

$$4) \frac{\Lambda(t, \lambda)}{t\lambda} \Rightarrow U \quad (\exists \text{ такая с.в. } U)$$

$$F(x) = E \phi\left(\frac{x}{\sqrt{U}}\right), \quad F(x) = 2 E \phi\left(\frac{\max(0, x)}{\sqrt{U}}\right) - 1;$$

$$\underline{F}(x) = 2 \left(1 - E \phi\left(\frac{-\min(0, x)}{\sqrt{U}}\right)\right)$$

Таким образом, можно аппроксимироваться: $P(P(t) < x) \approx$
 $\approx E \phi\left(\frac{\log x - \log P(0)}{\sqrt{\lambda E U}}\right); \quad P(\overline{P}(t) < x) \approx 2 E \phi\left(\frac{\max(0, \log x - \log P(0))}{\sqrt{\lambda E U}}\right) - 1$

$$P(P(t) < x) \approx 2 \left(1 - E \phi\left(\frac{-\min(0, \log x - \log P(0))}{\sqrt{\lambda E U}}\right)\right)$$

Наблюдается мысль, что идеальную систему не подберётся
 или получим нечто с дисперсией, но с более тяжёлыми хвостами,
 чем у нормального

Рассмотрим статистику за много лет: заменим t
 на n (число активных периодов); $\Lambda(n, \lambda) = \sum \Lambda_i$ - набр
 $\Rightarrow \frac{\Lambda(n, \lambda)}{n\lambda} \xrightarrow{P} 1$ (ЗБЧ); тогда на теорему, получаем, что распределение становится нормальным.

Получим плотность, но удобную модель.

Замет: несомненно, 1 час (3 теор. и задержка) P-во не
 надо. Попытки - Бесседа с приходами.

КОРЕЛ

СЛУЧАЙНЫЕ ПРОЦЕССЫ

ЛЕКЦИЯ #01

Хохловский Юрий Степанович

1. Инженер, Исследователь. Введение в теорию СП (1964 - 1970-е)

2. Розанов. Введение в теорию СП.

3. Минер, Пашков. Теория СП в примерах и задачах.

§0 Основные сведения из Т.В.

Опр. Вер. пр-во, с.в. и ее распред., с-вектор и его распределение, функц. преобр. с.в., E, D, cov , коэф. корр. и их св-ва условные р-е, условное м.о.

Стандартные распределения:

- | | |
|----------------|-----------------|
| - Бернулли | - Равномерное |
| - Биномиальное | - Лапласа |
| - Пуассона | - Показательное |
| - Кошиевское | - Нормальное. |

§1 Случайная функция и ее распределение.

п.1 Примеры слуг. функций.

1. В фикс. моменты времени на какой-либо метеоролог. станции измеряют темпер. воздуха. Получаем $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n, \dots$

2. На телегр. станции измеряют число звонков на фикс. номер. $N(t)$ - число звонков от 0 до t .

3. На бирже трейдер следит за изм. цены некоего товара. Если цена меняется очень часто, то $\xi(t)$ - цена товара в момент t .

X - множество значений; есть некоторый параметр, который разделяет измерение, $t \in T$. Т.к. на величину влияет большое количество ф-в, то естественно предположить, что измеряется случайная величина. Если мы хотим рассмотреть все эти измерения как единый объект, то необходимо, чтобы все с.в. были заданы на одном вер. пр-ве.

п.2 Случайная функция и ее распределение.

Опр. Слуг. ф-ией, заданной на параметрическом мн-ве T ,

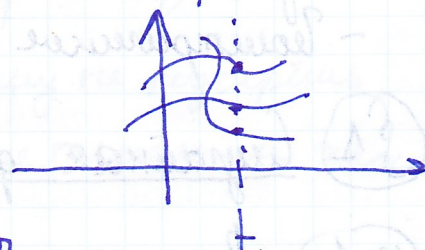
наз-ся набор с.в. $(\xi(t), t \in T)$, заданных на одном и том же вер.пр-ве $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ и принимающих значения в нек-е множестве X

Формально, $\xi: \Omega \times T \rightarrow X$, т.е. $\xi = \xi(t, \omega) \in X$.
На множестве X задана сигма-алгебра подмножеств, т.е. мы имеем измер.пр-во $(X, \mathcal{B})$. $\xi(t): \Omega \rightarrow X$ — измеримая ф-я.

Пример. Пусть $X = \mathbb{R}^1$, $\mathcal{B}$ — бор. сигма-алгебра

Зафиксируем $\omega \in \Omega$; результат — $\xi(\cdot, \omega)$ (ф-я от t при фикс. ω) — реализация с.ф. ξ (выборочная траектория или просто траектория)

Фиксируем $t \in T$; получим $\xi(t, \cdot)$ — сечение случай. ф-ии в t



Фиксируем несколько $t_1, \dots, t_n \in T$ — получим случайный вектор $(\xi(t_1), \dots, \xi(t_n))$ — n -мерное сечение с.ф. ξ .

Пусть, далее, $X = \mathbb{R}^1$. Тогда распределение случайного вектора $(\xi(t_1), \dots, \xi(t_n))$ можно описать с помощью с.и.и. распределения, т.е. $F_{t_1, \dots, t_n}^{\xi}(x_1, \dots, x_n) = \mathbb{P}(\xi(t_1) < x_1, \xi(t_2) < x_2, \dots, \xi(t_n) < x_n)$ — конечномерное распределение случайной функции.

$\{F_{t_1, \dots, t_n}^{\xi}, \forall n \geq 1, \forall t_1, \dots, t_n \in T\}$ — набор конечномерных распределений с.ф. ξ

Опр. Распределения (в слабом смысле) с.ф. $(\xi(t), t \in T)$ называется её набор конечномерных распределений.

Пример. Пусть $T = [0, 1]$, $X = \mathbb{R}$, р-и событие $A = \left\{ \sup_{t \in T} \xi(t) \leq a \right\}$ — это, убв, при НКМС не определяется.

• НКМС не определяет то, для чего "требуется" единица — континуум точек: непрерывность, дифференцируемость...

на с.ф. заданные на одном сер. пр-во и принимающие значение на мн-ве X , наз-ся эквивалентными, если $\forall t \in T \quad \mathbb{P}(\xi(t) \neq \eta(t)) = 0$. Легко показать, что экв. процессы имеют один КМР

Пример. $T = [0, 1]$, $x \in \mathbb{R}$, $\eta \sim R[0, 1]$, $\xi(t) \equiv 0$; $\eta(t) = \begin{cases} 1, & t = \eta \\ 0, & t \neq \eta \end{cases}$
 $\mathbb{P}(\xi(t) \neq \eta(t)) = \mathbb{P}(\eta(t) \neq 0) = \mathbb{P}(\eta = t) = 0$.

Они эквивалентны, но $\xi(t)$ имеет непрерывные траектории, а у другого - разрывные.

Опр. Конкретный выбор с.ф. из набора эквив. наз-ся его реализацией

Теперь ставится вопрос: а есть ли реализация, обладающая заданными свойствами?

п.3 Теорема Колмогорова.

Пусть $\{F_t\}$ - с.ф. с набором КМ распределений $\{F_{t_1, \dots, t_n}, n \geq 1, t_1, \dots, t_n \in T\}$ (мы знаем, что они есть)
 (свойства КМР.

- 1) Пусть $(i_1, \dots, i_n)$ - перестановка чисел $(1, \dots, n)$
 Тогда $F_{t_{i_1}, \dots, t_{i_n}}(x_{i_1}, \dots, x_{i_n}) = F_{t_1, \dots, t_n}(x_1, \dots, x_n)$
- 2) $F_{t_1, \dots, t_{n-1}, t_n}(x_1, \dots, x_{n-1}, x_n) = F_{t_1, \dots, t_{n-1}}(x_1, \dots, x_{n-1})$

Условие согласованности: выполнение 1) и 2)

Теорема Пусть задан набор $\{F_{t_1, \dots, t_n}, n \geq 1, \forall t_1, \dots, t_n\}$ функций распределения. Если T -локально-компактное топологическое пр-во и выполнено условие согласованности, то существует некоторое вер. пр-во $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ и с.ф.-я $\{\xi(t), t \in T\}$ заданная на нем, т.е. представляющий набор КМР $\{\xi(t), t \in T\}$

ГЛАВА 2. Классификация случайных функций.

Итак, с. ф.: $\xi: \Omega \times T \rightarrow X$; при $\forall t \in T$ $\xi(\cdot, t)$ - с. в.

§1 Классификация по пр-ву параметров T .

Пусть $\xi = (\xi(t), t \in T)$ - некая с. ф. Если $T \subseteq \mathbb{R}^1$, то ξ - случайный процесс, t - время. Если $T = [a, b], [0, +\infty), \mathbb{R}^1$, то говорят о ξ - случайный процесс с непрерывным временем; если T конечно или счетно, то ξ - с. пр. с дискретным временем. (Н/Р, $T = \mathbb{N} = \{0, 1, \dots\}$)

Если $T \subset \mathbb{R}^n$, то ξ - случайное пол.

Замечание Вспомогательные в нашем курсе будут изучаться только случайные процессы.

§2 Классификация по множеству значений X .

Если X конечно или счетно, то ξ - дискретный с. пр. Если $X = \mathbb{R}$, то ξ - вещественный с. пр.; если $X = \mathbb{C}^1$, то ξ - комплексный слуг. процесс. Если $X = \mathbb{R}^m$ (или $X \subseteq \mathbb{R}^m$), то ξ - векторный или многомерный с. пр.

§3 Классификация по типу зависимости.

п.1 Квазидетерминированные процессы.

Опр. С. пр. $(\xi(t), t \in T)$ наз-ся квазидетерминированным, если су-т ф-я $f(t, x_1, \dots, x_n)$ и случайный вектор $a = (a_1, \dots, a_n)$, т.е. $\xi(t) = f(t, a)$ (конструктивное задание с.п.)

Пример. $\xi(t) = a_0 + a_1 t + \dots + a_n \cdot t^n$, где $(a_0, a_1, \dots, a_n)$ - слуг. вектор. Это - пример со случайными коэффициентами. (Так-то!)

п.2 Процессы с независимыми значениями.

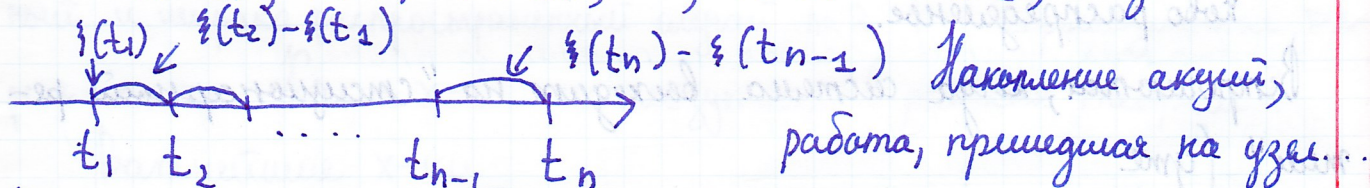
Опр. С. пр. $(\xi(t), t \in T)$ наз-ся процессом с независимыми значениями, если $\forall n \geq 2, \forall t_1, \dots, t_n \in T$, с. в. $\xi(t_1), \xi(t_2), \dots, \xi(t_n)$ - независимы.

Сами по себе они малоинтересны, но они часто используются для построения других процессов.

Пример. Последовательность независимых и одинаково распределенных с. в. $\{\epsilon_n\}_{n=0}^{\infty}$ - наз-ся дискретным белым шумом. Часто предполагается наличие конечных $E\epsilon_n$ и $D\epsilon_n = \sigma^2$. В частности $E\epsilon_n = 0$.

(П.3) Процессы с независимыми приращениями.

Опр. $(\xi(t), t \in T)$ есть процесс с независимыми приращениями, если $\forall n \geq 2, \forall t_1 < t_2 < \dots < t_n \in T$ сд. величины $\xi(t_1), \xi(t_2) - \xi(t_1), \dots, \xi(t_n) - \xi(t_{n-1})$ независимы.



Пример. Пусть $\{\epsilon_n, p > 0\}$ - дискретный белый шум. Положим $S_0 = 0, S_1 = \epsilon_1, \dots, S_n = \epsilon_1 + \dots + \epsilon_n$. Легко проверить, что это - процесс с незав. приращениями. $\{S_n, n \geq 0\}$ - однородная случайная блуждающая. Если $\epsilon_k = \begin{cases} 1, & \text{с вер. } p \\ 0, & \text{с вер. } 1-p \end{cases}$, то $\{\epsilon_k\}$ - схема Бернулли; S_n - число успехов в n испытаниях, $S_n \sim Bi(n, p)$.

Опр. С. пр. $(\xi(t), t \geq 0)$ наз-ся процессом Леви, если:

- 1) $\xi(0) = 0$ почти по-любому;
- 2) $\xi(t)$ - пр. с нез. приращ.
- 3) $\forall t \geq 0, \forall h \geq 0$ распределение с. в. $\xi(t+h) - \xi(t)$ зависит только от h (но не от t).

Всобщее говоря, к этому условию д-т условие регулярности: сущ. реализация с каким-то ограничением на непрерыв-ть.

п.4 Марковские дискр. Временем.

Пусть $(S_n, n \geq 0)$ - одн. шаг. блужд, причем $\mathbb{E} \varepsilon_n = 0, \mathbb{D} \varepsilon_n = \sigma^2$.
Вектор $\mathbb{E}(S_n | S_1, \dots, S_{n-1}) = \mathbb{E}(S_{n-1} + \varepsilon_n | S_1, \dots, S_{n-1})$
 $= \mathbb{E}(S_{n-1} | S_1, \dots, S_{n-1}) + 0 = S_{n-1}$ - это и есть определение марковца.

