

Να έχουμε κατ' $20/11/2021$
 ημερήσια με κέρδη \uparrow Αποκτ.
 με κέρδη \rightarrow No. 50. Σίβλα 20.
 I Αποκτ.

4/11/2021 - 4^ο Μέσημα

Αν τα δείγματα που έχουμε είναι σταθερά, μ τα δείγματα
 έχουν από εδώ και πέρα να το βιβλίο.

Σταθιστικά Μοντέλα

Jupyter (λογισμικό) \rightarrow κέρδος κάθε Jupyter
 $S = \sum_{i=1}^N X_i$

$X_i \sim F$

$F_S(x) = \sum P(\sum_{i=1}^N X_i \leq x | N=n) \cdot P(N=n)$

n-ωστε συνολικά $\rightarrow F^{*(n)}(x)$
 7-5 F

\leftarrow Ποσο γεννήτρια

$M_S(t) = P_N(M_X(t))$

\rightarrow Να το ερμηνεύσει αυτός

$N \sim \text{Poisson}(\lambda) \rightarrow \int_N$ (compound
 $\text{Poisson}(\lambda, F)$
 $E(N) = \text{Var}(N) = \lambda$ CP(λ, F)

$\text{Var}(\lambda) = 1$

$E(N) \leftarrow$ Εκτίμηση του διαστήματος

$\lambda \approx 1$ επιβίωση με Poisson

$\lambda \text{ var}(\lambda) > E(N)$ επιβίωση με $N \sim \text{Neg Binomial}$

Επίσης $N \sim \text{Geom}(p)$ (r, p)

Επίσης να δοκιμάσουμε με $X \sim \text{exp}(\theta)$.

Εάν $N \sim \text{Geom}(p)$. $P(N=n) = (1-p)^{n-1} \cdot p$

$E(N) = \frac{1-p}{p}$
 $\text{Var}(N) = \frac{1-p}{p^2}$

$P_N(u) = \sum_{n=0}^{\infty} u^n \cdot P(N=n) = \sum_{n=0}^{\infty} u^n (1-p)^{n-1} \cdot p = \frac{1}{1-(1-p)u}$

$X \sim F$

$S \sim$ (compound Geometric (p, F))
 $(S = X_1 + \dots + X_N)$

$|u| < \frac{1}{1-p}$

$M_S(t) = \frac{p}{1-(1-p)M_X(t)}$ $E(S) = E(N) \cdot E(X) = \frac{1-p}{p} \cdot E(X)$

$E(X) = \mu \quad \text{Var}(X) = \sigma^2$

$$\text{Var}(S) = \text{Var}(N) \cdot E^2(X) + E(N) \cdot \text{Var}(X)$$

$$= \text{Var}(N) \cdot \mu^2 + E(N) \cdot \sigma^2 =$$

$$= \frac{1-p}{p^2} \mu^2 + \frac{1-p}{p} \cdot \sigma^2$$

Πρόσθετα αν $\mu = \sigma$ τότε
 $\rightarrow N$ να υπολογιστεί
 να βρούμε $M_S(t)$,
 $E(S)$ και $\text{Var}(S)$ \rightarrow
 και αν S και X είναι ανεξάρτητα τότε
 $E(S) = \mu$ και $\text{Var}(S) = \sigma^2$
 $X \sim \exp(\lambda)$
 $f_X(x) = \lambda \cdot e^{-\lambda x}, x > 0$
 $M_X(t) = E(e^{tx}) = \frac{\lambda}{\lambda - t}$

$$M_S(t) = \frac{p}{1 - (1-p)e^{-\lambda t}} = \frac{p(\lambda - t)}{\lambda p - t}$$

$$M_S(t) = \frac{\lambda p - p \cdot t}{\lambda p - t} = p + (1-p) \cdot \frac{\lambda p}{\lambda p - t}$$

$$= p \cdot 1 + (1-p) \cdot \frac{\lambda p}{\lambda p - t}$$

π.θ. αίσθημα π.θ. αίσθημα
 π.θ. π.θ. (π.θ. κρούση να είναι $t \in$, γρήγορα - να είναι $\frac{\lambda p}{\lambda p - t} \neq$

$$S = \begin{cases} X_1, \text{ με π.θ. } p = P(N=0) \\ X_2, \text{ με π.θ. } 1-p. \end{cases} \rightarrow \text{αν } P(N=n) = (1-p)^n \cdot p$$

$$X_1 = 0 \text{ με π.θ. } 1 \quad (P(X_1=0) = 1)$$

$$X_2 \sim \exp(\lambda p)$$

X_1 : ποιά θα είναι η S
 που αν δεν έχω
 τελικά

S μικτή κατανομή X_1 διακριτή X_2 συνεχής

$$F_S(x) = p \cdot 1 + (1-p) \cdot (1 - e^{-\lambda p x})$$

\rightarrow Α.Θ.ρ. Εκδ. με αναπ. p .



