

2016|2025 Markov Chain Monte Carlo.

X ζεχ. μελανίαι σε μέρη καταστάση
είναι θέση να επικονιωθεί παραγόμενη ζώνη^{ζώνη}
απόφυγε από αυτήν

X μέρος να είναι τα διανοματικά (X_1, X_2, \dots, X_p)

H X : αν διακριτή
-i αν οντοτήτης

$$f(x) = P(X=x) \text{ σημ}$$
$$f(x) = \sigma \prod \text{ για } X$$

(ανό κείμενο)

διατάξεις

Σκεπτική για μαρκόβια διαδικασία
σε κύρια παραγόμενη ζώνη διαρροής της X.

Ενώ ολοισδιπλοί περιποίησές ήδη στατική μετάβαση

$$q(x,y) = P[X_{n+1} = y | X_n = x] \text{ αν } X \text{ διακρίζεται}$$

$$\hat{q}(x,y) : \sigma \prod \text{ για } X_{n+1} | X_n = x \text{ } g(y|x)$$

Για παράδειγμα μπορούμε να ισχύει

$$q(x,y) = q(y) \quad (\text{ανεξ. των } x)$$

Αλγόριθμος MCMC

Οριζωντική γένια Μαρκοβιανή διαδικασία
και εγγύη:

Ως n καταίσχουμε την π. n ειρμές $X_n = x$
τότε:

1) Προσφέρουμε γένια καταίσχουμα $y \in X_{n+1}$
αύξηση για την $q(x,y)$ υλογική

2) Σημειώνουμε $\alpha(x,y) = \min \left\{ \frac{f(y) q(y,x)}{f(x) q(x,y)}, 1 \right\}$

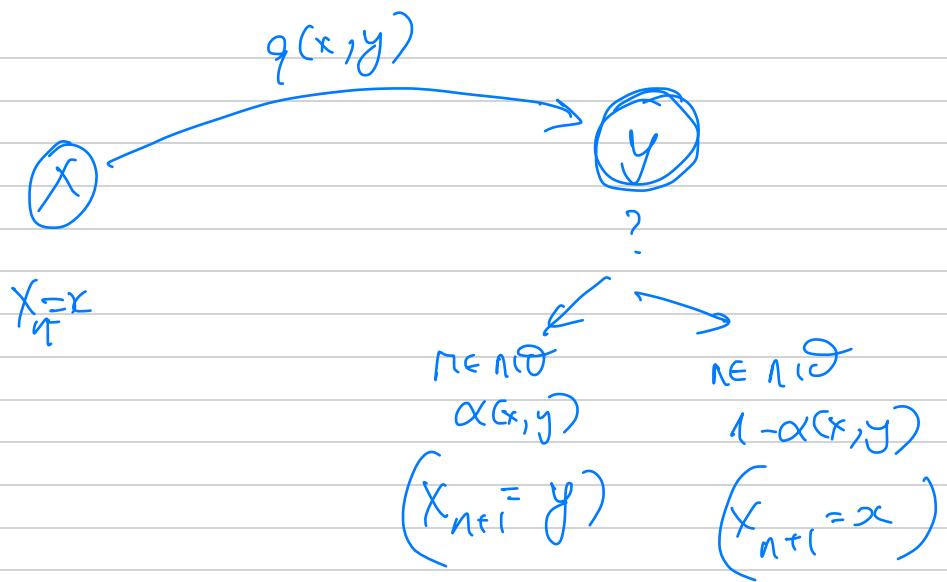
3) Η γένια υλογική καταίσχουμα y στέλνεται

