

Лекция 1

Реальное явление Математическая модель Выводы в рамках модели

сопоставление

Этапы развития теории вероятностей

- I. $P(A)$ - вероятности некоторых событий
- II. $X=X(\omega)$ - случайные величины
- III. В математической модели эксперимента введен фактор времени

Из истории теории вероятностей:

1827 Открытие Броуна движения частиц пылицы в капле воды

...

1900

...

1997 Нобелевская премия по экономике вручена Мертону и Шоухсу

...

В курсе в основном изучаются непрерывные, но нигде не дифференцируемые функции. Например, траектория броуновской частицы.

Мы находимся в рамках (Ω, \mathcal{F}, P)

Опр.: *Случайный элемент* - функция $X: \Omega \rightarrow S$, которая является $\mathcal{F} | \mathcal{B}$ -измеримым. (Т.е. $\forall B \in \mathcal{B} \ x^{-1}(B) = \{ \omega : X(\omega) \in B \} \in \mathcal{F}$)

Если M - некоторая система подмножеств S , то $\sigma(M)$ - это наименьшая σ -алгебра (с единицей S), которая содержит M .

S - метрическое пространство. $\mathcal{B}(S) = \sigma\{\text{открыт. мн-ва } S\}$

Упражнение. S - сепарабельное метрическое пространство, тогда $\mathcal{B}(S) = \sigma(\text{открытых шаров}) = \sigma(\text{замкнутые шары})$

Л Е М М А. Пусть $X: \Omega \rightarrow S$. Пусть M - некоторая система подмножеств S . Введем в Ω σ -алгебру $\mathcal{A} = X^{-1}(\sigma\{M\})$. Тогда X является $\mathcal{A} | \sigma\{M\}$ - измеримым отображением.

Доказательство.

- o $\mathcal{D} := \{ D \subset S : X^{-1}(D) \in \mathcal{A} \}$ - σ -алгебра. $M \subset \mathcal{D}$ •

Следствие.

Пусть $X: \Omega \rightarrow S$, $\mathcal{B} = \sigma\{M\}$, $(X: (\Omega, \mathcal{F}) \rightarrow (S, \mathcal{B}))$, тогда $X \in \mathcal{F} | \mathcal{B}$, если $X^{-1}(M) \subset \mathcal{F}$, т.е. $X^{-1}(B) \in \mathcal{F} \ \forall B \in M$

То есть достаточно проверить на множествах, порождающих σ -алгебру. (Т.е. на более "скудной" совокупности множеств.)

Измеримые отображения позволяют "перекинуть" меру с одного пространства на другое.

Опр.: *Распределением случайного элемента* $X: \Omega \rightarrow S$ ($X \in \mathcal{F} | \mathcal{B}$) называется мера $P_x(B) := P(X^{-1}(B))$. Т.е. возникает мера на (S, \mathcal{B})

Изучение вероятностных мер на пространстве (S, \mathcal{B}) и изучение распределений случайных элементов по сути одно и то же.

Л Е М М А. Пусть Q - вероятностная мера на (S, \mathcal{B}) . Тогда $\exists(\Omega, \mathcal{F}, P)$ и случайный элемент $X: \Omega \rightarrow S$, такой что $P_x = Q$.

Доказательство.

○ Возьмем $\Omega = S$, $\mathcal{F} = \mathcal{B}$, $P = Q$, $X = I$ (тождественное) •

Опр.: Пусть $(S_t, \mathcal{B}_t)_{t \in T}$ - семейство измеримых пространств. *Случайной функцией* [заданной на Ω и T] называется семейство случайных элементов $X = \{X(t, \omega), t \in T, \omega \in \Omega\}$

$X_t : \Omega \rightarrow S_t, \forall t \in T$, являются $\mathcal{F} | \mathcal{B}_t$ - измеримыми

Наиболее важный случай, когда $S_t = S, \mathcal{B}_t = \mathcal{B}$

$X = X(t, \omega), t \in T, \omega \in \Omega$

- при каждом фиксированном t X - случайная величина

- по традиции аргумент ω в записи случайного процесса опускается, а пишется $X(t)$ или X_t



Опр.: Функция $X(\cdot, \omega)$ при фиксированном ω называется *траекторией* (реализацией или выборочной функцией).

Если $T \subset \mathbf{R}^d$, то говорят о случайных полях

Опр.: *Системы множеств* $M_1, \dots, M_n \subset \mathcal{F}$ называются *независимыми* (в совокупности), если выполняется $\forall A_1 \in M_1, \dots, A_n \in M_n P(A_1, \dots, A_n) = P(A_1) \cdot \dots \cdot P(A_n)$.

Семейство подмножеств $M_t, t \in T$ называется независимым, если $\forall n \geq 2 \forall t_1, \dots, t_n \in T, M_{t_1}, \dots, M_{t_n}$ - независимые системы.

Опр.: *Случайные элементы* X_1, \dots, X_n называются *независимыми* (в совокупности), если независимы σ -алгебры $\sigma\{X_1\}, \dots, \sigma\{X_n\}$. ($\sigma\{X_1\} = \{X^{-1}(B), B \in \mathcal{B}_1\}$)

X_1, X_2, \dots независимые действительные случайные величины. (Ω, \mathcal{F}, P) .

Опр.: *Функциями распределения* X_n называется $F_{X_n}(x) = P(\omega : X_n(\omega) \leq x)$. Далее мы будем отождествлять запись P_x и F_x

Возьмем $\Omega = [0,1]$, $\mathcal{B} = \mathcal{B}([0,1])$, $P = \mu$ (мера Лебега). $\mu([a,b]) = b - a$.

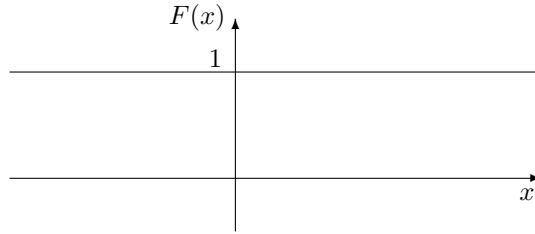
$\omega \in [0,1]$

Рассмотрим $\omega = \sum_{k=1}^{\infty} a_k(\omega)2^{-k}$, $a_k = 0$ или 1 . Если запись неоднозначна, то выбираем бесконечную последовательность нулей.

Легко проверить, что a_1, a_2, \dots - независимые случайные величины $P(a_n=0) = P(a_n=1) = 1/2$ (*)

Обратно. Если a_1, a_2, \dots - независимые случайные величины, такие что справедливо (*), то $\xi(\omega) = \sum_{k=1}^{\infty} a_k(\omega)2^{-k}$ является равномерно распределенной величиной на $[0,1]$. Если F - функция распределения, то введем $F^{inv}(x) = \inf\{y : F(y) > x\} \forall x \in [0,1]$

От слова invert.



Положим $X(\omega) = F^{inv}(\xi(\omega))$, где ξ - равномерно распределена на $[0,1]$ (т.е. $\sim R[0,1]$). Тогда $P(F^{inv}(\xi) \leq z) = P(\xi \leq F(z)) = F(z)$, т.к. ξ - равномерно распределена $\forall z \in \mathbf{R}$.

Итак, берем разложение $\omega = \sum_{k=1}^{\infty} a_k(\omega)2^{-k}$, $\omega \in [0,1]$

Записываем a_k в виде матрицы

$$\begin{matrix} a_1 & a_3 & a_4 & \dots \\ a_2 & a_5 & a_9 & \dots \\ a_6 & a_8 & \dots & \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots \end{matrix}$$

$$\begin{matrix} b_{11} & b_{12} & b_{13} & \dots \\ b_{11} & b_{12} & b_{13} & \dots \\ b_{11} & b_{12} & b_{13} & \dots \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots \end{matrix}$$

Обозначим за b_{nk} элемент стоящий на (n,k) месте

Обходим бесконечную матрицу от b_{11} к b_{21} , потом к b_{12} по диагонали и т.д., так мы обойдем все элементы матрицы. Введем $\xi_n(\omega) = \sum_{k=1}^{\infty} b_{nk}(\omega)2^{-k}$ - независимые равномерно-распределенные случайные величины $X_n(\omega) =$

$$F_n^{inv}(\xi_n(\omega))$$

Упражнение. $X_t, t \in T$ на $[0,1]$ нельзя построить континуальное семейство независимых случайных величин с заданными функциями распределениями

Т Е О Р Е М А. (Ломницкий-Улам)

Пусть $(S_t, \mathcal{B}_t)_{t \in T}$ - любое семейство измеримых пространств. Пусть Q_t - вероятностная мера на (S_t, \mathcal{B}_t) . Тогда $\exists(\Omega, \mathcal{F}, P)$ и семейство независимых случайных элементов $X_t : \Omega \rightarrow S_t \mathcal{F} | \mathcal{B}_t$ -измеримо.

Без доказательства.

Примеры

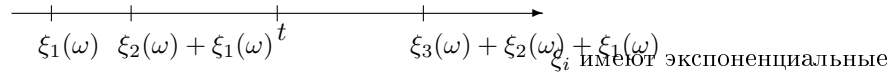
1. Случайное блуждание.

ξ_1, \dots - последовательность независимых одинаково распределенных действительных случайных величин. $S_n = \sum_{k=1}^n \xi_k, S_0 = 0$

2. Процесс восстановления.

ξ_1, \dots - н.о.р.с.в. (здесь и далее: независимые одинаково распределенные величины (-а))

$X_0 = 0$ и для $t > 0$ положим $X_t(\omega) = \max\{n : \sum_{k=1}^n \xi_k(\omega) \leq t\}$

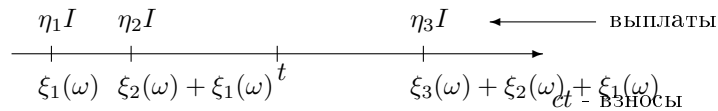


распределения. Мы видим, что меньше t только две случайные величины, т.е. $X_t(\omega)$. Например, восстановление сгоревших лампочек за время t . Кстати, $X_n(\omega) \leq \infty$ (с вероятностью 1). y_0 - начальный капитал. ct - взносы. $\{\eta_i\}$ - н.о.р. $\{\xi_i\}$ и $X_t(\omega)$ - из прошлого примера

3. Модель Крамера-Лундберта.

$$Y_t = y_0 + ct - \sum_{j=1}^{X_t(\omega)} \eta_j(\omega)$$

$t \geq 0, \{\xi_j\}$ и $\{\eta_j\}$ - независимы. (Модель страхования)



4. Эмпирические меры

ξ_1, \dots - н.о.р. векторы в \mathbf{R}^m .

$$P_n^*(B, \omega) = 1/n \sum_{k=1}^n I_B(\xi_k(\omega))$$

B - борелевское множество в \mathbf{R}^m . $P_n^*(B, \omega)$ - случайный процесс.

5. Пуассоновские случайные меры.

(S, \mathcal{B}) , ξ_1, \dots - н.о.р. со значениями в S , λ - конечная мера на (S, \mathcal{B}) . Введем случайный процесс $Y \sim Pois(\lambda(s))$, Y и $\{\xi_k\}$ независимы

Y и ξ_k могут принимать значения в разных пространствах

$$Z(B, \omega) := \sum_{k=1}^{Y(\omega)} I_B(\xi_k(\omega))$$

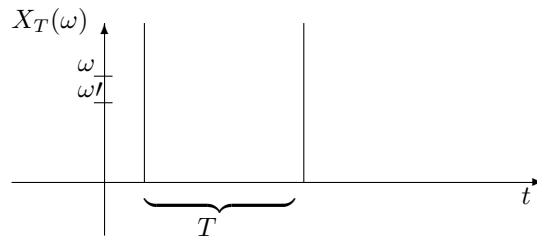
- пуассоновская случайная мера.

Задачи.

1. Построить график модели Крамера-Лундберта.
2. Пусть $B_1, \dots, B_r \subset \mathbf{R}^m$. $B_i \cap B_j = \emptyset$
 - а) $Z(B_1), \dots, Z(B_r)$ - независимы
 - б) $Z(\cdot, \omega)$ - целочисленная мера при ω фиксированном
 - в) $Z(B) \sim Pois(\mu(B))$
3. $\xi = (\xi_1, \dots, \xi_n) \sim N(aI, C)$
 - \Updownarrow
 - $\forall c \in \mathbf{R}^n, (\xi, \cdot) \sim N(\cdot, \cdot)$

Лекция 2

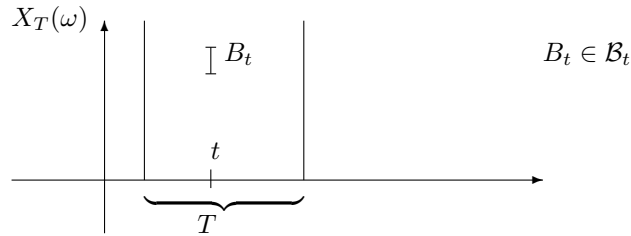
На (Ω, \mathcal{F}, P) рассмотрим семейство случайных величин $X = \{X_t, t \in T\}$
 $X_t : (\Omega, \mathcal{F}, P) \rightarrow (S_t, \mathcal{B}_t)$



Случайный процесс порождает отображение $\mathbf{X}(\omega) : \omega \rightarrow X(\cdot, \omega)$ ($\mathbf{X} : \Omega \rightarrow S_T$, где $S_T = \otimes_{t \in T} S_t$ - множество траекторий. $X(\cdot, \omega)$ - траектория при фиксированном ω).

ω - фиксирована \Rightarrow траектория, если фиксируем ω' , то другая траектория.

Опр.: $C_T(t, B_t) = \{y \in S_T : y_t \in B_t\}$ - множество называется *элементарным цилиндром*. Другими словами, мы рассматриваем все функции, в заданный момент T , которые в фиксированный момент времени t проходят через "ворота" B_t .



Рассмотрим $\mathcal{B}_T := \sigma\{\text{элементарных цилиндров}\}$. Легко заметить, что отображение $\mathbf{X}(\omega) : \Omega \rightarrow S_T$ является $\mathcal{F}|\mathcal{B}_T$ - измеримым. Докажем этот отдельный факт.

Доказательство.

Возьмем элементарный цилиндр $C_T(t, B_t)$.

$$\begin{aligned} \mathbf{X}(\omega)^{-1}(C_T(t, B_t)) &= \\ \{\omega : \mathbf{X}(\omega) \in C_T(t, B_t)\} &= \\ = \{\omega : X_t(\omega) \in B_t\}, & \\ \text{но } X_t(\omega) \text{ - случайная величина при каждом } t &\Rightarrow \mathbf{X}(\omega)^{-1}(C_T(t, B_t)) = \\ = \{\omega : X_t(\omega) \in B_t\} \in \mathcal{F} \bullet & \end{aligned}$$

Итак, по следствию (из лекции 1) $\Rightarrow \mathbf{X}(\omega) \in \mathcal{F}|\mathcal{B}_T$ - измеримо

Введем отображение $\pi_{T,t} : S_T \rightarrow S_t$. Т.ч. $\pi_{T,t}y = y(t)$, $y \in S_t$.

Легко видеть, что $\pi_{T,t} \in \mathcal{B}_T|\mathcal{B}_t$, т.к. прообраз \forall множества из \mathcal{B}_t большого есть элементарный цилиндр. Если $\mathbf{X}(\omega) : \Omega \rightarrow S_T$;

$\mathbf{X}(\omega) \in \mathcal{F}|\mathcal{B}_T$, то $\pi_{T,t}\mathbf{X}(\omega) = X_t(\omega)$. Вывод: $\pi_{T,t}X_t(\omega)$ является $\mathcal{F}|\mathcal{B}_t$ - измеримым отображением.



Итак, доказана следующая

Т Е О Р Е М А. $X = \{X_t; t \in T\}$ является семейством $\mathcal{F}|\mathcal{B}_T$ - измеримых отображений \Leftrightarrow

$bf X_t(\omega)$ является $\mathcal{F}|\mathcal{B}_t$ - измеримым. Получили два эквивалентных определения случайного процесса

Мы видели, что если $\xi : \Omega(\Omega, \mathcal{F}, P) \rightarrow S(S, \mathcal{B})$, $\xi \in \mathcal{F}|\mathcal{B}$, тогда возникает распределение $\xi : P_\xi(B) := P(\xi^{-1}(B))$, где $B \in S$
 Итак, если $X = \{X_t, t \in T\}$ - случайный процесс, то возникает мера P_x на \mathcal{B}_T (мера порожденная случайным элементом \mathbf{X}), т.е. мы можем говорить о вероятностях, которые при этом возникают.

