

# Ανάλυση Μέσης Τιμής (Mean Value Analysis)

Αναζητούμε τα  $E(Q)$ ,  $E(S)$  ( $a_j, d_j, p_j$ )

Θα χρειασούμε 2 εξισώσεις:

1) Νόμος του Little

2) Υπολογίζουμε  $E(S)$  σε συνάρτηση με  $Q$  (με κατανομή  $a_j$ ): Πάινω  $E(S)$  συναρτήσει  $E(Q)$

Εάν έχω Poisson διαδικασία Αφίξεων  $\Rightarrow$  ιδιότητα PASTA  $\Rightarrow Q^{\sim}, Q$  ίσες

# 1] Ανάλυση Μέσης Τιμής στο M/G/1/1

Υποθέτουμε

- Poisson ( $\lambda$ ) διαδικασία αφίξεων (Ενδ. χρόνος  $\sim \exp(\lambda)$ )
- Χρόνος εξυπηρέτησης έχει σκ  $B(\cdot)$  με  $E(X) = b$
- 1 υπηρέτης
- Το σύστημα είναι χωρητικότητα 1.

$E(s)$

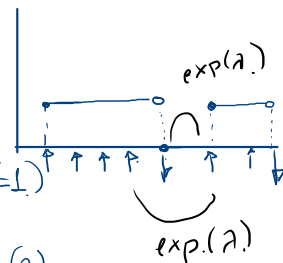
$E(Q)$

$a_i$

$d_i$

$P_i$

Νόμος του Little:  $E(Q) = \lambda \cdot E(S)$  (1)



$$E(S) = E(S/Q=0)P(Q=0) + E(S/Q=1)P(Q=1)$$

$$= b \cdot P(Q=0) + 0 \cdot P(Q=1)$$

$$E(S) = b \cdot P(Q=0) = b \cdot a_0 = b \cdot p_0 \quad (2)$$

$$E(Q) = 1 \cdot P(Q=1) + 0 \cdot P(Q=0) = P_1 \quad (3)$$

(1),(2),(3)

$$P_1 = 1 - p_0 = \lambda \cdot b \cdot p_0$$

$$1 - p_0 = \lambda \cdot b \cdot p_0 \Rightarrow$$

$$\boxed{p_0 = \frac{1}{1 + \lambda b}}$$

$$\boxed{P_1 = \frac{\lambda b}{1 + \lambda b}}$$

PASTA.   
 Ιδιότητα μεμονωμένων.

$$a_0 = p_0$$

$$a_1 = P_1$$

$$a_0 = d_0$$

$$a_1 = d_1$$

$$E(S) = \frac{b}{1 + \lambda b}$$

$$E(Q) = \frac{\lambda b}{1 + \lambda b}$$

$Q(t) \neq$  η κατάσταση στο σύστημα.

Εναλλαγή!   
  $(O_n, n \geq 1)$

$(D_n, n \geq 1)$

$\sim \exp(\lambda)$

$$\lim_{t \rightarrow \infty} P(Q(t) = 1) = P_1$$

$$= \frac{E(O)}{E(O) + E(D)} = \frac{b}{b + \frac{1}{\lambda}} = \frac{\lambda b}{\lambda b + 1} = \frac{\lambda b}{1 + \lambda b}$$

M | M | 1 | 1

Χρονοί εξυπηρ.  $X \sim \exp(\mu)$

$$e = \lambda \cdot b = \lambda \cdot E(X)$$

$$b = \frac{1}{\mu} \quad e = \frac{\lambda}{\mu}$$

$$P_0 = \frac{1}{\frac{\lambda}{\mu} + 1} = \frac{\mu}{\lambda + \mu}$$

$$E(S) = \frac{\frac{1}{\mu}}{\frac{\lambda}{\mu} + 1} = \frac{1}{\lambda + \mu}$$

$$P_0 = \frac{1}{e+1}$$

$$E(Q) = \frac{e}{e+1}$$

$$P_1 = \frac{e}{e+1}$$

$$E(S) = \frac{b}{e+1}$$

$$P_1 = \frac{\lambda}{\lambda + \mu} = E(Q)$$

---

# Ανάλυση μέση τιμή για το M/M/1

- Υποθέτουμε :
- Οι αφίξεις είναι  $PP(\lambda)$  (οι ευδιάμ.  $\exp(\lambda)$ )
  - Οι χρόνοι εξυπηρέτησης  $\exp(\mu)$
  - 1 υπηρέτης
  - FCFS FIFO