Опр. Послед-ть $(\xi_n, n \geq 0)$ называется марковским, если:

1) $\forall n$ су-т $\mathbb{E} \xi_n < +\infty$.

2) $\forall n \geq 1 \quad \mathbb{E}(\xi_n | \xi_1, \dots, \xi_{n-1}) = \xi_{n-1}$

п.5 Стационарные процессы.

Опр. Сл. пр-с $(\xi(t), t \in T)$, где $T = \mathbb{R}^1$ или $\mathbb{Z}^1$ наз-ся стационарным, если $\forall n \geq 1, \forall t_1, \dots, t_n \in T, \forall h \in T$ сл. вектора $(\xi(t_1), \dots, \xi(t_n))$ и $(\xi(t_1+h), \dots, \xi(t_n+h))$ одинаково распределены.

Встречаются, когда система выходит на "стационарный режим" (уме

Следствие. Пусть $\forall t \quad \mathbb{E}(|\xi(t)|^2) < \infty$. Тогда:

1) $\forall t \in T, \forall h \in T$, с.в. $\xi(t), \xi(t+h)$ одинаково распределены. $\Rightarrow \mathbb{E} \xi(t) = \mathbb{E} \xi(t+h) = a. \Rightarrow \mathbb{E} \xi(t) = a = \text{const}$

2) $\forall s, t \in T, \forall h \in T$ сл. векторы $(\xi(s), \xi(t)), (\xi(s+h), \xi(t+h))$ одинаково распределены.

$$\text{cov}(\xi(s), \xi(t)) = \text{cov}(\xi(s+h), \xi(t+h)) = \text{cov}(\xi(0), \xi(t-s)) = f(t-s)$$

п.6 Гауссовские процессы.

Опр. Сл. процесс $(\xi(t), t \in T)$ наз-ся гауссовским (гауссовским), если все его конечномерные распределения явл-ся многомерными гауссовскими (нормальными) р-ми.

п.7 Марковский сл. процесс.

Опр. Сл. пр. $(\xi(t), t \in T \subset \mathbb{R}^1)$ наз-ся марковским, если $\forall n \geq 2$

$\forall t_1 < \dots < t_{n-1} < t_n \in T, \forall E \in \mathbb{R}^1, B$ -борелевское, $\forall x_1, \dots, x_{n-1} \in \mathbb{R}^1$ выполняется свойство: $\mathbb{P}(\xi(t_n) \in B \mid \xi(t_1) = x_1, \dots, \xi(t_{n-1}) = x_{n-1}) = \mathbb{P}(\xi(t_n) \in B \mid \xi(t_{n-1}) = x_{n-1})$.
(марковское свойство)

(такие зрения механики, "нет инерции")

Вотко, куда я перешел, а не как и откуда.



← При фиксированных состояниях прошлого и будущего независимы.

ЛЕКЦИЯ #03

240210

Если для описания сл. пр. используются моменты порядка не более n , то соответв. теория наз-ся теорией порядка. Наиболее важный и широко распространенный случай $n=2$: т.н. корреляционная теория сл. пр. Какие х-ки используются в рамках теории?

Важнейшие х-ки:

- 1) $\mathbb{E} \xi(t) =: a(t)$ - вещественная ф-я. (Мат. ожидание)
- 2) $D(t) := D \xi(t)$ - дисперсия сл. пр. $\xi(t)$
- 3) $K(t, s) := \text{cov}(\xi(t), \xi(s))$ - корреляционная ф-ия (а не ковар-я)

Так, корр. теория изучает те св-ва сл. пр., которые можно описать в терминах $a(t), D(t), K(t, s)$.

п.8 Процессы с некоррелированными преобразованиями

Опр. Сл. пр. $(\xi(t), t \in T \subset \mathbb{R}^1)$ имеет некоррелированные преобразования, если $\forall t_1 < t_2 < \dots < t_n$ из T с.в. $\xi(t_1), \xi(t_2) - \xi(t_2), \dots, \xi(t_n) - \xi(t_{n-1})$ некоррелированы.

п.9 Стационарные процессы в широком смысле

Опр. Сл. пр. $(\xi(t), \text{где } t \in \mathbb{R}^1 \text{ или } t \in \mathbb{Z}^1)$ наз-ся стационарным в широком смысле, если: 1) $\forall t \mathbb{E} |\xi(t)|^2 < \infty$; 2) $\mathbb{E} \xi(t) = a = \text{const}$
3) $\text{cov}(\xi(t), \xi(s)) = \hat{K}(t-s) \quad \forall t, s \in \mathbb{R}$.

Замечание 1 Если случайный процесс второго порядка, то случайный процесс в узком смысле есть случайный процесс в широком смысле.

Замечание 2 Для гауссовского процесса стационарность в узком и широком смысле совпадает.

ГЛАВА 3. Несколько стандартных моделей.

§1 Случайное блуждание

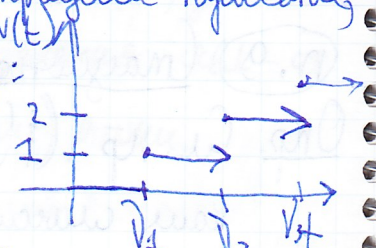
Пусть $\{\varepsilon_n\}$ - дискретный белый шум, т.е. $\{\varepsilon_n\}$ - независимые случайные величины. Предположим, что $E\varepsilon_n = 0$, $E\varepsilon_n^2 = \sigma^2 < \infty$. Типичный пример: $\varepsilon_n = \begin{cases} 1 & \text{с вер. } p \\ 0 & \text{с вер. } 1-p \end{cases}$. Рассмотрим случайный процесс с дискретным временем: $n = 0, 1, 2, \dots$: $S_0 = 0$, $S_1 = \varepsilon_1$, $S_2 = \varepsilon_1 + \varepsilon_2$, $\dots$, $S_n = \varepsilon_1 + \dots + \varepsilon_n$. Процесс такого типа - случайное блуждание. В случае схемы Бернулли, S_n - число успехов в n испытаниях. (Сколько заявок поступило за время n)

§2 Пуассоновский процесс

Опр. Сл. пр. $(N(t), t \geq 0)$ с множеством значений $X = \{0, 1, 2, \dots\}$ наз-ся процессом Пуассона с параметром λ , если выполнены три с-ва: 1) $N(0) = 0$ п.н.; 2) $N(t)$ имеет независимые приращения; 3) $\forall t \geq 0, \forall h \geq 0$ с.в. $N(t+h) - N(t)$ имеет распределение Пуассона с параметром λh .

(Вспомогательное, что $Pois(X): P\{X=k\} = \frac{\lambda^k e^{-\lambda}}{k!}$, $k=0, 1, 2, 3, \dots$)

Легко показать, что $\exists$ такая реализация процесса Пуассона, типичная траектория которого имеет след. вид:



Покажем, что процесс Пуассона можно представить в качестве некоего предельного случая из нек. процесса случайного блуждания. Пусть $\{\varepsilon_n\}$ - дис-

кретный случай, пусть $\varepsilon_n = \begin{cases} 1, & \text{с вероятностью } p \\ 0, & \text{с вероятностью } 1-p \end{cases}$. Разделим числовую ось на интервалы длины Δ . Предположим, что $p = \lambda \Delta$, $1-p = 1 - \lambda \Delta$. Для $t = n\Delta$ положим $s(t) = S_n = \varepsilon_1 + \dots + \varepsilon_n$.

Если $\Delta = \frac{1}{n}$, то:

1) $S_n(0) = 0$;

2) $S_n(t)$ имеет независимые приращения;

3) $S_n(t)$ имеет биномиальное распределение с параметрами n и $p = \frac{\lambda}{n}$.

По т. Пуассона, распределение $S_n(t)$ сходится к распределению Пуассона с параметром λ .

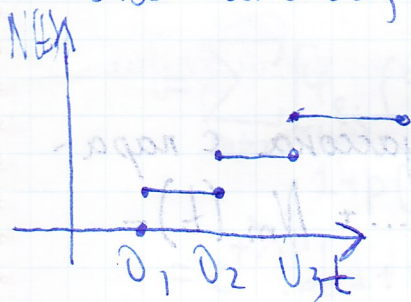
Выпишем основные характеристики ПП. В силу св-ва 3), $\xi(t)$ имеет распределение с параметром λt . Значит,

1) $a(t) = E \xi(t) = \lambda t$.

2) $D(t) = D \xi(t) = \lambda t$.

3) Пусть $s < t < \infty$. Случ. величины $\xi(s)$, $\xi(t) - \xi(s)$ независимы $\Rightarrow$ некоррелированы $\Rightarrow K(t, s) = \text{cov}(\xi(s), \xi(t)) = 0$
 $= \text{cov}(\xi(s), \xi(s) + \xi(t) - \xi(s)) = \text{cov}(\xi(s), \xi(s)) + \text{cov}(\xi(s), \xi(t) - \xi(s)) =$
 $= D(\xi) = \lambda \cdot s$

Окончательно, $K(t, s) = \lambda \min(t, s)$



Итак, любая типичная траектория

kurda ПП задается послед-но $(\tau_1, \tau_2, \dots)$, то есть, что моменты (события), задающие $N(t)$. Определим $\tau_1 = \tau_1$, $\tau_2 = \tau_2 - \tau_1$,

$\dots$, $\tau_n = \tau_n - \tau_{n-1}$ — время между наступлением n -ой и $n-1$ заявки. Существуют взаимноперпендикулярные связи между тр. процесса $N(t)$ и послед-но $\{\tau_n\}$ (Так-то!).

А каковы св-ва τ_n ?

Лемма 1. Если $\{N(t), t \geq 0\}$ есть ПП с параметром λ , то послед-но τ_n есть послед-но независимых одинаково распр. сл. в-н с ~~пар~~ ^{параметром} экспоненциальными p -и (пар. λ)

Опр. $(\mu_n, n \geq 1)$ и $(\nu_n, n \geq 1)$ - поток заявок. (не обяз. ПП)

Опр. Поток заявок наз-ся рекуррентным, если с.в. μ_n независимы и одн. распределены.

Опр. Поток заявок $(\nu_n, n \geq 1)$, соотв. случайному процессу $(X(t), t \geq 0)$ наз-ся стационарным, если $\forall t_0 \geq 1, \forall t_1, \dots, t_n$, p -е случайного вектора $X(t_1+t_0) - X(t_0), \dots, X(t_n+t_0) - X(t_0)$ не зависят от t_0 .

Опр. Поток заявок ν_n , соотв. слуг. процессу $\{X(t), t \geq 0\}$ наз-ся ординарным, если $\forall t > 0$ предл $\lim_{h \rightarrow 0} [P(X(t+h) - X(t) \geq 1) \cdot \frac{1}{h}] = 0$.

Задача. П-ть, что ПП порождает рекуррентный стационарный ординарный поток заявок

• Оказывается, никаких других процессов с такими свойствами нет!

Теорема Если поток заявок ν_n , соотв. слуг. пр-су $X(t)$ (А.Я. Хаккел) является рекуррентным, стационарным и ординарным, то $X(t)$ - ПП !

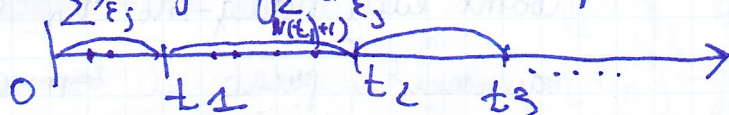
ЛЕКЦИЯ #04

• Если $N_1(t), \dots, N_m(t)$ - незав. пр. Пуассона с параметрами $\lambda_1, \dots, \lambda_m$, то сл. пр. $N(t) = N_1(t) + \dots + N_m(t)$ - пр. Пуассона с $\lambda = \lambda_1 + \dots + \lambda_m$.

Пусть $N(t)$ - пуас. процесс с пар. λ ; $\{ \epsilon_j \}$ - послед-ть с.в., которые независимы, а каждая из них имеет вид $\epsilon_j = \begin{cases} 1, & \text{с в.р. } p \\ 0, & \text{с в.р. } 1-p \end{cases}$. Рассмотрим $N_1(t) = \sum_{j=1}^{N(t)} \epsilon_j$ (N_1 получен из $N(t)$ просеиванием). Покажем, что $N_1(t)$ - пуассонов. процесс.

