

با سطح ناهمبند اطمینان میانه‌ترم زائیدگی تصادفی

۱- نادرست .
 $N(t+1) - N(1) \sim \text{Poisson}(\lambda(t+1-1))$

$= \text{Poisson}(\lambda t) \neq \text{Poisson}(\lambda)$

چنانچه نادرست، فرض کنید $X_1(t)$ زائیدگاری با میانگین λ و کورنس:

$K(t, s) = e^{-\frac{1}{\lambda} \cdot (t-s)^2}$

است. $X_2(t)$ یا $X_1(-t)$ تعریف کنید. هر دو X_1 و X_2 زائیدگاری WSS هستند اما مجموع آن‌ها WSS نیست. زیرا:

$E[(X_1(t) + X_2(t))(X_1(s) + X_2(s))]$
 $= E[(X_1(t) + X_1(-t))(X_1(s) + X_2(-s))]$
 $= \lambda e^{-\frac{(t-s)^2}{\lambda}} + \lambda e^{-\frac{(t+s)^2}{\lambda}}$

تابعی از $t-s$ نیست.

چنانچه نادرست .
 $S_x(\omega) = F(R_x(\theta)) = F(e^{-|\theta|} \cos(r\theta))$

$= F\left(\frac{e^{-|\theta|} e^{rj\theta} + e^{-|\theta|} e^{-rj\theta}}{2}\right) = \frac{1}{2} F(e^{-|\theta|} e^{j(r\theta)} + e^{-|\theta|} e^{-j(r\theta)})$

$= \frac{1}{2} \frac{r}{1+(r-j)^2} + \frac{1}{2} \frac{r}{1+(r+j)^2} = \frac{r}{1+(r-j)^2} + \frac{r}{1+(r+j)^2}$

$$R_x(\tau) = \mathcal{F}^{-1}(S_x(\omega)) = \mathcal{F}^{-1}\left(\frac{\omega}{\gamma} \cdot \frac{\omega_x \tau}{\omega_x^2 + \omega^2}\right) \xrightarrow{\text{sim}} (\sim)$$

$$= \frac{\omega}{\gamma} \cdot e^{-\gamma|\tau|}$$

$$\rightarrow \mathbb{E}\left[\left(\frac{1}{T} \int_{-T/2}^{T/2} x(t) dt - \mu\right)^2\right]$$

$$= \mathbb{E}\left[\frac{1}{T^2} \left(\int_{-T/2}^{T/2} x(t) dt\right)^2\right]$$

$$= \mathbb{E}\left[\frac{1}{T^2} \int_{-T/2}^{T/2} \int_{-T/2}^{T/2} x(t)x(s) dt ds\right]$$

$$= \mathbb{E}\left[\frac{1}{T^2} \int_{-T/2}^{T/2} \int_{-T/2}^{T/2} \frac{\omega}{\gamma} e^{-\gamma|t-s|} dt ds\right]$$

~~$$= \frac{\omega}{T^2} \mathbb{E}\left[\frac{\omega}{\gamma} \int_{-T/2}^{T/2} \int_{-T/2}^t e^{-\gamma(t-s)} ds dt\right]$$~~

$$= \frac{\omega}{\gamma T^2} \mathbb{E}\left[\int_{-T/2}^{T/2} \int_0^{T/2+t} e^{-\gamma s'} ds' dt\right]$$

$$= \frac{\omega}{\gamma T^2} \mathbb{E}\left[\int_{-T/2}^{T/2} \left(1 - \frac{e^{-\gamma(T/2+t)}}{\gamma}\right) dt\right]$$

$$\leq \frac{\omega}{\gamma T^2} \mathbb{E}\left[\int_{-T/2}^{T/2} 1 dt\right] = \frac{\omega}{\gamma T} \xrightarrow{T \rightarrow \infty} 0$$

$$\Rightarrow \mathbb{E}\left[\left(\frac{1}{T} \int_{-T/2}^{T/2} x(t) dt - \mu\right)^2\right] \xrightarrow{T \rightarrow \infty} 0$$

