

18 января 2014 года

$E(Y Z)$	$\frac{1}{3}$	$\frac{1}{3}$	4
$1_{Z=1}$	0	0	1
Z	2	2	1
Y	1	0	4
X	-1	0	2
$P(\cdot \cdot)$	0.1	0.2	0.7
$P(\cdot \cdot A)$	0	$\frac{0.2}{0.9}$	$\frac{0.7}{0.9}$
$Y \cdot 1_{Z=1}$	0	0	4

Событие $A = \{X > 0\}$

$$E(Y|A) = (0 \cdot 0.2 + 4 \cdot 0.7) / 0.9$$

$$E(Y|X) = X^2$$

Z принимает значение 1

$$E(Z|A) = (1 \cdot 0.2 + 1 \cdot 0.7) / 0.9 = 1$$

$$E(X) = -1 \cdot 0.1 + 0 \cdot 0.2 + 2 \cdot 0.7 =$$

$$= 0 \cdot -1 \cdot 0.1 + 1 \cdot 0.2 \cdot 0 + 1 \cdot 2 \cdot 0.7 = \\ = E(X \cdot 1_A)$$

$$E(Y|Z) = \begin{cases} 4, & \text{если } z=1 \\ \frac{1}{3}, & \text{если } z=2 \end{cases}$$

Условное математическое ожидание $E(Y|A)$ — среднее значение Y, если известно, что

Y- случайная величина
A- событие

$E(Y|A) = \text{const}$

$E(Y|X)$ — наилучший прогноз Y при известном X

Y- случайная величина

X- случайная величина

$E(Y|X)$ — случайная величина

Родственное определение (дискретной случайной)

Найдите $A, 1_A, 1 \{A\}$ — случайная величина, которая равна 1, если A произошло и 0 иначе

$$E(Y|A) = \frac{E(Y \cdot 1_A)}{P(A)}$$

Прл

Для дискретного случая

$$E(Y|Z) = \sum E(Y|Z=z) \cdot 1_{Z=z}$$

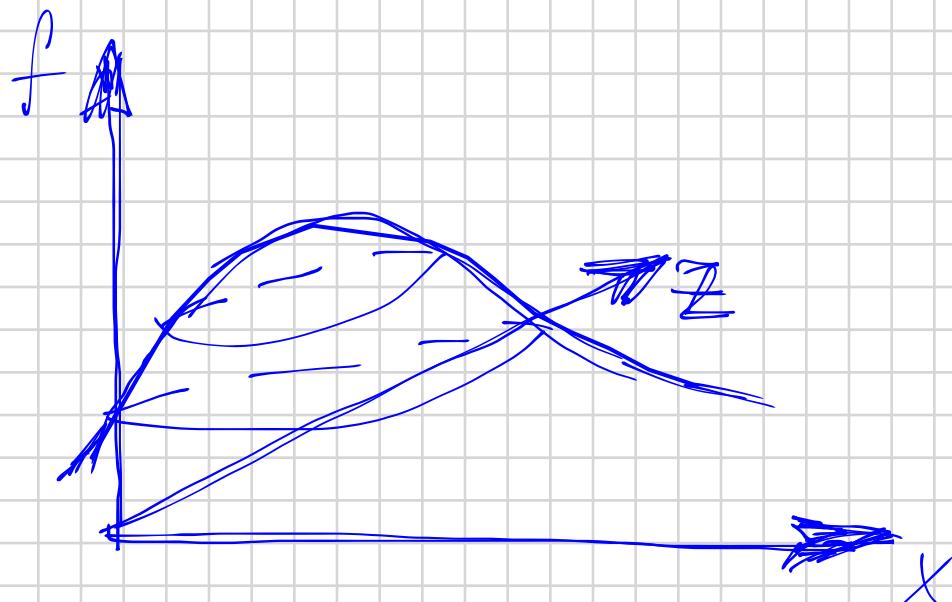
$$E(Y|Z) = 4 \cdot 1_{Z=1} + \frac{1}{3} \cdot 1_{Z=2}$$

E(Y|Z) ← ожид. берущ. величина Y

В непрерывном случае

 $f(x, z)$ — совместная ф. в. из x и z

$$P(X \in [x_0, x_1], Z \in [z_0, z_1]) = \int_{x_0}^{x_1} \int_{z_0}^{z_1} f(x, z) dx dz$$

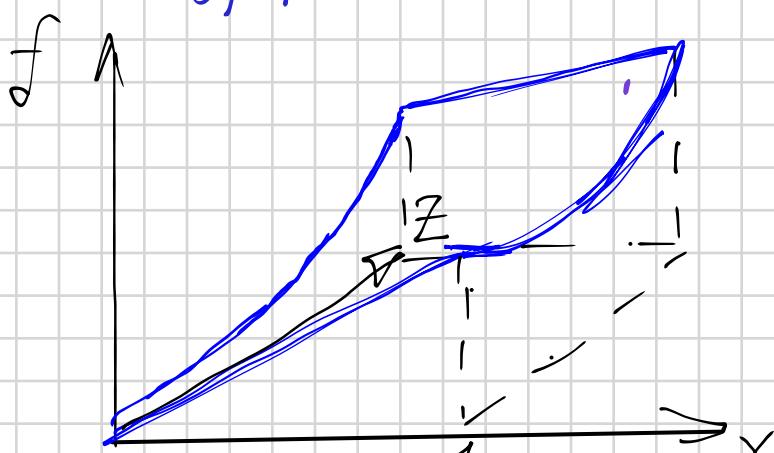
Совместная функция плотности
Графически

Испр. $E(Y|Z) = m(z)$, где $m(\cdot)$ исп-ся по $m(z) = E(Y|Z=z) = \int y \cdot f(y|z) dy = \int y \cdot \frac{f(y,z)}{f(z)} dy$

Испр.

$$f(x, z) = \begin{cases} x + \frac{3}{2} \cdot z^2, & x \in [0; 1] \\ 0, & y \in [0; 1] \end{cases}$$

Графически



Hausgabe

$$P(X \in [0; 0.5], Z > X)$$

$$E(Y), f(z), E(X|Z=z), E(X|Z)$$

$$\textcircled{1} P(X \leq 0.05, Z > X) = \int \left(\int_{x=0}^{z=1} x + \frac{3}{2} z^2 dz \right) dx =$$

$$= \int_{0.05}^{0.5} x \cdot z + \frac{3}{2} \cdot \frac{z^3}{3} \Big|_{z=x}^{z=1} dx = \int_0^{0.5} \left(x + \frac{3}{2} \cdot \frac{1}{3} \right) - \left(x + \frac{3}{2} \cdot \frac{x^3}{3} \right) dx =$$

$$= \int_0^{0.5} \left(x + \frac{1}{2} - x^2 - \frac{x^3}{2} \right) dx = \frac{x^2}{2} + \frac{1}{2}x - \frac{x^3}{3} - \frac{x^4}{8} \Big|_0^{0.5} =$$

$$= \frac{0.25}{2} + \frac{0.5}{2} - \frac{(0.5)^3}{3} - \frac{(0.5)^4}{8}$$

$$\textcircled{2} f(z) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x, z) dx$$

