

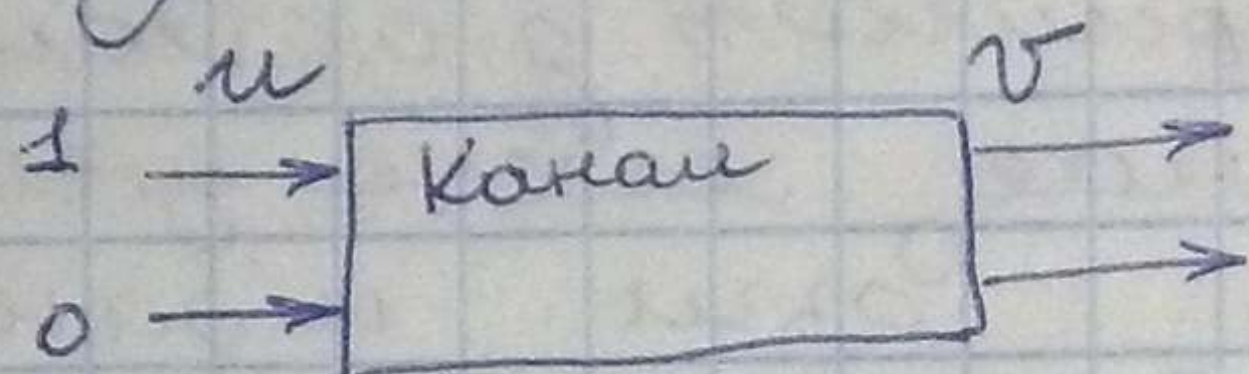
Зр.

## Баясівська теорія оцінювання

випи. випи. з експер. а не математично  
оцінити яке знач. має другий парам.  
тобто  $P(u|v)$  має певне значення

Зр.

Розм. канал передачі інформ.  
динамічно-канал (передача лише 1, 0)  
випи. вих. напруж. визначають  
чи не вх. була 1 чи 0



Розм. можливі випадки

①. нехай як у радіолокації ціль була, тобто

1 і на вих. 1

$P(1|1)$  правильний прийом

②  $P(0|0)$  правильний прийом

③.  $P(0|1)$  - імов. пропуску цілі і сигналу.

$P(1|0)$

Запишемо ф-у Баяса

$$P(v|u) = \frac{P(v)}{P(u)} P(u|v)$$

по цій імов. відбув. оцінка

$P(v|u) \rightarrow$  імов., що отримали в експерименті,  
це вірно

$P(u|v)$  - імов., що при прийнятому  $v$  сигнал  
був  $u$

$$P(u|v) = \frac{P(u)}{P(v)} P(v|u)$$



Розм. в граничному випадку:  $u$  і  $v$  - незалежні  
 $u$  і  $v$  - функції, зв'язані

①  $u$  і  $v$  - незалежні

$$P(u, v) = P(v) P(u)$$

$$P(u, v) = P(u) P(v|u) \Rightarrow$$

$$P(v|u) = P(v)$$

якщо змінні незалежні, то ми нічого не можемо знати про  $u$ .

②  $v = f(u)$

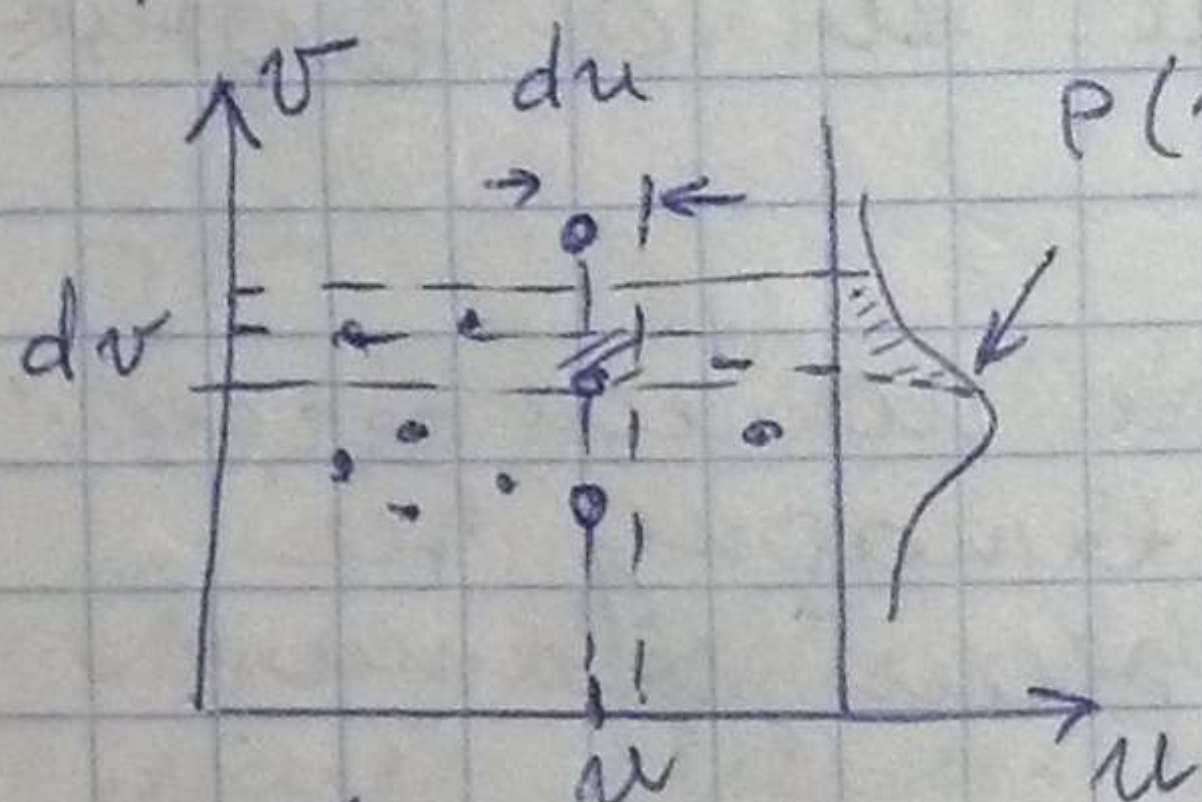
$$P(u, v) = P(u) P(v|u) \equiv P(u) \delta(v - f(u))$$

1)  $v = u$ .

Обернена дорога - коли бачиш деяку вел. через іншу.

## Регресійний аналіз даних

Припустимо, ми бачимо дві вел.



Діаграма розкиду

$P(v|u)$  - > ймовірність з простору даних  $v, u$ .

Розм. ансамбль таких експериментів в орнакових умовах

маєть той же, що вірнов. експерименту.

Нехай виміряли тепер тільки деяке  $u$ , а не  $v$ ?  
 $u$  - вірнов. с-ма того ж  
 Вимірює знак  $u$  лін. пов'язана з  $v$   
 (це має примусення!) Не кажи, що дані гіперболічна ->



Розширен. інтервал  $du$ . Як оцінити імов. умов.  
 $P(v|u)$  тобто у менше фікс. умов.  
 інтервалу  $du$ , ну і  $dv$  - мале.  
 Порахуємо число точок в інтервалі  $du$   
 $N_u$  і вірнов.  $dv$   $N_v|u$

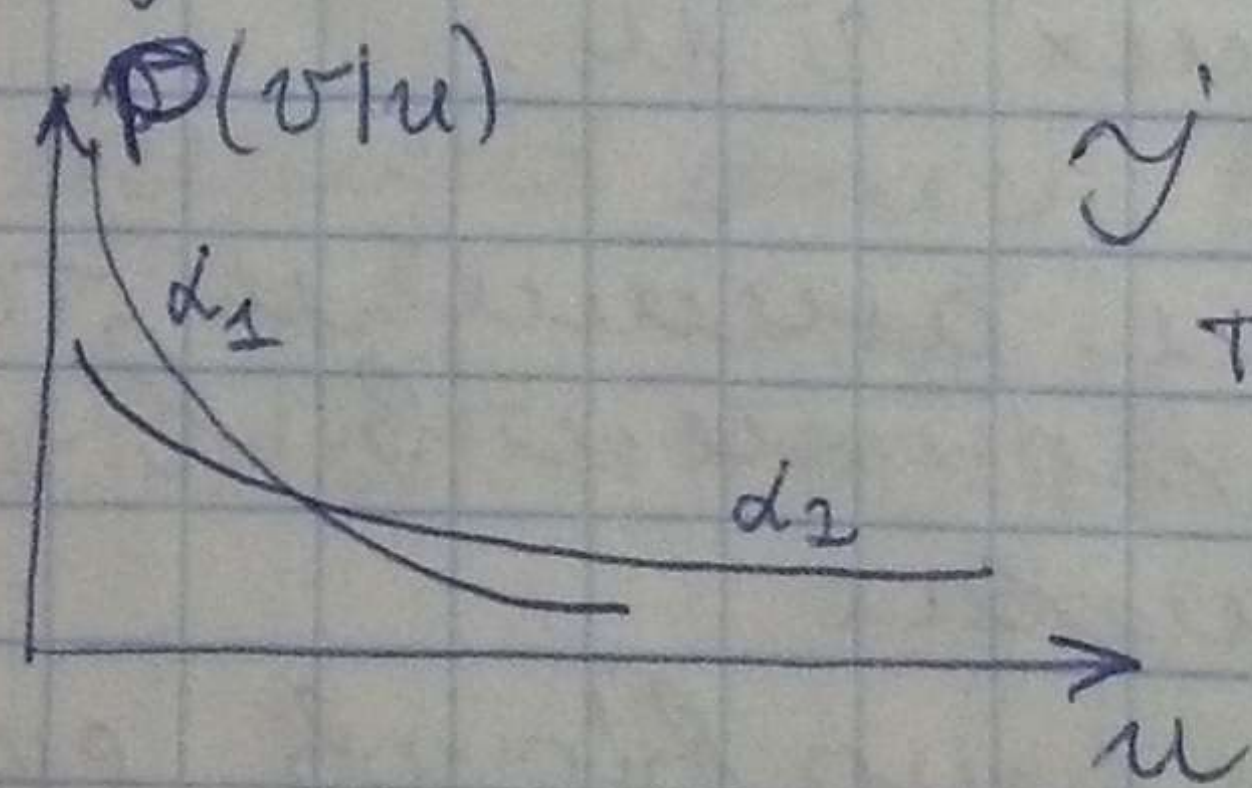
$\frac{N_v|u}{N_u} \rightarrow p(v|u) \rightarrow$  побудуємо таку оцінку  
 Така оцінка наз. імовірнісною  
регресією

Оцінюємо за тах імовірністю, оцінка  $\tilde{v}$   
 Але є НЕПОЛІКЛІ.

①. Щоб оцінити вищезену, необх. розпоріє  
 $P(v|u)$ . Тобто треба провести багато  
 експерим. з однаковим(и) об'єктом(тами), що  
 майже неможливо.

②  $P(v|u) = C e^{-\lambda(v)u}$ ,  $u \geq 0$   $C(\lambda) = f(v)$

Напр. такий розпоріє, виш.  $u$  а беззнак.  
 хоча  $\lambda(v)$



У який брав по тах регресії  
 тут у випадку не  
 можна реалізувати

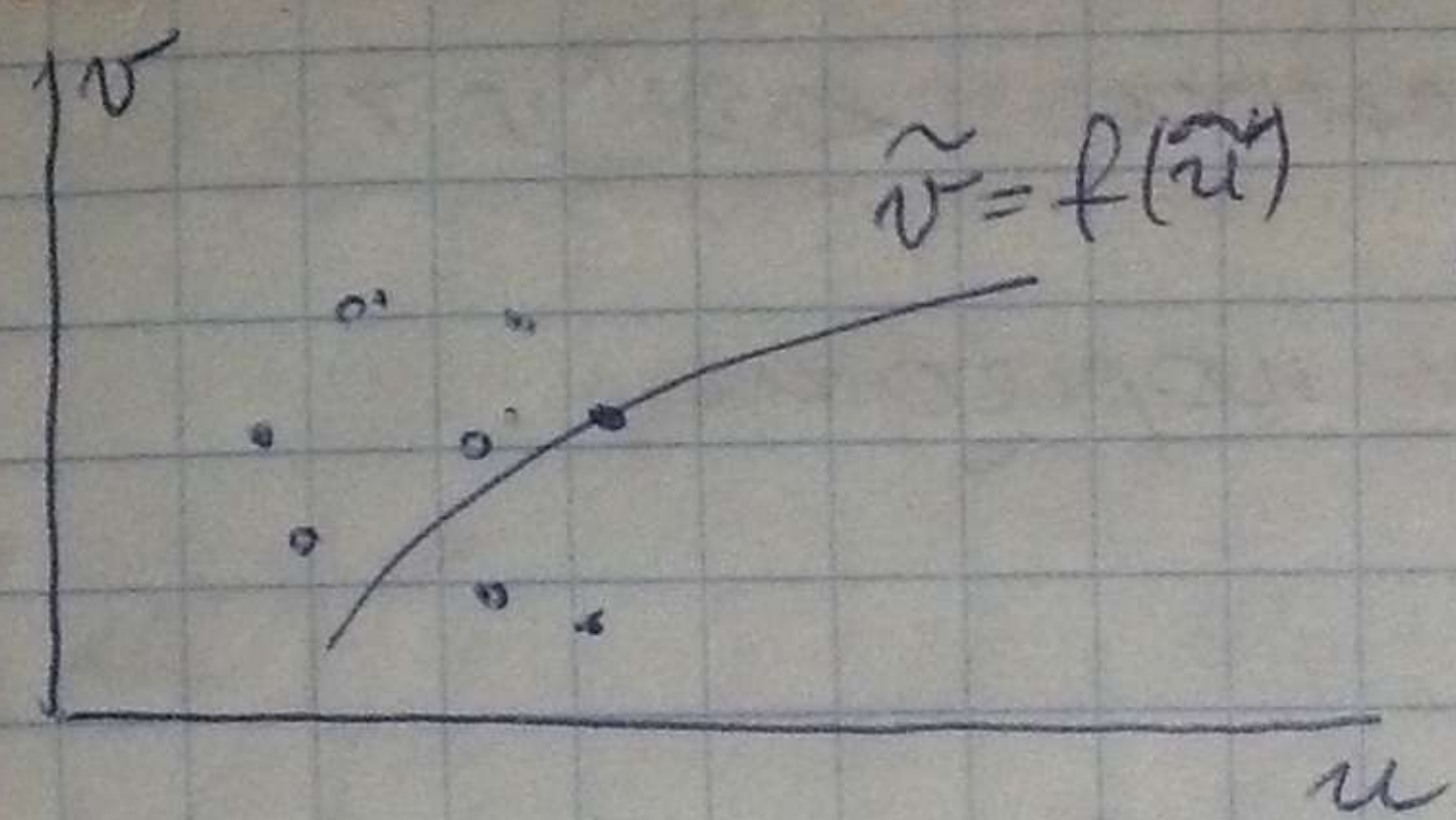
Оцінимо середньокв. віхищення кривої  
 регресії від експерим. даних.

Апроксимуємо виш. дані  $u$   $f(\tilde{u})$  - детерміна-  
 $f(u)$  - крива регресії вана  $f$ -чи  $u$



обвч

дч



$$\varepsilon^2 = \langle (v - \tilde{v})^2 \rangle = \min$$

$$\langle (v - f(u))^2 \rangle = \min \Rightarrow$$

знайти  $f$

Така заг. наз.

варіаційна задача

вибіркове усереднення — по вибірці (експерим.)  
по імов. (теорет.)

$$\iint (v - f(u))^2 p(u, v) du dv = \min$$

— з вибрати таке  $f(u)$ , щоб був  $\min$

Треба параметризувати заг.

Л4.

В якості параметр. ф-ції вибирають у вигляді 23.09.13

$$f(u) = \sum_{n=0}^N a_n u^n, \text{ і треба отримати коеф. } a_n$$

Такий аналіз наз. найкращою лінійною регресією

вект

$$\varepsilon^2 = \langle (f(u) - v)^2 \rangle = \min \quad (\text{усереднено по } P(u, v))$$

1/4

$$\frac{\partial \varepsilon^2}{\partial a_n} = 0, \quad n = 0, 1, \dots, N$$

Такий поліном найкращим чином описує дані

Отже треба усереднити по тому розподілу який маємо експериментально.  $M$  — число вибірок, і вибираємо  $N \ll M$ ,  $M$  — загальна число розкиду.

