ΣΥΣΤΗΜΑΤΑ ΑΝΑΜΟΝΗΣ (Queuing Systems)

Εκθετική Κατανομή &Κατανομή Poisson Διαδικασία Markov Γεννήσεων – Θανάτων (Birth – Death Markov Processes)

Εβδομάδα 16 Μαρτίου, 2020

ΚΑΤΑΤΑΞΗ ΟΥΡΩΝ ΑΝΑΜΟΝΗΣ

A/S/N/K

- Α : Τύπος διαδικασίας εισόδου πελατών
- S : Τύπος τυχαίας μεταβλητής χρόνου εξυπηρέτησης
- Ν: Αριθμός εξυπηρετητών
- Κ : Χωρητικότητα συστήματος (μέγιστος αριθμός πελατών στην αναμονή + εξυπηρέτηση)

• Παραδείγματα

- Μ/Μ/1: Αφίξεις Poisson (Markov, Memoryless), ανεξάρτητοι χρόνοι εξυπηρέτησης εκθετικοί (Markov), 1 εξυπηρετητής, άπειρη χωρητικότητα συστήματος (μηδενικές απώλειες ή αστάθεια)
- M/D/1: Αφίξεις Poisson (Markov, Memoryless), ανεξάρτητοι χρόνοι εξυπηρέτησης σταθεροί (Deterministic), 1 εξυπηρετητής, άπειρη χωρητικότητα συστήματος
- Μ/G/1/4: Αφίξεις Poisson (Markov, Memoryless), ανεξάρτητοι χρόνοι εξυπηρέτησης γενικής κατανομής (General), 1 εξυπηρετητής, χωρητικότητα συστήματος 4 πελάτες
- Μ/Μ/4/8: Αφίξεις Poisson (Markov, Memoryless), ανεξάρτητοι χρόνοι εξυπηρέτησης εκθετικοί (Markov), 4 εξυπηρετητές, χωρητικότητα συστήματος 8 πελάτες: Μοντέλο κέντρου κλήσεων (call center) με 4 χειριστές τηλεφωνητές & μέχρι 4 κλήσεις στην αναμονή

Η εκθετική κατανομή

(exponential distribution)

- Μια τυχαία μεταβλητή (τ.μ.) random variable X ακολουθεί Εκθετική
 Κατανομή (Exponential Distribution) με παράμετρο λ όταν:
- **CDF**: $F_X(t) = P[X \le t] = \begin{cases} 1 e^{-\lambda t}, t \ge 0 \\ 0, & t < 0 \end{cases}$ Kal **PDF**: $f_X(t) = \frac{dF_X(t)}{dt} = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda t}, t \ge 0 \\ 0, & t < 0 \end{cases}$
- $E[X] = \int_{t=0}^{\infty} \lambda t e^{-\lambda t} dt = 1/\lambda$
- $E[X^2] = \int_{t=0}^{\infty} \lambda t^2 e^{-\lambda t} dt = 2/\lambda^2$, $\sigma_X^2 = E[X] (E[X])^2 = 1/\lambda^2$
- Ιδιότητα έλλειψης μνήμης:
 - $P[X > t + s | X > s] = \frac{P[X > t + s, X > s]}{P[X > s]} = \frac{P[X > t + s]}{P[X > s]} = e^{-\lambda t} = P[X > t] = 1 F_X(t)$

Η εκθετική κατανομή είναι η **μόνη κατανομή συνεχούς μεταβλητής** με την ιδιότητα αυτή (Memoryless, Markov Property).

Κατανομή ελαχίστου μεταξύ ανεξάρτητων τ.μ. εκθετικά κατανεμημένων

Χ1: με παράμετρο λ1

Χ2: με παράμετρο λ2

 $X = min{X1,X2}$ είναι εκθετικά κατανεμημένη με παράμετρο: $\lambda = \lambda 1 + \lambda 2$

Στοχαστικές διαδικασίες

(Stochastic Processes – Time Series)