$$f(z) = \int_0^1 x + \frac{3}{2} z^2 dx = \frac{x^2}{2} + \frac{3}{2} z^2 \cdot x \Big|_0^1 = \frac{1}{2} + \frac{3}{2} z^2$$

$$\textcircled{3} f(x) = \int_0^1 x + \frac{3}{2} z dz = xz + \frac{3}{2} \cdot \frac{z^3}{3} \Big|_{z=0}^{z=1} = x + \frac{1}{2}$$

$$E(X) = \int_0^1 x \cdot f(x) dx = \int_0^1 x \left(x + \frac{1}{2} \right) dx = \frac{x^3}{3} + \frac{x^2}{2 \cdot 2} \Big|_0^1 =$$

$$= \frac{1}{3} + \frac{1}{4} = \frac{7}{12}$$

$$\textcircled{4} P(X=x | Z=z) = \frac{P(X=x, Z=z)}{P(Z=z)}$$

$$f(x, z) = \frac{x + \frac{3}{2} z^2}{\frac{1}{2} + \frac{3}{2} z^2} = \frac{2x + 3z^2}{1 + 3z^2}$$

$$z=0 \quad f(x|z) = 2x$$

$$z=\frac{1}{2} \quad f(x|z=\frac{1}{2}) = \frac{2x + \frac{3}{4}}{1 + \frac{3}{4}} = \frac{8x+3}{7}$$

$$z=1 \quad f(x|z=1) = \frac{2x+3}{9} = \frac{3}{4} + \frac{x}{2}$$

$$E(X|z) = f(z)$$

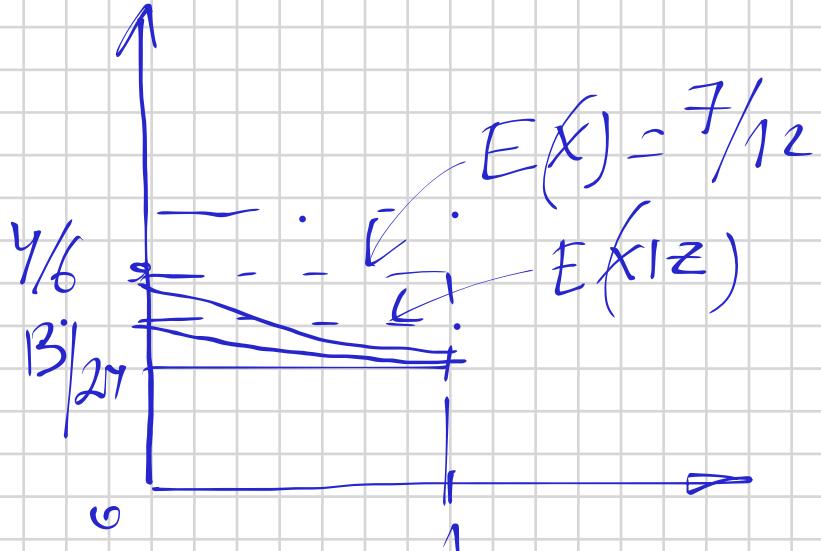
$$E(X|z) = \int_0^1 x \cdot f(x|z) dx = \int_0^1 x \cdot \frac{2x+3z^2}{1+3z^2} dx =$$

$$= 2 \frac{x^3}{3} + 3z^2 \frac{x^2}{2} \Big|_0^1 = \frac{2}{3} + \frac{3z^2}{2}$$

Kann obige $E(X)$ u. $E(X|Z)$?

$$E(X) = \frac{7}{12}$$

$$E(X|Z) = 1 + \frac{1/3}{1+3z^2} = 1 + \frac{1}{3+9z^2}$$



Definie förmlich Erwartungen bedingt

$$\textcircled{1} \quad E(f(x)|x) = f(x)$$

$$\textcircled{2} \quad E(Y|x) = E(Y), \text{ wenn } Y \text{ u. } X \text{ unabhängig}$$

$$\textcircled{3} \quad E(f(x) \cdot (Y|x)) = f(x) \cdot E(Y|x)$$

$$\textcircled{4} \quad E(E(Y|x)) = E(Y)$$

$$\textcircled{5} \quad E(E(Y|x,z)|x) = E(Y|x)$$

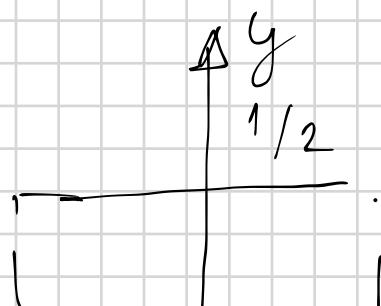
$$\textcircled{6} \quad E(Y_1 + Y_2|x) = E(Y_1|x) + E(Y_2|x)$$

$$E(a \cdot Y|x) = a \cdot E(Y|x) \quad a \in \mathbb{R}$$

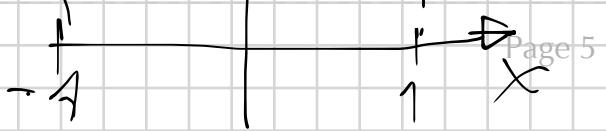
$$\textcircled{7} \quad \text{cov}(Y, f(x)) = \text{cov}(\hat{Y}, f(x)) \text{ gilt f } f \text{ R}$$

Ynp.

$$X \in \mathcal{V}[-1;1]$$



$$E(X) = 0$$



$$E(X^2 | X) = X^2$$

$$E(X | X^2) = \frac{1}{2}\sqrt{X^2} + \frac{1}{2}(-\sqrt{X^2}) = 0$$

$$E(X | X^2) = (X^2)^{1/2} = X$$

Биномиальное распределение

Если X -количество, которое при n одинаковых независимых испытаний, каждое из которых имеет вероятность p , то говорят, что X имеет биномиальное распределение $\text{Bin}(n, p)$.

$$P(X=k) = C_n^k \cdot p^k \cdot (1-p)^{n-k}$$

$$E(X) = n \cdot p \quad \text{Var}(X) = n \cdot p \cdot (1-p)$$

Упр.

Составить таблицу

X - количество ногтеподобных

Y - количество пухоморей

Z - мешков

	P
	0.3
	0.5
	0.2

$$E(X) = 10 \cdot 0.3 = 3$$

$$E(Y | X) = (10 - X) \cdot 0.6$$

$$E(X+Y | Z) = 10 - Z$$

$$E(X | X+Z) = X$$

$$E(Y | X+Z) = 10 - X - Z$$

$$E(X | X+Z) = (10 - Y) \cdot 0.6 = (10 - (10 - X - Z)) \cdot 0.6 = (X + Z) \cdot 0.6$$

Упр.

