

Γενικά για Στοχαστικές Διαδικασίες. 1

Η θεωρία των ΣΔ αρχικά συνδέθηκε με την μελέτη των διακυμάνσεων κ' του δορύβου σε φυσικά συστήματα. Μιος ΣΔ είναι ένα μαθηματικό μοντέλο που συνήθως εξελίσσεται στο χρόνο βάσει πιθανοθεωρητικών νόμων

ορισμός 1: Ένας χώρος πιθανότητας είναι η τριάδα

(Ω, \mathcal{F}, P) όπου Ω ο δειγματικός χώρος (ή χώρος του πειράματος), \mathcal{F} ένα σ -πεδίο του Ω που περιέχει την συνολική πληροφορία για το τυχαίο πείραμα κ' $P: \mathcal{F} \rightarrow [0, 1]$ το μέτρο πιθανότητας.

Παρατήρηση (i) Θυμίζουμε ότι \mathcal{F} είναι σ -πεδίο πάνω στον Ω εάν $\mathcal{F} \neq \emptyset$, $A \in \mathcal{F} \Leftrightarrow A^c \in \mathcal{F}$, $A_i \in \mathcal{F}$, $i \leq n$ τότε κ' $\bigcup_{i=1}^n A_i \in \mathcal{F}$, $\forall n \leq \omega$. Για παράδειγμα: $A \in \mathcal{F} \Leftrightarrow A^c \in \mathcal{F} \Rightarrow \Omega = A \cup A^c \in \mathcal{F} \Leftrightarrow \emptyset \in \mathcal{F}$.

(ii) Το $P(\cdot)$ είναι μέτρο πιθανότητας εάν $P: \mathcal{F} \rightarrow [0, 1]$ κ' $A_i \in \mathcal{F}$, $A_i \cap A_j = \emptyset$, $i \neq j$ $P(\bigcup_i A_i) = \sum_i P(A_i)$

ορισμός 2: Μια συν/ση $X = (X_1, \dots, X_n): \Omega \rightarrow \mathbb{R}^n$ είναι μια (διανυσματική) τυχαία μεταβλητή $\omega \mapsto X(\omega) = (X_1(\omega), \dots, X_n(\omega))$ όταν $X^{-1}(B) \in \mathcal{F}$, $\forall B \in \mathcal{B}(\mathbb{R}^n)$ (όπου $\mathcal{B}(\mathbb{R}^n)$ το σύνολο Borel του \mathbb{R}^n , δηλ. το σύνολο των μετρήσιμων υποσυνόλων του \mathbb{R}^n).

Για το μέτρο του $A \in \mathcal{F}$ κ' την τμ X έχουμε:

2

$$P(A) = \int_{A \ni \omega} P(d\omega) = \int_{A \ni \omega} P(\underbrace{(\omega, \omega + d\omega)}_{X^{-1}(x, x+dx)}) \stackrel{=}{=} \int_{B \ni x} P_X(dx)$$

$$\begin{cases} P \circ X^{-1}(\cdot) = P_X(\cdot) \\ X(\omega) = x \\ A = X^{-1}(B) \end{cases}$$

σηλ: $P(A) = P(X^{-1}(B)) = P\{X \in B\}$

όπου: $\{X \in B\} = \{\omega \in \Omega : X(\omega) \in B\}$

$X(\Omega) = \{x_i\}_{i=1}^n, n = \infty$

Εαν: $X =$ διακριτή τμ $\Rightarrow P_X(dx) = \sum_{i=1}^{\infty} P\{X=x_i\} \delta_{x_i}(dx)$

$X =$ συνεχής τμ $\Rightarrow P_X(dx) = P\{x < X \leq x+dx\} = f_X(x)dx$
 $\nearrow X(\Omega) \subseteq \mathbb{R}^n$

ορισ • Μια $\Sigma\Delta \{X_t\}_{t \in T}$ είναι συλλογή από τμ πάνω στο χώρο πιθανότητας $(\Omega, \mathcal{F}, P(\cdot))$. Το σύνολο T είναι το σύνολο παραμετροποιήσεων της διαδικασίας με χώρο καταστάσεων $S = \bigcup_{t \in T} X_t(\Omega)$.

• Το X_t στην ουσία είναι μια συν/ση δύο μεταβλητών

$X_t(\omega) = X(t, \omega)$. Κρατώντας το $t = \text{σταθ.} = t^*$ έχουμε

οπ $X_{t^*}(\cdot) = X(t^*, \cdot) : \Omega \rightarrow \mathbb{R}^n$ σηλ $\omega \mapsto X_{t^*}(\omega)$

κ' το X_{t^*} είναι μια διανυσματική τμ.