1) $N_1(0) = 0$ п.н; (итоговая сумма $\sum_{j=1}^{N(0)} \epsilon_j$ элементов равн. 0)

2) $0 < t_1 < \dots < t_n < \infty$



На первом шаге $N(t_1)$ шагов, на вт. $N(t_2) - N(t_1) - 1$ шагов в каждой из этих непересекающихся интервалах независимы. Итак, $N_1(t)$ имеет незав. приращение.

$$3) N_1(t+h) - N_1(t) = \sum_{j=N(t)+1}^{N(t+h)} \varepsilon_j \stackrel{d}{=} \sum_{j=1}^{N(h)} \varepsilon_j - \text{поижем распр. этой с. в.}$$

Вспомогательную производящую ф-ю моментов (из ТВ известно, что она однозначно восстанавливает р-е)

$$\begin{aligned} \varphi_{N(h)}(s) &= \mathbb{E}[e^{sN(h)}] = \sum_{m=0}^{\infty} e^{sm} \mathbb{P}(N(h)=m) = \\ &= \sum_{m=0}^{\infty} e^{sm} \frac{(\lambda h)^m}{m!} e^{-\lambda h} = e^{-\lambda h} \sum_{m=0}^{\infty} \frac{(\lambda h e^s)^m}{m!} = e^{-\lambda h} \cdot e^{\lambda h e^s} = \\ &= e^{(e^s - 1)\lambda h} \end{aligned}$$

а такая пр. ф. у р-е Пуассона с пар. λh .
Для с. в. $\sum_{j=1}^{N(h)} \varepsilon_j = N_1(h)$ имеем $\varphi_{N_1(h)}(s) = \mathbb{E}[e^{sN_1(h)}] = \left\{ \begin{array}{l} \text{ф-я} \\ \text{на} \\ \text{п.о.} \end{array} \right\}$

$$\begin{aligned} &= \mathbb{E}[\mathbb{E}(e^{sN_1(h)} | N(h))] = \sum_{m=0}^{\infty} \mathbb{E}(e^{sN_1(h)} | N(h)=m) \cdot \\ &\cdot \mathbb{P}(N(h)=m) = \sum_{m=0}^{\infty} \mathbb{E}(\exp\{s \sum_{j=1}^m \varepsilon_j\} | N(h)=m) \mathbb{P}(N(h)=m) = \\ &= \sum_{m=0}^{\infty} \frac{[\varphi_{\varepsilon_j}(s)]^m}{1 + p(e^s - 1)} \mathbb{P}(N(h)=m) = \sum_{m=0}^{\infty} [1 + p(e^s - 1)]^m \frac{(\lambda h)^m}{m!} e^{-\lambda h} = \\ &= e^{+\lambda h} \cdot e^{[1 + p(e^s - 1)] - \lambda h} = \exp\{(e^s - 1)h(\lambda p)\} \Rightarrow \end{aligned}$$

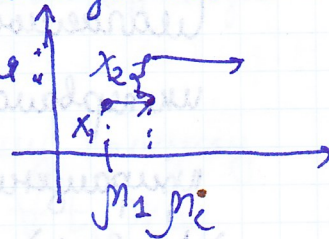
N_1 имеет р-е Пуассона с пар. $p\lambda h$. Это наз-ся свойством протекания П.П.

§3 Счетный процесс Пуассона.

Пусть $N(t)$ - ПП с пар. λ , $\{X_j\}$ - п.м. независ. сл. распр. с. в. с ф. р. $F(y)$, которые независимы от $N(t)$.

Определим $S(t) = \sum_{j=1}^{N(t)} X_j, t \geq 0$. $\{S(t), t \geq 0\}$ - счетный ПП с пар. λ и ф. р. $F(y)$.

р.р. величины иска (заявки) $F(y)$. Очистка
 часто $X_j \geq 0$; $S(t)$ — "общая работа", поступившая
 в систему за $[0, t]$. Типичные траектории:



§4 Виноградовский процесс.

Опр. Сл. процесс $(W(t), t \geq 0)$ есть виноградовский процесс.

с параметрами $\sigma^2 > 0$, если

1) $W(0) = 0$ п.н.

2) $W(t)$ имеет н.з. приращ.

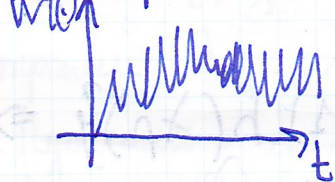
3) $\forall t \geq 0 \forall h > 0$ с.в. $W(t+h) - W(t)$ имеет норм. распредел. с $\mu = 0$, дисп. $\sigma^2 h$.

• $\sigma^2 = 1$ — станд. Виноградовский процесс.

• Используя т. Канторовича о согласованных координатных рядах, можно показать, что такой пр. существует. Приведем следующие основные свойства.

1) Существует такая реализация Виноградовского процесса, в которой с вер. 1 все траектории непрерывны.

2) Свойства типичной траектории. Любая реализация с вер. 1 обладает нигде не дифф. траекторией.



3) $W(t+h) - W(t)$ имеет распределение, зависящее только от h . (т.е. это процесс с indep. приращениями) (т.е. это — процесс Леви)

4) Известна следующая характеристизация Виноградовского процесса, полученного Полем Леви.

Теорема. Если $\xi(t)$ имеет незав. и indep. приращения и все его траектории с вер. 1 непрерывны, то это —

Винеровский процесс.

5) Как и для ПП, можно показать, что $EW(t) = 0$, $DW(t) = \sigma^2 t$, $\text{cov}(W(t), W(s)) = \sigma^2 \min(t, s)$

6) Сл. процесс $(W_1(t) = \sigma^{-1/2} W(\sigma t), t \geq 0)$ - Винеровский процесс. (Если это верно $\forall \sigma$, то процесс наз-ся самоподобным с пар. $h = 1/2$ (параметр Херста))

• Первые два св-ва очевидны.

$$W_1(t+h) - W_1(t) = \sigma^{-1/2} [W(\sigma(t+h)) - W(\sigma t)] \sim N(0, \sigma h)$$

$$E[W_1(t+h) - W_1(t)] = 0; D[W_1(t+h) - W_1(t)] = \frac{1}{\sigma} \sigma^2 \sigma h = \sigma h$$

7) Фиксируем некоторый $t_0 > 0$; p -и сл. пр.

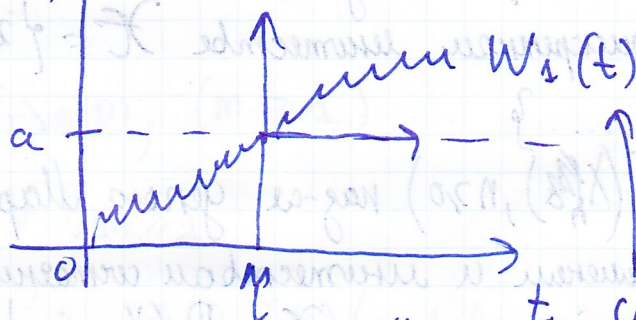
$W_1(t) = W(t+t_0) - W(t_0)$. Оказывается, $W_1(t)$ - винеровский процесс с пар. σ^2 !

• Обозначим $\mathcal{F}_t = \sigma(W(s), s \leq t)$ - все события, к-е определяются поведением процесса до момента времени t .

Опр Комп. сл. в. τ наз-ся марковским моментом для процесса $(W(t), t \geq 0)$, если $\forall t \geq 0$ сл. ($\tau \leq t$) $\in \mathcal{F}_t$.

8) Если τ - марковский момент для Винеровского процесса $(W(t), t \geq 0)$, то сл. пр. $W_1(t) = W(t+\tau) - W(\tau)$ - тоже Винеровский процесс с пар. σ^2 .

Типичный пример: $W(t)$



τ - "остаток при делении a "

t - समय, как гаусс ан аге.

9) Как и в случае ПП, можно сказать, что Винеровский процесс более универсальный по времени и пространству из процесса сур. блуждания можно получить Вин. процесс (см. т. Муавра-Лапласа)

ЛЕКЦИЯ #05

§5 Процесс Орштейна-Уленбека.

Опр. Сл. пр. $(U(t), t \in \mathbb{R})$ наз-ся процессом Орштейна-Уленбека, если это гауссовский ^{стационарный} сл. пр., у которого $E U(t) = m$ и $\text{Cov}(U(t), U(s)) = \sigma^2 \exp\{-\beta |t-s|\}$. m, σ^2, β - параметры процесса.

Можно показать, что такой процесс можно реализовать в пр-ве непер. траекторий с вер. 1.

Пусть $m=0$, положим $\forall t \geq 0 \quad \xi(t) = \int_0^t U(s) ds$. (Такая замена, $\xi(t)$ диф-ма)

Однако, увы, производных второго порядка нет.

ГЛАВА 4. Основы цепей Маркова.

§1 Цепи Маркова с дискретным временем.

н.1 Основные определения.

Пусть $(X_n, n \geq 0)$ - последовательность с. в., принимающих значения в дискретном множестве $X = \{x_1, x_2, \dots\}$ (также возможно, это $\{0, 1, 2, \dots\}$)

Опр. Сл. пр. $(X_n)_{n \geq 0}$ наз-ся цепью Маркова (ЦМ) с дискретным временем и множеством состояний X , если $\forall n \geq 1$, $\forall i_0, i_1, \dots, i_{n-1}, j \in X$

$$\mathbb{P}(X_n = j \mid X_0 = i_0, \dots, X_{n-1} = i_{n-1}) = \mathbb{P}(X_n = j \mid X_{n-1} = i_{n-1})$$

• Свойство (1) - "марковское свойство". Из апр-я видно, что важную роль играют вер-ти: $P(X_n = j | X_{n-1} = i) = p_{ij}^{(n)}$ - вер-ть (2)
перехода из i в j на шаге (n) . Если $p_{ij}^{(n)} = p_{ij}$ (от шага ни-
чего не зависит), то ЦМ наз-ся однородной.

Замечание. Вектору далее рассматриваем только однородные Ц.М.

• $P = \{p_{ij}\}$ - матрица вер-тей перехода за один шаг.

• Обозначим $P_i^{(0)} = P(X_0 = i)$ - начальное распределение. (3)

Замечание. Нетрудно показать, что вер-ть любого события, связан-
ного с ЦМ, однозначно определяется начальным распре-
делением и P ; в частности, $P(X_0 = i_0, X_1 = i_1, \dots, X_n = i_n) =$
 $= P_i^{(0)} p_{i_0 i_1} p_{i_1 i_2} \dots p_{i_{n-1} i_n}$ (4)

Задача. Д-ть соотношение (4), используя т. uniqueness и
марковские свойства.

• Определим $p_{ij}^{(m)} = P(X_{n+m} = j | X_n = i)$ - вероятности (5)
переходов за m шагов. Аналогично, $p_j^{(m)} = P(X_n = j)$ - распреде- (6)
ление ЦМ на n -ом шаге.

• Заинтересуемся свойствами всего вышеопределённого.

Непосредственно из апр., (1) и ф-лы полной вер-ти мож-
но доказать следующие свойства.

$$1) p_{ij}^{(n)} \geq 0 \quad \forall j, \forall n$$

$$2) \sum_j p_{ij}^{(n)} = 1.$$

$$3) p_{ij}^{(m)} \geq 0 \quad \forall i, j, m; \quad (m \geq 1)$$

$$4) \sum_j p_{ij}^{(n)} = 1 \quad \forall i, n \geq 1.$$

$$5) p_{ij}^{(n+m)} = \sum_k p_{ik}^{(n)} p_{kj}^{(m)} \quad (\text{урав. Колмогорова - Чапмана})$$

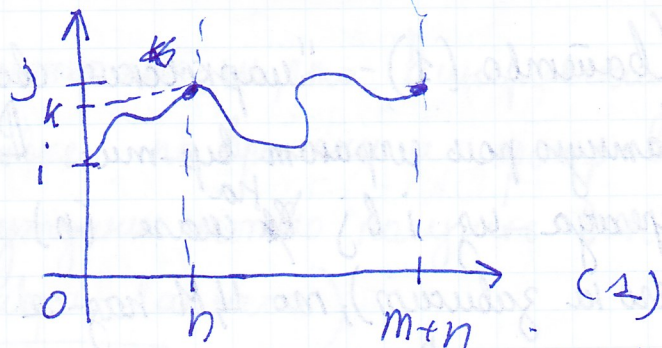
$$\Rightarrow P(n+m) = P(n) P(m); \quad P(n) = P^n$$

(7)
(8)

Задача. Д-ть св-ва 1) 6)

$$6) P_j^{(n)} = \sum_i P_{ij}^{(n)}$$

Поясним свойство 5):



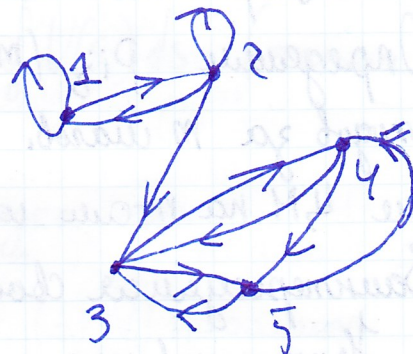
$$P_{ij}(m+n) = P(X_{n+m} = j | X_0 = i) \stackrel{\text{ФПВ}}{=} \sum_k P(X_{n+m} = j | X_0 = i, X_n = k) P(X_n = k | X_0 = i) = \sum_k P_{kj}^{(m)} P_{ik}^{(n)}$$

Важная задача - как ассоциативность ведет себя цепь Маркова?

п.2 Классификация состояний.

Пусть X_n - одноп. ЦМ с матр. перехода $P = (P_{ij})$. Для наглядного представления введем граф ЦМ. Вершины графа - состояния цепи. Из i проводим ориентированное ребро в j , если $P_{ij} > 0$.

Пример. $P = \begin{bmatrix} 0.3 & 0.7 & 0 & 0 & 0 \\ 0.5 & 0.3 & 0.2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0.5 & 0.5 \\ 0 & 0 & 0.5 & 0 & 0.5 \\ 0 & 0 & 0.5 & 0.5 & 0 \end{bmatrix}$



Опр. Состояние j достигнуто из состояния i , если $\exists n \geq 1$: $P_{ij}^{(n)} > 0$.

Опр. Состояния i и j общаются, если они достигимы друг из друга.

Лемма. Обобщающиеся состояния разбивают X на непересекающиеся классы. Внутри каждого класса состояния общаются, состояния из разных классов не общаются.

Опр. Состояние i наз-ся поглощающим, если $P_{ii}^{(n)} = 1 \forall n \geq 1$.

Опр. Состояние i наз-ся неустойчивым, если сущ. $j \in X$, $n \geq 1$, т.е. из i перейти можно, но $\nexists n \geq 1$ из j в i .

перейти нельзя.

