

ΣΥΣΤΗΜΑΤΑ ΑΝΑΜΟΝΗΣ

Queuing Systems

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

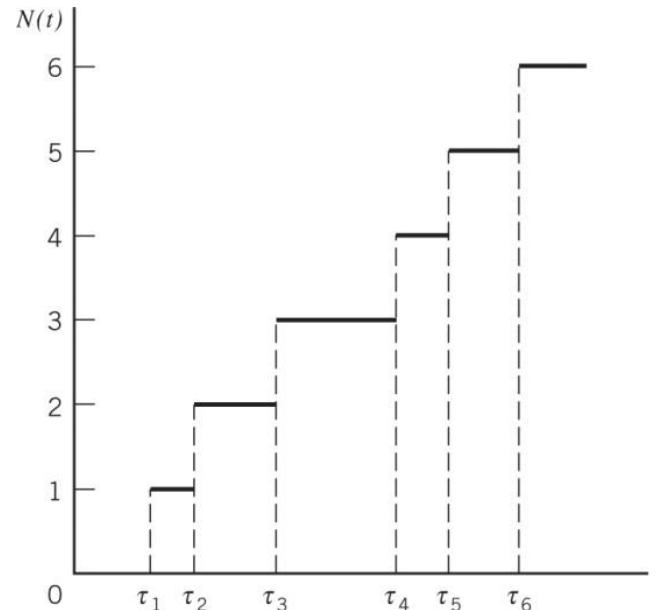
Βασίλης Μάγκλαρης
maglaris@netmode.ntua.gr

20/3/2019

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



Η ΚΑΤΑΝΟΜΗ 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 $E_T[v] = \lambda T$

Εφαρμογές σε ανεξάρτητες εμφανίσεις τυχαίων γεγονότων:

- Τυχαίες εκρήξεις που προκαλούν τον **ΘΟΡΥΒΟ ΒΟΛΗΣ** σε ηλεκτρονικές συσκευές επικοινωνιών
- 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

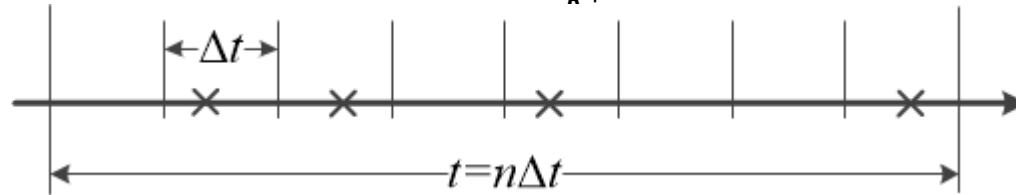
Η ΚΑΤΑΝΟΜΗ POISSON (2/3)

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*) $\{v = k\}$ με Κατανομή Μάζας Πιθανότητας

$$P_t[v = k] \triangleq P[N(t) = k] = \frac{(\lambda t)^k}{k!} e^{-\lambda t}, \quad k = 0, 1, 2, \dots$$

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:

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

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

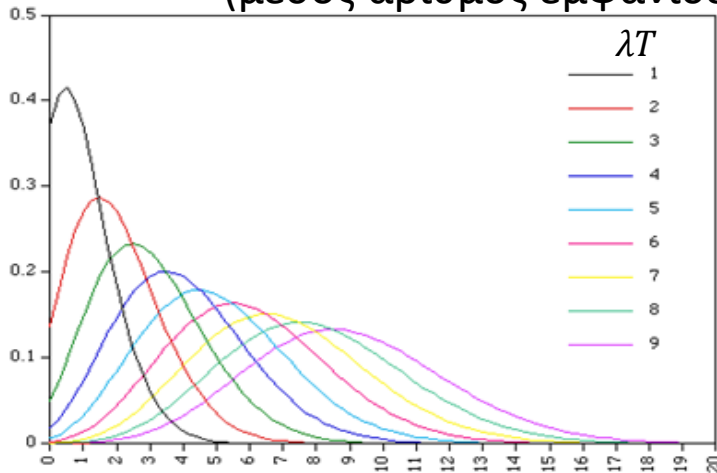
- Στο όριο $\Delta t \rightarrow 0$, $n \rightarrow \infty$, $t = n\Delta t$ έχουμε $\frac{n!}{(n-k)!} \rightarrow n^k$, $\left(1 - \frac{\lambda t}{n}\right)^{n-k} \rightarrow e^{-\lambda t}$ και