Будем рассматривать зависимые случайные величины.
 Пусть S_T - случайный процесс. Для точек $t_1, \dots, t_n \in T$ рассматриваем "прямоугольник" $C = B_{t_1} \times \dots \times B_{t_n}$ - это множество в пространстве $\mathcal{S}_{t_1, \dots, t_n}$. Обозначим $\mathcal{S}_{t_1 \dots t_n} = \mathcal{S}_{t_1} \times \dots \times \mathcal{S}_{t_n}$. (Сужение траекторий определенных на множестве $\{t_1, \dots, t_n\} \subset T$)
 Имеет смысл рассматривать точки t_1, \dots, t_n - различные (не совпадают друг с другом). Возьмем $\xi = (X_{t_1}, \dots, X_{t_n})$ и рассмотрим σ - алгебру: $\mathcal{B}_{t_1, \dots, t_n} = \sigma\{\text{"все прямоугольники"}\}$, то $\xi \in \mathcal{F}|\mathcal{B}_{t_1, \dots, t_n}$, т.к. если взять \forall прямоугольник $C = B_{t_1} \times \dots \times B_{t_n}$ и рассмотреть $\xi^{-1}(C)$.

$$\xi^{-1}(C) = \bigcap_{k=1}^n \{X_{t_k} \in B_{t_k}\} \quad (\{X_{t_k} \in B_{t_k}\} \in \mathcal{F})$$

т.к. прямоугольники - это система порождающих для $\mathcal{B}_{t_1, \dots, t_n}$, то $\xi \in \mathcal{F}|\mathcal{B}_{t_1, \dots, t_n}$.
 На $\mathcal{S}_{t_1, \dots, t_n}$ возникают меры $P_{t_1, \dots, t_n}(\mathcal{D}) = P((X_{t_1}, \dots, X_{t_n}) \in \mathcal{D})$

Опр.: Меры P_{t_1, \dots, t_n} (на $(\mathcal{S}_{t_1, \dots, t_n}, \mathcal{B}_{t_1, \dots, t_n})$) называются *конечномерными распределениями* (к.-м.р.) процесса X .

Свойства этих мер:

1. Возьмем прямоугольник $C = B_{t_1} \times \dots \times B_{t_n}$. Пусть (i_1, \dots, i_n) - перестановка набора $(1, \dots, n)$. Что можно сказать про $(*) P_{t_{i_1}, \dots, t_{i_n}}(B_{t_{i_1}} \times \dots \times B_{t_{i_n}})$?

Одновременно все индексы внизу и вверху переставили \Rightarrow очевидно, что функция не изменится.

$$\begin{aligned} (*) &= P_{t_{i_1}, \dots, t_{i_n}}(B_{t_{i_1}} \times \dots \times B_{t_{i_n}}) = P(\bigcap_{k=1}^n \{X_{t_k} \in B_{t_k}\}). \quad \text{А } \bigcap_{k=1}^n \{X_{t_k} \in B_{t_k}\} \\ &= \bigcap_{k=1}^n \{X_{t_k} \in B_{t_k}\} = \bigcap_{k=1}^n \{X_{t_{i_k}} \in B_{t_{i_k}}\} = \mathcal{B}_{t_1} \times \dots \times \mathcal{B}_{t_n} \end{aligned}$$

2. $P_{t_{i_1}, \dots, t_{i_n}}(\mathcal{B}_{t_{i_1}} \times \dots \times \mathcal{B}_{t_{i_{n-1}}} \times \mathcal{S}_{t_n}) = P_{t_1, \dots, t_{n-1}}(\mathcal{B}_{t_{i_1}} \times \dots \times \mathcal{B}_{t_{i_{n-1}}})$, т.к. выражение это равно

$$P\left(\bigcap_{k=1}^n \{X_{t_k} \in B_{t_k}\} \bigcap \{X_{t_n} \in \mathcal{S}_{t_n}\}\right)$$

эти условия называются условиями **симметрии (1)** и **согласованности (2)**

Если имеется случайный процесс, то его к.-м.р. обладают свойствами симметрии и согласованности.

Опр.: Измеримые пространства (S, \mathcal{B}) и (V, \mathcal{A}) называются *изоморфными* (\sim), если \exists взаимно-однозначное отображение $h: S \rightarrow V$ т.ч. $h \in \mathcal{B} | \mathcal{A}$ - изм., а $h^{-1} \in \mathcal{A} | \mathcal{B}$ - изм.

Опр.: Пространство (S, \mathcal{B}) называется *борелевским*, если оно изоморфно борелевскому подпространству отрезка $[0,1]$.

Хотя что такое борелевское подпространство отрезка $[0,1]$ неясно

\forall пространство \mathbf{R}^m является борелевским. **Польское** - полное, сепарабельное, метрическое пространство. \forall борелевское подмножество польского пространства является борелевским.

Т Е О Р Е М А. (Колмогоров). Пусть $(S_t, \mathcal{B}_t)_{t \in T}$ - семейство борелевских пространств. Пусть на пространствах $(S_{t_1, \dots, t_n}, \mathcal{B}_{t_1, \dots, t_n})$ ($n \in \mathbf{N}, t_1, \dots, t_n \in T$) заданы меры P_{t_1, \dots, t_n} , удовлетворяющие условиям **симметрии** и **согласованности** (1 и 2), тогда \exists вероятностное пространство (Ω, \mathcal{F}, P) и случайный процесс: $X = \{X_t, t \in T\}$ (т.е. $X_t \in \mathcal{F} | \mathcal{B}_t$ - измеримы $\forall t \in T$), т.ч. меры P_{t_1, \dots, t_n} являются **к-м.р.**-ми процесса X .

Доказательство.

о его не будет ввиду его сложности (*а зря - зам.*)

До этой теоремы Даниэль доказал для T -счетного эту теорему. •

Вспомним характеристическую функцию случайного вектора. $\xi = (\xi_1, \dots, \xi_n)$ -случайный вектор со значениями в \mathbf{R}^n

Опр.: *Характеристической функцией* вектора ξ называется функция

$\varphi_\xi(\lambda) := E \exp\{i \langle \lambda, \xi \rangle\} = E e^{i \sum_{k=1}^n \lambda_k \xi_k}$, где $\lambda = (\lambda_1, \dots, \lambda_n) \in \mathbf{R}^n$, $i^2 = -1$ - мнимая единица, $\langle \cdot, \cdot \rangle$ - скалярное произведение.

Вспомним замену переменных в интеграле Лебега. Если есть $(\Omega, \mathcal{F}, P) \xrightarrow{g \in \mathcal{F} | \mathcal{B}} (S, \mathcal{B}) \xrightarrow{h \in \mathcal{B} | \mathcal{B}(\mathbf{R})} (\mathbf{R}, \mathcal{B}(\mathbf{R}))$, то $\int_{\Omega} h(g(u)) dP = \int_S h(z) P g^{-1}(dz)$. Как, пользуясь этим свойством, записать х. функцию случайного вектора в виде \int по пространству \mathbf{R}^n ?

$$= \int_{\mathbf{R}^n} e^{i \langle \lambda, z \rangle} P_\xi(dz)$$

-где $P_\xi(dz)$ - распределение с.вектора. Т.е. главный вывод такой: х.ф. вектора \equiv х.ф. меры, являющейся его распределением.

Т.о., если Q - мера на $(\mathbf{R}^n, \mathcal{B}(\mathbf{R}^n))$, то $\varphi_Q(\lambda) = \int_{\mathbf{R}^n} e^{i\langle \lambda, z \rangle} Q(dz)$ - х.ф. меры $Q \implies$ вывод: х.ф. сл. вектора ξ совпадает с х.ф. его распределения P_ξ .

Как условия симметрии и согласованности для действительного процесса можно переписать в терминах х.ф.? См. Упажнение ниже. Если есть $\xi = (\xi_1, \dots, \xi_n)$, то $\varphi_\xi(\lambda) := E e^{i \sum_{k=1}^n \xi_k \lambda_k}$; далее если (j_1, \dots, j_n) перестановка набора $(1, \dots, n)$, то

$$(A) \varphi_{P_{t_1, \dots, t_n}}(\lambda_{j_1}, \dots, \lambda_{j_n}) = \varphi_{P_{t_{\sigma(1)}, \dots, t_{\sigma(n)}}}(\lambda_1, \dots, \lambda_n)$$

$$(B) \varphi_{P_{t_1, \dots, t_n}}(\lambda_1, \dots, \lambda_{n-1}, 0) = \varphi_{P_{t_1, \dots, t_{n-1}}}$$

В курсе **Т.В.** доказывается, что между мерами на евклидовом пространстве и характеристическими функциями есть биекция.

Опр.: Процесс $X = \{X_t, t \geq 0\}$ с действительными значениями называется процессом с *независимыми приращениями*, если $\forall n \in \mathbf{N}, \forall 0 \leq t_0 < t_1 < \dots < t_n$ величины $X_{t_0}, X_{t_1} - X_{t_0}, X_{t_2} - X_{t_1}, \dots, X_{t_n} - X_{t_{n-1}}$ - независимы в совокупности.

Если есть процесс $\{X_t, t \in \mathbf{N}\}$ с независимыми приращениями, то (Запишем величину X_t так: $X_t = X_+(X_1 - X_0) + (X_2 - X_1) + \dots + (X_t - X_{t-1})$ - все слагаемые суммы независимы) тогда $X_t = S_t$ - процесс частных сумм независимых случайных величин. Здесь в качестве t_k взяли k , $t_k = k$.

Т Е О Р Е М А. Пусть $\varphi(s, t, \cdot)$ - хар. функции мер $Q_{s,t}$, где $0 \leq s < t < \infty$. Для того, чтобы на некотором вероятностном пространстве $(\Omega, \mathcal{F}, P) \exists$ -л действительный процесс $X = \{X_t, t \geq 0\}$ с независимыми приращениями, т.ч. х.ф. $X_t - X_s$ есть $\varphi(s, t, \cdot)$; необходимо и достаточно выполнение следующего условия:

$$\varphi(s, t, \cdot) = \varphi(s, u, \cdot) \varphi(u, t, \cdot)$$

-при всех $0 \leq s < u < t$. При этом начальное распределение, т.е. распределение величины X_0 могло быть сделано произвольным.

Доказательство.

○ **необходимость** \implies очевидно, т.к. х.ф. суммы независимых сл. величин \equiv произведение х.ф. слагаемых, т.е. $X_t - X_s = (X_t - X_u) + (X_u - X_s)$
достаточность \Leftarrow Допустим, что уже \exists требуемый процесс $X = \{X_t, t \geq 0\}$. Тогда х.ф. вектора $\xi = (X_{t_0}, X_{t_1} - X_{t_0}, \dots, X_{t_n} - X_{t_{n-1}})$ приобретает вид в т. $(\lambda_0, \dots, \lambda_n)$:

$$\varphi_\xi(\lambda_0, \dots, \lambda_n) = \varphi_{X_{t_0}}(\lambda_0) \varphi_{X_{t_1} - X_{t_0}}(\lambda_1) \cdot \dots \cdot \varphi_{X_{t_n} - X_{t_{n-1}}}(\lambda_n) =$$

Возьмем $t_0 = 0$, тогда $\varphi_{X_{t_0}}(\lambda_0) = \varphi_Q(\lambda_0)$

$$= \varphi_Q(\lambda_0) \cdot \varphi(t_0, t_1, \lambda_1) \cdot \dots \cdot \varphi(t_{n-1}, t_n, \lambda_n)$$

$$\text{Тогда } \begin{pmatrix} X_{t_0} \\ X_{t_1} \\ \vdots \\ X_{t_n} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & \dots & 0 \\ \vdots & \ddots & \ddots & \vdots \\ \vdots & & \ddots & 0 \\ 1 & \dots & \dots & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} X_{t_0} \\ X_{t_1} - X_{t_0} \\ \vdots \\ X_{t_n} - X_{t_{n-1}} \end{pmatrix} \quad (y = A\xi)$$

Если имеется ξ и квадратная матрица A , то $\varphi_{A\xi}(\lambda) = Ee^{i\langle A\xi, \lambda \rangle} = Ee^{i\langle \xi, A^* \lambda \rangle} = \varphi_\xi(A^* \lambda)$. Где A^* - транспонированная к A матрица. Следовательно, х.ф. $\varphi_{X_{t_0}, \dots, X_{t_n}}(\lambda_0, \dots, \lambda_n) = \varphi_\xi(A^* \lambda)$. •

Если параметрическое множество $T \subset \mathbf{R}$ и имеются меры P_{t_1, \dots, t_n} , где $t_1 < \dots < t_n (t_k \in T \forall k)$. И выполнено условие **(3)** вместо **(2)**, а именно:

$$\mathbf{(3)}: P_{t_1, \dots, t_m, \dots, t_n}(\dots \mathbf{R} \dots) = P_{t_1, \dots, t_{m-1}, t_{m+1}, \dots, t_n}(\dots \mathbf{R} \dots)$$

Тогда применима теорема Колмогорова.

(по лекции, здесь идет упражнение, но все подобного рода задачи иногда будут вынесены за пределы лекции - прим.ред.)

Опр.: Процесс $\mathbf{N} = \{N_t, t \geq 0\}$ называется пуассоновским, если

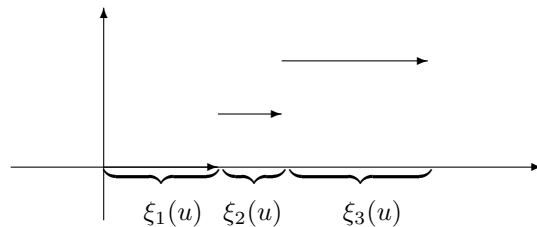
1. $N_0 = 0$ п.н.

2. Процесс \mathbf{N} имеет независимые приращения.

3. $N_t - N_s$ - приращение распределено $\sim \pi_\lambda(t - s)$, $0 \leq s < t$. Где π - пуассоновский закон.

Процесс также называется *стандартным пуассоновским интенсивности λ* .

График траектории пуассоновского процесса (*процесса восстановления*).



Здесь $\xi_1(u), \xi_2(u), \dots$ - независимые одинаково распределенные по экспоненциальному закону. Докажем, что пуассоновский процесс существует.

$$\zeta \sim \pi(a)$$

$$\varphi_\zeta(\lambda) = Ee^{i\zeta\lambda} = \sum_{k=0}^{\infty} e^{ik\lambda} P(\zeta = k) = e^{-a} \sum_{k=0}^{\infty} \frac{(ae^{i\lambda})^k}{k!} = e^{-a} e^{ae^{i\lambda}} = e^{a(e^{i\lambda} - 1)}$$

х.ф. пуассоновского распределения.

Упражнения.

Упражнение 1. Если для P_{t_1, \dots, t_n} (мер) их х.ф. обладают условиями (А) И (В) (см. лекцию 2), то имеют место свойства симметрии и согласованности для мер P_{t_1, \dots, t_n} .

Упражнение 2. Проверить, что для х.ф. $\varphi_{X_{t_0, \dots, t_n}}(\lambda_0, \dots, \lambda_n)$ выполнено свойство **(3)**

Указание. Надо подставить 0 в х.ф. на k -ое место и увидеть, что получили х.ф. укороченного ранга. При этом воспользуемся теоремой ($\varphi(s, t, \cdot) = \varphi(s, u, \cdot)\varphi(u, t, \cdot)$), т.к. будет х.ф.

Упражнение 3. Проверить, что выполнено условие теоремы о существовании процесса с независимыми приращениями для пуассоновского процесса.

Задачи.

1. Пусть $X = \{X_t, t \in T\}$ сл. процесс со значениями в польском пространстве S при каждом t . Пусть траектории непрерывны. Тогда X является сл. элементом со значениями в $C(T, S)$, т.е. $\mathcal{F}\mathcal{B}(C(T, S))$ - изм. (Теперь по-русски, $S = \mathbf{R}$, траектории непрерывны. Тогда X - сл. элемент со значениями в $C[0, 1]$).

2. $\eta_n \xrightarrow{d} \eta \stackrel{?}{\Leftrightarrow} \varphi_{\eta_n}(\lambda) \rightarrow \varphi_{\eta}(\lambda)$. ($\varphi_{\eta_n}(\lambda) = e^{ia_n\lambda - \frac{1}{2}\sigma_n^2\lambda^2}$)

Лекция 3

Опр.: Процесс $W = \{W_t, t \geq 0\}$ называется *виннеровским (или броуновским движением)*, если

1. $W_0 = 0$ п.н.
2. Процесс W имеет независимые приращения.
3. $W_t - W_s$ - приращение распределено $\sim N(0, t - s)$, $t > s \geq 0$
4. Траектории непрерывны.

$$\xi \sim N(a, \sigma^2), \varphi_{\xi}(\lambda) = Ee^{i\lambda\xi} = e^{ia\lambda - \frac{\sigma^2\lambda^2}{2}}$$

$\varphi(s, t, \lambda) = \varphi(s, u, \lambda)\varphi(u, t, \lambda)$ - будут выполнены, т.к. $e^{-\frac{\lambda^2(t-s)}{2}} = e^{-\frac{\lambda^2}{2}(u-s)}e^{-\frac{\lambda^2}{2}(t-u)}$, по доказанной теореме процесс со свойствами 1^о - 3^о существует.

Опр.: Вектор ζ со значениями в \mathbf{R}^n называется *гауссовским (нормальным)*, если $\varphi_{\zeta}(\lambda) := Ee^{i\langle \zeta, \lambda \rangle} = \exp\{i\langle a, \lambda \rangle - \frac{1}{2}\langle C\lambda, \lambda \rangle\} =$ [по координатно] =

$$= \exp\{i \sum_{k=1}^n a_k \lambda_k - \frac{1}{2} \sum_{k,l=1}^n c_{kl} \lambda_k \lambda_l\}. \zeta \sim N(a, C), a \in \mathbf{R}^n, C = \{c_{kl}\}_{k,l=1}^n$$

$$a_k = E\zeta_k, c_{kl} = cov(\zeta_k, \zeta_l) = E(\zeta_k - E\zeta_k)E(\zeta_l - E\zeta_l)$$

$C = C^*, C \geq 0$, т.е. $\langle C\lambda, \lambda \rangle \geq 0 \forall \lambda \in \mathbf{R}^n$ (матрица является неотрицательно

определенной). Если $C > 0$, то \exists плотность, которая задается формулой

$$p_{\zeta}(x) = (2\pi)^{-\frac{n}{2}} |C|^{-\frac{1}{2}} \exp\left\{-\frac{1}{2} \langle C^{-1}(x-a), (x-a) \rangle\right\}$$

$$\sum_{k,l}^n \lambda_k \lambda_l \text{cov}(\zeta_k, \zeta_l) = (\geq 0) = \text{cov}\left(\sum_{l=1}^n \lambda_l \zeta_l, \sum_{k=1}^n \lambda_k \zeta_k\right) = \text{cov}(\eta, \eta) = D\eta \geq 0 -$$

ч.т.д.