$$X(t) = \frac{1}{T} \int_{t-T}^t X(\tau) d\tau = \frac{1}{T} \int_0^T X(t-\tau) d\tau \quad -x$$

$$= \frac{1}{T} \int_{-\infty}^{+\infty} \mathbb{1}[0 \leq \tau \leq T] X(t-\tau) d\tau$$

$$= \int_{-\infty}^{+\infty} \underbrace{\frac{1}{T} (u(\tau) - u(\tau - T))}_{h(\tau)} X(t-\tau) d\tau$$

$$= h(t) * X(t)$$

↳ $\sim \dot{x} \dot{y}$

$$R_{\underset{YY}{XX}}(\tau) = h(\tau) * h(-\tau) * R_{XX}(\tau)$$

$$h(t) * h(-t) = \frac{1}{T} \int_{\substack{0 \leq \tau \leq T \\ t \leq \tau \leq T+t}} 1 d\tau = \frac{1}{T} (T - |t|) \mathbb{1}(|t| \leq T)$$

$$\rightarrow R_{YY}(\tau) = \cancel{\frac{\sigma_x^2}{T} (T - |\tau|) R_{XX}(\tau)}$$

$$= \sigma_x^2 \times \frac{1}{T} (T - |\tau|) (u(\tau+T) - u(\tau-T))$$

$$\begin{aligned} &= \cancel{\frac{\sigma_x^2}{T} (T - \tau) u(\tau) + (T + \tau) u(-\tau)} \\ &= \frac{\sigma_x^2}{T} \tau - \frac{\sigma_x^2}{T} (T - \tau) (u(\tau) - u(-\tau)) \end{aligned}$$

در محاسبات از این موضوع که سینوس و کوسین روی هر بازه بطول 2π هموز است استفاده می شود. (الف)

$$\begin{aligned}
 R_{xx}(s, t) &= E[x(s)x(t)] \\
 &= E\left[\sum_{i,j} a_i a_j \sin\left(\frac{r\pi i t}{n} + \varphi_i\right) \sin\left(\frac{r\pi j s}{n} + \varphi_j\right)\right] \\
 &= E\left[\frac{1}{r} \sum a_i a_j \left(\cos\left(\frac{r\pi j s - r\pi i t}{n} + \varphi_j - \varphi_i\right) \right. \right. \\
 &\quad \left. \left. + \cos\left(\frac{r\pi j s + r\pi i t}{n} + \varphi_j + \varphi_i\right)\right)\right] \\
 &= \sum \frac{1}{r} a_i a_j \left(E\left[\cos\left(\frac{r\pi}{n}(js - it) + \varphi_j - \varphi_i\right)\right] \right. \\
 &\quad \left. + E\left[\cos\left(\frac{r\pi}{n}(js + it) + \varphi_j + \varphi_i\right)\right]\right)
 \end{aligned}$$

برای $i \neq j$

$$E\left[\cos\left(\frac{r\pi}{n}(js - it) + \varphi_j - \varphi_i\right)\right] = E\left[E\left[\cos(\alpha + \varphi_j - \varphi_i) \mid \varphi_i\right]\right]$$

$$= E[0 \mid \varphi_i] = 0$$

به طوری که:

$$E\left[\cos\left(\frac{r\pi}{n}(js + it) + \varphi_j + \varphi_i\right)\right] = 0$$

برای $i = j$:

$$E\left[\cos\left(\frac{r\pi i}{n}(s+t) + \varphi_i + \varphi_i\right)\right] = E\left[\cos\left(\frac{r\pi i}{n}(s+t) + 2\varphi_i\right)\right]$$

$$\Rightarrow R_{xx}(s, t) = \frac{1}{r} \sum_{i=1}^n a_i^2 \cos \frac{r\pi i}{n}(s-t) = R_{xx}(s-t)$$