Συνθήκη ευσταθείας:  
 $\rho < 1$  ή  $\lambda < \frac{1}{\mu}$  ή  $\lambda < \mu$

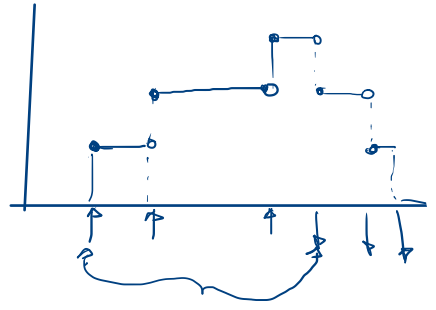
Νόμος του Little :  $E(Q) = \lambda \cdot E(S)$

Ο πελάτης όταν φτάει βρίσκει  $Q$  πελάτες

$X_1$  ο χρόν. εφ. του πελάτη σου είναι στον υπηρέτη.  
 (λόγω αμνημόνης)  $\sim \exp(\mu)$

$X_2, \dots, X_{Q-}$  οι χρόνοι εφ. των πελατών είναι στη ουρά  
 ανεξ. & ίσων  $\exp(\mu)$

$X_{Q+1}$  ο χρόνος του νέου πελάτη.



$\exp(\mu)$

$E(S) = E\left(\sum_{i=1}^{Q+1} X_i\right) \stackrel{\text{Wald}}{=} E(Q+1) \cdot E(X_1) = \frac{E(Q)+1}{\mu}$   
 ή  $\rightarrow$

varianza:

$$\begin{aligned}
E(S) &= \sum_{j=0}^{\infty} E\left(\sum_{i=1}^{\bar{Q}+1} X_i / \bar{Q}=j\right) P(\bar{Q}=j) = \sum_{j=0}^{\infty} \sum_{i=1}^{\bar{Q}+1} E(X_i / \bar{Q}=j) P(\bar{Q}=j) \\
&= \sum_{j=0}^{\infty} \sum_{i=1}^{j+1} \underbrace{E(X_i)}_{\frac{1}{\mu}} \underbrace{P(\bar{Q}=j)}_{a_j} = \sum_{j=0}^{\infty} \frac{(j+1)a_j}{\mu} = \\
&= \frac{1}{\mu} \left( \sum_{j=0}^{\infty} j a_j + \sum_{j=0}^{\infty} a_j \right) = \frac{E(\bar{Q})+1}{\mu}
\end{aligned}$$

(M) | M | 1

PASTA

$a_i = p_i$   
 $E(\bar{Q}) = E(Q)$

$E(Q) = \lambda E(S)$

$E(S) = \frac{E(\bar{Q})+1}{\mu} \stackrel{\text{PASTA}}{=} \frac{E(Q)+1}{\mu}$

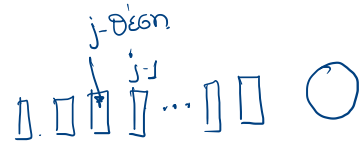
$E(Q) = \frac{\lambda}{\mu} [E(Q)+1] = \rho (E(Q)+1) \Rightarrow \underline{\underline{E(Q) = \frac{\rho}{1-\rho}}}$

$\underline{\underline{E(S) = \frac{E(Q)}{\lambda} = \frac{1}{\lambda} \frac{\lambda}{\mu} = \frac{1}{\mu} = \frac{1}{\mu-\lambda} \quad (\lambda < \mu)}}$

$a_i; d_i; P_j;$

$$P_j \stackrel{\text{pasta}}{=} a_j \stackrel{\text{μεμονωμένων μεταβάσεων}}{=} a_j \quad j = 0, 1, \dots$$