Само в классе получили оценки 3, 4, 5

C 3 4 5

$$\begin{array}{lll} P(.) & \frac{1}{3} & \frac{1}{3} \\ M & 3 & 4 & 5 \\ p(.) & \frac{1}{3} & \frac{1}{3} & \frac{1}{3} \end{array}$$

$$E(S|M) = E(S) = 4$$

$$E(S+M|M) = E(S|M) + E(M|M) = E(S) + M = 4 + M$$

$$E(M|S+M) = \frac{M+S}{2}$$

$$E(\max\{S, M\} | M) = \begin{cases} 5 & \text{even } M=5 \\ \frac{4+5}{2} & \text{even } M=4 \\ 3 & \text{even } M=3 \end{cases}$$

$$E(\max | M=5) = 5$$

$$E(\max | M=4) = \frac{2}{3} \cdot 4 + \frac{1}{3} \cdot 5 = 4 \frac{1}{3}$$

$$E(\max | M=3) = \frac{1}{3} \cdot 3 + \frac{1}{3} \cdot 4 + \frac{1}{3} \cdot 5 = 4$$

$$E(M | \max\{S, M\}) = \begin{cases} 3 & \text{even } M=3 \\ \frac{2+5}{2} & \text{even } M=4 \\ 5 & \text{even } M=5 \end{cases}$$

Ump.

Dann neueren wir X u Y

$$E(X)=0 \quad \text{Var}(X)=100$$

$$E(Y)=1 \quad \text{Var}(Y)=81 \quad \text{Cov}(X, Y) = -30$$

$$E(\hat{Y}^2) = 50 \quad E(\hat{X}^2) = 50$$

$$\text{Var}(\hat{Y}) = E(\hat{Y}^2) - (E(\hat{Y}))^2 = 50 - (E(\hat{Y}))^2 = 50 - 1 = 49$$

$$\text{Var}(\hat{X}) = E(\hat{X}^2) - (E(\hat{X}))^2 = 60 - 0 = 60$$

$$\text{Cov}(\hat{Y}, Y) = \text{Cov}(\hat{Y}, \hat{Y}) = \text{Var}(\hat{Y}) = 49$$

$$\text{Cov}(\hat{Y}, X) = \text{Cov}(Y, X) = -30$$

$$\begin{aligned} \text{Var}(Y - \hat{Y}) &= \text{Var}(Y) + \text{Var}(\hat{Y}) - 2\text{cov}(Y, \hat{Y}) = \text{Var}(Y) + \text{Var}(\hat{Y}) - \\ &- 2\text{cov}(\hat{Y}, Y) = \text{Var}(Y) + \text{Var}(\hat{Y}) - 2\text{Var}(\hat{Y}) = \text{Var}(Y) - \text{Var}(\hat{Y}) = \\ &= 81 - 49 = 32 \end{aligned}$$

$$\text{Var}(X - \hat{X}) = \text{Var}(X) - \text{Var}(\hat{X}) = 100 - 60 = 40$$

$$E(X - \hat{X}) = E(X) - E(\hat{X})$$

$$E(Y - \hat{Y}) = E(Y) - E(\hat{Y})$$

25 января 2013 года

$Y = X \cos(X) + e$, где X и e независимы $\text{cov}(h(x), f(e)) = 0$
 $e \sim N(2014, \sigma^2)$

Сгенерируем Y : $Y = [X \cos(X) + 2014] + [e - 2014]$

Найдите \hat{Y} для $E(Y|X)$ если и только если

$$Y = \hat{Y} + e, E(e) = 0, \text{cov}(e, f(X)) = 0 \quad \forall f$$

Ответ: $E(Y|X) = X \cdot \cos(X) + 2014$

Из Z_1 независимые случайные величины

$$Z_1 \sim N(2; 1) \quad Z_2 \sim U[0; 10] \quad Z_3 \sim N(-2; 1)$$

$$X = (Z_1 + Z_2)^2 + Z_3 \quad Y = (Z_1 + Z_2)^3 + Z_3$$

Найдите $E(X|Z_2)$ и $E(Y|Z_2)$

Рассматриваем X не как X , это $(Z_1 + Z_2)^2 + Z_3$ в ее окрестности

$$X = Z_1^2 + 2Z_1Z_2 + Z_2^2 + Z_3$$

$$\begin{aligned} E(Z_1^2 + 2Z_1Z_2 + Z_2^2 + Z_3 | Z_2) &= E(Z_1^2 | Z_2) + E(2Z_1Z_2 | Z_2) + \\ E(Z_2^2 | Z_2) + E(Z_3 | Z_2) &= E(Z_1^2) + 2Z_2 \cdot E(Z_1 | Z_2) + Z_2^2 + E(Z_3) = \\ &= 9 + 2Z_2 \cdot 2 + Z_2^2 + (-2) = Z_2^2 + 4Z_2 + 7 \end{aligned}$$

$$\downarrow \quad \text{Var}(Z_1) = E(Z_1^2) - (E(Z_1))^2 \Rightarrow E(Z_1^2) = 5 + 4 = 9$$

Марковские

Случайный процесс — упорядоченный набор случайных величин.

В дискретном времени

$$X_1, X_2, X_3$$

В непрерывном времени $\{X_t\} \quad t \in [0, +\infty)$

Процесс $\{X_t\}$ — это марковский, если:

если: $E(X_{t+s} | X_1, X_2, \dots, X_t) = X_t$

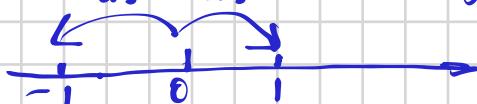
или: $E(X_{t+s} | \text{бс } X_t \in [0, t]) = X_t \quad \forall s \geq 0$

Симметрическое гауссовское

$E(Y|X)$ определено методом монте, когда $E(Y)$ существует,
Нельзя определить, что $E(X_t)$ потому что

Пример.

Симметрическое гауссовское сигнум (Symmetric Random Walk)



$\Delta_1, \Delta_2, \Delta_3, \dots$ независимы

$$X_0 = 0$$

$$X_{t+1} = X_t + \Delta_{t+1}$$

$$P(\dots) \begin{array}{c|c|c} \Delta_{t+1} & -1 & +1 \\ \hline 1/2 & & 1/2 \end{array}$$

$$\begin{aligned} E(X_{t+1} | X_1, \dots, X_t) &= E(X_t + \Delta_{t+1} | X_1, \dots, X_t) = \\ &= X_t + E(\Delta_{t+1} | \Delta_1, \Delta_1 + \Delta_2, \Delta_1 + \Delta_2 + \Delta_3, \dots, \Delta_1 + \Delta_2 + \dots + \Delta_t) = \\ &= X_t + E(\Delta_{t+1}) = X_t + 0 = X_t \end{aligned}$$

Как сделать ее нормальной?

Случай 1

Если $E(X_{t+1} | X_1, \dots, X_t) = X_t + m(t)$, то можем поделить
 преобразование $M_t = X_t - E(X_t)$

Пример.