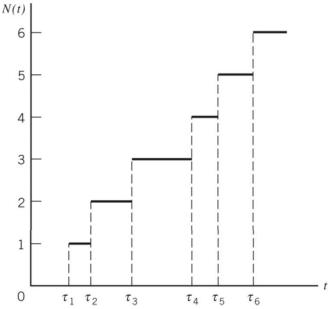
- Στάσιμες διαδικασίες (stationary stochastic processes) οι από κοινού συναρτήσεις κατανομής πιθανότητας είναι αμετάβλητες σε μετατοπίσεις στο χρόνο
- Διαδικασίες Markov, ιδιότητα έλλειψης μνήμης $P[\textbf{\textit{X}}(t_{n+1}) = x_{n+1}/\textbf{\textit{X}}(t_n) = x_n, \textbf{\textit{X}}(t_{n+1}) = x_{n+1}/\textbf{\textit{X}}(t_n) = x_n] = P[\textbf{\textit{X}}(t_{n+1}) = x_{n+1}/\textbf{\textit{X}}(t_n) = x_n]$
- Εργοδικότητα (ergodicity) ως προς τον μέσο όρο μέση τιμή στο χρόνο συνάρτησης δείγματος είναι ίση με στατιστική μέση τιμή
- Διαδικασίες Γεννήσεων-Θανάτων (birth death processes): αποτελούν μια κλάση των διαδικασιών Markov, με την επιπλέον συνθήκη ότι μεταβάσεις επιτρέπονται μόνο ανάμεσα σε γειτονικές καταστάσεις
- Διαδικασία απαρίθμησης γεγονότων (counter processes) P[N(t) = k]: Πιθανότητα k γεγονότων στο διάστημα (0, t)
- Ανεξάρτητες αυξήσεις: αν οι αριθμοί των γεγονότων που λαμβάνουν χώρα σε μη επικαλυπτόμενα διαστήματα είναι ανεξάρτητοι μεταξύ τους
- Στάσιμες αυξήσεις (stationary increments): Ανεξάρτητα του χρόνου αναφοράς *t* (εξάρτηση μόνο από το μήκος του διαστήματος)

$$P[N(t + \Delta t) - N(t) = k] = P[N(\tau + \Delta t) - N(\tau) = k] = P[N(\Delta t) = k]$$

Η ΔΙΑΔΙΚΑΣΙΑ ΚΑΤΑΜΕΤΡΗΣΗΣ ΓΕΓΟΝΟΤΩΝ POISSON

Η τυχαία εμφάνιση παλμών περιγράφεται σαν μια Στοχαστική Ανέλιξη Καταμέτρησης (Counting Process) N(t) που καταμετρά τυχαία γεγονότα (αφίξεις πελατών) στο διάστημα (0,t).

Ο αριθμός εμφανίσεων στο διάστημα (t, t+T) είναι διακριτή τυχαία μεταβλητή v=N(t+T)-N(t). Κάτω από συνθήκες απρόβλεπτης εξέλιξης της ανέλιξης $(τα \, γεγονότα \, εμφανίζονται \, ανεξάρτητα \, από το παρελθόν και χωρίς να επηρεάζουν το μέλλον), η <math>v$ ακολουθεί την **κατανομή Poisson με μέσο** αριθμό εμφανίσεων ανάλογο του διαστήματος $T: E_T[v] = \lambda T$. Η σταθερά λ ορίζει τον μέσο ρυθμό (rate) εμφανίσεων $(γεγονότα \, ανά \, μονάδα \, χρόνου)$



H KATANOMH POISSON (1/3)

Διακριτή Τυχαία Μεταβλητή v = N(t+T) - N(t) απαρίθμησης γεγονότων σε χρονικό διάστημα παρατήρησης T που εμφανίζονται **τυχαία** και **ανεξάρτητα** από παρελθούσες ή μελλοντικές εμφανίσεις γεγονότων στο δείγμα (υλοποίηση) της Στοχαστικής Ανέλιξης μετρητή N(t) στο οποίο συνεισφέρουν (**ιδιότητα έλλειψης μνήμης** *Markov*)

Ο μέσος όρος εμφανίσεων γεγονότων στο διάστημα T είναι $\mathbf{E}_T[\nu] = \lambda T$

Εφαρμογές σε ανεξάρτητες εμφανίσεις τυχαίων γεγονότων:

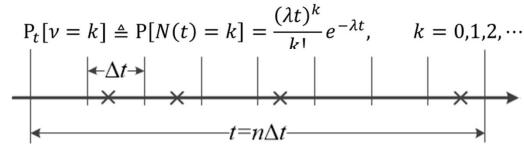
- Τυχαίες εκρήξεις που προκαλούν τον ΘΟΡΥΒΟ ΒΟΛΗΣ σε ηλεκτρονικές συσκευές επικοινωνών
- Ανεξάρτητες τυχαίες αφίξεις πελατών σε ΣΥΣΤΗΜΑΤΑ ΟΥΡΩΝ ΑΝΑΜΟΝΗΣ με απαιτήσεις εξυπηρέτησης όπως:
 - Διεκπεραίωση Τηλεφωνικών Κλήσεων
 - Διακίνηση Πακέτων Δεδομένων στο Internet
 - Κυκλοφορία Αυτοκίνητων σε Οδικά Συστήματα
 - Αγορές και Πληρωμές σε Καταστήματα
 - Επεξεργασία Δεδομένων σε Κοινές Υπολογιστικές Υποδομές