Κρατώντας το $\omega = \text{σταθ.} = \omega^*$ έχουμε

οπ $X_{\cdot}(\omega^*) = X(\cdot, \omega^*) : T \rightarrow \mathbb{R}^n$ σηλ $t \mapsto X_t(\omega^*)$

σηλ το σύνολο $X(T, \omega^*) = \{X(t, \omega^*) : t \in T\}$ είναι

μια ω^* -παραμετροποίηση της $\Sigma\Delta$ (ή απλά τροχιά)

Μπορούμε να ταξινομήσουμε τις ΣΔ ως προς S κ' T

3

S \ T	Διακριτό	Συνεχές
Διακριτό	Τυχαιός περπατητής	Αραιοκατανομή Poisson
Συνεχές	Αυτοεξασθενιστική εφ' order K	Κίνηση Brown

Το θεώρημα επέκτασης του Kolmogorov (extension theorem) μας εξασφαλίζει ότι χρησιμοποιώντας μόνο κατανομές πεπερασμένης διάστασης, με συγκεκριμένες ιδιότητες, μπορούμε να ορίσουμε με μοναδικό τρόπο μια ΣΔ, στην ουσία μια κατανομή πιθανότητας με αριθμητικό είτε ~~συνεχές~~ πλήθος μεταβλητών

$$(i) P_{X_{t_1}, \dots, X_{t_k}}(A_1, \dots, A_k) = P_{X_{t_{\pi(1)}}, \dots, X_{t_{\pi(k)}}}(A_{\pi(1)}, \dots, A_{\pi(k)})$$

Ισοδύναμο:

$$F_{X_{t_1}, \dots, X_{t_k}}(x_{t_1}, \dots, x_{t_k}) = F_{X_{t_{\pi(1)}}, \dots, X_{t_{\pi(k)}}}(x_{t_{\pi(1)}}, \dots, x_{t_{\pi(k)}})$$

$$P\{X_{t_1} \leq x_1, \dots, X_{t_k} \leq x_k\}$$

$$(ii) P_{X_{t_1}, \dots, X_{t_k}, X_{t_{k+1}}, \dots, X_{t_{k+m}}}(A_1, \dots, A_k, \overbrace{\mathbb{R}, \dots, \mathbb{R}}^m) = P_{X_{t_1}, \dots, X_{t_k}}(A_1, \dots, A_k)$$

ορ64 Η (αυτοαπνη) κατανομή $F(x_1) = P\{X_{t_1} \leq x_1\}$ (το t_1 είναι σταθερό) είναι η πρώτη τάξης κατανομή της $\Sigma\Delta$ στο t_1 . Η n οστή τάξης της $\Sigma\Delta$ στο σταθ. εύρος $\{t_1, \dots, t_k\}$ είναι η από κοινού κατανομή των X_{t_1}, \dots, X_{t_k}

δηλ. $F_{X_{t_1}, \dots, X_{t_k}}(x_1, \dots, x_k) = P\{X_{t_1} \leq x_1, \dots, X_{t_k} \leq x_k\}$.

• Όταν $S = \text{διακριτό}$ τότε έχουμε συν/ση μέγες τιθ.

$n_i \in S, \{X_n\}_{n \in \mathbb{N}_0} : P\{X_1 = n_1, \dots, X_k = n_k\} = p_{X_1, \dots, X_k}(n_1, \dots, n_k)$

$n_i \in S, \{X_t\}_{t \geq 0} : P\{X_{t_1} = n_1, \dots, X_{t_k} = n_k\} = p_{X_{t_1}, \dots, X_{t_k}}(n_1, \dots, n_k)$

• Όταν $S = \text{συνεχές}$ τότε έχουμε συν/ση πυκνότητας τιθ.

$\frac{\partial^k F_{X_1, \dots, X_k}(x_1, \dots, x_k)}{\partial x_1 \dots \partial x_k} = f_{X_1, \dots, X_k}(x_1, \dots, x_k)$ διακριτός χρόνος

$\frac{\partial^k F_{X_{t_1}, \dots, X_{t_k}}(x_1, \dots, x_k)}{\partial x_1 \dots \partial x_k} = f_{X_{t_1}, \dots, X_{t_k}}(x_1, \dots, x_k)$ συνεχής χρόνος

ορ65 Τα πιο βασικά χαρακτηριστικά της $\Sigma\Delta \{X_t\}_{t \in T}$ είναι :

(i) η συν/ση μέγης τιθής $\mu(t) = E[X_t]$

(ii) η συν/ση autocovariance

$g(t, s) = \text{autocov}(t, s) = \text{Cov}\{X_t, X_s\}$

(iii) η συν/ση autocorrelation

$\rho(t, s) = \text{autocorr}(t, s) = \frac{g(t, s)}{\sqrt{g(t, t)g(s, s)}}$

ορισμός 6 Μια ΣΔ $\{X_t\}_{t \in T}$ ονομάζεται επίσημη (stationary) εάν για κάθε σύνολο $\{t_1, \dots, t_n\}$ με $t_i \in T, \forall n \geq 1$ έχουμε

$$F_{X_{t_1}, \dots, X_{t_n}}(x_1, \dots, x_n) = F_{X_{t_1+h}, \dots, X_{t_n+h}}(x_1, \dots, x_n), \forall h > 0 \quad (5.1)$$

