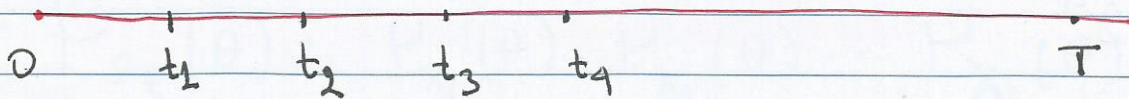


Kivnon Brown

Θέλουμε σε ένα συζητητικό random walk να μικρύνουμε τις στιγμές, να τις κάνουμε απειροστές.

• Χωρίζουμε μια χρονική περίοδο $[0, T]$ σε

n διαστήματα ίσου μήκους: $\Delta t = \frac{T}{n}$



Προφανώς $t_k = k \Delta t$, $k=0, 1, \dots, n$

Ορίζουμε το random-walk:

$$X_k = \begin{cases} y, & p=1/2 \\ -y, & p=1/2 \end{cases} \Rightarrow k=0, 1, \dots, n$$

$$E[X_k] = y \cdot \frac{1}{2} + (-y) \cdot \frac{1}{2} = 0$$

$$Var[X_k] = E[X_k^2] - E^2[X_k] = \frac{1}{2}y^2 + \frac{1}{2}(-y)^2 - 0 = y^2$$

Άρα για την θέση έχουμε:

$$E[S_n] = E[X_1 + X_2 + \dots + X_n] = n \cdot 0 = 0$$

$$\text{Var}[S_n] = \text{Var}[X_1 + X_2 + \dots + X_n] =$$

$$= \text{Var}[X_1] + \text{Var}[X_2] + \dots + \text{Var}[X_n] = n \gamma^2 =$$

$$= \frac{T}{\Delta t} \gamma^2 = \boxed{T \frac{\gamma^2}{\Delta t}}$$

Θέλουμε να ορίσουμε το γ έτσι ώστε η σταθμάση ποσότητα να έχει νόημα όταν $\Delta t \rightarrow 0$.

Ένας τρόπος να το πετύχουμε ^{είναι} με $\gamma = \sqrt{\Delta t}$



1^{ος} ορισμός: Κίνηση Brown, είναι ένα random-walk ~~παι~~ σε ένα διάστημα $[0, T]$, με

$$X_k = \begin{cases} \sqrt{\Delta t} & , p = 1/2 \\ -\sqrt{\Delta t} & , p = 1/2 \end{cases} \quad \text{και} \quad \Delta t \rightarrow 0 \Leftrightarrow n \rightarrow \infty$$

Ποσότητες: $E[S_n] = 0$

$$\text{Var}[S_n] = T$$

Κατανομή S_n : Για να βρούμε την κατανομή της S_n , θα χρησιμοποιήσουμε πολλαπλασιασμό

$$\left. \begin{array}{l} \text{Έστω } M(\theta) = M_{S_n}(\theta) \\ \text{Επειδή } S_n = X_1 + X_2 + \dots + X_n \end{array} \right\} \Rightarrow$$

$$\Rightarrow M(\theta) = M_{X_1}(\theta) \cdot M_{X_2}(\theta) \cdot \dots \cdot M_{X_n}(\theta) \Rightarrow$$

$$\Rightarrow M(\theta) = [M_{X_k}(\theta)]^n$$

αφού όλες οι X_1, X_2, \dots, X_n έχουν την ίδια κατανομή.

$$\text{Άρα } M_{X_k}(\theta) = E[e^{\theta X_k}] =$$

$$= \frac{1}{2} e^{\theta \sqrt{\Delta t}} + \frac{1}{2} e^{-\theta \sqrt{\Delta t}} \quad \left. \vphantom{= \frac{1}{2} e^{\theta \sqrt{\Delta t}} + \frac{1}{2} e^{-\theta \sqrt{\Delta t}}} \right\} \Rightarrow$$

$$\text{αλλά } e^w = 1 + \frac{w}{1!} + \frac{w^2}{2!} + \dots$$

Επειδή $\Delta t \rightarrow 0$ οι παράγωγοι όροι παραλείπονται.