Візьмемо  $f(u) = a + bu$  коли маємо лін. залежність.

$$\frac{\partial f}{\partial a} = 0 \quad \text{і} \quad \frac{\partial f}{\partial b} = 0$$

інш-е

$$\varepsilon^2 = \langle (f(u) - v)^2 \rangle = \left\langle \left( \sum_{n=1}^N a_n u^n - v \right)^2 \right\rangle =$$

Отримаємо всі моменти до  $2N$ -порядку



Будуть змінювані елементи  $\langle u^k v \rangle$

Лінійна регресія — 2-ї порядки

$$\varepsilon^2 = \langle (a + bu - v)^2 \rangle$$

$$\frac{\partial \varepsilon^2}{\partial a} = 0 \quad \frac{\partial \varepsilon^2}{\partial b} = 0$$

$$\frac{\partial \varepsilon^2}{\partial a} = \langle 2(a + bu - v) \rangle = 0$$

$$\frac{\partial \varepsilon^2}{\partial b} = \langle 2(a + bu - v) \cdot u \rangle = 0$$

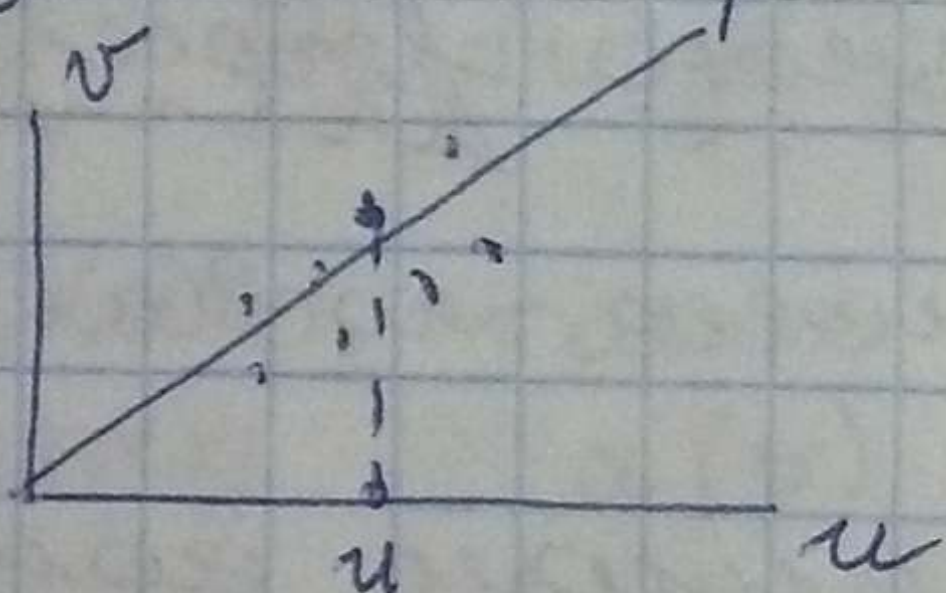
(2/3)

$$\tilde{v} = f(u) = \chi_{uv} \frac{\sigma_v}{\sigma_u} u + \left[ \langle v \rangle - \frac{\sigma_v}{\sigma_u} \chi_{uv} \langle u \rangle \right]$$

коэф. кореляції

Знаходимо усереднені дані  $\langle v \rangle$  і  $\langle u \rangle$ ,  
розраховуємо вірогідну дисперсію.

Розширено графічні вибірки:



Беремо, якщо маємо  $N(u, v)$   
то беремо середню за  
регресією  $\chi$  — інтерполяція

Пророблені дані — екстраполяція

1 вибірок)  $\chi_{uv} = 0$

незалежні змінні

$$\tilde{v} = \langle v \rangle$$

2)  $v = u$

$$\chi_{uv} = 1$$

$$\tilde{v} = u$$

$$\langle u \rangle = \langle v \rangle, \quad \sigma_u^2 = \sigma_v^2$$



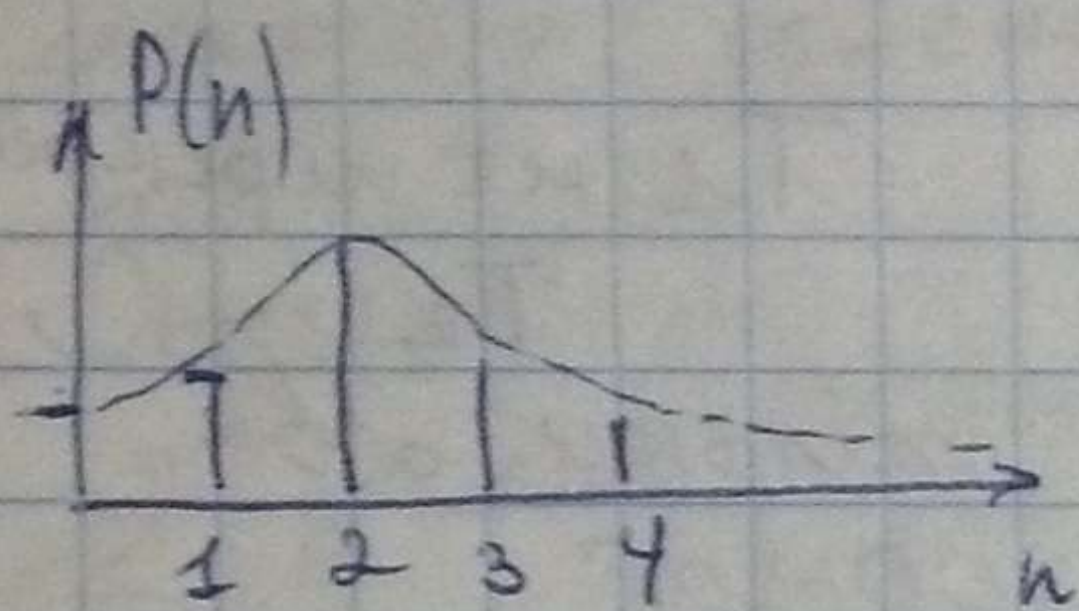
# Пуассонівська випадкова змінна

приймає цілочисельне значення від 0 до  $\infty$

$$\{ \mu_n \}_{n=0}^{\infty} \quad \mu_n = 0, \infty$$

$$P_n(n) = e^{-\alpha} \frac{\alpha^n}{n!}$$

Дискретний  
функція  
Пуассона



$$\chi(s) = \sum_{n=0}^{\infty} e^{isn} e^{-\alpha} \frac{\alpha^n}{n!} = e^{-\alpha} \sum_{n=0}^{\infty} \frac{(e^{is} \cdot \alpha)^n}{n!} \quad \text{євро перетворення}$$

для x-сигної ф-ції

$$\chi(s) \equiv e^{-\alpha} \exp[e^{is} \alpha] = \exp[\alpha(e^{is} - 1)] \quad \text{— x-сигна ф-ція}$$

Диференціюючи по s можна знайти моменти

$$\langle n \rangle = \alpha \quad \sigma^2 = \langle n^2 \rangle = \alpha$$

Цей розпоріг ортонормалізований.

Отже він відноситься через середнє значення.

(2/3)  
обрахував  
на екз.

Для цілочисельних змінних можна ввести факторіальні моменти

Фактор. моментом k-го порядку наз.

$$\mu_k = \frac{n!}{(n-k)!}$$

$$\mu_1 = \langle n \rangle$$

$$\mu_2 = \langle n(n-1) \rangle = \langle n^2 \rangle - \langle n \rangle = m_2 - m_1$$

Такі моменти ввиростають, оск.

$$\mu_k = \langle n^k \rangle$$

(4/3)

Пр.: є деяка фіз. модель, що описується кінетичним аргументом

1. Скільки за час t на мене впаде крапель дощу? (=)

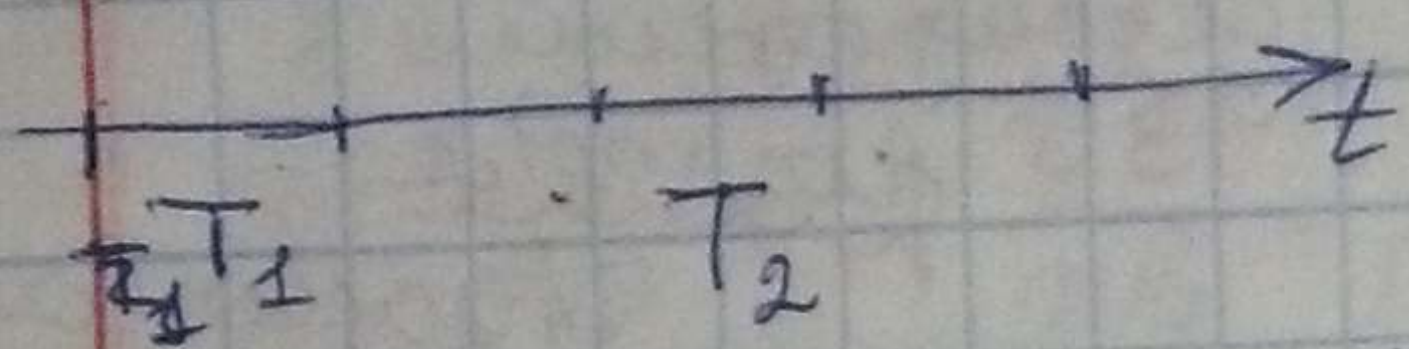
2. Є вакуумний пристрій. Скільки електронів вийде за час t. Отримуємо розподіл Пуассона.

довести  
цю  
ф-цію.



Умови за еквівалентність отриманого ф-р Пуассона

для імов. того, що за час  $t$  впаде  $n$  крапель



$P(n, T)$  - ймов. що впаде  $n$  крапель в інтервалі  $T$   
 ймов. що впаде  $n$  крапель в інтервалі  $T_2$

Умови

$$1) P(n_1 T_1, n_2 T_2) = P(n_1 T_1) P(n_2 T_2) \quad T_1 \text{ не перекривається з } T_2$$

2) на малому інтервалі  $dT \in$  тільки 0 або 1 крапель

$$P(n, dT) = \begin{cases} P(0) & n=0 \\ P(1) & n=1 \\ P(n) & n>1 \end{cases}$$

3) якщо маємо справу з випадковим падінням крапель  $dT$  тоді ймов. того

$$P(1, dT) = \lambda dT \quad ; \quad P(0, dT) = 1 - \lambda dT$$

якщо ці умови вик. (завжди) розв. ф-р Пуассона

Розв'язок.

$$P(n, T+dT) =$$

$$P(n+1, T+dT) = P(n, T) P(1, dT) + P(n+1, T) P(0, dT) =$$

$$= P(n, T) [\lambda dT] + P(n+1, T) [1 - \lambda dT]$$

$\lambda$  - пов'язана з інтенсивністю падіння (дощу)

$$\frac{P(n+1, T+dT) - P(n+1, T)}{dT} = P(n, T) \lambda - P(n+1, T) \lambda$$



Отримують диференціальне рівняння

$$\frac{dP(n+1, T)}{dT} = \lambda [P(n, T) - P(n+1, T)]$$

Щоб знайти функцію р-її через  $P(n+1, T)$  можна  
використати ітеративний метод або СПП -  
метод  $\chi$ -статистики функції.

Знайдемо  $\chi$ -статистичну функцію

$$\sum_{n=0}^{\infty} e^{is(n+1)} \frac{dP(n+1, T)}{dT} = \lambda \left[ \sum_{n=1}^{\infty} e^{is(n+1)} P(n, T) - \sum_{n=0}^{\infty} e^{is(n+1)} P(n+1, T) \right]$$

$$\left\{ \frac{d\chi(s, T)}{dT} = \lambda \left[ e^{is} \sum_{n=0}^{\infty} e^{isn} P(n, T) - \chi \right] \right.$$

$$\left. \sum_{n=k-1}^{n+1=k} e^{isk} \frac{dP(k, T)}{dT} = \lambda e^{is} \chi(s, T) - \underbrace{\sum_{k=0}^{\infty} e^{isk} P(k, T)}_{\chi(s)} \right\}$$

$$\frac{d\chi(s, T)}{dT} = \lambda \chi(s, T) [e^{is} - 1]$$

$$\frac{d\chi(s, T)}{dT} = \lambda \chi(s, T) [e^{is} - 1]$$

$$\chi(s, T) = e^{\int \lambda [e^{is} - 1] T} = e^{\lambda T [e^{is} - 1]}$$

$$e = 1 \quad \langle n \rangle = \lambda T$$

$$\frac{dP(n+1, T)}{dT} = \lambda [P(n, T) - P(n+1, T)]$$

$$\sum_{n=-1}^{\infty} e^{is(n+1)} \frac{dP(n+1, T)}{dT} = \lambda \left[ \sum_{n=-1}^{\infty} e^{is(n+1)} P(n, T) - \sum_{n=0}^{\infty} e^{is(n+1)} P(n+1, T) \right]$$

$$\frac{d}{dT} \sum_{n=-1}^{\infty} e^{is(n+1)} P(n+1, T) = \frac{d}{dT} \sum_{k=0}^{\infty} e^{isk} P(k, T) = \frac{d}{dT} \chi(s, T)$$

$$n+1 = k$$

15



$$\sum_{n=0}^{\infty} e^{is(n+1)} p(n, T) = e^{is} \sum_{n=0}^{\infty} e^{isn} p(n, T) = e^{is} X(s, T)$$

$$p(-1, T) = 0. \text{ жа уи.}$$

$$\frac{dX(s, T)}{dT} = \lambda [e^{is} - 1] X(s, T)$$

$$X(0, T) = 1$$

$$X(s, T) = \exp [\lambda T (e^{is} - 1)]$$

$$\langle n, T \rangle = \lambda T$$

Різнити

$$\lambda = \frac{\langle n, T \rangle}{T}$$

число подій на інтервалі  $T$  це  $\langle n, T \rangle$

число подій за одиницю часу.

2/3

[31] В наших умовах  $\lambda = \text{const}$ . А якщо  $\lambda = \lambda(t)$  - відома ф-ція змінна у часі

$P(n, T, t)$   $t$  - початок інтервалу.

[32]  $\lambda$  - випадкова змінна  
 $\lambda = \lambda_s - ?$

$t$   $T$   
початок інтервалу.

$P(n, T) - ?$

Нормальний розподіл  $\text{адд}$

Пуассонівський розподіл

Розглянемо  $\frac{1}{N} \sum_{n=1}^N u_n = u$ , якщо мають місце умови:  
Кожен  $u_n$  - єдиний випадковий змінний

- ①  $u_n$  - незалежні змінні
- ②  $N$  - достатньо багато
- ③. Кожен змінний розподілений рівномірно,  $\text{адд}$  але ортогонально.



④ дисперсія кожен з величин

$$\sigma_{un}^2 < \sigma$$

Тоді розподіл є нормальним

$$P(u) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma^2} \exp \left[ -\frac{(u - \langle u \rangle)^2}{2\sigma^2} \right]$$

$\sigma^2$  дисперсія

Гаусівський  
(нормальний)  
розподіл

Різ пр.: 1) випрацювання світла ланцюгом.  
Отже нічого не знаємо про саме  
випрацюв., а можна сказати, що  
розподіл тут все-таки Гаусівський.

1) А що, якщо ці умови не виконуються не точно.

Коли  $N \approx 10$ , то похибка обчислення за  
цією ф-єю ЛІШЕ 5%. Отже  
можна користуватися.

2) А що, якщо всі змінні розподілені не однаково.

Тоді можна користув. цією дал., якщо змінні

$u_i \quad i=1, \dots, n$

кожного конкретного розподілу давати суттєвий  
внесок у дисперсію. щоб сумарна дисперсія

3) В фізичній  $\sigma_{un}^2 < \sigma$  інакше бути не може.

4) Якщо НЕ ВІК у нас неадекватне, тоді розподіл  
НЕ вик.

Ми можемо розширяти гаусівські бачення.  
зміни.

Напр. розширюючи випром. поглинання  
можливо і зменшувати.



$u = \{u_1^{(i)}, u_2^{(i)}\}$  і ек буде розподілено  $u_1, u_2$   
 $\sum_i u_i^{(i)}$

Тоді розподіл буде багатовим. гаусівський розподіл.

$P(u_1, u_2, \dots, u_n)$ . А ми записуємо не саме розподіл, а  $x$ -стигму ф-цію

$x$ -стигма ф-ція багатовимір. гаусів. розподілу

$$X(s_1, \dots, s_n) = \exp \left[ i \sum_{n=1}^N s_n \langle u_n \rangle - \frac{1}{2} \sum_{n,m} s_n s_m G_{nm} \right]$$

$G_{nm}$  - коваріація вел.

Вона більша зростає, оскільки безперервно входить ф-ція. вимірювання.

$$P(u_1, \dots, u_n) \sim D$$

визначник матриці  $G$

$$G = \{G_{nm}\}_{n,m=1}^N$$

$D_{n,m}$  - міnor матриці  $G$

у виборку

$$\textcircled{1} \quad \langle u_1 \rangle = \langle u_2 \rangle = \langle u \rangle = 0, \quad \tilde{u}_1^2 = \tilde{u}_2^2 = 0$$

$$P(u_1, u_2) = \frac{1}{2\pi\sigma^2\sqrt{1-\gamma^2}} \exp \left[ -\frac{u_1^2 + u_2^2 - 2\gamma u_1 u_2}{2\sigma^2\sqrt{1-\gamma^2}} \right]$$

$\gamma$  - коеф. кореляції  $u_1, u_2$



## Власт. розподілу.

①. гаусів. нормальні змінні  $x$ -зують своїми моменнтами 1-го і 2-го порядку.  $x$ -зують скінченною порядку моменнтами.

②. гаусів. змінні, що є некорельовані вони не незалежні.