Задача. Д-ть, что для неустойчивого состояния с вер-ю 1 мы когда-нибудь из него выйдем, и больше никогда не вернемся назад.

Опр. Все остальные состояния — устойчивые.

Замечание 1 Если мы находимся в замкнутом классе устойчивых состояний, то мы никогда из него не выходим.

Замечание 2 Если в цепи Маркова есть несколько классов устойчивых состояний, она как бы разлагается на несколько независимых цепей.

Опр. Если в ЦМ есть только один класс устойчивых состояний, то она наз-ся неразрывной. Иначе она наз-ся разрывной.

Для состояния i определим мн-во $N(i) = \{n \geq 1: P_{ii}(n) > 0\}$

Опр. Периодом состояния i наз-ся число $d(i) = \text{MOD}(N(i))$. Состояние i а-периодическое, если $d(i) = 1$.

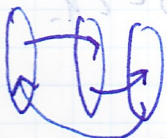
ЛЕКЦИЯ #06

17.03.10

Теорема (Сильвермана) Внутри одного замкнутого класса:

- 1) Все состояния устойчивые, или не устойчивые.
- 2) Внутри состояния все состояния имеют одинаковый период

Замечание. Если период нек. класса $d \geq 2$, то его можно разбить на d непересекающихся классов подклассов и упорядочить их таким образом, что возможны переходы только из предыдущего подкласса в следующий.



(п. 3)

Эргодическая теорема для дискретных цепей Маркова.

1. Что такое стационарный режим?

2. Что значит, что система выходит на стационарное?

3. При каких условиях это происходит?

(9) Опр. Распределение вероятностей $Q = \{q_1, q_2, \dots\}$ называется стационарным для однородной ЦМ с матрицей вероятностей перехода $P = (p_{ij})$, если $\forall j \quad q_j = \sum_i q_i p_{ij}$

Замечание. Если начальное распределение совпадает с Q , где Q -стационарное, то $\forall n \geq 1$ легко показать, что $P^{(n)} = Q$.

(10) Предположим, что существует предельное $\pi_j = \lim_{n \rightarrow \infty} p_{ij}(n)$ - финальные вероятности.

Опр. ЦМ называется эргодической, если финальные вероятности (10) существуют, не зависят от начального состояния i и $\sum_j \pi_j = 1$.

Задача. Если ЦМ - эргодическая, то финальное распределение π есть стационарное распределение (привести, единственное). Вспомнить, при каких условиях эргодичности не будет.

1) Пусть ЦМ разлукта, т.е. $\exists$ не менее двух существенных классов. Если начальное состояние i принадлежит одному из классов, то финальные вероятности могут быть положительными только для j из этого же класса; аналогично для второго класса. Следовательно, если финальные вероятности существуют, то они зависят от начального состояния.

2) Пусть существенный класс один, но его период $d = 2$ (или нечетно $3, 4, \dots$). Тогда, если i - из первого подкласса, j - из второго, подкласса то $p_{ij}(n) > 0$ для $n = 2k+1$, $p_{ij}(n) = 0$, $n = 2k$. Как видим, финальной вероятности нет (0-0).

Решение. Конечная ЦМ является эргодической тогда и только тогда, когда она неразлукта и а-пересеченна.

Замечание. 1) Рассмотрим следующую ЦМ: $\begin{array}{c} 1-p, p \\ | \quad | \quad | \\ i-1 \quad i \quad i+1 \end{array}$

$$X = Z^1 \quad (\text{Случайное блуждание})$$

Если $p > 1/2$, то, используя диссипативный ЗБЧ, можно показать, что данная ЦМ п.н. уходит в $+\infty$.

Эффект "невозвратности".

2) Если в пред. примере $p = q = 1/2$, то предикт (10) существуют, но $\pi_j = 0 \quad \forall j$ (эффект "возвратных, но нулевых" состояний)

Обозначим через $f_i(n) = \mathbb{P}(X(0)=i, X(1) \neq i, \dots, X(n-1) \neq i, \dots, X(n)=i)$ - вер-ть того, что, выйдя из i , мы впервые вернемся в него на шаге n .

$$F_i = \sum_{n=1}^{\infty} f_i(n) - \text{вер-ть выйдя из } i, \text{ мы туда вернемся (когда-то.)}$$

Обозначим $\tau_i = \min_{m \geq 1} (X_m = i, \text{ если } X_0 = i)$ - момент первого возврата в состояние i .

Опр. Состояние i наз-ся возвратным, если $F_i = 1$. (Иначе, не возвратное.)

Теорема (критерий) Состояние i возвратно $\Leftrightarrow \sum_{n=1}^{\infty} P_{ii}(n) = \infty$

Опр. Состояние i наз-ся положительным, если τ_i конечно с вероятностью 1. Иначе, оно нулевое.

Задача. Если в случ. блуждании, рассмотренном выше, $p \neq q$, то ЦМ невозвратна. Иначе, ЦМ возвратна.

Теорема. Цепь Маркова со счетным числом состояний будет эргодической $\Leftrightarrow$ 1. ЦМ неразрывна.

2. ЦМ неперiodична.

3. Существует состояние i_0 , т.е. $\mathbb{E} \tau_{i_0} < \infty$ (тогда это выполняется и для всех состояний)

В случае эргодичности стационарные вер-ти имеют вид: $\pi_j = \frac{1}{\mathbb{E} \tau_j}$

Теорема Пусть мы имеем некую однородную ЦМ, для которой (Бернштейна) существует состояние δ_0 , $0 < \lambda_j < 1$, т.е. $\forall i \in I, p_{i\delta_0} > \lambda_j$. Тогда для любых двух начальных состояний соответствующие распределения на n -м шаге удовлетворяют соотношению

(12)
$$\sum_{j \in I} |p_j^{(n)} - q_j^{(n)}| \leq 2(1-\lambda)^n$$
 причем
 един. вер-ти существуют и явл. единств. решением системы $\pi_j = \sum_i \pi_i p_{ij}, \sum_j \pi_j = 1$.

Д-во. Очевидно, что $\sum_j (p_j^{(n)} - q_j^{(n)}) = 0$. Далее, $\sum_j^+ u_j$ означает, что мы суммируем там j , где соотв. разность > 0 (или < 0). Пусть δ_0 соотв. $\sum_j^-$.

(13) Далее, сумма по j $\sum_j |p_j^{(n)} - q_j^{(n)}| = \sum_j^+ (...) - \sum_j^- (...) =$
 $= 2 \sum_j^+ (...) = 2 \sum_j \sum_i (p_i^{(n-1)} - q_i^{(n-1)}) p_{ij} =$
 $= 2 \sum_i \sum_j^+ (p_i^{(n-1)} - q_i^{(n-1)}) p_{ij} \leq 2 \sum_i^+ (p_i^{(n-1)} - q_i^{(n-1)}) \sum_j p_{ij}$
 $\leq 2(1-\lambda) \sum_i^+ (p_i^{(n-1)} - q_i^{(n-1)}) = (1-\lambda) \sum_i |p_i^{(n-1)} - q_i^{(n-1)}| \leq$
 $\leq (1-\lambda)^n \sum_i (p_i^{(0)} - q_i^{(0)}) \leq 2(1-\lambda)^n$. Дальше q -то считаем.
 Ч.Т.Д.

(Эргодическая теорема)
Теорема. Если $(X_n, n \geq 0)$ - эргодическая цепь Маркова с един. вероятностями $\pi_j, j \geq 1$, f - некоторая вещественная ф-я на пространстве состояний, т.е. $\sum |f(j)| \pi_j < \infty$. Тогда
$$\frac{f(x_0) + \dots + f(x_{n-1})}{n} \xrightarrow{п.н.} \sum_j f(j) \pi_j$$

ЛЕКЦИЯ #07

Задача. Производить закупки сырья 2х типов: "хороший" (1) и "плохой" (2).

При первоначальной закупке сырья будет хорошего качества с вер. $\frac{1}{2}$ и худ. с вер. $\frac{1}{2}$. Если в пред. закупке сырья было хор. качества, то при след. закупке оно будет таким же с вер. 0.7, с вер. 0.3 - худ. Если в пред. закупке - худ., то в след. такие же с вер. 0.6. Найти вер-ть того, что сырье будет хорошим, 1) в третьей закупке 2) После дост. большого числа покупок.

Решение. Описываем динамику с помощью Ц.М.
 $X = \{1, 2\}$; начальное распределение $p_j^{(0)} = \frac{1}{2}, j=1, 2$.
 Матрица вероятностей перехода за один шаг имеет вид $P = \begin{bmatrix} 0.7 & 0.3 \\ 0.4 & 0.6 \end{bmatrix}$ 1) Надо найти $p_j^{(2)} = \sum_i p_i^{(0)} P_{ij}(2)$

$$P(2) = P \cdot P = \begin{bmatrix} 0.61 & 0.39 \\ 0.52 & 0.48 \end{bmatrix}$$

$$p(2) = [0.5 \quad 0.5] \begin{bmatrix} 0.61 & 0.39 \\ 0.52 & 0.42 \end{bmatrix} = [0.565 \quad 0.435]$$

2) Надо найти стационарные вер-ти $\pi = (\pi_1, \pi_2)$
 стационарное распределение: $\begin{cases} \pi_j = \sum_i \pi_i P_{ij} \\ \pi_1 + \pi_2 = 1. \end{cases}$

$$\begin{cases} \pi_1 = 0.7\pi_1 + 0.4\pi_2 \\ \pi_2 = 0.3\pi_1 + 0.6\pi_2 \\ \pi_1 + \pi_2 = 1. \end{cases} \Rightarrow \begin{cases} -0.3\pi_1 + 0.4\pi_2 = 0 \\ 0.3\pi_1 - 0.4\pi_2 = 0 \\ \pi_1 + \pi_2 = 1 \end{cases} \Rightarrow \begin{cases} \pi_2 = \frac{3}{4}\pi_1 \\ \pi_1 = \frac{4}{7} \\ \pi_2 = \frac{3}{7} \end{cases}$$

Это все данные учесть решать!

§2 Цети Маркова с непрерывным временем.

п.1 Основное понятие

Пусть мы имеем с.п. $(X(t), t \geq 0)$ с непер. временем и дискретным пр-вом состояний $X = \{1, 2, \dots\}$

Опр. Сл.пр. $(X(t), t \geq 0)$ наз-ся Ц.М с непер. временем, если $\forall t_1 \leq t_2 < \dots < t_n < \infty, \forall i_0, i_1, \dots, i_n \in X$

$$(1) \quad \mathbb{P}(X(t_n) = i_n \mid X(t_0) = i_0, \dots, X(t_{n-1}) = i_{n-1}) = \mathbb{P}(X(t_n) = i_n \mid X(t_{n-1}) = i_{n-1}).$$

(2) Важную роль играет $\mathbb{P}(X(t+s) = j \mid X(s) = i)$ — вероятность перехода из i в j за время t . Если $\mathbb{P}$ не зависит от s , то ЦМ наз-ся однородной. Их тогда обозначают $P_{ij}(t) = \mathbb{P}(X(t+s) = j \mid X(s) = i)$. Р-и только такие.

(4) Рассмотрим также $P_i(0)$ — вероятность того, что в начальный момент времени мы в состоянии i (начальное распределение); $p_j(t) = \mathbb{P}(X(t) = j)$ — распределение ЦМ в момент времени t .

(5) Для дискретного марков г-я следующие свойства:

$$1) p_j(t) \geq 0 \quad \forall j, \forall t \geq 0$$

$$2) \sum_j p_j(t) = 1 \quad \forall t \geq 0$$

$$3) p_{ij}(t) \geq 0 \quad \forall i, j \in \mathcal{X}, t \geq 0.$$

$$4) \sum_j p_{ij}(t) = 1 \quad \forall i \in \mathcal{X}, \forall t \geq 0.$$

$$5) p_j(t) = \sum_i p_i(0) P_{ij}(t) \quad \forall j \in \mathcal{X}, \forall t \geq 0.$$

$$6) p_{ij}(t+s) = \sum_k p_{ik}(t) P_{kj}(s) \quad \forall i, j \in \mathcal{X} \quad \forall t, s \geq 0$$

Если $P(t) = (P_{ij}(t))$, то 6) имеет вид: $P(t+s) = P(t)P(s)$. Уравнение Колмогорова — Чапмана.

Опр. Говорят, что ЦМ $(X(t), t \geq 0)$ с непер. временем непрерывна справа, если $\forall t \geq 0 \quad \forall \omega \in \Omega \quad \exists \delta > 0$, т.е.

$$\forall \epsilon < \delta \quad X(t+s) = X(t)$$

Замечание Ввиду г-е р-и только такие Ц.М.

$$(8) \quad \text{Тогда } \exists \lim_{t \rightarrow 0} P_{ij}(t) = \begin{cases} 1, & j=i \\ 0, & j \neq i \end{cases}. \text{ Полагая } P_{ij}(0) = \delta_{ij}$$

(по определению). Тогда св-ва 3)-6) остаются справедливыми и при $t, s = 0$.

п. 2 Вероятностная цепь Маркова.

Пусть $X(0)=i$. Определим $\tau_i = \inf_{t \geq 0} \{X(t) \neq i, X(0)=i\}$ - момент первого выхода из i .

Опр. Состояние i наз-ся поглощающим, если $\forall t \geq 0 \ P_{ii}(t)=1$.

Лемма 1. Если i - не поглощающее состояние, то суц. константа $\lambda_i > 0$, т.ч. $P(\tau_i > t) = e^{-\lambda_i t}$, т.е. τ_i имеет экспоненциальное распределение.

Лемма 2. Если i - не поглощающее состояние, то с.в. $\tau_i, X(\tau_i)$ независимы.