Опр.: Функция $r(s, t), s, t \in T$ называется *неотрицательно определенной*, если $\forall n \geq 1, \forall t_1, \dots, t_n \in T$ матрица $(r(t_k, t_l))_{k,l=1}^n$ неотрицательно определена.

Т Е О Р Е М А. Пусть $a = a(t)$ любая действительная функция, определенная на множестве T . Пусть $r = r(t, s) =$ - *симметрична*, т.е. $r(s, t) = r(t, s)$ и $\forall s, t \in T$ *неотрицательно* определена на $T \times T$. Тогда на некотором (Ω, \mathcal{F}, P) \exists гауссовский процесс $X = \{X_t, t \in T\}$, т.ч. $a(t) = EX_t, r(s, t) = \text{cov}(X_s, X_t)$

Замечание. Выделенные условия являются необходимыми и достаточными.

Доказательство.

○ Для $\forall n \geq 1 \forall t_1, \dots, t_n \in T$ рассмотрим вектор $(a(t_1), \dots, a(t_n))$ и матрицу $(r(t_k, t_l))_{k,l=1}^n$, в силу выделенных условий мы можем ввести х.ф.

$$\varphi_{t_1, \dots, t_n}(\lambda_1, \dots, \lambda_n) := \exp\left\{i \sum_{k=1}^n \lambda_k a(t_k) - \frac{1}{2} \sum_{k,l=1}^n \lambda_k \lambda_l r(t_k, t_l)\right\}$$

. Теперь проверим согласованность мер (это означает, что, если подставить 0 вместо λ_n , например, мы получим "укороченную" х.ф. - прим.ред.) •

Опр.* Процесс $W = \{W_t, t \geq 0\}$ называется *виннеровским (или броуновским движением)*, если

1. $EW_t = 0 \forall t$
2. $\text{cov}(W_t, W_s) = \min(s, t) \forall t, s \geq 0$
3. W - гауссовский процесс
4. Траектории непрерывны.

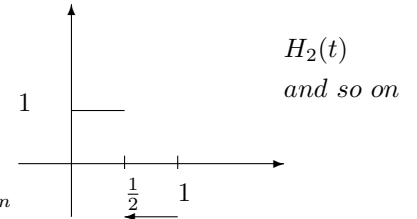
Напомним, гауссовость означает, что $\forall n \geq 0 \forall t_1, \dots, t_n = (W_{t_1}, \dots, W_{t_n})$ - гауссовский вектор.

Упражнение Д-ть, что определения эквивалентны

Докажем, что процесс существует. Достаточно проверить $r(s, t) = \min(s, t)$ - является симметричной и неотрицательно определенной (по Замечанию к теореме). Мы уже видели, что существует процесс в смысле исходного

определения (процесс с независимыми приращениями) $cov(W_s, W_t) = cov(W_s, W_t - W_s + W_s) = cov(W_s, W_t - W_s) + cov(W_s, W_s) = D(W_s - W_0) = s$, т.к. во-первых, процесс с независимыми приращениями, а во-вторых, $W_0 = 0$. Итак, функция $r(s, t)$ - является неотрицательна определена, как ковариационная функция процесса с независимыми приращениями. Будем строить броуновское движение на $[0, 1]$. Рассмотрим последовательность независимых гауссовских величин на (Ω, \mathcal{F}, P) , распределенные по $N(0, 1)$ ξ_k^ω . Введем неслучайные функции Шаудера $S_k(t) = \int_0^t H_k(u) du$ $k = 1, 2, \dots$. Пусть $W_T(\omega) := \sum_{k=1}^{\infty} \xi_k(\omega) S_k(t)$, $t \in [0, 1]$ - явная конструкция броуновского движения

$$\begin{aligned} H_1(t) &\equiv 1, t \in [0, 1] \\ H_2(t) & \\ \dots & \\ H_k(t) & \end{aligned}$$



$$H_{2^{n+k}}(t) = 2^{n/2} \mathbf{I}_{[\frac{k-1}{2^n}, \frac{k-1}{2^n} + \frac{1}{2^{n+1}}]}(t) - 2^{n/2} \mathbf{I}_{(\frac{k-1}{2^n} + \frac{1}{2^{n+1}}, \frac{k}{2^n}]}, \quad 1 \leq k \leq 2^n$$

Лирическое отступление. Молодой архитектор сдает проект, ну и понятно, волнуется. Более опытный советует ему установить на фасаде собачку...и все обсуждения сведутся к тому, чтобы убрать собачку. Так вот можно было определить и не через функции Шаудера

$\{H_k\}_{k=1}^{\infty}$ образуют полную ортонормированную систему в пространстве $L^2[0, 1]$

Упражнение. Проверить ортонормированность и полноту (д-ть, что индикаторы промежутков могут быть аппроксимированы в метрике функциями Хаара).

Вспомним следствие из равенства Парсеваля:

$$\langle f, g \rangle = \sum_{k=1}^{\infty} \langle f, H_k \rangle \langle g, H_k \rangle$$

Л Е М М А 1. Пусть $a_k = O(k^\varepsilon)$, где $\varepsilon < \frac{1}{2}$. Тогда $\sum_{k=1}^{\infty} a_k S_k(t)$, $t \in [0, 1]$ является непрерывной функцией на отрезке $[0, 1]$.

Доказательство.

○ Достаточно убедиться, что $\sup_{t \in [0, 1]} \sum_{k > 2^n} |a_k| S_k(t) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$. Оценим: $(*) =$

$$\sum_{2^n < k \leq 2^{n+1}} |a_k| S_k(t) \leq 2^{(n+1)\varepsilon} 2^{-\frac{n}{2}-1} = c' 2^{-n(\frac{1}{2}-\varepsilon)}, \varepsilon < \frac{1}{2}.$$

$S_k(t) \leq 2^{-\frac{n}{2}-1}$, носители этих функций: $2^n < k \leq 2^{n+1}$, носители не пересекаются.
 (*) $\leq \sum_{n \leq m} 2^{-m(\frac{1}{2}-\varepsilon)} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$. По теореме Вейерштрасса $\sum_k a_k S_k(t)$ является непрерывной функцией (ряд сходится равномерно), ч.т.д. •

Л Е М М А 2. Пусть ξ_1, ξ_2, \dots - последовательность стандартных гауссовских величин, т.е. $\xi_k \sim N(0, 1), k = 1, 2, \dots$ (независимость не предполагается). Тогда $\forall c > \sqrt{2}$ и п.в. $\omega \in \Omega \exists N = N(\omega, c) : |\xi_k(\omega)| \leq a\sqrt{\log k}, \forall k \geq N$, где $a = \text{const}$.

Доказательство.

◦ Начиная с некоторого $N = N(\omega, c)$, все $\xi_k(\omega)$ лежат внутри полосы $Y \in [-a\sqrt{\log k}, a\sqrt{\log k}]$. •

Доказательство (леммы 2).

◦ Пусть $\xi \sim N(0, 1)$. $P(\xi > x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_x^\infty e^{-\frac{u^2}{2}} du =$ по частям $= \frac{-1}{\sqrt{2\pi}} \int_x^\infty \frac{1}{u} d(e^{-\frac{u^2}{2}}) =$
 $\frac{1}{x\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} - \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_x^\infty \frac{e^{-u^2/2}}{u^2} du \leq \frac{1}{x\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}$, так как $\int_x^\infty \frac{e^{-u^2/2}}{u^2} du \geq 0$ при $x > 0$.

при $x \rightarrow \infty$ функция $\frac{1}{x\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}$ - является асимптотически эквивалентной исходному интегралу (для проверки надо ещё раз проинтегрировать по частям).

$P(|\xi_k| > c\sqrt{\log k}$ беск. часто по k)

Вспомним 2-ой курс: $P(A_{k \cdot}) = 0$, если $\sum_k P(A_k) < \infty$ по Борелю-Кантелли.

$P(A_k \text{ беск. часто}) = P(\bigcap_{n \in \mathbb{N}} \bigcup_{k \geq n} A_n)$.

Таким образом,

$P(|\xi_k| > c\sqrt{\log k}) \leq \sum_{k \geq N} \frac{1}{c\sqrt{\log k}} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{c^2 \log k}{2}} \leq \text{const} \sum_{k \geq N} \frac{1}{\sqrt{\log k}} k^{\frac{c^2-1}{2}} < \infty$, если

$c > \sqrt{2}$.

Следовательно, по лемме Бореля-Кантелли для п.в. $\omega \in \Omega$ $|\xi_k(\omega)| \leq c\sqrt{\log k}, k \geq N(c, \omega)$. •

Лирическое отступление (еще пара советов). Мы должны привыкнуть, что идей не так много, в интегрировании - две глубоких идеи: по частям и сведение кратных к повторным (есть, правда, и третья - перенос меры с одного пространства на другое (замена то бишь - замеч.ред.)). Если нужно иметь оценку хвостов, понятное дело - интегрируем по частям.

Т Е О Р Е М А. Процесс $W_t(\omega) = \sum_{k=1}^\infty \xi_k(\omega) S_k(t)$ (*) является виннеровским процессом на $[0, 1]$.

Доказательство.

◦ По лемме 2 $|\xi_k(\omega)| \leq c\sqrt{\log k} \leq c'k^\varepsilon, \varepsilon \leq \frac{1}{2}, k \geq N \implies$ по лемме 1 ряд (*) сходится равномерно на отрезке $[0, 1]$ для п.в. $\omega \in \Omega \implies$ по теореме Вейерштрасса это непрерывная функция. Следовательно, траектории W

непрерывны с вер 1. Проверим пункты 1-3 из **Опр.***.

1) Ряд $\sum_{k=1}^{\infty} \xi_k(\omega) S_k(t)$ сходится в средне-квадратическом к величине $W_t \forall t \in [0, 1]$. (Нужно проверить, что ряд сходится, т.е. проверить фундаментальность, т.е. $E \sum_{M,N}^N |\xi_k S_k|^2 \rightarrow 0, M, N \rightarrow 0$) [Потому, что и та и другая сходимости влекут сходимость по вероятности, а раз поточечно ряд сходится к $W(t)$, то сходится в среднеквадратичном]. Тогда $EW(t) = 0: |EW(t)| = |E(W(t) - W_n(t))|$ [т.к. $EW_n(t) = 0$] \leq [неравенство Коши-Буняковского] $\leq \sqrt{E(W(t) - W_n(t))^2} \rightarrow 0$. Т.к. $W_n(t) \rightarrow W(t)$ в среднем квадр.

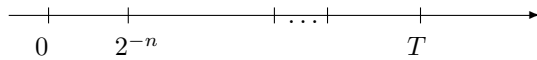
Упражнение. $cov(W(s), W(t)) = \min(s, t)$ - равенство Парсеваля

Упражнение. $\zeta = (\zeta_1, \dots, \zeta_n)$ - гауссовский $\Leftrightarrow \forall c_1, \dots, c_k \in \mathbf{R} \sum_k c_k \zeta_k$ - гауссовский $\Rightarrow \sum c_k W_k$ - гауссовская величина •

(В лекциях этот кусок доказательства действительно скомкан - прим.ред.)

Задачи.

1.



$W_t : \sum_k |W(t_{k,n}) - W(t_{k-1,n})|^2 \rightarrow T$ п.н. - доказать

2. $N = \{N_t, t \geq 0\}$ - пуассоновский процесс интенсивности λ

$$\frac{N_t}{t} \xrightarrow{?} ? \quad t \rightarrow \infty$$

Лекция 4

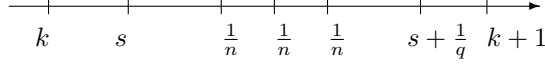
Т Е О Р Е М А.

Т Е О Р Е М А. (Виннер-Зигмунд-Пэли). С вероятностью единица траектории броуновского движения. $W = \{W_t, t \geq 0\}$ не дифференцируемы ни в одной точке полуоси $[0, +\infty)$.

Доказательство.

○ Рассмотрим промежуток $[k, k+1)$, где $k \in \{0, 1, 2, \dots\}$. Если $W_t(\omega)$ дифференцируемы в точке $s \in [k, k+1)$, то $|W_t - W_s| \leq l|t - s|$, для некоторого $l \in \mathbf{N}$ и $t \in [s, s + \frac{1}{q}]$ $q \in \mathbf{N}$. Из дифференцируемости следует дифференцируемость справа. А l - зависит от s и ω и q зависит от ω, s и

1. Рассмотрим совокупность $A_{l,n,i} = \{|W(k + \frac{j+1}{n}) - W(k + \frac{j}{n})| \leq \frac{7l}{n}\}$ $j = i+1, i+2, i+3$. Пусть $n > 4q$. Найдем $i=i(s,n)$



Если $W_t(\omega)$ дифференцируема в точке $s \in [k, k+1)$, то

$$\begin{aligned} \left| W\left(k + \frac{j+1}{n}\right) - W\left(k + \frac{j}{n}\right) \right| &= \left| \left(W\left(k + \frac{j+1}{n}\right) - W(s) \right) - \left(W\left(k + \frac{j}{n}\right) - W(s) \right) \right| \leq \\ &\leq \left| W\left(k + \frac{j+1}{n}\right) - W(s) \right| + \left| W\left(k + \frac{j}{n}\right) - W(s) \right| \leq \frac{4}{n}l + \frac{3}{n}l = \frac{7l}{n} \end{aligned}$$

Пусть D_k - множество таких точек на $[k; k+1)$, для которых W_t - дифференцируема
Тогда

$$D_k \subset \bigcup_{l=1}^{\infty} \bigcup_{q=1}^{\infty} \bigcap_{n>4q} \bigcap_{i=1}^n A_{l,n,i}$$

Для каждых $l, q \in \mathbf{N}$ $P\left(\bigcap_{n>4q} \bigcup_{k=l}^n A_{l,n,i}\right), P\left(\bigcap_{n=1}^{\infty} B_n\right) \leq \liminf_n P(B_n)$.

Следовательно, $P\left(\bigcap_{n>4q} \bigcup_{i=1}^n A_{l,n,i}\right) \leq \liminf_n P\left(\bigcup_{i=1}^n A_{l,n,i}\right) \leq \liminf_n \sum_{i=1}^n P(A_{l,n,i})$

$P(A_{l,n,i}) =$ [т.к. приращения независимы]=

$$= P^3\left(\left|W\left(\frac{1}{n}\right)\right| < \frac{7l}{n}\right) \stackrel{D}{=} \left|W\left(k + \frac{j+1}{n}\right) - W\left(k + \frac{j}{n}\right)\right|$$

$$P\left(\left|\frac{W\left(\frac{1}{n}\right)}{\frac{1}{\sqrt{n}}}\right| < \frac{\frac{7l}{n}}{\frac{1}{\sqrt{n}}}\right) = P\left(|\xi| < \frac{7l}{\sqrt{n}}\right) = [\xi \sim N(0, 1)] = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\frac{7l}{\sqrt{n}}}^{\frac{7l}{\sqrt{n}}} e^{-\frac{x^2}{2}} dx \leq$$

$$\frac{1}{\sqrt{2\pi}} \frac{14l}{\sqrt{n}} = c \frac{l}{\sqrt{n}}$$

В итоге

$$P\left(\bigcap_{n>4q} \bigcup_{i=1}^n A_{l,n,i}\right) \leq \liminf_{n>4q} n \left(c \frac{l}{\sqrt{n}}\right)^3 = 0$$

Т.е.

$$P\left(\bigcup_{l=1}^{\infty} \bigcup_{q=1}^{\infty} \bigcap_{n>4q} \bigcup_{i=1}^n A_{l,n,i}\right) = 0$$

Всегда можно считать, что вероятностное пространство (Ω, \mathcal{F}, P) пополнено.
Т.е. если $P(A) = 0$, а $B \subset A$, то $\overline{P}(B) = 0$, имеем $(\Omega, \overline{\mathcal{F}}, \overline{P})$

Т.о. $D_k \subset A, P(A) = 0$, т.к. пространство полное $P(D_k) = 0$, т.о. $P\left(\bigcup_{k=1}^{\infty} P_k\right) =$

0. •

Следующая теорема называется ТЕОРЕМОЙ Какутани - легко запомнить "как у Тани".

Т Е О Р Е М А. (Марковское свойство). \forall фиксированного $a > 0$ процесс $Y_t = W_{t+a} - W_a, t > 0$ является броуновским движением, причем $\{Y_t, t \geq 0\}$ и $\sigma\{W_s, s \in [0; a]\}$ независимы.

Доказательство.

o

Ясно, что $Y_0 = 0$, Y_t имеет независимые приращения, $Y_t - Y_s \sim N(0, t-s)$ и траектории непрерывны.

Достаточно убедиться, что $(W_{s_1}, \dots, W_{s_n})$ и $(Y_{t_1}, \dots, Y_{t_n})$ независимы, $0 \leq t_1 < \dots < t_n$. Вектор $(W_{s_1}, \dots, W_{s_n})$ получается из вектора $(W_{s_1}, W_{s_2} - W_{s_1}, \dots, W_{s_n} - W_{s_{n-1}})$ линейным преобразованием (домножением на матрицу). Вектор $(Y_{t_1}, \dots, Y_{t_n})$ получается линейным преобразованием из вектора $(Y_{t_1}, Y_{t_2} - Y_{t_1}, \dots, Y_{t_n} - Y_{t_{n-1}})$.