H KATANOMH POISSON (2/3)

Η Κατανομή Poisson σαν Όριο Διωνυμικής Κατανομής

Ανεξάρτητες εμφανίσεις $\{N(t)=k\}$ γεγονότων (σημείων) **Poisson** στο διάστημα (0,t) με ρυθμό λ σημεία/sec ορίζουν Διακριτή Τυχαία Μεταβλητή (Discrete Random Variable) $\{\nu=k\}$ με Κατανομή Μάζας Πιθανότητας

Απόδειξη



- Διαιρώ το διάστημα t σε n υποδιαστήματα, $t=n\Delta t$
- Πραγματοποιώ n ανεξάρτητες δοκιμές Bernouilli, μια σε κάθε υποδιάστημα, με δύο εναλλακτικές: Εμφάνιση (επιτυχία) με πιθανότητα $p=\lambda \Delta t$, μη εμφάνιση (αποτυχία) με 1-p
- Η πιθανότητα k επιτυχιών σε n ανεξάρτητες δοκιμές δίνεται από την Διωνυμική Κατανομή:

$$P[N(t)=k] = \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k}, \qquad k=0,1,\cdots,n$$

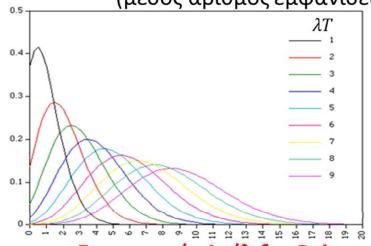
$$P[N(t)=k] = \binom{n}{k} (\lambda \Delta t)^k (1-\lambda \Delta t)^{n-k} = \binom{n}{k} \left(\frac{\lambda t}{n}\right)^k \left(1-\frac{\lambda t}{n}\right)^{n-k}$$
 • Στο όριο $\Delta t \to 0$, $n \to \infty$, $t=n\Delta t$ έχουμε $\frac{n!}{(n-k)!} \to n^k$, $\left(1-\frac{\lambda t}{n}\right)^{n-k} \to e^{-\lambda t}$ και

• Στο όριο
$$\Delta t \to 0$$
, $n \to \infty$, $t = n\Delta t$ έχουμε $\frac{n!}{(n-k)!} \to n^k$, $\left(1 - \frac{\lambda t}{n}\right)^{n-k} \to e^{-\lambda t}$ και
$$P[N(t) = k] = \frac{n!}{k! (n-k)!} \left(\frac{\lambda t}{n}\right)^k \left(1 - \frac{\lambda t}{n}\right)^{n-k} \to \frac{(\lambda t)^k}{k!} e^{-\lambda t}$$

H KATANOMH POISSON (3/3)

Κατανομή Poisson για Διαφορετικές Τιμές του $\lambda T = \mathbb{E}[N(T)]$

(μέσος αριθμός εμφανίσεων γεγονότων σε διάστημα Τ)



Οι συνεχείς καμπύλες στο σχήμα είναι οι περιβάλλουσες των Συναρτήσεων Μάζας Πιθανότητας (Ιστογράμματος) της Διακριτής Τυχαίας Μεταβλητής Poisson $P_T[\nu =$

$$k] \triangleq P[N(T) = k] = \frac{(\lambda T)^k}{k!} e^{-\lambda T}$$



Ιδιότητες της Στοχαστικής Ανέλιξης Poisson

• Μέση Τιμή & Διασπορά: $\mathrm{E}[N(t)] = \sigma_{N(t)}^2 = \lambda t$

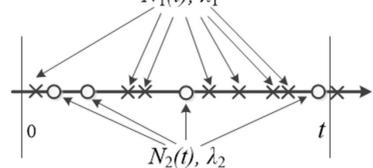
Aπόδειξη:
$$E[N(t)] = \lim_{n \to \infty} \sum_{i=1}^n E[N_i(t)] = \lim_{n \to \infty} \sum_{i=1}^n \lambda \Delta t = \lambda t$$
, $\sigma_{N(t)}^2 = \lim_{n \to \infty} \sum_{i=1}^n \sigma_{N_i(t)}^2 = \lambda t$

