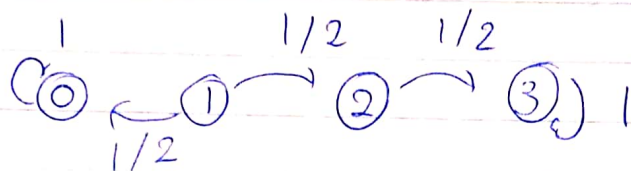


21/11/22 (14<sup>ο</sup> Μαθημα)

### Παράδειγμα (Συνεχεια)



$$b) m_1(\{0,3\}) = ?$$

Θα γραψω το ερώτημα για τις  $m_i(\{0,3\})$  κάνοντας ανάλυση πρώτου βήματος.

$$m_0(\{0,3\}) = 0$$

$$m_3(\{0,3\}) = 0$$

$$m_1(\{0,3\}) = 1 + P_{12} m_2(\{0,3\}) + P_{10} m_0(\{0,3\})$$

$$m_2(\{0,3\}) = 1 + P_{23} m_3(\{0,3\}) + P_{21} m_1(\{0,3\})$$

$$\Rightarrow m_2(\{0,3\}) = 1 + \frac{1}{2} \left( 1 + \frac{1}{2} m_2(\{0,3\}) \right)$$

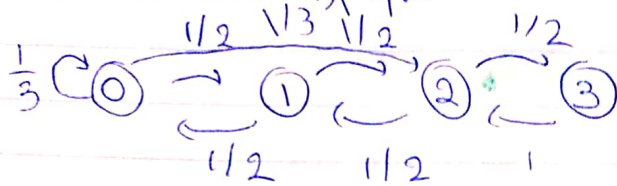
$$\Rightarrow \frac{3}{4} m_2(\{0,3\}) = \frac{3}{2}$$

$$m_2(\{0,3\}) = \frac{3}{2} \cdot \frac{4}{3} = 2$$

$$m_1(\{0,3\}) = 1 + \frac{1}{2} \cdot 2 = 2$$

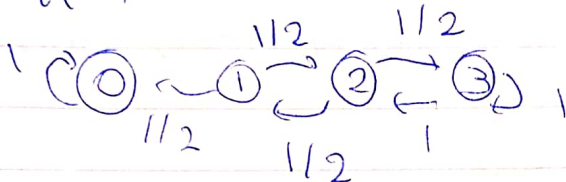
Σημείωση:

Εστω ότι είχαμε

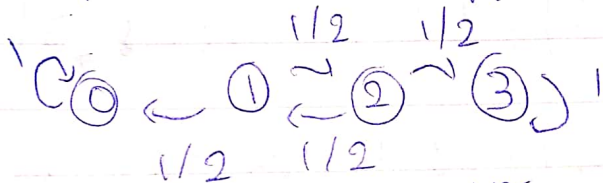


▷ Αν Ήτούσαμε μι  $(\{0,3\})$  λύση β ερωτήρια) το σύστημα θα ήταν ακριβώς ίδιο με την προηγούμενη αόκηση.

Άρα, μπορώ πριν γράψω το σύστημα να κάνω απορροφητικές τις καταστάσεις 0 και 3.



▷ Αν Ήτούσαμε η  $(\{3\})$  θα έπρεπε να κάνω μόνο την 3 απορροφητική.



Θεώρημα: (Πιθανότητες  $L_{i,j}^{n,s}$  εισόδου / απορρόφηση)

Το  $[hi(C)]_{i \in C}$  είναι η ελάχιστη μη-αρνητική λύση του συστήματος

$$x_i = 1, \quad i \in C$$

$$x_i = \sum_{k \in S} p_{ik} \cdot x_k, \quad i \in S \setminus C$$

Θεώρημα (μέσοι χρόνοι  $L_{i,j}^{n,s}$  εισόδου / απορρόφηση)