$$M_{X_k}(\theta) = \frac{1}{2} \left(1 + \frac{\theta \sqrt{\Delta t}}{1!} + \frac{(\theta \sqrt{\Delta t})^2}{2!} \right) + \frac{1}{2} \left(1 - \theta \sqrt{\Delta t} + \frac{(\theta \sqrt{\Delta t})^2}{2!} \right) =$$

$$= \frac{1}{2} + \frac{\theta \sqrt{\Delta t}}{2} + \frac{\theta^2 \Delta t}{4} + \frac{1}{2} - \frac{\theta \sqrt{\Delta t}}{2} + \frac{\theta^2 \Delta t}{4}$$

$$= 1 + \frac{1}{2} \theta^2 \Delta t \quad \Rightarrow$$

$$\Rightarrow M(\theta) = \left(1 + \frac{1}{2} \theta^2 \Delta t\right)^n$$

Κάθως $n \rightarrow +\infty$, η κατανομή του S_n συγκλίνει
 στην κατανομή που ορίζεται από το όριο
 της ποσογέννητας:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} M(\theta) = \left(1 + \frac{1}{2} \theta^2 \Delta t\right)^n \Rightarrow \ln M(\theta) = n \ln \left(1 + \frac{1}{2} \theta^2 \Delta t\right)$$

$$\text{όταν } y \rightarrow 0 \quad \ln(1+y) \approx y \quad \Rightarrow$$

$$\begin{aligned} \xrightarrow{\Delta t \rightarrow 0} \Rightarrow \ln M(\theta) &= n \frac{1}{2} \theta^2 \Delta t \\ T &= n \Delta t \end{aligned} \quad \Rightarrow \ln M(\theta) = \frac{1}{2} \theta^2 T$$

$$\Rightarrow M(\theta) = e^{\frac{1}{2} \theta^2 T}$$

Αυτή είναι η ποσογέννητα πλάσ η.π. Z που
 χαρακτηρίζεται από κανονική κατανομή με μέση
 τιμή 0 και διασπορά T, $N(0, T)$

(*)

Kivnon Brown Oplafios

Ερωσαν οί ρ.η. $B(t), t \geq 0$

Η αυγιος αυγιημ $B(t)$ δέγιμα ρηηκι
κivnon Brown η ~~δ~~ αυγιημ Wiener αυ:

① $B(0) = 0$

② $B(t)$ αυγιος , για καθε $t \geq 0$

③ Έγια αυεταρμης ηροαυηθιας , δηλαδι
αυ $0 \leq t_1 < t_2 < \dots < t_n \implies$

$B(t_2) - B(t_1), B(t_3) - B(t_2), \dots, B(t_n) - B(t_{n-1})$

εivη αυεταρμης
 \iff

αυ $0 < t < s$ η $B(s) - B(t)$ δει αυπιηη ανθ ρθ
αποη

④ $B(t+u) - B(u) \sim N(0, u) \iff$

$\iff B(t_2) - B(t_1) \sim N(0, t_2 - t_1) \iff$

$\iff B(t) \sim N(0, t)$

Στοιχεία

$$(1) E[B^2(t)] = t$$

$$\text{Var}[B(t)] = t$$

$$\text{Var}[B(t)] = E[B^2(t)] - E[B(t)]^2 = E[B^2(t)] - 0 = E[B^2(t)]$$

$$\Rightarrow E[B^2(t)] = t$$

$$(2) E[\Delta B^2(t)] = \Delta t$$

$$(3) M_B(\theta) = e^{\frac{1}{2}\theta^2 t}$$

$$(4) P[B(t) \leq a] = \int_{-\infty}^{\frac{a}{\sqrt{t}}} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}z^2} dz = \Phi\left(\frac{a}{\sqrt{t}}\right)$$

$$(5) \text{Cov}[B(s), B(t)] = \min(s, t)$$

(6) Η $B(t) \Delta EN$ είναι η συνάρτηση Σταθμιστική

Η $B(t)$ δεν είναι πουθενά διαφορίσιμη

Έστω t_0 , αυθαίρετο. Θα δείτουμε
ότι το όριο:

$$\lim_{h \rightarrow 0} \frac{B(t_0+h) - B(t_0)}{h}$$

ΔΕΝ ΥΠΑΡΧΕΙ και αυτό για κάθε t_0 .