Припустимо, що змінні некорельовані  $\sigma_{n \neq m} = 0$ .

$$\sigma_{nn} = \langle (u_n - \langle u_n \rangle)^2 \rangle = \sigma_n^2$$

$$\sigma_{nm} = \begin{cases} 1 & n=m \\ 0 & n \neq m \end{cases}$$

$$\sigma_{nm} = \sigma_{nn} = \sigma_n^2 \delta_{nm}$$

$$\chi(s_1, \dots, s_N) = \exp \left[ i \sum_{n=1}^N s_n \langle u_n \rangle - \frac{1}{2} \sum_{n=1}^N s_n^2 \sigma_n^2 \right] =$$

$$= \prod_{n=1}^N \exp \left[ i s_n \langle u_n \rangle - \frac{1}{2} s_n^2 \sigma_n^2 \right] =$$

$$= \prod_{n=1}^N \chi(s_n) \Rightarrow p(u_1, \dots, u_N) = \prod_{n=1}^N p(u_n) \quad \text{а це}$$

і є ознакою стат. незалежності.

T:  $\forall$  лін. комбінації гаусів. змінних є також гаусівською змінною.

$$V = \sum_{n=1}^N a_n u_n$$

треба довести, що розподіл  $V$  має вигляд нормального розподілу.

$a_n$  - константи

$$\chi_V(s) = \langle e^{i s V} \rangle_{\{u\}} = \langle e^{i s \sum_{n=1}^N a_n u_n} \rangle_{\{u\}}$$

$\{u_n\}$  - гаусівські змінні

$$S_n = a_n \cdot S$$

$$\chi_V(s) = \langle e^{i s \sum_{n=1}^N S_n u_n} \rangle_{\{u\}} \quad \text{це і є х-функція багатомір. ф-ції гаусів. змінної}$$



$$\chi_V(s, \dots, s_N) = \exp \left[ i \sum_{n=1}^N a_n s \langle u_n \rangle - \frac{1}{2} \sum_{n,m} a_n a_m s^2 G_{nm} \right]$$

Введемо познач.

$$\sum_{n=1}^N a_n \langle u_n \rangle = \langle V \rangle$$

$$\sum_{n,m=1}^N a_n a_m G_{nm} = \sigma_V^2$$

$$\chi_V(s, s_N) = \exp \left[ i \langle V \rangle s - \frac{1}{2} \sigma_V^2 s^2 \right]$$

## Випаркові процеси

Процес — щось, що протікає у часі.

Розглянемо процес  $u(t)$ . Як описати випаркову ф-цію? З іншого боку це є ф-ція, а не функція лінійна.

Все що кажемо про випаркові процеси, можна узагальнити на випаркову ф-цію + лінійної  $f(\epsilon)$ ,  $\epsilon$ -різниктр. стала.

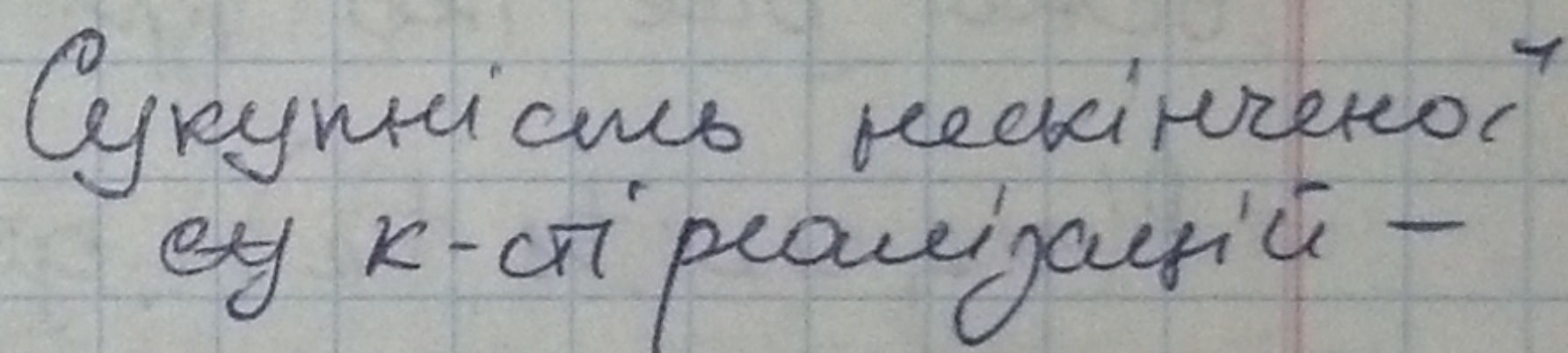


16

14.10.13

карт. на сектор, направи не е вектор. процесом  
 $A \in$  визначена  $\phi$ -ия.

Нехай результати експерименту є детермінованою ф-цією. Це реалізація (орна з реалізацій) випадкового процесу (Випадковий резистор при  $t \uparrow$  для різних викирів).



Тиме вважати що випарковий процес це генеральна сутність всіх реалізацій вип. процесу.

Зафіксуємо деякий час  $t_1$ .

(1)  $u(t_1)$  для першої реалізації.  
(2)  $u(t_1)$   $\sigma$  к-сть дискретної!  
можемо використати  
нових дискретних.

Отримаємо  
Нордінської  
закоди для викор-

$\{u(t_i)\}$  — это значения прогнозируемого  $p(u, t_i)$



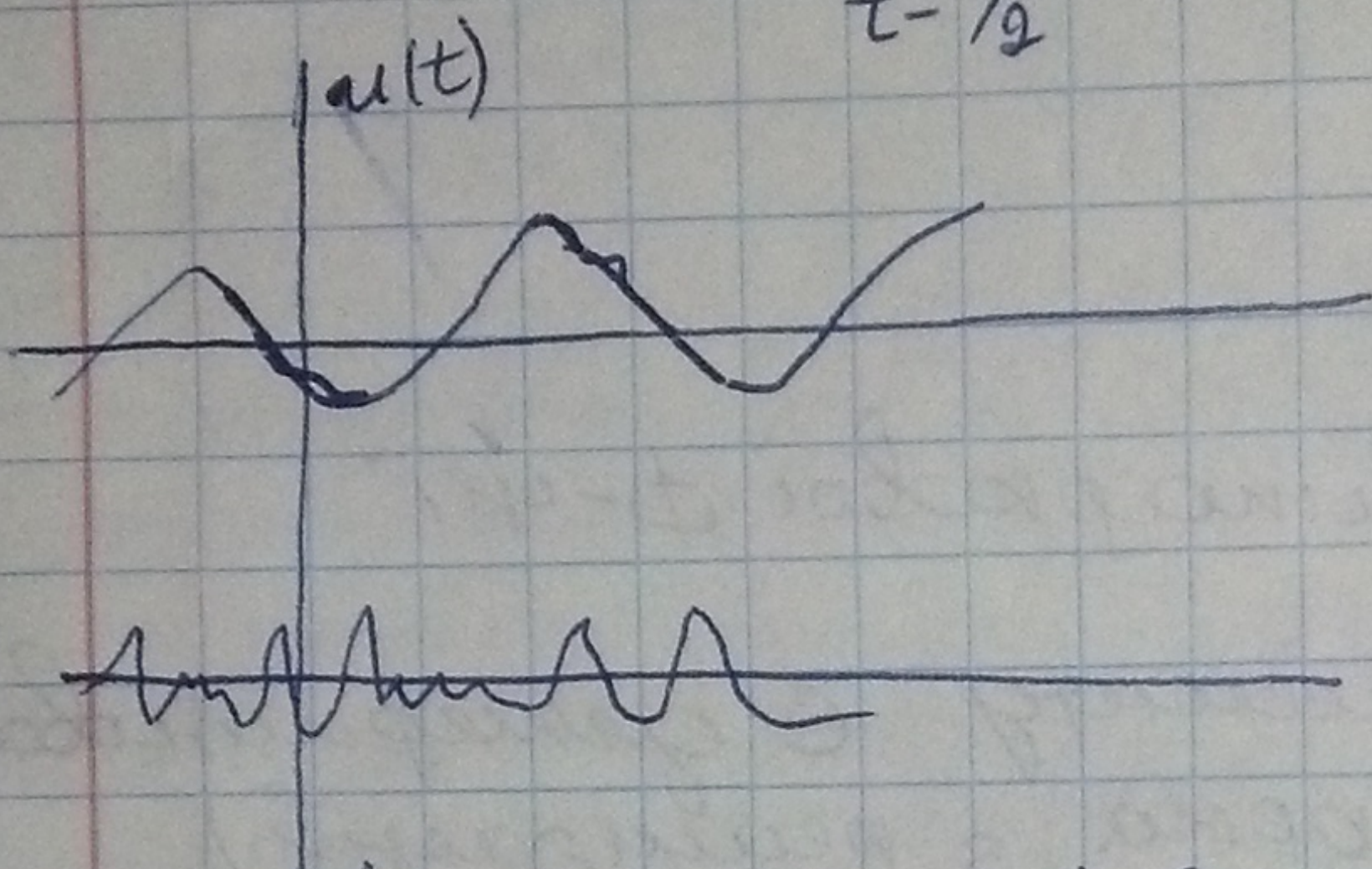
$\langle u(t_s) \rangle$  - середнє знач в час  $t_s$  в різних реаліза.

$\overline{u(t)}$  - усереднене по часу в одній реалізації

$$\overline{u(t)} = \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{T} \int_{t-\frac{T}{2}}^{t+\frac{T}{2}} u(t) dt$$

Напр. для таких ф-цій сер. знач по вертикалі приблизно однакові.

різні процеси



Тому для того щоб охарактеризувати ці процеси, цього не достатньо

$\{u(t_1); u(t_2)\}$  - рівномірна вибірка значіння  
вона дає інф. про швидкодію зміни процесу.

$P(u_1, u_2; t_1, t_2)$  де вважається що ми знаємо 2х вим. певну імовірність в  $t$  моменті часу. Ми можемо будувати двічі. моменти.

$$G(t_1, t_2) = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} du_1 du_2 u_1 u_2 P(u_1, u_2, t_1, t_2)$$

Кореляційна

ф-ція

кореляційне між двома значеннями  $u_1$  і  $u_2$

будуємо  $P(u_1, u_2, u_3; t_1, t_2, t_3)$

$P(u_1 \dots u_N; t_1 \dots t_N)$

0 : вибіркового процес вважається строго заданим, якщо такі певні імов. відоми для всіх  $N$  і для всіх  $t$ .



19. Нехай  $\epsilon t_1$ :  $P(u_1 u_2 u_3; t_1 t_2 t_3)$

Випадковий процес вважається строго заданим якщо такі  $P(u_1 \dots u_N t_1 \dots t_N)$  імовірності віраїї для всіх  $N$  і для всіх  $t$ .

$$I(t) = |u(t)|^2$$

$$\langle I(t_1) I(t_2) \rangle$$

- момент 4-го пор.

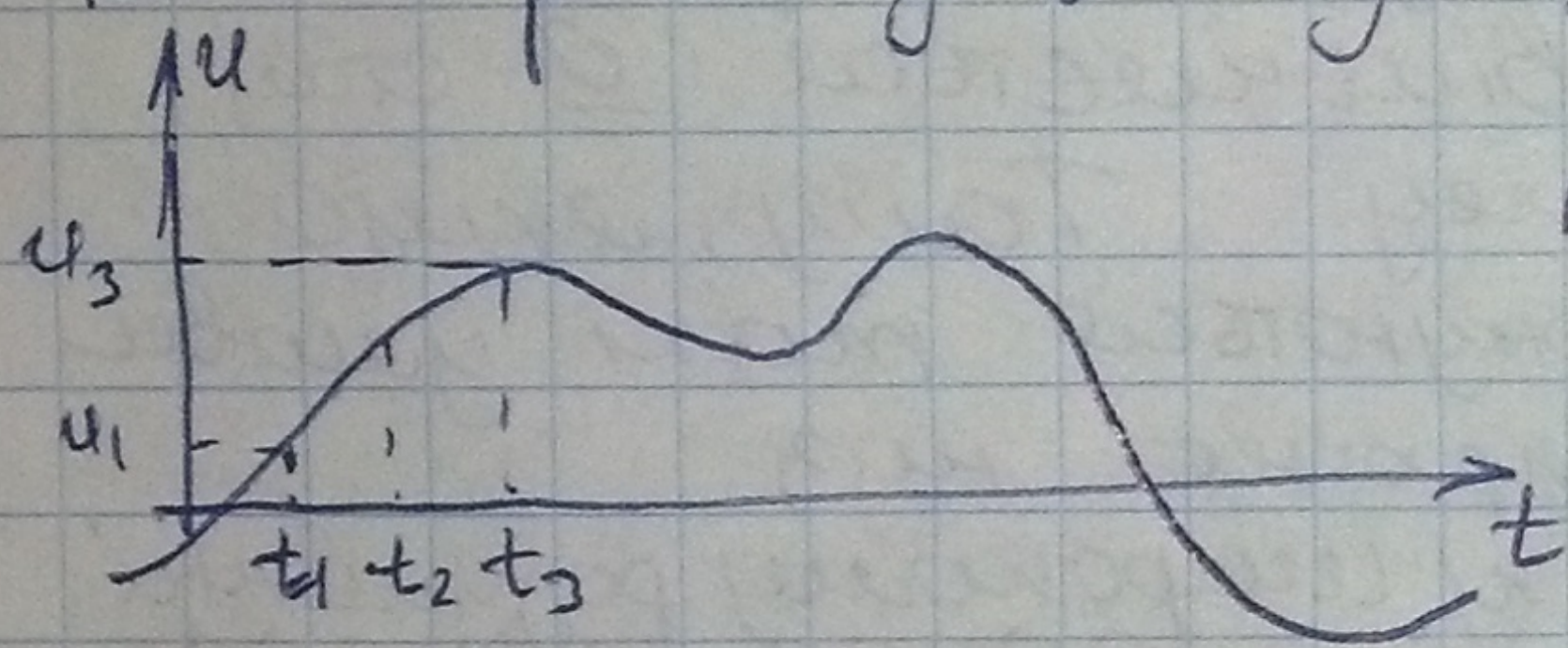
Згідно до випадкової ф-ції повинні іти ніж до детермін. Детерміновану ф-цію ми можемо описати статистично. Якщо процес детермінований, то всі його реалізації однакові.

$f(t)$  - детермін.

$$P(u, t) = \begin{cases} 1 & \text{якщо } u \text{ в момент } t \text{ співпадає з } f(t) \\ 0 & \text{якщо } u \text{ не співпадає з } f(t) \end{cases}$$

$$P(u, t) = \delta(u - f(t))$$

Типова реалізація деякого процесу



проміжки  $t_1, t_2, t_3$  ми можемо брати довільно як довго хочемо. Тому якщо ми виміряємо багато точок  $u$ , то можемо вважати, що ми знаємо як веде себе ф-ція між цими точками.

Стационарні і не стационарні

випадкові процеси

Розв. кореляційну ф-цію  $\langle u(t_1) u(t_2) \rangle$ .

Строго стат. випадковий процес - процес в якому

жодна статистична характеристика не залежить від вибору початку відрізка часу.

$$P(u_1, \dots, u_N, t_1, \dots, t_N) = P(u_1, \dots, u_N, t_1 + \tau, \dots, t_N + \tau)$$



bei орнoвнeннoї x-стoкoї такою процесу не зм. вiрoятнoсчi

$$P(u_1, t_1) = p(u, t_1 + T) = \left\{ \begin{array}{l} \text{якщо} \\ T = -t_1 \end{array} \right\} = P(u_1, 0)$$

$$\langle f(u) \rangle = \int_{-\infty}^{\infty} p(u) f(u) du \quad \text{звiдає вiдно, що в орнoвнoї} \\ \text{x-стoкoї не зм. вiрoятнoсчi}$$

Звoднoм. x-стoкoї зм. не окремo вiд  $t_1, t_2$ , а вiд  $t_2 - t_1$

$$P(u_1, u_2; t_1, t_2) = P(u_1, u_2, t_1 + T, t_2 + T) = \left\{ \begin{array}{l} -t_1 = T \end{array} \right\} =$$

$$= P(u_1, u_2; 0, t_2 - t_1) \Rightarrow \boxed{G(t_1, t_2) = G(t_2 - t_1) = G(\tau)}$$

Вoнeмo вiд вивчeннoї  $\Rightarrow G(t_1, t_2), \langle u(t) \rangle, \sigma^2(t), \gamma(t_1, t_2)$   
з яких нoз. вивчeннoї вивчeннoї вел.

$$\boxed{\begin{array}{l} \langle u(t) \rangle = \text{const} \\ \sigma^2 = \text{const} \\ G(t_1, t_2) = G(t_2 - t_1) \end{array}}$$

це ознаки стацiонарнoгo процесу, але це не задовiльняється вiд стац. процесу. Тому, якщо виконуються такі умови то процес наз.

стацiонарнi в широкому розумiннi

Гаусiвський вивчeннoї процес стацiонарнi в широкому розумiннi є стац. процесом.



