# **ΣΥΣΤΗΜΑΤΑ ΑΝΑΜΟΝΗΣ** (Queuing Systems)

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

## 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)
- Μ/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:  $F_X(t) = P[X \le t] = \begin{cases} 1 e^{-\lambda t}, t \ge 0 \\ 0, & t < 0 \end{cases}$  KQL 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:
  - $P[X > t + s \mid X > s] = \frac{P[X > t + s, X > s]}{P[X > s]} = \frac{P[X > t + s]}{P[X > s]} = e^{-\lambda t} = P[X > t] = 1 F_X(t)$

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

• Κατανομή ελαχίστου μεταξύ ανεξάρτητων τ.μ. εκθετικά κατανεμημένων

X1: με παράμετρο λ1  $X = \min(X1, X2)$ ,  $F_X(\tau) = P\{X \le \tau\} = 1 - P\{X > \tau\} = 1 - e^{-(\lambda_1 + \lambda_2)\tau}$  διότι X2: με παράμετρο λ2  $P\{X > \tau\} = P\{X1 > \tau, X2 > \tau\} = P\{X1 > \tau\}P\{X2 > \tau\} = e^{-\lambda_1 \tau}e^{-\lambda_2 \tau} = e^{-(\lambda_1 + \lambda_2)\tau}$ 

 $X = min{X1,X2}$  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

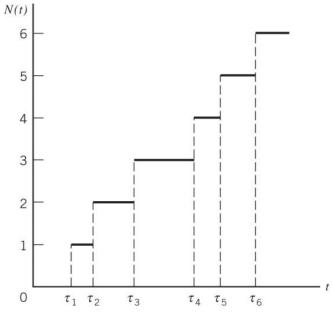
$$P[X(t_{n+1}) = x_{n+1}/X(t_n) = x_n, X(t_{n-1}) = x_{n-1}, ..., X(t_1) = x_1] = P[X(t_{n+1}) = x_{n+1}/X(t_n) = x_n]$$

- 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).



## 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:

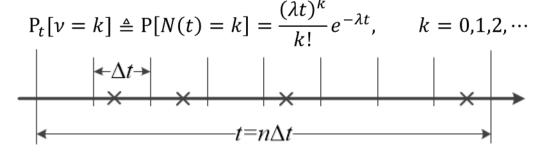
- Τυχαίες εκρήξεις που προκαλούν τον ΘΟΡΥΒΟ ΒΟΛΗΣ σε ηλεκτρονικές συσκευές επικοινωνών
- Ανεξάρτητες τυχαίες αφίξεις πελατών σε ΣΥΣΤΗΜΑΤΑ ΟΥΡΩΝ ΑΝΑΜΟΝΗΣ με απαιτήσεις εξυπηρέτησης όπως:
  - Διεκπεραίωση Τηλεφωνικών Κλήσεων
  - Διακίνηση Πακέτων Δεδομένων στο Internet
  - Κυκλοφορία Αυτοκίνητων σε Οδικά 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  $\lambda$  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:

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

$$P[N(t)=k] = \binom{n}{k} (\lambda \Delta t)^k (1-\lambda \Delta t)^{n-k} = \binom{n}{k} \left(\frac{\lambda t}{n}\right)^k \left(1-\frac{\lambda t}{n}\right)^{n-k}$$

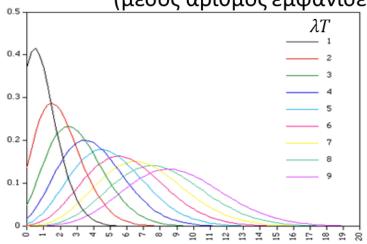
$$\text{Sto ópio } \Delta t \to 0, \ n \to \infty, \ t=n\Delta t \text{ éxoums } \frac{n!}{(n-k)!} \to n^k, \ \left(1-\frac{\lambda t}{n}\right)^{n-k} \to e^{-\lambda t} \text{ kai}$$

$$P[N(t)=k] = \frac{n!}{k! \ (n-k)!} \left(\frac{\lambda t}{n}\right)^k \left(1-\frac{\lambda t}{n}\right)^{n-k} \to \frac{(\lambda t)^k}{k!} e^{-\lambda t}$$

