

(۱) زمان را - بازه زمانی بـ طول α به طوری که نرخ رویداد ۳ و بـ زمان

به طوری که نرخ رویداد ۳ باشه فرض کنیم $10 - \alpha$

$$P_1 \sim \text{Pois}(\alpha), P_r \sim \text{Pois}(\alpha_0 - \alpha)$$

$$P = R + P_r \sim \text{Pois}(\alpha_0 + \alpha) \quad P_1 \text{ جزء}$$

$$P(P_1 + P_r = n) = \sum_{k=0}^n P(P_1 = k) \times P(P_r = n - k)$$

$$= \sum_{k=0}^n \frac{e^{-\alpha}}{k!} \frac{\alpha^k}{\alpha_0^k} \times \frac{e^{-(\alpha_0 - \alpha)} (\alpha_0 - \alpha)^{n-k}}{(\alpha_0 - \alpha)^k} = \frac{e^{-(\alpha_0 + \alpha)}}{n!} \sum_{k=0}^n \frac{n!}{k!(n-k)!} \frac{(\alpha_0 - \alpha)^k}{\alpha_0^k}$$

این سوال

اصلاً می‌دارد

در آخرین

مرحله pdf

دنبی گارانتیسرا

با انتها $\frac{1}{2}$ کردم

پس جواب دست

در اصل می‌آمد

$$= \frac{e^{-(\zeta_0+2)}}{n!} (\zeta_0+2)^n = P(P=n)$$

$$\rightarrow P(N=n | X=x) = \frac{e^{-\zeta_0+2}}{n!} x^n$$

$X \sim \text{Gamma}(\zeta, \omega) \rightarrow \underline{\beta = r}, \underline{\alpha = \omega}$
 بارامېٹرلار
 اړتیاں

Let $\underline{P_1 \sim \text{Pois}(\alpha)}, \underline{P_c \sim \text{Pois}(\zeta_0)}$

$P(P_1 + P_c = n) = P(P=n) \rightarrow$ مئل تېل ایسا بې شوو

$$\rightarrow P_{(P=n)} = \sum_{k=0}^n P_{(P_1=k)} \times P_{(P_c=n-k)}$$

$\Rightarrow P_{(P_1=k)}$ اصلی حالت مخصوص و جالب برآخت $P_{(P_c=n-k)}$

\rightarrow ردیف زیر بدست می‌آید:

$N \sim \text{Pois}(\theta)$ and $\theta \sim \text{Gamma}(\alpha, \beta)$: جالب مخصوص

$$P(N=n) = ?$$



$$(15) \quad P(N = n | \Theta = \theta) = \frac{e^{-\theta} \theta^n}{n!} \quad n = 0, 1, 2, \dots$$

Suppose that Θ has a Gamma distribution with ~~rate~~ parameter α and shape parameter β . The following is the probability density function of Θ .

$$(16) \quad g(\theta) = \frac{\alpha^\beta}{\Gamma(\beta)} \theta^{\beta-1} e^{-\alpha\theta} \quad \theta > 0$$

Then the joint density of N and Θ is:

$$(17) \quad P(N = n | \Theta = \theta) g(\theta) = \frac{e^{-\theta} \theta^n}{n!} \frac{\alpha^\beta}{\Gamma(\beta)} \theta^{\beta-1} e^{-\alpha\theta}$$

The unconditional distribution of N is obtained by summing out θ in (17).

$$\begin{aligned}
 (18) \quad \underline{P(N = n)} &= \int_0^\infty P(N = n | \Theta = \theta) g(\theta) d\theta \\
 &= \int_0^\infty \frac{e^{-\theta} \theta^n}{n!} \frac{\alpha^\beta}{\Gamma(\beta)} \theta^{\beta-1} e^{-\alpha\theta} d\theta \\
 &= \int_0^\infty \frac{\alpha^\beta}{n! \Gamma(\beta)} \theta^{n+\beta-1} e^{-(\alpha+1)\theta} d\theta \\
 &= \frac{\alpha^\beta}{n! \Gamma(\beta)} \frac{\Gamma(n + \beta)}{(\alpha + 1)^{n+\beta}} \int_0^\infty \frac{(\alpha + 1)^{n+\beta}}{\Gamma(n + \beta)} \theta^{n+\beta-1} e^{-(\alpha+1)\theta} d\theta \\
 &= \frac{\alpha^\beta}{n! \Gamma(\beta)} \frac{\Gamma(n + \beta)}{(\alpha + 1)^{n+\beta}} \\
 &= \frac{\Gamma(n + \beta)}{\Gamma(n + 1) \Gamma(\beta)} \left(\frac{\alpha}{\alpha + 1} \right)^\beta \left(\frac{1}{\alpha + 1} \right)^n \\
 &\star = \binom{n + \beta - 1}{n} \left(\frac{\alpha}{\alpha + 1} \right)^\beta \left(\frac{1}{\alpha + 1} \right)^n \quad n = 0, 1, 2, \dots
 \end{aligned}$$