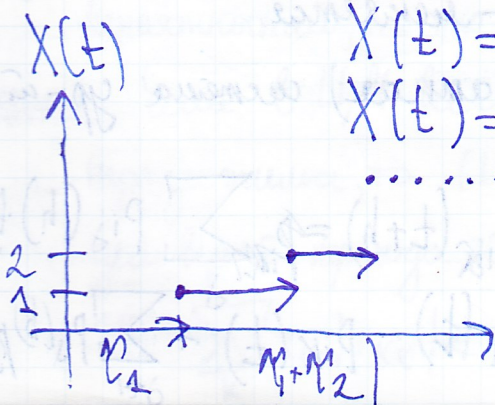
Теорема. Будет ните. Плотности $\pi_{ij} = P(X(\tau_i)=j | X(0)=i)$.

Пусть $X(0)=i$ п.н.; τ_1 - момент первого выхода из состояния i . Договоримся $\hat{X}_0 = i$; $\hat{X}_1 = X(\tau_1)$; τ_2 - момент первого выхода из состояния $X(\tau_1)$; $\hat{X}_2 = X(\tau_1 + \tau_2)$ и т.д.

Теорема Супр $\hat{X}_n$ является однородной ЦМ с дискретным временем и матрицей переходов за один шаг (π_{ij})

Если мы имеем ЦМ с непр. временем, то по ней получаем: $(\hat{X}_n, n \geq 0)$ и $(\tau_i, i \in \mathcal{X})$; $(\hat{X}_n, n \geq 0)$ - вероятностная Ц.М. Можно ли по этой паре восстановить исходную цепь? Легко видеть, что можно восстановить исходную ЦМ $(X(t), t \geq 0)$:

$$\begin{aligned} X(0) &= i \text{ п.н.} \\ X(t) &= i, \quad 0 \leq t < \tau_1; \\ X(t) &= \hat{X}_1, \quad \tau_1 \leq t < \tau_1 + \tau_2; \\ X(t) &= \hat{X}_2, \quad \tau_1 + \tau_2 \leq t < \tau_1 + \tau_2 + \tau_3; \\ &\dots \end{aligned}$$



- а вероятности считая τ_i единицами.

(9)
(10)
(11)
Вероятности в ПР и СЛ.

п.3 Уравнение Колмогорова

Лемма 3.1) При $i \neq j$ существует конечный предел при $t \rightarrow 0$

$$(12) \quad \lim_{t \rightarrow 0} \frac{P_{ij}(t)}{t} = a_{ij} \geq 0.$$

$$(13) \quad 2) \forall K \text{ сущ. кон. или беск. предел } \lim_{t \rightarrow 0} \frac{1 - P_{KK}(t)}{t} = -a_{KK} \geq 0$$

Соберем числа из леммы в матрицу: $A = (a_{ij})$ - матрица интенсивностей вероятностей перехода.

Опр. Состояние K наз-ся мгновенным, если $a_{KK} = -\infty$. Иначе - не мгновенное.

$$(14) \quad \text{Опр. Состояние } K \text{ наз-ся } \text{регулярным, если } -a_{KK} = \sum_{j \neq K} a_{Kj}.$$

Замечание. Ранее было показано (или просто очевидно), что

$$\sum_j P_{Kj}(t) = 1; \quad \sum_{j \neq K} P_{Kj}(t) = 1 - P_{KK}(t).$$

Правда на t и перехода к пределу, если это возможно, получаем (14). Состояние регулярно, если предельный переход можно осуществлять поэлементно.

Фундаментальный результат:

Теорема. Если состояние i регулярно, то $\forall K$ вероятности $P_{iK}(t)$ дифференцируемы и справедливы следующие уравнения:

$$(15) \quad \frac{d}{dt} P_{iK}(t) = \sum_j a_{ij} P_{jK}(t)$$

Замечание. 1) В (15) K - фиксир., i - меняется.

2) (15) наз-ся "первая (обратная) система ур-ий Колмогорова"

Схема г-ва. Пусть $t \geq 0, h > 0$. Тогда $P_{iK}(t+h) = \sum_j P_{ij}(h) P_{jK}(t)$

$$P_{iK}(t+h) - P_{iK}(t) = P_{ii}(h) P_{iK}(t) - P_{iK}(t) + \sum_{j \neq i} P_{ij}(h) P_{jK}(t)$$

В силу срод. выше линии и опр-я регулярности получаем:

$$\exists \frac{d}{dt} P_{ik}(t) = a_{ii} P_{ik}(t) + \sum_{j \neq i} a_{ij} P_{jk}(t) = \sum_j a_{ij} P_{jk}(t)$$

Ч.Т.П.

Теорема. Если все состояния ЦМ регулярны, то (15) имеет решение, которое является единственным нестрого положительным решением, удов. начальной условию: $P_{ik}(0) = \delta_{ik}$

Замечание. 1) Можно показать, что интенсивности вероятностей перехода тесно связаны с элементами ЦМ: $P(\tau_i > t) = e^{-x_i t} = e^{a_{ii} t}$. $a_{ii} = -\infty$: мгновенное состояние.

$$2) P(X(\tau_i) = j | X(0) = i) = \pi_{ij} = -\frac{a_{ij}}{a_{ii}}$$

Теорема. Пусть все состояния ЦМ регулярны; выполнено следующее условие: $\sum_k P_{ik}(t) / |a_{kk}|$ сход-ся. Тогда справедлива вторая (прямая) часть леммы ур-я Колмогорова:

$$\frac{d}{dt} P_{ij}(t) = \sum_k P_{ik}(t) a_{kj} \quad (i - \text{фиксированно, } j - \text{меняется}) \quad (16)$$

п.4) Предельные теоремы.

1. Когда существует предел $t \rightarrow \infty P_{ij}(t) \Rightarrow \tau_j$, и он не зависит от i ? (17)

↑
предельные вероятности.

Опр. Некоторое распределение вероятностей $Q = \{q_j\}$ наз-ся стационарным для цепи Маркова с кепр. временем и вер-ми перехода $P(t) = (P_{ij}(t))$, если $\forall i, \forall t \geq 0$: $q_j = \sum_i q_i P_{ij}(t)$ (18)

Задача. Если пределы (17) существуют являются распределением вероятностей, то это - стационарное распределение.

Теорема. Если в ЦМ все состояния регулярны, элементы ЦМ неразличимы, то (17) всегда существуют. Если, кроме того, для вер-и перехода справедлива 2^я С.У.К., и (17) таковы, что $\sum_k \tau_k |a_{kk}| < \infty$, то $\forall j \sum_k \tau_k a_{kj} = 0$. (19)

П.5) Процессы рождения и гибели.

Пусть $(X(t), t \geq 0)$ - однородная ЦМс перек. вер.-мн.
 $p(t) = P_{ij}(t)$ с пр-вом состояний $X = \{0, 1, 2, \dots\}$

Опр. Вот такие ЦМ $(X(t), t \geq 0)$ наз-е процессами
 рождения и гибели, если

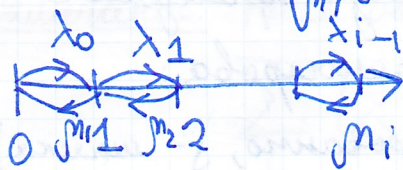
Замечание. 1) λ_i, μ_i - интенсивности
 рождения и гибели.

$$P_{ij}(t) = \begin{cases} \lambda_i t + \bar{o}(t), & j = i+1 \\ \mu_i t + \bar{o}(t), & j = i-1, i \geq 1 \\ 1 - (\lambda_i + \mu_i)t + \bar{o}(t), & j = i \\ \bar{o}(t), & |j-i| \geq 2 \end{cases}$$

2) Пусть мы имеем некую биологическую систему, i - число частиц системы.

$\lambda_i t$ - вер-ть рождения одной частицы, если их сейчас i

$\mu_i t$ - вер-ть гибели - //



Обозначим $P_k(t) = P(X(t) = k)$
 легко показать, что справедливы УС:

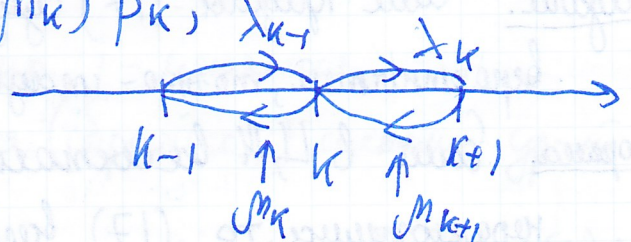
(20)

$$\begin{cases} \frac{dP_k(t)}{dt} = \lambda_{k-1}P_{k-1}(t) - (\lambda_k + \mu_k)P_k(t) + \mu_k P_{k+1}(t), & k \geq 1 \\ \frac{dP_0(t)}{dt} = \mu_1 P_1(t) - \lambda_0 P_0(t) \end{cases}$$

Исследуем вопрос о существовании стационарного режима.
 При $t \rightarrow \infty$ из (20) получаем, что для $P_k = \lim_{t \rightarrow \infty} P_k(t)$
 имеем систему уравнений:

(21)

$$\begin{cases} \lambda_{k-1} P_{k-1} + \mu_{k+1} P_{k+1} = (\lambda_k + \mu_k) P_k, \\ \lambda_0 P_0 = \mu_1 P_1 \end{cases}$$



"сколько вошло в состояние k , столько в него и вышло". Так говоря, уравнения баланса. Вообще, (21) можно явно решить:)

$$p_1 = \frac{\lambda_0}{\lambda_1} p_0; \quad p_2 = \frac{\lambda_0 \lambda_1}{m_1 m_2} p_0; \quad p_3 = \frac{\lambda_0 \lambda_1 \lambda_2}{m_1 m_2 m_3} p_0; \dots; \quad p_k = \frac{\lambda_0}{m_1} \dots \frac{\lambda_{k-1}}{m_k} p_0 \quad \forall k \geq 1$$

$$p_0 \text{ находим из соотношения: } \sum_{k=0}^{\infty} p_k = 1 \Rightarrow p_0 = \frac{1}{1 + \sum_{k=1}^{\infty} \prod_{i=0}^{k-1} \left(\frac{\lambda_i}{m_{i+1}} \right)}$$

(тауишнаркие расприуиение
сууестуеет $\Leftrightarrow p_0 \neq 0$: $\sum_{k=1}^{\infty} \prod_{i=0}^{k-1} \left(\frac{\lambda_i}{m_{i+1}} \right) < \infty$.

А это имеет место $\Leftrightarrow \exists k_0 \geq 1$ и C : $\frac{\lambda_i}{m_{i+1}} \leq C < 1 \quad \forall i \geq k_0$.

ЛЕКЦИЯ # 09

08.04.10

ГЛАВА 5. Элементы функционального анализа.

Пусть мы имеем СП $\xi(\xi(t); t \in [a, b])$. $\xi(t, \omega)$ - с. в.

§1 Сходимость с.в.

- Опр.
- П-ть с.в. ξ_n с-ся п.н.к с.в. ξ_0 , если $P(\omega: \xi_n(\omega) \rightarrow \xi_0(\omega)) = 1$.
 - П-ть с.в. ξ_n с-ся по вер-ти к с.в. ξ_0 , если $P(\omega: |\xi_n - \xi_0| \leq \varepsilon) \rightarrow 1$.
 - П-ть с.в. ξ_n с-ся в ср. кв. к ξ_0 , если $E|\xi_n - \xi_0|^2 \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$ (l.i.m. $\xi_n = \xi_0$).

Замечание. С-ть в с.к. $\Rightarrow$ с-я по вер-ти. (кр-во Лебесга)

Рассмотрим пр-во H_2 с.в. ξ , т.е. $E\xi^2 < \infty$.

Задача. H_2 -линейное пр-во.

Определим для $\xi_1, \xi_2 \in H_2$ число $(\xi_1, \xi_2) \stackrel{\text{def}}{=} E \xi_1 \cdot \xi_2$.

Задача. (ξ_1, ξ_2) обладает свойствами:

- 1) $(\xi, \xi) \geq 0 \quad \forall \xi \in H_2$; $(\xi, \xi) = 0 \Leftrightarrow \xi \equiv 0$
- 2) $(\xi_1, \xi_2) = (\xi_2, \xi_1)$
- 3) $(c_1 \xi_1 + c_2 \xi_2, \xi_3) = c_1 (\xi_1, \xi_3) + c_2 (\xi_2, \xi_3)$

Это то скалярное произведение! (Так-то!) Определим длину $\|\xi\| = \sqrt{(\xi, \xi)}$; $\rho(\xi_1, \xi_2) = \|\xi_1 - \xi_2\|$. Итак, с.в. в ср. кв. $\Leftrightarrow$ с.в. в H_2 относительно введенной метрики.

Можно показать, что H_2 полно относительно введенной метрики.

Критерий H_2 можно относительно введенной метрики: $\Rightarrow$

Кочин $\xi_n \xrightarrow{с.к.} \xi_0 \Leftrightarrow E(\xi_n - \xi_m)^2 \xrightarrow{n,m \rightarrow \infty} 0$

Замечание. H_2 -нормой L_2 . $\forall$ результат из анализа ф-й на R переносится на H_2 (где не треб. компактности).
Везде далее сходимость в с.к.

Лемма. Если $\xi_n \rightarrow \xi_0, \eta_n \rightarrow \eta_0$, то $(\xi_n, \eta_n) \rightarrow (\xi_0, \eta_0)$

Предложение. $\xi_n \in H_2$ с.к. в ср. кв. $\Leftrightarrow$ сущ. конечный $\lim_{n,m \rightarrow \infty} E(\xi_n \xi_m) = a$

Д-во достаточности. по Кочин: $\|\xi_n - \xi_m\|^2 = E(|\xi_n - \xi_m|^2) =$
 $= E(\xi_n, \xi_n) + E(\xi_m, \xi_m) - 2E(\xi_n, \xi_m) = a + a - 2a = 0$. Ч.Т.Д.