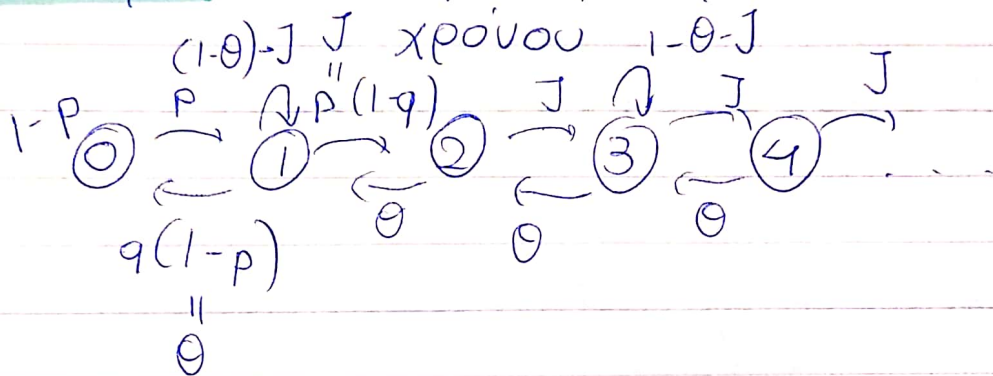
Το  $[mi(C)]_{i \in S}$  είναι η ελάχιστη μη-αρνητική

Λύση του συστήματος

$$y_i = 0, \quad i \in C'$$

$$y_i = 1 + \sum_{\substack{k \in S' \\ k \in S'/C'}} p_{ik} y_k, \quad i \in S' \setminus C'$$

Παράδειγμα: (Σύστημα εξυπηρέτησης διακριτού χρόνου)



$$h_i \equiv h_i(\{0\}) = j$$

Λύση:  $h_0 = 1$

$$h_i = \theta h_{i-1} + J h_{i+1} + (1 - \theta - J) h_i, \quad i \geq 1$$

$$(\theta + J) h_i = \theta h_{i-1} + J h_{i+1}, \quad i \geq 1$$

$$J(h_i - h_{i+1}) = \theta(h_{i-1} - h_i), \quad i \geq 1$$

$$h_i - h_{i+1} = \frac{\theta}{J} (h_{i-1} - h_i), \quad i \geq 1$$

$$\text{Θετω } u_i = h_{i-1} - h_i, \quad i \geq 1$$

$$u_{i+1} = \frac{\theta}{J} u_i, \quad i \geq 1$$

$$u_i = \frac{\theta}{J} u_{i-1} = \frac{\theta}{J} \cdot \frac{\theta}{J} u_{i-2} = \dots = \left(\frac{\theta}{J}\right)^{i-1} u_1, \quad i \geq 1$$

$i \geq 1$

$$h_{i-1} - h_i = \left(\frac{\theta}{J}\right)^{i-1} u_1, \quad i \geq 1 \Rightarrow$$

$$h_i = h_{i-1} - \left(\frac{\theta}{J}\right)^{i-1} u_1, \quad i \geq 1$$

$$h_i = h_{i-2} - \left(\frac{\theta}{J}\right)^{i-2} u_1 - \left(\frac{\theta}{J}\right)^{i-1} u_1$$

$$h_i = h_{i-3} - \left(\frac{\theta}{J}\right)^{i-3} u_1 - \left(\frac{\theta}{J}\right)^{i-2} u_1 - \left(\frac{\theta}{J}\right)^{i-1} u_1, \quad i \geq 1$$

$$h_i = h_0 - \left(\frac{\theta}{J}\right)^0 u_1 - \left(\frac{\theta}{J}\right)^1 u_1 - \dots - \left(\frac{\theta}{J}\right)^{i-1} u_1, \quad i \geq 1$$

$$h_i = 1 - \sum_{k=0}^{i-1} \left(\frac{\theta}{J}\right)^k u_1, \quad i \geq 1.$$

Για να είναι μη-αρνητική  $h_i \geq 0$  θα πρέπει

$$u_1 \leq \frac{1}{\sum_{k=0}^{i-1} \left(\frac{\theta}{J}\right)^k}, \quad \forall i \geq 1$$

Άρα, θα πρέπει το  $u_1 \leq \frac{1}{\sum_{k=0}^{\infty} \left(\frac{\theta}{J}\right)^k}$