$$P_1 \sim \text{Pois}(\alpha), P_c \sim \text{Pois}(\gamma_0) \quad \text{و } \frac{1}{\alpha} \text{ عباره عن} \rightarrow$$

$$\hookrightarrow \alpha \sim \text{Gamma}(\gamma, \omega) \quad \xrightarrow{\text{کسر احتمال را کر}} \quad \text{کسر احتمال را کر}$$

$$P(P_1=n) = \binom{n+1}{n} \left(\frac{\omega}{\gamma}\right)^n \left(\frac{1}{\gamma}\right)^1 = \frac{(n+1) \times \gamma^n}{\gamma^{n+1}}$$

$$P(P=\omega) = P(P_1 + P_c = \omega) = \sum_{k=0}^n P(P_1=k) \times P(P_c=n-k)$$

$$= \sum_{k=0}^{\omega} \frac{(k+1) \times \omega}{\gamma^{k+1}} \times \frac{e^{-\gamma} \times \gamma^{\omega-k}}{(\omega-k)!} = \frac{\omega \times \gamma^{\omega} \times e^{-\gamma}}{\gamma^{\omega}} \sum_{k=0}^{\omega} \frac{(k+1)}{(\gamma^k)^k} \times \frac{1}{(\omega-k)!}$$

= 0.00001\omega \ln \omega \rightarrow \text{استقر} \star

کے ایسے این راہ کر بے جو ب تقریبی $\approx 4 / (n \times \lambda^2)$ میں سرسری کے ایسا دلار

ایسا کھڑا ہے اسے در نظر نہ رکھے اسے و در راستہ دیم لیں مثلاً ابر عان کر دیں

راہ دو میں:

$$P \sim \text{Pois}(\lambda_0 + \lambda_1)$$

$$P(N=n | X=x) = \frac{e^{-(\lambda_0 + \lambda_1)} (\lambda_0 + \lambda_1)^n}{n!}$$

دراستہ دادا
rate = $\lambda_0 + \lambda_1$

$$X \sim \text{Gamma}(\alpha, \omega) \rightarrow \underline{\beta = \omega}, \underline{\alpha = \omega}$$

دراستہ دادا
بازار میں
کار میں

$$P(N=n) = \int_0^n P(N=n | X=x) \times P(X=x) dx$$

$$= \int_0^{\infty} e^{-(\zeta_0 + \alpha x)} \frac{n}{n!} (\zeta_0 + \alpha x)^n \times \frac{\alpha^n}{2^{n-1}} e^{-\alpha x} dx$$

$$= \frac{\alpha^n}{n! \Gamma(n+1)} \int_0^{\infty} e^{-\zeta_0 - \alpha x} \times (\zeta_0 + \alpha x)^n \times \frac{1}{2^{n-1}} \times e^{-\alpha x} dx$$

$$= \frac{\alpha^n}{n! \Gamma(n+1)} \int_0^{\infty} e^{-\zeta_0 - \alpha x} \times (\zeta_0 + \alpha x)^n \times \frac{1}{2^{n-1}} \times e^{-\alpha x} dx$$

$$\alpha = \omega \quad \beta = r \quad n = \omega$$

$$= \frac{\zeta_0^\omega}{\Gamma(\omega)} \int_0^{\infty} \frac{(\omega + \zeta_0)^\omega x^{\omega-1}}{e^{(\omega + \zeta_0)x}} dx$$

0/000041919

کہ این جواب درست راستے است



$$\left(\int_0^{10} \frac{(x+20)^5 x}{e^{6x+20}} dx \right) \times \frac{25}{120}$$

Definite integral

More digits

$$\frac{5 \int_0^{10} e^{-20-6x} x (20+x)^5 dx}{24} = \frac{25 (37588901 e^{60} - 16471200761)}{46656 e^{80}} \approx 0.000041515$$

Result

دلیل آئندہ دو حجوب بیار نزدیک اندیش اس تک
 $P(X > 10)$

در توزیع کامای لگنہ نہ بیار محدود کو حلیات و املاک ناچی

ایجاد نہیں کر لگنہ آئندہ این خصی را در حل در نظر نگیری سے

در واتسون (وردر خطا) برائی اول حدود ۱۰ (لگنہ و افعی) قابل جمع

ہوئے اسے۔

$$X \sim \exp(\lambda_{(t)}) \quad \lambda_{(t)} = \frac{1}{\omega_{cc}} + \frac{9}{\omega_{cc}} I_{(t)} \quad (F)$$

$$I_{(t)} = \underline{t \text{ mod } 100 < 9}$$

$$P(X < \omega_0) = P_{\underbrace{(0 < X < \omega)}} + P_{\underbrace{(0 < X < \omega_0)}} \\ x_1 \sim \exp\left(\frac{1}{\omega_0}\right) \quad x_2 \sim \exp\left(\frac{1}{\omega_{cc}}\right)$$