Λόγω του $B(\cdot)$, οι τιμές είναι
ωχδίες για το κλάσμα. Θα δείτουμε
ότι η πιθανότητα το κλάσμα αυτό
νά πάρει αυθαίρετα μεγάλες τιμές είναι
①, δηλαδή βέβαιο.

Εάν $h = \frac{1}{n} \Leftrightarrow h \rightarrow 0 \Leftrightarrow n \rightarrow \infty$, και

$$\begin{aligned} \frac{B(t_0+h) - B(t_0)}{h} &= \frac{B(t_0 + \frac{1}{n}) - B(t_0)}{\frac{1}{n}} = \\ &= n \left[B(t_0 + \frac{1}{n}) - B(t_0) \right] = X_n \end{aligned}$$

H X_n ακολουθεί μία κανονική κατανομή

μὲ: $E[X_n] = n E\left[B\left(t_0 + \frac{1}{n}\right) - B(t_0)\right] = n \cdot 0 = 0$

$$V[X_n] = n^2 V\left[B\left(t_0 + \frac{1}{n}\right) - B(t_0)\right] = n^2 \cdot \frac{1}{n} = n$$

Έστω $K > 0$, αυθαίρετα μεγάλο.

$$P[|X_n| > K] = 1 - P[|X_n| \leq K] =$$

$$= 1 - P[-K \leq X_n \leq K] =$$

$$= 1 - P\left[\frac{-K-0}{\sqrt{n}} \leq \frac{X_n-0}{\sqrt{n}} \leq \frac{K-0}{\sqrt{n}}\right] =$$

$$= 1 - \left[\Phi\left(\frac{K}{\sqrt{n}}\right) - \Phi\left(-\frac{K}{\sqrt{n}}\right) \right] \Rightarrow$$

καθώς $n \rightarrow \infty \Rightarrow \frac{K}{\sqrt{n}} \rightarrow 0$

$$P[|X_n| > K] \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 1 - [\Phi(0) - \Phi(0)] = \boxed{1}$$

Ασκηση

Άσκηση: Έστω $B(t)$ κίνηση Brown. Βρείτε: $P(1 < B(1) < 2)$

Λύση: $B(1) \sim N(0, 1) \Rightarrow P(1 < B(1) < 2) =$
 $= P\left(\frac{1-0}{1} < \frac{B(1)-0}{1} < \frac{2-0}{1}\right) = \Phi(2) - \Phi(1) = 0.136$

Άσκηση: Έστω $B(t)$ κίνηση Brown. Βρείτε:

$$P[B(2) < 3 \mid B(1) = 1]$$

Λύση: Πρέπει να βρούμε την κατανομή.

$$\left. \begin{array}{l} B(2) = B(1) + B(2) - B(1) \\ B(1) \sim N(0, 1) \\ B(2) - B(1) \sim N(0, 2-1) \end{array} \right\} \Rightarrow B(2) \sim N(0, 2)$$

$$\text{Αν } B(1) = 1 \Rightarrow B(2) \mid B(1) = 1 = 1 + [B(2) - 1]$$

απογορεύει κανονική κατανομή, με:

$$E[B(2)] = 1 + E[B(2) - 1] = 1 + 0 = 1$$

$$\text{Var}[B(2)] = \text{Var}[B(2) - B(1)] = 1$$

$\sim N(0, 1)$

\Rightarrow

$$U = B(2) / B(1) = 1 \sim N(1, 1) \Rightarrow$$

$$P[U < 3] = P\left[\frac{U-1}{1} < \frac{3-1}{1}\right] =$$

$$= P[Z < 2] = \Phi(2) = 0.98$$

Αύριο ^{or}: Έστω $W(t)$ μια τυχαία κίνηση

Wiener (Brown). Βρείτε $P[W(1) + W(2) > 2]$

Λύση: $W(1)$ ακολουθεί σε διάστημα $(0, 1)$ $\sim N(0, 1)$
 $W(2)$ \rightarrow \rightarrow $(0, 2)$ $\sim N(0, 2)$

Διαστήματα είναι overlapping, άρα OXI ανεξάρτητα.