ب) به دلیل اینکه R_{xx} تابعی از $s-t$ است. پس

$$E[x(t)] = \sum_{i=1}^n a_i E\left[\sin\left(\frac{r\pi i}{n}t + \varphi_i\right)\right] = \sum_{i=1}^n a_i \times 0 = 0$$

$$R_{xx}(\tau) = \sum_{i=1}^n \frac{a_i^r}{r} \cos\left(\frac{r\pi i}{n} \tau\right) \quad (c)$$

$$\begin{aligned} \rightarrow S_{xx}(\omega) &= \sum_{i=1}^n \frac{a_i^r}{r} \mathcal{F}\left(\cos\left(\frac{r\pi i}{n} \tau\right)\right) \\ &= \sum_{i=1}^n \frac{a_i^r}{r} \pi \left(\delta\left(\omega - \frac{r\pi i}{n}\right) + \delta\left(\omega + \frac{r\pi i}{n}\right) \right) \end{aligned}$$

$$H(\omega) = \mathcal{F}(e^{-r\tau} u(\tau)) = \frac{1}{r + j\omega}$$

$$\begin{aligned} \rightarrow S_{xy}(\omega) &= H(\omega)^* S_{xx}(\omega) = \frac{1}{r - j\omega} \times \\ &\quad \sum_{i=1}^n \frac{\pi a_i^r}{r} \left(\delta\left(\omega - \frac{r\pi i}{n}\right) \right. \\ &\quad \left. + \delta\left(\omega + \frac{r\pi i}{n}\right) \right) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} S_{yy}(\omega) &= |H(\omega)|^2 S_{xx}(\omega) \\ &= \frac{1}{r + \omega^2} \sum_{i=1}^n \frac{\pi a_i^r}{r} \left(\delta\left(\omega - \frac{r\pi i}{n}\right) + \delta\left(\omega + \frac{r\pi i}{n}\right) \right) \end{aligned}$$

: E d 1/2

$$B(t) = \gamma A(t)$$

$$P_T(B) = \frac{1}{T} \int_{-T/2}^{T/2} \gamma A(t) dt$$

$$\begin{aligned} \text{var}(P_T(B)) &= \text{var}(E[P_T(B)|\gamma]) + E[\text{var}(P_T(B)|\gamma)] \\ &= \text{var}(\gamma E[\frac{1}{T} \int_{-T/2}^{T/2} A(t) dt]) \\ &\quad + E[\gamma^2 \text{var}(\frac{1}{T} \int_{-T/2}^{T/2} A(t) dt)] \\ &= \text{var}(\gamma \cdot \mu_A) + E[\gamma^2] \text{var}(\frac{1}{T} \int_{-T/2}^{T/2} A(t) dt) \\ &= \underbrace{\mu_A \cdot \text{var}(\gamma)}_{\geq 0} + E[\gamma^2] \underbrace{\text{var}(P_T(A))}_{\geq 0} \\ &\geq \mu_A \cdot \text{var}(\gamma) \end{aligned}$$

$$\rightarrow \lim_{T \rightarrow \infty} \text{var}(P_T(B)) \geq \mu_A \text{var}(\gamma) > 0$$

$$Z_T^B(\tau) = \frac{1}{T} \int_{-T/2}^{T/2} \gamma A(t) A(t+\tau) dt$$

$$\begin{aligned} \rightarrow \text{var}(Z_T^B(\tau)) &= \text{var}(E[Z_T^B(\tau)|\gamma]) + E[\text{var}(Z_T^B(\tau)|\gamma)] \\ &= \text{var}(\gamma E[\frac{1}{T} \int_{-T/2}^{T/2} A(t) A(t+\tau) dt]) \\ &\quad + E[\gamma^2 \text{var}(\frac{1}{T} \int_{-T/2}^{T/2} A(t) A(t+\tau) dt)] \\ &= \text{var}(\gamma^2 \int_{-T/2}^{T/2} R(\tau) d\tau) \\ &\quad + E[\gamma^2] \text{var}(Z_T^A(\tau)) \end{aligned}$$

$$\sigma = (R(T))^T \text{var}(\delta^T) + \underbrace{\text{var}(Z_T^A(T)) E[\delta^T]}_{\geq 0}$$

$$\geq (R(T))^T \text{var}(\delta^T)$$

$$\rightarrow \lim_{T \rightarrow \infty} \text{var}(Z_T^B(T)) \geq R(T)^T \text{var}(\delta^T) > 0$$

