

Πρόταση Εάν  $\{X_n\}_{n \geq 0}$  είναι ο τ.π. της προηγούμενης πρότασης, τότε η πιθανότητα ο τ.π. να ξαναγυρίσει εκεί από όπου ξεκίνησε είναι  $1 - |p - q|$ .

Ορίζουμε  $f_{jj}^{(n)} = P\{X_n = j, X_{n-1} \neq j, \dots, X_1 \neq j \mid X_0 = j\}$   
 = η πιθανότητα η διαδικασία να ξαναγυρίσει στο  $x$ , για πρώτη φορά, μετά από χρόνο  $n$

και  $f_{jj} = \sum_{n=1}^{\infty} f_{jj}^{(n)} = P\{\exists n \geq 1 : X_n = j \mid X_0 = j\} =$   
 = η πιθανότητα η διαδικασία να ξαναγυρίσει κάποτε στο  $j$  (να ξαναγυρίσει στο  $j$  σε ηεπερασμένο χρόνο).

Θέλουμε να δείξουμε ότι  $f_{jj} = 1 - |p - q|$ .

Παρατηρούμε ότι :

$$\begin{aligned}
 p_n(j|j) &= \sum_{k=1}^n P\{X_n = j, X_k = j, X_i \neq j, 1 \leq i \leq k-1 \mid X_0 = j\} \quad (26.1) \\
 &= \sum_{k=1}^n P\{X_k = j, X_i \neq j, 1 \leq i \leq k-1 \mid X_0 = j\} P\{X_n = j \mid X_k = j, X_i \neq j, 1 \leq i \leq k-1, X_0 = j\} \\
 &= \sum_{k=1}^n f_{jj}^{(k)} P\{X_n = j \mid X_k = j\} = \sum_{k=1}^n f_{jj}^{(k)} P\{X_{n-k} = j \mid X_0 = j\} \Rightarrow \\
 &\Rightarrow \boxed{p_n(j|j) = \sum_{k=1}^n f_{jj}^{(k)} p_{n-k}(j|j)} \Rightarrow \\
 &\Rightarrow \sum_{n=1}^{\infty} p_n(j|j) = \sum_{n=1}^{\infty} \sum_{k=1}^n f_{jj}^{(k)} p_{n-k}(j|j) = \sum_{k=1}^{\infty} \sum_{n=k}^{\infty} f_{jj}^{(k)} p_{n-k}(j|j) \Rightarrow \\
 &\quad \quad \quad (26.2)
 \end{aligned}$$

$$\Rightarrow \sum_{n=1}^{\infty} p_n(j|j) = \sum_{k=1}^{\infty} f_{jj}(k) \sum_{n=k}^{\infty} p_{n-k}(j|j) = \sum_{k=1}^{\infty} f_{jj}(k) \sum_{l=0}^{\infty} p_l(j|j) \Leftrightarrow$$

$$\Leftrightarrow \sum_{n=0}^{\infty} p_n(j|j) - \overbrace{p_0(j|j)}^1 = \sum_{k=1}^{\infty} f_{jj}(k) \sum_{l=0}^{\infty} p_l(j|j) \Leftrightarrow$$

$$\Leftrightarrow \sum_{k=1}^{\infty} f_{jj}(k) = 1 - \frac{1}{\sum_{l=0}^{\infty} p_l(j|j)} = 1 - \frac{1}{\sum_{k=0}^{\infty} p_{2k}(j|j)} \quad : (27.1)$$

$$(20.2) \Rightarrow p_{2k}(j|j) = \text{Bin}(k|2k, p) = \frac{(2k)!}{(k!)^2} (pq)^k \quad : (27.2)$$

$$(-4)^k \binom{-1/2}{k} = (-4)^k \frac{(-1/2)(-1/2-1)\dots(-1/2-(k-1))}{k!} = 4^k \frac{\frac{1}{2} \cdot \frac{3}{2} \cdot \frac{5}{2} \dots \frac{2k-1}{2}}{k!} =$$

$$= 2^k \cdot \frac{1 \cdot 3 \cdot 5 \dots (2k-1)}{k!} = \frac{1 \cdot [2] \cdot 3 \cdot [2] \dots (2k-3)[2] (2k-1)[2]}{k!} =$$

$$= \frac{1 \cdot [2 \cdot 1] \cdot 3 \cdot [2 \cdot 2] \dots (2k-3)[2 \cdot (k-1)] (2k-1)[2 \cdot k]}{(k!)^2} = \frac{(2k)!}{(k!)^2} \quad : (27.3)$$