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

Η ΚΑΤΑΝΟΜΗ POISSON (3/3)

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

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



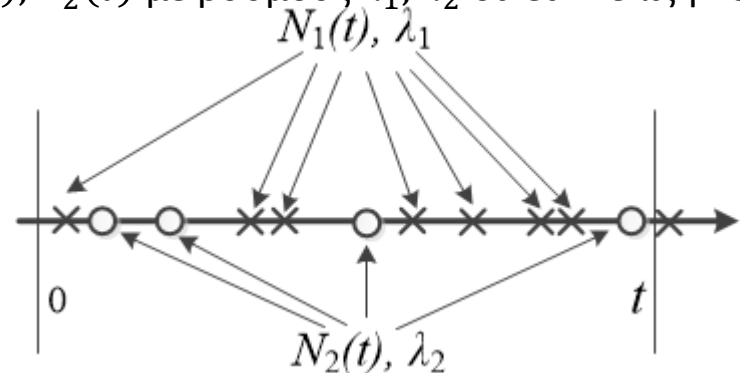
Ιδιότητες της Στοχαστικής Ανέλιξης Poisson

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

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

- 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 $\lambda(T_1 + T_2)$
- **Υπέρθωση** δυο **ανεξαρτήτων** Ανελίξεων Poisson $N_1(t), N_2(t)$ με ρυθμούς λ_1, λ_2 δίνει Ανέλιξη Poisson $N(t)$ με ρυθμό $\lambda = \lambda_1 + \lambda_2$
- **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 $\lambda_1 = p\lambda, \lambda_2 = q$



Η ΕΚΘΕΤΙΚΗ ΚΑΤΑΝΟΜΗ (1/2)

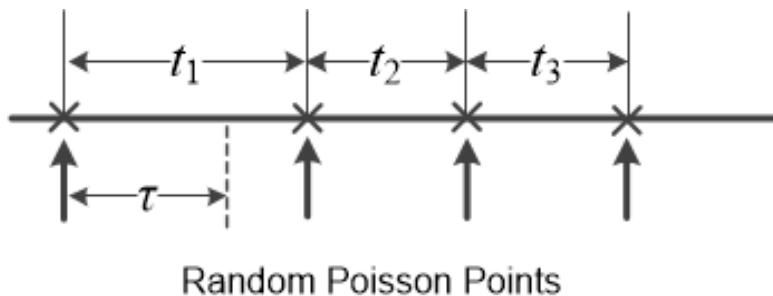
Συνάρτηση Αθροιστικής Κατανομής (CDF) & Συνάρτηση Πυκνότητας Πιθανότητας (PDF) μεταξύ Σημείων Poisson

Το χρονικό διάστημα τ μεταξύ διαδοχικών εμφανίσεων σημείων Poisson είναι Συνεχής Τυχαία Μεταβλητή (*Continuous Random Variable*) με **Εκθετική Κατανομή** (*Exponential Distribution*):

