

$$E[Q_s] = \rho \Rightarrow \Pr[Q_s = 1] = \rho \Rightarrow \Pr[Q \neq 0] = \rho \Rightarrow \rho_0 = \Pr[Q = 0] = 1 - \rho$$

(7) Ερμηνείες του ρ

$\rho = \lambda b$: Μέση εισερχόμενη εργασία ανά χρονική μονάδα
 = Μέσο # πελατών σε διαδικασία εξυπηρέτησης
 $\frac{G/G/C}{G/G/C}$ Μέσο # απασχολημένων υπηρετών
 $\frac{G/G/C}{G/G/C}$ Πιθανότητα μη-κενού συστήματος.

(8) Ασκήσεις

1.1 - 1.10 (1.7 - 1.10 πολύ εύκολες)

(1.6 δύσκολη)

10/10/24

(1) Βιβλίο

- Κεφ. 1 (Θεωρία)
- Κεφ. 4 : 4.1 (Ανάλυση Μέσης Τιμής) AMT.

(2) Ιδέα AMT

- Οικονομικός υπολογισμός των $E[Q]$, $E[S]$ σε συστήματα με Poisson διαδικασία αφίσεων.
 - Χρειαζόμαστε 2 εξισώσεις:
- 1_n : Νόμος Little : $E[Q] = \lambda E[S]$
 2_n : Δέσμευση στο # πελατών που βρίσκεται ένας πελάτης κατά την άφιξη του για τον υπολογισμό του $E[S]$.

$$E[S] = E[E[S|Q]] = \sum_{n=0}^{\infty} \Pr[Q=n] E[S|Q=n]$$

$$= E[g(Q)] = g(E[Q]) \stackrel{\text{Poisson}}{\stackrel{\text{αδυσία}}{=}} g(E[Q])$$

(3) AMT για την M/M/1/1 ουρία

λ : αριθμός αφίξεων

μ : αριθμός εξυπηρέτησης

$$\rho = \frac{\lambda}{\mu}$$

$$(p_n), (Q_n), (d_n), E[Q], E[S] = ;$$

N. Little: $E[Q] = \lambda E[S]$ (1)

Υπολογισμός του E[S]: $E[S] = \Pr[\bar{Q}=0] E[S|\bar{Q}=0] + \Pr[\bar{Q}=1] E[S|\bar{Q}=1] =$
 $= \Pr[\bar{Q}=0] \frac{1}{\mu} + \Pr[\bar{Q}=1] \cdot 0$
 $\stackrel{\text{PASTA}}{=} \Pr[Q=0] \frac{1}{\mu}$ (2)

Αρα (1) & (2) $\Rightarrow E[Q] = \lambda \frac{1}{\mu} \Pr[Q=0] \Rightarrow 1 \cdot p_1 + 0 \cdot p_0 = \rho \cdot p_0$
Επίσης $p_0 + p_1 = 1$.

οπότε $p_0(1+\rho) = 1 \Rightarrow p_0 = \frac{1}{1+\rho}, p_1 = \frac{\rho}{1+\rho}$

$$(d_n) = (Q_n) = (p_n)$$

↑
ΜΕΤΡΩΜΕΝΕΣ
ΑΦΙΞΗΣ-
ΑΝΟΧΗΣ
↑
PASTA

$$E[Q] = \frac{\rho}{1+\rho}, E[S] = \frac{1}{\mu(1+\rho)}$$

\leadsto Υπολογισμός του E[S] με δεδομένα στο \bar{Q} .
 $E[S] = \sum_{n=0}^{\infty} \Pr[\bar{Q}=n] E[S|\bar{Q}=n] \stackrel{\text{PASTA}}{=} p_n$
" Q_n

$$E[S|\bar{Q}=n] = \frac{n+1}{\mu}$$

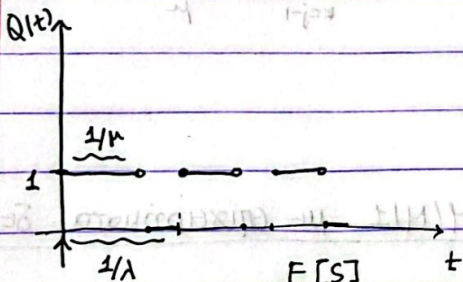
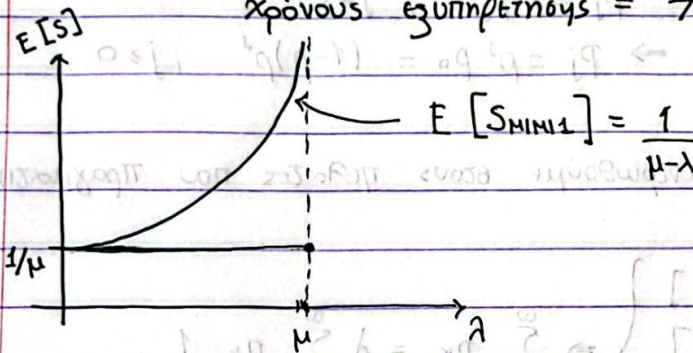
Άρα $E[S] = \sum_{n=0}^{\infty} p_n \frac{n+1}{\mu} = \frac{E[Q+1]}{\mu}$ (2)

$$(1) \text{ \& } (2) \rightarrow E[Q] = \lambda \cdot \frac{E[Q] + 1}{\mu} = \rho E[Q] + \rho \Rightarrow$$

$$E[Q] = \frac{\rho}{1-\rho} \xrightarrow{\text{Th. Little}} E[S] = \frac{1}{\lambda} \cdot \frac{\rho}{1-\rho} = \frac{1}{\mu(1-\rho)} = \frac{1}{\mu-\lambda}$$