$$(27.1)(27.2)(27.3) \Rightarrow \sum_{k=1}^{\infty} f_{jj}(k) \stackrel{p \neq 1/2}{=} 1 - \frac{1}{\sum_{k=0}^{\infty} (-4)^k \binom{-1/2}{k} (pq)^k} =$$

$$= 1 - \frac{1}{\sum_{k=0}^{\infty} \binom{-1/2}{k} (-4pq)^k} = 1 - \frac{1}{(1-4pq)^{-1/2}} =$$

$$= 1 - \sqrt{1-4pq} \quad , \quad 1-4pq = 1-4p(1-p) = (2p-1)^2 = (p-q)^2 \Rightarrow$$

$$\Rightarrow f_{jj} = \sum_{n=1}^{\infty} f_{jj}(n) = P\{\exists n \geq 1 : X_n = 0 \mid X_0 = 0\} = 1 - |p-q| \quad , \quad p \neq 1/2$$

(την περίπτωση  $p=1/2$  την παραλείπουμε για την ώρα)

$$\{X_3=j\} = \{X_3=j\} \left[ \{X_1=j\} \cup \{X_2=j, X_1 \neq j\} \cup \{X_2 \neq j\} \right]$$

$$\{X_4=j\} = \{X_4=j\} \left[ \{X_1=j\} \cup \{X_2=j, X_1 \neq j\} \cup \{X_3=j, X_2 \neq j\} \cup \{X_3 \neq j\} \right]$$

γενικά:

$$\{X_n=j\} = \{X_n=j\} \left[ \{X_1=j\} \cup \{X_2=j, X_1 \neq j\} \cup \{X_3=j, X_2 \neq j\} \cup \dots \right]$$

$$\dots \cup \{X_{n-2}=j, X_{n-3} \neq j\} \cup \{X_{n-1}=j, X_{n-2} \neq j\} \cup \{X_{n-1} \neq j\} \right]$$

ΠΑΡΑΤΗΡΗΣΕΙΣ

(I) Η σχέση (26.1) απλώς μας λέει ότι:

$$\bigcup_{k=1}^n \{X_n=j, X_k=j, X_i \neq j, 1 \leq i \leq k-1\} = \{X_n=j\}$$

Για  $n=2$  κ' αξιοτητας  $S^* = S \setminus \{j\}$  έχουμε:

$$\{X_2=j, X_1=j\} \cup \{X_2=j, X_1 \in S^*\} = \{X_2=j, X_1 \in S\} = \{X_2=j\}$$

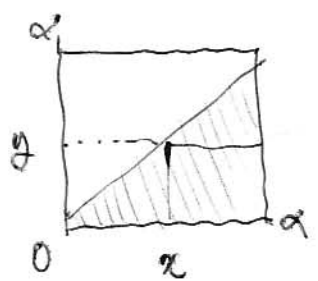
Ομοίως για  $n=3$  έχουμε:

$$\{X_3=j, X_1=j\} \cup \underbrace{\{X_3=j, X_2=j, X_1 \in S^*\} \cup \{X_3=j, X_2 \in S^*, X_1 \in S^*\}}_{\{X_3=j, X_2 \in S, X_2 \in S^*\}}$$

$$= \{X_3=j, X_1=j\} \cup \{X_3=j, X_2 \in S^*\} = \{X_3=j, X_1 \in S\} = \{X_3=j\}$$

(II) Η σχέση (26.2) έχει σαν συνέπεια αναλογό:

$$\int_{x=0}^{\alpha} \int_{y=0}^x f(x,y) dy dx = \int_{y=0}^{\alpha} \int_{x=y}^{\alpha} f(x,y) dx dy, \quad 0 < \alpha < \infty$$



ορο Η κατάσταση  $j \in S^1$  είναι προσπελάσιμη (accessible) από την κατάσταση  $i \in S^1$  (συμβολικά  $i \rightarrow j$ ) όταν  $P \{ \exists n \in \mathbb{N}_0 : X_n = j \mid X_0 = i \} > 0$ . Δηλαδή μπορούμε να πάμε από την κατάσταση  $i$  στην κατάσταση  $j$  σε πεπερασμένο χρόνο.