$P_j = P(Q=j)$   
 Θα εφαρμόσω νόμο little στη  $j$ -θέση



$$E(Q_j) = \lambda_j \cdot E(S_j)$$

$$E(Q_j) = 1 \cdot P(Q_j=1) + 0 \cdot P(Q_j=0) = P(Q_j=1) = P(Q \geq j) = \sum_{k=j}^{\infty} P_k$$

$$\lambda_j = \text{ρυθμός αφίξης στη } j\text{-θέση} = \lambda \cdot P(\text{να μπορέσω να περάσω από τη } j\text{-θέση})$$

$$= \lambda \cdot P(\text{να υπάρχουν τουλάχιστον } j-1 \text{ πελάτες μ'αί νότιας})$$

$$= \lambda \cdot P(Q \geq j-1) = \lambda \cdot \sum_{k=j-1}^{\infty} a_k \stackrel{\text{pasta}}{=} \lambda \cdot \sum_{k=j-1}^{\infty} P_k$$

$$E(S_j) = \frac{1}{\mu} = \rho$$

$$\left. \begin{aligned} \sum_{k=j}^{\infty} P_k &= \frac{\lambda}{\mu} \cdot \sum_{k=j-1}^{\infty} P_k \\ \sum_{k=j+1}^{\infty} P_k &= \frac{\lambda}{\mu} \cdot \sum_{k=j}^{\infty} P_k \end{aligned} \right\} \text{αφαιρούμε κατά μέλη}$$

$$P_k = \rho \cdot P_{k-1} \quad k=1, 2, \dots$$

$$P_0 = 1 - \rho \text{ (ΔΕΣΕ ή πιν.)}$$

$$P_k = \rho^k \cdot P_{k-2} = \dots = \rho^k \cdot P_0 \quad k=0, 1, \dots$$

$$\left\{ \begin{aligned} \sum_{k=0}^{\infty} P_k &= 1 & P_0 \cdot \sum_{k=0}^{\infty} \rho^k &= 1 \\ \rho < 1 & & \frac{P_0}{1-\rho} &= 1 \end{aligned} \right.$$

$$P_j^* = (1-\rho)\rho^j, \quad j=0, 1, \dots \quad \text{Γεωμετρική κατανομή}$$

$X_{\text{pou.}} \sim \text{exp}(\mu)$

$F_S(x)$

$$F_S(x) = P(S \leq x) = \sum_{j=0}^{\infty} P(S \leq x | Q^- = j) P(Q^- = j)$$

pastor

$$= \sum_{j=0}^{\infty} p_j \cdot P(S \leq x | Q^- = j)$$

$$p_j = (1-\rho)e^{-\rho j}$$

$S | Q^- = j \sim \Gamma(j+1, \mu)$

$$= \sum_{j=0}^{\infty} (1-\rho)e^{-\rho j} \int_0^x \frac{\mu^{j+1}}{\Gamma(j+1)} t^j e^{-\mu t} dt$$

$$= \int_0^x (1-\rho) e^{-\mu t} \mu \left( \sum_{j=0}^{\infty} \frac{(\mu t)^j}{j!} \right) dt = \int_0^x (1-\rho) e^{-\mu t} \mu e^{\mu t} dt =$$

$$P(S \leq x) = \int_0^x (1-\rho)\mu e^{-\mu(1-\rho)t} dt \quad S \sim \text{exp}((1-\rho)\mu)$$

$$E(S) = \frac{1}{(1-\rho)\mu} = \frac{1}{\mu - \lambda} \quad \left( \rho < 1, \frac{\lambda}{\mu} < 1 \right)$$

$\lambda < \mu$

$$P(S > aE(S)) = e^{-a}$$

Δείξαμε ότι  $S \sim \exp(\mu(1-p))$

$$\tilde{F}_S(s) = \frac{\mu(1-p)}{\mu(1-p) + s}$$

Είναι  $S = W + X$  ←  $X$  ποσότητα αγοράς  
←  $X$  ποσότητα εξουπρέκεισης

$$X \sim \exp(\mu) \Rightarrow \tilde{F}_X(s) = \frac{\mu}{\mu + s}$$

$$\tilde{F}_S(s) = \tilde{F}_W(s) \cdot \tilde{F}_X(s) \Rightarrow$$

$$\tilde{F}_W(s) = \frac{\frac{\mu(1-p)}{\mu(1-p) + s}}{\frac{\mu}{\mu + s}} = \frac{(1-p)(\mu + s)}{\mu(1-p) + s} = (1-p) \cdot 1 + p \frac{\mu(1-p)}{\mu(1-p) + s}$$

Άρα  $W$  είναι 0 με πιθανότητα  $1-p$  και  $\exp(\mu(1-p))$  με πιθανότητα  $p$   
 $P(W > t) = p e^{-\mu(1-p)t}$ ,  $t \geq 0$

$$W/W > 0 \sim \exp(\mu(1-p))$$