То есть достаточно проверить независимость векторов $(W_{s_1}, W_{s_2} - W_{s_1}, \dots, W_{s_n} - W_{s_{n-1}})$ и $(Y_{t_1}, Y_{t_2} - Y_{t_1}, \dots, Y_{t_n} - Y_{t_{n-1}})$, что очевидно. •

Можно ли в утверждении последней теоремы вместо константы a использовать случайную величину τ ? Тогда $X_t = W(t+\tau) - W(\tau), t \geq 0$.

Опр.: Поток σ -алгебр $F=(F_t)_{t \in T}, T \subset R^1$, называется *фильтрацией*, если $F_s \subset F_t \forall s < t, s, t \in T$.

Пример: $X = X_t, t \in T, F^X = (F_t^X)_{t \in T}$ - естественная фильтрация, если $F_t^X = \sigma\{X_s, s \leq t\}, s \in T$.

Опр.: $\tau : \Omega \rightarrow T \cup \{\infty\}$ называется *марковским моментом относительно фильтрации* $(F_t)_{t \in T}$, если $\{\tau \leq t\} \in F_t \forall t \in T$. Если $\tau < \infty$ п.н., то τ называется *моментом остановки*.

Пример: $\{X_n, n \in N\}$ - последовательность действительных случайных величин, B - борелевское множество в $R^1, \tau = \inf\{n : X_n \in B\}, (\tau = \infty, \text{ если } X_n \in B \forall n)$.

В дискретном случае τ - марковский момент $\Leftrightarrow \{\tau = n\} \in F_n, \{\tau = n\} = \{X_1 \in B, X_2 \in B, \dots, X_{n-1} \in B, X_n \in B\} \in F_n$.

Задача на 5+

Пусть $X = \{X_t, t \geq 0\}$ - процесс с п.н. непрерывными траекториями, принимающий $\forall t$ значения в метрическом пространстве (S, ρ) . Определим $\tau = \inf\{t \geq 0 : X_t \in F\}$, где F - замкнутое подмножество S . Тогда τ - марковский момент

остановки относительно \mathcal{F} .

В частности для виннеровского процесса $W = \{W_t, t \geq 0\}$ и $\forall a > 0 \tau_a = \inf\{t \geq 0 : W_t = a\}$ - марковский момент, т.к. $\{a\}$ - замкнуто.

Упражнение: доказать, что τ_a - момент остановки.

Лекция 5

Т Е О Р Е М А. (Строго марковское свойство броуновского движения). Пусть $W = \{W_t, t \geq 0\}$ - броуновское движение. Пусть τ - момент остановки относительно естественной фильтрации $\mathcal{F}^W = (F_t^W)_{t \geq 0}$. Тогда $X_t = W(t + \tau) - W(\tau)$, $t > 0$ является броуновским движением, причём $X = \{X_t, t \geq 0\}$ и $F_\tau = \{A : A \cap \{\tau \leq t\} \in F_t\}$ независимы.

Доказательство.

○ Возьмем $\forall A \in \mathcal{F}_\tau$ и $\forall 0 \leq t_1 \leq \dots \leq t_m$ ($m \in \mathbf{N}$). Для доказательства независимости \mathcal{F}_τ и X достаточно убедиться, что $P(A \cap ((X(t_1), \dots, X(t_m)) \in B)) = P(A)P(\xi \in B)$ Здесь $\xi = (X(t_1), \dots, X(t_m))$, а $B \in \mathcal{B}(\mathbf{R}^n)$.

Упражнение. Если \mathcal{A}_1 и \mathcal{A}_2 независимы $\Rightarrow \sigma(\mathcal{A}_1)$ и $\sigma(\mathcal{A}_2)$ независимы.

Если \mathcal{A} - алгебра, то $\forall \varepsilon > 0$ и $\forall A \in \sigma(\mathcal{A}) \exists A_\varepsilon \in \mathcal{A} : |P(A) - P(A_\varepsilon)| < \varepsilon$

$X(t, \omega) = W(t + \tau(\omega), \omega) - W(\tau(\omega), \omega)$

Считаем, что если $\tau(\omega) = \infty$ (с вероятностью 0), то $X(t, \omega) = 0$

Рассмотрим $t_{k,n} = k2^{-n}$, $k = 0, 1, \dots$. Пусть:

$$A_{1,n} = \{\tau \leq 2^{-n}\}$$

⋮

$$A_{k,n} = \{(k-1)2^{-n} < \tau \leq k2^{-n}\}$$

Введем $\tau_n = \sum_{k=1}^{\infty} k2^{-n} \mathbf{I}_{A_{k,n}}$, $n = 1, 2, \dots$. Очевидно, $\tau_n \rightarrow \tau$ п.н. $n \rightarrow \infty$

Кроме того, τ_n - марковский момент, т.к. $\{\tau_n \leq t\} = \{\tau \leq k2^{-n}\}$, где $k = \max\{l : l2^{-n} \leq t\}$.

Потому что $\{\tau_n \leq t\} \in \mathcal{F}_{k,n}^W \subset \mathcal{F}_t$

$W(t + \tau(\omega), \omega) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} W(t + \tau_n(\omega), \omega)$ п.н. [в силу непрерывности п.н. траекторий

$W]$. $\{W(t + \tau_n(\omega), \omega) \leq z\} = \bigcup_{k=1}^{\infty} \{W(t + k2^{-n}, \omega) \leq z, \tau_n = k2^{-n}\}$. Выражение

в скобках принадлежит \mathcal{F}

На втором курсе мы должны были усвоить, если есть последовательность сл.в., будет ли предел их сл.в.? (Ω, \mathcal{F}, P) . $\eta_n \rightarrow \eta$ п.н., $\eta_n \in \mathcal{F}|\mathcal{B}(\mathbf{R})$, тогда $\eta \in \overline{\mathcal{F}}|\mathcal{B}(\mathbf{R})$, если пространство пополнено, тогда предел - с.в.

Мы хотим доказать, что $P(A \cap \{\xi \in B\}) = P(A)P(\xi \in B)$, где $\xi = (X(t_1), \dots, X(t_m))$.

$$E(\mathbf{I}_A \mathbf{I}_{\{\xi \in B\}}) = E\mathbf{I}_A E\mathbf{I}_{\{\xi \in B\}} \quad (*)$$

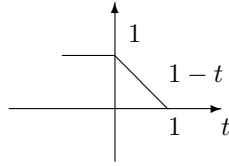
Достаточно рассматривать лишь замкнутые $B \in \mathcal{B}(\mathbf{R}^n)$

Упражнение. (Свойство регулярности) $\forall B$ (борелевского множества) в метрическом пространстве и $\forall \varepsilon > 0 \exists F_\varepsilon$ (замкнутое), G_ε (открытое), т.ч. $F_\varepsilon \subset B \subset G_\varepsilon$ и $P(G_\varepsilon \setminus F_\varepsilon) < \varepsilon$.

Для проверки (*) достаточно установить, что

$$E(\mathbf{I}_A f(\xi)) = E\mathbf{I}_A E f(\xi)$$

Где f непрерывна и ограничена: $f : \mathbf{R}^n \rightarrow \mathbf{R}$
Почему же можно использовать f вместо $\mathbf{I}_{\{\xi \in B\}}$? Введем $\varphi(t)$:



и рассмотрим $g_k(x) = \varphi(k\rho(x, B))$, где $\rho(x, B) = \inf\{\rho(x, y) : y \in B\}$.

Расстояние до замкнутого множества есть непрерывная функция. g - является непрерывной и ограниченной, кроме того, очевидно, что $g_k(x) \xrightarrow{k \rightarrow \infty} \mathbf{I}_A$. (Вспомним, ту самую "шляпку", которую часто рисует лектор). По теореме о мажорируемой сходимости Лебега, из соотношения $E\mathbf{I}_A f(\xi) = E\mathbf{I}_A E f(\xi)$ ("вроде сказки о Кащее: дуб \rightarrow сундук ...")

$\mathbf{I}_A f(\xi)$, введем вектор

$$\xi_n = (W(t_1 + \tau_n) - W(\tau_n), \dots, W(t_m + \tau_n) - W(\tau_n))$$

$\xi_n \rightarrow \xi$ п.н. в силу непрерывности бр.дв.

Снова по теореме Лебега:

$$E\mathbf{I}_A f(\xi) = \lim_n E\mathbf{I}_A f(\xi_n)$$

В силу счетной аддитивности интеграла Лебега:

$$\begin{aligned} E\mathbf{I}_A f(\xi_n) &= \sum_{k=1}^{\infty} E\mathbf{I}_A f(\xi_n) \mathbf{I}_{\{\tau_n = k2^{-n}\}} = \\ &= \sum_{k=1}^{\infty} E\mathbf{I}_{A \cap \{\tau_n = k2^{-n}\}} f((W(t_1 + k2^{-n}) - W(k2^{-n})) \dots W(t_m + k2^{-n}) - W(k2^{-n})) = \end{aligned}$$

$$A_{k,n} \in \mathcal{F}_{k2^{-n}}$$

по марковскому свойству броуновского движения:

$$(W(t_1 + k2^{-n}) - W(k2^{-n}), \dots, W(t_m + k2^{-n}) - W(k2^{-n})) \stackrel{D}{=} (W(t_1), \dots, W(t_m))$$

независит от $\mathcal{F}_{k2^{-n}}$
Следовательно

$$\begin{aligned} E(f(W(t_1), \dots, W(t_m))) \sum_{k=1}^{\infty} E\mathbf{I}_{A \cap \{\tau_k = k2^{-n}\}} &= \\ &= E(f(W(t_1), \dots, W(t_m))) E\mathbf{I}_A \end{aligned}$$

Таким образом, мы доказали, что $E\mathbf{I}f(\xi) = E\mathbf{I}_A E f(W(t_1) \dots W(t_m))$. Независимость: \mathcal{F}_τ и X доказана.
Возьмем $A = \Omega \Rightarrow \xi \stackrel{D}{=} (W(t_1) \dots W(t_m))$
 $E f(\xi) = E f(W(t_1) \dots W(t_m)) \bullet$

Принцип отражения

Пусть τ - м.о. относительно \mathcal{F}^W

Т Е О Р Е М А. "Отраженный процесс" $\{Z = Z_t, t \geq 0\}$ является броуновским движением. Если $\tau = \infty$ (с вер. 0), то полагаем $Z(t, \omega) = W(t, \omega)$ (т.е. отраженный процесс равен первоначальному)

Доказательство.

$$\circ Z(t, \omega) = W(t, \omega) \mathbf{I}_{\{\tau \geq t\}} + (2W(\tau(\omega), \omega) - W(t)) \mathbf{I}_{\{\tau < t\}}$$

Очевидно, что $Z(t)$ при каждом t является случайной величиной. Кроме того, траектории Z лежат в пространстве $(C_0[0, \infty), \rho)$, являющееся польским пространством.

Упражнение. Доказать, что, поскольку траектории Z непрерывны, то Z является сл. элементом со значениями в $C_0[0, \infty]$

Введем отображение "склеивания" в точке $b \in [0, \infty)$ - $h(b, f, g)$, где $f, g \in C_0[0, \infty)$ $h(b, f, g) = f(b) + g(t - b), t \geq b$

Отображение является непрерывным отображением $[0, +\infty) \times C_0[0, +\infty) \times C_0[0, +\infty) \rightarrow C[0, +\infty)$ Определим процесс $U(t) = W(t \wedge \tau)$ ($= W(\min(t, \tau))$)

$$W = h(\tau, U, X)$$

$$Z = h(\tau, U, -X)$$

$$(\tau, U, X) \stackrel{D}{=} (\tau, U, -X) \leftarrow \text{нужно доказать}$$

Дело в том, что (τ, U) является (доказать это в качестве Упражнения) \mathcal{F} - измеримым вектором, а по строго марковскому свойству X и $\mathcal{F}_{\tau, -X}$ и \mathcal{F}_τ - независимы. Следовательно,

$$Law(\tau, U, X) = Law(\tau, U) \otimes Law(X) \quad (Law(X) = Law(W)).$$

Аналогично раскладывается в силу независимости $Law(\tau, U, -X)$.

Т Е О Р Е М А. (Башелье). $\forall z > 0 P(\sup_{t \in [0, T]} W(t) > z) = 2P(W(T) > z)$

Т Е О Р Е М А. (Хинчин). С вероятностью 1 :

$$\limsup_{t \rightarrow \infty} \frac{W(t)}{\sqrt{2t \ln \ln t}} = 1$$

$$\liminf_{t \rightarrow \infty} \frac{W(t)}{\sqrt{2t \ln \ln t}} = -1$$

Лирическое отступление. *Произошел пожар в больнице, потушили его и начальник расчета докладывает: "4 человека пострадало- 2 откачали". Главврач: "Странно, горело паталогоанатомическое отделение, а сотрудников в нем не было..."*

Л Е М М А. $\forall t, x, y \geq 0 P(W(t) < y - x, M(t) \geq y) = P(W(t) > Y + x)$, где $M(t) = \max_{s \in [0, t]} W(s)$.

(Доказательство будет в следующей лекции.)

Лекция 6

Доказательство. (леммы)

$\sigma_{\tau_y} = \inf\{s : W(s) = y\}$. τ_y - момент первого попадания в замкнутое множество $\{y\}$ непрерывного процесса W . τ_y - момент остановки (вопрос лекции 4). $\{M(t) \geq y\} = \{\tau_y \leq t\}$. Пусть $\sigma_y = \inf\{t \geq 0, Z(t) = y\}$.

Очевидно, $\tau_y = \sigma_y$. Заметим, что $(\tau_y, W) \stackrel{D}{=} (\sigma_y, Z)$

$P(\tau_y \leq t, W \in B) = P(M(t) \geq y, W \in B) = P(W \in G_t \cap B)$. С другой стороны, $P(\sigma_y \leq t, Z \in B) = P(Z \in G_t \cap B) = P(W \in G_t \cap B)$

$P(\tau_y \geq t, W(t) < y - x) = P(\sigma_y \leq t, Z(t) < y - x) = P(\sigma_y \leq t, W(t) > y + x) = P(\tau_y \geq t, W(t) > y + x) = P(W(t) > y + x)$. Заметим, что если $W(t) > y + x$, то $M(t) \geq y$. А $\{M(t) \geq t\} \sim \{\tau_y \geq t\}$ •

Следствие. (Башелье) $P(M(t) \geq y) = 2P(W(t) \geq y)$

Доказательство.

○ $P(M(t) \geq y, W(t) < y - x) = P(W(t) > y + x)$

Положим $x = 0$

$P(M(t) \geq y, W(T) < y) = P(W(t) > y)$

Далее

$P(M(t) \leq y) = P(M(t) \geq y, W(T) < y) + P(M(t) \geq y, W(T) \geq y) = P(W(t) > y) + P(W(t) \geq y) = 2P(W(t) \geq y)$ •

Слабая сходимость вероятностных мер.

Опр.: Последовательность мер Q_n , заданных на метрическом пространстве (S, ρ) с борелевской σ -алгеброй $\mathcal{B}(S)$, называется *слабо сходящейся* к мере Q (на $(S, \mathcal{B}(S))$), если $\int_S f dQ_n \rightarrow \int f dQ$ (*)

$\forall f \in C_b(S, \mathbf{R})$ (можно \mathbf{C}), т.е. для любой непрерывной и ограниченной функции $f: S \rightarrow \mathbf{R}$

Часто пишут $\langle f, Q \rangle$ вместо $\int_S f dQ$.

Л Е М М А. Если $Q_n \Rightarrow Q$ и $Q_n \Rightarrow Q'$, то $Q = Q'$

Доказательство.

о из (*) вытекает, что

$$\int_S f dQ = \int_S f dQ' \quad \forall f \in C_b(S, \mathbf{R})$$

Следовательно,

$$\int_S \mathbf{I}_F dQ = \int_S \mathbf{I}_F dQ'$$

Для любого замкнутого F . Отсюда вытекает, что $Q(B) = Q'(B) \quad \forall B \in \mathbf{B}(S)$.

Т Е О Р Е М А. (А.Д. Александров). $Q_n \Rightarrow Q$ тогда и только тогда, когда выполнено любое из следующих условий:

1° $\limsup_n Q_n(F) \leq Q(F) \quad \forall$ замкнутого F

2° $\liminf_n Q_n(F) \geq Q(F) \quad \forall$ открытого G

3° $\lim_n Q_n(B) = Q(B) \quad \forall B \in \mathcal{B}(S) : Q(\partial B) = 0$

Доказательство.

