

20/12/2016

• Διαδικασία Γεννήσεων - Θανάτων

Θεωρούμε μια βιοχημική διαδικασία σε συνεχή χρόνο και με διακριτό χώρο καταστάσεων, συμβολίζουμε με X_t την βιοχημική, με $t \in \mathbb{R}^+$ το χρόνο και με X_0 συμβολίζουμε την κατάσταση στην αρχική χρονική στιγμή. Σε όσα ακολουθούν

$$P_{ij}(t) = P[X(t) = j \mid X(0) = i] = P(\text{να πάω από το } i \text{ στο } j \text{ σε χρόνο } t).$$

• Κανόνες που καθορίζουν την αλλαγή των καταστάσεων

1ος $P_{n, n+1}(\Delta t)$: Η πιθανότητα από την κατάσταση n να μεταβώ στην $n+1$ σε πολύ μικρό χρονικό διάστημα Δt και (δύεται με:

$$P_{n, n+1}(\Delta t) = \lambda_n \cdot \Delta t + o(\Delta t)$$

μια θετική σταθερά που δείχνει ρυθμό γεννήσεων

↓
όρος πολύ μικρός ως προς Δt , δηλαδή: $\lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{o(\Delta t)}{\Delta t} = 0$

2ος $P_{n, n-1}(\Delta t)$: Η πιθανότητα από την κατάσταση n να μεταβώ στην $n-1$ σε χρόνο Δt και (βόρρα με:

$$P_{n, n-1}(\Delta t) = \mu_n \cdot \Delta t + o(\Delta t)$$

↪ μια θετική σταθερά που δείχνει ρυθμό θανάτων

3ος $P_{n, j}(\Delta t)$ με $j \neq n, n+1, n-1$: Πιθανότητα να συμβοδύ περιεβόζερα του εβός γεγονότα σε χρόνο Δt και (βόρρα με:

$$P_{n, j}(\Delta t) = o(\Delta t)$$

4ος $P_{n, n}(\Delta t) = P \left(\begin{array}{l} \text{ούζε γεννηθ} \\ \text{ούζε θάνατος} \\ \text{σε κέρς χρονιά} \\ \text{διάστημα } \Delta t \end{array} \right) = 1 - [\lambda_n \cdot \Delta t + o(\Delta t) + \mu_n \cdot \Delta t + o(\Delta t) + o(\Delta t)]$

$$= 1 - (\lambda_n + \mu_n) \Delta t + o(\Delta t), \quad n = 1, 2, 3, \dots$$

($o(\Delta t) + o(\Delta t) + o(\Delta t) = o(\Delta t)$
γιατί $o(\Delta t)$ είναι πολύ μικρές ποσότητες)

Τελικά, έχουμε ότι: (i) $P_{nh+n}^{(\Delta t)} = \lambda_n \cdot \Delta t + o(\Delta t)$

(ii) $P_{nh-n}^{(\Delta t)} = \mu_n \cdot \Delta t + o(\Delta t)$

(iii) $P_{nj}^{(\Delta t)} = o(\Delta t), j \neq n, n-1, n+1$

(iv) $P_{nn}^{(\Delta t)} = 1 - (\lambda_n + \mu_n) \Delta t + o(\Delta t), n=1, 2, 3, \dots$

Ερώτηση: Έστω ότι η χρονική στιγμή 0, η κατάσταση της βιοχημικής διαδικασίας γεννήσεων-θανάτων είναι βέβαια κατάσταση i, δηλαδή $X(0)=i$. Ζητάμε την πιθανότητα $P_{in}^{(t)} = P(X(t)=n | X(0)=i)$

Σε όλα ακολούθως για συντομία θα παραλείψουμε το i, δηλαδή θα γράφουμε $P_n^{(t)}$ αντε για $P_{in}^{(t)}$

• Συναρίσω το t με το t+Δt:

$P_n^{(t+\Delta t)} = P[X(t+\Delta t)=n | X(0)=i]$ για $n=1, 2, 3, \dots$

$= P \left(\begin{array}{l} \text{από το } X(0)=i \text{ να πάω στο } X(t)=n \text{ και} \\ n-\Delta n \text{ σε χρόνο } \Delta t \text{ } \binom{n}{h} \text{ από το } X(0)=i \text{ να} \\ \text{πάω στο } X(t)=n-1 \text{ και } n-1-\Delta n \text{ σε } \Delta t \\ \binom{n}{h} \text{ από το } X(0)=i \text{ να πάω στο } X(t)=n+1 \\ \text{και } n+1-\Delta n \text{ σε χρόνο } \Delta t \text{ } \binom{n}{h} \text{ από το} \\ X(0)=i \text{ να πάω στο } X(t)=j \text{ (} j \neq n, n+1, n-1 \text{) και} \\ j-\Delta n \text{ σε χρόνο } \Delta t \end{array} \right)$

Εφόσον η συγκεκριμένη πιθανότητα περιλαμβάνει το n-1 θα πρέπει για την $P_0^{(t+\Delta t)}$ να δουλέψουμε ξεχωριστά γιατί αν την συμπεριλάβουμε σ' αυτή την πιθανότητα θα έχουμε το $P_{-1}^{(t+\Delta t)}$ που δεν υπάρχει.

$$\Rightarrow P_n^{(t+\Delta t)} = P_n^{(t)} \cdot P_{nn}^{(\Delta t)} + P_{n-1}^{(t)} \cdot P_{n-1n}^{(\Delta t)} + P_{n+1}^{(t)} \cdot P_{n+1n}^{(\Delta t)} + P_j^{(t)} \cdot P_{jn}^{(\Delta t)}$$

$$\Rightarrow P_n^{(t)} \cdot [1 - (\lambda_n + \mu_n) \cdot \Delta t + o(\Delta t)] + P_{n-1}^{(t)} [\lambda_{n-1} \cdot \Delta t + o(\Delta t)] + P_{n+1}^{(t)} [\mu_{n+1} \cdot \Delta t + o(\Delta t)] + o(\Delta t) \cdot P_j^{(t)}$$

$$\Rightarrow \frac{P_n^{(t+\Delta t)} - P_n^{(t)}}{\Delta t} = P_{n-1}^{(t)} \cdot \lambda_{n-1} + P_{n+1}^{(t)} \cdot \mu_{n+1} - (\lambda_n + \mu_n) \cdot P_n^{(t)}$$

$$\Rightarrow \frac{dP_n(t)}{dt} + (\lambda_n + \mu_n) \cdot P_n(t) = P_{n-1}^{(t)} \cdot \lambda_{n-1} + P_{n+1}^{(t)} \cdot \mu_{n+1}, \quad n=1, 2, 3, \dots$$

$P_0(t+\Delta t) = P_0$

- α) ανό ζο $X(0)=1$ να πωω βζο
- $X(t)=0$ καλ $0 \rightarrow 0$ βε Δt
- η) ανό ζο $X(0)=i$ να πωω
- βζο $X(t)=1$ καλ $1 \rightarrow 0$ βε
- Δε η) ανό ζο $X(0)=i$ να
- πωω βζο $X(t)=j$ καλ
- $j \rightarrow 0, j \neq 0, 1$

$$\Rightarrow P_0^{(t)} \cdot [1 - \lambda_0 \cdot \Delta t + o(\Delta t)] + P_1^{(t)} [\mu_1 \cdot \Delta t + o(\Delta t)] + P_j^{(t)} \cdot o(\Delta t)$$

$$\Rightarrow \frac{dP_0(t)}{dt} + \lambda_0 \cdot P_0(t) = P_1^{(t)} \cdot \mu_1$$

Αρα, $\frac{\partial P_n(t)}{\partial t} + (\lambda + \mu_n) \cdot P_n(t) = P_{n-1}(t) \cdot \lambda_{n-1} + P_{n+1}(t) \cdot \mu_{n+1}, n=1,2,3,\dots$

$\frac{\partial P_0(t)}{\partial t} + \lambda_0 \cdot P_0(t) = \mu_1 \cdot P_1(t), n=0$

• Υπολογισμός οριακών πιθανοτήτων

Συμβολίζουμε με $\bar{P}_n = \lim_{t \rightarrow \infty} P_n(t)$ με $\sum \bar{P}_n = 1$.