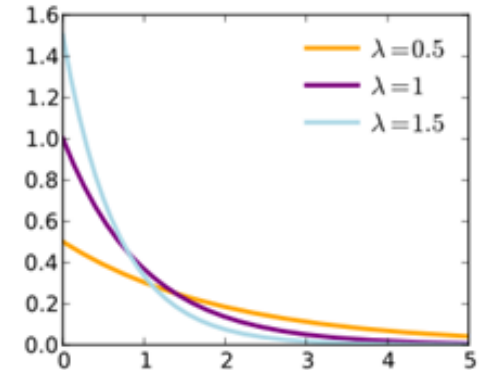
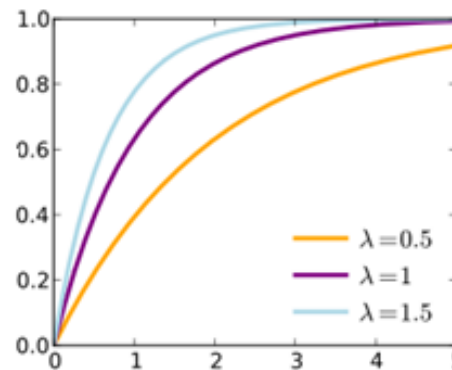
$$\text{CDF: } F_{\tau}(t) = P[\tau \leq t] = \begin{cases} 1 - e^{-\lambda t}, & t \geq 0 \\ 0, & t < 0 \end{cases} \text{ και PDF: } f_{\tau}(t) = \frac{dF_{\tau}(t)}{dt} = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda t}, & t \geq 0 \\ 0, & t < 0 \end{cases}$$

Απόδειξη

$$1 - F_{\tau}(t_1) = 1 - P[\tau \leq t_1] = P[\tau > t_1] = P_{t_1}[v = 0] = \frac{(\lambda t_1)^0}{0!} e^{-\lambda t_1} = e^{-\lambda t_1}$$



https://en.wikipedia.org/wiki/Exponential_distribution



Η ΕΚΘΕΤΙΚΗ ΚΑΤΑΝΟΜΗ (2/2)

Ιδιότητες Εκθετικής Κατανομής

- $E[\tau] = \int_{t=0}^{\infty} \lambda t e^{-\lambda t} dt = 1/\lambda$

- $E[\tau^2] = \int_{t=0}^{\infty} \lambda t^2 e^{-\lambda t} dt = 2/\lambda^2$, $\sigma_\tau^2 = E[\tau^2] - (E[\tau])^2 = 1/\lambda^2$

- Ιδιότητα έλλειψης μνήμης:

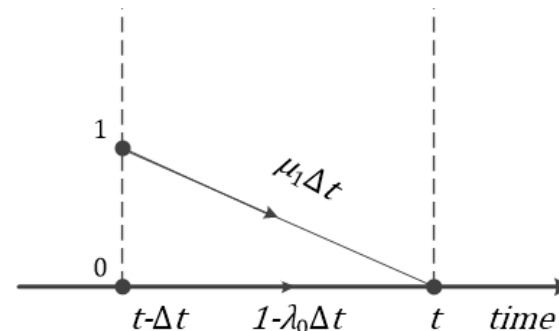
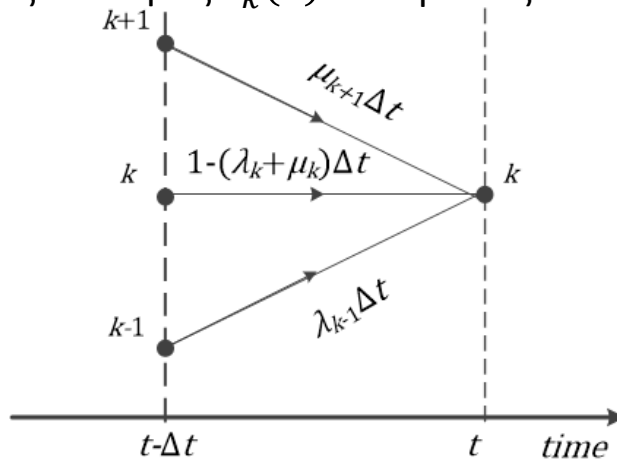
$$P[\tau > t + s | \tau > s] = \frac{P[\tau > t + s, \tau > s]}{P[\tau > s]} = \frac{P[\tau > t + s]}{P[\tau > s]} = e^{-\lambda t} = P[\tau > t]$$
$$= 1 - F_\tau(t)$$

Η εκθετική κατανομή είναι η **μόνη κατανομή συνεχούς μεταβλητής** με την ιδιότητα αυτή (*Memoryless, Markov Property*). Την ίδια ιδιότητα έχει η διακριτή γεωμετρική κατανομή της οποίας το όριο σε συνεχές πεδίο ορισμού είναι η εκθετική κατανομή