о Заметим, что исходное определение (*) равносильно следующему

$$\limsup_n \langle f, Q_n \rangle \leq \langle f, Q \rangle \quad \forall f \in C_b(S, \mathbf{R})$$

Достаточно взять $(-f) \in C_b(S, \mathbf{R})$.

$$\limsup_n \langle -f, Q_n \rangle \leq \langle -f, Q \rangle$$

$$\liminf_n \langle -f, Q_n \rangle \geq \langle -f, Q \rangle$$

Покажем, что (*) \Rightarrow 1°. Пусть F - замкнутое множество в S . Введем фиксированные

$$f_F^\varepsilon(x) = \varphi(\varepsilon \rho(x, F)). \quad f_F^\varepsilon(x) - \text{непер. и огр. } \mathbf{I}_F(x) \leq f_F^\varepsilon(x), \quad \forall x \in S \quad \forall \varepsilon > 0$$

$$\text{Тогда } \langle \mathbf{I}_F, Q_n \rangle \leq \langle f_F^\varepsilon, Q_n \rangle. \quad \text{Поэтому } \limsup_n Q_n(F) \leq \limsup_n \langle f_F^\varepsilon(x), Q_n \rangle \leq \langle f_F^\varepsilon(x), Q \rangle$$

$$\text{По теореме Лебега } \langle f_F^\varepsilon(x), Q \rangle \xrightarrow{\varepsilon \downarrow 0} \langle \mathbf{I}_F, Q \rangle = Q(F).$$

Итак, $\limsup_n Q_n(F) \leq Q(F) \quad \forall$ замкнутых F . Докажем теперь, что 1° \Rightarrow (*).

Достаточно убедиться, что

$$\limsup_n \langle f, Q_n \rangle \leq \langle f, Q \rangle$$

\forall непрерывной ф. f , такой что $0 < f(x) < 1 \quad \forall x \in S$. Для других f получаем линейным преобразованием $af+ b$.

Введем для $k \in \mathbf{N}$ множества $F_i = \{x : f(x) \geq \frac{i}{k}\}$ $i = 0, 1, \dots, k$. F_i - замкнуто как прообраз замкнутого при непрерывном отображении. Положим $C_i = F_{i-1} \setminus F_i$ $i = 1, \dots, k$
 На множестве C_i $\frac{i-1}{k} \leq f(x) < \frac{i}{k}$

$$\sum_{i=1}^k \frac{i-1}{k} Q(C_i) \leq \int_S f dQ \leq \sum_{i=1}^k \frac{i}{k} Q(C_i)$$

$Q(C_i) = Q(F_{i-1}) - Q(F_i)$, тогда

$$\frac{1}{k} \sum_{i=1}^k Q(F_i) \leq \int_S f dQ \leq \frac{1}{k} + \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k i = 1^k Q(F_i)$$

Аналогично можно написать

$$\frac{1}{k} \sum_{i=1}^k Q_n(F_i) \leq \int_S f dQ_n \leq \frac{1}{k} + \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k Q_n(F_i)$$

Следовательно, $\langle f, Q_n \rangle \leq \frac{1}{k} + \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k Q_n(F_i)$, т.е. $\limsup_n \langle f, Q_n \rangle \leq \limsup_n (\dots)$ и

в силу $1^o \leq \frac{1}{k} + \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k Q(F_i) \leq \frac{1}{k} + \langle f, Q \rangle$, т.к. F замкнуто. Осталось устремить k в бесконечность. В итоге

$$\limsup_n \langle f, Q_n \rangle \leq \langle f, Q \rangle$$

\forall непрер. $f \in (0, 1)$.

(*)

\updownarrow

$1^o \leftrightarrow 2^o$

Импликация из 1 в 2 и обратно очевидна.

Докажем, что $1^o(2^o) \mapsto 3^o$

Пусть $[B]$ - замыкание B

B^o - внутренность B

$B^o \subset B \subset [B]$

В силу 1^o и 2^o имеем для $\forall B \in \mathcal{B}(S)$

$$Q(B^o) \leq \liminf_n Q_n(B^o) \leq \liminf_n Q_n(B) \leq \limsup_n Q_n(B) \leq \limsup_n Q_n([B]) \leq Q([B])$$

Если $Q(\partial B) = 0$, то $Q(B^o) = Q([B])$. Следовательно $\exists \lim_n Q_n(B) = Q(B)$.

Итак, 3^o доказано. Покажем $3^o \mapsto 1^o$. Пусть F - замкнутое множество в S .

Рассмотрим $F^{(\varepsilon)} = \{x \in S : \rho(x, F) < \varepsilon\}$. $\partial F^{(\varepsilon)} \cap \partial F^{(\delta)} = \emptyset$ $\varepsilon \neq \delta$.

Следовательно существует не более счетное множество $\varepsilon_n : Q(\partial F^{(\varepsilon_n)}) > 0$

Возьмем $\{\nu_n\}$ $\nu \downarrow 0$ $Q(\partial F^{(\nu_m)}) \neq 0$ По свойству 3^o , $Q_n(F^{(\nu_m)}) \rightarrow Q(F^{(\nu_m)})$

$$\limsup_n Q_n(F) \leq \limsup_n Q_n(F^{(\nu_m)}) = Q(F^{(\nu_m)})$$

Устремим $m \rightarrow \infty$. Тогда $Q(F^{(\nu_m)}) \rightarrow Q(F)$. В силу непрерывности меры, т.к. $F^{(\nu_m)} \rightarrow F$.

Опр.: $\{Q_\alpha\}_{\alpha \in \Lambda}$ называется *слабо относительно компактным*, если из любой последовательности $\{Q_n\}$ можно извлечь слабо сходящуюся подпоследовательность.

Упражнение. $Q_n \Rightarrow Q$ тогда и только тогда, когда

1. $\{Q_n\}$ слабо относительно компактным.

2. сущ. $\mathcal{H} \subset C_b(S, \mathbf{R})$

2.a. $\forall h \in \mathcal{H}$ сущ. $\lim_n \langle h, Q_n \rangle$

2.b. если $\langle Q, h \rangle = \langle Q', h \rangle$

$\forall h \in \mathcal{H}$, то $Q = Q'$ на $\mathcal{B}(S)$.

Опр.: Семейство мер $\{Q_\alpha\}_{\alpha \in \Lambda}$ называется *плотным*, если $\forall \varepsilon > 0, \exists$ компакт $K_\varepsilon \subset S$, такой что $Q_\alpha(K_\varepsilon) > 1 - \varepsilon \quad \forall \alpha \in \Lambda$.

Т Е О Р Е М А. (Прохоров). Если $\{Q_\alpha\}_{\alpha \in \Lambda}$ плотно, то $\{Q_\alpha\}_{\alpha \in \Lambda}$ является слабым относительно компактным. И наоборот, если семейство мер $\{Q_\alpha\}_{\alpha \in \Lambda}$ слабо относительно компактное и пространство (S, ρ) - польское, то $\{Q_\alpha\}_{\alpha \in \Lambda}$ - плотно.

Опр.: С.э. X_n ($X_n : \Omega_n \rightarrow S$) называется сх-ся по распределению к сл. элементу X ($X : \Omega \rightarrow S$), если

$$P_n X_n^{-1} \Rightarrow P X^{-1}$$

т.е. распределение X_n слабо сходится к распределению X . Иначе говоря $X_n \xrightarrow{D} X$, если $E_n f(X_n) \rightarrow E f(X) \quad n \rightarrow \infty \quad \forall f \in C_b(S, \mathbf{R})$.

Упражнение. Пусть $X_n \xrightarrow{D} X$ и $h : S \rightarrow \mathbf{R}$ - непрерывное отображение.

Тогда $h(X_n) \xrightarrow{D} h(X)$

Эквивалентная формулировка. $Q_n \Rightarrow Q$, тогда $Q_n h^{-1} \Rightarrow Q h^{-1}$. Об этом говорили на первой лекции: $X = \{X_t, t \in T\} : \omega \mapsto X(\omega)$. Возникает мера P_x на \mathcal{B}_T . Вся теория "стройно" работает, если $\mathcal{B}_T =$ борелевской σ -алгебре в пространстве $(S_T, \mathcal{B}(S_T))$.

Упражнение. В пространстве $C[0, 1]$ выполнено $\mathcal{B}_T = \mathcal{B}(S_T)$.

Упражнение. $Q_n \Rightarrow Q$ в пространстве $C[0, 1]$ тогда и только тогда, когда

1). $\{Q_n\}$ плотно (по т. Прохорова это равносильно слабой относительной компактности)

2). Слабо сх-ся все конечномерные распределения мер Q_n к к.м.р. Q , т.е. $Q_n \pi_{t_1, \dots, t_k}^{-1} \Rightarrow Q \pi_{t_1, \dots, t_k}^{-1}$, где $\pi_{t_1, \dots, t_k}(x) = (x(t_1), \dots, x(t_k))$ - непрерывное отображение $C[0, 1]$ в \mathbf{R}^k , а $x \in C[0, 1]$.

Для процессов $X^{(n)} = \{X_t^{(n)}, t \in [0, 1]\}$ с непрерывными траекториями

$$X^{(n)} \xrightarrow{D} X$$

1. Семейство распределений $X^{(n)}$ плотно.
2. $(X_{t_1}^{(n)}, \dots, X_{t_k}^{(n)}) \xrightarrow{D} (X_{t_1}, \dots, X_{t_k}) \forall t_1, \dots, t_k \in [0, 1] \forall k \in \mathbb{N}$.

У нас есть последовательность ξ_1, ξ_2, \dots - н.о.р.с.в., $E\xi_1 = 0, E\xi_1^2 = 1$.
 Разделим отрезок $[0, 1]$ на n равных частей. $S_k(w) = \xi_1(w) + \dots + \xi_k(w)$.
 С помощью линейной интерполяции построим график функции $S_k(w)/\sqrt{n}$.
 Получаем случайную ломанную $S^{(n)}(t, w)$.

график график график график график график график график график

$P_{S^{(n)}} \Rightarrow \mathbf{W}, S^{(n)} \xrightarrow{D} \{W_t, t \in [0, 1]\}$ (принцип инвариантности).
 При каждом t траектория $S^{(n)}$ - непрерывные функции $\rightarrow S^{(n)}$ является случайным элементом со значениями в пространстве $C[0, 1]$ (польское).
 $\rho(x(t), y(t)) = \sup_{t \in [0, 1]} |x(t) - y(t)|$, - метрика. Обозначение: $P_n = Law(S^{(n)})$ - распределение на $B(C[0, 1])$.

Лекция 7

Т Е О Р Е М А. (Донскер). $P_n \Rightarrow \mathbf{W}$ при $n \rightarrow \infty$,
 где $\mathbf{W} = Law(\{W_t, t \in [0, 1]\})$ - мера Виннера, т.е. распределение броуновского движения.

Напоминание: $P_n \Rightarrow P$ на (S, ρ) , если $\int_S f dP_n \rightarrow \int_S f dP, \forall f : S \rightarrow R, f$ - непрер. и огр.

$\xi_n \xrightarrow{D} \xi$ (случайный элемент), если $P_{\xi_n} \Rightarrow P_\xi$, т.е. $E_n f(\xi_n) \rightarrow E f(\xi), n \rightarrow \infty$.
 Здесь E_n - усреднение по P_n на том вероятностном пространстве, где заданы ξ_n .
 E - усреднение по P на том вероятностном пространстве, где заданы ξ .

Таким образом, для любого непрерывного функционала $h : C[0, 1] \rightarrow R$
 выполнено $h(S^{(n)}) \xrightarrow{D} h(\{W_t, t \in [0, 1]\})$.

При построении $S^{(n)}$ мы рассматривали X_1, X_2, \dots - н.о.р.; $EX_1 = 0, EX_1^2 = 1$ (*). Закон распределения X_i может быть любым, удовлетворяющим условиям (*). Тогда для любого непрер. функционала h верно $h(S^{(n)}) \xrightarrow{D} h(\{W_t, t \in [0, 1]\})$.
 В этом и состоит инвариантность.

Этот результат содержит ЦПТ.

Для таких X_i ЦПТ утверждает: $\frac{S_n}{\sqrt{n}} \xrightarrow{D} Z \sim N(0, 1)$. Почему тогда ЦПТ является следствием принципа инвариантности? Возьмём функционал $h : h(x(\cdot)) = x(1)$, где $x \in C[0, 1]$. Очевидно, что h - непрерывный функционал. Итак, если мы рассмотрим $h(S^{(n)}) \xrightarrow{D} h(\mathbf{W}) = W(1), \mathbf{W} = \{W_t, t \in [0, 1]\}, S^{(n)}$

- ломанная. Значит, так как

$$h(S^{(n)}) = \frac{S_n}{\sqrt{n}} \text{ и } W(1) \sim N(0, 1), \text{ то } \implies \text{ЦПТ.}$$

Этот подход позволяет находить распределение $h(W)$, отправляясь от распределения $h(S^{(n)})$.

Т.е. имеется принцип инвариантности и мы можем рассмотреть любые ломанные, тогда выберем X_1, X_2, \dots - простыми, а именно: $P(X_k = 1) = P(X_k = -1) = 1/2$, $EX_k = 0$, $EX_k^2 = 1$.

По этой схеме можно найти $\sup_{t \in [0,1]} S^{(n)}(t)$, тогда по принципу инвариантности

$$\sup_{t \in [0,1]} S^{(n)}(t) \xrightarrow{D} \sup_{t \in [0,1]} W_t \text{ и } \sup_{t \in [0,1]} S^{(n)}(t) = \frac{\max_{0 \leq k \leq n} S_k}{\sqrt{n}}.$$

Упражнение. Показать, что $\frac{\max_{0 \leq k \leq n} S_k}{\sqrt{n}} \xrightarrow{D} \sup_{t \in [0,1]} W_t$.

Пусть $X_{n,i}, i = 1, \dots, m_n$ - независимые случайные величины т.ч. $EX_{n,i} = 0$, $EX_{n,i}^2 = \sigma_{n,i}^2 > 0$. Пусть $\sum_{i=1}^{m_n} \sigma_{n,i}^2 = 1$ - условие нормировки (если это не выполнено, то без ограничения общности можно разделить все с.в. на константу). Определим случайную ломанную более общим способом:

Замечание: если X_1, X_2, \dots - последовательность, то $X_{n,i} = \frac{X_i}{\sqrt{n}}, i = 1, \dots, n, \implies$ это действительно более общая схема.

Т Е О Р Е М А. (Прохоров). Пусть серии независимых случайных величин $X_{n,i}, i = 1, 2, \dots$ таковы, что выполнено условие Линдберга:

$$\forall \varepsilon > 0 \sum_{k=1}^{m_n} E|X_{n,k}|^2 I\{|X_{n,k}| > \varepsilon\} \rightarrow 0 \quad (n \rightarrow \infty), \text{ тогда}$$

$$U_n \xrightarrow{D} W = \{W_t, t \in [0, 1]\} \text{ - броуновское движение.}$$

Из этой теоремы также вытекает ЦПТ (опять берём $h(x(\cdot)) = x(1)$).

Эти условия (Линдберга) оптимальны: они являются необходимыми и достаточными, если слагаемые удовлетворяют условию равномерной малости:

$$\max_{1 \leq k \leq m_n} \sigma_{n,k}^2 \rightarrow 0, \quad n \rightarrow \infty. \quad (\text{Это условие Феллера})$$

Введём метрику *Леви-Прохорова*:

$$\pi(P, Q) := \inf\{\varepsilon > 0 : P(B) < Q(B^\varepsilon) + \varepsilon \text{ и } Q(B) < P(B^\varepsilon) + \varepsilon, \forall B \in \mathcal{B}(S)\}, \text{ где } (S, \rho) \text{ - польское пространство, а } B^\varepsilon = \{x \in S : \rho(x, B) < \varepsilon\}, \rho(x, B) = \inf_{y \in B} \rho(x, y).$$

Т Е О Р Е М А. $P_n \Rightarrow P$ тогда и только тогда, когда $\pi(P_n, P) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$.

Т Е О Р Е М А (Боровков). Пусть $E|X_{n,i}|^s < \infty$ для некот. $s \in (2, 3]$. Для серий $X_{n,i}$, $i = 1, \dots, m_n$ - нез. и $EX_{n,i} = 0$, $E|X_{n,i}|^s < \infty$ введём дробь Ляпунова: $L_{n,s} := \sum_{k=1}^{m_n} E|X_{n,k}|^s$. (Почему дробь? Так как если бы сумма $\sum_{k=1}^{m_n} \sigma_{n,k}^2 = 1$, иначе бы поделили.) Итак, теорема:

$$\pi(Law(U_n), \mathbf{W}) \leq CL_{n,s}^{1/(s+1)}.$$

Оценка скорости сходимости. Улучшение можно получить, только улучшив const, а так скорость правильная, в смысле, что правильный порядок.

Т Е О Р Е М А (Скорород). Пусть X_1, X_2, \dots - нез. и $EX_i = 0$, $E|X_i|^2 = 1$. Тогда на некотором вероятностном пространстве (Ω, F, P) можно построить новую последовательность Y_1, Y_2, \dots такую, что $Law(X_1, X_2, \dots) = Law(Y_1, Y_2, \dots)$ и построить броуновское движение $W = \{W_t, t \geq 0\}$ таким образом, что $\sum_{k=1}^n Y_k = S_n = W(\sum_{k=1}^n T_k)$, где сл. вел. $T_k \geq 0$, $ET_k = EX_k^2$. (Суммы независимых случайных величин можно рассматривать как броуновское движение, остановленное в случайный момент времени.)

Т Е О Р Е М А (Штрассен). $S_n - W(n) = O(\sqrt{n \ln \ln n})$ п.н. при $n \rightarrow \infty$. (Сумму независимых случайных величин можно приблизить гауссовским законом, сильный принцип инвариантности.)

Т Е О Р Е М А (Штрассен, функциональный закон повторного логарифма). Пусть X_1, X_2, \dots - нез. и $EX_i = 0$, $E|X_i|^2 = 1$. РИСУНОК!!!