• Ο συνολικός αριθμός σημείων Στοχαστική Ανέλιξης Poisson ρυθμού λ σε **μη υπερ-καλυπτόμενα** χρονικά διαστήματα T_1 , T_2 είναι διακριτή τυχαία μεταβλητή Poisson με μέση τιμή $\lambda(T_1+T_2)$

• Υπέρθεση δυο ανεξαρτήτων Ανελίξεων Poisson $N_1(t)$, $N_2(t)$ με ρυθμούς λ_1 , λ_2 δίνει Ανέλιξη Poisson N(t) με ρυθμό $\lambda=\lambda_1+\lambda_2$ $N_1(t)$, λ_1

• Διάσπαση Ανέλιξης Poisson ρυθμού λ μέσω ανεξαρτήτων τυχαίων επαναλήψεων Bernoulli με πιθανότητες p,q=1-p

Παράδειγμα: Τυχαία δρομολόγηση χωρίς μνήμη δημιουργεί ανεξάρτητες ανελίξεις (διαδικασίες) Poisson με μέσους ρυθμούς $\lambda_1=p\lambda$, $\lambda_2=q$



ΔΙΑΔΙΚΑΣΙΑ ΓΕΝΝΗΣΕΩΝ – ΘΑΝΑΤΩΝ (1/3)

• Παραδοχές:

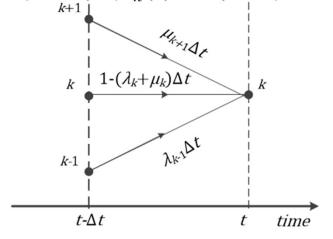
Birth - Death Processes

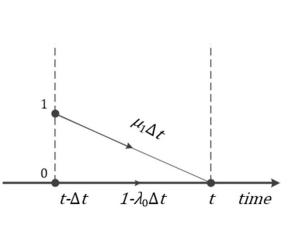
- ο Ανεξαρτησία γεννήσεων-θανάτων
- \circ Εξέλιξη της κατάστασης πληθυσμού n(t) βασισμένη μόνο στο παρόν (Ιδιότητα Markov)
- Σύστημα Διαφορικών εξισώσεων Διαφορών
 - Κατάσταση ισορροπίας (steady state)
 - Την χρονική στιγμή t το σύστημα καταλήγει σε πληθυσμό n(t)=k
 - Μπορεί να έχουν προηγηθεί οι ακόλουθες μεταβάσεις από την χρονική στιγμή $t-\Delta t, \Delta t \to 0$:
 - ightharpoonup Μία άφιξη στο διάστημα Δt , με πιθανότητα $\lambda_{k-1}\Delta t$ αν k>0
 - $ightharpoonup Μια αναχώρηση, με πιθανότητα <math>\mu_{k+1} \Delta t$ αν υπάρχει η κατάσταση k+1 (σε περίπτωση περιορισμού μέγιστου πληθυσμού K μπορούμε να θεωρήσουμε $\mu_{k+1}=0$)
 - ightharpoonup Τίποτα από τα δύο, με πιθανότητα $1-(\lambda_k+\mu_k)\Delta t$ αν k>0 ή $1-\lambda_0\Delta t$ αν k=0
- Οι εξισώσεις μετάβασης (*Chapman Kolmogorov*) προκύπτουν από τον τύπο συνολικής πιθανότητας:

$$P_k(t) = \lambda_{k-1} \Delta t P_{k-1}(t - \Delta t) + \mu_{k+1} \Delta t P_{k+1}(t - \Delta t) + [1 - (\lambda_k + \mu_k) \Delta t] P_k(t - \Delta t)$$

$$P_0(t) = \mu_1 \Delta t P_1(t - \Delta t) + (1 - \lambda_0 \Delta t) P_0(t - \Delta t)$$

ightharpoonup με αρχικές συνθήκες $P_k(0)$ και οριακές συνθήκες $\sum_k P_k(t) = 1$, $\forall t$





ΔΙΑΔΙΚΑΣΙΑ ΓΕΝΝΗΣΕΩΝ – ΘΑΝΑΤΩΝ (2/3)

Birth – Death Processes

Στο όριο, $\Delta t \approx dt \to 0$, $\frac{P_k(t) - P_k(t - \Delta t)}{\Delta t} \to \frac{dP_k(t)}{dt}$ και προκύπτει το γραμμικό σύστημα διαφορικών εξισώσεων διαφορών:

$$\qquad \frac{dP_0(t)}{dt} = \mu_1 P_1(t) - \lambda_0 P_0(t)$$

ightarrow με αρχικές συνθήκες $P_k(0)$ και οριακές συνθήκες $\sum_k P_k(t)=1$, $\forall t$