$W(1) + W(2)$ ακολουθεί κάποιου είδους κατανομή

$$E[W(1) + W(2)] = E[W(1)] + E[W(2)] = 0 + 0 = 0$$

$$\text{Var}[W(1) + W(2)] = \text{Var}[W(1)] + \text{Var}[W(2)] + 2\text{Cov}[W(1), W(2)]$$

$$= 1 + 2 + 2 \min(1, 2) = 5 \Rightarrow W(1) + W(2) \sim N(0, 5)$$

$$P[W(1) + W(2) > 2] = P[U > 2] =$$

$$= P\left[\frac{U-0}{\sqrt{5}} > \frac{2-0}{\sqrt{5}}\right] = P\left[Z > \frac{2}{\sqrt{5}}\right] = 1 - \Phi\left(\frac{2}{\sqrt{5}}\right) =$$

$$= 0.186$$

Άσκηση: Έστω $W(t) = W_t$ για κίνηση Brown, ορίζουμε:

$X_t = e^{W_t}$, $t \geq 0$ (α) Βρείτε $E[X_t]$, (β) Βρείτε $V[X_t]$

(γ) $0 \leq s \leq t$, βρείτε $Cov[X_s, X_t]$

Λύση: Αν Y_t (κίνηση κ.π.) $\sim N(t, \sigma^2) \Rightarrow$

$$\left. \begin{aligned} M_{Y_t}(\theta) &= e^{\theta t + \frac{\sigma^2 \theta^2}{2}} \\ M_{Y_t}(\theta) &= E[e^{\theta Y_t}] \end{aligned} \right\} \Rightarrow E[e^{\theta Y_t}] = e^{\theta t + \frac{\sigma^2 \theta^2}{2}} \quad (*)$$

για κάθε μ, σ^2, θ .

$$\left. \begin{aligned} E[X_t] &= E[e^{W_t}] \\ \text{αλλά } W_t &\sim N(0, t) \end{aligned} \right\} \xrightarrow[\substack{\mu=0 \\ \sigma^2=t \\ \theta=1}]{\text{από } (*)} E[X_t] = e^{t/2}$$

$$\left. \begin{aligned} E[X_t^2] &= E[e^{2W_t}] \\ \text{αλλά } W_t &\sim N(0, t) \end{aligned} \right\} \xrightarrow[\substack{\mu=0 \\ \sigma^2=t \\ \theta=2}]{\text{από } (*)} E[X_t^2] = e^{2t}$$

$$Var[X_t] = E[X_t^2] - E^2[X_t] =$$

$$= e^{2t} - (e^{t/2})^2 = e^{2t} - e^t$$

éaw $0 \leq s < t$

$$\text{Cov}(X_s, X_t) = E[X_s X_t] - E[X_s]E[X_t]$$

$$E[X_s] = e^{s/2}, \quad E[X_t] = e^{t/2}$$

$$E[X_s X_t] = E[e^{W_t + W_s}]$$

W_t, W_s are not independent
since $(0, s), (0, t)$ are
overlapping



$$\begin{aligned} \Rightarrow E[e^{W_t + W_s}] &= E[e^{2W_s} e^{W_{t-s}}] = E[e^{2W_s}] E[e^{W_{t-s}}] = \\ & \text{independent overlapping} \\ &= e^{2s} \cdot e^{\frac{t-s}{2}} \end{aligned}$$

$$\Rightarrow \text{Cov}(X_s, X_t) = e^{\frac{3s+t}{2}} - e^{\frac{s+t}{2}}$$

Azmaw: $A \vee B(t)$ kivanon Brown. $\Delta B^2 = \Delta t \epsilon$
ou $E[\Delta B^2(t)] = \Delta t$ kai $\text{Var}[\Delta B^2(t)] = 2(\Delta t)^2$