Ανάλυση για την 1^η τάξης κατανομή:

$$F_{X_t}(x) = F_{X_{t+h}}(x) = \text{κατανομή ανεξάρτητη του } t \Rightarrow$$

$$\Rightarrow f_{X_t}(x) = \text{ανεξ. του } t \Rightarrow \begin{cases} E[X_t] = \mu = \text{σταθ.} \\ \text{Var}[X_t] = \sigma^2 = \text{σταθ.} \end{cases}$$

για την 2^η τάξης κατανομή:

$$\left. \begin{aligned} &F_{X_{t_1}, X_{t_2}}(x_1, x_2) \\ &f_{X_{t_1}, X_{t_2}}(x_1, x_2) \end{aligned} \right\} = \text{εξαρτάται μόνο από την διαφορά } t_2 - t_1$$

ορισμός 7: Εάν η σχέση (5.1) δεν ισχύει για $\forall n$ αλλά μόνο για $n \leq k$ τότε η ΣΔ $\{X_t\}_{t \in T}$ είναι επίσημη έως k τάξης k .

Στην ειδική περίπτωση που $k=2$ η ΣΔ ονομάζεται αδύναμη επίσημη (weak stationery or wide sense stationery) τότε έχουμε ότι:

(i) $E[X_t] = \mu = \text{σταθ.}$

(ii) $\mathcal{C}(t, s) = \text{Cov}(X_t, X_s) = \tilde{\mathcal{C}}(|t-s|), \forall t, s \geq 0$

\Downarrow
 $\mathcal{C}(t, t+\tau) \stackrel{\tau \geq 0}{=} \tilde{\mathcal{C}}(\tau) \Leftrightarrow \{X_t\}_{t \in T}$ είναι covariance stationary

ορ68 Μια ΣΔ $\{X_t\}_{t \geq 0}$ έχει ανεξάρτητες προσαυτήσεις (Independent increments) εάν οι τμή για $n \geq 1$

$X_{t_0}, X_{t_1} - X_{t_0}, \dots, X_{t_n} - X_{t_{n-1}}$ είναι μεταξύ τους ανεξάρτητες

ορ69 Μια ΣΔ $\{X_t\}_{t \geq 0}$ έχει σταθίρες προσαυτήσεις εάν

$$X_{t+h} - X_t \stackrel{d}{=} X_{t'+h} - X_{t'}, \quad \forall t \neq t'$$
$$\stackrel{d}{=} X_h$$

ορ610 Μια ΣΔ $\{X_t\}_{t \geq 0}$ είναι Μαρκόβιανή εάν

$$P\{X_{t_{n+1}} \in A \mid X_{t_n}, \dots, X_{t_1}\} = P\{X_{t_{n+1}} \in A \mid X_{t_n}\}$$
$$\forall t_1 < \dots < t_{n+1}$$

ορ611 Μια ΣΔ $\{X_t\}_{t \geq 0}$ είναι Martingale όταν

$$E[X_{t_{n+1}} \mid X_{t_n}, \dots, X_{t_1}] = X_{t_n}$$

ορ612 Μια ΣΔ $\{B_t\}_{t \geq 0}$ είναι κίνηση Brown (Brownian motion) εάν

(i) Έχει σταθίρες κ' ανεξ. προσαυτήσεις, $P\{B_0 = 0\} = 1$

(ii) $\forall t > 0 \quad B_t \sim N(0, \sigma^2 t)$

ορ6 13. Μια $\Sigma \Delta$ $\{X_t\}_{t \geq 0}$ είναι Gaussian εάν για

$$\forall \{t_1, \dots, t_n\} \quad (X_{t_1}, \dots, X_{t_n}) \sim N_n(\mu, \Sigma)$$

ορ6 14. Όταν X_{t_i} είναι ανεξάρτητο του X_{t_j} για κάθε $t_i \neq t_j$ η $\Sigma \Delta$ $\{X_t\}_{t \geq 0}$ λέμε ότι είναι ανεξάρτητη

Παράδειγμα Η διαδικασία Βερνούλλι $\{X_n\}_{n \geq 1}$

έχει $X_n \stackrel{iid}{\sim} \text{Bernoulli}(p) = \text{Bin}(1, p)$ για $\forall n \geq 1$