$$P_{(0 < X < \omega)} = F_{x_1}(\omega) = 1 - e^{-\frac{\omega}{\omega_0}} = \boxed{1 - e^{-\frac{1}{10}}}$$

$$P = e^{-\frac{1}{10}} \text{ ، در } \omega \text{ در یک ساعت اول خود} \quad P = 1 - e^{-\frac{1}{10}} \text{ با همی}$$

$$P_{(0 < X)} = e^{-\frac{1}{10}} \quad \leftarrow \text{ صحیح تالع ۱۰ ثانیه}$$

$$P_{(0 < X < \omega_0 | 0 < X)} = F_{x_2}(\omega_0) = 1 - e^{-\frac{9}{100}}$$

$$\rightarrow P(\omega < x < \omega_0, \omega < x) = 1 - e^{-\frac{9}{100}}$$

$P(\omega < x)$

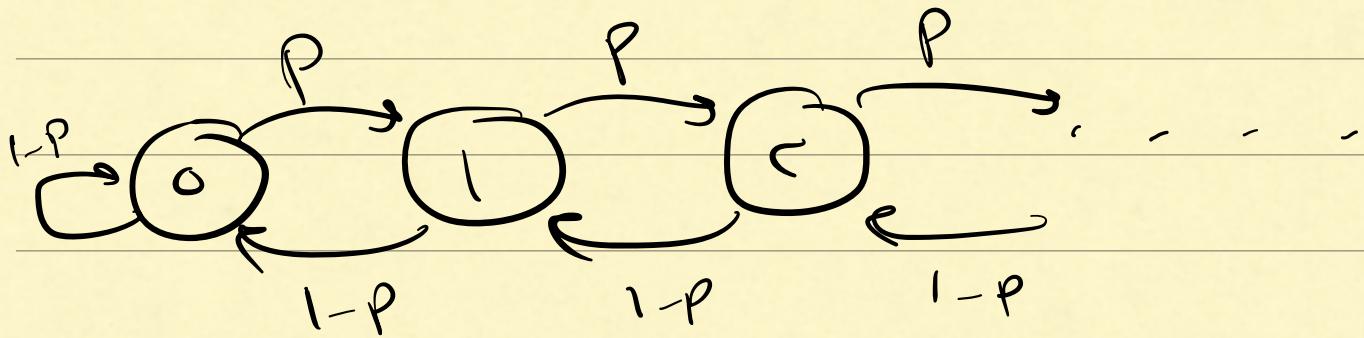
$$\rightarrow P(\omega < x < \omega_0) = e^{-\frac{1}{10}} \left(1 - e^{-\frac{9}{100}} \right)$$

$$\rightarrow P(x < \omega_0) = 1 - e^{-\frac{1}{10}} + e^{-\frac{1}{10}} \left(1 - e^{-\frac{9}{100}} \right)$$

$$= 1 - e^{-\frac{1}{10}} + e^{-\frac{1}{10}} - e^{-\frac{19}{100}} = 1 - e^{-\frac{19}{100}}$$

$$\rightarrow P(x < \omega_0) \sim 0 / 1 \vee r$$

الف (۲)



مُرْضِيَّ كَوْن دَوْهَى وَاحِدَةٌ : $\sum \lambda_i = 1$ *Steady state*

$$\lambda_0 = (1-p)\lambda_0 + (1-p)\lambda_1 \rightarrow \text{لَدَرْ صَفَرْ دَوْهَى رَاجِع}$$

$$\therefore \lambda_1 = \frac{p}{1-p} \lambda_0 \quad \text{لَدَرْ صَفَرْ دَوْهَى رَاجِع}$$

$$\lambda_1 = \lambda_0 p + \lambda_2 (1-p) \rightarrow \lambda_1 = (1-p)\lambda_1 + (1-p)\lambda_2 \rightarrow$$

$$\lambda_2 = \frac{p}{1-p} \lambda_1$$

$\lambda_i = \frac{p}{1-p} \lambda_{i-1}$: طَرْ مَبَابَه بَا (سَعْرَا) دَوْهَى تَوَانَ شَان دَارَه

Let $\alpha = \frac{P}{1-P}$ $\rightarrow z_i = \alpha z_{i-1} \rightarrow z_i = \alpha^i z_0$

if $0 < P < \frac{1}{\alpha} \rightarrow 0 < \alpha < 1 :$

C.