δεκτή για ηδαύωντα $\alpha(x,y)$

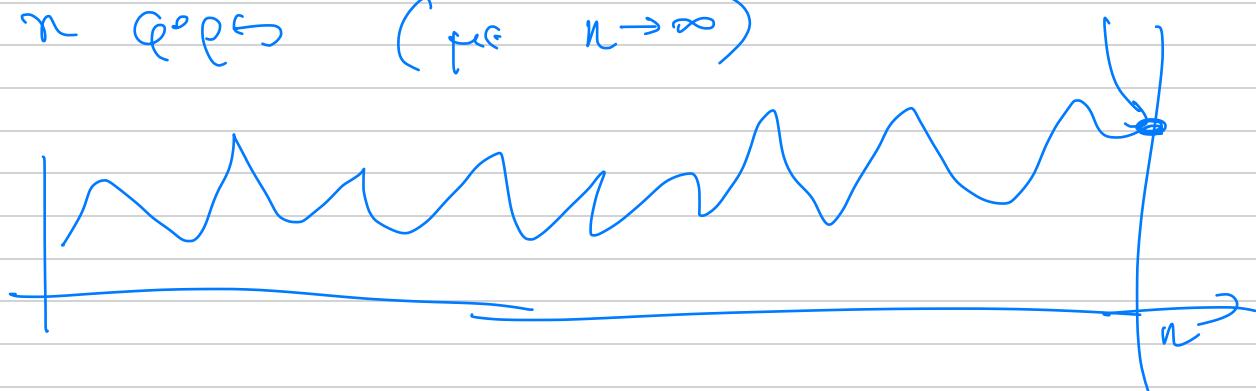
οποτε $X_{n+1} = y$

η γένια ηδαύωντα $1 - \alpha(x,y)$

απορρίζεται $\Leftarrow X_{n+1} = x$ (Λαπαρίσεις)
ούτε x



Ων προσφερεις ωται τη διαδικασια X_n
n φερεις ($\text{πε} n \rightarrow \infty$)

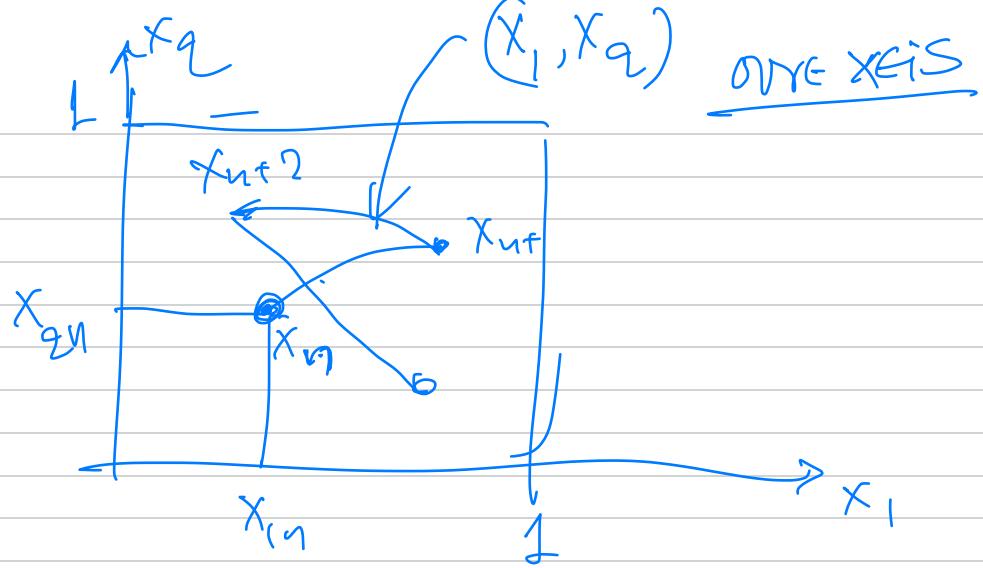


ω X_n αναποδειχνει την καλωσορισμη f .

Παραδειγμα

$$\text{Εσω } X = (X_1, X_2)$$

$$f(x,y) = \begin{cases} C(X_1^2 + X_2^2) & , \text{ όταν } 0 \leq X_1 \leq 1 \\ 0 & , \text{ όταν } 0 \leq X_2 \leq 1 \\ \delta_{\text{αρ}} & \end{cases}$$



Optim für Multidim. Sachkosten

$$x_n = (x_{1n}, x_{2n})$$

$$x = (x_1, x_2)$$

$$y = (y_1, y_2)$$

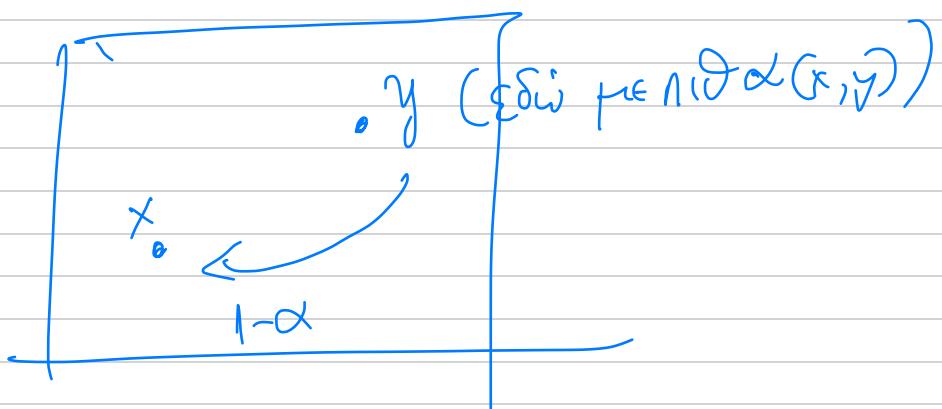
$$q(x, y) = q(y) = \begin{cases} k^{(=1)} & 0 \leq y_1 \leq 1, 0 \leq y_2 \leq 1 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