ορο Δύο καταστάσεις  $i \in S^1$  κ'  $j \in S^1$  λέμε ότι επικοινωνούν (communicate) όταν  $i \rightarrow j$  κ'  $j \rightarrow i$  (συμβολικά  $i \leftrightarrow j$ )

ορο Εάν για  $\forall (i, j) \in S^2$  έχουμε  $i \leftrightarrow j$ , τότε όλες οι καταστάσεις επικοινωνούν μεταξύ τους κ' η αλυσίδα Markov λέμε ότι είναι αδιαχωρίσιμη (irreducible). Η σχέση " $\leftrightarrow$ " είναι σχέση ισοδυναμίας κ' έτσι χωρίζει το  $S^1$  σε κλάσεις ισοδυναμίας. Στην περίπτωση που έχουμε μία μόνο κλάση ισοδυναμίας η αλυσίδα  $\{X_n\}$  είναι irreducible. Όταν όμως έχουμε περισσότερες από μία κλάσεις ισοδυναμίας η  $\{X_n\}$  είναι διαχωρίσιμη (reducible)

ορο Το υποσύνολο  $G \subseteq S^1$  λέγεται κλειστό όταν  $p_{G|G} = 0$  για  $i \in G$  κ'  $j \notin G$ , δηλαδή στο πρώτο βήμα η αλυσίδα είναι αδύνατο να βγει από το  $G$ .

Ορίσ (i) Ορίσουμε τον τυχαίο χρόνο  $T_j: \Omega \rightarrow \mathbb{N} \cup \{\infty\}$  να είναι ο χρόνος της πρώτης επίσκεψης της αλυσίδας στην κατάσταση  $j$ , μετά το χρόνο 0.

(ii) Ορίσουμε την πιθανότητα η διαδικασία να επισκεφθεί για πρώτη φορά την κατάσταση  $j$ , στο βήμα  $n$ , δοθέντος ότι ξεκίνησε από το  $i$  (first passage time probability) σαν

$$f_{ji}(n) = P\{X_n=j, X_{n-1} \neq j, \dots, X_1 \neq j \mid X_0=i\}.$$

Τότε είναι προφανές ότι  $f_{ji}(n) = P\{T_j=n \mid X_0=i\}$

(iii) Η πιθανότητα η διαδικασία να επισκεφθεί την κατάσταση  $j$  σε πεπερασμένο χρόνο, ξεκινώντας από την κατάσταση  $i$  είναι

$$\begin{aligned} f_{ji} &= P\{T_j < \infty \mid X_0=i\} = P\{\exists n \in \mathbb{N}_0: X_n=j \mid X_0=i\} \\ &= P\left(\bigcup_{n \in \mathbb{N}_0} \{X_n=j, X_k \neq j, 1 \leq k \leq n-1\} \mid X_0=i\right) \\ &= \sum_{n=0}^{\infty} P\{T_j=n \mid X_0=i\} = \sum_{n=0}^{\infty} f_{ji}(n) \quad (30.1) \end{aligned}$$

Παρατήρηση Ορίσουμε την τυχ. μεταβλητή  $T_{ji} = [T_j \mid X_0=i] =$

$= \inf\{m \geq 1: X_m=j, X_0=i\}$  (first passage time to state  $j$  from state  $i$ ). Τότε εάν  $f_{ji}=1$  η κατανομή της  $T_{ji}$  θα είναι

$P\{T_{ji}=n\} = f_{ji}(n)$  με  $\mu_{ji} = E[T_{ji}] < \infty$  (mean first passage time). Εάν  $f_{ji} < 1$  θα έχουμε  $P\{T_{ji} < \infty\} = \sum_{n=0}^{\infty} f_{ji}(n) = f_{ji} < 1$

κ'  $P\{T_{ji} = \infty\} = 1 - f_{ji} \Rightarrow \mu_{ji} = \infty$

Πρόταση Η κατάσταση  $j \in S$  είναι προσπελάσιμη από την  $i \in S$  αν κ' φόνον εάν  $\exists n \in \mathbb{N} : p_n(j|i) > 0$

Υποθέτουμε ότι υπάρχει συγκεκριμένο  $n$  για το οποίο έχουμε  $p_n(j|i) > 0$

$$\begin{aligned}
p_n(j|i) &= \sum_{k=1}^n P\{X_n=j, X_k=j, X_\ell \neq j, 1 \leq \ell \leq k-1 | X_0=i\} \\
&= \sum_{k=1}^n P\{X_k=j, X_\ell \neq j, 1 \leq \ell \leq k-1 | X_0=i\} P\{X_n=j | X_k=j\} = (31.1) \\
&= \sum_{k=1}^n f_{ji}(k) p_{n-k}(j|j) \leq \sum_{k=1}^n f_{ji}(k) \leq \sum_{k=1}^{\infty} f_{ji}(k) = \\
&= f_{ji} = P\{\exists n \in \mathbb{N}_0 : X_n=j | X_0=i\} \Rightarrow \\
&\Rightarrow P\{\exists n \in \mathbb{N}_0 : X_n=j | X_0=i\} > 0 \Rightarrow i \rightarrow j.
\end{aligned}$$