$$\sum_{i=0}^{\infty} z_i = 1 \rightarrow \text{مجموع درجات الحرارة} = 1$$

$$\rightarrow z_0 \sum_{i=0}^{\infty} \alpha^i = 1 \rightarrow \frac{z_0}{1-\alpha} = 1 \rightarrow z_0 = 1-\alpha$$

$$\rightarrow z_i = (1-\alpha) \alpha^i, \alpha = \frac{P}{1-P}$$

$$\text{if } \sum p_i < 1 \rightarrow 1 < \alpha$$

(2)

$$1 = \sum_{i=0}^{\infty} \alpha_i \rightarrow \alpha_0 \sum_{i=0}^{\infty} \alpha^i = 1 \quad \cancel{\times}_c$$

$$= \infty$$

هی سی تواند در steady state تعریف شود

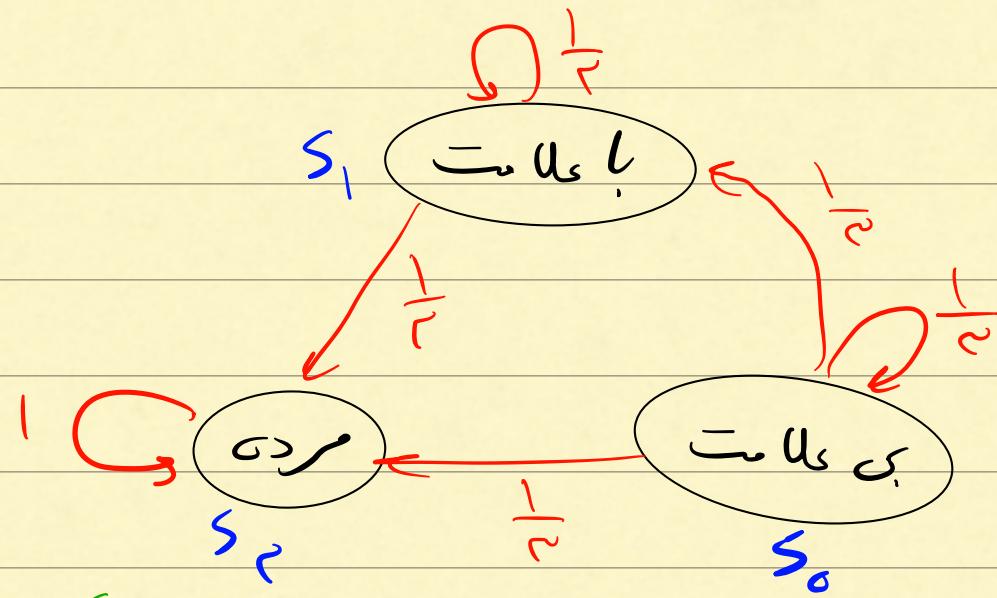
دستکنه آر α_0 مزباند به تناقض می خورد آر این صربنده باز هم

اگر $1 < \alpha$ ب تناقض بریغ داین یعنی همه حالات گذراشند

و خواهیم داشت :

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P(X_n=j | X_0=i) = 0 : \text{برای هر لوا}$$

(4)



$$P = \begin{bmatrix} s_0 & \frac{1}{2} & \frac{1}{2} & \frac{1}{2} \\ s_1 & 0 & \frac{1}{2} & \frac{1}{2} \\ s_2 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$$

(Absorbing)

حالت حردها ز است جون

افعال ا در خودستی مانند و

هرگز از آن state خارج نمی شوی

پس از P_{ij}^n را با کم دهم P_{ij} به صفر می کنیم (پس از $P_{ij}=1$)

دلیل این P_{ij}^n باتی حی ماند که پس از بیشتر مردم بگزید تعداد مردمی که داشتم (پس از $P_{ij}=1$)

ت را از فک نموده حرکت صای باتی خانه تردد نباید

$$t_{r=0} \quad t_0 = \underline{\underline{c}}$$

این ریاضی

$$t_0 = l + \frac{1}{c} t_r + \frac{1}{c} t_0 + \frac{1}{c} t_1 \quad \left. \right\}$$

$$t_1 = l + \frac{1}{c} t_1 + \frac{1}{c} t_r$$

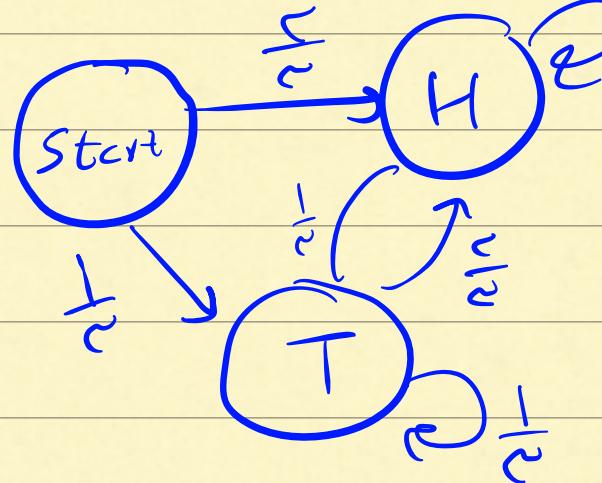
و

$$t_0 = c + t_1 \quad t_1 = c \quad \left. \right\} \begin{cases} t_0 = ck_0 \end{cases}$$