$$P(Y_t = 1) = P(X(t) = 1 | X(0) = -1)P(X(0) = -1) + P(X(t) = 1 | X(0) = 1)P(X(0) = 1)$$

$$= \frac{1}{2} \left(P(\overset{O_t}{\text{تعداد تغییر در بازه (0, t) فرد است}} | X(0) = -1) + P(\overset{E_t}{\text{تعداد تغییر در بازه (0, t) زوج است}} | X(0) = 1) \right)$$

$$= \frac{1}{2} (P(E_t | X(0) = -1) + P(O_t | X(0) = 1))$$

به طور مشابه $P(Y_t = -1)$ هم همین بدست می آید.

$$\rightarrow P(Y_t = 1) = P(Y_t = -1) = \frac{1}{2}$$

$$\rightarrow E[X_t] = 0 \quad (1) \quad \text{برای } t < \infty$$

$$E[X_t X_s] = 1 \times P(X_t = X_s) + (-1) \times P(X_t = -X_s)$$

$$= 1 \times P(E_{t,s}) - P(O_{t,s})$$

تعداد تغییرات فرد
تعداد تغییرات زوج

باید توجه به این نکته کرد که تغییرات یکدیگر فرآیند پواسن است فرسیتی تعداد تغییرات در یک بازه زمانی یکدیگر ~~تغییر~~ پواسن بر حسب اندازه بازه و به نسبت به طول بازه می باشد

$$\rightarrow E[X_t X_s] = P(E_{s-t}) - P(O_{s-t}) = R(s-t) \quad (2)$$

یک فرآیند WSS X_t است.

$$f(t) = \frac{1}{\lambda} e^{-t/\lambda}$$

-4

$$P(t \geq \lambda) = 1 - F(\lambda) = e^{-\frac{\lambda}{\lambda}} = e^{-1} \quad (\text{الف})$$

ب) با توجه به نمایی بودن توزیع فاصدهای حاشین های متوالی و مستقل بودن فاصدها، زمان های رسیدن حاشین های یک زانید پواسن است. در نتیجه توزیع حاشین های در بازه های زمانی پواسن است: $(\lambda = \frac{1}{\lambda})$ تعداد

$$P(N(0,14) < 2) = ?$$

$$N(0,14) \sim \text{Poisson}(\frac{1}{\lambda} \times 14) = \text{Poisson}(2)$$

$$\rightarrow P(N(0,14) < 2) = e^{-2} \left(1 + \frac{2^1}{1!} \right) = 3e^{-2}$$

$N_1 = \lambda$ تعداد حاشین های ثانیه اول

$J =$ نقطه جعفر عمیرد (ب)

$N_2 = \lambda$ تعداد حاشین های ثانیه دوم

$A =$ نقطه الیر عمیرد

$$N_1, N_2 \sim \text{Poisson}(\frac{\lambda}{\lambda}) = \text{Poisson}(1)$$

$$P(J) = P(N_1 = 1, N_2 = 0)$$

$$= P(N_1 = 1) P(N_2 = 0) = e^{-1} \times \frac{1}{1!} \times e^{-1} \times 1 = e^{-2}$$

$$P(A) = P(N_1 = 0, N_2 \geq 2)$$

$$= P(N_1 = 0) P(N_2 \geq 2) = e^{-1} \times 1 \times (1 - e^{-1} - e^{-1} \times \frac{1}{1!}) = e^{-1} (1 - 2e^{-1})$$

$$\rightarrow P(\text{فقط میفرسید}) = P(J) + P(A) = e^{-r} + e^{-1}(1 - re^{-r})$$

$$= e^{-1} - e^{-r}$$

الف - حالت برابری تک فرآیند گوسی است :

$$P(X(t_1), X(t_r), X(t_r)) \sim N(0, \begin{bmatrix} t_1 & t_1 & t_1 \\ t_1 & t_r & t_r \\ t_1 & t_r & t_r \end{bmatrix})$$

$$\rightarrow P(X(t_r) | X(t_1), X(t_r)) \sim N\left(\begin{bmatrix} t_1 & t_r \end{bmatrix} \begin{bmatrix} t_1 & t_1 \\ t_1 & t_r \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} X(t_1) \\ X(t_r) \end{bmatrix}\right.$$