Niam: $A \vee X \sim N(0, 1) \Rightarrow X^2 \sim \chi_1^2$ me

$$E(X^2) = 1, \quad \text{Var}(X^2) = 2$$

$$\Delta B \sim N(0, \Delta t) \Rightarrow \frac{\Delta B}{\sqrt{\Delta t}} \sim N(0, 1) \Rightarrow$$

$$\Rightarrow \frac{\Delta B^2}{\Delta t} \sim X_1^2, \text{ Déroulé } z = \frac{\Delta B^2}{\Delta t} \text{ pÉ}$$

$$z \sim X_1^2 \Rightarrow \Delta B^2 = \Delta t \cdot z \Rightarrow$$

$$\Rightarrow E[\Delta B^2] = E[\Delta t \cdot z] = \Delta t E[z] = \Delta t \cdot 1 = \boxed{\Delta t}$$

$$\Rightarrow \text{Var}[\Delta B^2] = \text{Var}[\Delta t \cdot z] = (\Delta t)^2 \text{Var}(z) = (\Delta t)^2 \cdot 2 = \boxed{2\Delta t^2}$$

Attention: Au $B(t)$ kimon Brown. Bpizε

$$E[B^2(t)] \text{ kai } \text{Var}[B^2(t)]$$

Lūm: $B(t)$ Brown motion $\Rightarrow M_B(\theta) = e^{\frac{\theta^2 t}{2}}$

$$E[B^2(t)] = M_B''(0) = \left[e^{\frac{\theta^2 t}{2}} \cdot \frac{2\theta t}{2} \right]' = e^{\frac{\theta^2 t}{2}} \cdot \frac{2\theta t}{2} \cdot \theta t +$$

$$+ e^{\frac{\theta^2 t}{2}} \cdot t \Big|_0 = [0 + e^0 \cdot t] = \boxed{t}$$

$$\text{Var}[B^2(t)] = \text{Var}[z] = E[z^2] - E^2[z] = E[B^4] - E^2[B^2]$$

$$z = B^2 = 3t^2 - t^2 = \boxed{2t^2}$$

$$E[B^4] = M_B^{(4)}(0) = \left[e^{\frac{\theta^2 t}{2}} \cdot 2\theta t + e^{\frac{\theta^2 t}{2}} \cdot t \right]'' = \left[e^{\frac{\theta^2 t}{2}} \cdot \theta t + e^{\frac{\theta^2 t}{2}} \cdot 2\theta t + e^{\frac{\theta^2 t}{2}} \cdot \theta t \right]'$$

$$= \left[e^{\frac{\theta^2 t}{2}} \cdot \theta t + e^{\frac{\theta^2 t}{2}} \cdot 3\theta t + e^{\frac{\theta^2 t}{2}} \cdot 2\theta t + e^{\frac{\theta^2 t}{2}} \cdot 2\theta t + e^{\frac{\theta^2 t}{2}} \cdot \theta t + e^{\frac{\theta^2 t}{2}} \cdot \theta t \right]'$$

$$= 0 + 0 + 0 + 2t^2 + 0 + t^2 = 3t^2$$

Άσκηση: Αν $B(t)$ κίνηση Brown, είναι η $-B(t)$ κίνηση Brown;

Λύση: Ορίζουμε $X_t = -B_t$. Διαδοχικά έχουμε:

① $X_0 = -B_0 = -0 = 0$

② $X_t = -B_t$ αυχίη για κάθε $t \geq 0$

③ Αν $0 < t < s \Rightarrow X_s - X_t = (-B_s) - (-B_t) =$
 $= -B_s + B_t = -(B_s - B_t)$

και αφού B_t κίνηση Brown είναι ανεξάρτητες ως χρόνος.

④ $X_s - X_t = -(B_s - B_t) \sim$ Κανονική Καννομή

και $E[X_s - X_t] = E[B_0 - B_t] = -(E(B_s) - E(B_t)) = 0$

$Var[X_t - X_s] = Var[-(B_s - B_t)] = (-1)^2 Var[B_s - B_t] =$
 $= s - t$

$\Rightarrow X_s - X_t \sim N(0, s - t)$ άρα

κίνηση Brown.



Άσκηση: Έστωσαν B_t και $B^*(t)$ δύο ανεξάρτητες κίνησης Brown και $-1 \leq \rho \leq 1$. Δίτε ότι η $Z(t) = \rho B(t) + \sqrt{1-\rho^2} B^*(t)$ είναι Brown.