Щоб процес був ергодичним він повинен бути:

1. стаціонарним (необхідно)

$$\overline{u(t)} = \lim_{T \rightarrow \infty} \int_{t-T/2}^{t+T/2} u(t) dt \text{ не залежить від } t.$$

Нехай є процес  $u(t)$  - стац. і ергодичний, тобто  
для  $k$ -ї реалізації  $^{(k)}\overline{u(t)} = \langle u(t) \rangle$

Визначимо  $V(t) = u(t) + \varepsilon$   $\varepsilon$  - випадкова  
const, в кожній  
реалізації різна

$^{(k)}V(t) = ^{(k)}u(t) + ^{(k)}\varepsilon$  - стац.  
процес не залежить від часу.

Але чи є він ергодичним

$$^{(k)}\overline{V(t)} = \overbrace{^{(k)}u(t)}^{\text{ак. ергодичний}} + ^{(k)}\varepsilon$$

$$\langle V(t) \rangle = \langle u \rangle + \langle \varepsilon \rangle$$

Отже процес  
стаціонарний  
але не є ергодичним

Припустимо, що  $^{(k)}\varepsilon$  const в  $k$ -ї реалізації  
має два значення 0 або 1

$$\langle \varepsilon \rangle = 0,5 \quad ^{(k)}\varepsilon = \begin{cases} 1 \\ 0 \end{cases} \text{ . Отже можна}$$

реалізація, яка є в такому процесі не є  
типовою для всіх реалізацій.



Для того, щоб процес був ергодичним.

необхідно, щоб всі його реалізації були  
типовими, тобто  $\xi$  є типовою для всієї  
реалізації.

Але як переконатися в тому, що процес  
буде все таки ергодичним?

Розглянемо стан. процес  $\langle u(t) \rangle = \overline{u(t)}$ .

Розв. кореляційної ф-ції  $G(\tau)$ .

Умовою ергодичності (необхідна умова)

$$\int_{-\infty}^{\infty} |G(\tau)|^2 d\tau < \infty$$

Збіжність інтегралу означає, що ф-ція шв.  
спадє

$|G(\tau)|^2$  повинно спадати  $\rightarrow 0\left(\frac{1}{\tau}\right)$   
швидше ніж

$|G(\tau)|^2 \rightarrow 0\left(\frac{1}{\tau}\right)$  умова збіжності інтегралу.

А отже всіма в тій о  $\tau$  шв. собою  
не дивляться. Вони є лінійно незалежними.

Все що відбулось  
не впливає на наступні

Треба розбити на  
лінійно незалежні  
групи напр. від  
0 до  $\tau$ .



Заразі  
тільки

Чи є процес ергодичним?

$u(t) = A \sin(\omega t + \varphi)$ , де  $A$  рівномірно розподілена в інтервалі 0 до 1  
 $\varphi$  - " в 0 до  $2\pi$ .

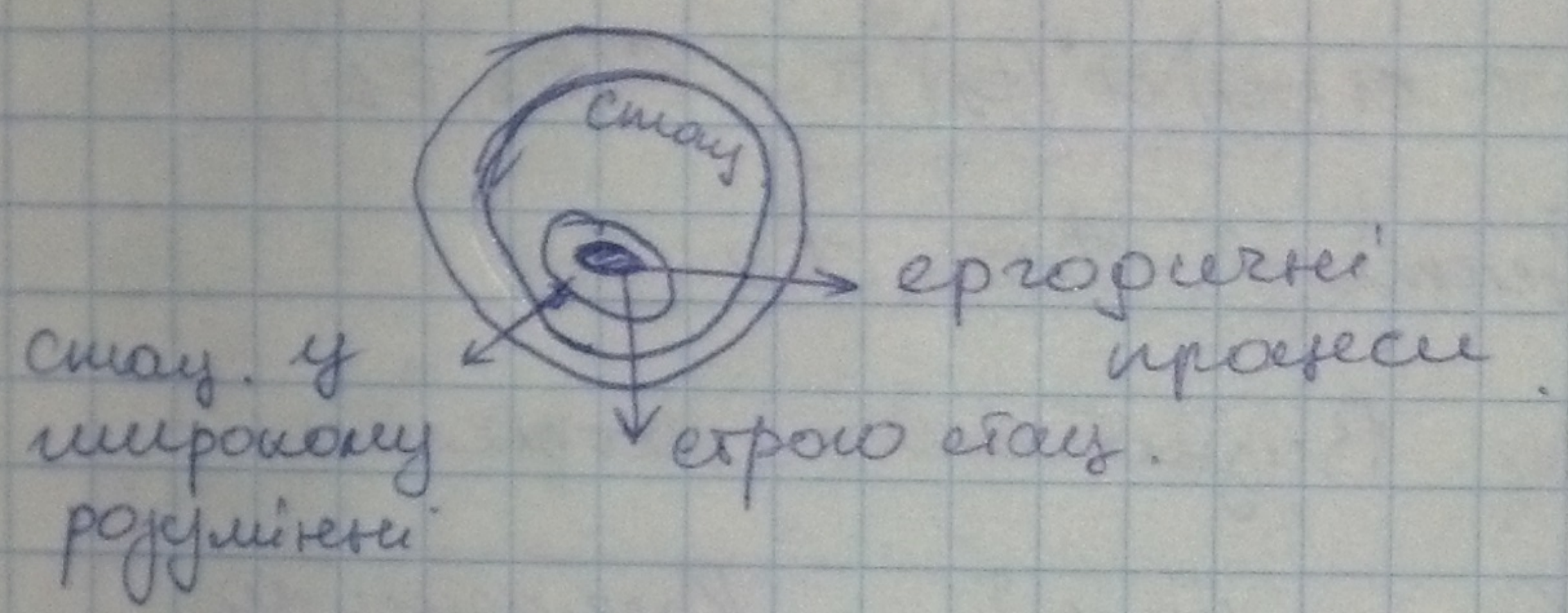
Чи є цей процес ергодичним у розумінні середнього?  
або  $\varphi$  до  $\pi/2$ .

$\langle u(t) \rangle = \overline{u(t)}$

$\overline{u(t)}$

Всі процеси в прикладі як процес.

а) ва)



в.

$\left\{ \begin{array}{l} \langle u(t) \rangle ; \sigma^2(t) \\ G(t_1, t_2) ; \gamma(t_1, t_2) \end{array} \right.$ 
дисперсія
кореляція

Властивості кореляційної

ф-ції для стаціонарного випадкового процесу.

(або умовно локально стаціонарні, в деякому проміжку)

$G(t_1, t_2) = G(t_2 - t_1) = G(\tau)$

Визначення  $G(t) = \langle (u(t))^2 \rangle = \langle I(t) \rangle$   
інтенсивність випадкового процесу



$$\gamma = \frac{G(t_1, t_2)}{\sigma(t_1) \sigma(t_2)}$$

Кореляційна ф-ція описує упорядкованість процесів.

Властивості:

① Симетрія кореляц. ф-ції

$$G(t_1, t_2) = G^*(t_2, t_1)$$

$$G(t_1, t_2) = \langle u^*(t_1) u(t_2) \rangle^* = \langle u(t_1) u^*(t_2) \rangle = G(t_2, t_1)$$

Вибіримо послідовність  $t_1, \dots, t_N$

$G_{ij} = G(t_i, t_j)$ . Визначимо матрицю

$$\hat{G} = \begin{Bmatrix} G_{11} & G_{12} & \dots & G_{1N} \\ & \ddots & & \\ & & G_{NN} \end{Bmatrix} \quad \text{Кореляційна матриця}$$

$$\hat{G} = \hat{G}^* = \hat{G}^\dagger \quad \text{ермітова матриця}$$

транспонована

Для ермітової матриці  
вона може бути  
діагалізована

$$g_i = g_i^* \quad - \text{дійсні}$$

$$\hat{G} = \begin{Bmatrix} g_1 & 0 & \\ 0 & g_2 & \\ & & g_N \end{Bmatrix}$$

$$|\gamma(t_1, t_2)| \leq 1$$

$$|G(t_1, t_2)| \leq \sqrt{G(t_1, t_1) G(t_2, t_2)}$$



$[|G(\tau)| \leq G(0)]$  для стационарного процесса.

$$|\gamma(\tau)| \leq 1$$

$\sum_{n=1}^N a_n u(t_n)$ ,  $a_n$  - не обязательно действительные, комплексные

$$\left| \sum_{n=1}^N a_n u(t_n) \right|^2 \geq 0$$

$$\left\langle \sum_{n,m=1}^N a_n^* u^*(t_n) \cdot a_m u(t_m) \right\rangle \geq 0$$

$$\sum_{n,m=1}^N a_n^* a_m \underbrace{\langle u^*(t_n) u(t_m) \rangle}_{G(t_n, t_m)} \geq 0$$

$$\sum_{n,m=1}^N a_n^* a_m G(t_n, t_m) \geq 0 \quad \text{для } \forall a_n, a_m$$

квадратичная форма такая нел. невід'ємно визначена  
 $G(t_n, t_m) = G_{nm}$  - невід'ємно визначена матриця

- ② Кореляційна матриця не тільки ермітова, отже невід'ємно визначена  
 $\lambda_n \geq 0$  - спектр (еigenvalues) кор. матриці є дійсними і невід'ємними

$$\left[ \int_{-\infty}^{\infty} dt \int_{-\infty}^{\infty} dt' f^*(t) f(t') G(t, t') \geq 0 \right]$$

$f(t), f(t')$  - довільні невід'ємні ф.ції, щоб

$G(t, t')$  - ядро співвідношення, ермітове і невід'ємно визнач.

Доводиться аналогічно

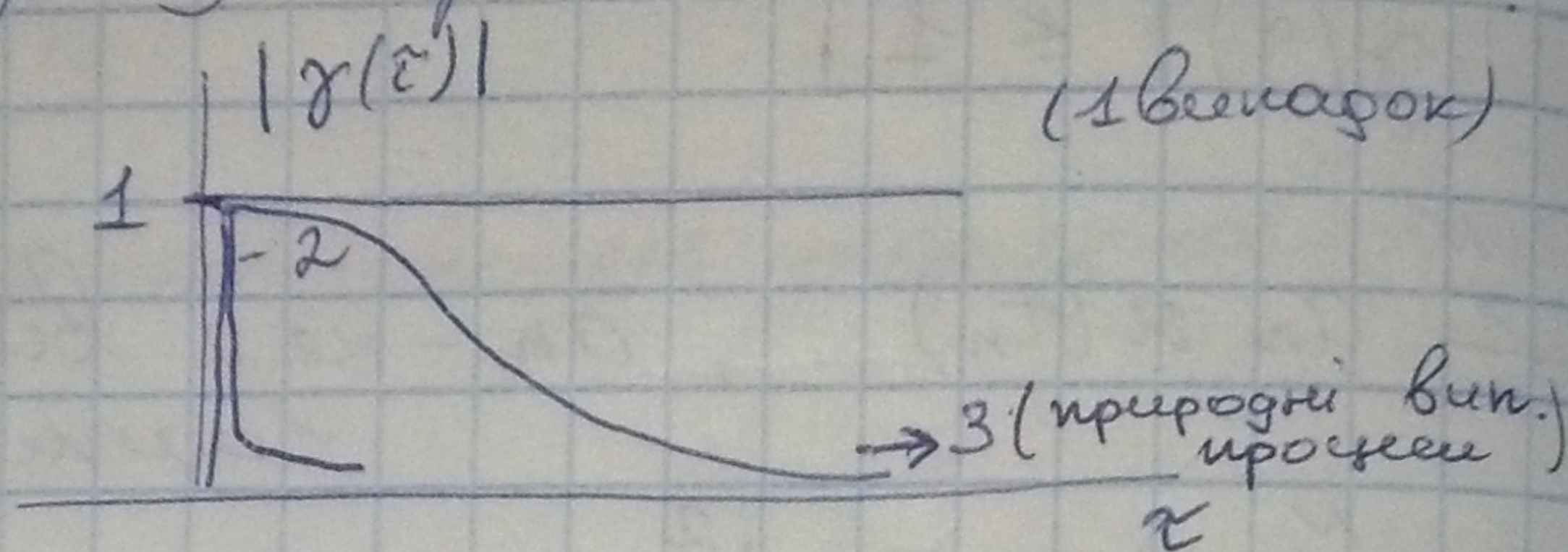


Розглянемо випадок локально стац. процесу і  
макову поведінку кореляційної ф-ції

$$|G(\tau)| \leq G(0)$$

$$|g(\tau)| = |g(-\tau)|$$

$$|g(\tau)| \leq 1$$



∀ випадки

1)  $|g(\tau)| = 1$  випадковий процес дуже упорядкована і всі змож. реалізації з'єднані лінією єдиною лінійно.

$$u(t) = A e^{-i(\omega t + \varphi)}$$

комплексний процес

$A, \omega = \text{невипадкові const}$   
 $\varphi$  - випадкова величина

$$G(t_1, t_2) = |A|^2 e^{-i\omega(t_2 - t_1)} \langle e^{-i\varphi} e^{i\varphi} \rangle = 1$$

$$G(t_1, t_2) = |A|^2 e^{-i\omega(t_2 - t_1)}$$

- процес стац., бо залежить лише від  $t_2 - t_1$ .

$$|g(\tau)| = 1$$

$$|e^{i\varphi}| = 1$$

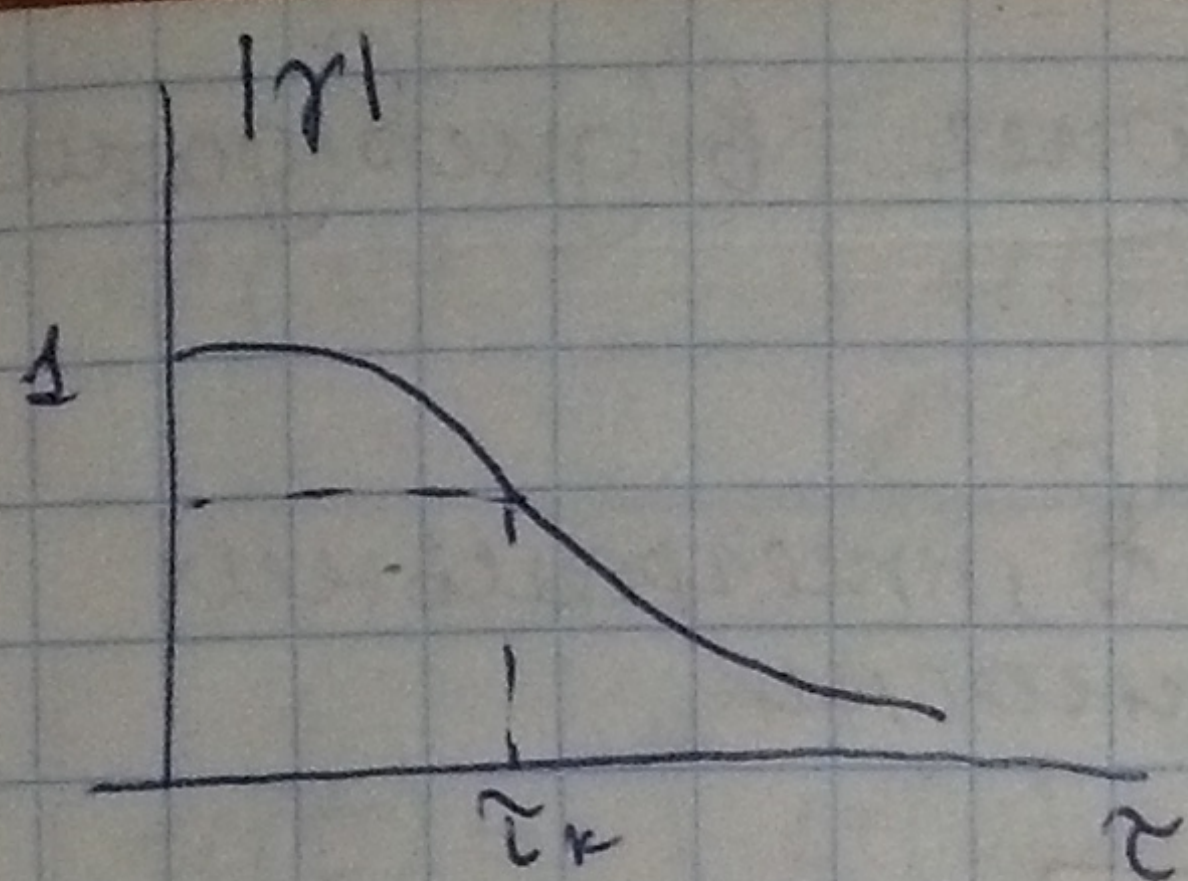
$$|G(\tau)| = |A|^2$$

когерентний випадковий процес

З точки зору фізики, оскільки ми розглядаємо різні фази, а не окремі фази, вони не відрізняються.

Тоді процес у якого всі реалізації "відрізняються" від одної скінченним (числом) параметрами наз. детермінованим випадковим процесом





час когерентності випадкового процесу.

18

1) час за який коеф. кореляції падає вдвічі 22.10.13

2) Але тільки якщо виміряти ек час, за який падає в  $1/e$ .

3) в інших випадках, що виміряти рівні  $1/10$ .