(S.S. Optimierung)

[Ferruzia na q : $y_1 = \text{runif}(1, 0, 1)$
 $y_2 = \text{runif}(1, 0, 1)$
 $y = c(y_1, y_2)$
 $y = \text{runif}(2, 0, 1)$]

$$\alpha(x, y) = \min \left\{ \frac{f(y) \cdot g(x)}{f(x) \cdot g(y)}, \frac{f(y^2 + y_1^2) - k}{g(x^2 + x_1^2) - k} \right\}$$

$$\alpha(x, y) = \min \left\{ \frac{\frac{y_1^2 + y_2^2}{x_1^2 + x_2^2}, 1 \right\}$$



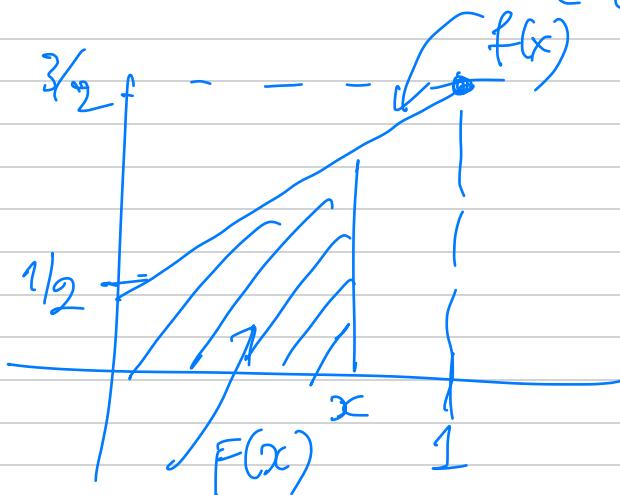
Енаважнісікілдіктер

(Зерпің екіліс)

№1

X нүхесінің 2-нші орт.

$$f(x) = \begin{cases} x + \frac{1}{2}, & 0 \leq x \leq 1 \\ 0, & \text{басынан кейін} \end{cases}$$



Дөйнешілік және бірнеше таралғандағы ортапозицияның
реконструкциясы

$$F(x) = P(X \leq x)$$

$$F(x) = \int_0^x f(y) dy = \int_0^x (y + \frac{1}{2}) dy =$$

$$\frac{y^2}{2} \Big|_0^x + \frac{1}{2} y \Big|_0^x = \frac{x^2}{2} + \frac{x}{2} = \frac{x+x}{2}$$

$$\left(F(0) = 0, \quad F(1) = \frac{1+1}{2} = 1 \right) \quad \checkmark$$

Τετριγρία ανισόποδων περιοχών:

1) Δημοργήθηκε ότι $U \sim U(0,1)$ (runif)

2) Αναρριχή $F(X) = U$ ως ιρρού \textcircled{X}

Εσώ $F(x) = \frac{x^2+x}{2} \Rightarrow F(X) = \frac{X^2+X}{2}$

$$\frac{X^2+X}{2} = U \Leftrightarrow X^2 + X = 2U \Leftrightarrow \underline{X^2 + X - 2U = 0}$$

$$\Delta = (b^2 - 4ac) = 1 + 8U \geq 0$$

$$X_{1,2} = \frac{-1 \pm \sqrt{1+8U}}{2}$$

$$= \frac{-1 - \sqrt{1+8U}}{2} \quad \text{αναρ.} \quad \textcircled{<0}$$

$$\downarrow \frac{-1 + \sqrt{1+8U}}{2} = \text{Γεράνι}$$

Τελικά

$$X = \frac{\sqrt{8U+1} - 1}{2}$$

όπου $U \sim U(0,1)$

Τετριγρία

Ηρόδης Σ

Εσω N -αριθμός ανυπέβαν οτι έρα ΕΤΟΣ

$$N \sim \text{Binomial}(500, 0.05) \leftarrow (\text{rbinom})$$

Αν $N = n$ τότε τα νοριά ανοφέρουν

X_1, X_2, \dots, X_n ανεξ. λοιπός τ.μ.