Вернемся к СП.

Теорема. Пусть $(\xi(t), t \in [a, b])$ - СП, т.ч. $E \xi^2(t) < \infty \forall t$.
Тогда $\xi(t)$ имеет кон. предел в ср. кв. при $t \rightarrow t_0$
 $\Leftrightarrow \exists$ кон. предел $E(\xi(t), \xi(s)), t, s \rightarrow t_0$

Замечание. Все результаты в H_2 относятся к корреляционной теории, т.е. вернутся в терминах моментов не выше 2-го порядка.

Следствие. В условиях теоремы $\xi(t)$ имеет предел в с.к. $\Leftrightarrow$
1) $a(t) = E \xi(t)$ имеет обычный предел при $t \rightarrow t_0$
2) $R(t, s) = \text{cov}(\xi(t), \xi(s))$ имеет предел при $t, s \rightarrow t_0$

§2 Непрерывность.

Пусть $\xi(t)$ - СП, т.ч. $E \xi^2(t) < \infty \forall t$, т.е. $\xi: [a, b] \rightarrow H_2$.

Опр. $(\xi(t), t \in [a, b])$ называется непрерывным в ср. кв. в $t_0 \in (a, b)$, если $\exists \lim_{t \rightarrow t_0} \xi(t) = \xi(t_0)$ п.н.;

Замечание. 1) В ср. точках - односторонние кр-ты. (Пак-мо!)
2) $\xi(t)$ кнр. на $[a, b]$, если кнр. $\forall t \in [a, b]$.

Теорема. $(\xi(t), t \in [a, b])$ кнр. в ср. кв. на $[a, b] \Leftrightarrow$

- 1) $a(t)$ непрерывна на $[a, b]$
- 2) $K(t, s)$ непрерывна в т. (t_0, t_0) .

§3 Дифференцируемость.

Пусть $\xi(t): [a, b] \rightarrow H_2$.

Опр. С.П. $\xi(t)$ является диф-и в ф.кв. в т. $t_0 \in (a, b)$, если существует при $h \rightarrow 0$ предел в ф.кв. $\lim_{h \rightarrow 0} \frac{\xi(t_0+h) - \xi(t_0)}{h} = \eta \in H_2$.

Обозначение: $\xi'(t_0) := \eta$ - произв. в С.П. в т. t_0

Замечание.

- 1) В ф.точках - односторонние производные.
- 2) $\xi(t)$ дифр. на $[a, b]$, если $\xi'(t)$ существует во всех точках $[a, b] \Rightarrow \xi'(t)$ - непрерывн. С.П.
- 3) Если процесс дифр. на $[a, b]$, а ξ' - непрерывн. на $[a, b]$, то $\xi(t)$ - непрерывн.-дифр. (Так-то! :))

Теорема. Если $\xi_1(t), \xi_2(t)$ - дифр. на $[a, b]$ и $\forall t \quad \xi_1', \xi_2'$ связаны л.н.н., то $\exists \xi_0 \in H_2$, т.е. $\xi_1(t) = \xi_2(t) + \xi_0$ л.н.н.

Теорема. Пусть $\xi(t), t \in [a, b]$ - С.П., т.е. $\|\xi(t)\|^2 < \infty$. Тогда процесс является непрерывн. дифр. в ф.кв. $\Leftrightarrow$ 1) $a(t)$ - непрерывн. дифр. на $[a, b]$
 2) $\exists \frac{\partial^2 K(t, s)}{\partial t \partial s} < \infty$ в т. $(t_0, t_0) \forall t_0 \in [a, b]$.

Имеем:

A) $E \xi'(t) = a(t) \quad \forall t$

B)
$$\begin{bmatrix} \text{cov}(\xi(t), \xi(s)) & \text{cov}(\xi'(t), \xi(s)) \\ \text{cov}(\xi(t), \xi'(s)) & \text{cov}(\xi'(t), \xi'(s)) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} K(t, s) & K'_t(t, s) \\ K'_s(t, s) & K''_{ts}(t, s) \end{bmatrix}$$

D-во гарантируем 1) и 2). Из условия существования, считаем, что $a(t) = 0$. Из курса ВЧМ известно

Лемма.
$$\lim_{h_1, h_2 \rightarrow 0} \frac{1}{h_1 h_2} [K(t+h_1, s+h_2) - K(t+h_1, s) - K(t, s+h_2) + K(t, s)] = K''_{ts}(t, s)$$

По кр. Коши, надо п-ть, что при $h_1 \rightarrow 0, h_2 \rightarrow 0$ стремя-
ся к нулю $\mathbb{E} \left(\left| \frac{\xi(t_0+h_1) - \xi(t_0)}{h_1} - \frac{\xi(t_0+h_2) - \xi(t_0)}{h_2} \right|^2 \right) \xrightarrow[h_2 \rightarrow 0]{h_1 \rightarrow 0} 0$

Показывается тем методом пристального взгляда
(раскрытием скобок)

14.03.10

ЛЕКЦИЯ #10

ГЛАВА 6. Стохастический интеграл от неслучайной функции.

(*) $\int_a^b F(t) d\xi(t)$, где $F(t)$ - неслучайная ф-я, а $\xi(t)$ - сл. пр.

Если $\exists \xi'(t)$ в ср. кв, то, по аналогии с анализом,
(*) $= \int_a^b F(t) \xi'(t) dt$. Если все траектории (почти все) $\xi(t)$ имеют ср. вариацию, то $\forall$ траектории можно определить интеграл (смыслиться) $\int_a^b F(t) d\xi(t)$.

Пример типичный. Пусть $\xi(t) = W(t)$ - винеровский процесс. Можно проверить, что он не имеет прир. в ср. кв; также, с вер. 1, $W(t)$ обладает неограниченной вариацией.

§1 Стохастические ортогональные меры.

Пусть мы имеем ср. интервалы вида $[a, b)$. Обозначим $\Delta = [s, t) \subset [a, b)$. Пусть каждому Δ сопоставлена с.в. $\Delta \eta$.

Опр. Оботображение $\Delta \mapsto \Delta \eta$ называется стохастической ортогональной мерой, если:

$$1) E(|\Delta \eta|^2) < \infty$$

2) Если $\Delta_1 \cap \Delta_2 = \emptyset$, то $\Delta_1 \eta$ и $\Delta_2 \eta$ некоррелированы, т.е.

$$\text{cov}(\Delta_1 \eta, \Delta_2 \eta) = 0.$$

3) Если $\Delta_1 = [s, t)$, $\Delta_2 = [t, u)$, $\Delta = \Delta_1 \cup \Delta_2 = [s, u)$,
 то $\Delta \eta = \Delta_1 \eta + \Delta_2 \eta$. (линейная аддитивность)

4) $E \Delta \eta = m_1(\Delta)$, $D(\Delta \eta) = m_2(\Delta)$, где m_1, m_2 — две
 счетно-аддитивные ф.и., заданные на сигма-
 алгебре подмножеств $\mathbb{R}^1$.

Замечание 1) 4) означает, что m_1 и m_2 — мер на векторном
 и бледном счетном адд-то.

2) Если $m_1(\Delta) = \alpha |\Delta|$, $m_2(\Delta) = \beta^2 |\Delta|$,
 то $\Delta \eta$ — белый шум с параметрами α, β .
 $\alpha = 0, \beta = 1$ — стандартный белый шум.)

Если $\Delta \eta$ — гаусс-распр., то $\Delta \eta$ — гаусс- (норм.)
 шум).

3) m_2 называют структурной мерой стохастичес-
 кой меры $\Delta \eta$.

Пример типичный. Пусть $\eta(t), t \in [a, b)$ — сл. пр., т.е.

$$1) E(|\eta(t)|^2) < \infty \quad \forall t$$

2) $\eta(t)$ имеет некорр. приращения

3) $E(\eta(t)) = a(t)$ имеет ср. вар на $[a, b]$.

Пусть $\Delta = [s, t)$; положим $\Delta \eta = \eta(t) - \eta(s)$.

Задача. В-ть, что так стр. отображение стр. стохастическую
 ортогональную меру.

Пусть $\Delta \rightarrow \Delta \eta$ определяет некую стохаст. ортогонал. меру;
 для $\Delta t = [a, t)$ положим $\eta(t) \stackrel{\text{def}}{=} \Delta t \eta$.

Задача. $\eta(t)$ — сл. пр. с некорр. приращениями.

Если стох. орт. мера $\Delta \eta$ строится по процессу
 $\eta(t)$, то будем это обозначать $d\eta(t), t \in [a, b)$

Задача. Ст. процесс. Бейнштейн (СБШ) имеет вид $dW(t)$ где $W(t)$ - стандартный Винаровский процесс.

§2 Схема построения стохаст. интеграла.

Пусть $\Delta\eta$ - ст. оп. мер с так μ_1, μ_2 . Определим $\Delta\eta_0 = \Delta\eta - \mu_1(\Delta)$. $\Delta\eta_0$ - опять-таки СМ, $\mathbb{E}\Delta\eta_0 = 0 \Rightarrow \Rightarrow \Delta\eta = \Delta\eta_0 + \underbrace{\mu_1(\Delta)}_{\text{интеграл по этой мере нулевой и потому неинтересен.}}$

Так далее рассматриваем случай $\mu_1(\Delta) = 0 \forall \Delta$.

Пусть H_2 - гильбертово пр-во а. в. н., т.е. линейное пр-во со ск. пр. $(\xi_1, \xi_2) = \mathbb{E} \xi_1 \xi_2$. Определим пр-во $d_2(\mu_2)$ линейных функций $F(t), t \in [a, b]$, т.е.: $\int |F(t)|^2 d\mu_2(t)$

$L_2(\mu_2)$ - линейное пр-во. Определим $\forall F_1, F_2(t) \in L_2$ $(F_1, F_2) = \int_a^b (F_1(t), F_2(t)) d\mu_2(t)$ - можно проверить, что это ск. пр.

$$F_n \xrightarrow{L_2} F \Leftrightarrow \|F_n - F\|^2 = \int_a^b |F(t) - F_n(t)|^2 d\mu_2(t) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$$

L_2 - полно ассоциат. такой сх-ты; $\Rightarrow L_2$ гильбертово. Как правило, d_2 Секенговерт; H_2 и L_2 изоморфны ($\leftrightarrow$ + сопр. ск. пр.)

Пусть $\eta(t)$ - а. пр. с непер. приращением, $\mathbb{E} \eta(t) = 0 \forall t$. $d\eta(t)$ - стохастическая ОМ.

Опр. Лек. ф-я $F(t), t \in [a, b]$ назыв. простой, если суш. такое разбиение $a = t_0 < \dots < t_n = b$, что $F(t) = \text{const}$ при $[t_{k-1}, t_k]$.

Пусть $\tilde{F}$ - пр-во всех пр. ф-ц.

Лемма. $\tilde{F}$ - линейное пр-во.

Опр. Пусть F - простая ф-я, $d\eta(t)$ - СМ. Полагая по $\lim_{n \rightarrow \infty} \int_a^b F(t) d\eta(t) = \sum_{k=1}^n F_k \cdot (\eta(t_k) - \eta(t_{k-1})) = \sum_{k=1}^n F_k \Delta\eta_k$

Предположение Опр. будем считать след. св-ми:

$$1) E(I(f)/^2) < \infty \forall f \in \mathcal{F}$$

$$2) E(I(f)) = 0$$

$$3) I(f_1 + f_2) = I(f_1) + I(f_2)$$

$$4) E(I(f_1) I(f_2)) = \int_a^b f_1(t) f_2(t) d\mu_2$$

$$5) E(I(f)^2) = \int_a^b |f(t)|^2 d\mu_2(t)$$

Д-во. 5) $f \in \mathcal{F}: E(I(f))^2 = \sum_{k=0}^n E |f_k(y(t_{k+1}) - y(t_k))|^2 =$

$$= E \sum_{k \neq l} \sum_{m \neq n} f_k f_m (y(t_{k+1}) - y(t_k)) (y(t_{m+1}) - y(t_m)) =$$

$$= \sum_{k=1}^n (f_k^2) E (y(t_k) - y(t_{k-1}))^2 + \sum_{k \neq m} f_k f_m E (y(t_k) - y(t_{k-1})) \cdot$$

= 0 в силу некорр.

$$(y(t_{m+1}) - y(t_m)) = \sum_{k=1}^n |f_k|^2 \underbrace{D \Delta_k y}_{\mu_2(\Delta_k)}$$

$$= \int_a^b |f(t)|^2 d\mu_2(t)$$

4) Аналогично (р-эгр-ии на сигналах разбегении.)

Т.к. $f \in \mathcal{F}$, то $f \in L_2 \Rightarrow U_2(5) \Rightarrow 1$. 2) очевидно. Аналогично 3) Ч.Т.Д.

Лемма 2. Пр-во $\mathcal{F}$ плотно в L_2 .

Пусть $f \in L_2$, f_n -прямые, $f_n \rightarrow f$, f_n -гунгаемейшие, рассуждая $E(I(f_n) - I(f_m))^2 = E(|I(f_n - f_m)|^2)$

$$= \int_a^b (f_n - f_m)^2(t) d\mu_2(t) \xrightarrow{n, m \rightarrow \infty} 0 \Rightarrow I(f_n) -$$

гунгаемейшие в H_2 . В силу нормы H_2 существует с.б. λ , т.е.

$$I(f_n) \xrightarrow{ср.б.} \lambda$$

$$f_n \xrightarrow{ср.б.} f \in L_2$$

$$\text{оп.} \downarrow \quad \text{оп.} \downarrow$$

$$I(f_n) \xrightarrow{H_2} \lambda \quad I(f) \xrightarrow{H_2} \lambda$$

Покажем по определению $I(f) = \lambda$.