$$\left. , t_r - \begin{bmatrix} t_1 & t_r \end{bmatrix} \begin{bmatrix} t_1 & t_1 \\ t_1 & t_r \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} t_1 \\ t_r \end{bmatrix}\right)$$

$$\begin{bmatrix} t_1 & t_1 \\ t_1 & t_r \end{bmatrix}^{-1} = \frac{1}{t_1 t_r - t_1^2} \begin{bmatrix} t_r & -t_1 \\ -t_1 & t_1 \end{bmatrix} = \frac{1}{t_r - t_1} \begin{bmatrix} t_r & -1 \\ -1 & 1 \end{bmatrix}$$

$$\rightarrow \begin{bmatrix} t_1 & t_r \end{bmatrix} \begin{bmatrix} t_1 & t_1 \\ t_1 & t_r \end{bmatrix}^{-1} = \frac{1}{t_r - t_1} \begin{bmatrix} t_r - t_r & t_r - t_1 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & 1 \end{bmatrix}$$

$$\rightarrow P(X(t_r) | X(t_1), X(t_r)) = N\left(\begin{bmatrix} 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X(t_1) \\ X(t_r) \end{bmatrix}\right.$$

$$\left. , t_r - \begin{bmatrix} 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} t_1 \\ t_r \end{bmatrix}\right)$$

$$= N(X(t_r), t_r - t_r)$$

$$X(t_r) \perp\!\!\!\perp X(t_1) | X(t_r) \leftarrow X(t_r) \text{ مستقل از } X(t_1)$$

با برداری t_1, \dots, t_n

$$(Y(t_1), \dots, Y(t_n)) = (X(s+t_1) - X(s), \dots, X(s+t_n) - X(s))$$

$$= [X(s), X(s+t_1), \dots, X(s+t_n)] \begin{bmatrix} -1 & -1 & -1 & \dots & -1 \\ 1 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 1 & 0 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \dots & \vdots \\ 0 & \vdots & \vdots & \dots & 1 \end{bmatrix}$$

این تبدیل خطی از یک متغیر گاوسی است. پس خود نیز یک متغیر گاوسی است.

$$E[Y(t)] = E[X(s+t) - X(s)] = E[X(s+t)] - E[X(s)]$$

$$= 0 - 0 = 0$$

$$t_1 < t_2$$

$$\begin{aligned} E[Y(t_1) Y(t_2)] &= E[(X(t_1+s) - X(s))(X(t_2+s) - X(s))] \\ &= E[X(t_1+s)X(t_2+s)] - E[X(t_1+s)X(s)] \\ &\quad - E[X(s)X(t_2+s)] + E[X(s)^2] \end{aligned}$$

$$= (t_1+s) - s - s + s = t_1 = \min(t_1, t_2)$$

در نتیجه $Y(t)$ یک زاینده گاوسی با میانگین صفر و کرنل $\min(s, t)$ است و یک حرکت براونی می باشد.

$$\begin{aligned}
 & (x(t_1) - x(s_1), \dots, x(t_n) - x(s_n)) \\
 &= (x(s_1), x(t_1), \dots, x(s_n), x(t_n)) \begin{bmatrix} -1 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 1 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 1 & 0 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & 1 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & 1 \end{bmatrix}
 \end{aligned}$$

این ~~خطی~~ ^{تبدیل} ~~ماتریس~~ متغیر گاوسی است. پس خود نیز گاوسی است.