Όταν $t \to \infty$ και υπό ορισμένες συνθήκες το σύστημα συγκλίνει σε σταθερή κατάσταση. Το μεταβατικό φαινόμενο παρέρχεται για επαναληπτικές καταστάσεις n(t)=k (απείρως επισκέψιμες - positive recurrent) ξεχνιέται η αρχική συνθήκη $P_k(0)$ και οι $P_k(t)$ συγκλίνουν στις οριακές πιθανότητες $P_k>0$:

Για
$$t \to \infty$$
, $\frac{dP_k(t)}{dt} = 0$, $P_k(t) \to P_k > 0$: Εργοδικές Οριακές Πιθανότητες

Σημείωση: Ισχύει η **εργοδική** ιδιότητα και οι οριακές πιθανότητες μπορούν να προσεγγισθούν σαν $P_k =$

 $\lim_{T o \infty} \{ \frac{\mathrm{T}_k}{\mathrm{T}} \}$ όπου T_k είναι το σχετικό συνολικό χρονικό διάστημα όταν n(t) = k σε μεγάλο χρονικό ορίζοντα

Τ μ ιας καταγραφής της ανέλιξης n(t) σε ι σορροπία.

Οι εργοδικές οριακές πιθανότητες προκύπτουν από τις γραμμικά ανεξάρτητες Εξισώσεις Ισορροπίας:

$$\triangleright$$
 $(\lambda_k + \mu_k)P_k = \lambda_{k-1}P_{k-1} + \mu_{k+1}P_{k+1}, k > 1$

$$\triangleright \quad \lambda_0 P_0 = \mu_1 P_1$$

 $P_0 + P_1 + \dots + P_k + \dots = 1$

ΔΙΑΔΙΚΑΣΙΑ ΓΕΝΝΗΣΕΩΝ – ΘΑΝΑΤΩΝ (3/3)

Birth – Death Processes

Εφαρμογή σε Απλή Ουρά Μ/Μ/1

- Αφίξεις Poisson με μέσο ρυθμό λ αφίξεις/sec: $\lambda_k = \lambda$, $k=0,1,2,3,\cdots$
- Χρόνοι εξυπηρέτησης εκθετικοί με μέση τιμή $\mathrm{E}(s)=\frac{1}{\mu}\mathrm{sec}$: $\mu_k=\mu$, $k=1,2,3,\cdots$
- $\rho = \frac{\lambda}{\mu} < 1$ Erlang (συνθήκη για οριακή ισορροπία εργοδικότητα)
- Η εξέλιξη των πιθανοτήτων $P[n(t) = k] = P_k(t)$ προκύπτει από το σύστημα διαφορικών εξισώσεων:

$$\frac{dP_0(t)}{dt} = \mu P_1(t) - \lambda P_0(t)$$

- ightarrow με αρχικές συνθήκες $\mathbf{P}_k(0)$ και οριακές συνθήκες $\sum_{k=0}^{\infty}\mathbf{P}_k(t)=1 \ \ \forall t\geq 0$
- Στο όριο $t \to \infty$, $\frac{d P_k(t)}{dt} = 0$, $P_k(t) \to P_k > 0$, τις **εργοδικές πιθανότητες** που προκύπτουν από τις εξισώσεις ισορροπίας:

$$\triangleright$$
 $\lambda P_0 = \mu P_1 \dot{\eta} P_1 = \left(\frac{\lambda}{\mu}\right) P_0 = \rho P_0$

$$ightarrow$$
 $(\lambda + \mu)P_1 = \lambda P_0 + \mu P_2$ ή $P_2 = \rho^2 P_0$ και γενικά $P_k = \rho^k P_0$, $k>0$

$$P_0 + P_1 + \dots + P_k + \dots = 1 = P_0(1 + \rho + \rho^2 + \rho^3 + \dots)$$

Εφόσον $0<\rho<1$ η άπειρη δυναμοσειρά $(1+\rho+\rho^2+\rho^3+\cdots) o rac{1}{1-\rho} \ \Rightarrow \ P_0(rac{1}{1-\rho})=1$ και

$$P_0 = (1 - \rho), P_k = (1 - \rho)\rho^k, k > 0$$

Μέσο μήκος ουράς Μ/Μ/1 σε ισορροπία: $E[n(t)] \triangleq \sum_{k=1}^{\infty} k P_k = \frac{\rho}{1-\rho}$