بسی ب حرکت لازم است

دلیل دیده: ⑤

را با ۲ دیدگاه حل کرد
نه دو حالت ساده



$$P_H = \frac{1}{2}$$

$$P_T = \frac{1}{2}$$

$X \sim HTH$ نسبت ترکیبی $= 6:1$ نعماد

$$E[X|HT] = \frac{1}{2} \times 1 + \frac{1}{2}(1 + E[X|TT]) = a$$

$$E[X|TT] = \frac{1}{2}(1 + E[X|TH]) + \frac{1}{2}(1 + E[X|HT]) = b$$

$$E[X|TH] = \frac{1}{2}(1 + E[X|HH]) + \frac{1}{2}(1 + E[X|HT]) = c$$

E

$$E[x|HH] = \frac{1}{2}(1+E[x|HH]) + \frac{1}{2}(1+E[x|HT]) = C$$

$$\rightarrow a = \frac{r}{\epsilon} + \frac{1+b}{\epsilon} \rightarrow \boxed{ra - r = b}$$

$$b = \frac{r}{\epsilon}(1+C) + \frac{1}{\epsilon}(1+b) \rightarrow \boxed{rb = rC + r}$$

$$C = \frac{r}{\epsilon}(1+C) + \frac{1}{\epsilon}(1+a) \rightarrow \boxed{C = a + r}$$

$$a = \frac{1-a}{\epsilon}$$

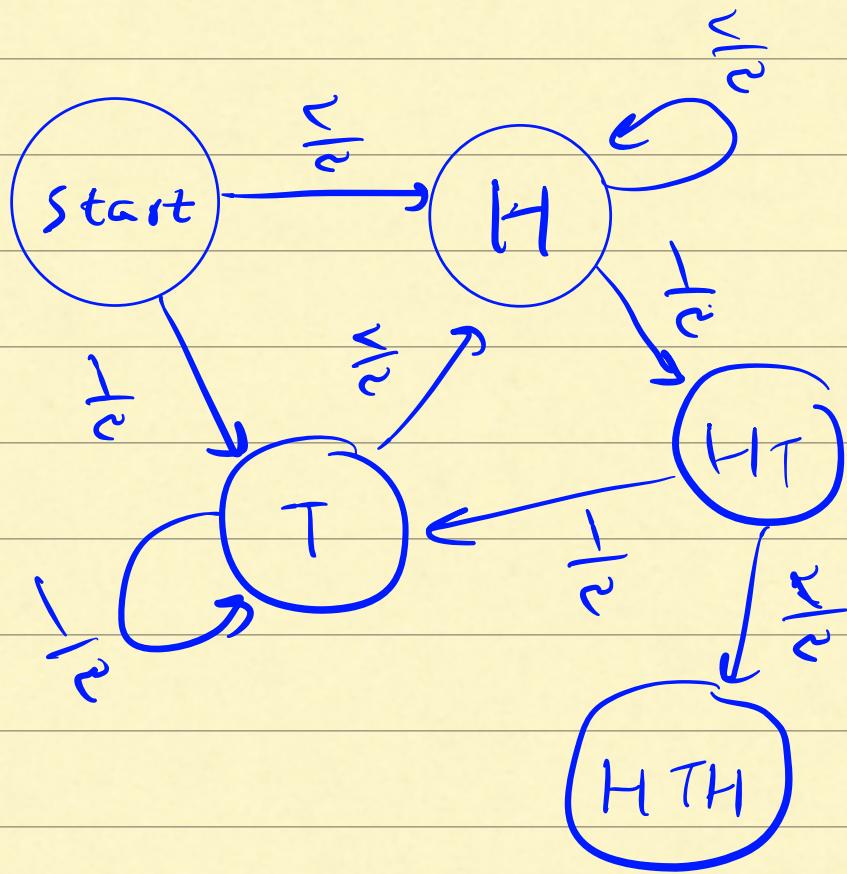
$$b = \frac{\epsilon - a}{\epsilon}$$

$$C = \frac{\epsilon - r}{\epsilon}$$

$$E[x] = r + \frac{1}{q}(E[x|HT] + E[x|TH]) + \frac{1}{q}E[x|TT] + \frac{\epsilon}{q}E[x|HH]$$