در نتیجه برای اثبات استقلال کافی است اثبات کنیم که واریانس

دو به دو ^{مختلف} ~~مختلف~~ ^{صفر} است: $t_i < t_j$

$$\begin{aligned}
 & E[(x(t_i) - x(s_i))(x(t_j) - x(s_j))] \\
 &= E[x(t_i)x(t_j)] - E[x(t_i)x(s_j)] \\
 &\quad - E[x(t_j)x(s_i)] + E[x(s_i)x(s_j)] \\
 &= t_i - t_i - s_i + s_i = 0
 \end{aligned}$$

$$P = E\left[\left(\frac{1}{T} \int_0^T x(t) dt\right)^2\right] \tag{5}$$

$$\begin{aligned}
 &= \frac{1}{T^2} E\left[\int_0^T \int_0^T x(t)x(s) dt ds\right] \\
 &= \frac{1}{T^2} \int_0^T \int_0^T E[x(t)x(s)] dt ds \\
 &= \frac{1}{T^2} \int_0^T \int_0^T \min(s,t) ds dt
 \end{aligned}$$

$$= \frac{\mu}{T^2} \int_{0 \leq s < t \leq T} s \, ds \, dt = \frac{\mu}{T^2} \int_0^T \int_0^t s \, ds \, dt$$

$$= \frac{\mu}{T^2} \cdot \int_0^T \frac{t^2}{2} \, dt = \frac{\mu}{T^2} \times \frac{T^3}{6} = \frac{T}{6} \xrightarrow{T \rightarrow \infty} \infty$$

$$\lim_{T \rightarrow \infty} \mathbb{E} \left[\left(\frac{1}{T} \int x(t) \, dt - \mu \right)^2 \right]$$

میانگین

$$= \lim_{T \rightarrow \infty} \mathbb{E} \left[\left(\frac{1}{T} \int x(t) \, dt \right)^2 \right] = \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{T}{6} \neq 0$$

این حرکت براونی نیست و میانگین mean ergodic نیست

الف) $P(r) = S_{r_0}(r)$ به این معناست که شعاع دایره

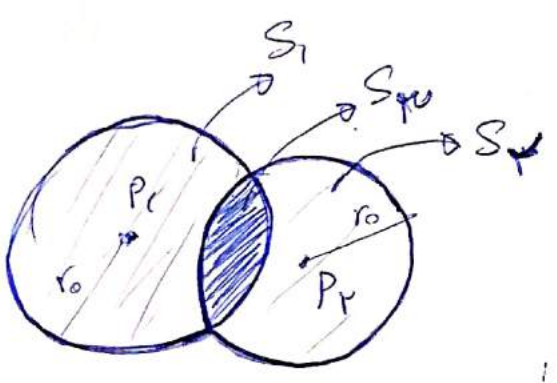
تعداد ثابت r_0 است.

$\Rightarrow Z(x,y) =$ تعداد مراکز که درون (x,y) دایره قرار می گیرند

$= |\{C \mid |C - (x,y)| \leq r_0\}|$ که مرکز است.

تعداد نقاط درون دایره حول (x,y) به شعاع r_0 = Poisson $(\lambda \times \pi r_0^2)$

مساحت دایره



برای نقاط دلخواه P_1, P_2 اگر تعداد نقاط درون ناحیه S_i N_i بنامیم برای $1 \leq i \leq 4$

$P(Z(P_1) = Z_1, Z(P_2) = Z_2)$

~~$P(N_1 + N_3 = Z_1, N_3 + N_2 = Z_2)$~~

$= P(N_1 + N_3 = Z_1, N_3 + N_2 = Z_2)$

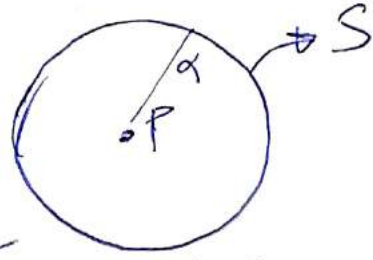
$= \sum_{Z_3=0}^{Z_1} P(N_1 = Z_1 - Z_3, N_3 = Z_3, N_2 = Z_2 - Z_3)$

$= \sum_{Z_3=0}^{Z_1} P(N_1 = Z_1 - Z_3) P(N_2 = Z_2 - Z_3) P(N_3 = Z_3)$

که این عبارت کاملاً تابعی از مساحت S است
 و با داشتن مساحت این قسمت به طور کلی بدست می آید.