С вероятностью 1 множество $\{V_n(t)\}$ предкомпактно в $C[0, 1]$ и множество предельных точек этого семейства совпадает с "шаром Штрассена", т.е. множеством $\mathbf{K} = \{x(t) = \int_0^t y(s)ds, \int_0^1 y^2(s)ds \leq 1, t \in [0, 1]\}$.

Из этой теоремы легко вывести обычный закон повторного логарифма.

МАРТИНГАЛЫ.

Пусть есть пространство (Ω, F, P) , ξ - случ. вел. A - σ -алгебра и $A \subset F$.

Опр.: $\eta = E(\xi|A)$ - условное математическое ожидание, если

- 1) $\eta \in A/B(R)$ - измерима относительно σ -алгебры A ;
- 2) $\forall G \in A: E\eta I\{G\} = E\xi I\{G\}$.

Если $E|\xi| < \infty$, то $\eta = E(\xi|A) \exists$ и определена однозначно с точностью до значений на множестве меры 0.

Опр.: пусть $F=(F_t)_{t \in T}$ - некоторая фильтрация в (Ω, F, P) . Процесс $\{X_t, t \in T\}$ называется *мартингалом (относительно фильтрации)*, если

1. $X_t \in F_t/B(R), t \in T$ - изм. отн. F_t ;
2. $E|X_t| < \infty$ (интегрируемость всех с.в.);
3. $E(X_t|F_s) = X_s$ п.н., $\forall s \leq t; s, t \in T$.

Упражнение. Пусть $E\xi^2 < \infty$. Тогда $E(\xi|A) = Proj_{L^2(\Omega, A, P)}\xi$.

Часто пишут $(X_t, F_t)_{t \in T}$, подчёркивая роль фильтрации в определении мартингала.

Опр.: $F_t^X = \sigma\{X_s, s \leq t, s \in T\}$ - порождена течением процесса X до момента времени t . F_t^X - естественная фильтрация.

Примеры.

1) Пусть $\{X_t, t \leq 0\}$ - процесс с нез. приращениями. Пусть $EX_t = a \forall t$. Тогда $(X_t, F_t^X)_{t \geq 0}$ - мартингал.

Проверка. Первые два условия, очевидно, выполнены. Проверим третье:

$$E(X_t|F_t^X) = E(X_t - X_s + X_s|F_s^X) = E(X_t - X_s|F_s^X) + E(X_s|F_s^X). (*)$$

Вспомним, что $E(\xi|A) = \xi$, если ξ - изм. отн. A ; $E(\xi|A) = E\xi$, если ξ не зависит от A , $E|\xi| < \infty$. Таким образом, второе слагаемое в (*) $E(X_s|F_s^X) = X_s$, а первое $E(X_t - X_s|F_s^X) = EX_t - X_s = a - a = 0$, т.к. процесс - с независимыми приращениями, т.е. $X_t - X_s$ не зависит от F_s^X .

Отсюда видно, что броуновское движение - мартингал, а пуассоновский процесс - нет, т.к. $E()$ зависит от t .

Если $(X_t, F_t)_{t \in T}$ - мартингал, то $EX_t = E(E(X_t|F_s)) = EX_s, \forall s, t \in T$.

$S_n = \xi_1 + \dots + \xi_n$ - сумма нез. сл.в.; $F_n = \sigma\{\xi_1, \dots, \xi_n\}$, $E|\xi_k| < \infty$. Суммы независимых сл. величин. образуют мартингал \iff центрированы.

2) Пусть P и Q - меры на (Ω, F) . Пусть $(F_t)_{t \in T}$ - некоторая фильтрация. Предполагаем, что $\exists X_t = \frac{dP_t}{dQ_t}$ - производная Радона-Никодима, где $P_t = P|_{F_t}, Q_t = Q|_{F_t}$. Тогда (X_t, F_t) - мартингал, т.к.

$$\forall s \leq t; s, t \in T, E(X_t|F_s) = X_s \iff \int_A X_t dP = \int_A X_s dP.$$

3) Пусть ξ_1, ξ_2, \dots - нез.сл.вел; $E\xi_k = 1, k \geq 1$. Положим $X_n = \prod_{k=1}^n \xi_k$. Тогда $(X_n, F_n)_{n \geq 1}$ - мартингал, где $F_n = \{\xi_1, \dots, \xi_n\}$.

4) *Мартингал Леви.* Пусть $(F_t)_{t \in T}$ - некоторая фильтрация. Пусть ξ - сл.вел. т.ч. $E|\xi| < \infty$. Положим $X_t = E(\xi|F_t), t \in T$. Тогда (X_t, F_t) - мартингал.

Упражнение. Доказать, что не каждый мартингал можно представить в

виде мартингала Леви.

Опр.: Семейство случ. величин $\{\xi_\alpha, \alpha \in \Lambda\}$ называется *равномерно интегрируемым*, если $\lim_{c \rightarrow \infty} \sup_{\alpha} \{ E |\xi_\alpha| I\{|\xi_\alpha| > c\} \} = 0$.

В виде мартингала Леви представляются те и только те мартингалы, которые равномерно интегрируются.

Опр.: $(X_t, F_t)_{t \in T}$ - *субмартингал*, если:

1. $X_t \in F_t/B(R), t \in T$ - изм. отн. F_t ;
2. $E|X_t| < \infty$;
3. $E(X_t|F_s) \geq X_s, \forall s \leq t; s, t \in T$.

Опр.: $(X_t, F_t)_{t \in T}$ - *супермартингал*, если:

1. $X_t \in F_t/B(R), t \in T$ - изм. отн. F_t ;
2. $E|X_t| < \infty$;
3. $E(X_t|F_s) \leq X_s, \forall s \leq t; s, t \in T$.

Если (X_s, F_s) - супермартингал, то $(-X_s, F_s)$ - субмартингал.

Пример. Пусть $(X_t, F_t)_{t \in T}$ - мартингал и h - выпуклая функция, тогда $(h(X_t), F_t)_{t \in T}$ - субмартингал.

Опр.: последовательность $(\xi_n, F_n)_{n \geq 0}$ называется *мартингал-разностью*, если $E(\xi_n|F_{n-1}) = 0$ п.н.

(Происх. названия. Если $(\xi_n, F_n)_{n \geq 0}$ - мартингал, то $\xi_n = \Delta X_n = X_n - X_{n-1}, \Delta X_0 = 0$. Надо проверить, что $E(X_n|F_m) = X_m \iff E(\Delta X_n|F_{n-1}) = 0$.)

Опр.: процесс $\{A_n, n \geq 0\}$ - называется *предсказуемым*, если $A_n \in F_{n-1}/B(R)$. (Пишут (A_n, F_{n-1}) .)

Т Е О Р Е М А (Дуб). Пусть (X_n, F_n) - некоторый случ. процесс, $E|X_n| < \infty$. Тогда $X_n = M_n + A_n$, где M_n - мартингал, A_n - предсказуемый процесс и $A_0 \equiv 0, F_{-1} = \{\emptyset, \Omega\}$. Такое разложение единственно.

Упражнение. $P(\varepsilon_k = 1) = P(\varepsilon_k = -1) = 1/2, S_n = \varepsilon_1 + \dots + \varepsilon_n, S_0 = 0$.

Доказать, что $|S_n| = \sum_{k=1}^n \text{sgn}(S_{k-1}) \Delta S_k + L_n(0)$, где $L_n(0)$ - число нулей, $\{k = \{1, \dots, n\}, S_{k-1} = 0\}$. Это дискретный вариант формулы Танака.

Лекция 8

Доказательство:(теоремы Дуба)

○ Пусть (*) разложение справедливо. Тогда $\Delta X_n = \Delta M_n + \Delta A_n. E(\Delta X_n|\mathcal{F}_{n-1}) = E(\Delta M_n|\mathcal{F}_{n-1}) + E(\Delta A_n|\mathcal{F}_{n-1}) = \Delta A_n$, т.к.

во-первых $E(\Delta M_n | \mathcal{F}_{n-1}) = 0$, т.к. это мартингал-разность.

во-вторых A - предсказуемая, а значит \mathcal{F}_{n-1} -измерима.

Итак, $\Delta A_n = E(\Delta X_n | \mathcal{F}_{n-1})$, т.к. $A_0 = 0$, то $A_n = \sum E(\Delta X_n | \mathcal{F}_{n-1})$. Единственность доказана.

Обратно. Положим $A_0 \equiv 0$

$A_n = \sum_{k=1}^n E(\Delta X_k | \mathcal{F}_{k-1})$ - предсказ. Пусть $M_n = X_n - A_n$, тогда $\Delta M_n =$

$$\Delta X_n - \Delta A_n = \Delta X_n - E(\Delta X_n | \mathcal{F}_{n-1})$$

$$E(\Delta M_n | \mathcal{F}_{n-1}) = 0, \bullet$$

Замечание. Из доказательства видно, что

$$X \text{ - субмартингал } [E(X_{n+1} | \mathcal{F}_n) \geq X_n]$$

\Downarrow

A - не убывает $[\Delta A_n \geq 0]$

Пример. Пусть $\varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots$ - н.о.р.с.в. $\varepsilon_k = \pm 1$ с вер. $\frac{1}{2}$

$S_0 = 0, S_n = \varepsilon_1 + \dots + \varepsilon_n$. Процесс $X_n = |S_n|$ с $h(x) = |x|$ выпукла вниз. А процесс X_n - субмартингал.

$$\Delta A_n = E(\Delta X_n | \mathcal{F}_{n-1}) = E(X_n | \mathcal{F}_{n-1}) - X_{n-1}$$

$$X_n = |S_n|$$

$$E(|S_n| | \mathcal{F}_{n-1}) = E(|S_{n-1} + \varepsilon_n| | \mathcal{F}_{n-1})$$

$$\text{Запишем без модуля } |S_{n-1} + \varepsilon_n| = (S_{n-1} + \varepsilon_n)\mathbf{I}\{S_{n-1} > 0\} + |\varepsilon_n|\mathbf{I}\{S_{n-1} = 0\} - (S_{n-1} + \varepsilon_n)\mathbf{I}\{S_{n-1} < 0\}.$$

$$|\varepsilon_n| = 1$$

$$E(|S_n| | \mathcal{F}_{n-1}) = E(S_{n-1}\mathbf{I}\{S_{n-1} > 0\} | \mathcal{F}_{n-1}) +$$

$$+ E(\varepsilon_n\mathbf{I}\{S_{n-1} > 0\} | \mathcal{F}_{n-1}) + E(\mathbf{I}\{S_{n-1} = 0\} | \mathcal{F}_{n-1}) -$$

$$- E(S_{n-1}\mathbf{I}\{S_{n-1} < 0\} | \mathcal{F}_{n-1}) - E(\varepsilon_{n-1}\mathbf{I}\{S_{n-1} < 0\} | \mathcal{F}_n)$$

В этом выражении $E(\varepsilon_n\mathbf{I}\{S_{n-1} > 0\} | \mathcal{F}_{n-1}) = 0$ и $E(\varepsilon_{n-1}\mathbf{I}\{S_{n-1} < 0\} | \mathcal{F}_n) = 0$. Т.к.

1. $E(\xi\eta | \mathcal{A}) = \eta E(\xi | \mathcal{A})$, если η - измерима относительно \mathcal{A} и $E|\xi\eta| < \infty$ $E|\xi| < \infty$.

2. Если ξ и \mathcal{A} независимы, то $E(\xi | \mathcal{A}) = E\xi$.

По этим свойствам, $E(\varepsilon_n\mathbf{I}\{S_{n-1} < 0\} | \mathcal{F}_{n-1}) =$

$$= \mathbf{I}\{S_{n-1} > 0\} E(\varepsilon_n | \mathcal{F}_{n-1})$$

|| Таким образом,

$$E\varepsilon_n = 0$$

$$E(|S_n| | \mathcal{F}_{n-1}) = S_{n-1}\mathbf{I}\{S_{n-1} > 0\} + \mathbf{I}\{S_n = 0\} - S_{n-1}\mathbf{I}\{S_{n-1} < 0\}$$

$$|S_n| = (S_{n-1} + \varepsilon_n)\mathbf{I}\{S_{n-1} > 0\} + \mathbf{I}\{S_{n-1} = 0\} - (S_{n-1} + \varepsilon_n)\mathbf{I}\{S_{n-1} < 0\}$$

$$\Delta A_n = |S_n| - E(|S_n| | \mathcal{F}_{n-1}) = \varepsilon_n\mathbf{I}\{S_{n-1} > 0\} - \varepsilon_n\mathbf{I}\{S_{n-1} < 0\} =$$

$$= (\Delta S_n) \text{sgn}(S_{n-1})$$

$$A_n = \sum_{k=1}^n \Delta S_k \text{sgn}(S_{k-1}) \quad (A_0 = |S_n| = 0)$$

$$M_n = L_n(0) = \sum_{k=1}^n \mathbf{I}\{S_{k-1} = 0\} =$$

= количество $\{k \in \{0; \dots; k-1\}, S_k = 0\}$

Доказана формула (дискретный вариант формулы Танака)

$$|S_n| = \sum_{k=1}^n \Delta S_k \operatorname{sgn}(S_{k-1}) + L_n(0)$$

$$E|S_n| = EL_n(0) \quad EL_n(0) \stackrel{n \rightarrow \infty}{\sim} \sqrt{\frac{2}{\pi}n}$$

По ЦПТ $\frac{S_n}{\sqrt{n}} \xrightarrow{D} Z \sim N(0, 1)$

Вспомним ЛЕММУ $Y_n \xrightarrow{D} Y$ - непрерывное отображение. Тогда

$h(Y_n) \xrightarrow{D} h(Y)$. Возьмем в качестве $h(x) = |x| \Rightarrow$

$$\frac{|S_n|}{\sqrt{n}} \xrightarrow{D} |Z|$$

А что значит \xrightarrow{D} :

$Ef(Y_n) \rightarrow Ef(Y) \forall f$ непрерывной и ограниченной.

Если $\xi_n \xrightarrow{D} \xi$ и $\{\xi_n\}$ - равномерно интегрируемы, то

$E\xi_n \rightarrow E\xi$, что же значит равномерная интегрируемость:

$\limsup_{k \rightarrow \infty} E(|\xi_n| \mathbf{I}\{|\xi_n| > c\}) = 0$. Рассмотрим еще достаточное условие равномерной

интегрируемости (р.и.):

$\sup_n E|\xi_n|^{1+\delta} < \infty$ для некоторого $\delta > 0$, т.к.

$E(|\xi_n| \mathbf{I}\{|\xi_n| > c\}) \leq \frac{E|\xi_n|^{1+\delta}}{c^\delta}$ - по неравенству Чебышева.

$$E \left(\frac{|S_n|}{\sqrt{n}} \right)^2 = \frac{ES_n^2}{n} = \frac{DS_n}{n} = \frac{D\varepsilon_1 + \dots + D\varepsilon_n}{n} = \frac{1 + \dots + 1}{n} = 1$$

Следовательно, $E \left(\frac{|S_n|}{\sqrt{n}} \right) \rightarrow E|Z| = \sqrt{\frac{2}{\pi}}$

Л Е М М А. Пусть $Y = \{Y_t, t \geq 0\}$ - процесс с независимыми приращениями, т.ч. $Ee^{\alpha Y_t} < \infty$ и $Ee^{\alpha(Y_t - Y_s)} < \infty$ для некоторой $\alpha \in \mathbf{R}$ и всех $s, t \in [0; +\infty)$

Определим $Z_t = \frac{e^{\alpha Y_t}}{Ee^{\alpha Y_t}}, t \geq 0$.

Процесс $Z = \{Z_t, t \geq 0\}$ является мартингал-разностью тогда и только тогда, когда

$$E \left(\frac{e^{\alpha Y_t}}{e^{\alpha Y_s}} \right) = \frac{Ee^{\alpha Y_t}}{Ee^{\alpha Y_s}}$$

Доказательство.