Несимметрическое гауссовское сигнум



$$\left\{ \begin{array}{l} X_0 = 0 \\ X_{t+1} = X_t + \Delta_{t+1} \end{array} \right.$$

$$\left\{ \begin{array}{l} X_0 = 0 \\ X_{t+1} = X_t + \Delta_{t+1} \end{array} \right.$$

$$\begin{aligned} E(X_{t+1} | X_1, \dots, X_t) &= X_t + E(\Delta_{t+1}) = X_t + (1) \cdot \frac{1}{4} + 1 \cdot \frac{3}{4} = \\ &= X_t + \frac{1}{2} \end{aligned}$$

$$E(X_t) = E(\Delta_1 + \Delta_2 + \dots + \Delta_t) = \frac{1}{2} + \frac{1}{2} + \dots + \frac{1}{2} = t \cdot \frac{1}{2}$$

$$1 + 1 + \dots + 1$$

$$M_t = X_t - \frac{\epsilon}{2}$$

$$M_{t+1} = X_{t+1} - \frac{\epsilon+1}{2}$$

$$M_{t+1} = X_t + \Delta_{t+1} - \frac{t+1}{2} = X_t + \Delta_{t+1} - \frac{t}{2} - \frac{1}{2} = M_t + \Delta_{t+1} - \frac{1}{2}$$

$$\begin{aligned} E(M_{t+1} | M_1, \dots, M_t) &= E(M_t + \Delta_{t+1} - \frac{1}{2} | M_1, \dots, M_t) = M_t - \frac{1}{2} + E(\Delta_{t+1}) = \\ &= M_t - \frac{1}{2} + \frac{1}{2} = M_t \end{aligned}$$

Числовой пример

Многие называют преобразование $M_t = a^{X_t}$ где $a > 1$

$$M_t = e^{\lambda \cdot X_t}$$

Пример.

X_t - несущееся прибыльное движение

$$\left\{ \begin{array}{l} X_0 = 0 \\ X_{t+1} = X_t + \Delta_{t+1} \end{array} \right.$$

Найдем значение a , так что $M_t = a^{X_t}$ - слоупинг

$$E(M_{t+1} | M_1, \dots, M_t) = M_t$$

$$M_{t+1} : E(a^{X_{t+1}} | M_1, \dots, M_t) = M_t$$

$$E(a^{X_t + \Delta_{t+1}} | M_1, \dots, M_t) = M_t$$

$$E(a^{X_t} \cdot a^{\Delta_{t+1}} | M_1, \dots, M_t) = M_t$$

$$M_t \cdot E(a^{\Delta_{t+1}} | M_1, \dots, M_t) = M_t$$

$$E(a^{\Delta_{t+1}} | M_1, \dots, M_t)$$

↳ должно быть равно 1

↳ Δ_{t+1} не зависит от $\Delta_1, \dots, \Delta_t$

↳ M_1 зависит в исключении бирде Δ_1

$$E(a^{\Delta_{t+1}}) = 1$$

$$\frac{1}{4}a^{-1} + \frac{3}{4}a^1 = 1 \quad | \times 4a$$

$$1 + 3a^2 - 4a = 0$$

$$3a^2 - 4a + 1 = 0$$

$$a_1 = 1 \quad a_2 = \frac{1}{3}$$

Δ_{t+1}	a^{-1}	a^1
$P(-)$	$\frac{1}{4}$	$\frac{3}{4}$

$$\boxed{a_1 = 1 \quad M_t = 1^{x_t} = 1}$$

$$\boxed{a_2 = \frac{1}{3} \quad M_t = \left(\frac{1}{3}\right)^{x_t}}$$

Theorema Dyka (Doob's Theorem)

\tilde{t} -auxyaiñas beduruna $\tilde{t} \in \{0, 1, 2, 3\} \cup \{+\infty\}$

Случайная величина \tilde{v} наз-ся логистической оценкой ,
если значение от x_1, \dots, x_k соответствует v с вероятностью ,
определенной , что $\{\tilde{v} = t\}$

Exe 1) X_t - Martingale
+ measureable upgivnebulken

$$f_{\mathbf{m}_0} : E(x_i) = x_0$$

finnes

Важні вправи є ефективні

X_t - Ежесекундные B_{AC} на t -го изображения

Gmetris = 1 p-

$$X_0 = \text{loop}.$$

$$\text{Comparaison : } \tilde{\tau} = \min \left\{ \begin{array}{l} t \mid X_t = 1000 \text{ p.} \\ \text{mini } X_t = 0 \end{array} \right.$$

$$P(X_i = 1000) -$$

$$X_{\tilde{C}} = \begin{cases} 1000 & \leftarrow P \\ 0 & \leftarrow (1-P) \end{cases}$$

$$E(X_i) = 0 \cdot (1-p) + 1000 \cdot p = 100$$

$$P = 0.1 \quad (1 - P) = 0.9$$

$$\text{Problem: } P(X_2 = 1000) = 0.1$$

Yup.

Решение : 1... 36 + zero

$$X_0 = \$100$$

$$\tilde{\tau} = \min \left\{ t \mid X_t = 0 \right. \\ \left. \min X_t = 200 \right\}$$

Стоимость \$1 на красное

$$P(X_{\tilde{\tau}} = 200) - ?$$

Δt	-1	+1
	$\frac{19}{37}$	$\frac{18}{37}$
	$\frac{19}{37}$	$\frac{18}{37}$

Соответственно, M_t — не марматчал
главный максимум a , тогда

$$M_t = a^{X_t} \quad - \text{марматчал}$$

$$E(M_{t+1} | M_1, \dots, M_t) = M_t$$

$$E(a^{\Delta t+1}) = 1$$

$$E(a^{\Delta t+1}) = a^{-1} \cdot \frac{19}{37} + a^{+1} \cdot \frac{18}{37} = 1$$

$$19 + a^2 \cdot 18 = 37a$$

$$18a^2 - 37a + 19 = 0$$

$$a_1 = 1 \quad a_2 = \frac{19}{18}$$

$$M_t = \left(\frac{19}{18}\right)^{X_t} \quad - \text{марматчал}$$

$$\text{м. згтв: } E(M_{\tilde{\tau}}) = M_0 = \left(\frac{19}{18}\right)^{X_0} = \left(\frac{19}{18}\right)^{100}$$

$M_{\tilde{\tau}}$	1	$\left(\frac{19}{18}\right)^{200}$
$X_{\tilde{\tau}}$	0	200
$P(\cdot)$	$1-P$	P

$$E(M_{\tilde{\tau}}) = 1(1-P) + \left(\frac{19}{18}\right)^{200} P$$

$$(1-P) + P \cdot \left(\frac{19}{18}\right)^{200} = \left(\frac{19}{18}\right)^{100} \Rightarrow P = \frac{\left(\frac{19}{18}\right)^{100} - 1}{\left(\frac{19}{18}\right)^{200} - 1} = \frac{1}{\left(\frac{19}{18}\right)^{100} + 1} = 0.0044..$$

Классическая задача

(Теория о бесконечных однодиах)

"Обработка пакетами .B и .M" (дополнение: 33 байта + предикт)

Обработка пакетом пакетами нефакт, / наименование / сок.

P(рано или поздно пакетами .B и .M) - ?

