

POISSON SÜRECİNİN PARÇALANMASI

λ oranlı bir $\{N(t), t \geq 0\}$ Poisson sürecine göre gerçekleşen her bir olayı 1.tip ya da 2.tip olay olarak sınıflandıralım. Bu sürece göre bir olay gerçekleştiği zaman bunun 1.tip veya 2.tip olay olması olayın gerçekleşme zamanına bağlı olsun. s zamanında bir olay olduğunda önceki gerçekleşmelerden bağımsız olarak 1.tip olay olması olasılığını $p(s)$ ile gösterelim. (Yani $p(s)$ olasılıkla 1.tip ve $1 - p(s)$ olasılıkla 2.tip)

$N_1(t)$ ve $N_2(t)$ sırasıyla t zamanına kadar gerçekleşen 1.tip ve 2.tip olayların sayısını gösterebiliriz. Bu durumda $N(t) = N_1(t) + N_2(t)$ olur.

Teorem: Her sabit $t \geq 0$ için $N_1(t)$ ve $N_2(t)$ rasgele değişkenleri sırasıyla λtp ve $\lambda t(1 - p)$ ortalamalı Poisson dağılımıdır, burada $p = \frac{1}{t} \int_0^t p(s) ds$ dir.

İspat. Ortak dağılım bulunarak $N_1(t)$ ve $N_2(t)$ rasgele değişkenlerinin bağımsız olup olmadıkları araştırılır, yani $P(N_1(t) = n, N_2(t) = m) = ?$

$N(t)$ rasgele değişkeninin dağılımını bildiğimizden bu rasgele değişken üzerinden koşullandırma ile

$$\begin{aligned} P(N_1(t) = n, N_2(t) = m) &= \sum_{k=0}^{\infty} P(N_1(t) = n, N_2(t) = m | N(t) = k) P(N(t) = k) \\ &= P(N_1(t) = n, N_2(t) = m | N(t) = n + m) P(N(t) = n + m) \end{aligned}$$

dir. t zamanına kadar $n + m$ olay gerçekleştiği bilindiğinde bu olaylar $(0, t)$ aralığındaki düzgün dağılıma göre bağımsız olarak gerçekleşir. $(0, t]$ aralığında gerçekleşen herhangi bir olayı göz önüne alalım. Bu olay s zamanında gerçekleşmiş ise bu olayın 1.tipten olay olması olasılığı $p(s)$ olacaktır. Bu olay $(0, t)$ aralığındaki düzgün dağılıma göre bir zamanda gerçekleşecektir. Böylelikle bu olayın 1.tipten olay olması olasılığı diğer olaylardan bağımsız olarak, $U(0, t)$ düzgün dağılımı ile koşullandırma sonucunda

$$p = \frac{1}{t} \int_0^t p(s) ds$$

biçiminde bulunur. Böylece $P(N_1(t) = n, N_2(t) = m | N(t) = n + m)$ koşullu olasılığı her bir denemede başarı olasılığı p olan $n + m$ bağımsız denemede n tane başarı ve m tane başarısızlık elde edilmesi olan binom olasılığına eşit olur, yani

$$P(N_1(t) = n, N_2(t) = m | N(t) = n + m) = \binom{n+m}{n} p^n (1 - p)^m$$

dir. O halde

$$\begin{aligned} P(N_1(t) = n, N_2(t) = m) &= \binom{n+m}{n} p^n (1 - p)^m \frac{e^{-\lambda t} (\lambda t)^{n+m}}{(n+m)!} \\ &= \frac{(n+m)!}{n!m!} (\lambda tp)^n (\lambda t(1 - p))^m \frac{e^{-\lambda t}}{(n+m)!} \end{aligned}$$

$$= \frac{e^{-\lambda tp} (\lambda tp)^n}{n!} \frac{e^{-\lambda t(1-p)} (\lambda t(1-p))^m}{m!}$$

olduğundan $N_1(t)$ ve $N_2(t)$ bağımsız ve sırasıyla λtp ve $\lambda t(1-p)$ ortalamalı Poisson dağılımlı rasgele değişkenlerdir.

$(0, t]$ aralığında gerçekleşen 1.tip olayların ortalama sayısı

$$E(N_1(t)) = \lambda tp = \lambda \int_0^t p(s) ds$$

ve 2.tip olayların ortalama sayısı

$$E(N_2(t)) = \lambda t(1-p) = \lambda t \left(1 - \frac{1}{t} \int_0^t p(s) ds\right) = \lambda \int_0^t (1-p(s)) ds$$

olur.