Για το αντίστροφο αρκεί να δείξουμε ότι εάν

$p_n(j|i) = 0, \forall n \in \mathbb{N}$  τότε  $i \not\rightarrow j$

$$\begin{aligned}
P\{\exists n \in \mathbb{N} : X_n=j | X_0=i\} &\stackrel{(30.3)}{=} \underbrace{\sum_{n=1}^{\infty} f_{ji}(n)}_{f_{ji}} \leq \\
&\leq \sum_{n=1}^{\infty} p_n(j|i) = 0
\end{aligned}$$

□

Πρόταση Η σχέση  $i \leftrightarrow j$  είναι σχέση ισοδυναμίας.

Για να είναι η " $\leftrightarrow$ " σχέση ισοδυναμίας θα πρέπει να ικανοποιούνται οι τρεις ιδιότητες:

- (i)  $i \leftrightarrow i$  : ανακλαστική
- (ii)  $i \leftrightarrow j \Rightarrow j \leftrightarrow i$  : συμμετρική.
- (iii)  $i \leftrightarrow j \wedge j \leftrightarrow k \Rightarrow i \leftrightarrow k$  : μεταβατική

Οι (i) κ' (ii) είναι προφανείς. Δείχνουμε την (iii)

$$\left. \begin{aligned} i \leftrightarrow j &\Leftrightarrow \exists m, n \in \mathbb{N}_0 : p_m(i|j) > 0, p_n(j|i) > 0 \\ j \leftrightarrow k &\Leftrightarrow \exists m', n' \in \mathbb{N}_0 : p_{m'}(j|k) > 0, p_{n'}(k|j) > 0 \end{aligned} \right\} \Rightarrow$$

$$\Rightarrow \left. \begin{aligned} p_{m+m'}(i|k) &\stackrel{(19.1)}{=} \sum_{s \in S} p_m(i|s) p_{m'}(s|k) \geq p_m(i|j) p_{m'}(j|k) > 0 \\ p_{n'+n}(k|i) &= \sum_{s \in S} p_{n'}(k|s) p_n(s|i) \geq p_{n'}(k|j) p_n(j|i) > 0 \end{aligned} \right\}$$

$$\Rightarrow \exists m'' = m + m', n'' = n' + n \in \mathbb{N}_0 : p_{m''}(i|k) > 0, p_{n''}(k|i) > 0$$

$$\Leftrightarrow i \leftrightarrow k$$

□



Πρόταση Για την πιθανότητα  $f_{ji}(n)$  έχουμε τον παρακάτω επαναληπτικό τύπο

$$f_{ji}(m) = \begin{cases} 0 & , m=0 \\ p(j|i) & , m=1 \\ \sum_{k \in S \setminus \{j\}} p(k|i) f_{jk}(m-1) & , m \geq 2 \end{cases} \quad : (33.0)$$

Πρώτα δείχνουμε ότι για μια χρονικά ομογενή αλυσίδα Markov ισχύει για  $k < m < n$

$$\begin{aligned} P\{X_n \in I, X_m \in J | X_k \in K\} &= P\{X_m \in J | X_k \in K\} P\{X_n \in I | X_m \in J\} \\ &= P\{X_{m-k} \in J | X_0 \in K\} P\{X_{n-k} \in I | X_{m-k} \in J\} \\ &= P\{X_{n-k} \in I, X_{m-k} \in J | X_0 \in K\} \quad : (33.1) \end{aligned}$$

Το  $f_{ji}(0) = 0$  είναι προφανές.