E(i) - ?

i = момент окончания пакетами .B и .M

$$P(\text{".M" в первых трех ячейках}) = \left(\frac{1}{34}\right)^3 = \frac{1}{30240}$$

$$P(\text{не пакетами ".M": } 3 \cdot x \text{ ячейк}) = 1 - \left(\frac{1}{34}\right)^3$$

$$P(\text{никогда не пакетами auto ".M"}) = \left(1 - \left(\frac{1}{34}\right)^3\right) \cdot \left(1 - \left(\frac{1}{34}\right)^3\right) \cdot \left(1 - \left(\frac{1}{34}\right)^3\right) \cdot \left(1 - \left(\frac{1}{34}\right)^3\right) \approx 0$$

P(рано или поздно пакетами .B и .M) ≈ 1

В реале ".B и .M" содержит 2517633 байта

Обработка пакетами нефакт

i - первый момент времени, когда пакетами нефакт

E(i) - ?

Нужно учесть оба момента времени

M₀ = ... ?

$$E(M_0) = E(\dots) + E(i) = M_0$$

Грамотное выражение момента времени не обустроено

Каждый элемент списка все время на разных ячейках

оценив.

$$W_t \xrightarrow{\text{успех}} W_{t+1} = 34 \cdot W_t$$

$$W_t \xrightarrow{\text{не усп.}} W_{t+1} = 0$$

$W_t = 1$ — единственный трек имеет \$1

W_t — марматал, т.к.:

$$E(W_{t+1} | W_1, \dots, W_t) = \frac{1}{34} \cdot 34 \cdot W_t + \frac{33}{34} \cdot 0 = W_t$$

В Кантори можно времена к наше приходит 1 трек

Y_t — суммарное благосостояние всех треков

$$Y_t = W_{1t} + W_{2t} + W_{3t} + \dots + W_{tt}$$

Y_t — не марматал, т.к.:

$$E(Y_t) = E(W_{1t}) + \dots + E(W_{tt}) = t \cdot 1 = t$$

Делаем марматал из Y_t для обр. оценки: $M_t = Y_t - t$

но т.к. \tilde{v} : $E(M_t) = M_0 = 0$

$$E(M_t) = E(Y_t) - E(\tilde{v}) = 0$$

У всех треков одна и та же априорная: Несложимо ставить на баллы в такте:

МБОННИЙЛСН	АБРАКАДАБРА коад
1-й	АБРАКАДАБРА
2-й	АБРАКАДАБРА
3-й	АБРА А

$$Y_{\tilde{v}} = 34'' + 34'' + 34'$$

$$E(Y_{\tilde{v}}) - E(\tilde{v}) = 0$$

$$E(\tilde{v}) = 34'' + 34'' + 34 \approx 2.2 \text{ мерг. лм}$$

$$E(W_{B+M}) = 3^q^{2.5 \cdot 10^6} \approx \text{мено } 3 \text{ млн. рублей}$$

Генеральное броуновское движение

Случайный процесс W_t называется броуновским движением (Броуновским процессом), если:

1. $W_t = 0$
2. Стационарный процесс W_t непрерывно ($P=1$)
3. Изменение ($W_{t+s} - W_t$) не предсказуемо в предыдущих моментах времени независимо
4. Изменение ($W_{t+s} - W_t$) $\sim N(0; s)$



Быстро меняется
Независимо от прошлых
изменений

Упр.

Как распределено:

- | | |
|--------------------|-----------------------------|
| 1) $W_3 - W_2 - ?$ | 2) $W_{0.5} - W_{0.3} - ?$ |
| 3) $W_3 - ?$ | 4) $W_t - ?$ |
| 5) $W_1 + W_2 - ?$ | 6) $7W_7 + 0.3 W_{4.5} - ?$ |

- 1) $\sim N(0, 1)$
- 2) $\sim N(0; 0.2)$
- 3) $W_3 - 0 = W_3 - W_0 \sim N(0; 3)$
- 4) $W_t \sim N(0; t)$
- 5) $W_1 + W_2 \sim N(0; 5)$

$$E(W_1) = 0$$

$$\text{Var}(W_1) = 1$$

$$E(W_2) = 0$$

$$\text{Var}(W_2) = 2$$

$$\text{Cov}(W_1 - W_0; W_2 - W_1) = 0$$

$$\text{Cov}(W_1; W_2 - W_1) = 0$$

$$\text{Cov}(W_1; W_2) - \text{Cov}(W_1, W_1) = 0$$

$$\text{Cov}(W_1; W_2) - \text{Var}(W_1) = 0$$

$$\text{Cov}(W_1, W_2) = 1$$

$$\text{Cov}(W_s, W_t) = S, \text{ case } s < t$$

$$\begin{aligned} \text{Var}(W_1 + W_2) &= \text{Var}(W_1) + \text{Var}(W_2) + 2 \text{Cov}(W_1, W_2) = \\ &= 1 + 2 + 2 \cdot 1 = 5 \end{aligned}$$

$$E(W_1 + W_2) = E(W_1) + E(W_2) = 0 + 0 = 0$$

$$7W_7 + 0.3W_{4.5} = Z$$

$$\begin{aligned} \text{Var}(Z) &= \text{Var}(7W_7 + 0.3W_{4.5}) = 49 \text{Var}(W_7) + 0.09 \text{Var}(W_{4.5}) + \\ &+ 2 \cdot 7 \cdot 0.3 \text{Cov}(W_7, W_{4.5}) = 49 \cdot 7 + 0.09 \cdot 4.5 + 2 \cdot 7 \cdot 0.3 \cdot 4.5 \end{aligned}$$

D/3

Лямы и Тимус независимы от максимумов

$$P(\text{Лямы болезнен}) = 0.8$$

$$P(\text{Тимус болезнен}) = 0.1$$

$$P(\text{Наруш}) = 0.1$$

а) Независимы ли привычные симптомы от каждого из МПММ?

б) Вероятность, что Лямы болезн. сейчас нет - ?

X_t — разница (неделей г. Лямы - неделей г. Тимус)

$$X_{t+1} = X_t + \Delta_{t+1}$$

$$M_t = a^{X_t} + m. \text{Дата}$$

Что, если г. гриппа нет впереди?

$$E(\tilde{\epsilon}_{A \cap C}) = 34^4 \quad E(\tilde{\epsilon}_{AB \cap B}) = 34^2 + 34^4$$

Следует $E(\tilde{\epsilon}_{AB \cap B}) > E(\tilde{\epsilon}_{A \cap C})$?