○ $E(Z_t | \mathcal{F}_s) = Z_s \quad s \leq t$

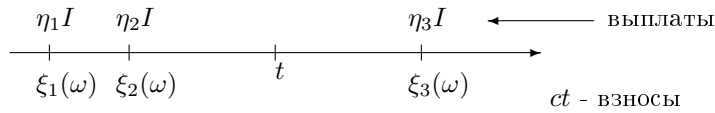
$$\begin{aligned} E(Z_t | \mathcal{F}_s) &= \frac{E(e^{\alpha Y_t} | \mathcal{F}_s)}{Ee^{\alpha Y_t}} = \frac{E(e^{\alpha Y_s} e^{\alpha(Y_t - Y_s)} | \mathcal{F}_s)}{Ee^{\alpha Y_t}} = \\ &= \frac{e^{\alpha Y_s}}{Ee^{\alpha Y_t}} E \left(\frac{e^{\alpha Y_t}}{e^{\alpha Y_s}} \right) \stackrel{?}{=} Z_s \end{aligned}$$

А так как $Y_t - Y_s$ и \mathcal{F} независимы, то $E\left(\frac{e^{\alpha Y_t}}{e^{\alpha Y_s}}\right) = \frac{Ee^{\alpha Y_t}}{Ee^{\alpha Y_s}} \bullet$

Здесь опять дается определение модели Крамера-Лундберта.

$$Y_t = y_0 + ct - \sum_{j=1}^{X_t(\omega)} \eta_j(\omega)$$

$t \geq 0$. $\{\xi_j\}$ и $\{\eta_j\}$ - независимы. (Модель страхования)



Момент разорения $\tau = \inf\{t : Y_t < 0\}$. Вопрос такой: оценить $P(\tau < \infty) \leq ?$

Докажем, что $Y = \{Y_t, t \geq 0\}$ - процесс с независимыми приращениями:

$$\begin{array}{ccccccc} Y_{t_1} & Y_{t_2} - Y_{t_1} & \dots & Y_{t_m} - Y_{t_{m-1}} & & & \\ \parallel & \parallel & & & & & \\ \xi_1 & \xi_2 & & & & & \end{array}$$

$$\xi_1, \dots, \xi_m \text{ независимы} \Leftrightarrow Ee^{i\nu_1 \xi_1 + \dots + i\nu_m \xi_m} = \prod_{k=1}^m e^{i\nu_k \xi_k}$$

$$\forall \nu_k \in \mathbf{R} \quad k = 1, \dots, m \\ Ee^{i\nu_k \xi_k} = Ee^{i\nu_k (Y_{t_k} - Y_{t_{k-1}})} =$$

$$\begin{aligned} & \left[\text{без ограничения общности } Y_t = \sum_{j=0}^{N_t} \eta_j \right] \\ &= \sum_{r=0}^{\infty} \sum_{j=0}^{\infty} Ee^{i\nu_k (N_{t_k} - N_{t_{k-1}})} \mathbf{I}\{N_{t_{k-1}} = j\} \mathbf{I}\{Y_{t_k} - Y_{t_{k-1}} = r\} = \\ &= \sum_{r=0}^{\infty} \sum_{j=0}^{\infty} Ee^{i\nu_k \sum_{l=j+1}^{j+r} \eta_l} \mathbf{I}\{N_{t_{k-1}} = j\} \mathbf{I}\{Y_{t_k} - Y_{t_{k-1}} = r\} = \\ & \quad \left[\text{если } \eta_j \text{ и } \xi_j \text{ независимы} \right] \\ &= \sum_{r=0}^{\infty} \sum_{j=0}^{\infty} Ee^{i\nu_k \sum_{l=j+1}^{j+r} \eta_l} \frac{(\lambda t_{k-1})^j}{j!} e^{-\lambda t_{k-1}} \frac{\lambda^r (t_k - t_{k-1})^r}{r!} e^{-\lambda (t_k - t_{k-1})} = \\ &= \sum_{r=0}^{\infty} (Ee^{\nu_k \eta_1})^r \frac{(\lambda (t_k - t_{k-1}))^r}{k!} e^{-\lambda (t_k - t_{k-1})} = \\ &= e^{-\lambda (t_k - t_{k-1}) + \lambda (t_k - t_{k-1}) Ee^{i\nu_k \eta_1}} = e^{\lambda (t_k - t_{k-1}) (Ee^{i\nu_k \eta_1} - 1)}. \end{aligned}$$

Но лучше проверить выкладки здесь ↙

Упражнение. Вычислить

$$E \left(\frac{e^{\alpha Y_t}}{e^{\alpha Y_s}} \right) = E e^{\alpha(Y_t - Y_s)}$$

$$Z_t = \frac{e^{\alpha Y_t}}{E e^{\alpha Y_t}}, a = const, t \geq 0$$

Л Е М М А. $\{X_t, t \geq 0\}$ - март., имеющий п.н. непрерывные справа траектории. Тогда для любых ограниченных опциональных моментов (относительно $(\mathcal{F}_t)_{t \geq 0}$) τ и σ :

$$EX_\tau = EX_\sigma$$

лемма будет еще раз сформулирована и доказана на следующей лекции.

Упражнение. X - имеет п.н. непрерывные справа траектории, G - открытое. Тогда $\tau_G = \inf\{t \geq 0 : X_t \leq G\}$ - опциональный момент относительно $(\mathcal{F}_t^X)_{t \geq 0}$.

Следствие. $\tau = \inf\{t \geq 0, Y_t < 0\} = \inf\{t \geq 0, Y_t \in (-\infty; 0)\}$ - опциональный момент. (См. "Последовательный статистический анализ" Ширяев)

Лекция 9

Предположение. (*) $\psi(v) = E e^{v\eta_1} < \infty \forall v \in \mathbf{R} (\eta_i \geq 0)$. Условие справедливо, если $|\eta_i| < const$

Пропущено немного. Нужно допечатать.

$$\begin{aligned} \text{Следовательно, } e^{vY_t} &= e^{tg(v) - vy_0} \\ E e^{-vY_s} &= e^{sg(v) - vy_0} \end{aligned}$$

$$E \left(\frac{e^{-vY_t}}{e^{-vY_s}} \right) = e^{(t-s)g(v)} = \frac{E e^{-vY_t}}{E e^{-vY_s}}$$

$$\text{Итак, } Z_t = \frac{e^{-vY_t}}{E e^{-vY_t}} = e^{-vY_t - tg(v) + vy_0}$$

Если Z_t мартингал, то $const Z_t$ - тоже март. Таким образом, $X_t = e^{-vY_t - tg(v)}, t \geq 0$ - мартингал.

$\tau = \inf\{t > 0, Y_t < 0\} = \inf\{t > 0, Y_t \in (-\infty; 0)\}$. Замети, что Y_t - процесс, имеющий непрерывные справа траектории. Поэтому $\{\tau < t\} \in \mathcal{F}_t$ - т.е. опциональный момент.

Л Е М М А. $\{X_t, t \geq 0\}$ - март., имеющий п.н. непрерывные справа траектории. Тогда для любых ограниченных опциональных моментов (относительно $(\mathcal{F}_t)_{t \geq 0}$) τ и σ :

$$EX_\tau = EX_\sigma$$

если $\tau \leq c$ и $\sigma \leq c$ (ограниченные моменты).

Доказательство.

○ $0 \leq \tau \wedge t \leq t$. Следовательно, $EX_0 = EX_{\tau \wedge t}$

$$X_t = e^{-vY_t - tg(v)} \quad t \geq 0$$

Y_t -непрер. справа., а $tg(v)$ - непрерыв.

$$EX_0 = e^{-vy_0}$$

$$\begin{aligned} EX_{\tau \wedge t} &= Ee^{-vY_{\tau \wedge t} - (\tau \wedge t)g(v)} \geq \\ &\geq Ee^{-vY_{\tau \wedge t} - (\tau \wedge t)g(v)} \mathbf{I}\{\tau \leq t\} = \\ &= Ee^{-vY_{\tau} - \tau g(v)} \mathbf{I}\{\tau \leq t\} \geq \end{aligned}$$

$[-vY_{\tau} \geq 0$, т.к. $v > 0$, $Y_{\tau} < 0$, т.к. τ - момент выхода к отриц. значениям.]

$$\geq Ee^{-\tau g(v)} \mathbf{I}\{\tau \leq t\} \geq \inf_{0 \leq s \leq t} e^{-\tau s} E \mathbf{I}\{\tau \leq s\}.$$

$$[E \mathbf{I}\{\tau \leq t\} = P(\{\tau \leq t\}) \leq e^{-vy_0} \sup_{0 \leq s \leq t} e^{sg(v)}, \quad e^{-vy_0} = EX_0]$$

Выберем $v = v_0$ так, чтобы $g(v_0) = 0$. Вспомним устройство функции $g(v) = \lambda(\psi(v) - 1) - vc$

Что такое $\psi(v) = Ee^{v\eta_1}$, $\psi(0) = 1$, $\psi'(v) = E\eta_1 e^{v\eta_1}$, $\psi'(0) = E\eta_1 = a > 0$ - предположим, что $g'(v) = \lambda\psi'(v) - c$, $g'(0) = \lambda a - c < 0$

Возникает $c > \lambda a$

$E\eta_1$ - мат. ожидание выплат. λ - плотность пуас. потока. $\psi''(v) = E(\eta_1^2 e^{v\eta_1}) > 0$

$\exists! v_0$ на $(0; +\infty)$.

Итак, существует единственная точка, т.ч. $g(v_0) = 0$. Тогда $P\{\tau \leq t\} \leq e^{-v_0 y_0}$

В итоге

$$P\{\tau \leq \infty\} \leq e^{-v_0 y_0}$$

-это называется основной теорема страховой математики. Осталась ЛЕММА:

Т Е О Р Е М А (Дуб) Пусть $(X_n)_{n \geq 0}$ - мартингал. Пусть τ и σ - марковские моменты, такие что $\sigma \geq \tau \geq const$. Тогда

$$E(X_{\tau} | \mathcal{F}_{\sigma}) = X_{\sigma}$$

Пусть $\{X_t, t \geq 0\}$ - мартингал, имеющий непрерывные справа траектории.

Пусть τ и σ - ограниченные опциональные моменты. Тогда

$$EX_{\sigma} = EX_{\tau}$$

Введем $\tau(n) = 2^{-n} [2^n \tau + 1]$

$\sigma(n) = 2^{-n} [2^n \sigma + 1]$

Тогда τ и σ - марковские моменты относительно фильтрации $\mathcal{F}_{k2^{-n}}$, $k = 0, 1, \dots$

$\{\tau(n) \leq k2^{-n}\} = \{\tau < k2^{-n}\} \text{ in } \mathcal{F}_{k2^{-n}}$

$\tau(n) \downarrow \tau$ $\sigma(n) \downarrow \sigma$

В силу непрерывности справа траекторий $\{X_t, t \geq 0\}$ имеем $X_{\tau(n)} \rightarrow X_{\tau}$ и

$X_{\sigma(n)} \rightarrow X_\sigma$. Заметим, что $\sigma(n) < \tau(n)$. По т. Дуба $E(X_{\tau(n)}|\mathcal{F}_{\sigma(n)}) = X_{\sigma(n)}$

В силу сказанного $\{X_{\sigma(n)}\}$ - явл. равн. интегр. Поэтому $X_{\sigma(n)}$ будет измеримо относительно $\mathcal{F}_{\sigma(m)}$ при $n \geq m$. Таким образом, X_σ - будет изм. относительно $\mathcal{G} = \bigcap_n \overline{\mathcal{F}}_{\sigma(n)}$. Если $Y_n \in \mathcal{A}|\mathcal{B}(\mathbf{R})$ и $Y_n \rightarrow Y$ п.н. и $Y \in \overline{\mathcal{A}}|\mathcal{B}(\mathbf{R})$

$$E(X_\tau|\mathcal{G}) = X_\sigma$$

$$\Rightarrow EX_\tau = EX_\sigma$$

X_σ является \mathcal{G} -измеримой величиной. Следовательно требуется проверить:

$$EX_\tau \mathbf{I}_A = EX_\sigma \mathbf{I}_A \quad \forall A \in \mathcal{G}$$

- это вытекает из того, что $X_{\tau(n)} \rightarrow X_\tau$ п.н. и в L^1

$X_{\sigma(n)} \rightarrow X_\sigma$ п.н. и в L^1

$$E(X_{\tau(n)}|\mathcal{F}_{\sigma(n)}) = X_{\sigma(n)} \quad \bullet$$

МАРКОВСКИЕ ПРОЦЕССЫ.

(Андрей Андреевич Марков)

Пусть $X + \{X_t, t \in T\}$, $T \subset \mathbf{R}$

$X_t : \Omega \rightarrow S_t$, $\mathcal{F}_{\geq t} = \sigma\{X_s, s \geq t, s \in T\}$

Пусть имеется фильтрация $\mathbf{F} = (\mathcal{F}_t)_{t \in T}$, т.ч. $X = \{X_t, t \in T\}$ согласована с \mathbf{F} .

Опр.: X - марковский процесс, если $\forall c \in \mathcal{F}_{\geq t} \quad P(C|\mathcal{F}_t) = P(C|X_t)$.

Упражнение. Если $S_t, t \in T$ - борелевское пространство, то

$$E(h(X)|X_{S_1} \dots X_{S_m}, X_t) = E(h(X)|X_t)(**)$$

$\forall s_1 < \dots < s_m < t < u$, где $s, t, u \in T$ и h - произвольная огр. и изм. Обычно $T = \mathbf{R}_+$ или $T = \mathbf{Z}_+$

Опр.: Марковский процесс называется **цепью Маркова**, если все $S_t = S$ и δ н.б.ч.с. (не более, чем счетно), т.ч. S или $\{0, 1, \dots, r\}$, или \mathbf{Z}_+ .

Для цепей Маркова определение (***) $\Leftrightarrow P(X_n = j | X_{S_1} = i_1, \dots, X_{S_m} = i_m, X_t = i) =$

$$= P(X_n = j | X_t = i), \text{ если } P(X_{S_1} = i_1, \dots, X_{S_m} = i_m, X_t = i) \neq 0$$

Т Е О Р Е М А. Пусть $\{X_t, t \geq 0\}$ - процесс с независимыми приращениями (со значениями в \mathbf{R}^k). Тогда X - марковский процесс (относительно естественной фильтрации).

Следствие. Виннеровский процесс является марковским. Пуассоновский процесс - марковский.

Доказательство.(теорема)

○ Рассмотрим $s_1 < \dots < s_m < t < u$, $\sigma\{X_{s_1}, \dots, X_{s_m}, X_t\} = \sigma\{X_{s_1}, X_{s_2} - X_{s_1}, \dots, X_{s_m} - X_{s_{m-1}}, X_t - X_{s_m}\}$

Требуется проверить, что

$E(h(X_n)|X_{s_1}, \dots, X_{s_m}, X_t) = E(h(X_n)|X_t)$, то есть почему выполнено равенство $E(h(X_n)|\xi_1, \dots, \xi_m, \xi) = E(h(X_n)|X_t)$? Со второго курса нам известно: если ξ, η - независимые случайные вектора в R^k и R^1 и g - ограниченная измеримая функция, $g: R^{k+1} \rightarrow R$, то $E(g(\xi, \eta)|\eta = x) = Eg(\xi, x)$. Также

$$E(Z|Y = x) = \phi(x)$$

и

$$E(Z|Y) = \phi(Y),$$

где ϕ - борелевская. Тогда в нашем случае

$$\begin{aligned} E(h(X_n)|\xi_1 = x_1, \dots, \xi_m = x_m, \xi = x) &= E(h(X_n - X_t + X_1 + \dots + X_{m+1}) = \\ &= \psi(X_1 + \dots + X_{m+1}), \end{aligned}$$

где ψ - борелевская функция, а $\xi_1 = X_{s_1}, \xi_2 = X_{s_2} - X_{s_1}, \dots, \xi_m = X_{s_m} - X_{s_{m-1}}, \xi = X_t - X_m; X_n = X_n - X_t + (X_t - X_m) + \dots + X_{s_1}$. Это необходимо пояснить: строим аппроксимацию

$$E(h(X_n)|X_t) = E(E(h(X_n)|X_{s_1}, \dots, X_{s_{m+1}}, X_t)|X_t)$$

Используя телескопическое свойство, получим: если $A_2 \subset A_1$, то

$$\begin{aligned} E(E(\xi|A_1)|A_2) &= E(\xi|A_2) = \\ &= E(\psi(\sum_{k=1}^{m+1} \xi_k) | \sum_{k=1}^{m+1} \xi_k) = \psi(\xi_1 + \dots + \xi_{m+1}), \end{aligned}$$

ч.т.д. •

Лекция 10

$(X_t, \mathcal{F})_{t \in T} X: \Omega \rightarrow S_t (S_t, \mathcal{B}_t)$
 $T \subset \mathbf{R}, (\Omega, \mathcal{F}, P)$

$$P(C|\mathcal{F}_t) = P(C|X_t) \quad (*)$$

$C \in \mathcal{F}_{\geq t} = \sigma\{X_u, u \geq t, u \in T\}$ $E(\mathbf{1}_C|\mathcal{A}) = P(C|\mathcal{A})$
 \mathcal{F}_t^X - естественная фильтрация. Если (S_t, \mathcal{B}_t) - борелевское пространство, то $(*) \Leftrightarrow E(f(X_t)|X_{s_1}, \dots, X_{s_m}, X_s) = E(f(X_t)|X_s)$,
 где $s_1 < \dots < s_m < s \geq t$ f - любая измеримая: $S_t \rightarrow \mathbf{R}$.

Пример. Пусть X_0, ξ_1, ξ_2, \dots - независимые сл. величины.

$$X_0 : \Omega \rightarrow \mathbf{R}^m$$

$$\xi_k : \Omega \rightarrow \mathbf{R}^m, k = 1, 2, \dots$$

Положим $X_{n+1} = h_{n+1}(X_n, \xi_{n+1})$, $n = 0, 1, \dots$, где $h(\text{изм.}): \mathbf{R}^m \times \mathbf{R}^q \rightarrow \mathbf{R}^m$
Тогда $\{X_n\}$ - марковский процесс (Верно и для непрерывного времени)

Доказательство.