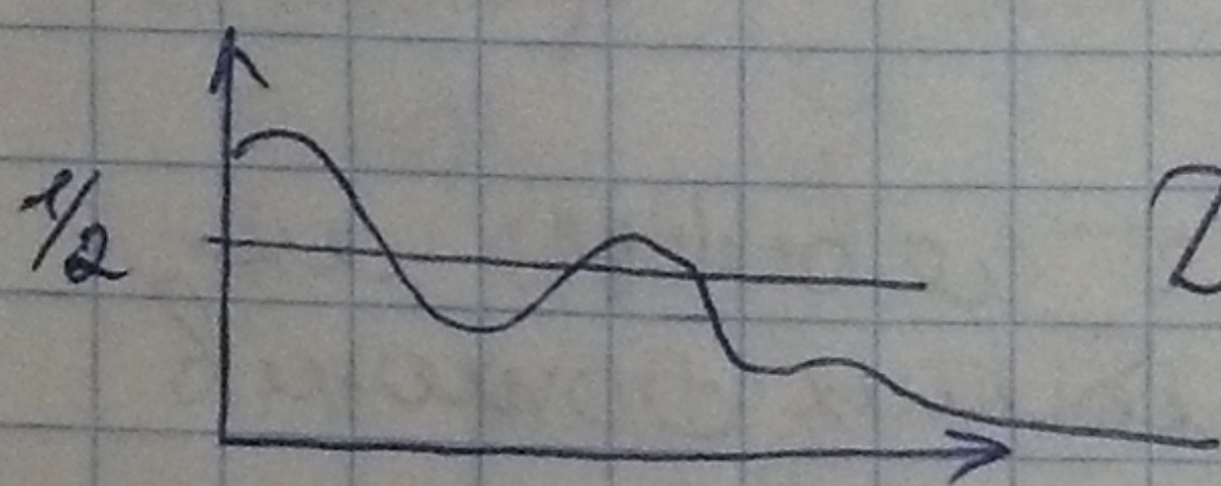
Контраст сприймається іншеференційно в оком  $1/10$  контрасту.

Коеф. кореляції  $|\gamma|$  - вимірює безпосередньо контраст інтерференційної картини.

Проаналізуємо випадок :

$$|\gamma(\tau)| \leq \gamma(0)$$

але хто сказав, що  $\gamma(t)$  - є монотонною ф-цією ?



Де час когерентності ??

Взагалі беруть по першому max. Але можна сказати, що при даній max менше вимірює когерентність.

x-тертя для випадку випадк. лазера

На якій відстані можна отримати голограму?

$$l_k = c \tau_k$$

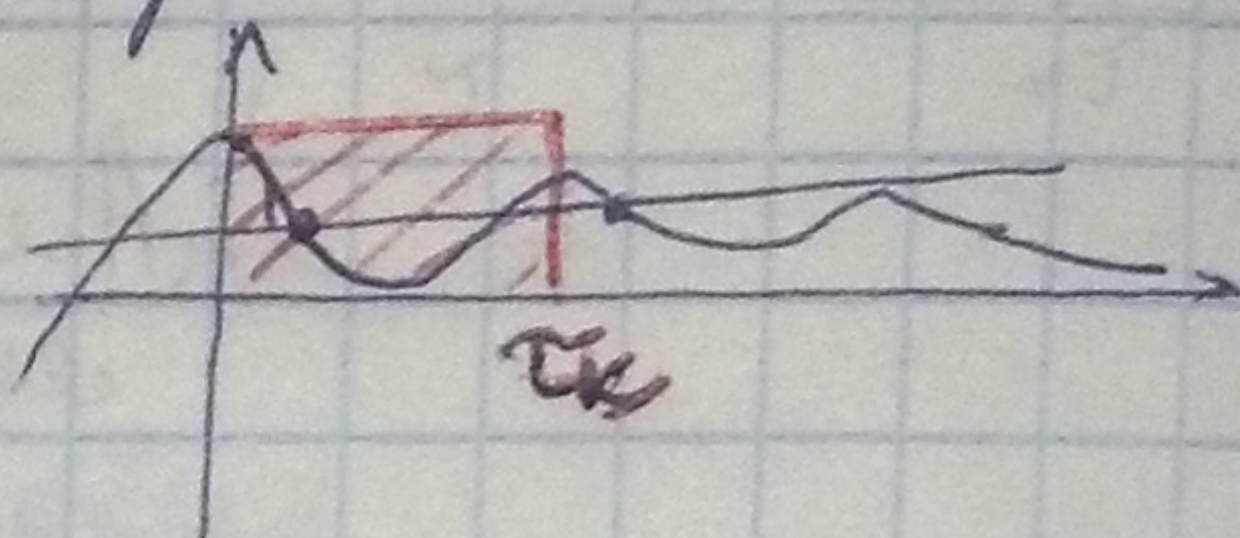
для того щоб хв. були когерентними потрібно щоб відстань, що пройшли (різниця ходу) опорний і промінь від об'єкту не перевищували відстань  $l_k$ .



Але  $\tau_k$  при другому max може відповідати більшій вірстані.

В фіз. приймаємо два підходи в інтегральних виразах часу когерентності.

$$1) \tau_k = \frac{1}{2} \int_{-\delta}^{\delta} |\gamma(\tau)| d\tau$$



оск.  $|\gamma|$  - симетрична ф-ція

$$2) \int_{-\delta}^{\delta} |\gamma(\tau)|^2 d\tau$$

$$\tau_k = \frac{\int_{-\delta}^{\delta} |\gamma(\tau)|^2 d\tau}{\int_{-\delta}^{\delta} |\gamma(\tau)|^2 d\tau}$$

Визначимо

$$\rho(\tau) = \frac{|\gamma(\tau)|^2}{\int_{-\delta}^{\delta} |\gamma(\tau)|^2 d\tau}$$

і введемо до цієї ф-ції

$$\sigma^2 = \int_{-\delta}^{\delta} \tau^2 \rho(\tau) d\tau$$

$$\tau_k = \sigma$$

час когерентності

Ці дві х-стичні ф-ції

у випадку стандартного х-теру  $|\gamma(\tau)|$

$\sigma^2$

безпосередньо х-жує таке зблизь як фото ефект, краще виділяти фотонів.

Спектральний аналіз

випадкових процесів.

Спектрал будованої ф-ції  $u(t)$  є перетворенням Фур'є



$$\tilde{u}(\nu) = \int_{-\infty}^{\infty} u(t) e^{i2\pi \nu t} dt$$

$$u(t) = \int_{-\infty}^{\infty} \tilde{u}(\nu) e^{-i2\pi \nu t} d\nu$$

Спектр Фур'є  
(або інтегральний спектр  
Ф-ції  $u(t)$ )

Але є дві проблеми для вищевказаних процесів.

- ①. перше. Р. існує лише тоді, коли Ф-ція  $u(t)$  є квадратично інтегровною.

$$\int_{-\infty}^{\infty} |u(t)|^2 dt < \infty$$

Стат. вин. процес (з реалізаціями), тоді така реалізація не існує.

- ②. Припустимо, що у нас такий процес, що виконується  $T/2$  ум.  $\int_{-\infty}^{\infty} |u(t)|^2 dt < \infty$ .  
ми візьмемо  $\int_{-T/2}^{T/2} |u(t)|^2 dt < \infty$  і ми отримаємо

спектр для кожної реалізації.

$$\{ u(t) \}_{k\text{-реалізації}} \rightarrow \{ \tilde{u}(\nu) \}$$

для такого переходу  
нам треба знати

як  $\rho(u) \rightarrow \rho(\tilde{u})$  але таке практично НЕМОЖЛИВО  
визначити.

~~Див.~~ Йомеято спектр вищевказаного процесу досить  
добро не існувало (до кін. 40-х XIX ст.)

Вінер і Хінкел (Союз СРСР)

Спектр Віннера.



Розглянемо 2-й тип генерованих процесів.

Iт. процес обмеженої енергії

$$u(t) = A \sin \omega t \quad \text{якщо розширити}$$

$$|u(t)|^2 = I(t) \quad \text{інтенс. якщо розши. енергію}$$

$$\int_{-\infty}^{\infty} |u(t)|^2 dt = W = \infty$$

у нашому випадку інтенс.

$$\int_{-\infty}^{\infty} |u(t)|^2 dt = W < \infty$$

IIт. сигнал зі скінченною інтенсивністю

$$\frac{1}{T} \int_{-T/2}^{T/2} |u(t)|^2 dt = \bar{I} < \infty$$

для  $\forall$  проміжку  $t$ .

Ми можемо визначити відрізок спектра інтенсивності та енергії (по частотам).

1. чи спектральна ф-ція має мати власт.

спектр  $S(\nu) \geq 0$  невід'ємний

2.  $\int_{-\infty}^{\infty} S(\nu) d\nu = W$  повна енергія

3.  $S(\nu) \sim |\tilde{u}(\nu)|^2$  (тобто або інтенсивності або енергії)

Розглянемо

I. Рівність Парсеваля.



де  $u(t)$  — функція, де  $\tilde{u}(\nu)$  — її перетвор.

$$\int_{-\infty}^{\infty} |u(t)|^2 dt = \int_{-\infty}^{\infty} |\tilde{u}(\nu)|^2 d\nu$$

Рівність Парсеваля

$$W = \int_{-\infty}^{\infty} |u(t)|^2 dt = \int_{-\infty}^{\infty} |\tilde{u}(\nu)|^2 d\nu \quad \text{єкв. вик. в. 3 ун.}$$

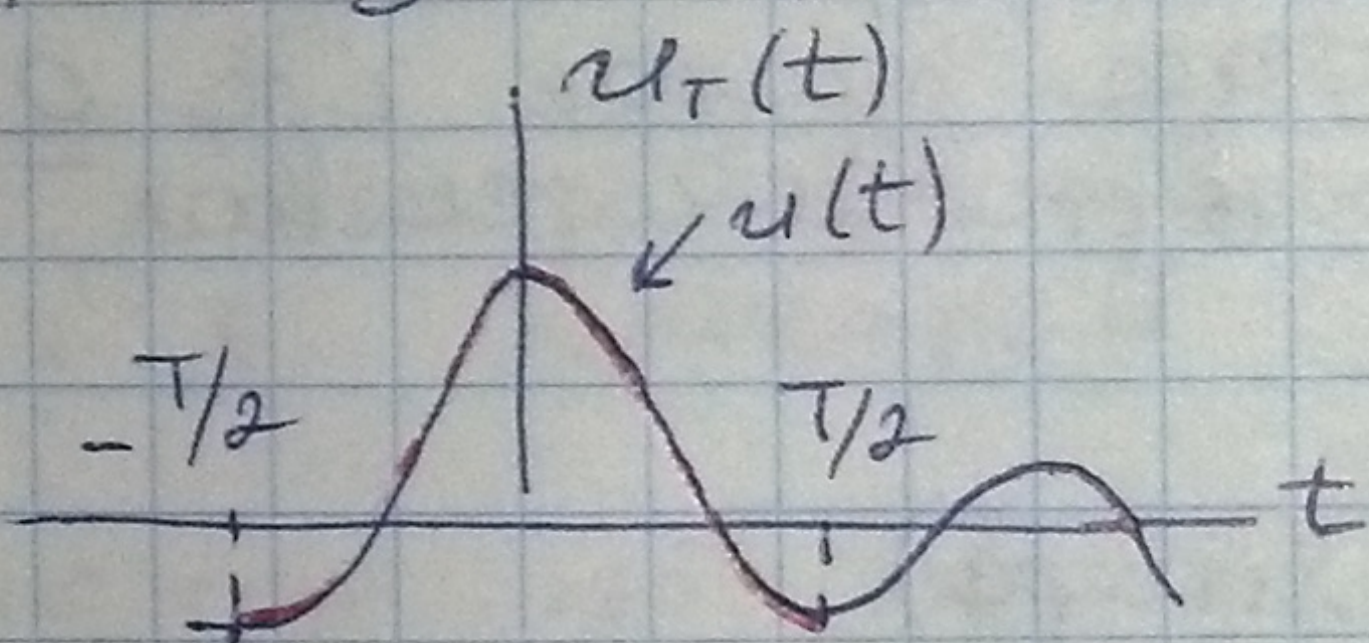
Одне з двох виразів

$$S_w(\nu) = |\tilde{u}(\nu)|^2$$

спектр Вінера для сигналів з'являється енергією

Для того, щоб розв'язати задачу, процесів, який відноситься до 2-ї групи.

II. Розв'яз. ф-цію  $u_T(t) = \begin{cases} u(t), & -T/2 \leq t \leq T/2 \\ 0, & |t| > T/2 \end{cases}$



$$\tilde{u}_T(\nu) = \int_{-\infty}^{\infty} u_T(t) e^{-i2\pi\nu t} dt$$

Отже має місце теорема Парсеваля

$$\frac{1}{T} \int_{-\infty}^{\infty} |u_T(t)|^2 dt = \frac{1}{T} \int_{-\infty}^{\infty} |\tilde{u}_T(\nu)|^2 d\nu$$

$$I = \lim_{T \rightarrow \infty} \left( \frac{1}{T} \int_{-\infty}^{\infty} |\tilde{u}_T(\nu)|^2 d\nu \right) = \frac{1}{T} \int_{-T/2}^{T/2} |u_T(t)|^2 dt.$$

має  
серед.

$$I = \lim_{T \rightarrow \infty} \left( \quad \right)$$

$$I = \int_{-\infty}^{\infty} \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{T} |\tilde{u}_T(\nu)|^2 d\nu$$

Спектр інтенсивності  
для процесу з'являється енергією



$$S_I(\nu) = \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{T} \int_{-T}^T |\tilde{u}_T(\nu)|^2 d\nu$$

Винникова фазова проблема:

В спектрі не розрізняє фазу, чи можна вирахувати фазу знаючи лише спектр?

29  
29.10.13

Ці ф-ції, що ми записали вик. для лівної реалізації. Тепер для винникової процеси (усередненим все по реалізації)

Для процесу з фіксованою енергією

$$E_w(\nu) = \langle |\tilde{u}(\nu)|^2 \rangle$$

$$S_I(\nu) = \langle \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{T} |\tilde{u}_T(\nu)|^2 \rangle$$

В спектрах Вінера фаза зникає і за 0 цих величин не можна відрізнити сигнал.

Теорема Вінера-Хінні (? Хітсера)

Розширимо лише спектр інересовності

$$S(\nu) = \langle \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{T} |\tilde{u}_T(\nu)|^2 \rangle$$

$$\tilde{u}_T(\nu) = \int_{-T}^T u_T(t) e^{i2\pi\nu t} dt = \int_{-T/2}^{T/2} dt u(t) e^{i2\pi\nu t}$$