Για να πάρουμε την ελάχιστη δυνατή, πρέπει

$$u_1 = \frac{1}{\sum_{k=0}^{\infty} \left(\frac{\theta}{J}\right)^k}$$

• Αν  $\frac{\theta}{J} \geq 1 \Leftrightarrow \theta \geq J$ , τότε  $\sum_{k=0}^{\infty} \left(\frac{\theta}{J}\right)^k = \infty \Rightarrow u_1 = 0$

$$\Rightarrow h_i = 1, \quad \forall i \geq 1$$

• Αν  $\frac{\theta}{J} < 1 \Leftrightarrow \theta < J$ , τότε  $\sum_{k=0}^{\infty} \left(\frac{\theta}{J}\right)^k = \frac{1}{1 - \frac{\theta}{J}}$

$$\Rightarrow u_1 = 1 - \frac{\theta}{J} \quad \text{και} \quad h_i = \frac{1 - \left(\frac{\theta}{J}\right)^i}{1 - \frac{\theta}{J}} = 1 - \left(\frac{\theta}{J}\right)^i$$

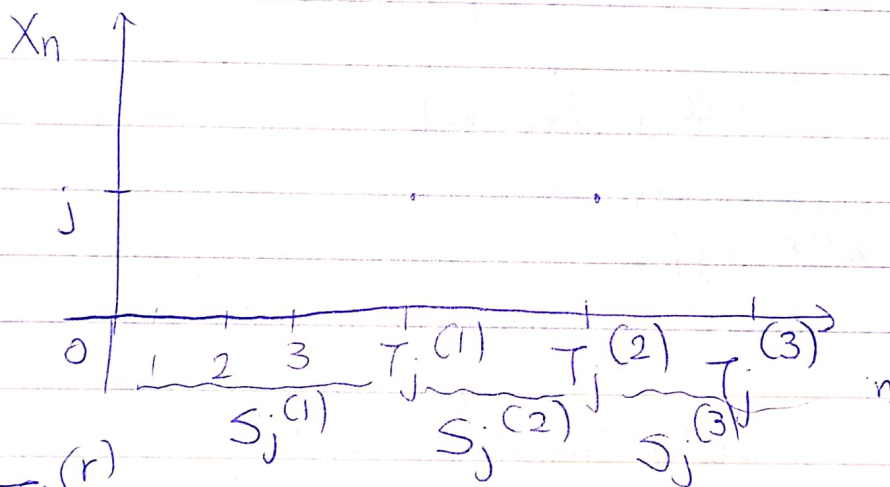
$$\Rightarrow h_i = \left(\frac{\theta}{J}\right)^i, \quad i \geq 1$$

### 3.5 Παροδικότητα κ' Επαναληπτικότητα Καταστάσεων

Συνδεση ΜΑΔΧ με αναγεννητική θεωρία

Εστω κατάσταση  $j \in S$

Υποθέτουμε ότι τη στιγμή 0 βρίσκεται στην κατάσταση  $j$  (μηνδευτική επίσκεψη)



$T_j^{(r)}$ : χρονος  $r$ -οσης επίσκεψης στην κατάσταση  $j$

$$T_j^{(1)} = \inf \{ n \geq 1 : X_n = j \}$$

$$T_j^{(r)} = \inf \{ n \geq T_j^{(r-1)} + 1 : X_n = j \}$$

$$\tau_{\{j\}} = \inf \{n \geq 0 : X_n = j\}$$

χρόνος  $L^{\text{ns}}$  είσοδου

$S_j^{(r)}$  = χρόνος μεταξύ  $(r-1)$ -οστής και  $r$ -οστής επισκεψής στην καταστ.  $j$ .

Οι  $S_j^{(r)}$ ,  $r \geq 1$  είναι ανεξ κ' ισονομες ζμ

Αν  $N_j(n) = \#$  επισκεψών στην  $j$  μέχρι και το βήμα  $n$ , τότε  $\{N_j(n), n \geq 0\}$  είναι αυνανωτική διαδικασία.