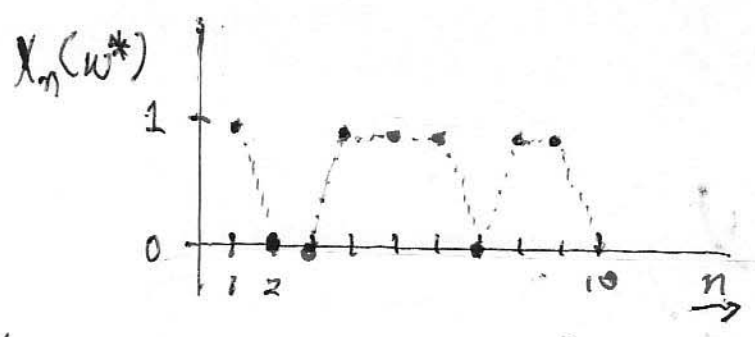
Εδώ ο χώρος καταστάσεων $S = \{0, 1\}$ ενώ $T = \mathbb{N}$.

Μια ω -τροχιά μπορούμε να κατασκευάσουμε εάν για κάθε n βίχουμε νούμερο κ' αντιστοιχίσουμε $H \leftrightarrow 1$ κ' $T \leftrightarrow 0$. Για παράδειγμα

n	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	...
βίψη	H	T	T	H	H	H	T	H	H	T	...
X_n	1	0	0	1	1	1	0	1	1	0	...

(7.1)

Δηλ εδώ $\omega = \omega^* = \{1001110110\dots\} \in \{0, 1\}^\infty = \Omega$



Η πιθ. να πάρουμε τροχιά που οι 10 πρώτες καταστάσεις είναι οι (7.1) είναι:

$$P\{X_1=1, X_2=0, \dots, X_9=1, X_{10}=0\} \stackrel{\text{ανεξ.}}{=} P\{X_1=1\} \dots P\{X_{10}=0\} \\ = p^6 (1-p)^4$$

Η μέση τιμή, το autocovariance κ' autocorrelation είναι

$$E[X_n] = 1 \cdot p + 0 \cdot (1-p) = p = \text{ανεξάρτητο του } n$$

$$g(m, n) = \text{Cov}(X_m, X_n) = E[X_m X_n] - E[X_m] E[X_n]$$

$$= \begin{cases} 0, & m \neq n \\ p(1-p), & m = n \end{cases} \Rightarrow \rho(m, n) = \begin{cases} 0, & m \neq n \\ 1, & m = n \end{cases}$$

Φυσικέ κ' ισχύει

$$P\{X_1=n_1, \dots, X_k=n_k\} = P\{X_{1+m}=n_1, \dots, X_{k+m}=n_k\} : n_i \in \{0, 1\}$$

Αλητ Το Bernoulli process είναι ένα stationary process \square

Άσκηση Εάν $\{X_n\}_{n \geq 1}$ είναι ανεξάρτητη διαδικασία

δείξτε ότι είναι stationary κ' υπολογίστε $\mu(n)$, $g(m, n)$

κ' $\rho(m, n)$. Υποθέστε ότι $X_n \stackrel{i.i.d.}{\sim} F_X(\cdot)$

$$F_{X_1, \dots, X_n}(x_1, \dots, x_n) = \prod_{j=1}^n F_{X_j}(x_j) = \prod_{j=1}^n F_X(x_j) = \prod_{j=1}^n F_{X_{j+k}}(x_j) =$$

$$= F_{X_{k+1}, \dots, X_{k+n}}(x_1, \dots, x_n) \Rightarrow \{X_n\} = \text{stationary}$$

$$\mu(n) = E[X_n] = E[X] = \text{σταθ. ανεξάρτητη του } n$$

$$g(m, n) = \begin{cases} 0 & m \neq n \\ \text{Var}(X) & m = n \end{cases}, \quad \rho(m, n) = \begin{cases} 0 & m \neq n \\ 1 & m = n \end{cases}$$

\square

Άσκηση Δο' εαν μια διαδικασία έχει σταθιμη ηοομής τάξης κατανομή τότε έχει κ' σταθιμες όλες τις κατανομές τάξης κ για $k < n$.

$$F_{X_{t_1}, \dots, X_{t_n}}(x_1, \dots, x_n) = F_{X_{t_1+h}, \dots, X_{t_n+h}}(x_1, \dots, x_n) \Leftrightarrow$$

$$P\{X_{t_1} \leq x_1, \dots, X_{t_n} \leq x_n\} = P\{X_{t_1+h} \leq x_1, \dots, X_{t_n+h} \leq x_n\} \Leftrightarrow$$

$$P\left(X_{t_1}^{-1}(-\infty, x_1] \cap \dots \cap X_{t_n}^{-1}(-\infty, x_n]\right) = P\left(X_{t_1+h}^{-1}(-\infty, x_1] \cap \dots \cap X_{t_n+h}^{-1}(-\infty, x_n]\right)$$