ΔΙΑΔΙΚΑΣΙΑ ΓΕΝΝΗΣΕΩΝ – ΘΑΝΑΤΩΝ (1/4)

Birth – Death Processes

- Παραδοχές:
 - Ανεξαρτησία γεννήσεων-θανάτων
 - 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 $t - \Delta t, \Delta t \rightarrow 0$:
 - Μία άφιξη στο διάστημα Δt , με πιθανότητα $\lambda_{k-1}\Delta t$ αν $k > 0$
 - Μια αναχώρηση, με πιθανότητα $\mu_{k+1}\Delta t$ αν υπάρχει η κατάσταση $k + 1$ (σε περίπτωση περιορισμού μέγιστου πληθυσμού K μπορούμε να θεωρήσουμε $\mu_{k+1} = 0$)
 - 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:
 - $P_k(t) = \lambda_{k-1}\Delta t P_{k-1}(t - \Delta t) + \mu_{k+1}\Delta t P_{k+1}(t - \Delta t) + [1 - (\lambda_k + \mu_k)\Delta t]P_k(t - \Delta t)$
 - $P_0(t) = \mu_1\Delta t P_1(t - \Delta t) + (1 - \lambda_0\Delta t) P_0(t - \Delta t)$
 - με αρχικές συνθήκες $P_k(0)$ και οριακές συνθήκες $\sum_k P_k(t) = 1, \forall t$



ΔΙΑΔΙΚΑΣΙΑ ΓΕΝΝΗΣΕΩΝ – ΘΑΝΑΤΩΝ (2/4)

Birth – Death Processes

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

$$\triangleright \frac{dP_k(t)}{dt} = \lambda_{k-1}P_{k-1}(t) + \mu_{k+1}P_{k+1}(t) - (\lambda_k + \mu_k)P_k(t), \quad k > 0$$

$$\triangleright \frac{dP_0(t)}{dt} = \mu_1P_1(t) - \lambda_0P_0(t)$$

$$\triangleright \text{με αρχικές συνθήκες } P_k(0) \text{ και οριακές συνθήκες } \sum_k P_k(t) = 1, \forall t$$

Όταν $t \rightarrow \infty$ 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 $P_k > 0$:

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

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

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

T μιας καταγραφής της ανέλιξης $n(t)$ σε **ισορροπία**.

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

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

$$\triangleright \lambda_0P_0 = \mu_1P_1$$

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

ΔΙΑΔΙΚΑΣΙΑ ΓΕΝΝΗΣΕΩΝ – ΘΑΝΑΤΩΝ (3/4)

Birth – Death Processes

Εφαρμογή σε Απλή Ουρά M/M/1

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

$$\triangleright \frac{dP_k(t)}{dt} = \lambda P_{k-1}(t) + \mu P_{k+1}(t) - (\lambda + \mu)P_k(t), \quad k > 0$$

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

$$\triangleright \text{με αρχικές συνθήκες } P_k(0) \text{ και οριακές συνθήκες } \sum_{k=0}^{\infty} P_k(t) = 1 \quad \forall t \geq 0$$

- Στο όριο $t \rightarrow \infty, \frac{dP_k(t)}{dt} = 0, P_k(t) \rightarrow P_k > 0$, τις **εργοδικές πιθανότητες** που προκύπτουν από τις εξισώσεις ισορροπίας:

$$\triangleright \lambda P_0 = \mu P_1 \quad \text{ή} \quad P_1 = \left(\frac{\lambda}{\mu}\right) P_0 = \rho P_0$$

$$\triangleright (\lambda + \mu)P_1 = \lambda P_0 + \mu P_2 \quad \text{ή} \quad P_2 = \rho^2 P_0 \text{ και γενικά } P_k = \rho^k P_0, \quad k > 0$$