$$= r + \frac{1}{q}(a+c) + \frac{b}{q} + \frac{\epsilon}{q}c$$

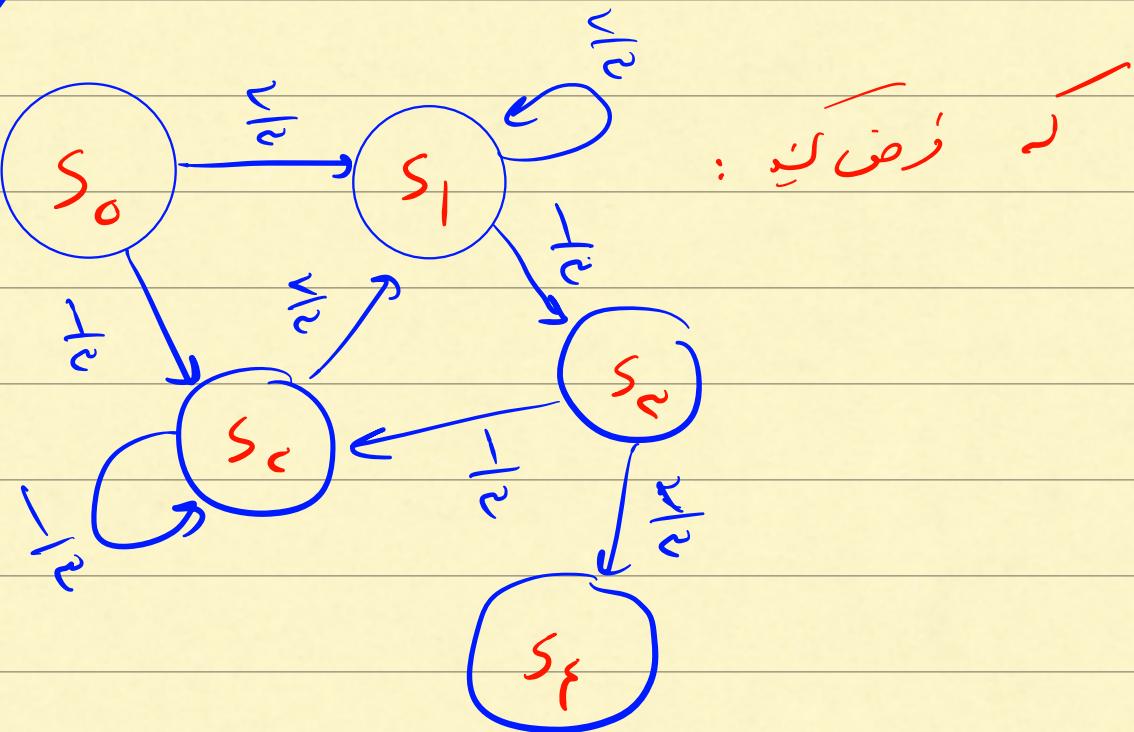
$$= r + \frac{1}{q}\left(\cancel{r} + \frac{\epsilon - a}{\epsilon} + \frac{\epsilon - r}{\epsilon}\right) = r + \frac{\epsilon - a}{1-\epsilon} = r + \frac{\epsilon - a}{\epsilon} = \boxed{r/\epsilon}$$



دید در : حالت HTH

$$P_H = \frac{1}{2} \quad \text{خالی} \leftrightarrow H$$

$$P_T = \frac{1}{2} \quad \text{جی} \leftrightarrow T$$



که از این کار:

ت را بروز کن و تعداد حرکت های باقی مانده

$$t_{\infty} = 0$$

$$t_0 = ?$$



اصغرین

$$t_{\infty} = 1 + \frac{c}{\epsilon} t_c + \frac{t_r}{\epsilon} \rightarrow c t_{\infty} = c + t_r \quad \left. \begin{array}{l} t_{\infty} = \frac{1}{\epsilon} \\ t_r = \frac{c}{\epsilon} \end{array} \right\}$$

$$t_c = 1 + \frac{c}{\epsilon} t_1 + \frac{1}{\epsilon} t_r \rightarrow c t_c = c + c t_1 \quad \left. \begin{array}{l} t_1 = \frac{c}{\epsilon} \\ t_r = \frac{c}{\epsilon} \end{array} \right\}$$

$$t_1 = 1 + \frac{c}{\epsilon} t_1 + \frac{1}{\epsilon} t_r \rightarrow t_1 = c + t_r \quad \left. \begin{array}{l} t_r = \frac{c}{\epsilon} \\ t_1 = \frac{c}{\epsilon} \end{array} \right\}$$

$$t_0 = 1 + \frac{c}{\epsilon} t_1 + \frac{1}{\epsilon} t_r \rightarrow c t_0 = c + c t_1 + t_r$$

$$\rightarrow c t_0 = c + \frac{c \epsilon}{\epsilon} + \frac{c}{\epsilon} \rightarrow t_0 = \lambda / c \omega$$

Parameters	<ul style="list-style-type: none"> $k > 0$ shape $\theta > 0$ scale 	<ul style="list-style-type: none"> $\alpha > 0$ shape $\beta > 0$ rate
Support	$x \in (0, \infty)$	$x \in (0, \infty)$
PDF	$f(x) = \frac{1}{\Gamma(k)\theta^k} x^{k-1} e^{-\frac{x}{\theta}}$	$f(x) = \frac{\beta^\alpha}{\Gamma(\alpha)} x^{\alpha-1} e^{-\beta x}$
CDF	$F(x) = \frac{1}{\Gamma(k)} \gamma\left(k, \frac{x}{\theta}\right)$	$F(x) = \frac{1}{\Gamma(\alpha)} \gamma(\alpha, \beta x)$