$h_j(\{j\}) = h_j =$  πιθανότητα επανόδου στην  $j$

$$= P(\tau_j^{(1)} < \infty \mid X_0 = j)$$

$$= P(S_j^{(1)} < \infty \mid X_0 = j)$$

$$= \sum_{k \in S} p_{jk} h_k(\{j\})$$

$m_j(\{j\}) = m_j =$  μέσος χρόνος επανόδου στην  $j$

$$= E[\tau_j^{(1)} \mid X_0 = j]$$

$$= E[S_j^{(1)} \mid X_0 = j]$$

$$= 1 + \sum_{k \in S} p_{jk} m_k(\{j\})$$

Από την αυνανεωτική θεωρία έχουμε ότι

$$h_j = 1 \Leftrightarrow P(S_j^{(1)} < \infty | X_0 = j) = 1 \Rightarrow P(N_j(\infty) = \infty) = 1$$

δηλ η  $\{N_j(n), n \geq 0\}$  είναι επαναληπτική

$$h_j < 1 \Leftrightarrow P(S_j^{(1)} < \infty | X_0 = j) < 1$$

$$\Rightarrow P(N_j(\infty) = k) = h_j^k (1 - h_j), k = 0, 1, 2, \dots$$

δηλ η  $\{N_j(n), n \geq 0\}$  είναι παροδική.

Ορισμός: (Επαναληπτική / Παροδική κατάσταση)

Έστω  $j \in S$

i) Η  $j$  ονομάζεται επαναληπτική αν  $h_j = 1$   
Επιπλέον, αν  $m_j < \infty$ , η  $j$  λέγεται θετικά επαναληπτική.

αν  $m_j = \infty$ , η  $j$  λέγεται μηδενικός επαναληπτική.

ii) Η  $j$  λέγεται παροδική αν  $h_j < 1$

Θεώρημα: (Χαρακτηρισμός παροδικότητας / επαναληπτικότητας)

Έστω  $j \in S$

α) Η  $j$  επαναληπτική  $\Leftrightarrow \sum_{n=0}^{\infty} P_{jj}^{(n)} = \infty$

$$b) \text{ j παροδική} \Leftrightarrow \sum_{n=0}^{\infty} P_{jj}^{(n)} < \infty$$

$$\text{Απόδειξη: } a) \text{ j επαναληπτική} \Rightarrow P(N_j(\infty) = \infty) = 1 \\ \Rightarrow E[N_j(\infty) | X_0 = j] = \infty$$

$$\text{Όμως, } N_j(\infty) = \sum_{n=1}^{\infty} 1_{\{X_n = j\}}$$

$$\text{Οπότε, } E\left[\sum_{n=1}^{\infty} 1_{\{X_n = j\}} \mid X_0 = j\right] = \infty$$

$$\sum_{n=1}^{\infty} E[1_{\{X_n = j\}} \mid X_0 = j] = \infty$$

$$\sum_{n=1}^{\infty} P(X_n = j \mid X_0 = j) = \infty$$

$$\sum_{n=1}^{\infty} P_{jj}^{(n)} = \infty$$

$$\Rightarrow \sum_{n=0}^{\infty} P_{jj}^{(n)} = \infty$$

$$b) \text{ j παροδική} \Rightarrow P(N_j(\infty) = k) = h_j^k (1 - h_j), k = 0, 1, \dots$$

$$E[N_j(\infty) \mid X_0 = j] < \infty$$

$$\Rightarrow \sum_{n=1}^{\infty} P_{jj}^{(n)} < \infty \Rightarrow \sum_{n=0}^{\infty} P_{jj}^{(n)} < \infty$$



23/11/22 CIS<sup>o</sup> Μαθημα)

$h_j = 1$ ,  $m_j < \infty \Leftrightarrow j$  θετ. επαναλ.

$h_j = 1$ ,  $m_j = \infty \Leftrightarrow j$  μηδ. επαν.