$$f_{ji}(1) = P\{T_j = 1 | X_0 = i\} = P\{X_1 = j | X_0 = i\} = p(j|i)$$

$$\begin{aligned} f_{ji}(m) &= P\{X_m = j, X_{m-1} \neq j, \dots, X_2 \neq j, X_1 \neq j | X_0 = i\} \\ &= P\{X_m = j, X_{m-1} \neq j, \dots, X_2 \neq j, X_1 \in S \setminus \{j\} | X_0 = i\} \\ &= \sum_{k \in S \setminus \{j\}} P\{X_m = j, X_{m-1} \neq j, \dots, X_2 \neq j, X_1 = k | X_0 = i\} \\ &= \sum_{k \in S \setminus \{j\}} P\{X_1 = k | X_0 = i\} P\{X_m = j, X_{m-1} \neq j, \dots, X_2 \neq j | X_1 = k\} \end{aligned}$$

$$(33.1) \sum_{k \in S \setminus \{j\}} p(k|i) P\{X_{m-1} \neq j, X_{m-2} \neq j, \dots, X_1 \neq j | X_0 = k\}$$

$$= \sum_{k \in S \setminus \{j\}} p(k|i) f_{jk}^{(m-1)}$$

□

Ορο (i) Η κατάσταση  $j \in S$  λέμε ότι είναι επανέρχομενη (recurrent) όταν  $f_{jj} = 1$ . Δηλαδή η διαδικασία ξεκινώντας από το  $j$ , τελικά θα ξαναγυρίσει στο  $j$  με πιθανότητα 1. (θα ξαναγυρίσει στο  $j$  σε πεπερασμένο χρόνο)

$$f_{jj} = 1 \Leftrightarrow P\{T_j < \infty | X_0 = j\} = 1 \Leftrightarrow P\{T_j = \infty | X_0 = j\} = 0$$

(ii) Η κατάσταση  $j \in S$  λέμε ότι είναι παροδική (transient) όταν  $f_{jj} < 1$ . Δηλαδή ξεκινώντας από το  $j$ , υπάρχει θετική πιθανότητα, να μην ξαναγυρίσει η διαδικασία πότε πώς στο  $j$ .

$$f_{jj} < 1 \Leftrightarrow P\{T_j < \infty | X_0 = j\} < 1 \Leftrightarrow P\{T_j = \infty | X_0 = j\} > 0$$

Δεδομένης της ιδιότητας Μαρκοβ, εάν η διαδικασία επισκευθεί την κατάσταση  $j$ , ή επανέρχεται σε αυτήν με πιθανότητα  $f_{jj}$  κ' όλη η διαδικασία επαναλαμβάνεται εφ' αρχής, ή την εγκαταλείπει για πάντα με πιθανότητα  $1 - f_{jj}$ . Έστω  $A$  το τελευταίο ευδεχόμενο ( $P(A) = 1 - f_{jj}$ ).

Ορίζουμε:  $N_j = \sum_{n=0}^{\infty} 1(X_n = j) = 0$  # των επισκέψεων της διαδικασίας στην κατάσταση  $j$

$$P\{N_j = k | X_0 = j\} = P(\underbrace{A' \dots A' - A}_{k-1 \text{ φορές}}) = f_{jj}^{k-1} (1 - f_{jj}), \quad k=1, 2, \dots$$

$$= \text{Geo}(k | (1 - f_{jj})) \Rightarrow E[N_j | X_0 = j] = \frac{1}{1 - f_{jj}}, \quad f_{jj} < 1$$

Εάν ισχύει  $f_{ji} = P\{T_j < \infty | X_0 = i\} < 1$  τότε  $P\{T_j = \infty | X_0 = i\} > 0$

$$P\{N_j = 0 | X_0 = i\} = P\{T_j = \infty | X_0 = i\} = 1 - f_{ji} > 0$$

$$P\{N_j = k | X_0 = i\} = P\{N_j = k, T_j < \infty | X_0 = i\} + P\{N_j = k, T_j = \infty | X_0 = i\}$$

$$= P\{T_j < \infty | X_0 = i\} P\{N_j = k | T_j < \infty, X_0 = i\}$$

$$+ P\{T_j = \infty | X_0 = i\} \underbrace{P\{N_j = k | T_j = \infty, X_0 = i\}}_0, \quad k \geq 1$$

$$= f_{ji} - f_{ji}^{k-1} (1 - f_{ji})$$

Έχουμε λοιπόν  $P\{N_j = k | X_0 = i\} = \begin{cases} 1 - f_{ji}, & k=0 \\ f_{ji} - f_{ji}^{k-1} (1 - f_{ji}), & k \in \mathbb{N} \end{cases}$

$$E[N_j | X_0 = i] = \sum_{k=0}^{\infty} k P\{N_j = k | X_0 = i\} = \sum_{k=1}^{\infty} k P\{N_j = k | X_0 = i\} =$$

$$= f_{ji} (1 - f_{ji}) \sum_{k=1}^{\infty} k \cdot f_{ji}^{k-1} = f_{ji} (1 - f_{ji}) \frac{1}{(1 - f_{ji})^2} \Rightarrow$$