Замечание. Случайная вел. λ определяется с вер. 1 возникнет, но, не зав. от нас I_n .

$$I(f) = \int_a^b f(t) d\eta(t),$$

и.

ЛЕКЦИЯ # 11

Свойства стохастического интеграла: из опр. для произв. ф-ции и свойств свойств предельных переходов $\forall f \in L_2$ получаем свойства 1) - 5).

Пусть $d\eta_0(t)$ - стох. арт. мера с строг. мерой μ_2 , и $g \in L_2(d\mu_2)$. Рассмотрим новый с.п.: $\tilde{\eta}(t) = \int_a^t g(s) d\eta_0(s)$ - это стох. интеграл, и верно: а) $\tilde{\eta}(t)$ имеет некorr. приращения

б) $E \tilde{\eta}(t) = 0 \quad \forall t \geq 0$

в) $D(\Delta \tilde{\eta}(t)) = \int_S |g(u)|^2 d\mu_2(u) = \tilde{\mu}_2(\Delta)$

Итак, $d\tilde{\eta}$ - новая с.м. со стр. мерой $\tilde{\mu}_2(\Delta)$.

6) $\forall f \in L_2(d\tilde{\mu}_2) \quad \int_a^b f(t) d\tilde{\eta}(t) = \int_a^b f(t) g(t) d\eta_0(t)$

7) Пусть $d\eta_0(t)$ - с.м., и $g(t, \lambda) - t \in [a, b], \lambda \in [c, d]$, причем $\max_b |g(t, \lambda)| \in L_2(d\mu_2)$. Тогда

$$\int_c^d \left[\int_a^b g(t, \lambda) d\eta_0(t) \right] d\lambda = \int_a^b \left[\int_c^d g(t, \lambda) d\lambda \right] d\eta_0(t)$$

Пусть $\eta(t)$ - линейный интеграл с параметрами α и β . Тогда $d\eta(t) = \alpha dt + \beta d\eta_0(t)$, где $d\eta_0(t)$ - стандартный линейный интеграл.

Покажем по опрег. $\int_a^b f(t) d\eta(t) = \alpha \int_a^b f(t) dt + \beta \int_a^b f(t) d\eta_0(t)$

$\forall f \in L_1 \cap L_2$.

Таким образом, интеграл обладает теми же свойствами, что и ранее, с поправкой на то, что:

$$E\left(\int_a^b F(t) d\eta(t)\right) = 2 \int_a^b F(t) dt. \text{ Например, } E\left|\int_a^b F(t) d\eta(t)\right|^2 = \\ = |2|^2 \left|\int_a^b F(t) dt\right|^2 + |3|^2 \int_a^b |F(t)|^2 dt.$$

ГЛАВА 7. Линейные стохастические дифф. уравнения

§1 (Стохастический дифференциал)

Пусть $d\eta$ - белый шум с параметрами α, β . Если $\Delta = [s, t)$, то $E \Delta \eta = \alpha \Delta$, $D \Delta \eta = \beta^2 |\Delta|$. В малом случае, $d\eta = \alpha dt + \beta d\eta_0(t)$, где $d\eta_0(t)$ - стандартный белый шум. Будем далее рассуждать напараметры интерп. вместе с квадратами.

Опр. 1 Говорят, что сл. пр. $\xi(t)$ имеет стох. дифференциал

$$d\xi(t) = a(t)dt + b(t)d\eta_0(t), t > t_0, \text{ если} \quad (1)$$

$$\xi(t) = \xi_0 + \int_{t_0}^t a(s)ds + \int_{t_0}^t b(s)d\eta_0(s), \text{ где } \xi_0 - \text{некая с.в.} \quad (2)$$

$a(t)$ - непрерыв. в ср. кв. СП на $[a, b]$, $b(t)$ - непрерывная ф-я из $L_2(dt)$.

Лемма 1. Пусть $d\eta_0(t)$ - ст. бел., $C(t, s)$, $t > s > t_0$ - некая непрерывная ф-я, для которой существуют непрерыв. по параметрам производная $\frac{dC(t, s)}{dt}$. Тогда СП.

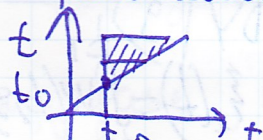
$$\xi(t) = \int_{t_0}^t C(t, s) d\eta_0(s) \text{ имеет стохастический дифф. у:} \quad (3)$$

$$d\xi(t) = \left[\int_{t_0}^t \frac{d}{dt} C(t, s) d\eta_0(s) \right] dt + C(t, t) d\eta_0(t) \quad (4)$$

Д-во. Обозначим $a(t) = \int_{t_0}^t \frac{d}{dt} C(t, s) d\eta_0(s)$, $b(t) = C(t, t)$.

$$\text{Д-н (2). Обозначим } \varphi(t) = \int_{t_0}^t \left[\int_{t_0}^s \frac{dC(t, u)}{du} d\eta_0(s) \right] du. \quad (5)$$

Покажем $C(u, s) = \frac{d}{du} C(u, s) = 0 \quad \forall s > u$.



$$\text{Тогда } \varphi(t) = \int_{t_0}^t \int_{t_0}^s \frac{dC(u, s)}{du} d\eta_0(s) du =$$

12-к/р (ч. 2)

$$\begin{aligned}
 &= \int_{t_0}^t \left[\int_{t_0}^s \frac{dc(u,s)}{du} du \right] d\eta_0(s) = \int_{t_0}^t \left[\int_s^t \frac{dc(u,s)}{du} du \right] d\eta_0(s) = \\
 &= \int_{t_0}^t (c(t,s) - c(s,s)) d\eta_0(s) \stackrel{(*)}{=} \xi(t) - \int_{t_0}^t c(s,s) d\eta_0(s). \\
 &\text{Ч.Т.Д.}
 \end{aligned}$$

§2 Линейные стохастические дифф. уравнения.

- В классическом анализе линейными стохастическими ДУ наз-ся $\dot{x}(t) = a(t)x(t)$ или
- (6) $dx(t) = a(t)x(t) dt$; в неограниченном смысле,
- (7) $dx(t) = a(t)x(t) dt + dy(t)$
- (8)

Опр. Лине. стох. ДУ-урав-е вида

$$\begin{cases} d\xi(t) = a(t)\xi(t) + b(t)d\eta_0(t), & t \geq t_0 \\ \xi(t_0) = \xi_0, \text{ где} \end{cases}$$

1) ξ_0 - некая с. в;

2) $a(t), b(t)$ - некие непрерывные ф-ии;

3) $d\eta_0(t)$ - стандартный белый шум.

Рассмотрим вспомогательные ДУ:

$$\begin{cases} \frac{d}{dt} W(t,s) = a(t)W(t,s), & t \geq s \\ W(s,s) = 1. \end{cases}$$

$W(t,s)$ - фундаментальное решение для г-а.

$$(11) \quad \text{Тогда } W(t,s) = 1 + \int_s^t a(u)W(u,s) du, \quad t \geq s.$$

Омечтим, что $W(t,s) = W(t,u)W(u,s), t \geq u \geq s$

$$(12) \quad \text{Рассмотрим с.п. } \xi(t) = W(t,t_0)\xi_0 + \int_{t_0}^t W(t,s)b(s)d\eta_0(s)$$

Теорема. Сл. пр. вида (12) есть решение СДУ (9) $\xi(t)$,
 Д-во. Обозначим $\xi_1(t) = W(t,t_0)\xi_0$; $\xi_2(t) = \int_{t_0}^t W(t,s)b(s)d\eta_0(s)$

$$\xi(t) = \xi_1(t) + \xi_2(t) \Rightarrow d\xi(t) = d\xi_1(t) + d\xi_2(t)$$

$$d\xi_1 = \frac{d}{dt} W(t, t_0) dt \stackrel{(10)}{=} a(t) W(t, t_0) \xi_0 dt = a(t) \xi(t) dt$$

$$d\xi_2 = d \left[\int_{t_0}^t \frac{W(t, s) b(s) d\eta_0(s)}{c(t, s)} \right] \stackrel{\text{лемма 1}}{=} \left[\int_{t_0}^t \frac{d}{dt} W(t, s) b(s) \cdot d\eta_0(s) \right] dt + W(t, t) b(t) d\eta_0(t) \stackrel{(10)}{=} a(t) \xi_2(t) dt + b(t) d\eta_0(t)$$

$$\Rightarrow d\xi(t) = a(t) \xi(t) dt + b(t) d\eta_0(t) \quad \text{И-прямая проверка}$$

$$\text{на: } \xi(t_0) = \xi_0. \quad \text{УТ.Д.}$$

Замечание легко видеть, что $\xi(t) = W(t, s) \xi(s) + \int_s^t W(t, u) b(u) d\eta_0(u)$.

ЛЕКЦИЯ #12

28.04.1

12. - КР 4^я курс

19 - КР 3^я курс.

Пример Решим СДУ:
$$\begin{cases} d\xi(t) = -\xi(t) dt + b(t) d\eta_0(t) \\ \xi(t_0) = \xi_0 \end{cases}$$

$$a(t) = -1.$$

Решим
вариационное
уравнение.

$$\begin{cases} \frac{dW(t, s)}{dt} = -1 \cdot W(t, s) \Rightarrow \frac{dW}{W} = -dt \\ W(s, s) = 1. \end{cases}$$

$$\ln W(t, s) = -t + c(s)$$

$$\ln W(s, s) = -s + c(s) = 0.$$

$$W(t, s) = e^{-(t-s)}, \quad t \geq s$$

$$\Leftarrow c(s) = s$$

$$\text{Тогда } \xi(t) \text{ имеет вид: } \xi(t) = e^{-(t-t_0)} \xi_0 + \int_{t_0}^t e^{-(t-s)} b(s) d\eta_0(s)$$

ГЛАВА 8. (непрямые разложения стационарных процессов)

§1 Корреляционная функция и ее свойства.

Векторное поле, $T = \mathbb{R}^1$ или $\mathbb{Z}^1$.

Опр. Сл. пр. $\xi(t), t \in T$ называется стационарным в широком (слабом) смысле, если

$$1) \mathbb{E}|\xi(t)|^2 < \infty \quad \forall t$$

$$2) \mathbb{E} \xi(t) = a(t) \equiv a \quad \forall t$$

3) $\forall t, \tau \in T$ $\text{cov}(\xi(t), \xi(t+\tau))$ есть ф-я только от τ , $= K(\tau)$ - корр. ф-я стационарного процесса.

Свойства:

$$1) |K(\tau)| \leq K(0) = \mathbb{D} \xi(t) \quad \forall t \in T.$$

$$2) \text{ Если процесс вещественный, то } K(\tau) = K(-\tau)$$

$$3) \forall n \geq 1, \forall t_1, \dots, t_n \in T, \forall c_1, \dots, c_n \in \mathbb{C} \text{ верно}$$

$$\sum_{k,j=1}^n K(t_k, t_j) c_k \bar{c}_j > 0 \quad (\text{положит. опр. ф-я})$$

$$4) K(\tau) - \text{контр. ф-я.}$$

Можно п-ть, что $\forall$ ф-я, удовл. 1)-4), есть корр. ф-н. некоего стационарного процесса (в широком смысле)

Теорема Пусть $K(\tau)$ есть к.ф. стационарного процесса. Тогда

(1) Бохнера-Хитчинса $K(\tau)$ имеет вид: $K(\tau) = \int_{-\infty}^{+\infty} e^{i\lambda\tau} dF(\lambda)$, где $F(\lambda)$ - веществ. ф-я, т.е.:

$$1) F(\lambda) \text{ неубывающая;}$$

$$2) F(\lambda) \text{ ограничена;}$$

$$3) F(\lambda) \text{ непр. слва.}$$

Замечание. 1) Если $\tau \in \mathbb{Z}$, то в формуле (1) интеграл по $[-\pi; +\pi]$

$$2) F(\lambda) \text{ наз-я спектральной функцией.}$$

$$3) F'(\lambda) = f(\lambda) - \text{спектральная плотность, то}$$

$$K(\tau) = \int_{-\infty}^{+\infty} e^{i\lambda\tau} f(\lambda) d\lambda$$

(2)

И, раз уж это преобразование Фурье, то $f(\lambda) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{i\lambda\tau} \langle \dot{x}(\tau) \rangle d\tau$ (3)

($\tau \in \mathbb{R}$). В дискр. случае, $f(\lambda) = \frac{1}{2\pi} \sum_{n=-\infty}^{+\infty} e^{-in\lambda} k(n)$ (4)

§2 Спектральное разложение стаци. процесса.

п.1 Сингайные колебания с дискр. спектром.

Пусть $t \in \mathbb{R}$. Р-м С.П.: $\xi(t) = \sum_{k=1}^n A_k e^{i\lambda_k t}$, где: (5)

- 1) A_k - с.в., $\mathbb{E}(|A_k|^2) < \infty \forall k$.
- 2) $\mathbb{E}A_k = 0$.
- 3) A_k некоррелированы.
- 4) λ_k сингайные вещественные числа.