○

$$E(f(X_{n+1}|X_n = x_n, \dots, X_0 = x_0) =$$

$$E(\xi|\eta) = \phi(\eta), \quad E(\xi|\eta = x) = \phi(x)$$

$$= E(f(h_{n+1}(X_n, \xi_{n+1}))|X_n = x_n, \dots, X_0 = x_0) =$$

$E(g(\xi, \eta)|\eta = x) = E_g(\xi, x)$ если ξ и η - независимы.

$$= E(f(h_{n+1}(x_n, \xi_{n+1})) =$$

$$= E(f(X_{n+1})|X_n = x_n)$$

Следовательно, $\{X_n\}$ - Марковский процесс. •

Рассмотрим случай, когда $S_t \subset S_n$. S - конечное и счетное множество $S = \{0, 1, \dots, r\}$ или $S = \{0, 1, \dots\}$. Введем в S метрику:

$$\rho(x, y) = \begin{cases} 0, & x = y; \\ 1, & x \neq y. \end{cases}$$

Тогда S - польское пространство. В этом случае $\{X_t\}_{t \in T}$ - марк. процесс.
 $\Leftrightarrow P(X_t = j | X_{s_1}, \dots, X_{s_m} = i_m, X_s = i) = P(X_t = j | X_s = i)$ для
 $\forall s_1 < \dots < s_m < s \leq t$ (все $\in T$) и $\forall i_1, \dots, i_m, i$, т.ч. $P(\dots) \neq 0$.
Введем $S_s = \{i \in S : P(X_s = i) \neq 0\}$, тогда определены формулы

$$p_{ij}(s, t) := P(X_t = j | X_s = i) \quad s \leq t, \quad s, t \in T. \quad i \in S_s, \quad j \in S_t$$

Очевидно, функции p_{ij} , называемые переходными вероятностями, обладают следующими свойствами:

$$1). p_{ij}(s, t) \geq 0 \quad \forall i \in S_s, \quad j \in S_t \quad s \geq t$$

$$2). \sum_j p_{ij}(s, t) = 1$$

$$3). p_{ij}(s, s) = \delta_{ij}$$

$$4). p_{ij}(s, t) = \sum_{k \in S_u} p_{ik}(s, u) p_{kj}(u, t) \quad \forall s < u < t \quad \text{-ур-е Колмогорова-Чепмена.}$$

Замечание. Легко определить $p_{ij}(s, t) \quad \forall i, j \in S \quad s \leq t$, так чтобы выполнялись 1)-4). А именно, положим:

$$p_{ij}(s; t) = 0, \text{ если } i \in S_s \text{ и } j \in S_t$$

$p_{ij}(s; t) = p_{i_0(s), j}(s; t)$, $j \in S$, где $i_0 = i_0(s) \in S$

Поэтому далее без ограничения общности считаем, что $p_{ij}(s; t)$ заданы для $s \leq t$ ($s, t \in T$) и всех $i, j \in S$.

Посчитаем $P(X_{t_1} = j_1, \dots, X_{t_n} = j_n) = P(X_{t_n} = j_n | X_{t_{n-1}} = j_{n-1}) P(X_{t_1} = j_1, \dots, X_{t_{n-1}} = j_{n-1}) = [$ в силу марковости можно выкинуть всю предысторию, получим $] = p_{j_{n-1}, j_n}(t_{n-1}, t_n) P(X_{t_1} = j_1, \dots, X_{t_{n-1}} = j_{n-1}) = [$ эти формулы верны при вероятности условия не равной нулю, аналогичным образом получаем $] = p_{j_{n-1}, j_n}(t_{n-1}, t_n)(t_{n-2}, t_{n-1}) \cdot \dots \cdot p_{j_1, j_2}(t_1; t_2) P(X_{t_1} = j_1) =$

$$= P(X_{t_1} = j_1) \cdot p_{j_1, j_2}(t_1; t_2) \cdot \dots \cdot p_{j_{n-1}, j_n}(t_{n-1}; t_n)$$

Рассмотрим $T = [0, \infty)$ или $T = \mathbf{Z}_+$

$P(X_{t_1} = j_1) = [$ по формуле полной вероятности $] = \sum_i p_i(0) \cdot p_{ij_1}(0; t_1)$, где

$p_i(0) = P(X_0 = i)$, $i \in S$ - начальное распределение. Тогда

$$P((X_{t_1}, \dots, X_{t_n}) \in B) = \sum_i \sum_{(j_1, \dots, j_n) \in B} p_i(0) p_{ij_1}(0; t_1) \cdot \dots \cdot p_{j_{n-1}, j_n}(t_{n-1}; t_n)$$

Т Е О Р Е М А Пусть S - дискретное пространство. Пусть для m в $S_t \subset S$, $t \in T$ (непустых) заданы функции $p_{ij}(s; t)$, $s \leq t$, $i \in S_s$, $j \in S_t$, удовлетворяющие условиям 1)-4). Пусть $p_i(0) \geq 0$ и $\sum_i p_i(0) = 1$. Тогда на

некотором пространстве $(\Omega, \mathcal{F}, P) \exists$ марковский процесс $\{X_t\}_{t \in T}$ ($t = [0, \infty)$ или $T = \mathbf{Z}_+$), т.ч. $p_i(0) = P(X_0 = i)$, $p_{ij}(s; t) = P(X_t = j | X_s = i)$.

Итак, марковская цепь может быть построена с помощью переходных вероятностей; необходимо только выполнение условий 1)-4).

Примечание. (пуассоновский процесс) Пусть $m(B)$, $B \in \mathcal{B}(\mathbf{R}_+)$ - локально конечная мера, т.е. $m(B) < \infty$ для ограниченных множеств B . $S = \{0, 1, 2, \dots\}$.

Определим :

$$p_{ij}(s; t) = \begin{cases} \frac{m((s; t])^{j-i}}{(j-i)!} e^{-m((s; t])}, & j \geq i; \\ 0 & j < i. \end{cases}$$

Пусть $p_{ij}(s; s) = \delta_{ij}$

Легко видеть, что 1), 2), 3) очевидно выполняются (разложение экспоненты в ряд). Проверим 4):

$p_{ij}(s; t) = \sum_k p_{ik}(s; u) p_{kj}(u; t)$, $s < u < t$. Что получается:

$$\begin{aligned} & \sum_{i \leq k \leq j} \frac{m((s; u])^{k-i}}{(k-i)!} e^{-m((s; u])} \cdot \frac{m((u; t])^{j-k}}{(j-k)!} e^{-m((u; t])} = \\ & = e^{-m((s; t])} \frac{\sum_{i \leq k \leq j} \frac{(j-i)!}{(k-i)!(j-k)!}}{(j-i)!} m((s; u])^{k-i} m((u; t])^{j-k} \end{aligned}$$

Используем : $\sum_{l=0}^N C_N^l a^l b^{N-l} = (a+b)^N$

Теперь, если взять $p_i(0) = \delta_{i0}$, то эквивалентное определение пуассоновского

процесса такое: $\{N_t, t \geq 0\}$ - марковский процесс (цепь Маркова со значениями в $S = \{0, 1, \dots\}$, имеющий $p_i(o) = \delta_{i0}$ и $p_{ij}(s; t) = \{\dots$ (м называется **ведущей мерой**). В частности, при $m((s; t]) = (t - s)\lambda, \lambda = const > 0$ получается стандартный пуассоновский процесс интенсивности λ .

Упражнение. Доказать эквивалентность определений пуассоновского процесса:

1. $N_0 = 0$
2. N - имеет независимые приращения.
3. $N_t - N_s \sim \pi(m(s; t]), s \leq t$ и того определения, которое было раньше.

Замечание. Предыдущая теорема является следствием теоремы Колмогорова.

Опр.: Функция $P(s, x, t, B)$ называется **переходной функцией**, если выполнены условия $(s, t \in T \subset \mathbf{R}, x \in S_s, B \in \mathcal{B}_t, \text{ т.е. имеется семейство измеримых пространств } (S_t, \mathcal{B}_t)_{t \in T}$

1). $P(s, x, t, \cdot)$ является мерой на \mathcal{B}_t

2). $P(s, \cdot, t, B) \in \mathcal{B}_s | \mathcal{B}(\mathbf{R})$

3). $P(s, x, s, B) = \delta_x(B) = \begin{cases} 1, & x \in B \\ 0, & x \notin B \end{cases}$

4). для $\forall s < u < t$:

$P(s, x, t, B) = \int_{S_u} P(s, x, u, dy) P(u, y, t, B)$ (уравнение Колмогорова-Чепмена,

интегрируем по всем промежуточным значениям y)

Опр.: Марковский процесс $\{X_t, t \in T\}$ **обладает переходной функцией**, если:

$$P(s, x, t, B) = P(X_t \in B | X_s = x)$$

или так $P(s, X_s, t, B) = P(X_t \in B | X_s)$

Упражнение. Найти переходные функции виннеровского процесса со значениями в \mathbf{R}^m .

В дискретном случае $P(s, i, t, B) = \sum_{j \in B} p_{ij}(s; t)$.

Т Е О Р Е М А. (Эргодическая). Пусть $\exists j_0 \in S$ и $h, \delta > 0$, такие что $p_{ij_0}(h) \geq \delta$ для $\forall i \in S$. Тогда для $\forall i, j \in S$ существует:

$$\lim_{t \rightarrow \infty} p_{ij}(t) = \tilde{p}_j \quad (*)$$

Что такое $p_{ij_0}(h)$ -?

Опр.: Марковская цепь называется однородной, если $p_{ij}(s; t) = p_{ij}(t - s)$ $t \geq s$.

Смысл определения состоит в том, что система осуществляет переход из i в j за $t-s$. Смысл (*) состоит в том, что система, как бы, забывает из какого

состояния она стартовала.

Доказательство. (теоремы)

○ Обозначим $m_j(t) = \inf_i p_{ij}(t)$, $M_j(t) = \sup_i p_{ij}(t)$. Очевидно, что $m_j(t) \leq p_{ij}(t) \leq M_j(t)$. Докажем, что у них общий предел. Заметим, что $m_j(t)$ не убывает и $M_j(t)$ не возрастает с ростом t . Тогда $m_j(s+t) = \inf_i p_{ij}(s+t)$.

Для однородной цепи уравнение Колмогорова-Чемпена дает:

$$p_{ij}(s+t) = \sum_k p_{ik}(s)P_{kj}(t)$$

$$\text{поэтому } m_j(s+t) = \inf_i \sum_k p_{ik}(s)p_{kj}(t) \geq m_j(t) \inf_i \sum_k p_{ik}(s) = m_j(t)$$

Аналогично для $M_j(t)$.

Осталось убедиться, что $M_j(t) - m_j(t) \rightarrow 0$, $t \rightarrow \infty$:

$$M_j(t) - m_j(t) = \sup_a p_{aj}(t) - \inf_b p_{bj}(t) = \sup_{a,b} (p_{a,j}(t) - p_{b,j}(t)) =$$

Уравнение Колм.-Чемп. :

$$= \sup_{a,b} \left\{ \sum_K p_{ak}(h)p_{kj}(t-h) - \sum_k p_{bk}(h) - p_{kj}(t-h) \right\} =$$

$t > h$

$$\sup_{a,b} \sum_k (p_{ak}(h) - p_{bk}(h))p_{kj}(t-h) = \sup_{a,b} \left(\sum a^+ + \sum^- \right) \leq$$

$[\sum^+ \text{ берется по } k, \text{ т.ч. } p_{ak}(h) - p_{bk}(h) \geq 0 \text{ (это множество индексов зависит от } a \text{ и } b)].$ Заметим, что $\sum_k p_{ak}(h) = \sum_k p_{bk}(h) = 1$, поэтому

$$\sum^+ (p_{ak}(h) - p_{bk}(h)) + \sum^- (p_{ak}(h) - p_{bk}(h)) = 0]$$

$$\leq \sup_{a,b} \left(\sum^+ (p_{ak}(h) - p_{bk}(h))M_j(t-h) + \sum^- (p_{ak}(h) - p_{bk}(h))m_j(t-h) \right) =$$

По замечанию выше

$$\sup_{a,b} \sum^+ (p_{ak}(h) - p_{bk}(h))(M_j(t-h) - m_j(t-h))$$

Итак,

$$M_j(t) - m_j(t) \leq [M_j(t-h) - m_j(t-h)] \sum_{a,b}^+ (p_{ak}(h) - p_{bk}(h))$$

Если j_0 не принадлежит $J_{a,b}$ ($\sum^+ = \sum_{J_{a,b}}$), то

$$\sum_k^+ p_{ak}(h) - p_{bk}(h) \leq \sum_k^+ p_{ak}(h) \leq 1 - p_{kj_0} \leq 1 - \delta$$

Если $j_0 \in J_{a,b}$, то $\sum^+ < 1 - \delta$:

$\sum_k^+ p_{ak}(h) - p_{bk}(h) \leq \sum^+ p_{ak}(h) - p_{bj_0} \leq 1 - \delta$. В итоге

$$\begin{aligned} M_j(t) - m_j(t) &\leq (1 - \delta)[M_j(t - h) - m_j(t - h)] \leq \\ &\leq (1 - \delta)^{\lfloor \frac{t}{h} \rfloor} [M_j(u) - m_j(u)] \end{aligned}$$

$$u = t - h \lfloor \frac{t}{h} \rfloor \quad 0 < u < t$$

Замечание. В условиях эргодической теоремы: $|p_{ij}(t) - \tilde{p}_j| \leq (1 - \delta)^{\lfloor \frac{t}{h} \rfloor}$.
Т.е. скорость сходимости экспоненциально быстрая.

Лекция 11

$p_{ij}(s, t) = P(X_t = j | X_s = i)$ - переходные вероятности.

Опр.: Цепь *однородная*, если $P_{ij}(s, t) = p_{ij}(t - s)$

Для однородных цепей уравнение Колмогорова-Чепмена записывается просто:

$$p_{ij}(s + t) = \sum_k p_{ik}(s) p_{kj}(t) \quad \forall i, j, s, t \geq 0$$

$P(s + t) = P(s)P(t)$ - полугрупповое свойство. $P(t) = (p_{ij}(t))$ - матрица.

$(P(t))_{t \geq 0}$ - полугруппа (стохастическая)

$$[p_{ij}(t) \geq 0, \sum_j p_{ij}(t) = 1, p_{ij}(0) = \delta_{ij} \Leftrightarrow P(0) = I]$$

$p_{ij}(t)$ и $p_i(0)$ - позволяют строить марковскую цепь.

$P(t)$ - стандартная стохастическая полугруппа \Rightarrow
 $\exists Q = \frac{d^+}{dt} \Big|_{t=0} P(t)$ - итератор полугруппы. Т.е. $\exists q_{ij} = \frac{d^+}{dt} \Big|_{t=0} p_{ij}(t)$

$$Af = \frac{T^t f - f}{t}$$

Матрица Q называется *инфинитизимальной*.

Т Е О Р Е М А. Если стохастическая полугруппа стандартна (т.е. $p(t) \rightarrow I$ при $t \rightarrow 0+$), то $\forall i \neq j \exists$ конечные $q_{ij} \leq 0$ и $\forall i \exists q_{ii} = q_{ii} \in [0, \infty]$

Без доказательства.

Эргодическая теорема: (*) $p_{ij}(t) \rightarrow \tilde{p}_j \forall j$ при $t \rightarrow \infty \Rightarrow P(X_t = j) \rightarrow \tilde{p}_j, t \rightarrow \infty$, т.к. $p_j(t) = \sum_i p_i(0) p_{ij}(t)$

$$|p_j(t) - \tilde{p}_j| = \left| \sum_i p_i(0) (p_{ij}(t) - \tilde{p}_j) \right| \rightarrow 0$$

в силу (*).

Системы массового обслуживания. Поступает поток заявок на обслуживание. n - приборов, "система с отказом", заявки образуют пуас. поток. $\eta \sim exp(\mu)$

$$p_\eta(z) = \begin{cases} \mu e^{-\mu z}, & z \geq 0; \\ 0, & z < 0. \end{cases}$$

X_t - число занятых приборов. $P(X_t = j) \xrightarrow{?} \tilde{p}_j$

Формулы Эрланга. Описывают в этой модели стационарное распределение.

$$\tilde{p}_j = \frac{\rho^j}{j!} / \sum_{k=0}^n \frac{\rho^k}{k!}, \quad j = 0, 1, \dots, n$$

$\rho = \frac{\lambda}{\mu}$ Докажем крупно-блочно.

Упражнение. $\tilde{p} = (\tilde{p}_1, \dots)$ является собственным вектором матрицы $P^*(t) \forall t$ (отвечающий собств. значению 1). Пусть выполнены условия эргодической теоремы, тогда $\exists \tilde{p}$

Л Е М М А. Пусть выполнено условие эргодической теоремы, тогда $\sum_j \tilde{p}_j = 0$ или $\sum_j \tilde{p}_j = 1$

Если $\sum_j \tilde{p}_j = 1$, то \tilde{p} называется *стационарно распределенным*.

Опр.: Процесс $\{X_t, t \in T\}$ называется *стационарным (стационарным в узком смысле)*, если $\forall n, \forall t_1, \dots, t_n \in T \quad \forall h \quad t_1 + h \dots t_n + h \in T$
 $Law(X_{t_1}, \dots, X_{t_n}) = Law(X_{t_1+h} \dots X_{t_n+h})$

Т Е О Р Е М А. Если у однородной марковской цепи $\{X_t, t \geq 0\} \exists$ стационарн. распределение \tilde{p} , то М.Ц. $Y = \{Y_t, t \geq 0\}$ имеющая начальное распределение \tilde{p} и те же переходные вероятности p_{ij} , что и цепь X , является стационарным процессом.

Мы докажем, что \exists процесс Y

Доказательство.

○

$$P((Y_{t_1} \dots Y_{t_n}) \in B) \stackrel{?}{=} P((Y_{t_1+h} \dots Y_{t_n+h}) \in B)$$

$$\sum_i p_i(0) \sum_{(j_1 \dots j_n) \in B} p_{ij_1}(t_1) \dots p_{j_{n-1}j_n}(t_{n-1}, t_n) \stackrel{?}{=} \sum_i \sum_{j_1 \dots j_n \in B} P(X_{t_1} = i) \dots$$

Заметим, что $p_{ij}(s, t) = p_{ij}(t - s) = p_{ij}(s + h, t + h)$. Если взять $p_i(0) = \tilde{p}_j = p_j(t)$. Тогда равенство (первое) верно. \tilde{p} - собственный вектор $p^*(t)$ •