παιρνουμε το όριο $\lim_{x_n \rightarrow \infty} (\cdot)$ κ' έχουμε

$$P\left(X_{t_1}^{-1}(-\infty, x_1] \cap \dots \cap X_{t_{n-1}}^{-1}(-\infty, x_{n-1}] \cap \Omega\right)$$

$$= P\left(X_{t_1+h}^{-1}(-\infty, x_1] \cap \dots \cap X_{t_{n-1}+h}^{-1}(-\infty, x_{n-1}] \cap \Omega\right) \Leftrightarrow$$

$$P\left(X_{t_1}^{-1}(-\infty, x_1] \cap \dots \cap X_{t_{n-1}}^{-1}(-\infty, x_{n-1}]\right) = P\left(X_{t_1+h}^{-1}(-\infty, x_1] \cap \dots \cap X_{t_{n-1}+h}^{-1}(-\infty, x_{n-1}]\right)$$

$$\Leftrightarrow F_{X_{t_1}, \dots, X_{t_{n-1}}}(x_1, \dots, x_{n-1}) = F_{X_{t_1+h}, \dots, X_{t_{n-1}+h}}(x_1, \dots, x_{n-1})$$

Ανλ η διαδικασία έχει σταθιμη $n-1$ τάξης κατανομή.

Την ίδια διαδικασία μπορούμε να επαναλάβουμε για

$$k = n-2, \dots, 1.$$

□

ορο Έστω $Z_i \stackrel{iid}{\sim} P_Z(\cdot)$ όπου $P\{Z=1\}=p$ κ'

$P\{Z=-1\}=1-p$. Ορίζουμε $X_n = \begin{cases} 0, & n=0 \\ \sum_{i=1}^n Z_i, & n \geq 1 \end{cases}$

Διαδικασία $\{X_n\}_{n \geq 0}$ ονομάζεται απλός τυχαίος περίπατος
(simple random walk)

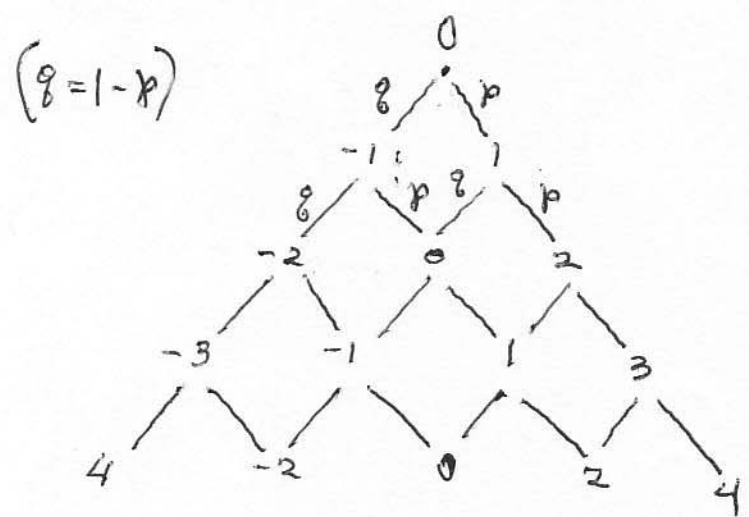
• Είναι εμφανές ότι ισχύει η αναδρομική σχέση:

$$X_n = X_{n-1} + Z_n, \quad n \geq 1 \text{ με } X_0 = 0.$$

Ο χώρος καταστάσεων είναι $S = \mathbb{Z}$ με $T = \mathbb{N}_0$.

• Ένα απλοϊκό τυχερό παιχνίδι: Εάν $p=1/2$, κάποιος με την ρίψη ενός νομίσματος κερδίζει $1 \in : \{Z_i=1\}$ κ' χάνει $1 \in : \{Z_i=-1\}$, τότε X_n είναι το συνολικό κέρδος μετά από n ρίψεις.

Άσκηση: Εάν $\{X_n\}_{n \geq 1}$ είναι ένας απλός τυχαίος περίπατος να βρεθεί η κατανομή του X_4 . Επίσης να δείχθει ότι $S = \mathbb{Z}$.



- $X_0(\Omega) = \{0\}$
- $X_1(\Omega) = \{-1, 1\}$
- $X_2(\Omega) = \{-2, 0, 2\}$
- $X_3(\Omega) = \{-3, -1, 1, 3\}$
- $X_4(\Omega) = \{-4, -2, 0, 2, 4\}$

$$X_{2m}(\Omega) = \{-2m, -2(m-1), \dots, -2, 0, 2, \dots, 2(m-1), 2m\}$$

$$X_{2m+1}(\Omega) = \{-(2m+1), -(2(m-1)+1), \dots, -3, -1, 1, 3, \dots, 2(m-1)+1, 2m+1\}$$