## H KATANOMH POISSON (3/3)

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

(μέσος αριθμός εμφανίσεων γεγονότων σε διάστημα T)



Οι συνεχείς καμπύλες στο σχήμα είναι οι περιβάλλουσες των Συναρτήσεων Μάζας Πιθανότητας (Ιστογράμματος) της Διακριτής Τυχαίας Μεταβλητής Poisson  $P_T[\nu = 1]$ 

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



#### Ιδιότητες της Στοχαστικής Ανέλιξης Poisson

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

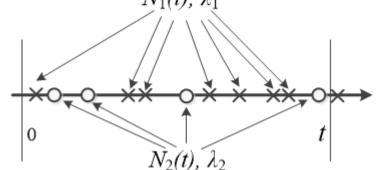
$$\text{Apodelen}: \operatorname{E}[N(t)] = \lim_{n \to \infty} \sum_{i=1}^n \operatorname{E}[N_i(t)] = \lim_{n \to \infty} \sum_{i=1}^n \lambda \Delta t = \lambda t, \ \sigma_{N(t)}^2 = \lim_{n \to \infty} \sum_{i=1}^n \sigma_{N_i(t)}^2 = \lambda t$$

• Ο συνολικός αριθμός σημείων Στοχαστική Ανέλιξης Poisson ρυθμού  $\lambda$  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  $\lambda_1$ ,  $\lambda_2$  δίνει Ανέλιξη Poisson N(t) με ρυθμό  $\lambda=\lambda_1+\lambda_2$   $N_1(t)$ ,  $\lambda_1$ 

• Διάσπαση Ανέλιξης Poisson ρυθμού  $\lambda$  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:

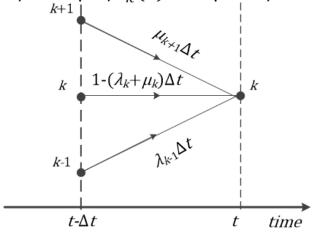
#### **Birth – Death Processes**

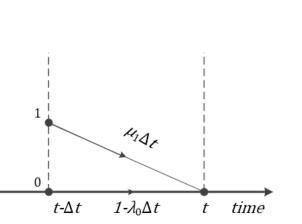
- ο Ανεξαρτησία γεννήσεων-θανάτων
- $\circ$  Εξέλιξη της κατάστασης πληθυσμού n(t) βασισμένη μόνο στο παρόν (Ιδιότητα Markov)
- Σύστημα Διαφορικών εξισώσεων Διαφορών
  - Κατάσταση ισορροπίας (steady state)
  - Την χρονική στιγμή t το σύστημα καταλήγει σε πληθυσμό n(t)=k
  - Μπορεί να έχουν προηγηθεί οι ακόλουθες μεταβάσεις από την χρονική στιγμή  $t-\Delta t, \Delta t \to 0$ :
    - ightharpoonup Μία άφιξη στο διάστημα  $\Delta t$ , με πιθανότητα  $\lambda_{k-1}\Delta t$  αν k>0
    - ightharpoonupΜια αναχώρηση, με πιθανότητα  $\mu_{k+1}\Delta t$  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:

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

ightharpoonup 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  $P_k =$ 

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

Τ  $\mu$ ιας καταγραφής της ανέλιξης n(t) σε  $\iota$ σορροπία.

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

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

$$\lambda_0 P_0 = \mu_1 P_1$$
  
 $P_0 + P_1 + \dots + P_k + \dots = 1$ 

10

## ΔΙΑΔΙΚΑΣΙΑ ΓΕΝΝΗΣΕΩΝ – ΘΑΝΑΤΩΝ (3/3)

#### **Birth – Death Processes**

#### Εφαρμογή σε Απλή Ουρά Μ/Μ/1

- Αφίξεις Poisson με μέσο ρυθμό  $\lambda$  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  $P_k = \rho^k P_0$ ,  $k>0$ 

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

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

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

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