

1/6/21

23^ο ΜΑΘΗΜΑΛήμμα

Εστω $\{X_n, n \geq 0\}$ martingale ως προς $\{\mathcal{Y}_n\}$
και T Markov time για την $\{X_n, n \geq 0\}$

$$A_n X_{T \wedge n} = \begin{cases} X_n, & n \leq T \\ X_T, & n > T \end{cases}, n = 0, 1, \dots$$

stopped
process

τότε $\{X_{T \wedge n}, n \geq 0\}$ είναι martingale
ως προς $\{\mathcal{Y}_n, n \geq 0\}$

Απόδειξη:

$$X_{T \wedge n} = \sum_{k=0}^{n-1} X_k I_{\{T \geq k\}} + X_n I_{\{T \geq n\}}$$

Θα ο n $\{X_{T \wedge n}, n \geq 0\}$ είναι martingale

$$\begin{aligned} \text{i) } E[X_{T \wedge n}] &= E\left[\sum_{k=0}^{n-1} X_k I_{\{T \geq k\}} + X_n I_{\{T \geq n\}}\right] \\ &\leq E\left[\sum_{k=0}^{n-1} |X_k| I_{\{T \geq k\}} + |X_n| I_{\{T \geq n\}}\right] \end{aligned}$$

$$= \sum_{k=0}^{n-1} E[X_k | I_{\{T=k\}}] + E[X_n | I_{\{T \geq n\}}] < \infty$$

$$ii) E[X_{T \wedge (n+1)} | Y_0, \dots, Y_n] = X_{T \wedge n}$$

$$\text{Gxw } E[X_{T \wedge (n+1)} | Y_0, \dots, Y_n]$$

$$E\left[\sum_{k=0}^n X_k I_{\{T=k\}} + X_{n+1} I_{\{T \geq n+1\}} \mid Y_0, \dots, Y_n\right]$$

\swarrow συνάρτηση των Y_0, \dots, Y_k \Downarrow Markov time ως προς $\{X_n, n \geq 0\}$ \searrow συνάρτηση των X_0, \dots, X_n

$I_{\{T=k\}}$ συνάρτηση των X_0, \dots, X_k

\Downarrow $\{X_n, n \geq 0\}$ martingale ως προς $\{Y_n, n \geq 0\}$

$I_{\{T=k\}}$ εξαρτάται από Y_0, \dots, Y_k \downarrow συνάρτηση των Y_0, \dots, Y_n

$$\sum_{k=0}^n X_k I_{\{T=k\}} + I_{\{T \geq n+1\}} E(X_{n+1} | Y_0, \dots, Y_n) =$$

\swarrow $\{X_n, n \geq 0\}$ martingale ως προς $\{Y_n, n \geq 0\}$

$$\sum_{k=0}^n X_k I_{\{T=k\}} + I_{\{T \geq n+1\}} X_n = X_{T \wedge n}$$

$$\sum_{k=0}^n X_k I_{\{T=k\}} + X_n I_{\{T \geq n\}} + X_n I_{\{T \geq n+1\}} = X_n I_{\{T \geq n\}}$$

$$\text{iii) } X_{T \wedge n} = \sum_{k=0}^{n-1} X_k I_{\{T \geq k\}} + X_n I_{\{T \geq n\}}$$

Αρα, $\{X_{T \wedge n}, n \geq 0\}$ είναι martingale ως προς $\{Y_n, n \geq 0\}$

Συμπέρασμα, $E[X_{T \wedge n}] = E[X_{T \wedge 0}] = EX_0$

$$X_{T \wedge 0} = \begin{cases} X_0, & 0 \leq T \\ X_T, & 0 > T \end{cases} \times$$

Πόρισμα

Αν $\{X_n, n \geq 0\}$ martingale ως προς $\{Y_n, n \geq 0\}$ και T Markov time ως προς $\{X_n, n \geq 0\}$ τότε $E(X_0) = E(X_{T \wedge n}) = E(X_n), \forall n$

Σημείωση:

Κάτω από ορισμένες συνθήκες $E(X_{T \wedge n}) \rightarrow DE(X_T)$
Αρα τότε $E(X_T) = E(X_0) = E(X_n)$

Θεώρημα:

Έστω $\{X_n, n \geq 0\}$ martingale ως προς $\{Y_n, n \geq 0\}$ και T χρόνος Markov ως προς $\{X_n, n \geq 0\}$ με $P(T < \infty) = 1$
Αν ισχύει ένα από τα παρακάτω:

$$i) E[\sup |X_{T \wedge n}|] < \infty$$

$$ii) E|X_T| < \infty \text{ και } \lim_{n \rightarrow \infty} E[|X_n| I_{\{T \geq n\}}] = 0$$