$h_j < 1 \Leftrightarrow j$  παροδική

Κριτήριο:  $j$  επαναληπτική  $\Leftrightarrow \sum_{n=0}^{\infty} P_{jj}^{(n)} = \infty$

$j$  παροδική  $\Leftrightarrow \sum_{n=1}^{\infty} P_{jj}^{(n)} < \infty$

Θεώρημα: (Επαναληπτικότητα/Παροδικότητα)  
χαρακτηριστικό κλάσης επικοινωνίας

α)  $i$  επαναληπτική  $\Leftrightarrow i \leftrightarrow j \Rightarrow j$  επαναληπτική

β)  $i$  παροδική  $\Leftrightarrow i \leftrightarrow j \Rightarrow j$  παροδική

Απόδειξη:  $i$  επαναληπτική

$$i \leftrightarrow j \Rightarrow \begin{cases} j \rightarrow i \Rightarrow \exists m > 0 : P_{ji}^{(m)} > 0 \\ i \rightarrow j \Rightarrow \exists n > 0 : P_{ij}^{(n)} > 0 \end{cases}$$

$i$  επαναληπτική  $\Rightarrow \sum_{r=0}^{\infty} P_{ii}^{(r)} = \infty$

$$P_{jj}^{(m+r+n)} \geq P_{ji}^{(m)} P_{ii}^{(r)} P_{ij}^{(n)}$$

$$\text{Άρα, } \sum_{r=0}^{\infty} P_{ii}^{(r)} = \infty \Rightarrow$$

$$\sum_{r=0}^{\infty} \sum_{r=0}^{\infty} P_{ji}^{(m)} P_{ii}^{(r)} P_{ij}^{(n)} = \infty \Rightarrow$$

$$\sum_{r=0}^{\infty} P_{jj}^{(m+r+n)} \geq \sum_{r=0}^{\infty} P_{ji}^{(m)} P_{ii}^{(r)} P_{ij}^{(n)} = \infty \Rightarrow$$

$$r' = m+r+n \Rightarrow$$

$$\sum_{r'=m+n}^{\infty} P_{jj}(r') = \infty \Rightarrow \sum_{r'=0}^{\infty} P_{jj}(r) = \infty \Rightarrow j \text{ επαναληπτική}$$

$$b) \quad i \text{ παροδική} \Rightarrow \sum_{r=0}^{\infty} P_{ii}(r) < \infty$$

$$i \leftrightarrow j \Rightarrow \begin{cases} \exists m > 0 : P_{ji}^{(m)} > 0 \\ \exists n > 0 : P_{ij}^{(n)} > 0 \end{cases}$$

$$P_{ii}^{(m+r+n)} \geq P_{ij}^{(n)} P_{jj}^{(r)} P_{ji}^{(m)}$$

$$\text{Άρα, } \sum_{r=0}^{\infty} P_{ii}(r) < \infty \Rightarrow \sum_{r=n+m}^{\infty} P_{ii}(r) < \infty \Rightarrow r' = r - n - m$$

$$\sum_{r'=0}^{\infty} P_{ii}^{(n+r'+m)} < \infty$$

$$\Rightarrow \sum_{r'=0}^{\infty} P_{ij}^{(n)} P_{jj}^{(r')} P_{ji}^{(m)} \leq \sum_{r'=0}^{\infty} P_{ii}^{(m+r'+n)} < \infty$$

$$P_{ij}^{(n)} \left( \sum_{r'=0}^{\infty} P_{jj}^{(r')} \right) P_{ji}^{(m)} < \infty \Rightarrow$$

$$\sum_{r'=0}^{\infty} P_{jj}^{(r')} < \infty \Rightarrow j \text{ παροδική}$$

Θεώρημα: Αν  $i \leftrightarrow j$   $i$  θετικά επαναληπτική  
 ή (μηδ. επαναληπτική, παροδική)  $\Rightarrow$   
 $j$  θετικός επαναληπτική (μηδ. επαναλ., παροδική)

Ορισμός: Μια κλάση επικοινωνίας, ονομάζεται  
 θετικά επαναληπτική, μηδ. επαν., παροδική  
 αν όλες οι καταστάσεις της είναι θετικά  
 επαναλ., μηδ. επαναλ., παροδικές.

Θεώρημα: Αν μια κλάση <sup>είναι</sup> επαναληπτική τότε είναι κλειστή.

β) Αν μια κλάση είναι ανοιχτή, τότε είναι παροδική.