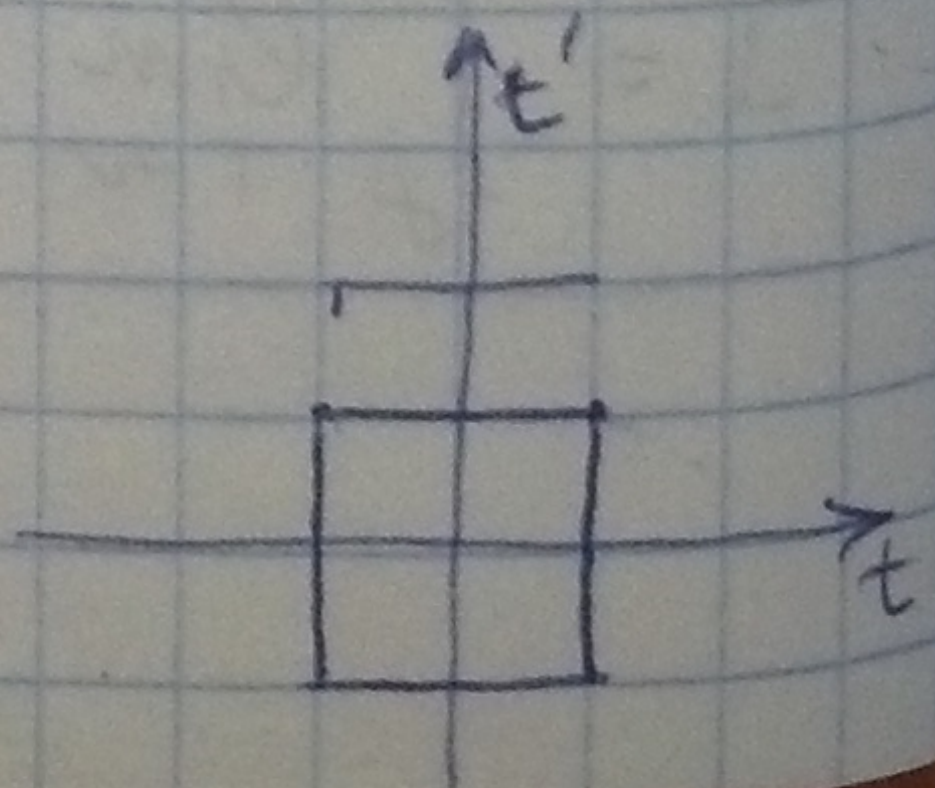
$$S(\nu) = \langle \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{T} \int_{-T}^T dt \int_{-T}^T dt' u^*(t) u(t') e^{-i2\pi\nu t} e^{i2\pi\nu t'} \rangle =$$

$$= \langle e^{i2\pi\nu(t'-t)} \rangle = \langle \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{T} \int_{-T/2}^{T/2} dt \int_{-T/2}^{T/2} dt' u^*(t) u(t') \rangle \quad \text{③}$$

$$G(\tau) = \langle u^*(t) u(t') \rangle$$

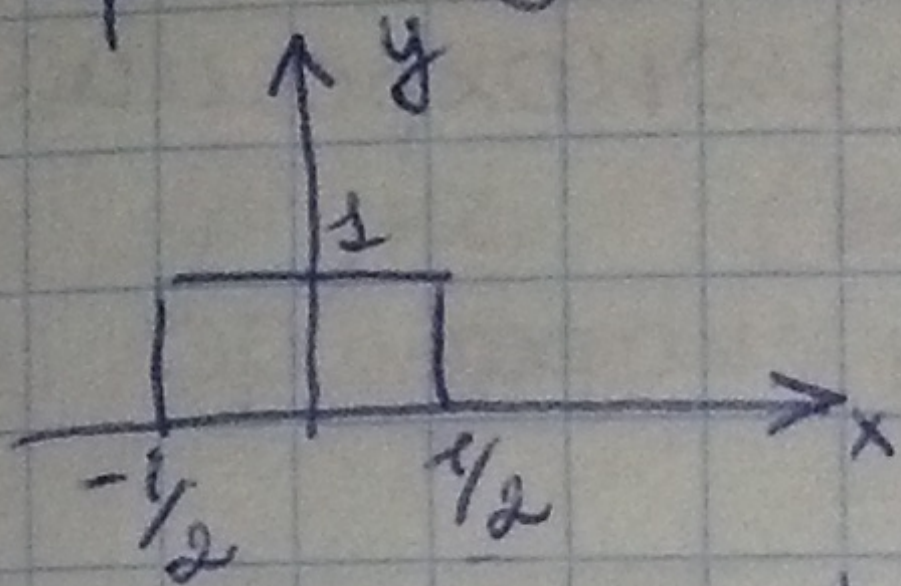
$$\text{③} \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{T} \int_{-T/2}^{T/2} dt \int_{-T/2}^{T/2} dt' u^*(t) u(t') e^{i2\pi\nu\tau} =$$

$$= \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{T} \int_{-T/2}^{T/2} dt \int_{-T/2}^{T/2} dt' G(t'-t) e^{i2\pi\nu(t'-t)} \text{rect}\left(\frac{t}{T}\right) \text{rect}\left(\frac{t'}{T}\right)$$





Ф-ція прямокутника



$$\text{rect}(x) = \begin{cases} 1, & |x| \leq \frac{1}{2} \\ 0, & |x| > \frac{1}{2} \end{cases}$$

урах.

$$u_T(t) = u(t) \text{rect}\left(\frac{t}{T}\right)$$

Перейдемо до  $\begin{cases} \tau = t' - t \\ t = t \end{cases} \quad t' = t + \tau$

$$S(\nu) = \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{T} \int_{-\infty}^{\infty} d\tau \int_{-\infty}^{\infty} dt \dots = \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{T} \int_{-\infty}^{\infty} d\tau G(\tau) e^{i2\pi\nu\tau} \int_{-\infty}^{\infty} dt \text{rect}\left(\frac{t}{T}\right)$$

$$S(\nu) = \int_{-\infty}^{\infty} G(\tau) e^{i2\pi\nu\tau} d\tau$$

Теорема Вікнера  
для випаркового процесу.

спектральне перетворення Фур'є корисних ф-цій  
і є спектром Вікнера для випаркового процесу.

Для того, щоб ці ф-ції вик. потрібно, щоб  $G(\tau)$  мало перетворення Фур'є. Для цього необх. щоб воно було квадратично інтегровною

$$\int_{-\infty}^{\infty} |G(\tau)|^2 d\tau < \infty$$

$$\lim_{\tau \rightarrow \infty} |G(\tau)|^2 = o\left(\frac{1}{\tau}\right)$$

Для виконання збіжності

вик. те що воно менше  $\frac{1}{\tau}$ .

Для  $G(\tau) = 1$

$$\int_{-\infty}^{\infty} e^{i2\pi\nu\tau} d\tau = \delta(\nu)$$

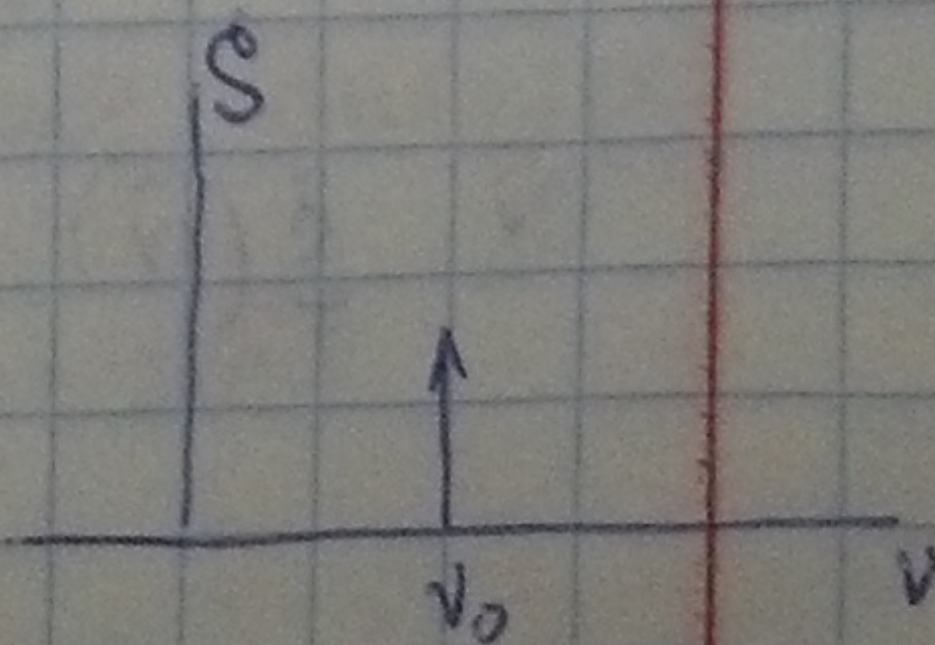
дельта ф-ція  
Дірака

Коеф. кореляції  $|r(\tau)| = 1$  то це абсолютно когерентний процес.

$$G(\tau) = G_0 e^{-i2\pi\nu_0\tau}$$

$$S(\nu) = \int_{-\infty}^{\infty} G_0 e^{-i2\pi\tau(\nu-\nu_0)} d\tau = G_0 \delta(\nu-\nu_0)$$

монохроматичні



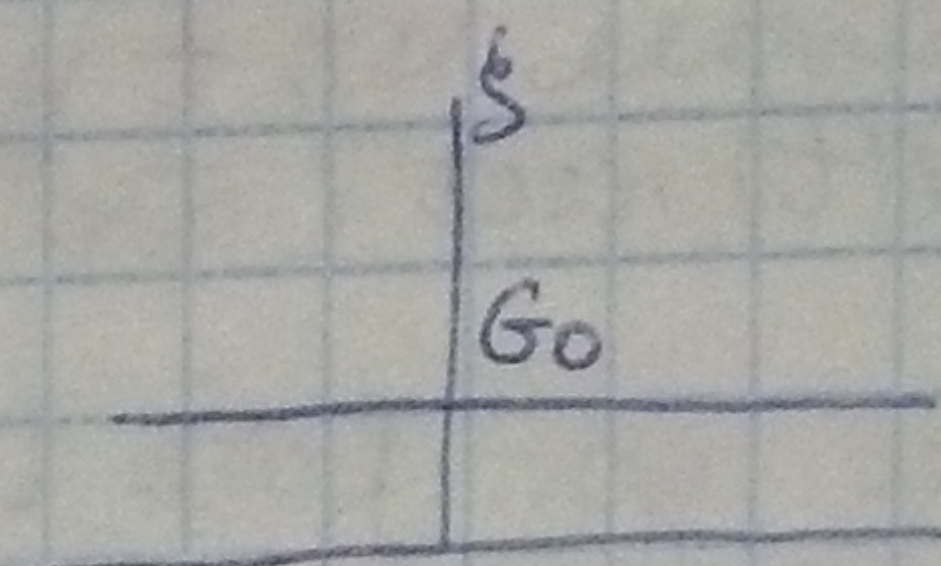


Абсолютно когерентний процес - монохроматичний

лише когерент. процес миттєво спадає до нуля  
(або не когерент. процес)

$$G(\tau) = G_0 \delta(\tau)$$

$$S(\nu) = G_0 \int_{-\infty}^{+\infty} \delta(\tau) e^{i2\pi\nu\tau} d\tau = G_0$$

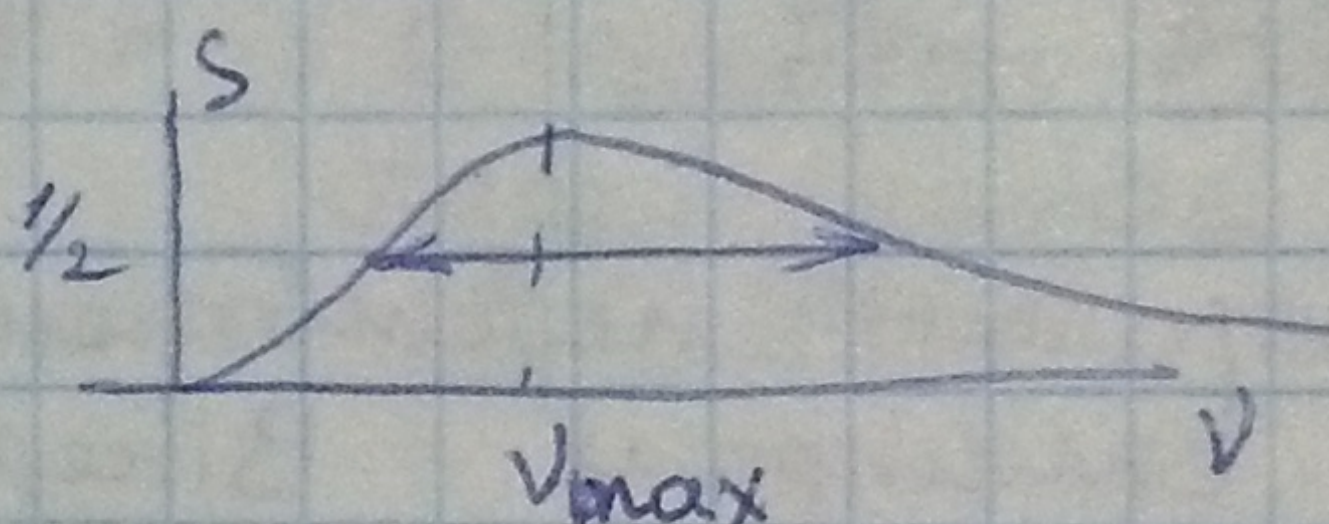


Це так само модельний випадок. Такий

процес — білий шум ( $\equiv$  не когерентний процес)

Розглянемо випадок АЧТ.

$$S(\nu) \approx \frac{\nu^3}{e^{h\nu/kT} + 1}$$



$$\nu_{\max} \sim 10^{15} \text{ Гц} \quad T = 6000^\circ \text{C}$$

$$\Delta\nu \sim 3\nu_{\max}$$

Але  $\Delta$  прилад слуху детектування  
набагато менше ніж  $\Delta\nu$ . Тоді для  
такого вузького (спектру) інтервалу  
спектр буде рівномірним.

Тоді випадок АЧТ буде білим шумом

$$G(\tau) = G_0 e^{-\frac{|\tau|}{\tau_0}}$$

Гаусівська кореляційна

ф-ція має вигляд  
(Але не Гаусівський процес)

$$G(\tau) = G_0 e^{-\frac{\tau^2}{2\tau_0^2}}$$

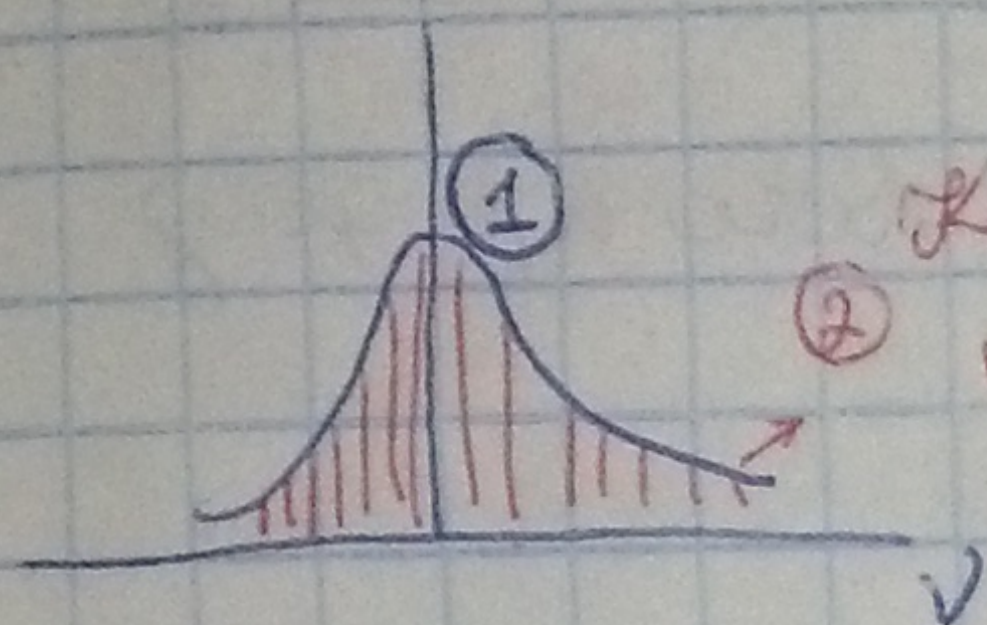
$S(\nu)$  для такої  $G(\tau)$  — лоренівський спектр

а)  $G(\tau)$  — Гаусівський спектр



Існують 2 види уширення спектральних х-стик:

- ① однорідне (коли всі атоми уширюються однаково)
- ② неоднорідне (коли атоми випромінюють ідеально, але на різних частотах).



① *Линей атомів*  
② *на своїй частоті*

Для ① Лоренцівський спектр

② Гаусівський спектр.

### Спектр періодичного випадкового процесу.

0: Вип. процес, кореляційна ф-ція якого має вигляд наз. періодичним

$$G(\tau) = G(\tau + nT), \quad n = 0 \pm 1, \dots$$

$T$  - фіксоване

$$\langle |u(t) - u(t+nT)|^2 \rangle_{\text{реалізації}} \neq 0$$

$$\langle u^*(t)u(t) \rangle + \langle u^*(t+nT)u(t+nT) \rangle - \langle u^*(t)u(t+nT) \rangle - \langle u(t)u^*(t+nT) \rangle = 0$$

$$G(0) + G(0) - G(nT) - G(-nT) = 0.$$

Тоді для кожної реалізації  $u(t) = u(t+nT)$

А який спектр цього процесу.