: امثل

$\beta = \kappa$, $\alpha = \omega$ حل کریں معنی shape-rate من سوال را صرف

حل کریں

shape parameter = κ , rate parameter = ω کرنے میں کر کر

$\beta = \kappa$, $\alpha = \frac{1}{\omega}$ کہاں میں shape-scale کا دراوازہ ہے حالی

مدد ملے
حالت درست ← shape parameter = κ , scale parameter = ω کر

کچھ خاتمے rate parameter = $\frac{1}{\omega}$ جوں کے حون

: میں کہاں صرف باستارے حل کریں $\alpha = \frac{1}{\omega}$ دراوازہ

* مطلب ۱ از ایجاد ردم و حجج زایدی که این است *

(۱) زمان را - بازه زمان بطول α به طوری که زخم رویدار ۳ در هر زمان

- طوری که زخم رویدار ۳ باشد فرض کنیم $10 - \alpha$

$$P_1 \sim \text{Pois}(\alpha), P_c \sim \text{Pois}(\beta_0 - \alpha)$$

$$P = R + P_f \sim \text{Pois}(\beta_0 + \alpha)$$

P_{1+2}

$$P(P_1 + P_f = n) = \sum_{k=0}^n P(P_1 = k) \times P(P_f = n - k)$$

$$= \sum_{k=0}^n e^{-\alpha} \frac{\alpha^k}{k!} \times \frac{e^{-(\beta_0 - \alpha)} (\beta_0 - \alpha)^{n-k}}{(\beta_0 - \alpha)!} = \frac{e^{-(\beta_0 + \alpha)}}{n!} \sum_{k=0}^n \frac{n!}{k!(n-k)!} \frac{1}{\alpha^k (\beta_0 - \alpha)^{n-k}}$$

$$= \frac{e^{-(\zeta_0+2)}}{n!} (\zeta_0+2)^n = P(P=n)$$

$$\rightarrow P(N=n | X=x) = \frac{e^{-\zeta_0+2}}{n!} (\zeta_0+2)^n$$

$$X \sim \text{Gamma}(\zeta, \omega) \rightarrow \underbrace{\beta = r}_{\text{برابر}} , \underbrace{\alpha = \frac{1}{\omega}}_{\text{rate} = 1/\zeta}$$

Let $\underline{P_1} \sim \text{Pois}(\alpha), \underline{P_c} \sim \text{Pois}(\zeta_0)$

$$P(P_1 + P_c = n) = P(P=n) \rightarrow \text{مثل تسلیم ایجادی شود}$$

$$\rightarrow P_{(P=n)} = \sum_{k=0}^n P_{(P_1=k)} \times P_{(P_c=n-k)}$$

$\Rightarrow P_{(P_1=k)}$ اصلی حالت میتواند و $P_{(P_c=n-k)}$

کے دریں زیر بحث می آئے:

$N \sim \text{Pois}(\theta)$ and $\theta \sim \text{Gamma}(\alpha, \beta)$: حالہ میں

$$P_{(N=n)} = ?$$



$$(15) \quad P(N = n | \Theta = \theta) = \frac{e^{-\theta} \theta^n}{n!} \quad n = 0, 1, 2, \dots$$

Suppose that Θ has a Gamma distribution with ~~rate~~ parameter α and shape parameter β . The following is the probability density function of Θ .

$$(16) \quad g(\theta) = \frac{\alpha^\beta}{\Gamma(\beta)} \theta^{\beta-1} e^{-\alpha\theta} \quad \theta > 0$$

Scale parameter - 1
Rate parameter

Then the joint density of N and Θ is:

$$(17) \quad P(N = n | \Theta = \theta) g(\theta) = \frac{e^{-\theta} \theta^n}{n!} \frac{\alpha^\beta}{\Gamma(\beta)} \theta^{\beta-1} e^{-\alpha\theta}$$

The unconditional distribution of N is obtained by summing out θ in (17).