(5) Σύγκριση M/M/1 & αντίστοιχης D/D/1

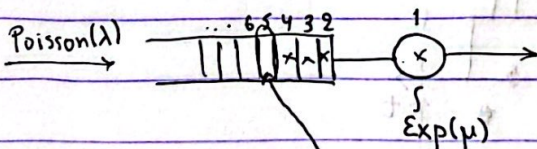
- M/M/1 με Poisson (λ) διαδικασία αφίξεων και $\text{Exp}(\mu)$ χρόνοι εξυπηρέτησης
- D/D/1 με ενδιάμεσους χρόνους αφίξεων = $1/\lambda$ και χρόνους εξυπηρέτησης = $1/\mu$.



Η τυχαioτητα έχει πολύ βoβαρο αντικτυπο για μεγαλα rho.

	$\rho = 0.9$	$\rho = 0.99$	$\rho = 0.999$
M/M/1	10	100	1000
D/D/1	1	1	1

(6) Εύρεση (ρ_n) στη M/M/1 με βασικά αποτελέσματα



Th. Little στο χρόνο εξυπηρέτησης (θέση 1) : $\rho_0 = 1 - \rho$

Th. Little στο θέση (j) : $E[Q_j] = \lambda_j E[S_j]$ (j)

$$E[Q_j] = 1 \cdot \text{Pr}[Q_j=1] + 0 \cdot \text{Pr}[Q_j=0] \\ = \text{Pr}[Q \geq j]$$

$$\lambda_j = \lambda$$

$$E[S_j] = \text{Pr}[Q \geq j-1] \frac{1}{\mu} + \text{Pr}[Q < j-1] \cdot 0$$

$$(j) \Rightarrow \sum_{k=j}^{\infty} p_k = \lambda \sum_{k=j-1}^{\infty} a_k \frac{1}{\mu} \stackrel{\text{PASTA}}{=} \rho \sum_{k=j-1}^{\infty} p_k$$

$$(j+1) \Rightarrow \sum_{k=j+1}^{\infty} p_k = \rho \sum_{k=j}^{\infty} p_k$$

Αραιότητα κατά μήκος: $p_j = \rho p_{j-1}, j \geq 1$

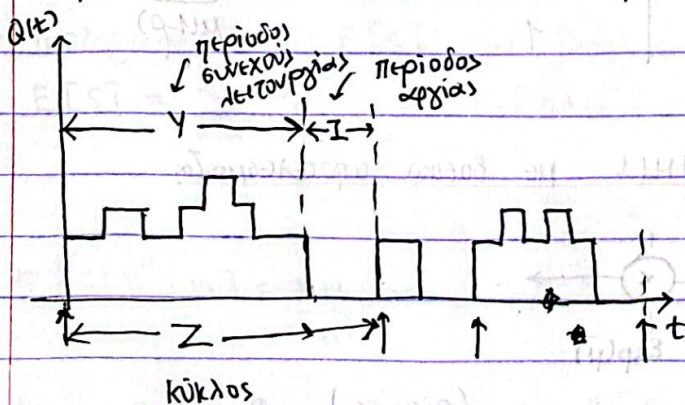
$$\Rightarrow p_j = \rho^j p_0 = (1-\rho)\rho^j, j \geq 0$$

→ Εναλλακτικά αν επικεντρωθούμε στους πελάτες που πραγματικά υπερνάνε από την j θέση:

$$\left. \begin{aligned} E[Q_j] &= \text{Pr}[Q \geq j] \\ d_j &= \lambda \text{Pr}[Q \geq j-1] \\ E[S_j] &= \frac{1}{\mu} \end{aligned} \right\} \Rightarrow \sum_{k=j}^{\infty} p_k = \lambda \sum_{k=j-1}^{\infty} a_k \frac{1}{\mu}$$

(7) Επιπλέον αποτελέσματα στην M/M/1 με επιχειρήματα δόμησης και αναγεννητικότητας

- Μελέτη κύκλου απασχόλησης (μέγισ τιμές)



$$E[I], E[Z], E[Y] = ;$$

✓ λόγω Poisson διαδ. αψιζτων

$$E[I] = \frac{1}{\lambda}$$

$$\rho_0 = \frac{E[I]}{E[Z]} \Rightarrow 1 - \rho = \frac{1/\lambda}{E[Z]} \Rightarrow E[Z] = \frac{1}{\lambda(1-\rho)}$$

↑ αναγεννητικότητα

Τέλος $E[Y] = E[Z] - E[I]$

$$= \frac{1}{\lambda(1-\rho)} - \frac{1}{\lambda} = \frac{1-1+\rho}{\lambda(1-\rho)} = \frac{\rho}{\lambda(1-\rho)} \sim \text{ίδιο με το ELS.}$$