اما مساحت S هم از روی حاصلی P_1, P_2 به طور کلی بدست می آید، در نتیجه توزیع $Z(P_1), Z(P_2)$ از روی $\|P_1 - P_2\|$ به طور کلی بدست می آید.

$$E[Z(P)] = ?$$



برای هر نقطه داخل دایره S احتمال این که دایره حول آن
 شامل P شود برابر با $1 - \frac{r}{\alpha}$ است که حاصلی
 آن تا P است. در نتیجه برای هر نقطه P اگر متغیر $X(P)$ را
 در صورت \bullet نشانده ~~دایره~~ شدن P توسط دایره
 حول P و در غیر این صورت \bullet قرار دهیم:

$$Z(P) = \int_S X(P') N(ds)$$

$$\rightarrow E[Z(P)] = \int_S E[X(P')] N(ds)$$

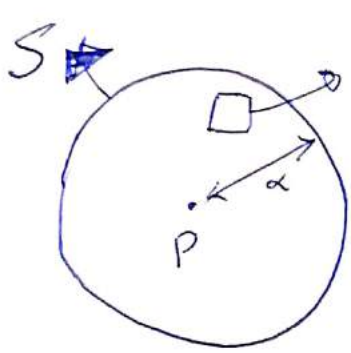
$$= \int_S P(X(P')=1) N(ds)$$

$$= \int_S \left(1 - \frac{r}{\alpha}\right) N(ds)$$

فرق فرایند $\lambda = \lambda$

$$= \int_S (1 - \frac{r}{\alpha}) \lambda dS = 2\pi\lambda \int_0^\alpha (1 - \frac{r}{\alpha}) r dr$$

$$= 2\pi\lambda \left(\frac{\alpha^2}{2} - \frac{\alpha^2}{3} \right) = \frac{2\pi\lambda\alpha^2}{3}$$



S_i : تعداد نقاط N_i درون S_i متصلی $r_i = P \in S_i$ (ب)

دیکه به شعاع α حول P (دیسک) S_1, \dots, S_k به نواحی تقسیم می کنیم.
 کوچه

$$P(Z(P)=0) = \sum_{n_1, \dots, n_k} P(Z(P)=0 | N_1=n_1, \dots, N_k=n_k)$$

$$\times P(N_1=n_1, \dots, N_k=n_k)$$

$$= \sum_{n_1, \dots, n_k} \prod_{i=1}^k \left(\frac{r_i}{\alpha} \right)^{n_i} \frac{e^{-\lambda |S_i|}}{n_i!} \frac{(\lambda |S_i|)^{n_i}}{n_i!}$$

تمام نقاط داخل S_i دیسکشان P اشتراک نداشته باشد.

$$= \sum_{n_1, \dots, n_k} e^{-\lambda |S_i|} \prod_{i=1}^k \frac{(\frac{r_i \lambda |S_i|}{\alpha})^{n_i}}{n_i!}$$

$$= e^{-\lambda |S_i|} \prod_{i=1}^k \sum_{j=0}^{\infty} \frac{(\frac{r_i \lambda |S_i|}{\alpha})^j}{j!} = e^{-\lambda |S_i|} \prod_{i=1}^k e^{\frac{r_i \lambda |S_i|}{\alpha}}$$

$$= e^{-\lambda |S|} e^{\frac{\lambda}{\alpha} \sum_{i=1}^k r_i |S_i|}$$

حال اگر S_i را r_i لوله r_i و $|S_i|$ را r_i کنیم:

$$e^{-\lambda |S|} e^{\frac{\lambda}{\alpha} \sum_{i=1}^k r_i |S_i|} \rightarrow e^{-\lambda |S|} e^{\frac{\lambda}{\alpha} \int_S r ds}$$

$$= e^{-\lambda |S|} e^{\frac{\lambda}{\alpha} r \pi \int_0^{\alpha} r^2 dr} = e^{-\lambda \pi \alpha^2 r + \frac{r \lambda \pi}{\alpha} \times \frac{\alpha^3}{3}}$$

$$= e^{-\frac{\lambda \pi \alpha^2 r}{3}}$$

$$\rightarrow P(Z(P) > 0) = 1 - P(Z(P) = 0) = 1 - e^{-\frac{\lambda \pi \alpha^2 r}{3}}$$