η πιο εύκολη να δείξει

$$iii) \exists c: P(T \leq c) = 1$$

$$iv) \exists c: |X_n| \leq c$$

$$v) E(T) < \infty \text{ και } \exists c: E[|X_{n+1} - X_n| | Y_0, \dots, Y_n] \leq c \quad \forall n \leq T$$

$$\text{Τότε, } E(X_T) = E(X_0)$$

Η παραπάνω σχέση λέει ότι σε ένα δίκαιο παιχνίδι (martingale), αν ο παίκτης χρησιμοποιήσει ένα stopping time για να αποχωρήσει από το παιχνίδι, τότε η αναμενόμενη αμοιβή του $E(X_T)$ θα είναι ίση με την αρχική $E(X_0)$

Εφαρμογή 1 Ισότητα Wald

Θεωρ $\{Y_n, n=1, 2, \dots\}$ δίκ. ανεξ. και ισ. τ.μ. με $E(Y_n) = \mu$, $\text{Var}(Y_n) = \sigma^2 < \infty$ και T χρόνος Markov για την $\{Y_n, n \geq 1\}$ με $E(T) < \infty$ και $P(T < \infty) = 1$

Τότε, $E\left[\sum_{i=1}^T Y_i\right] = E(T) \cdot \mu$

Απόδειξη:

$$\{X_n, n \geq 1\} \quad E(X_T) = E(X_0) \Rightarrow E\left(\sum_{i=1}^T Y_i\right) - E(T)\mu = 0$$

$$X_T = \sum_{i=1}^T Y_i - T\mu$$

$$X_n = \sum_{i=1}^n Y_i - n\mu$$

δηλαδή $X_n = \sum_{i=1}^n Y_i - n\mu = \sum_{i=1}^n Y_i - nE(Y_i)$

$$= \sum_{i=1}^n (Y_i - E(Y_i))$$

$\{X_n, n \geq 1\}$ martingale ως προς $\{Y_n\}$

Θα ισχύει κάποια από τις συνθήκες των θεωρημάτων. θ.δ. η (v)

$P(T < \infty) = 1$, $E(T) < \infty$ από υπόθεση

$$E\left[|X_{n+1} - X_n| \mid Y_0, \dots, Y_n\right] = E\left[\left|\sum_{i=1}^{n+1} Y_i - (n+1)\mu - \sum_{i=1}^n Y_i + n\mu\right| \mid Y_0, \dots, Y_n\right] =$$

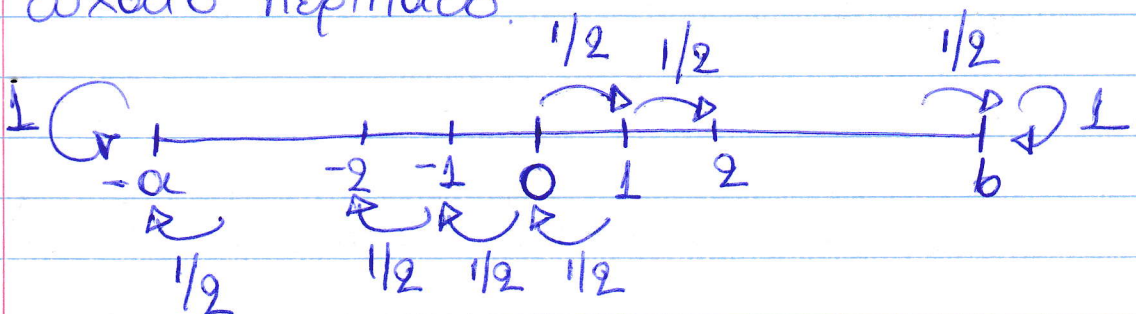
$$E\left[|Y_{n+1} - \mu| \mid Y_0, \dots, Y_n\right] \leq E\left[|Y_{n+1}| \mid Y_0, \dots, Y_n\right] + \mu = 2\mu < \infty$$

Αρα από θεωρήματα

$$E(X_T) = E(X_1) \Rightarrow E\left(\sum_{i=1}^T Y_i - T\mu\right) = E(Y_1 - \mu) \Rightarrow$$
$$E\left(\sum_{i=1}^T Y_i\right) - \mu E(T) = E(Y_1) - \mu \Rightarrow E\left(\sum_{i=1}^T Y_i\right) = E(T)\mu$$

Εφαρμογή 2

Υπολογισμός πιθανοτήτων απορρόφησης και μέσων χρόνων απορρόφησης σε απλό τυχαίο περίπατο.