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

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

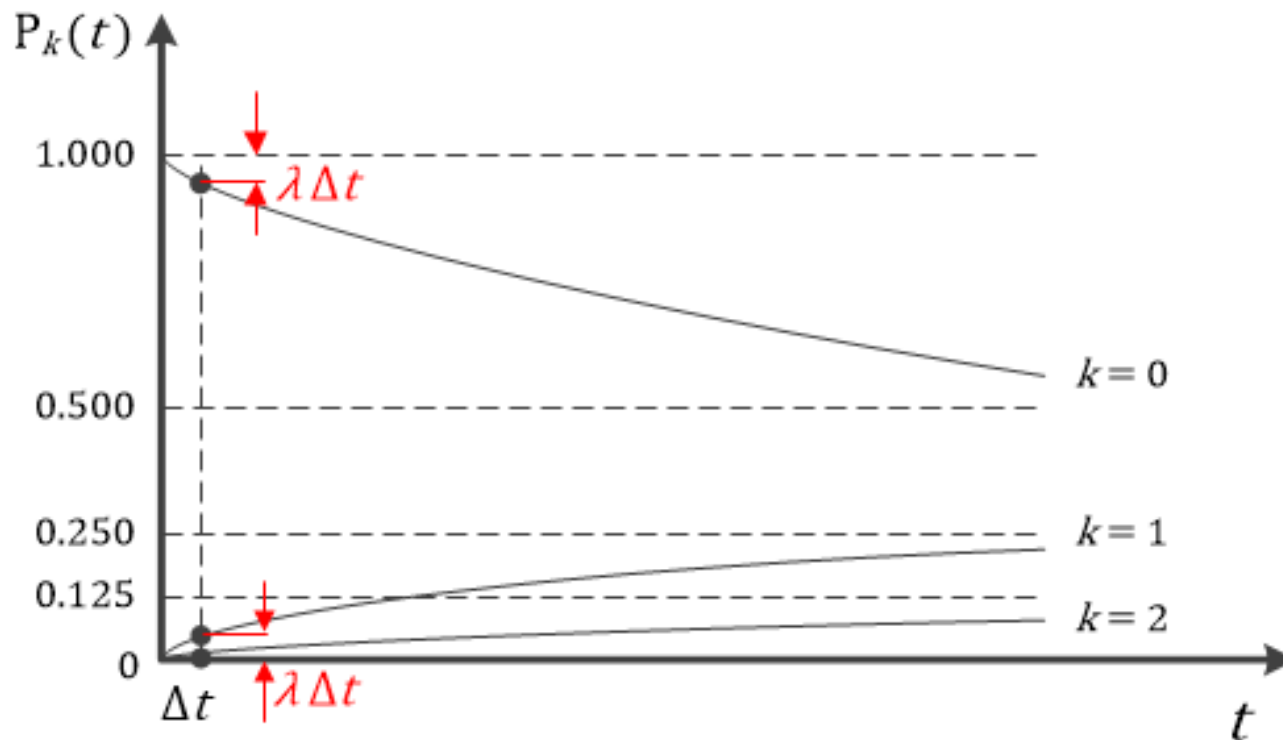
$$P_0 = (1 - \rho), \quad P_k = (1 - \rho)\rho^k, \quad k > 0$$

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

ΔΙΑΔΙΚΑΣΙΑ ΓΕΝΝΗΣΕΩΝ – ΘΑΝΑΤΩΝ (4/4)

Birth – Death Processes

Χρονική Εξέλιξη Πιθανοτήτων Κατάστασης Απλής Ουράς M/M/1



$$\rho = \frac{\lambda}{\mu} = 0.5 \text{ Erlangs}$$

Αρχικές Συνθήκες: $P_0(0) = 1$, $P_k(0) = 0$

Οριακές Εργοδικές Πιθανότητες:

$$\lim_{t \rightarrow \infty} P_0(t) = P_0 = 1 - \rho = 0.500$$

$$\lim_{t \rightarrow \infty} P_1(t) = P_1 = (1 - \rho)\rho = 0.250$$

$$\lim_{t \rightarrow \infty} P_2(t) = P_2 = (1 - \rho)\rho^2 = 0.125$$