NOT:

Eğer $p(s)$ s 'den bağımsız ise yani sabit ise $\{N_1(t), t \geq 0\}$ ve $\{N_2(t), t \geq 0\}$ bağımsız iki Poisson sürecidir ve bu sürecin beklenen değeri $E(N_1(t)) = \lambda tp$ ve $E(N_2(t)) = \lambda t(1-p)$ dır. Burada $p(s) = p$. Fakat $p(s)$ s 'ye bağlı ise bu iki süreç Poisson süreci olamaz, çünkü durağan artırlılık özelliği bozulur.

λ oranlı bir $\{N(t), t \geq 0\}$ Poisson sürecine göre gerçekleşen olayları k farklı tipe ayıralım. s zamanında bir olay gerçekleştiğinde bu olayın önceki gerçekleştirenlere bağımsız olarak i .tipten ($i = 1, 2, 3, \dots, k$) bir olay olması olasılığını $p_i(s)$ ile gösterelim. Burada $p_1(s) + \dots + p_k(s) = 1$. $i = 1, 2, 3, \dots, k$ için $N_i(t), (0, t]$ zaman aralığında gerçekleşen i .tipten olayların sayısı olmak üzere $\{N(t), t \geq 0\}$ süreci

$$N(t) = N_1(t) + \dots + N_k(t)$$

olacak şekilde parçalansın.

Teorem: $i = 1, 2, \dots, k$ için $(0, t]$ aralığında gerçekleşen i .tip olayın sayısını gösteren $N_i(t)$ rasgele değişkenleri bağımsızdır ve $N_i(t) \sim \text{Poisson}(\lambda \int_0^t p_i(s) ds)$ dır.

İspat ödev olarak bırakılmıştır.

İpucu: $P(N_1(t) = n_1, N_2(t) = n_2, \dots, N_k(t) = n_k) = P(N_1(t) = n_1, N_2(t) = n_2, \dots, N_k(t) = n_k | N(t) = n_1 + n_2 + \dots + n_k) = \frac{n_1 + n_2 + \dots + n_k}{n_1! n_2! \dots n_k!} p_1^{n_1} p_2^{n_2} \dots p_k^{n_k}$.

Örnek: Bir sayaca sinyaller dakikada $\lambda = 3$ oranlı bir Poisson sürecine varmaktadır. Sayaca varan her bir sinyal $2/3$ olasılıkla kaydedilmektedir.

a) İlk t dakikada sayacın en az bir sinyal kaydetmesi olasılığı nedir?

b) İlk t dakikada sayaca yalnızca 6 sinyal geldiği bilindiğinde bunların yalnızca 3 tanesinin sayaç tarafından kaydedilmesi olasılığı nedir?

$N(t)$: t zamanına kadar sayaca gelen sinyal sayısı

$N_1(t)$: t zamanına kadar sayaca kaydedilen sinyal sayısı

$N_2(t)$: t zamanına kadar sayaca kaydedilmeyen sinyal sayısı

$N_1(t)$ ve $N_2(t)$ birbirinden bağımsız ve $N_1(t) \sim \text{Poisson}(2t)$, $N_2(t) \sim \text{Poisson}(t)$ olup $N(t) \sim \text{Poisson}(3t)$ olacaktır.

$$\text{a) } P(N_1(t) \geq 1) = 1 - P(N_1(t) < 1) = 1 - P(N_1(t) = 0) = 1 - \frac{e^{-2t} (2t)^0}{0!} = 1 - e^{-2t}$$

b) 1.yol:

$$\begin{aligned} P(N_1(t) = 3, N_2(t) = 3 | N(t) = 6) \\ = \binom{6}{3} \left(\frac{2}{3}\right)^3 \left(\frac{1}{3}\right)^3 \end{aligned}$$

2.yol:

$$\begin{aligned} P(N_1(t) = 3 | N(t) = 6) &= \frac{P(N_1(t)=3, N(t)=6)}{P(N(t)=6)} \\ &= \frac{P(N_1(t)=3, N_1(t)+N_2(t)=6)}{P(N(t)=6)} \\ &= \frac{P(N_1(t)=3, N_2(t)=3)}{P(N(t)=6)} \\ &= \frac{P(N_1(t)=3)P(N_2(t)=3)}{P(N(t)=6)} \\ &= \binom{6}{3} \left(\frac{2}{3}\right)^3 \left(\frac{1}{3}\right)^3 \end{aligned}$$

Örnek: Bir A bölgesine göçler haftalık $\lambda = 10$ oranlı Poisson sürecine göre gerçekleşir. Her bir göçmenin Karadeniz bölgesinden olması olasılığı $1/16$ 'dır. Şubat ayında A bölgesinden göç edenlerin hiçbirinin Karadeniz bölgesinden olmaması olasılığı nedir?