Λύση:

(1) $Z(0) = \rho B(0) + \sqrt{1-\rho^2} B^*(0) = 0$

(2) $Z(t)$ ανεξία

(3) έχει ανεξάρτητες προσαυτισίες

(4) αν $0 < t < s \Rightarrow Z(s) - Z(t) =$
 $= \rho [B(s) - B(t)] + \sqrt{1-\rho^2} [B^*(s) - B^*(t)]$

ανεξάρτητες οι χροιά \Rightarrow stationary increments
(ομοίως και ανεξάρτητες)

(5) $E[Z(t+u) - Z(t)] = E[\rho B(t+u) + \sqrt{1-\rho^2} B^*(t+u) - \rho B(t) + \sqrt{1-\rho^2} B^*(t)] =$
 $= \rho E[B(t+u) - B(t)] + \sqrt{1-\rho^2} E[B^*(t+u) - B^*(t)] = \rho \cdot 0 + \sqrt{1-\rho^2} \cdot 0 = 0$

$\text{Var}[Z(t+u) - Z(t)] = \text{Var}[\rho (B(t+u) - B(t)) +$

$$\begin{aligned}
 + \sqrt{1-\rho^2} \{B^*(t+u) - B^*(t)\} &= \rho^2 \text{Var}[B(t+u) - \\
 - B(t)] + (\sqrt{1-\rho^2})^2 \text{Var}[B^*(t+u) - B^*(t)] &= \\
 = \rho^2 \cdot u + (1-\rho^2) \cdot u &= \boxed{u}
 \end{aligned}$$

Ενοποιημένος $Z(t)$ κίνηση Brown.

Άσκηση: Υπολογίστε $\text{Corr}[Z(t), B(t)]$.

Λύση: $\text{Corr}[Z(t), B(t)] = \frac{\text{Cov}[Z(t), B(t)]}{\sqrt{\text{Var}(Z(t))} \cdot \sqrt{\text{Var} B_t}}$

$$\begin{aligned}
 \text{Cov}[Z_t, B_t] &= \text{Cov}[\rho B_t + \sqrt{1-\rho^2} B_t^*, B_t] = \\
 &= \text{Cov}[\rho B_t, B_t] + \text{Cov}[\sqrt{1-\rho^2} B_t^*, B_t] \quad (\text{λόγω} \\
 &\text{ανεξαρτησίας}) = \rho \text{Cov}[B_t, B_t] + \sqrt{1-\rho^2} \text{Cov}[B_t^*, B_t] = \\
 &\stackrel{\text{ανεξαρτησία}}{=} \rho \text{Var}(B_t, B_t) + \sqrt{1-\rho^2} \cdot 0 = \boxed{\rho t} \implies
 \end{aligned}$$

$$\implies \text{Corr} = \frac{\rho t}{\sqrt{\text{Var}(Z_t)} \cdot \sqrt{\text{Var}(B_t)}} = \frac{\rho t}{\sqrt{t} \cdot \sqrt{t}} = \frac{\rho t}{t} = \boxed{\rho}$$

Aussagen: The Brownian motion is a martingale

$$E[B(t) | \mathcal{F}(s)] = E[B(s) + B(t) - B(s) | \mathcal{F}(s)]$$

$$= E[B(s) | \mathcal{F}(s)] + E[B(t) - B(s) | \mathcal{F}(s)]$$

$$E[B(s) | \mathcal{F}(s)] = B(s)$$

$$E[B(t) - B(s) | \mathcal{F}(s)] = E[B(t) - B(s)] = 0$$

B is $(t-s)$ unabhängig von B in $(0, s)$

$$\Rightarrow E[B(t) | \mathcal{F}(s)] = B(s) \quad \text{ein Martingale}$$

Aussagen: Dürfen wir nun zeigen:

$$e^{B(t) - \frac{1}{2}t}$$

Nach: $E[e^{B(t) - \frac{1}{2}t} | \mathcal{F}(s)] =$

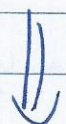
$$= E[e^{B(s) + (B(t) - B(s)) - \frac{1}{2}s - \frac{1}{2}(t-s)} | \mathcal{F}(s)] =$$

$$= e^{B(s) - \frac{1}{2}s} E[e^{B(t) - B(s) - \frac{1}{2}(t-s)} | \mathcal{F}(s)] =$$