$\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{\partial P_n(t)}{\partial t} = 0$

$\lim_{t \rightarrow \infty} \left[\frac{\partial P_n(t)}{\partial t} + (\lambda + \mu_n) \cdot P_n(t) \right] = \lim_{t \rightarrow \infty} \left[P_{n-1}(t) \cdot \lambda_{n-1} + P_{n+1}(t) \cdot \mu_{n+1} \right]$

$\Rightarrow (\lambda + \mu_n) \cdot \bar{P}_n = \bar{P}_{n-1} \cdot \lambda_{n-1} + \bar{P}_{n+1} \cdot \mu_{n+1}$

$\lim_{t \rightarrow \infty} \left[\frac{\partial P_0(t)}{\partial t} + \lambda_0 P_0(t) \right] = \lim_{t \rightarrow \infty} \mu_1 P_1(t)$

$\Rightarrow \lambda_0 \cdot \bar{P}_0 = \mu_1 \cdot \bar{P}_1$

Αρα, $(\lambda + \mu_n) \cdot \bar{P}_n = \bar{P}_{n-1} \cdot \lambda_{n-1} + \bar{P}_{n+1} \cdot \mu_{n+1}$

$\lambda_0 \cdot \bar{P}_0 = \mu_1 \cdot \bar{P}_1$

για $n=1$

$$\left. \begin{aligned} (\lambda_1 + \mu_1) \cdot \bar{P}_1 &= \bar{P}_0 \cdot \lambda_0 + \bar{P}_2 \mu_2 \\ \lambda_0 \bar{P}_0 &= \mu_1 \bar{P}_1 \Rightarrow \bar{P}_1 = \frac{\lambda_0}{\mu_1} \bar{P}_0 \end{aligned} \right\} \Rightarrow (\lambda_1 + \mu_1) \cdot \frac{\lambda_0}{\mu_1} \cdot \bar{P}_0 = \bar{P}_0 \lambda_0 + \bar{P}_2 \mu_2$$

$$\Rightarrow \bar{P}_2 = \frac{\lambda_0 \cdot \lambda_1}{\mu_1 \cdot \mu_2} \bar{P}_0$$

για $n=2$: $\bar{P}_3 = \frac{\lambda_0 \cdot \lambda_1 \cdot \lambda_2}{\mu_1 \cdot \mu_2 \cdot \mu_3} \cdot \bar{P}_0$

Άρα, γενική σχέση: $\bar{P}_n = \frac{\lambda_0 \cdot \lambda_1 \cdot \lambda_2 \cdot \dots \cdot \lambda_{n-1}}{\mu_1 \cdot \mu_2 \cdot \mu_3 \cdot \dots \cdot \mu_n} \cdot \bar{P}_0$

Υπό την προϋπόθεση: $\sum_{n=0}^{+\infty} \bar{P}_n = 1$

$$\Rightarrow \bar{P}_0 \left[1 + \sum_{n=1}^{+\infty} \frac{\lambda_0 \cdot \dots \cdot \lambda_{n-1}}{\mu_1 \cdot \mu_2 \cdot \mu_3 \cdot \dots \cdot \mu_n} \right] = 1 \Rightarrow \bar{P}_0 = \left[1 + \sum_{n=1}^{+\infty} \frac{\lambda_0 \cdot \dots \cdot \lambda_{n-1}}{\mu_1 \cdot \mu_2 \cdot \mu_3 \cdot \dots \cdot \mu_n} \right]^{-1}$$

Παράδειγμα: Θεωρείστε ένα τηλεφωνικό κέντρο με m -γραμμές, η διάρκεια του τηλεφωνήματος ακολουθεί εκθετική με μέση τιμή μ . Οι κλήσεις γίνονται με κατανομή Poisson με λ . Όταν ένας συνδρομητής βρίσκει όλες τις γραμμές κατεληγμένες τότε δεν μπορεί να μπει στο σύστημα και χάνεται. Θέλουμε να προσδιορίσει μετά από μεγάλο χρονικό διάστημα ποια είναι η πιθανότητα κάποιος συνδρομητής να βρει όλες τις γραμμές κατεληγμένες.