$$\begin{aligned}
 (18) \quad \underline{P(N = n)} &= \int_0^\infty P(N = n | \Theta = \theta) g(\theta) d\theta \\
 &= \int_0^\infty \frac{e^{-\theta} \theta^n}{n!} \frac{\alpha^\beta}{\Gamma(\beta)} \theta^{\beta-1} e^{-\alpha\theta} d\theta \\
 &= \int_0^\infty \frac{\alpha^\beta}{n! \Gamma(\beta)} \theta^{n+\beta-1} e^{-(\alpha+1)\theta} d\theta \\
 &= \frac{\alpha^\beta}{n! \Gamma(\beta)} \frac{\Gamma(n + \beta)}{(\alpha + 1)^{n+\beta}} \int_0^\infty \frac{(\alpha + 1)^{n+\beta}}{\Gamma(n + \beta)} \theta^{n+\beta-1} e^{-(\alpha+1)\theta} d\theta \\
 &= \frac{\alpha^\beta}{n! \Gamma(\beta)} \frac{\Gamma(n + \beta)}{(\alpha + 1)^{n+\beta}} \\
 &= \frac{\Gamma(n + \beta)}{\Gamma(n + 1) \Gamma(\beta)} \left(\frac{\alpha}{\alpha + 1} \right)^\beta \left(\frac{1}{\alpha + 1} \right)^n \\
 &\star = \binom{n + \beta - 1}{n} \left(\frac{\alpha}{\alpha + 1} \right)^\beta \left(\frac{1}{\alpha + 1} \right)^n \quad n = 0, 1, 2, \dots
 \end{aligned}$$

$$P_1 \sim \text{Pois}(\alpha), P_c \sim \text{Pois}(\varepsilon_0)$$

$$\hookrightarrow \alpha \sim \text{Gamma}\left(\frac{\varepsilon}{\omega}, \frac{1}{\omega}\right) \rightarrow \alpha$$

$$P(P_1 = n) = \binom{n+1}{n} \left(\frac{1}{s}\right)^n \left(\frac{\omega}{s}\right)^n = \frac{(n+1) \times \omega^n}{s^{n+r}}$$

$$P(P = \omega) = P(P_1 + P_c = \omega) = \sum_{k=0}^n P(P_1 = k) \times P(P_c = n-k)$$

$$= \sum_{k=0}^{\omega} \frac{(k+1) \times \omega^k}{s^{k+r}} \times \frac{e^{-\varepsilon_0} \times \varepsilon_0^{(\omega-k)}}{(\omega-k)!} = \frac{1}{s} \times \varepsilon_0^{\omega} \times e^{-\varepsilon_0} \sum_{k=0}^{\omega} \frac{(k+1)}{(\omega-k)!} \times \frac{1}{s^k} \times \left(\frac{\omega}{s}\right)^k$$

= ∞ / oooooo ∞ ω ! ∞ \times ∞ \times ∞ \star

که ایه راه که بے چوب تقریب $\lambda = \mu + \sigma^2$ میسر نہ ہے ایراد دار

ایتکہ سرط میں $q < 1$ در نظر نگیرے اسے و در راہ دنم ایں مثلاً ابر عان کردم

راہ دو :)

$$P \sim \text{Pois}(\lambda_0 + q)$$

$$P(N=n | X=q) = \frac{e^{-(\lambda_0+q)} (\lambda_0+q)^n}{n!}$$

$$X \sim \text{Gamma}(\alpha, \omega) \rightarrow \underline{\beta = r}, \underline{\omega = \frac{1}{\omega}} \text{ با اینکے rate} = \frac{1}{r}$$

$$P(N=n) = \int_0^r P(N=n | X=q) \times P(X=q) dq$$

$$= \int_0^\infty e^{-(\zeta_0 + \alpha x)} \frac{n!}{(n+2) \times \frac{\alpha^2}{2}^{B-1}} e^{-\alpha x} dx$$

$$= \frac{\alpha^B}{n! \times \Gamma(B)} \int_0^\infty e^{-(\zeta_0 + \alpha x)} \times \frac{n!}{(n+2) \times \frac{\alpha^2}{2}^{B-1}} \times e^{-\alpha x} dx$$

$$\alpha = \frac{1}{\omega}, \quad B = r, \quad n = \omega$$

$$= \frac{1}{(\zeta_0 + \alpha \omega)^r} \int_0^\infty \frac{(\alpha + \zeta_0)^{\omega}}{e^{(\frac{1}{2}\alpha + \zeta_0)}} dx$$

که این حوا - درست ر قطعی است

Input

$$\frac{1}{25 \times 120} \int_0^{10} \frac{(x+20)^5 x}{e^{6/5 x+20}} dx$$

Definite integral

More digits

Step-by-step solution

$$\frac{\int_0^{10} e^{-20-(6x)/5} x (20+x)^5 dx}{3000} = \frac{625 (28387 e^{12} - 2127199)}{15552 e^{32}} \approx 2.3503 \times 10^{-6}$$

P دلیل آئندہ دو حجوب بیار نزد کیم اسے ایں اسے کر
 $(x > 10)$

در توزیع کامائی کرنے نہ ہے بیار عدد کو حل کیے اسے وامہلات ناچھی

ایجاد سن کر اگر این خصص را در حل در نظر نکریں۔

در واتسون (وردر خٹکی) ریسی اول حدود ۱۰ (ستکر وافع) قابل جمع

ہوئے اسے۔