$Y_n = \begin{cases} 1, & \text{αν γίνεται βήμα} \\ & \text{προς τα δεξιά} \\ -1, & \text{αν γίνεται βήμα} \\ & \text{προς τα αριστερά} \end{cases}$

$\{Y_n, n \geq 1\}$ ακ. ανεξ. και ισ. τ.μ. με $E(Y_n) = 0$

$$E(Y_n^2) = 1, \text{Var}(Y_n) = E(Y_n^2) - E^2(Y_n) = 1$$

X_n : θέση μετά το n -οστό βήμα

$$X_1 = 0$$

$X_n^1 = \sum_{i=1}^n Y_i$ martingale ως προς $\{Y_n, n \geq 1\}$

α) πιδ. απορρόετους στο $-a$ και στο $+b$:

T = στιγμή απορρόετους στο $\{-a, b\}$
 $\{T=k\}$ εξαρτάται από τις $X_0, X_1, \dots, X_k \Rightarrow$

T χρόνος Markov ως προς $\{X_n, n \geq 0\}$

Αν ισχύει το θεώρημα έχουμε

$$E(X_T) = E(X_0) \Rightarrow E\left(\sum_{i=1}^T Y_i\right) = 0 \Rightarrow$$

$$-a \cdot P(X_T = -a) + b \cdot P(X_T = b) = 0 \Rightarrow$$

$$-a P(X_T = -a) + b(1 - P(X_T = -a)) = 0 \Rightarrow$$

$$-a P(X_T = -a) - b P(X_T = -a) = -b \Rightarrow$$

$$P(X_T = -a) = \frac{b}{a+b}$$

$$P(X_T = b) = \frac{a}{a+b}$$

πρέπει νδο ισχύει κάποια από τις συνθήκες:

$$|X_n| \leq \underbrace{\max\{|a|, |b|\}}_{\text{σταθερά}}$$

ii) Να βρεθεί η $E(T)$

Hint: εσω $S_n = \left(\sum_{i=1}^n Y_i\right)^2 - n$ θα είναι

martingale ως προς την $\{Y_n, n \geq 1\}$, θα

υποθέσουμε ότι ισχύει κάποια από τις συνθήκες του θεωρήματος.

Θα εφαρμόσουμε το θεώρημα για να υπολογίσουμε την $E(T)$

Δείχνουμε ότι $\{S_n, n \geq 0\}$ με $S_n = \left(\sum_{i=1}^n Y_i\right)^2 - n$

martingale ως προς $\{Y_n, n \geq 1\}$

$$i) E[S_n] = E\left[\left(\sum_{i=1}^n Y_i\right)^2 - n\right] = E\left[\left(\sum_{i=1}^n Y_i\right)^2\right] - n$$

$$ii) E[S_{n+1} | Y_1, \dots, Y_n] = E\left[\left(\sum_{i=1}^{n+1} Y_i\right)^2 - (n+1) \mid Y_1, \dots, Y_n\right]$$

$$= E\left[\left(\sum_{i=1}^n Y_i + Y_{n+1}\right)^2 \mid Y_1, \dots, Y_n\right] - n - 1 =$$

$$= E\left[\left(\sum_{i=1}^n Y_i\right)^2 + 2\left(\sum_{i=1}^n Y_i\right)Y_{n+1} + Y_{n+1}^2 \mid Y_1, \dots, Y_n\right] - n - 1$$

$$= \left(\sum_{i=1}^n Y_i\right)^2 + 2 \sum_{i=1}^n Y_i E[Y_{n+1} \mid Y_1, \dots, Y_n] + E[Y_{n+1}^2 \mid Y_1, \dots, Y_n]$$

$$- n - 1$$

$$= \left(\sum_{i=1}^n Y_i\right)^2 + 2 \sum_{i=1}^n Y_i \cdot 0 + \cancel{-n-1} = \left(\sum_{i=1}^n Y_i\right)^2 - n$$

$$= S_n$$

ii) $S_n = \left(\sum_{i=1}^n Y_i \right)^2$ - η συνάρτηση των Y_1, \dots, Y_n

Υποθέτουμε ότι ισχύει μία από τις συνθήκες του θεωρήματος, έχω

$$E[S_T] = E[S_1] \Rightarrow$$

$$E\left[\left(\sum_{i=1}^n Y_i\right)^2 - T\right] = E[Y_1^2 - 1] = 0 \Rightarrow$$

$$P\left(\sum_{i=1}^T Y_i = -a\right)(-a)^2 + P\left(\sum_{i=1}^T Y_i = b\right)b^2 -$$

$$E(T) = 0 \Rightarrow$$

$$\frac{b}{a+b} a^2 + \frac{a}{a+b} b^2 = E(T) \Rightarrow$$

$$\frac{ab(a+b)}{a+b} = E(T) \Rightarrow E(T) = ab$$