Λύση: Έστω X_t η βροχατική διαδικασία που παρέχεται τον αριθμό των πελατών στο τηλεφωνικό κέντρο με $t \in [0, \infty)$. Πρόκειται για βροχατική διαδικασία σε συνεχή χρόνο με χώρο καταστάσεων $\{0, 1, 2, \dots, m\}$. Επομένως, είναι μια βροχατική διαδικασία σε συνεχή χρόνο με διακριτό χώρο καταστάσεων

$$\begin{aligned}
 P\left(\frac{\text{μια γέννηση}}{\Delta t} \text{ σε χρόνο } \Delta t\right) &= \frac{\lambda \cdot \Delta t \cdot e^{-\lambda \cdot \Delta t}}{1!} \\
 &= \lambda \cdot \Delta t \cdot e^{-\lambda \cdot \Delta t} = \lambda \cdot \Delta t \cdot \sum_{n=0}^{+\infty} \frac{(-\lambda \cdot \Delta t)^n}{n!} = \lambda \cdot \Delta t \left[1 - \frac{\lambda \cdot \Delta t}{1!} + \frac{(\lambda \cdot \Delta t)^2}{2!} - \frac{(\lambda \cdot \Delta t)^3}{3!} + \dots \right] \\
 &= \lambda \cdot \Delta t - \frac{(\lambda \cdot \Delta t)^2}{1!} + \frac{(\lambda \cdot \Delta t)^3}{2!} - \frac{(\lambda \cdot \Delta t)^4}{3!} + \dots \\
 &= \lambda \cdot \Delta t + o(\Delta t) \quad \text{Άρα } \lambda_n = \lambda, n=0, 1, \dots, m-1, \lambda_m = 0
 \end{aligned}$$

Για το $\mu_n = n \cdot \mu$

$$\text{Άρα, } \bar{p}_n = \frac{1 \cdot 1 \cdot \dots \cdot 1}{1 \cdot \mu + 2 \cdot \mu^2 + 3 \cdot \mu^3 + \dots + n \cdot \mu^n} = \frac{1^n}{n! \cdot \mu^n} \cdot \bar{p}_0, \quad n=1, 2, \dots, m$$

$$\bar{p}_0 = \left[1 + \sum_{n=1}^m \frac{1 \cdot 1 \cdot \dots \cdot 1}{n! \cdot \mu^n} \right]^{-1}$$

Άσκηση 41: Λύση

$$P(Y_i = y) = \begin{cases} 1/4, & y=1 \\ 1/4, & y=2 \\ 1/2, & y=-2 \end{cases}$$

Από δείξεις που πρέπει να γίνουν:

i) $P(\text{zeta απορρ}) = 1$

$$\mu = E(Y_i) = \frac{1}{4} \cdot 1 + \frac{1}{4} \cdot 2 + \frac{1}{2} \cdot (-2) = \frac{3}{4} - 1 \neq 0$$

Άρα, αν $g(s) = E(e^{sY})$ τότε $\exists s_0 \neq 0 : g(s_0) = 1$

$$\Rightarrow E(e^{s_0 Y}) = 1 \Rightarrow e^{s_0 \cdot 1} \cdot \frac{1}{4} + e^{s_0 \cdot 2} \cdot \frac{1}{4} + e^{-2s_0} \cdot \frac{1}{2} = 1$$

Εφαρμόζω ταυτότητα Wallis, συνεχίζω όπως στην θεωρία

Όμοια και στις 45, 47, 50.