Π.Χ. εφ. της αρχικής γενεάς του ζεύγους
 αλληλόμενου π.χ. ληξαιούχων
 ερωτ. το λ τους ερωτ. λ λήξαιούχων

Ερωτ. ποσ. το λ αλληλόμενου ζεύγους.
 Ερωτ. π.χ. Poisson αλληλόμενου λ ερωτ. λ ερωτ. λ ερωτ.

Χαρακτηριστική της $N(\lambda)$, λ τ.μ. με συν. πυκν. $u(\lambda)$, $\lambda > 0$

Οπως γινεται ότι $N|(\Lambda = \lambda) \sim \text{Poisson}(\lambda)$

$$P(N=n) = \int_0^{\infty} P(N=n|\Lambda=\lambda) \cdot u(\lambda) \cdot d\lambda = \int_0^{\infty} \frac{e^{-\lambda} \lambda^n}{n!} u(\lambda) d\lambda$$

$$E(N) = E[E(N|\Lambda)] = E(\Lambda)$$

$$\text{Var}(N) = E(\text{Var}(N|\Lambda)) + \text{Var}(E(N|\Lambda)) = E(\Lambda) + \text{Var}(\Lambda)$$

Θ.Ο.Ν. $P(A) = P(A|B) \cdot P(B) + P(A|B^c) \cdot P(B^c)$
 Γενικά: $P(A) = P(A|B_1) \cdot P(B_1) + P(A|B_2) \cdot P(B_2) + \dots + P(A|B_n) \cdot P(B_n)$

π.χ. $P(X=3) = P(X=3|Y=0) \cdot P(Y=0) + P(X=3|Y=1) \cdot P(Y=1) + \dots$

$$f_X(x) = \int_{x|Y} f(x|y) \cdot f_Y(y) dy$$

Ερωτ. $N \sim \text{Poisson}$
 $E(N) = \lambda$
 $\text{Var}(N) = \lambda$

$N^* = \sum_{i=1}^n N_i \neq \text{Poisson}$
 # Γενικά

$$E(N^*) = E(\sum N) = \sum E(N) = \sum \lambda$$

$$\text{Var}(N^*) = \text{Var}(\sum N) = \sum \text{Var}(N) = \sum \lambda$$

$\sum \lambda \neq \lambda$ ορα ότι δεν είναι Poisson.

$N = 0, 1, 2, 3$
 $C \cdot N \sim \text{Compound Poisson}(\lambda, F)$

$$= \underbrace{C + C + C + \dots + C}_N = \sum_{i=1}^N C$$

μλ $F = \begin{cases} 0, & x < c \\ 1, & x \geq c \end{cases}$

$$P(X=c) = 1$$

Κλάση Τηχίων αυτοκινήτων

$$S_{(1)} = X_{11} + \dots + X_{2N_1} \quad N_1 = \# \text{ Τηχίων αυτοκινήτων}$$

Κλάση Πυραγιά

$$S_{(2)} = X_{21} + \dots + X_{2N_2} \quad N_2 = \# \text{ Τηχίων πυραγιάς}$$

Κλάση Νταγκιν

$$S_{(3)} = X_{31} + \dots + X_{3N_3}$$

$$\begin{aligned} \text{Εστω ότι: } & \left. \begin{aligned} S_{(1)} &\sim CP(\lambda_1, F_1) \\ S_{(2)} &\sim CP(\lambda_2, F_2) \\ &\vdots \\ S_{(m)} &\sim CP(\lambda_m, F_m) \end{aligned} \right\} S = S_{(1)} + \dots + S_{(m)} \\ & \sim CP(\lambda, F) \end{aligned}$$

Ο αριθμός

$m = \#$ στάθμων

π.χ. $S_{(1)} = 10$ ετ.

$S_{(2)} = 15$ ετ. Κρο.Κ

αυτοκίνητα

(π.χ. λογ. διαστήματα
ήδη αυτοκινήτων)

$$\lambda = \sum_{i=1}^m \lambda_i$$

$$F = \sum_{i=1}^m \frac{\lambda_i}{\lambda} \cdot F_i$$

Παράδειγμα

π.χ. $J_{\text{αυτ.}}$

$$\rightarrow S_{(1)} \sim CP(10, F_1)$$

$$F_1(x) = 1 - e^{-x}, x \geq 0$$

$$\rightarrow S_{(2)} \sim CP(15, F_2)$$

$$F_2(x) = 1 - e^{-x}(1+x), x \geq 0$$

απλά αυτοκίνητα ο. $S_{(1)}, S_{(2)}$

Πείρα κατανομή ως $S_{(1)} + S_{(2)}$.