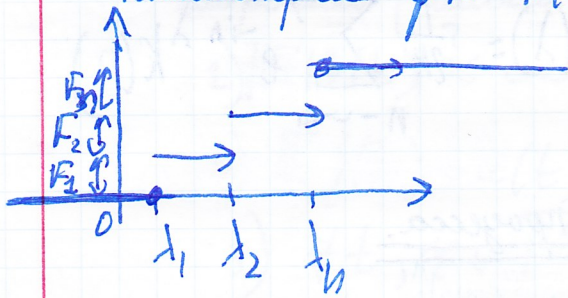
Тогда

$$\begin{aligned}
 &1) \mathbb{E}(|\xi(t)|^2) < \infty; \\
 &2) \mathbb{E}\xi(t) = 0 = \text{const} \forall t; \\
 &3) \text{cov}(\xi(t), \xi(t+\tau)) = \mathbb{E}(\xi(t) \cdot \overline{\xi(t+\tau)}) = \\
 &= \mathbb{E}\left(\left[\sum_k A_k e^{i\lambda_k t}\right] \left[\sum_j A_j e^{i\lambda_j(t+\tau)}\right]\right) = \\
 &= \sum_{k=1}^n \mathbb{E}|A_k|^2 e^{i\lambda_k(t-t-\tau)} = \sum_{k=1}^n \mathbb{E}|A_k|^2 e^{-i\lambda_k \tau} = K(\tau)
 \end{aligned}$$

Мы получили стационарный процесс! Обозначим $\xi_k(t) = A_k e^{i\lambda_k t}$.
 - в тер. механике это наз-ся гармоническим колебанием с амплитудой A_k и частотой λ_k . Отсюда же известно, что мощность колебания пропорциональна $|A_k|^2$. Средняя энергия излучается $\mathbb{E}|A_k|^2$. В физических системах, состоящих из нескольких частей если общая энергия равняется сумме энергий каждой из компонент, (нет энергии взаимодействия), то говоря, что система состоит из независимых компонент (в физическом смысле)

В нашем случае, $E(|\xi(t)|^2) = D(\xi(t)) = \sum_{k=1}^n D(A_k) = \sum_{k=1}^n F_k$

Рассмотрим ф-цу $F(\lambda)$:



Значит, $K(\tau) = \text{cov}(\xi(t+\tau), \xi(t)) =$
 $= \sum_{k=1}^n F_k e^{i\lambda_k \tau} = \int_{-\infty}^{+\infty} e^{i\lambda \tau} dF(\lambda)$

какая доля энергии ав. колебаний, т.е. $F(\lambda)$ описы-

вает распределение энергии $\xi(t)$ по гармоническим колебаниям вида $e^{i\lambda t}$. Колебания с различными λ в физическом смысле являются независимыми. (в стат. смысле, их амплитуды не коррелированы)

п.2 Спектральное разложение ст.п. процесса.

Пусть $\xi(t), t \in \mathbb{R}$ - стационарный с.п.р., и:

1) $E\xi(t) = 0 \quad \forall t$

2) см. 3)

3) $\text{cov}(\xi(t+\tau), \xi(t)) = K(\tau) = \int_{-\infty}^{+\infty} e^{i\lambda \tau} dF(\lambda)$ - представление функции

$\forall t_1, \dots, t_n \in \mathbb{R}, c_1, \dots, c_n \in \mathbb{C}$ рассмотрим с.б.:

(6) $c_1 \xi(t_1) + \dots + c_n \xi(t_n) \Rightarrow H_0$ - линейное пространство с.в. такого вида.

Ясно, что $H_0 \subset H_2$. Обозначим $\overline{H_0} = H$ - линейное пространство $\xi(t)$. Обозначим через $L_2(dF)$ гильбертово пространство

(7) $g(\lambda): \int_{-\infty}^{+\infty} |g(\lambda)|^2 dF(\lambda) < \infty$ со скалярным произведением:

(8) $(g_1, g_2) = \int_{-\infty}^{+\infty} g_1(\lambda) \overline{g_2(\lambda)} dF(\lambda)$

(9) $\|g\|^2 = \int_{-\infty}^{+\infty} |g(\lambda)|^2 dF(\lambda)$

Теорема. Пусть $\xi(t), t \in \mathbb{R}$, - ст.п. процесс с к.ф.в. $K(\tau)$ вида (1), и $E\xi(t) = 0 \quad \forall t$. Тогда $\exists$ с.п. $Z(\lambda), \lambda \in \mathbb{R}$

(Спектральное разложение ст.п. проц.)

и св-ва:

$$1) E|z(x)|^2 < \infty \quad \forall x.$$

$$2) E(z(x)) = 0 \quad \forall x.$$

3) $z(x)$ непр. м.в. в ср. кв.;

4) $z(x)$ имеет некор. приращения. (COM)

$$5) \text{ Если } \lambda_1 < \lambda_2, \text{ то } E|z(\lambda_2) - z(\lambda_1)|^2 = F(\lambda_2) - F(\lambda_1).$$

Тогда между пр-ми H и $L_2(dF)$ существует взаимно-однозначное соответствие, которое линейно и сопр. к л. пр.

Более того, оно задается по правилу: $L_2(dF) \ni g \leftrightarrow$

$$\int_{-\infty}^{+\infty} g(\lambda) dz(\lambda). \text{ В частности, если } g(\lambda) = c_1 e^{i\lambda_1 t} + \dots + c_n e^{i\lambda_n t} \quad (10)$$

$$n=1, \quad \xi(t) = \int_{-\infty}^{+\infty} e^{it\lambda} dz(\lambda) - \text{ (матр. разложение } \xi(t) \text{)}$$

ЛЕКЦИЯ #13

05.05.1

§3 Наилучшие линейные оценки для с.п.

п.1 Задача о наилучшей линейной оценке.

Пусть $L \subset H_2$ - зам. л.м. подпр-во.

Опр. Наилучшей л.м. оценкой (НЛО) для $y \in H_2$ в пр-ве L наз-ся $\hat{y}$:

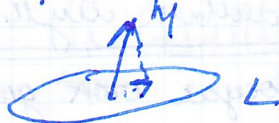
1) $\hat{y} \in L$.

$$2) \forall \xi \in L \quad \|y - \hat{y}\|^2 = E|y - \hat{y}|^2 \leq \|y - \xi\|^2$$

Лемма
о перпен.

$\hat{y}$ явл. НЛО для $y \Leftrightarrow$ 1) $\hat{y} \in L$

$$2) \langle y - \hat{y}, \xi \rangle = 0 \quad \forall \xi \in L$$



Пусть $L = L_0 + \xi_0 \in H_2$ - непрерывность ($\xi_0 \in H_2$, L_0 - зам. л.м. подпр-во).

Лемма о п.п. $\hat{y}$ - НЛО в непрерывности L для y , если: 1) $\hat{y} \in L$

$$2) (\hat{y} - \hat{y}, \hat{z} - \hat{z}) = 0 \quad \forall \hat{z} \in L.$$

п.2 Классификация о ИЛО для СП.

1) Задача интерполяции.

$T = [a, b]$ - конечный отрезок; $a = t_0 < \dots < t_n = b$.

С.П. $\hat{z}(t)$ наблюдается в $t_k, k = \overline{0, n}$. Пусть $t \in [a, b]$, $t \neq t_k$; хотим оценить $\hat{z}(t)$. Пусть L -пр-во с.в.

вуда $c_0 \hat{z}(t_0) + \dots + c_n \hat{z}(t_n)$, $\hat{z}$ - ИЛО $\hat{z}$ в L .

2) Линейная экстраполяция (линейный прогноз)

Пусть $\hat{z}(t)$ наблю. $\forall t \in [t_0, t_1]$ и $t_2 \notin [t_0, t_1], t_2 > t_1$.
Нужно оценить $\hat{z}(t_2)$. Пр-во L состоит из с.в. вуда

$$\int_{t_0}^{t_2} c(t) \hat{z}(t) dt$$

3) Задача фильтрации. Наблюдается с.п. $\hat{z}(t), t \in [t_1, t_2]$

вуда $\hat{z}(t) = F(t, y(t), \theta(t))$, где 1) $F(t, x, y)$ - изв. ф-я;
2) $\theta(t)$ - ненаблюдаемый полезный сигнал
3) $y(t)$ - шум (помеха)

Нужно по наблюдениям $\hat{z}(t)$ на $[t_1, t_2]$ априориально
оценить полезный сигнал $\theta(t)$ в лев. пр-ве L вуда

$$\int_{t_1}^{t_2} c(t) \hat{z}(t) dt. \text{ Истинный сигнал: } \hat{z}(t) = \theta(t) + y(t)$$

п.3 Выделение полезного сигнала из смеси с белым шумом.

Наблюдается с.п. $\hat{z}(t), t \in [t_0, t_1]$, имеющая стох. дифф.

$$(1) \quad d\hat{z}(t) = \theta(t)dt + dy_0(t), \text{ где } \theta - \text{полезный сигнал, } y_0 - \text{белый шум}$$

$$(2) \quad \text{Предположим, что } \theta(t) = \sum_{k=1}^m a_k \varphi_k(t), \text{ где } 1) \varphi_k(t) - \text{изв. ф-ии, } 2) a_k - \text{неизв. парам.}$$

Задача найти оптимальную для $\theta(t)$ понаде. $\xi(t)$. Вспомогат. (2),
 где $\xi(t)$ — процесс.

Пусть $\hat{z}_k$ — линейное наилучшее оценивание для z_k тогда $y = \int_{t_0}^{t_1} c(t) d\xi(t) =$
 $= \int_{t_0}^{t_1} c(t) \theta(t) dt + \int_{t_0}^{t_1} c(t) d\eta_0(t).$

Линейность: $E y = z_k$. Условие непереносимости:

$$E(y) = E\left(\int_{t_0}^{t_1} c(t) d\xi(t)\right) = \int_{t_0}^{t_1} c(t) \theta(t) dt = \sum_{j=1}^n d_j \int_{t_0}^{t_1} c(t) \varphi_j(t) dt \stackrel{\text{по (5)}}{=} z_k \quad (4)$$

Значит, $\int_{t_0}^{t_1} c_k(t) \varphi_j(t) dt = \delta_{kj}$
 ↑ "обратная K"

Обозначим $b_{ij} = \int_{t_0}^{t_1} \varphi_i(t) \varphi_j(t) dt$; $B = (b_{ij})$ и $C = (c_{ij}) = B^{-1}$

Решение. Оптимальная оценка $\hat{z}_k$ имеет вид (3) с
 весовыми функциями $c_k(t) = \sum_{j=1}^n C_{kj} \varphi_j(t)$

Д-во. Пусть, что $c_k(t)$ упр. (5): $\int_{t_0}^{t_1} c_k(t) \varphi_m(t) dt = \sum_{i=1}^n C_{ki}$

$\int_{t_0}^{t_1} \varphi_i(t) \varphi_m(t) dt = \delta_{im}$

Применим лемму о перпендикулярности: $\hat{z}_k - MIO \Leftrightarrow \forall y \in L_k$

$(z_k - \hat{z}_k, y - \hat{z}_k) = 0$ или

$(z_k - \hat{z}_k, y) = (z_k - \hat{z}_k, \hat{z}_k)$. Возьмем $(z_k - \hat{z}_k, y) = E\left(\left[z_k - \int_{t_0}^{t_1} c_k(t) d\xi(t)\right] \left[\int_{t_0}^{t_1} c(t) d\xi(t)\right]\right) \stackrel{(3)}{=} E\left([z_k - \hat{z}_k] \int_{t_0}^{t_1} c(t) \theta(t) dt\right)$

$+ E\left([z_k - \hat{z}_k] \left[\int_{t_0}^{t_1} c(t) d\eta_0(t)\right]\right) = 0 + z_k E\left(\int_{t_0}^{t_1} c(t) d\eta_0(t)\right)$

$- E\left[\int_{t_0}^{t_1} c_k(t) \theta(t) dt + \int_{t_0}^{t_1} c_k(t) d\eta_0(t)\right] \left[\int_{t_0}^{t_1} c(t) d\eta_0(t)\right] =$

$$= -0 - \int_{t_0}^{t_1} c_k(t) c(t) dt \stackrel{(7)}{=} - \sum_{j=1}^n c_{kj} \int_{t_0}^{t_1} e_j(t) c(t) dt =$$

$$\stackrel{(5)}{=} - \sum_{j=1}^n c_{kj} \delta_{jk} = -c_{kk} \quad \forall c(t) \text{ будь-яка } \mathcal{U}\text{-функція.}$$

У.Т.Д.

Задача. $d\xi(t) = \theta(t)dt + d\eta_0(t), \quad t \in [0, \pi]$!

$$\theta(t) = \underbrace{2_1 \sin t}_{\psi_1} + \underbrace{2_2 \cos t}_{\psi_2}$$

1) Знайдемо b_{ij} : $b_{11} = \int_0^\pi \sin^2 t dt = \frac{\pi}{2} = b_{22}$

$$b_{22} = b_{21} = \int_0^\pi \sin t \cos t dt = 0.$$

$$B = \begin{pmatrix} \pi/2 & 0 \\ 0 & \pi/2 \end{pmatrix}; \quad C = \begin{pmatrix} \pi/4 & 0 \\ 0 & \pi/4 \end{pmatrix}$$

$$c_1(t) = \sum_{j=1}^2 c_{1j} \psi_j(t) = \frac{2}{\pi} \sin(t)$$

$$c_2(t) = \frac{2}{\pi} \cos t$$

Отже: $\hat{x}_1 = \int_0^\pi c_1(t) d\xi(t) = \frac{2}{\pi} \int_0^\pi \sin(t) d\xi(t)$

$$\hat{x}_2 = \frac{2}{\pi} \int_0^\pi \cos(t) d\xi(t)$$

КОНЕЦ

Будь ласка, не викидайте!