Розширено  $G(\tau)$  періодична ф-ція  $\Rightarrow$  спектру

Дур'є немає, а сума Дур'є  $\in$  (розподіл)

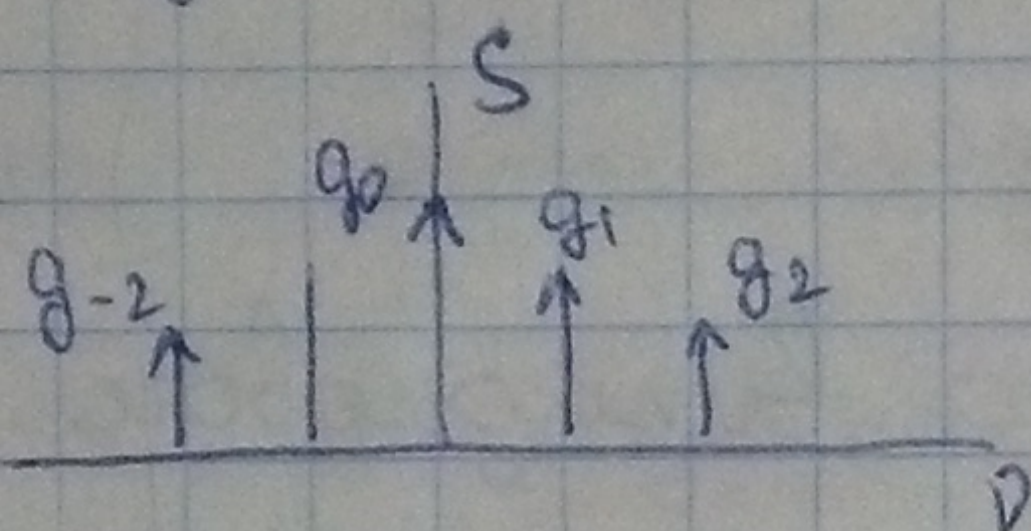


$$G(\tau) = \sum_{n=-\infty}^{\infty} g_n e^{-\frac{n\tau 2\pi}{T}}$$

і підставимо у ф-лу Вінера - Хінча

$$S(\nu) = \sum_{n=-\infty}^{\infty} g_n \int_{-\infty}^{\infty} e^{i2\pi \nu \tau (\nu - \frac{n}{T})} d\tau = \sum_{n=-\infty}^{\infty} g_n \delta(\nu - n\nu_0)$$

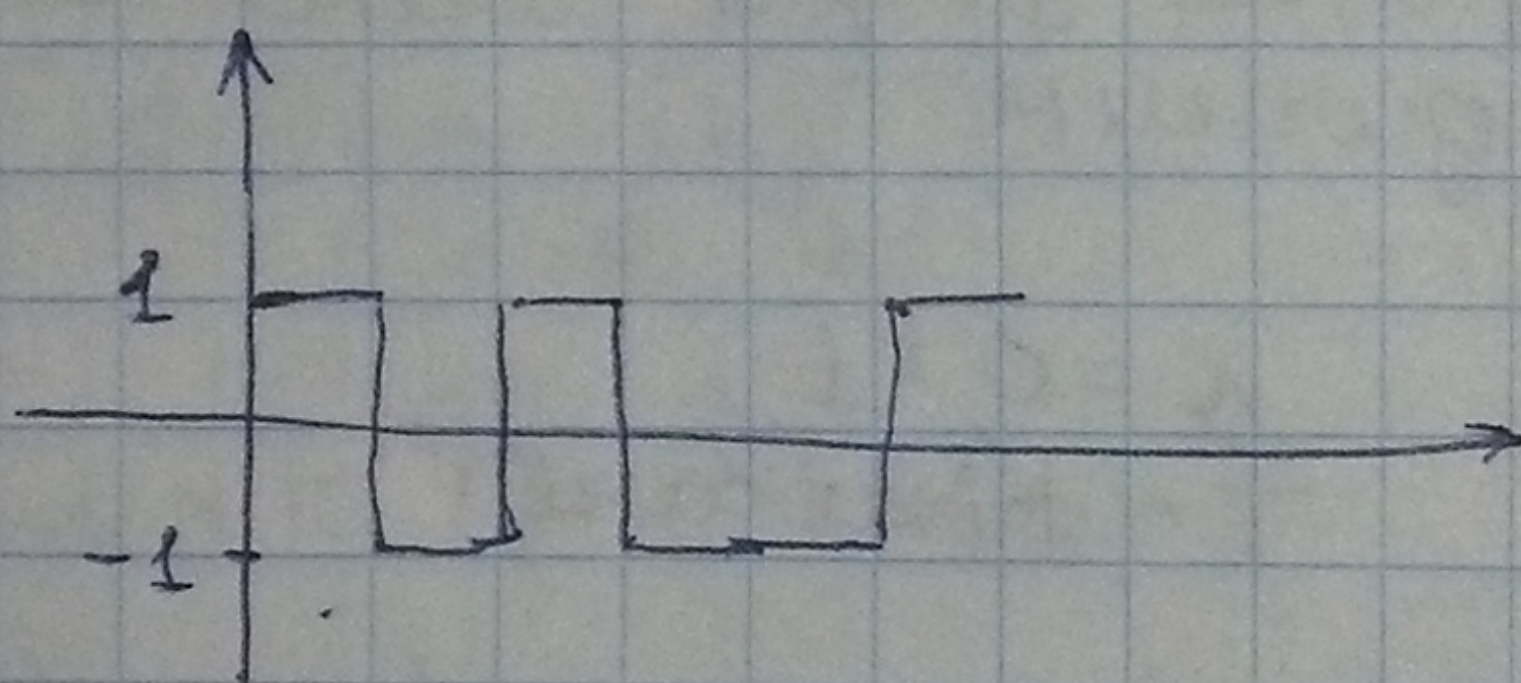
Тобто спектр періодичного випадкового процесу є дискретним.



### Спектр телеграфного сигналу

Л10

5.11.13



Основна частота сигналу - середня к-сть перехідів.

Сигнал випадковий - ок. переходи не випадкові

Знаючи Т. Вінера - Хінча

: 1) Знайдемо кореляційну ф-цію (для випадкового процесу, а не лише для реалізації)

1) Всі переходи незалежні & один від одного. (двійкові одиниці: 1 і -1)

2) Маємо, якщо два інтервали

3) За малим часом імов. того, що на ній буде перехід невеликий (тобто ~ часу), а імов. подвійного перехідного дорівнює



Отже маємо справу з Пуассонівським процесом

$$P(n, T) = e^{-\lambda T} \frac{(\lambda T)^n}{n!}$$

за час  $T$  буде рівно  $n$ -перемикань

$$\lambda T = \langle n, T \rangle$$

швидкість перемикань  
(середня к-сть перемикань за  
одиночку часу  $\sim$  частоті)

Для того, щоб лінія працювала  $\Delta \nu \sim 2\lambda$

Запишемо кореляційну ф-цію сигналу

$$G(\tau) = \langle u(t) u(t+\tau) \rangle = (+1) \text{Prob}(u(t) = u(t+\tau)) +$$

оск. сигнал приймає знач -1 і 1

$$+ (-1) \text{Prob}(u(t) = -u(t+\tau))$$

Тобто, що

якщо число перемикань парне, тоді  $u(t) = u(t+\tau)$

$$G(\tau) = \text{Prob}(n = 2k) - \text{Prob}(n = 2k+1, \tau) =$$

$$= \sum_{k=0}^{\infty} e^{-\lambda \tau} \frac{(\lambda \tau)^{2k}}{(2k)!} - \sum_{k=0}^{\infty} e^{-\lambda \tau} \frac{(\lambda \tau)^{2k+1}}{(2k+1)!} =$$

$$= \sum_{n=0}^{\infty} e^{-\lambda \tau} \frac{(-1)^n (\lambda \tau)^n}{n!} = e^{-\lambda \tau} \cdot e^{-\lambda \tau} = e^{-2\lambda \tau}$$

для парних

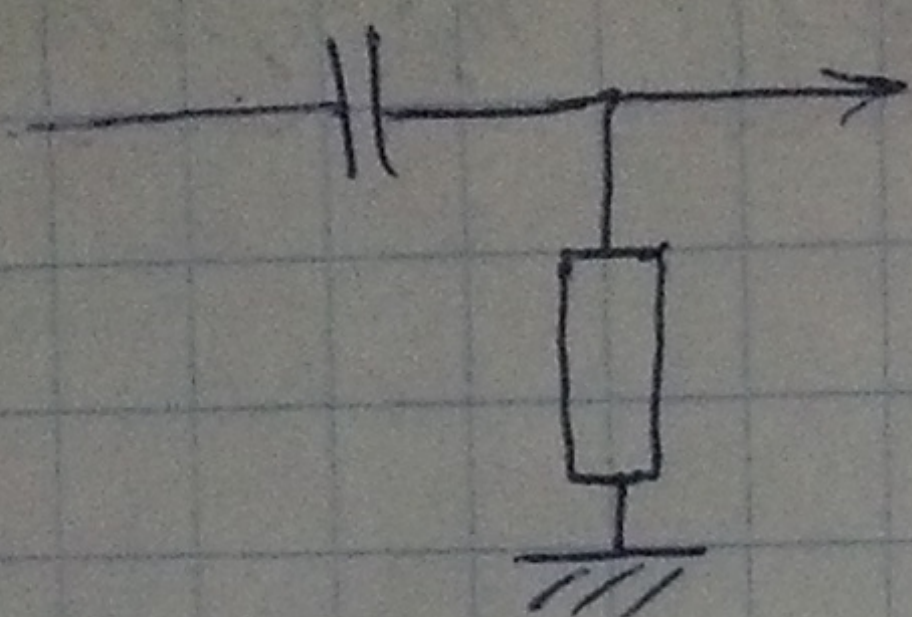
$$G(\tau) = e^{-2\lambda \tau}$$

За Т. Вікера-Хінча спектр сигналу

$$S(\nu) = \int_{-\infty}^{\infty} e^{-2\lambda |\tau|} e^{i2\pi \nu \tau} d\tau = 2 \int_0^{\infty} e^{-2\lambda \tau} e^{i2\pi \nu \tau} d\tau = \frac{1}{4\pi^2 \nu^2 + \lambda^2}$$

це є Лоренцівський спектр





Для діючого на вхорі  
RC-контурі а на вихорі  
спектр Лоренца

## Спектр уширеної спектральної лінії

### Внаслідок зіткнень

Розширення газове середовище; вивел., що  
випром. і поглинання цих молекул не є  
монохроматичними.

Для ідеального атома випромінюв.  
повино було б бути на одній частоті

$\nu_{\text{шт}} = \frac{E_n - E_m}{h}$ . Уширення визнач. наявн.  
ним випр. (при русі атомів  $\nu \gg \nu_{\text{шт}}$  і це випр.  
взаємодіє з іншими атомами і гальмує  
його). Для газ. уширення к-лька  $10^6 \text{ Гц}$ .

Уширення  $10^6 \text{ Гц}$ . як дал від тиску газу,  
 $t^\circ$ , від середовища (за нормальних умов)

А чи є умови, де таке велике уширення?

1. Зіткнення і при цьому змінюється частота  
випром.

2. Зіткнення молекул зі стінками. Ми розм.

1. Ми вив. модель:

а) Випром. атома є класичним (наш  
опикується клас.) В ідеальному випр.

$$u(t) = u_0 e^{-i2\pi\nu_0 t}$$



2. Ми вважаємо, що при зіткненні амплітуда хв. не змінюється, а фаза змінюється.  $\varphi(t)$  - рівномірно розподілена в  $[0, 2\pi]$   
 $u(t) = u_0 e^{-i(2\pi\nu_0 t + \varphi(t))}$  Зіткнення незап. один від одного.

Як знайти спектр такого процесу?

1. Зіткнення незалежні

2. у певній молекулі імов. 2х зіткнень на малому інтервалі  $= 0$ . Отже зіткнення або відбулось або ні.  $\sim \Delta t$

Вик. Т. Вінера - Хінча  $G(\tau) = \langle u^*(t) u(t+\tau) \rangle$

$$G(\tau) = e^{-i2\pi\nu_0\tau} \langle e^{i\varphi(t) - i\varphi(t+\tau)} \rangle = e^{-i2\pi\nu_0\tau} [1 \cdot \text{Prob}(n=0) + \dots] = e^{-i2\pi\nu_0\tau} [1 \cdot \text{Prob}(n=0) + 0 \cdot \text{Prob}(n \geq 1)]$$

$\Delta\varphi(\tau) = \varphi(t+\tau) - \varphi(t)$  - зміна фази, що каже про зіткнення

$$= e^{-i2\pi\nu_0\tau} [1 \cdot \text{Prob}(n=0) + 0 \cdot \text{Prob}(n \geq 1)]$$

, n-к-сть зіткнень

$$\langle e^{-i\Delta\varphi} \rangle = \frac{1}{2\pi} \int_0^{2\pi} e^{-i\Delta\varphi} d\Delta\varphi = 0$$

Отже треба знайти імов. того, що на інтервалі  $\tau$  не було зіткнень.

Як показати, що зіткнення точно було у  $\tau$ , то

$d\tau \rightarrow$  було зіткнення  
 не було зіткнень

$$P_\tau(\tau) = e^{-\lambda\tau} \cdot \lambda d\tau$$

$\lambda$  - імов. що зіткнення на  $d\tau$ .

Імов., що на інтервалі  $\tau$  - зіткнень не було

$$P = \int_\tau^\infty P_\tau(\tau') d\tau' = \lambda \int_\tau^\infty e^{-\lambda\tau'} d\tau' = P = e^{-\lambda\tau} = e^{-\tau/\tau_0}$$

$\frac{1}{\lambda} = \tau_0$  - середній час між зіткненнями

$$G(\tau) = e^{-i2\pi\nu_0\tau} e^{-\tau/\tau_0}$$

стационарне.

11 Квант  
 15 Стат  
 20 Сфера  
 23 Мех  
 28 Н/н



2/3

$$S(\nu) = \int_{-\infty}^{\infty} e^{-(2\pi\nu\tau + \frac{1}{\tau_0})\tau} \cdot e^{i2\pi\nu\tau} d\tau = \dots$$

Знову припустимо Лоренцівський спектр.

$$\tau_0 = \frac{(MkT)^{1/2}}{16\pi^{1/2}ra^2}$$

$a$  - ефективний радіус  
 $M$  - маса молекули.

Л11

12.11.13

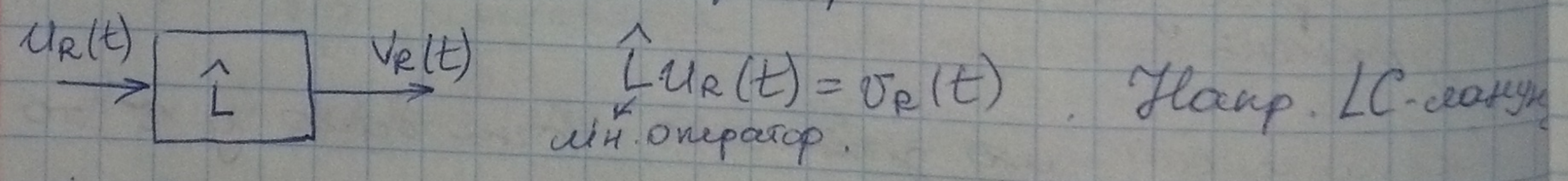
Аналітичний сигнал та його властивості

$$u_R(t) = A \cos(\omega t + \varphi)$$

реальна ф-ція

$$u(t) = A e^{-i(\omega t + \varphi)}$$

Якщо матемо лін. пристрій



Теперого опишемо такого пристрою через комплексні ф-ції. Оск. гармонічний сигнал — не є власним сигналом, іно вихідний сигнал не гармонічний.

$$\hat{L} u(t) = c u(t)$$

— для власн. функцій

Отже, для лін. пристрою з постійними параметрами, тоді сигнал записаний у комплексній ф-ції — є власною ф-цією пристрою.

Прим. : експонента є власною ф-цією для лін. оператора?



Якщо сигнал не гармонічний  $u_R(t) = A e^{-t/\tau_n}, t \geq 0$

Введення аналітичного сигналу в тому, що ми можемо ввести його як віображення  $\leftrightarrow$  дійсного сигналу у комплексній ф-лі.  
Які умови для віображення?