$N(t)$: t haftada A bölgesine göç edenlerin sayısı

$N_1(t)$: t haftada A bölgesine Karadeniz bölgesinden göç edenlerin sayısı

$N_2(t)$: t haftada A bölgesine Karadeniz bölgesi dışındaki yerlerden göç edenlerin sayısı

$N_1(t)$ ve $N_2(t)$ birbirinden bağımsız ve $N_1(t) \sim \text{Poisson}\left(\frac{5}{8}t\right)$, $N_2(t) \sim \text{Poisson}\left(\frac{150}{16}t\right)$ olup $N(t) \sim \text{Poisson}(10t)$ olacaktır. İstenilen olasılık

$$P(N_1(4) = 0) = e^{-5/2}$$

olur.

Örnek ($M|G|\infty$): Bir araba servisine müşteriler λ oranlı bir $\{N(t), t \geq 0\}$ Poisson sürecine göre gelmektedir. Müşterilerin servise gelmesi ile bekleme olmaksızın servis verilmektedir ve servis süreleri birbirinden bağımsız G dağılımı ile aynı dağılımlıdır. t zamanına kadar servisten ayrılan müşteriyi 1. tip serviste olan müşteriyi 2. tip olarak adlandıralım.

$X(t)$: t zamanına kadar servisten ayrılan müşteri sayısı

$Y(t)$: t zamanında serviste olan müşteri sayısı

olmak üzere $X(t)$ ve $Y(t)$ 'nin dağılımını bulunuz.

M : Varışlar arası sürelerin üstel dağılımlı olması

G : Servis süresinin dağılımı

∞ : Servisteki personel sayısı

$N(t) = X(t) + Y(t)$ olup $X(t) \sim \text{Poisson}(\lambda \int_0^t p(s) ds)$ ve $Y(t) \sim \text{Poisson}(\lambda \int_0^t (1 - p(s)) ds)$ olduğunu biliyoruz. Şimdi $p(s)$, yani s zamanında gelen müşterinin 1. tipten olması olasılığını hesaplayalım. Z servis süresini gösteren rasgele değişken olmak üzere

$$p(s) = P(Z \leq t - s) = G(t - s), t \geq s$$

olacaktır. Böylece

$$\begin{aligned} p &= \frac{1}{t} \int_0^t G(t - s) ds \\ &= \frac{1}{t} \int_0^t G(y) dy \end{aligned}$$

ve

$$\begin{aligned} 1 - p &= 1 - \frac{1}{t} \int_0^t G(y) dy \\ &= \frac{1}{t} \int_0^t (1 - G(y)) dy \end{aligned}$$

bulunur. O halde $X(t) \sim \text{Poisson}(\lambda \int_0^t G(y) dy)$ ve $Y(t) \sim \text{Poisson}(\lambda \int_0^t (1 - G(y)) dy)$ dır.

Şimdi $G \sim U(0,2)$ düzgün dağılımın dağılım fonksiyonu olsun. Buna göre $X(t)$ ve $Y(t)$ 'nin dağılımı ne olur?

$$G(t) = \begin{cases} 0 & , t < 0 \\ t/2, & 0 \leq t < 2 \\ 1 & , t \geq 2 \end{cases}$$

$$0 \leq t < 2 \text{ için } \int_0^t G(y) dy = \int_0^t \frac{y}{2} dy = \frac{t^2}{4}$$

ve

$t \geq 2$ için $\int_0^t G(y)dy = \int_0^2 G(y)dy + \int_2^t G(y)dy = \int_0^2 \frac{y}{2} dy + \int_2^t 1 dy = t - 1$ olduğundan

$$\int_0^t G(y)dy = \begin{cases} t^2/4 & 0 \leq t < 2 \\ t - 1 & t \geq 2 \end{cases}$$

bulunur. Buradan

$X(t) \sim \text{Poisson}(\lambda \int_0^t G(y)dy)$ ve $Y(t) \sim \text{Poisson}(\lambda \int_0^t (1 - G(y)dy))$

dır.

Ödev: G , $\alpha = 2$ ve $\beta = 1$ parametrelili gamma dağılımı iken yukarıdaki problemi yeniden çözünüz.