$$\sum_{k=1}^{\infty} k x^{k-1} = \left\{ \sum_{k=0}^{\infty} x^k \right\}' = \left( \frac{1}{1-x} \right)' = \frac{1}{(1-x)^2}$$

$$\Rightarrow E[N_j | X_0 = i] = \frac{f_{ji}}{1 - f_{ji}}$$

Παρατήρηση: Όταν  $j \in S'$  είναι επανερχόμενη κατάσταση

$$f_{jj} = 1 \Leftrightarrow P\{N_j = \infty | X_0 = j\} = 1, \text{ ενώ όταν } j \in S' \text{ παρεδινή,}$$

$$f_{jj} < 1 \Leftrightarrow P\{N_j < \infty | X_0 = j\} = 1.$$

ορισ: Ο πίνακας  $R = [R_{ji}]_{j,i \in S} = [E[N_j | X_0 = i]]_{j,i \in S}$  ονομάζεται πίνακας δυναμικού (potential matrix) της Μαρκοβιανής αλυσίδας.

Πρόταση: Για το potential matrix Μαρκοβιανής αλυσίδας

ισχύει ότι  $R = (I - P)^{-1}$

$$\begin{aligned} R_{ji} &= E[N_j | X_0 = i] = E\left[\sum_{n=0}^{\infty} 1(X_n = j) | X_0 = i\right] = \sum_{n=0}^{\infty} E[1(X_n = j) | X_0 = i] \\ &= 1(i=j) + \sum_{n=1}^{\infty} P\{X_n = j | X_0 = i\} = 1(i=j) + \sum_{n=1}^{\infty} P_n(j|i) = \\ &= (I)_{ji} + \sum_{n=1}^{\infty} (P^n)_{ji} \Rightarrow R = I + \sum_{n=1}^{\infty} P^n \quad : (36.1) \end{aligned}$$

Επειδή  $\sum_{n=1}^{\infty} P^n = P(I - P)^{-1}$  η (36.1) δίνει

$$R - I = P(I - P)^{-1} \Leftrightarrow (R - I)(I - P) = P \Leftrightarrow$$

$$R - RP - I + P = P \Leftrightarrow P(I - P) = I \Leftrightarrow R = (I - P)^{-1}$$

□

Παρατηρήσεις (i)  $I = [1(j=i)]_{j,i \in S}$  όπου  $1(j=i) = \begin{cases} 1, & j=i \\ 0, & j \neq i \end{cases}$

(ii)  $\sum_{n=0}^{\infty} P^n = 1 + P + P^2 + \dots = (1 - P)^{-1}$  διότι

$(1 - P)(1 + P + P^2 + \dots) = (1 - P) + (P - P^2) + (P^2 - P^3) + \dots = 1$

Επίσης  $\sum_{n=1}^{\infty} P^n = P(1 - P)^{-1}$  διότι

$P + P^2 + P^3 + \dots = P(1 - P)^{-1} \Leftrightarrow 1 + P + P^2 + \dots = (1 - P)^{-1}$

(iii) Ορίζουμε  $1(x \in A) = \begin{cases} 1, & x \in A \\ 0, & x \notin A \end{cases}$  τότε εάν  $x \sim f_X(\cdot)$

$\mathbb{E}[1(x \in A)] = \int_{-\infty}^{\infty} 1(x \in A) f_X(x) dx = \int_{A \ni x} f_X(x) dx = P(A)$

οπ (i) Ο αναφερόμενος χρόνος της πρώτης επίσκεψης της διαδικασίας στην κατάσταση  $j$  (mean recurrence time of  $j$ ) μετά τον χρόνο 0, δεδομένου ότι η διαδικασία ξεκίνησε από το  $j$  είναι  $\mu_{jj}$  όπου

$\mu_{jj} = \mathbb{E}[T_j | X_0 = j] = \sum_{n=0}^{\infty} n \cdot P\{T_j = n | X_0 = j\} = \sum_{n=0}^{\infty} n f_{jj}(n)$

(ii) Μια επανερχόμενη κατάσταση  $j \in S$  ( $f_{jj} = 1$ ) λέμε ότι είναι θετικά επανερχόμενη (positive recurrent) εάν  $\mu_{jj} < \infty$ .

(iii) Εάν για την επανερχόμενη κατάσταση  $j \in S$  ισχύει ότι  $\mu_{jj} = \infty$  λέμε ότι η κατάσταση  $j$  είναι μηδενικά επανερχόμενη (null recurrent)