01.02.14

Yatobras granepens

$$\text{Var}(Y|X) = E(Y^2|X) - (E(Y|X))^2 \leftarrow \text{algebraisch beweisen}$$

d.h. es ergibt sich aus X

Ergebnis:

$$\text{Var}(aY+b|X) = a^2 \text{Var}(Y|X)$$

$$\text{Var}(f(X)|X) = 0$$

$$\text{Var}(Y|X) = \text{Var}(Y), \text{ falls } X \text{ unabhängig von } Y$$

Übung:

$$E(W_{10}|W_5) = E(W_5 + (W_{10} - W_5)|W_5) = W_5 + E(W_{10} - W_5|W_5) = W_5 + \frac{E(W_{10} - W_5)}{E(W_{10} - W_5)} = W_5$$

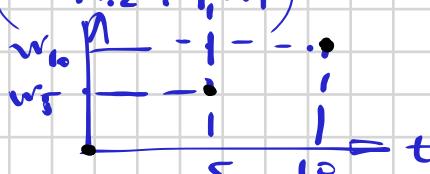
$$\text{Var}(W_{10}|W_5) = \text{Var}(W_5 + (W_{10} - W_5)|W_5) = \text{Var}(W_{10} - W_5|W_5) = \text{Var}(W_{10} - W_5) = 5$$

$$E(W_5|W_{10}) \leftarrow \text{Spurenzeit unberücksichtigt}$$

$$\text{Var}(W_5|W_{10})$$

$$Y_t = \begin{cases} t \cdot W_{10} & t > 0 \\ 0 & t = 0 \end{cases}$$

$$E(W_5|W_{10}) = E(5 \cdot Y_{1/5} | 10 \cdot Y_{1/10}) = E(5 \cdot Y_{0.2} | Y_{0.1}) = 5 \cdot E(Y_{0.2} | Y_{0.1}) = 5 \cdot Y_{0.1} = 5 \cdot 0.1 \cdot W_{10} = 0.5 W_{10}$$



$$\text{Var}(W_5|W_{10}) = \text{Var}(5 \cdot Y_{0.2} | 10 \cdot Y_{0.1}) = 5^2 \cdot \text{Var}(Y_{0.2} | Y_{0.1}) = 5^2 \cdot 0.1 = 2.5$$

Hydrocolea dentata Brugmansia glauca

$$\textcircled{1} P(W_t \text{ Bruga-Müller gesund} | \text{gigantischer Monat } q) = 1$$

$$\textcircled{1+} P(W_t \in \text{Rote Farbe} | \text{gigantischer Monat } q) = 1$$

② ⑪ + нічепенс: $P(W_t \in \text{кін. ло } \text{п} \text{у} \text{н} \text{е} \text{с} \text{е} \text{р} \text{е} \text{м} \text{0} \rightarrow \text{б} \text{и} \text{н} \text{е} \text{п} \text{е} \text{р} \text{е} \text{л} \text{а} [0; \epsilon]) = 1$ Page 17

③ Аналізованісін күнде не дінекесенген аятура (бұл мөнде аяқтады)

Анализуруекінің күндері

Негоризонталдык симметрия

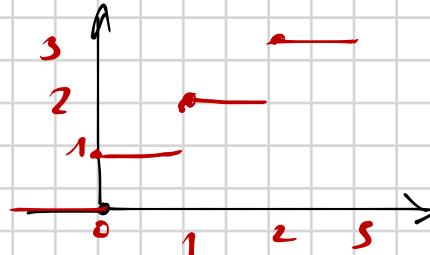
$\int_0^t f(S, w_s) dW_s$ - нынайыдағы $S \in [0, t]$ едән жаңа ажырақ
білдірілген S жағынан w_s , анықта $f(S, w_s)$

Тұрмысп.

$$\int_0^3 F \cdot dW_s = -F \cdot W_0 + FW_3$$

$$\int_0^3 f(t) dt = -w_0 - w_1 - w_2 + 3w_3 = 3w_3 - w_1 - w_2$$

$$f(t) = \begin{cases} 1, & \text{есең } t \in [0; 1] \\ 2, & \text{есең } t \in [1; 2] \\ 3, & \text{есең } t \in [2; 3] \\ 0 & \text{аңар} \end{cases}$$



Тұрмысп.

$$\int_0^3 f(t, w_t) dW_t = -1 \cdot w_0 + \underbrace{\left(1 - w_1^2\right)}_{\text{аңар}} \cdot w_1 + (w_1^2 - |w_1|) \cdot w_2 + |w_1| \cdot w_3$$

$$f(t, w_t) = \begin{cases} 1 & t \in [0; 1] \\ w_1^2 & t \in [1; 2] \\ |w_1| & t \in [2; 3] \\ 0 & \text{аңар} \end{cases}$$

$$\int_0^3 f(t, w_t) dW_t = -1 \cdot w_0 - 1 \cdot w_2 \cdot 1_{w_1 < 1} + 1 \cdot w_3 + 1 \cdot w_3 \cdot 1_{w_1 > 1}$$

$$f(w_t) = \begin{cases} 1 & t \in [0; 2] \\ 2 & \text{есең } w_1 < 1 \text{ және } t \in [2; 3] \\ 1 & \text{есең } w_1 \geq 1 \text{ және } t \in [2; 3] \\ 0 & \text{аңар} \end{cases}$$

Анализуруекінің күндері - суралған беріліске.
Күндерде 0.

Число: Оцисамо вероятното близину на коефициента c неизвестното болнестен бандажки.

Page 18

$$X \sim N(2; 15) \quad P(X > 2)$$

$$E(X) = 2$$

$$\text{Var}(X) = 15 = E(X^2) - (E(X))^2$$

$$E(X^2) = 15 + 2^2 = 19$$

Упр.

$$I = \int_0^t W_s \cdot dW_s \quad \text{на кашле}$$

Оцените $E(I)$? $\text{Var}(I)$? $P(I > 0)$? σ . моменати

Основни съществуващи оценки

$$\textcircled{1} \quad E\left(\int_0^t f(s, w_s) dw_s\right) = 0$$

$$\textcircled{2} \quad \text{Var}\left(\int_0^t f(s, w_s) dw_s\right) = \int_0^t E(f^2(s, w_s)) ds \quad \text{Но неявно}$$

$$\textcircled{3} \quad \int_0^t f_1(s, w_s) + f_2(s, w_s) dw_s = \int_0^t f_1(s, w_s) dw_s + \int_0^t f_2(s, w_s) dw_s$$

$$\textcircled{4} \quad \text{cov}\left(\int_0^t f_1 dw_s, \int_0^t f_2 dw_s\right) = \int_0^t E(f_1; f_2) ds \quad \text{Но неявно}$$

$$\textcircled{5} \quad I_t = \int_0^t f(s, w_s) dw_s - \text{это ядроинеал}$$

$$\text{б зачленено} \quad E(I_{t+s} | I_t) = I_t$$

$$\text{Var}\left(\int_0^t w_s dw_s\right) = \int_0^t E(w_s^2) ds = \int_0^t s ds = \frac{s^2}{2} \Big|_0^t = \frac{t^2}{2}$$

$$E(w_s^2) = \text{Var}(w_s) = \text{Var}(W_s - W_0) = s$$

Y_t - някои съществуващи

$$Y_t = Y_0 + \int_0^t f(s, w_s) ds + \int_0^t g(s, w_s) dw_s$$

\uparrow_{const}

Диспроцесов Y_t зустрічається випадок якщо:

$$dY_t = f(t, W_t) dt + g(t, W_t) dW_t$$

! тає сингулярне об'єднання $dY_t \cdot dW_t$ не єсуществене

Недавно Y_t є випадок якщо:

Сам $X_t = f(t, W_t)$ є $f(t, x)$ - підмножина \mathbb{R} , та f'_t - неперервна
 f''_{xx} - неперервна, та $dX_t = f'_t dt + f'_x dW_t + \frac{1}{2} f''_{xx} dt$

Упр.

$$Y_t = W_t^2 \quad f(t, x) = x^2$$

$$dY_t = 0 \cdot dt + 2W_t \cdot dW_t + \frac{1}{2} \cdot 2 dt$$

$$Y_t = Y_0 + \int_0^t 2W_s dW_s + \int_0^t 1 \cdot ds$$

$$W_t^2 = W_0^2 + 2 \cdot \int_0^t W_s dW_s + t$$

$$\int_0^t W_s dW_s = \frac{W_t^2 - W_0^2 - t}{2}$$

Дж.

$$Y = (Z_1 + Z_2)^3 + Z^3$$

$$E(Y|Z_2) = E(Z_1^3) + 27Z_2 + 6Z_2^2 + Z_2^3 - 2$$

$$E(Z_1) = E \quad \leftarrow \quad E((2 + \tilde{Z})^3) = E(8 + 3\tilde{Z}^3 +$$

$$Z_1 = 2 + \underbrace{N(0, 5)}_{\tilde{Z}}$$

Доведення

Упр.

Доведення недавно Y_t є випадок якщо X_t має неперервну

$$a) \quad Y_t = W_t^2 - t \quad f(t, x) = x^2 - t$$

$$dY_t = -1 dt + 2W_t \cdot dW_t + \frac{1}{2} \cdot 2 dt$$

Доведення

$$dY_t = \int_0^t dW_s dW_s$$

$$Y_t = Y_0 + \int_0^t dW_s dW_s - \text{Марматрал}$$

b) $Y_t = W_t^3 \quad f(t, x) = x^3$

$$dY_t = 3W_t^2 dW_t + \frac{1}{2} 6W_t dt$$

$$Y_t = Y_0 + \int_0^t 3W_s ds + \int_0^t 3W_s^2 dW_s - \text{не марматрал}$$

Процес X_t є бінормальний, тому якщо використати

$$Y_t = Y_0 + \int_0^t g(t, W_s) dW_s$$

c) $Y_t = e^{W_t} \quad f(t, x) =$

$$dY_t = 0 \cdot dt + e^{W_t} dW_t + \frac{1}{2} \sigma^2 e^{W_t} dt$$

$$Y_t = Y_0 + \int_0^t e^{W_s} dW_s + \frac{1}{2} \int_0^t \sigma^2 e^{W_s} ds - \text{не марматрал}$$

d) $Y_t = e^{t/2} \cdot \cos W_t \quad f(t, x) = e^{t/2} \cdot \cos x$

$$dY_t = \frac{1}{2} e^{t/2} \cdot \cos W_t dt + (-\sin W_t) \cdot e^{t/2} dW_t - \frac{1}{2} \cos W_t \cdot e^{t/2} dt$$

$$dY_t = -\sin W_t \cdot e^{t/2} dW_t$$

$$Y_t = Y_0 + \int_0^t -\sin W_s e^{s/2} dW_s$$

e) $Y_t = e^{-2\mu W_t + \mu^2 t} = e^{-2\mu W_t} \cdot e^{\mu^2 t}$

$$dY_t = e^{-2\mu W_t} \cdot \mu^2 \cdot e^{\mu^2 t} dt + e^{\mu^2 t} \cdot (-2\mu) \cdot e^{-2\mu W_t} dW_t - \frac{1}{2} \cdot 2\mu e^{\mu^2 t} (-2\mu) \cdot e^{-2\mu W_t}$$

$$Y_t$$

Теорема Ітсандж

Сам W_t - це незалежне броунівське збурення описуване відповідною ρ та $W_t = \tilde{W}_t + \mu \cdot t$, то цим же відповідно \tilde{W}_t описується компонентою \tilde{W}_t - броунівське збурення

Пример.

X	-1	3
P	0.5	0.5
\tilde{P}	0.25	0.25

$$E_p(X) = \dots = 1$$

если же мы имеем \tilde{P} , то $E_p(X) = 0$?

W_t - броуновское движение

$$W_t \sim N(0; t)$$

$$\tilde{W}_t = W_t \cdot \sqrt{2} \cdot t$$

$$\tilde{W}_t \sim N(0; t)$$

$$\tilde{W}_t \sim N(0; t)$$

Модель Бакка-Могера

Активы Цена

Активы

S_t

$$dS_t = \mu \cdot S_t dt + \sigma S_t dW_t \quad S_t = S_0 \cdot e^{(\mu - \frac{\sigma^2}{2})t + \sigma W_t}$$

Облигации B_t

$$dB_t = r \cdot B_t dt$$

$$B_t = e^{rt} \cdot B_0$$

Упр.

Бумаги S_t и облигации B_t в линии вея

$$\frac{dB_t}{dt} = r \cdot B_t$$

$$\int \frac{dB_t}{B_t} = \int r \cdot dt$$

$$\ln B_t = r \cdot t + c$$

$$B_t = e^{rt} \cdot e^c$$

$$(B_t = e^{rt} \cdot B_0)$$

Несколько упр. 2 (бизнес. прикл.)

Если $Y_t = f(t, X_t)$ и $dX_t = A_t \cdot dt + B_t \cdot dW_t$

и f'_t, f''_{xx} - непр., то $dY_t = f'_t dt + f'_x dX_t + \frac{1}{2} f''_{xx} \cdot B_t^2 \cdot dt$

Пример.

$$Y_t = \ln S_t \quad dS_t = \mu \cdot S_t \cdot dt + \sigma \cdot S_t dW_t$$

$$dY_t ?$$

$$dY_t = 0 dt + \frac{1}{S_t} dS_t + \frac{1}{2} \cdot \left(\frac{1}{S_t^2} \right) \cdot \sigma^2 S_t^2 dt = \frac{1}{S_t} \cdot (\mu S_t dt + \sigma S_t dW_t) -$$

$$-\frac{1}{2} \tilde{\sigma}^2 dt = \left(\mu - \frac{\tilde{\sigma}^2}{2}\right) dt + \tilde{\sigma} dW_t = dY_t$$

$$Y_t = Y_0 + \int_0^t \mu - \frac{\tilde{\sigma}^2}{2} dS + \int_0^t \tilde{\sigma} dW_S$$

$$Y_0 = \ln S_0$$

$$Y_t = \ln S_0 + \left(\mu - \frac{\tilde{\sigma}^2}{2}\right) \cdot t + \tilde{\sigma} \cdot W_t$$

$$S_t = S_0 \cdot e^{\left(\mu - \frac{\tilde{\sigma}^2}{2}\right) \cdot t + \tilde{\sigma} \cdot W_t}$$

Упр.

$$X_T = \begin{cases} 1 & \text{если } S_T \geq 100 \\ 0 & \text{если } S_T < 100 \end{cases}$$

Прим. Зависимость хипотезы активов на комбинацию активов и облигаций такая же, как и для: зависящий от времени бывшего погашения остатка хипотезы актива.