Since $B(t) - B(s) \sim \text{Normal}(0, t-s)$

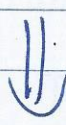
αν αφαιρέσουμε μι α ναω έρι έχουμε ναί,

normal, άρα $B(t) - B(s) - \frac{1}{2}(t-s) \sim N(-\frac{1}{2}(t-s), t-s)$



$$E \left[e^{B(t) - B(s) - \frac{1}{2}(t-s)} \right] = e^{E[B(t) - B(s) - \frac{1}{2}(t-s)] + \frac{1}{2} \text{Var}[B(t) - B(s) - \frac{1}{2}(t-s)]}$$

$$+ \frac{1}{2} \text{Var}[\dots] \leftarrow \text{αδίσιν} = e^{-\frac{1}{2}(t-s) + \frac{1}{2}(t-s)} = e^0 = 1$$



$$E \left[e^{B(t) - \frac{1}{2}t} \middle| \mathcal{F}(s) \right] = e^{B(s) - \frac{1}{2}s} \cdot 1 \Rightarrow$$

\Rightarrow martingale

$$Y(t) \sim N(t, \sigma^2)$$

$$E[e^{Y(t)}] = e^{t + \frac{1}{2}\sigma^2}$$

από ποσά ενίρι έσ.

Για να βρούμε mv $f(x, p)$ εφαρμόζουμε

ως είνι:

$$\left. \begin{array}{l} B(s) = x \\ B(t) = p \end{array} \right\} \Rightarrow \left. \begin{array}{l} B(s) = x \\ B(t) - B(s) = p - x \end{array} \right\} \Rightarrow$$

$$\Rightarrow \left. \begin{array}{l} B(s) = x \quad \sim N(0, s) \\ B(t-s) = p-x \quad \sim N(0, t-s) \end{array} \right\} \Rightarrow$$

$$f_s(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi s}} e^{-\frac{x^2}{2s}} \quad (2)$$

$$f_{t-s}(p-x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi(t-s)}} e^{-\frac{(p-x)^2}{2(t-s)}} \quad (3)$$

$$f_{t-s}(p-x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi(t-s)}} \cdot e$$

λόγω του stationary increment και independence

$$\Rightarrow f(x, p) = f_s(x) \cdot f_{t-s}(p-x) \quad (4)$$

$$(1)(2)(3)(4) \Rightarrow f_{s|t}(x|p) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sqrt{\frac{s(t-s)}{t}}} \cdot e^{-\frac{\left(x - \frac{sp}{t}\right)^2}{2 \frac{s(t-s)}{t}}}$$

$$\sim N\left(\frac{sp}{t}, \frac{s}{t}(t-s)\right)$$

Άσκηση [50] Βρείτε την κατανομή
 που ακολουθεί η $B(s)$ όταν $B(t) = \rho$,
 ρ δεδομένο και $t > s$.

Λύση: Ζητούμε την $\sigma.π.π$ της

$$B(s) = x \mid B(t) = \rho, \quad t > s$$

$$f_{s|t}(x|\rho) = \frac{f(x, \rho)}{f_t(\rho)} \quad \leftarrow \begin{array}{l} \text{η από κοινού} \\ \sigma.π.π. \end{array}$$

Γυμνάζουμε ότι: $B(t) \sim N(0, t) \Rightarrow$

$$\sigma.π.π \Rightarrow B(t) = f_t(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi t}} e^{-\frac{x^2}{2t}}$$

$$f_t(\rho) = \frac{1}{\sqrt{2\pi t}} \cdot e^{-\frac{\rho^2}{2t}} \quad (1)$$

Άσκηση: Εάν $\tilde{X}(t) = \mu t + \sigma B(t)$, βρείτε
 $E[X(t)]$, όπου $X(t) = e^{\tilde{X}(t)}$.

Άσκηση: Έστω $Y(t) = \mu t + \sigma B(t)$ και
 $X(t) = e^{Y(t)}$. Βρείτε: $E[X(t) | X(u)]$
όταν $0 \leq u \leq t$.

Άσκηση: Έστω $B(t)$ τυπική κίνηση Brown και
 $t_1, t_2 > 0$ δύο χρονικές στιγμές. Βρείτε
την κατανομή της κίνησης:

$$B(t_1) + B(t_1 + t_2).$$