Απόδειξη: α) Έστω  $C$  επαναληπτική. Έστω  $C$  ανοιχτή τότε  $\exists i \in C$  και  $j \notin C$   $i \rightarrow j$  και  $j \nrightarrow i$  εφόσον,  $i \rightarrow j$ ,  $\exists$  ελάχιστο  $m$   $P_{ij}^{(m)} > 0$   
 Όμως,  $i \in C$ ,  $C$  επαναληπτική  $\Rightarrow i$  επαναληπτική

$$h_i = 1 \Leftrightarrow P(\tau_i^{(1)} < \infty | X_0 = i) = 1 \Rightarrow \text{θ.ο.π}$$

$$\sum_{k \in S} P(\tau_i^{(1)} < \infty | X_0 = i, X_m = k) P(X_m = k | X_0 = i) = 1$$

$P_{ik}^{(m)}$

$$\Rightarrow \sum_{k \in S} P_{ik}^{(m)} P(\tau_i^{(1)} < \infty | X_0 = i, X_m = k) = 1$$

$$\sum_{k \in S} P_{ik}^{(m)} = 1$$

$$\Rightarrow P(\tau_i^{(1)} < \infty | X_0 = i, X_m = k) = 1 \quad \forall k \text{ με } P_{ik}^{(m)} > 0$$

$$\Rightarrow P(\tau_i^{(1)} < \infty | X_0 = i, X_m = j) = 1$$

Άστονο! αφού  $j \notin C$ . Άρα  $C$  κλειστό.

Θεώρημα: Αν  $C$  κλειστή  $k'$  πεπερασμένη κλάση τότε  $C$  θετικά επαναληπτική

Απόδειξη: Έστω  $C$  κλειστή και πεπερασμένη και έστω ότι  $X_0 \in C$ . Άρα,  $\exists i \in C$ :

$$\Rightarrow P(\text{να επισκεφθεί την } i \text{ } \infty \text{ φορές}) > 0$$

πρώτη φορά

$$P(\text{να επισκεφθεί την } i \text{ } \infty \text{ φορές} | X_0 = i) > 0$$

$P(N_i(\infty) = \infty)$

$P(N_i | \infty) = \infty > 0 \Rightarrow$  άρα  $\zeta$  επαναληπτική  
 $\Rightarrow \zeta$  επαναληπτική.

Τελικά,  $\zeta$  ανοιχτή  $\Rightarrow \zeta$  παροδική  
 $\zeta$  κλειστή & πέπερ  $\Rightarrow \zeta$  θετ. επαναληπτική  
 $\zeta$  κλειστή  $\Rightarrow ?$  (σταθιμη κατανομή)

### 3.6 Σταθιμη Κατανομη

Ορισμός: Έστω  $\{X_n, n \geq 0\}$  ΜΑΔΧ με  $X_n \in S$   
 και πίνακα πιθαν. μεταβάσεως  $P$ . Ένα διάνυσμα  
 $\lambda = [\lambda_i]_{i \in S}$  ονομάζεται σταθιμο μέρος

αν ισχύει  $\lambda P = \lambda \Leftrightarrow$   
 $\sum_{i \in S} \lambda_i P_{ij} = \lambda_j, \forall j \in S$

Επιπλέον Πλήρους Ισορροπίας.

Επιπλέον, αν  $\sum_{i \in S} \lambda_i = 1$  (Επίσωση κανονικοποίησης)

τότε ονομάζεται σταθιμη κατανομή.

Σημείωση: Αν  $S$  πέπεραφμενο, το  $\lambda$  είναι σταθιμο  
 μετρο ανν είναι αριστερο ιδιοδιανυσμα του  
 $P$  με αντιστοιχη ιδιοτιμη την 1.

Θεώρημα:  $\{X_n, n \geq 0\}$  ΜΑΔΧ με πέπεραφμενο  
 $X_n \in S, |S| = k$ , τότε  $\exists$  σταθιμη κατανομή.