$$S_{(1)} + S_{(2)} \sim CP(25, F)$$

10+15

$$F(x) = \frac{10}{25} \cdot F_1(x) + \frac{15}{25} \cdot F_2(x) =$$

$$= \frac{10}{25} \cdot (1 - e^{-x}) + \frac{15}{25} \cdot (1 - e^{-x}(1+x)) =$$

$$= 1 - e^{-x} \left(1 + \frac{3}{5} \cdot x\right)$$

Εστω $S = \sum_{i=1}^N X_i \sim CP(\lambda, (\pi_k))$ ↙ Διακριτή

$S = X_1 \cdot N_1 + \dots + X_m \cdot N_m$
↑ νόσος φορές το X_1 ↑ νόσος φορές το X_m

$\pi_k = P(X = x_k)$
 $\sum_{k=1}^m \pi_k = 1$

N_1, \dots, N_m αυτ. διακριτές
 $N_k \sim \text{Poisson}(\lambda_k) \quad \lambda_k = \lambda \cdot \pi_k$
↑ μέτρο π_k
 $k = 1, \dots, m$

(το ποσό που θα ανταμώσω είναι n x_1 i x_2 i x_3 i \dots i x_k)

Αν το σύνολο των J τύπων Poisson τότε ιδίως οι αριθμοί $n \cdot x$ του k_1 συν. n N_1, \dots, n του k_m συν. n N_m είναι και συν. Poisson.

Εφαρμογή

Εστω $S \sim CP(4, (\pi_k))$

$P(X=1) = 1/4 \quad P(X=2) = 1/2 \quad P(X=3) = 1/4$

Γράφω την S ως J ποσότητες i x_i \sim Poisson και να υπολογίσω την κατανομή του $P(S=0)$

4 2 φορές το 1€
 1 1 φορά το 2€

$P(S=0)$
 $P(S=1)$
 $P(S=2)$
 ...

$$S = X_1 + \dots + X_N$$

Jinhiv

$$N \sim \text{Poisson}(4)$$

$$E(N) = 4 = \text{number of subscribers}$$

of groups.

$$s = 1, 2, 3, 4, \dots$$

$$E(S) = E(N) \cdot E(X) = 4 \cdot 2 = 8 \text{ €}$$

average
cost M.O.

$$E(X) = 1 \cdot \frac{1}{4} + 2 \cdot \frac{1}{2} + 3 \cdot \frac{1}{4} = 2$$

$$S \sim CP(\lambda, \Delta, \alpha \text{ € price})$$

To calculate the expected value

$$\text{we need } P(S=0), P(S=1), P(S=2), P(S=3), \dots$$

$$S = X_1 \cdot N_1 + X_2 \cdot N_2 + X_3 \cdot N_3$$

$$= N_1 + 2N_2 + 3 \cdot N_3$$

$$X_1 = 1, X_2 = 2, X_3 = 3$$

$$N_1 \sim \text{Poisson}(\lambda \cdot n_1) = \text{Poisson}(1) \quad P(N_1 = n) = \frac{e^{-1} \cdot 1^n}{n!} = \frac{e^{-1}}{n!}$$

$$N_2 \sim \text{Poisson}(\lambda \cdot n_2) = \text{Poisson}(2) \quad P(N_2 = n) = \frac{e^{-2} \cdot 2^n}{n!}$$

$$N_3 \sim \text{Poisson}(\lambda \cdot n_3) = \text{Poisson}(1) \quad P(N_3 = n) = \frac{e^{-1}}{n!}$$

Therefore we can find the probability of S being 0, 1, 2, 3, 4, ...

$$P(S=0) = \sum P(N_1=0) \cdot P(2N_2=0)$$

using the addition rule

n	$P(N_1=n)$	$P(2N_2=n)$	$P(N_1 + 2N_2 = n)$
0	e^{-1}	e^{-2}	e^{-3}
1	e^{-1}	—	e^{-3}
2	$e^{-1/2}$	$2 \cdot e^{-2}$	$e^{-1/2} \cdot e^{-2} + e^{-1} \cdot 2 \cdot e^{-2}$
3	—	—	$e^{-3} \cdot 5 = \left(\frac{e^{-1}}{2} + P(N_1=1) \cdot P(2N_2=1) \right)$
4	—	—	$= e^{-1} \cdot e^{-2} = e^{-3}$

$$P(N_1 + 2N_2 = n)$$

$$0, 3, 6, 9 \quad P(N_3 = \frac{n}{3})$$

Miksi näin käännettä vettä etäällä?

$$P(3N_3 = n)$$

$$P(S = 0)$$

0

$$e^{-1}$$

$$e^{-1}$$

1

—

$$e^{-1}$$

2

—

3

$$e^{-1}$$

⋮

9

∴ näin on ääliö (as joku on no 9)

Opia Astion