$$X_{2m}(\Omega) \cup X_{2m+1}(\Omega) = \{-(2m+1), -2m, \dots, 2m, 2m+1\}$$

$$\Rightarrow S = \bigcup_{n \geq 0} X_n(\Omega) = \mathbb{Z}$$

$$P\{X_4 = -4\} = p^4 : 0 \rightarrow -1 \rightarrow -2 \rightarrow -3 \rightarrow -4$$

$$P\{X_4 = -2\} = 4p^3 : \begin{cases} 0 \rightarrow -1 \rightarrow -2 \rightarrow -3 \rightarrow -2 \\ 0 \rightarrow -1 \rightarrow -2 \rightarrow -1 \rightarrow -2 \\ 0 \rightarrow -1 \rightarrow 0 \rightarrow -1 \rightarrow -2 \\ 0 \rightarrow 1 \rightarrow 0 \rightarrow -1 \rightarrow -2 \end{cases}$$

$$P\{X_4 = 0\} = 6p^2 : \begin{cases} 0 \rightarrow -1 \rightarrow -2 \rightarrow -1 \rightarrow 0 \\ 0 \rightarrow 1 \rightarrow 2 \rightarrow 1 \rightarrow 0 \\ 0 \rightarrow -1 \rightarrow 0 \rightarrow -1 \rightarrow 0 \\ 0 \rightarrow 1 \rightarrow 0 \rightarrow 1 \rightarrow 0 \\ 0 \rightarrow -1 \rightarrow 0 \rightarrow 1 \rightarrow 0 \\ 0 \rightarrow 1 \rightarrow 0 \rightarrow -1 \rightarrow 0 \end{cases}$$

$$P\{X_4 = 2\} = 4p^3 : \begin{cases} 0 \rightarrow 1 \rightarrow 2 \rightarrow 3 \rightarrow 2 \\ 0 \rightarrow 1 \rightarrow 2 \rightarrow 1 \rightarrow 2 \\ 0 \rightarrow 1 \rightarrow 0 \rightarrow 1 \rightarrow 2 \\ 0 \rightarrow -1 \rightarrow 0 \rightarrow 1 \rightarrow 2 \end{cases}$$

$$P\{X_4 = 4\} = p^4 : 0 \rightarrow 1 \rightarrow 2 \rightarrow 3 \rightarrow 4$$

$$X_4 \sim \begin{pmatrix} -4 & -2 & 0 & 2 & 4 \\ p^4 & 4p^3 & 6p^2 & 4p^3 & p^4 \end{pmatrix}$$

Άσκηση Να βρεθούν το μέση, variance, αυτοcovariances
κ' autocorrelation του απλού τυχαίου περιπάτου.

$$\mathbb{E}(z_i) = (-1)q + (1)p = p - q \quad \mathbb{E}(z_i^2) = (-1)^2q + (1)^2p = 1$$

$$\text{Var}(z_i) = 1 - (p - q)^2 = 1 - p^2 + 2pq - q^2 = \underbrace{1 - p^2 - 2pq - q^2}_0 + 4pq = 4pq$$

$$\mathbb{E}(X_n) = \sum_{i=1}^n \mathbb{E}(z_i) = n(p - q)$$

$$\text{Var}(X_n) = \sum_{i=1}^n \text{Var}(z_i) = 4npq$$

$$g(m, n) = \text{Cov}(X_m, X_n) = \mathbb{E}[X_m X_n] - \mathbb{E}[X_m] \mathbb{E}[X_n]$$

Εάν $m < n$: $\mathbb{E}[X_m X_n] = \mathbb{E}\left\{ \sum_{i=1}^m z_i \left(\sum_{i=1}^m z_i + \sum_{j=m+1}^n z_j \right) \right\} =$

$$= \sum_{i=1}^m \mathbb{E}(z_i^2) + 2 \sum_{1 \leq i < j \leq m} \mathbb{E}(z_i) \mathbb{E}(z_j) + \sum_{i=1}^m \sum_{j=m+1}^n \mathbb{E}(z_i) \mathbb{E}(z_j)$$

$$= m + 2 \binom{m}{2} (p - q)^2 + m(n - m)(p - q)^2$$

$$= m + (mn - m)(p - q)^2 \quad \quad \quad 4pq$$

$$g(m, n) = m + (mn - m)(p - q)^2 - mn(p - q)^2 = m \left[1 - (p - q)^2 \right]$$

Από συμμετρία έχουμε: $g(m, n) = 4pq \cdot mn$

Εάν $m < n$: $\rho(m, n) = \text{corr}(X_m, X_n) = \frac{\text{Cov}(X_m, X_n)}{\sqrt{\text{Var}(X_m) \text{Var}(X_n)}}$

$$= \frac{4mpq}{\sqrt{4^2 mn p^2 q^2}} = \sqrt{\frac{m}{n}}$$

Από συμμετρία έχουμε:

$$\rho(m, n) = \begin{cases} \sqrt{m/n}, & m \leq n \\ \sqrt{n/m}, & m > n \end{cases}$$