Απόδειξη: Έστω  $e' = \begin{bmatrix} 1 \\ \vdots \\ 1 \end{bmatrix}$   $k$ -στοιχεία, τότε  $P e' = e'$   
 διότι

$\sum_{j \in S} P_{ij} = 1 \forall i \in S$ . Άρα δεξι ιδιοδιανυσμα  
 του  $P$  με αντιστοιχη ιδιοστ. το 1

Οπότε, υπάρχει αριστερό ιδιοδιάνυσμα του  $P$  με ιδιοτιμή του  $P$  με ιδιοτιμή το 1, δηλαδή  $\exists \lambda = (\lambda_1, \lambda_2)$ .  $\lambda P = 1 \lambda$  τότε το  $n = [n_1, n_2]$  με  $n_i = \lambda_i$ ,  $i \in S$  ικανοποιεί ως εξίσωση πλήρους ισορροπίας.

$$n P = \sum_{j \in S} \lambda_j \cdot P = \sum_{j \in S} \lambda_j = n$$

και την εξίσωση κανονικοποίησης

$$\sum_{i \in S} n_i = \sum_{i \in S} \frac{\lambda_i}{\sum_{j \in S} \lambda_j} = \frac{1}{\sum_{j \in S} \lambda_j} \sum_{i \in S} \lambda_i = 1$$

Θεώρημα:  $\{X_n, n \geq 0\}$  ΜΑΔΧ σταθιμή κατανομή  $\pi$

$$\pi^{(0)} = \pi$$

$\Rightarrow$  τότε και η μεταβατική κατανομή  $\pi^{(n)} = \pi$

Απόδειξη: Έστω  $\pi$  σταθιμή τότε  $\pi P = \pi$  τότε  $\pi^{(n)} = \pi^{(0)} P^n = \underbrace{\pi P}_{\pi} P^{n-1} = \pi P^{n-1} = \underbrace{\pi P}_{\pi} P^{n-2} = \pi P^{n-2} = \dots = \pi$

Θεώρημα:  $\{X_n, n \geq 0\}$  ΜΑΔΧ πεπερασμένος  $\chi_k S$   $|S| = k$  για κάποιο  $i \in S$ ,  $\lim_{n \rightarrow \infty} p_{ij}^{(n)} = \pi_j, \forall j \in S$

$\Rightarrow \pi = [\pi_1, \dots, \pi_k]$  είναι σταθιμή κατανομή.

Απόδειξη: Θα δείξω ότι  $\pi e' = 1$  και  $\pi P = \pi \Leftrightarrow \sum_{k \in S} \pi_k P_{kj} = \pi_j, \forall j \in S$

$$\sum_{j \in S} \pi_j = 1$$

$$\text{Έχουμε, } \sum_{j \in S} \pi_j = \sum_{j \in S} \lim_{n \rightarrow \infty} P_{ij}^{(n)} = \lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{j \in S} P_{ij}^{(n)} = 1$$

$$\begin{aligned} \text{και } \sum_{k \in S} \pi_k P_{kj} &= \sum_{k \in S} \lim_{n \rightarrow \infty} \pi_k^{(n)} \cdot P_{kj} \\ &= \lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{k \in S} \underbrace{P_{ik}^{(n)} P_{kj}}_{P_{ij}^{(n+1)}} = \lim_{n \rightarrow \infty} P_{ij}^{(n+1)} = \pi_j \end{aligned}$$

Ορισμός: (μέσος # επισκεψεων στην  $i$  μεταξύ 2 διαδοχικών επισκεψεων στην  $k$ ).

$$m_i^{(k)} = E \left[ \sum_{n=0}^{\tau_k^{(i)} - 1} \mathbb{1}_{\{X_n = i\}} \mid X_0 = k \right] \quad (*)$$

Έστω  $k \in S$  και  $\tau_k^{(i)} = \inf \{ n \geq 1, X_n = k \}$  ο χρόνος  $1 \leq n \leq \tau_k^{(i)}$  επισκεψης στην  $k$ , τότε για  $i \in S$  ισχύει  $n (*)$ . Είναι ο μέσος αριθμός επισκεψεων στην  $i$  μεταξύ 2 διαδοχικών επισκεψεων στην  $k$ .