$$X_i \sim \text{Exp}(1/600)$$

Η συνολική αν.:

$$\underline{S = X_1 + \dots + X_n}$$

$$\theta = P(S > 35.000)$$

Σε κάτια επαναληψη:

1) Διπλ. $N = n$ αν. $\text{Bin}(500, 0.05)$

2) Διπλοπλιά n ανεξ. Εκθετικών
 $X = (X_1, \dots, X_n)$ (rexp)

3) $S = \text{sum}(X)$

4) $Z = \mathbb{1}(S > 35000) = \begin{cases} 1, & S > 35000 \\ 0, & S \leq 35000 \end{cases}$

return(Z)

Пространство \mathbb{K} попр. $(\mathbb{K} \gg)$
 $\Rightarrow z_1, \dots, z_k \in \{0, 1\}$

$$\hat{\theta} = \overline{z_k}$$

Проблема 3

Есть X нормальное распределение $X \sim N(5, 0.1)$

Y определено

$$Y|X=x \sim N\left(9 + \frac{1}{12}x, (0.04x)^2\right)$$

$$E(Y|X=x) = 9 + \frac{1}{12}x = b_0 + b_1 x, \quad \begin{cases} b_0 = 9 \\ b_1 = \frac{1}{12} \end{cases}$$

1) $\theta_1 = P(Y > 15)$

2) $\theta_2 = P(Y > 15 | X \geq 65)$

} Если у нас есть
} такое распределение

person-simulation = function()

$x = rgamma()$ (age)

$y \sim rnorm(1, 9 + \frac{1}{12}x, 0.04x)$

return c(x, y)

i) Προσβολικόν N ατόμων

$$\left. \begin{array}{l} X_1, \dots, X_N \\ Y_1, \dots, Y_N \end{array} \right\} =$$

$$\hat{\theta}_1 = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N \max(Y_j - 15, 0)$$

υηερβαση σεων των 15

2) $\theta_2 = E(Y|X \geq 65)$

a) $\left[\begin{array}{l} \text{Ανισ οι παραγόντες και όροι} \\ \text{επιλέγονται προ της εκθίσης με την προσβολή } X \geq 65 \end{array} \right]$

εσω K_1 άροτρα

$$\hat{\theta}_2 = \frac{1}{K_1} \sum_{j=1}^{K_1} \max(Y_j - 15, 0)$$

b) Για τα επιλεγμένα άροτρα με $X \geq 65$

προσβολικών με άροτρα τέχνη να

εχουν "διαμορφωθεί" και άροτρα με $X \geq 65$

$$\text{Kotançılı } X \sim \Gamma(\alpha, b)$$

\uparrow shape \nwarrow rate

$$E(X) = \frac{\alpha}{b}$$

R : rgamma(n, shape, rate)

Τηρούσθια στο κανόπεδον

$$\Theta = \int_a^b g(x) dx$$

? $g(x)$ ανδαιρέσιμη σειρά

Εσώ $X \sim U(a, b)$

$$\text{ΟΠΠ} : f(x) = \underbrace{\frac{1}{b-a}}_{b-a}, \quad a < x < b.$$

$$\Theta = \int_a^b g(x) \cdot \underbrace{(b-a)}_{b-a} \frac{1}{b-a} dx =$$

$$= (b-a) \int_a^b g(x) \underbrace{f(x) dx}_{= E[g(X)]} =$$

$$= (b-a) \underbrace{E[g(X)]}$$

Εκτίμηση προφορικής

Σημείωση $X_1, \dots, X_N \sim U(a, b)$

$$G_1, \dots, G_N : G_j = g(X_j)$$

$$\hat{\Theta} = (b-a) \overline{G_N} \leftarrow \begin{array}{l} \text{προετοιμασία} \\ \text{σε εποκήνα μεταβολής} \end{array}$$

$$\vartheta = \int_0^\infty g(x) dx$$

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

$$0 \leq X < \infty$$

$$f(x) = \lambda e^{-\lambda x} = 1 \cdot e^{-1x} = e^{-x}, x \geq 0$$

$$\vartheta = \int_0^\infty g(x) \cdot e^{-x} e^{-x} dx =$$

$$= \int g(x) e^x \cdot f(x) dx =$$

$$= E \left[\underbrace{g(X)}_{Y} \cdot e^X \right]$$

Suppose $X_1, \dots, X_n \sim \text{Exp}(1)$

$$Y_1, \dots, Y_n$$

$$Y_j = g(X_j) \cdot e^{X_j}$$

$$\hat{\theta} = \bar{Y}_N$$

projection
off.