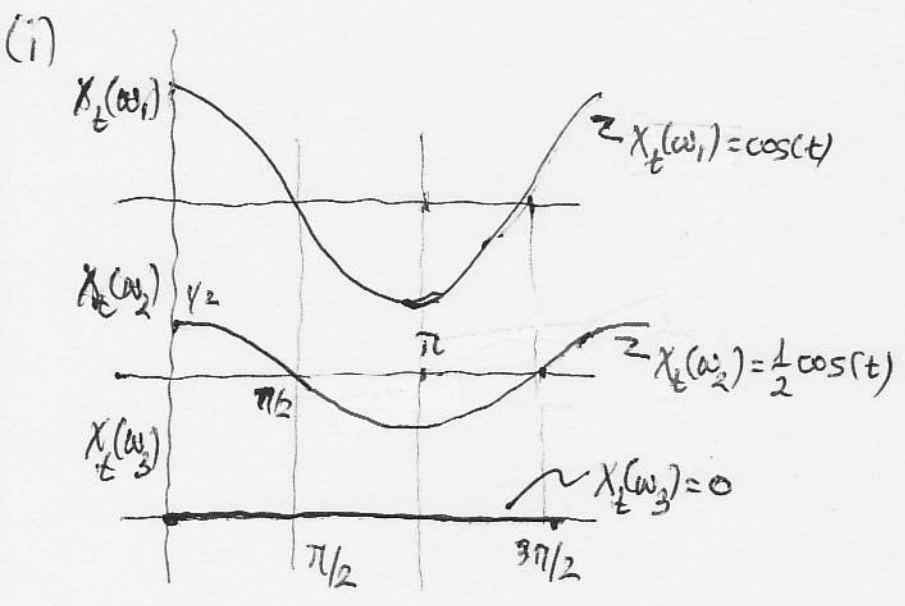
□

Άσκηση Δίνεται η ΣΔ $\{X_t\}_{t \geq 0}$, $X_t = Y \cos(t) \Leftrightarrow$
 όπου $Y \sim \mathcal{U}(0, 1)$ $X(t, \omega) = Y(\omega) \cos(t)$

(i) Να βρεθούν οι ω -τροχιές: $Y(\omega_1) = 1, Y(\omega_2) = 1/2$
 $Y(\omega_3) = 0$

(ii) Να βρεθούν οι πυκνότητες πρώτης τάξης για $t = 0, \pi/4, \pi/2, \pi$

(iii) Να βρεθούν τα $\mu(t), g(s, t), \kappa, \rho(s, t)$.



(ii) $f_{X_p}(x) = f_Y(x) = \mathcal{U}(x|0, 1)$

$f_{X_{\pi/4}}(x) = f_Y(y(x)) |y'(x)| = 1(0 < \sqrt{2}x < 1) \sqrt{2} = \sqrt{2} 1(0 < x < \sqrt{2}/2)$
 $= \mathcal{U}(x|0, \sqrt{2}/2)$

$X_{\pi/4} = \frac{\sqrt{2}}{2} Y$

$$X_{\pi/2} = 0, \forall \omega \in \Omega \Rightarrow P\{X_{\pi/2} = 0\} = 1$$

$$X_{\pi} = -Y \Rightarrow f_{X_{\pi}}(x) = f_Y(-x) = U(x|-1, 0)$$

(iii) $E[X_t] = \cos(t) E[Y] = \frac{1}{2} \cos(t)$

$$\begin{aligned} \text{Cov}(X_s, X_t) &= E[X_s X_t] - E[X_s] E[X_t] = \cos(t) \cos(s) \overbrace{E[Y^2]}^{1/3} - \\ &\quad - \frac{1}{4} \cos(t) \cos(s) \end{aligned}$$

$$= \frac{1}{12} \cos(t) \cos(s) \Rightarrow \text{Var}(X_t) = \frac{1}{12} \cos^2(t)$$

$$\text{Corr}(X_s, X_t) = \frac{\frac{1}{12} \cos(t) \cos(s)}{\sqrt{(\frac{1}{12})^2 \cos^2(s) \cos^2(t)}} = \frac{\cos(t) \cos(s)}{|\cos(t) \cos(s)|}$$

□

Παρατήρηση: $\text{Corr}(\alpha\gamma + \beta, \gamma\delta + \epsilon) = \frac{\alpha\delta}{|\alpha\delta|}$

Πρόταση Έστω $\{X_t\}_{t \geq 0}$ είναι ξΑ με $X_0 = 0$ κ' σταθερές κ' ανεξαρτητές προσαυγής τότε:

(i) $E[X_t] = \mu(1)t$ όπου $\mu(1) = E[X_1]$

(ii) $\text{Var}[X_t] = \sigma^2(1)t$ κ' $\text{Var}[X_t - X_s] = \sigma^2(1) \cdot |t - s|$
όπου $\sigma^2(1) = \text{Var}[X_1]$

(iii) $g(t, s) = \text{Cov}[X_t, X_s] = \sigma^2(1) \cdot t \wedge s$

Θέτουμε $\mu(t) = \mathbb{E}[X_t] = \mathbb{E}[X_t - X_0]$

$$\begin{aligned} \mu(t+s) &= \mathbb{E}[X_{t+s} - X_0] = \mathbb{E}[X_{t+s} - X_s + X_s - X_0] = \\ &= \mathbb{E}[X_{t+s} - X_s] + \mathbb{E}[X_s - X_0] \quad \text{σταθιμές προσαυξηθείσες} \\ &= \mathbb{E}[X_t - X_0] + \mathbb{E}[X_s - X_0] = \mu(t) + \mu(s) \end{aligned}$$

Ανάλυση: η συνάρτηση $\mu(t)$ είναι της μορφής

$$\mu(t) = At \Rightarrow A = \mu(1) \Rightarrow \boxed{\mathbb{E}[X_t] = \mu(1)t}$$

(t=1)

Παρατήρηση: $\mu(t_k) = A \cdot t_k \Leftrightarrow A = \frac{\mu(t_k)}{t_k}, \forall t_k > 0 \Rightarrow$

$$\frac{\mathbb{E}[X_{t_1}]}{t_1} = \dots = \frac{\mathbb{E}[X_{t_k}]}{t_k}$$

(ii) Θέτουμε $\sigma^2(t) = \text{Var}(X_t) = \text{Var}(X_t - X_0)$

$$\begin{aligned} \sigma^2(t+s) &= \text{Var}[X_{t+s} - X_s + X_s - X_0] \quad \text{σταθ. προσ.} \\ &= \text{Var}[X_{t+s} - X_s] + \text{Var}[X_s - X_0] \quad \text{σταθ. προσ.} \\ &= \text{Var}[X_t - X_0] + \text{Var}[X_s - X_0] = \sigma^2(t) + \sigma^2(s) \end{aligned}$$

$$\Rightarrow \sigma^2(t) = At \Rightarrow A = \sigma^2(1) \Rightarrow \boxed{\text{Var}(X_t) = \sigma^2(1) \cdot t} \quad (15.1)$$

t=1

$s < t$ $\text{Var}[X_t] = \text{Var}[X_t - X_s + X_s - X_0] =$

$$\begin{aligned} &= \text{Var}[X_t - X_s] + \text{Var}[X_s - X_0] \\ &= \text{Var}[X_t - X_s] + \text{Var}[X_s] \Rightarrow \end{aligned}$$

$$\Rightarrow \text{Var}[X_t - X_s] = \text{Var}[X_t] - \text{Var}[X_s] \stackrel{(15.1)}{=} \sigma^2(1)(t-s)$$

Εμφανώς εάν $s > t$ $\text{Var}[X_t - X_s] = \sigma^2(1)(s-t)$ } \Rightarrow

$$\Rightarrow \boxed{\text{Var}(X_t - X_s) = \sigma^2(1) \cdot |t-s|, \forall t, s > 0} \quad (16.1)$$

(ii) Παράσπειρε ότι $\text{Var}(X-Y) = \mathbb{E}\{(X-Y - \mathbb{E}(X-Y))^2\}$

$$= \mathbb{E}\left\{\left((X - \mathbb{E}(X)) - (Y - \mathbb{E}(Y))\right)^2\right\} = \text{Var}(X) - 2\text{Cov}(X, Y) + \text{Var}(Y)$$

$$\Leftrightarrow \text{Cov}(X, Y) = \frac{1}{2} [\text{Var}(X) + \text{Var}(Y) - \text{Var}(X-Y)]$$

ΣΤΓ

$$\text{Cov}(X_t, X_s) = \frac{1}{2} [\text{Var}(X_t) + \text{Var}(X_s) - \text{Var}(X_t - X_s)]$$

(15.1)(16.1)

$$\Rightarrow \text{Cov}(X_t, X_s) = \frac{1}{2} \sigma^2(1) \cdot (t+s - |t-s|) =$$

$$= \begin{cases} \frac{1}{2} \sigma^2(1) (t+s - (t-s)), & t \geq s \\ \frac{1}{2} \sigma^2(1) (t+s - (s-t)), & t < s \end{cases} = \begin{cases} \sigma^2(1) s, & t \geq s \\ \sigma^2(1) t, & t < s \end{cases}$$

$$= \sigma^2(1) \cdot s \wedge t \Rightarrow \boxed{\text{Cov}(X_t, X_s) = \sigma^2(1) \cdot s \wedge t}$$

□