Портфель динамического менеджмента

N_t - дол. в акции

X_t - остаток портфеля

$$dX_t = N_t \cdot dS_t + \frac{X_t - N_t \cdot S_t}{B_t} \cdot dB_t$$

$X_t \uparrow$ стоим. по акции $N_t \cdot S_t$

$X_t \rightarrow$ стоим. по облигации $X_t - N_t \cdot S_t$

N_t

$$\frac{X_t \cdot N_t \cdot S_t}{B_t}$$

$$dX_t = N_t \cdot \mu S_t dt + N_t \cdot \tilde{\sigma} S_t dW_t + (X_t - N_t \cdot S_t) \gamma dt$$

Упр.

Найдите $d(e^{-rt} \cdot X_t)$

X_t - остаток портфеля в t

$Z_t = e^{-rt} \cdot X_t$ - геометрический остаток портфеля в t к моменту $t=0$

$$Z_t = e^{-rt} X_t$$

$$dZ_t = -e^{-rt} X_t dt + e^{-rt} X_t \cdot \tilde{\sigma} dW_t + e^{-rt} \gamma dt$$

$$dI_t = -r \cdot e^{rt} x_t dt + e^{rt} dx_t + \frac{1}{2} \cdot \sigma^2 \dots = dt \cdot [-rx_t + e^{rt}] + dW_t \cdot e^{rt} N \cdot \sigma \cdot S_t =$$

$$(N_t \mu S_t + (x_t - N_t S_t) r) \Big] + dW_t \cdot e^{rt} N \cdot \sigma \cdot S_t = \\ = dt \cdot e^{rt} N_t \cdot S_t (\mu - r) + e^{rt} N_t S_t \cdot \sigma dW_t = \\ = e^{rt} N_t S_t \sigma \left(dW_t + \frac{\mu - r}{\sigma} dt \right)$$

W_t - броуновское г.е

$$d(e^{-rt} X_t) = e^{-rt} N_t S_t \sigma d\tilde{W}_t$$

$$\tilde{W}_t = W_t + \frac{\mu - r}{\sigma} t$$

$$d\tilde{W}_t = \frac{\mu - r}{\sigma} \cdot dt + 1 \cdot dW_t$$

Однородно неравномерное распределение \tilde{P}

$$Z_t = e^{-rt} X_t = Z_0 + \int_0^t e^{-ru} N_u \cdot S_u \sigma d\tilde{W}_u - \text{направленное}$$

$$E_{\tilde{P}}(Z_t | Z_0) = Z_0$$

$$X_t = e^{-rt} E_{\tilde{P}}(X_t | X_0)$$

$$E_{\tilde{P}}(e^{rt} \cdot X_t | X_0) = X_0$$

$$E_{\tilde{P}}(Z_t | Z_0) = Z_0$$

$$① X_0 = e^{-rt} E_{\tilde{P}}(X_t | X_0)$$

$$S_t = S_0 \cdot \left(e^{(r-\frac{\sigma^2}{2})t + \sigma \tilde{W}_t} \right)$$

$$② \int_t^T S_u du = S_0 \cdot \int_0^T e^{(r-\frac{\sigma^2}{2})t + \sigma \tilde{W}_t} dt$$

$$\tilde{W}_t = W_t + \frac{\mu - r}{\sigma} t$$

$$W_t = \tilde{W}_t + \frac{r - \mu}{\sigma} t$$

Пример.

$$X_T = \ln S_T$$

$$X_0 = e^{-rt} \cdot E_{\tilde{P}}(\ln S_T | X_0) = e^{-rt} \cdot E_{\tilde{P}}(\ln(S_0 e^{(r-\frac{\sigma^2}{2})T + \sigma \tilde{W}_T}) | X_0) =$$

$$= e^{-rt} \cdot E_{\tilde{P}}(\ln S_0 + (r - \frac{\sigma^2}{2})T + \sigma \tilde{W}_T) = e^{-rt} \cdot \left(\ln S_0 + \left(r - \frac{\sigma^2}{2} \right) T \right)$$

Пример

$$X_T = \begin{cases} 1, & \text{если } S_T \geq 100 \\ 0, & \text{если } S_T < 100 \end{cases}$$

$$X_0 = e^{-rt} \cdot E_{\tilde{P}}(X_T) = e^{-rt} \cdot \tilde{P}(S_T \geq 100) = e^{-rt} \cdot \tilde{P}(S_0 \cdot e^{(r-\frac{\sigma^2}{2})T + \sigma \tilde{W}_T} \geq 100)$$

$$S_0 \cdot e^{(r - \frac{\sigma^2}{2})T + \sigma \tilde{W}_T} > 100$$

$$\ln S_0 + \left(r - \frac{\sigma^2}{2}\right)T + \sigma \tilde{W}_T > \ln 100$$

$$\tilde{W}_T > \frac{\ln 100 - \ln S_0 - \left(r - \frac{\sigma^2}{2}\right)T}{\sigma} = a$$

$$\tilde{P}(\tilde{W}_T > a) = \tilde{P}(\tilde{W}_T \leq -a) = \tilde{P}\left(\frac{\tilde{W}_T}{\sqrt{T}} \leq -\frac{a}{\sqrt{T}}\right) = \underbrace{\tilde{P}(N(0;1) \leq -\frac{a}{\sqrt{T}})}_{\text{Umform}}$$

A3

$$E(e^{\sigma W_t}) = e^{\frac{\sigma^2}{2} \cdot t} \quad \leftarrow \text{Dokazam}$$

$$Y_t = e^{\sigma W_t} \cdot e^{-\frac{\sigma^2}{2} \cdot t}$$

* Stanovne dY_t

* Mjerni vrem uo jino?

* Y_0 ?

* jnas, kdo je mjeri u vrem $E(Y_t) = Y_0$

Stanovne $E(e^{\sigma W_t}) = ?$

Y_0 .

$$X_T = \frac{1}{S_T}$$

$$X_0 = e^{-rt} \cdot E \tilde{P}\left(\frac{1}{S_T}\right) = e^{-rt} \cdot E \tilde{P}\left(\frac{1}{S_0 \exp\left(r - \frac{\sigma^2}{2}\right) T + \sigma \tilde{W}_T}\right) =$$

$$= e^{-rt} \cdot \frac{1}{S_0} \cdot E \tilde{P}\left(\exp\left(\frac{\sigma^2}{2} - r\right) \cdot T - \sigma \tilde{W}_T\right) =$$

$$= e^{-rt} \cdot \frac{1}{S_0} \cdot E \tilde{P}\left(e^{\left(\frac{\sigma^2}{2} - r\right)T} \cdot e^{-\sigma \tilde{W}_T}\right) =$$

$$= e^{-rt} \cdot \frac{1}{S_0} \cdot e^{\left(\frac{\sigma^2}{2} - r\right)T + \frac{\sigma^2}{2}}$$

$$= \boxed{\frac{1}{S_0} \cdot e^{rT - \frac{\sigma^2}{2}T}} \quad \text{Anteim}$$