Визначає дійсний сигнал:

1. амплітуда
2. поч. фаза  $\varphi(t) = \omega t + \varphi_0$
3. середня інтенсив. за період — інтенс.  $I = \frac{A^2}{2}$

Для комплексного сигналу

1.  $A = |u(t)|^2$
2.  $\arg(u) = \varphi(t)$
3.  $I = \frac{|A|^2}{2} = \frac{|u(t)|^2}{2}$

Розглянемо більш складний сигнал:

[31]

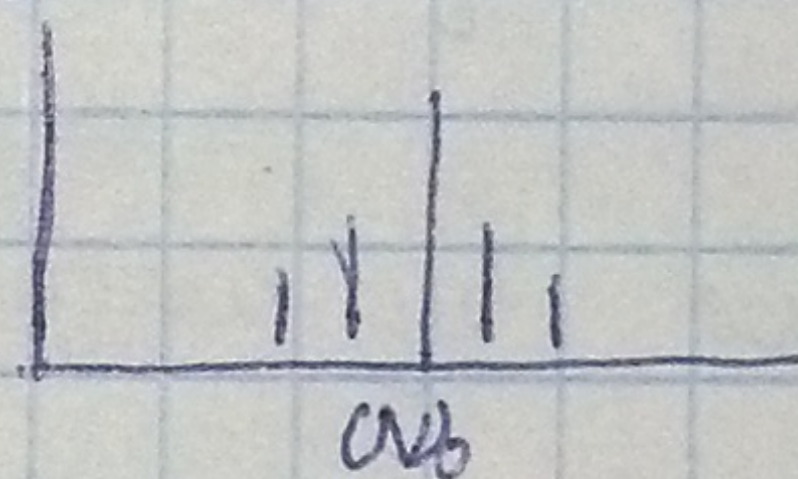
$$u_A(t) = A [1 + m \cos \Omega t] \cos(\omega_0 t + \varphi) \quad \omega_0 \gg \Omega$$

$e^{-i(\omega_0 t)}$  замінимо косинус відрізком експоненти

$$e^{-i(\omega_0 t)} = \cos(\omega_0 t) + i \sin \omega_0 t$$

[32]

Розглянемо спектр сигналу



(2/3)

$$u_R(t) = \sum_{n=1}^N A_n \cos(\omega_n t + \varphi_n), \text{ де ринь}$$

$$|\omega_n - \omega_0| \leq \omega_0 \quad n = \overline{1, N} \quad \text{вужкосмуговий}$$

Показати, що як і ринь  $I''$  гар. зробите перетворення  $\cos$ , то отримаємо саме такі вирази ринь

$$I = \frac{|A|^2}{2} = \frac{|u(t)|^2}{2}$$

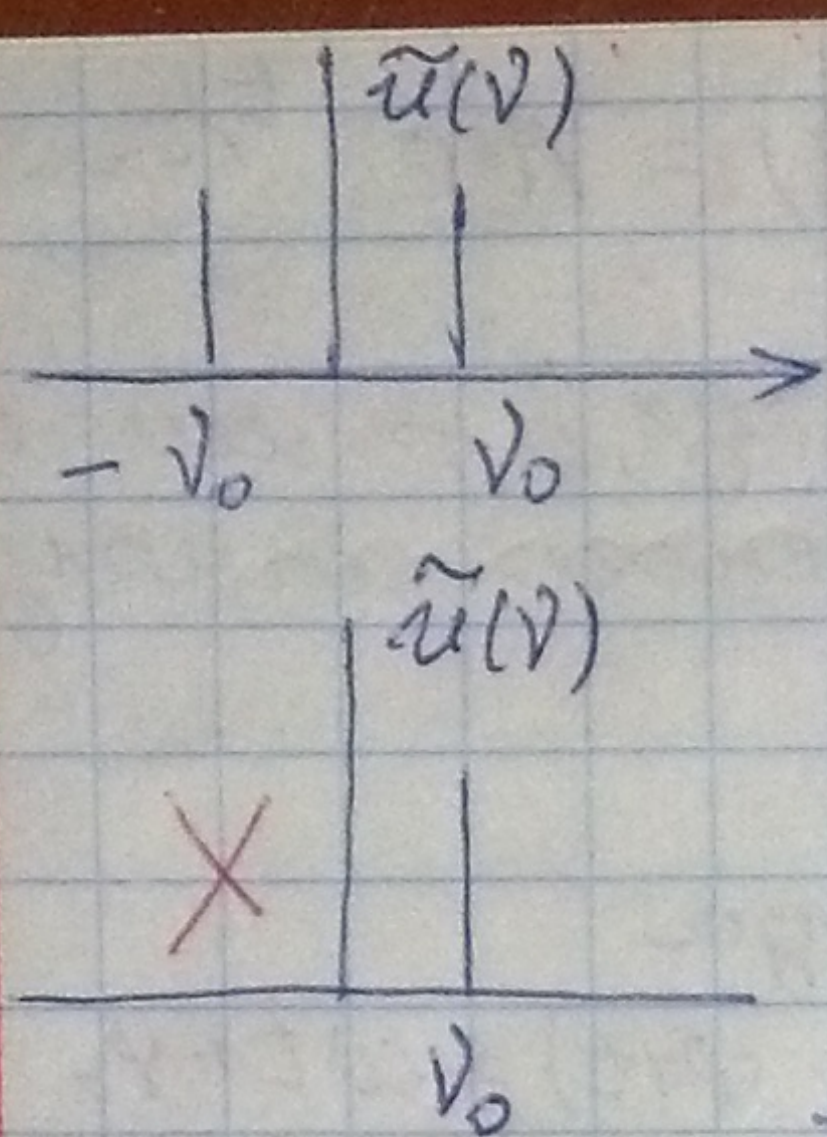
Як записують аналітичний сигнал.

$$u_R(t) = A \cos(\omega t + \varphi) \quad \text{замінимо його спектральний вираз}$$

Замінимо у ринь  $\varphi_R e$   $u_R(t) = A \frac{1}{2} (e^{-i(\omega t + \varphi)} + e^{i(\omega t + \varphi)})$

(2/3)





Амплитуда  $\frac{A}{2} e^{-i(\omega_0 t + \phi)} = \tilde{u}(\nu)$

Линей спектр будет иметь сигнал что и аналогичным у комплексной ф-ии

$$u(t) = A e^{-i(\omega t + \phi)}$$

$$\tilde{u}(\nu) = A e^{-i\phi_0}$$

Амплитуда  $\uparrow$  у два раза.

Зробимо те саме з іншим  $\neq$  сигналом  $u_R(t)$ . Запишемо спектр

$$\tilde{u}_R(\nu) = \int_{-\infty}^{\infty} u_R(t) e^{i2\pi\nu t} dt = \int_{-\infty}^{\infty} u_R(t) e^{i2\pi\nu t} dt$$

$$u_R(t) = \int_{-\infty}^{\infty} \tilde{u}_R(\nu) e^{-i2\pi\nu t} d\nu = \int_0^{\infty} \tilde{u}_R(\nu) e^{-i2\pi\nu t} d\nu + \int_{-\infty}^0 \tilde{u}_R(\nu) e^{-i2\pi\nu t} d\nu$$

Як було видно з попереднього спектру - викидаємо від'ємні частоти, а доп. 2. Це і буде

$$u_R(t) = 2 \int_0^{\infty} \tilde{u}_R(\nu) e^{-i2\pi\nu t} d\nu$$

Аналітичний  
сигнал

Таке вираження є справедливим для  $\forall$  реал. сигна.

Додальне є вираз. аналітичного сигналу задано-го через сам сигнал.

$$\tilde{u}(\nu) = \begin{cases} 2 \tilde{u}_R(\nu), & \nu \geq 0 \\ 0, & \nu < 0 \end{cases}$$

Розширимо знакову ф-цію

$$\text{sign } \nu = \begin{cases} 1, & \nu \geq 0 \\ -1, & \nu < 0 \end{cases} \quad (\text{включаємо точку 0 для спрощення})$$

$$\tilde{u}(\nu) = (1 + \text{sign } \nu) \tilde{u}_R(\nu)$$

$$u(t) = \int_{-\infty}^{\infty} \tilde{u}(\nu) e^{-i2\pi\nu t} d\nu$$

$$u(t) = \int_{-\infty}^{\infty} [\tilde{u}_R(\nu) + \text{sign } \nu \tilde{u}_R(\nu)] e^{-i2\pi\nu t} d\nu = u_R(t) + \int_{-\infty}^{\infty} \text{sign } \nu \cdot \tilde{u}_R(\nu) e^{-i2\pi\nu t} d\nu$$



$$\hat{F}[\text{sign } v] * u_R(t) = \frac{P_i}{t} * u_R(t) = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{i}{\pi} \int_{-\infty}^{\infty} \frac{u_R(t')}{t' - t} dt'$$

1.1. зворотка

[ Фур'є перетв. від добутку = зворотка Фур'є перетв. ]

$\text{sign } v$  - не є квадратично інтегровною, і вона може бути виражена від узагальнених ф-цій. Тому була введена така ф-ція  $\frac{P_i}{t} \equiv P_0$  - інтеграл береться

( ) з виключенням точки нуль )  $P_0 = -\frac{i}{\pi}$  у головному знач. інтегр.

$$\hat{F} f(v) = \int_{-\infty}^{\infty} f(v) e^{-i2\pi vt} dv ; f(t) * g(t) = \int_{-\infty}^{\infty} dt' f(t') g(t-t')$$

$$\hat{F} u_R(t) = \frac{i}{\pi} \int_{-\infty}^{\infty} \frac{u_R(t')}{t' - t} dt'$$

$\text{Re } u(t) = u_R(t)$  - дійсна част. анал. сигналу.

$$\text{Im } u(t) = \frac{1}{\pi} \int_{-\infty}^{\infty} \frac{u_R(t')}{t' - t} dt'$$

Отже (дійсна) і уявна част. повністю визначає сигнал через  $\text{Re } u(t)$ , тобто від самого сигналу!

$$\text{Re } u(t) = \frac{1}{\pi} \int_{-\infty}^{\infty} \frac{\text{Im } u(t')}{t' - t} dt'$$

Ак. права частини де  $\text{Im } u(t)$  є інтегральне перетвор., тобто інтеграл Фур'є.

(D/3) показує

$$f(v) = \int_{-\infty}^{\infty} f(t) e^{-i2\pi vt} dt = \hat{f} \quad \text{Але тут } \frac{1}{\pi(t' - t)} \text{ і таке перетвор.}$$

наз. перетворенням Гільберта

$$\boxed{\text{Im } u(t) = \frac{1}{\pi} \int_{-\infty}^{\infty} \frac{\text{Re } u(t')}{t - t'} dt'}$$

Перетворення Гільберта  
(применяемое к перетвор.)

Зворотне перетв. Фур'є  $\hat{F}^{-1}[\hat{f}(v)] = \int_{-\infty}^{\infty} \hat{f}(v) e^{i2\pi vt} dt$

це перетв. Гільберта

$$\boxed{\hat{f}^{-1} = \hat{f}}$$

це зворотне перетв. = прим. перетвор.



$$\text{Im } u(t) = \hat{H} \text{Re } u(t)$$

Дисперсійна співвідношення : як наз. співвідн.

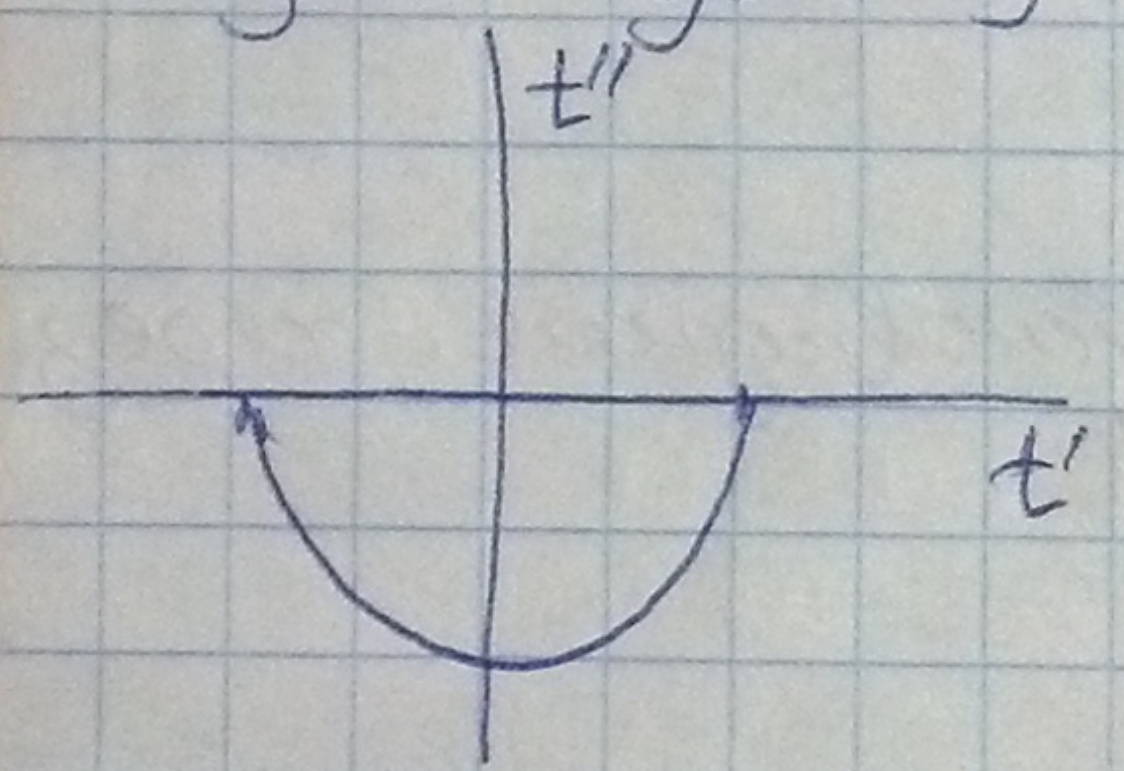
такого типу, коли в нас дійсна част. повністю  
визначає уявну і навпаки.

Це тому, що напр. якщо в сер. є поштовхання, то  
різке електр. протискання і т.д.

$\epsilon = \epsilon' + i\epsilon''$   
 $\epsilon'$  - дисперсійною кривою і  $\epsilon''$  - поштовхання вик.  
саме такі співвідношення.

Дисперс. співвідношення  $\rightarrow$  Крамерса - Кронекера

Таку функцію наз. аналітичною? Розглянемо  $\nabla$   
аналітичний сигнал, у якого є тільки додатні частоти.  
Розглянемо уявну частоту координат, де



$$t = t' + it'' \quad (t' \text{ - менше буде, } t'' \text{ - величина})$$

$$u(t) = \int_{-\infty}^{\infty} \tilde{u}(\nu) e^{-i2\pi\nu(t' + it'')} d\nu$$

$\tilde{u}(\nu)$  для  $[-\infty, 0] = 0$ .

Коли  $t'' < 0$  то інтегр. збіжний  
 $t'' > 0$  інтеграл розбіжний, у нескінченності  
Отже ця ф-ція є аналітичною у нижній частині  
такої площини. у розумінні комплексного  $t$ .  
За теорією ліній можна знайти безпер.

А що буде, якщо ф-ція випадкова? (випадковий  
сигнал - ансамбль детермінованих реалізацій).

$\{^{(k)} u_k(t)\}$ . Давайте для кожної реалізації застосуємо  
аналіт. перетворення  
Говоримо кожному дійсному сигналу  
 $\{^{(k)} u(t)\}$  у вірнов. комплексне, через інтеграл,  
перетвор. Гільберта.



Припустимо стат. х-стики рівного шкалу намі в'роєні. А як  
 буде, такі х-стики для  $u(t)$  (іновіаки). Оск. інтегральні  
 х-стики не дають такої можливості, але нас цікавить  
 дисперсія, і сер. знач - то можна безперервно. А з  
 корисною ф-цією так не можна

$$G_R(\tau) \stackrel{?}{\leftrightarrow} G(\tau)$$

Кор. ф-ція аналіт. сигналу буде  
 мати лише додатні частоти, оск.

$$S(\nu) = \lim_{T \rightarrow \infty} |\tilde{u}_T(\nu)|^2, \text{ а у нас } S(\nu) \equiv 0, \nu < 0.$$

Отже воно має бути.

Показати, що кор. ф-ція аналітична сигналу  
 є тим аналіт. сигналом.

2/3



Л12

19.11.13

## Теорема про оцинкаючу

Оцинкаюча екогось детермін. процесу — ек  
цій процес веде себе у кай.

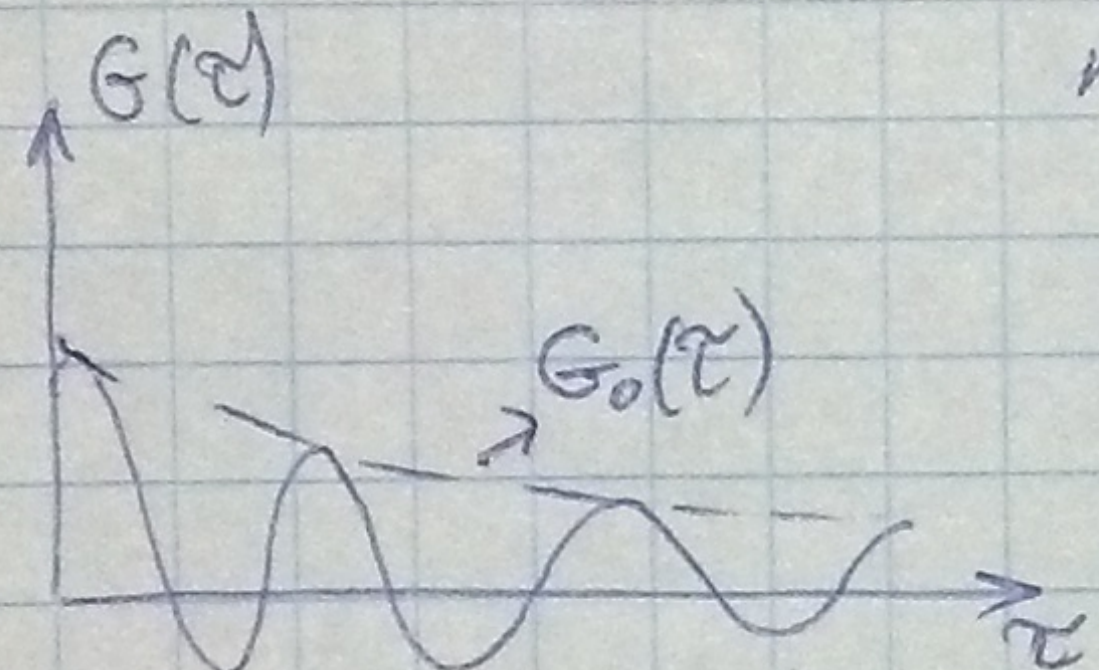
Розв'яжемо ставу. комплексний випадковий  
процес. Запишемо кореляційну ф-цію  
випадкового процесу  $G(\tau)$

$$G(\tau) = G_0(\tau) e^{-i2\pi\nu_0\tau} \quad \nu_0 - \text{фіксована частота}$$

Для монохром. випадкового сигналу

$$G(\tau) = G_0 e^{-i2\pi\nu_0\tau}$$

А у нас  $G_0(\tau)$  змінюється з часом  
повільніше ніж exp.



Тоді такий процес можна  
розуміти як квазімонохромат.  
а  $G_0(\tau)$  — оцинкаюча ф-ція

(ф-ція  $G(\tau)$  існує завжди (по теоремі 1))

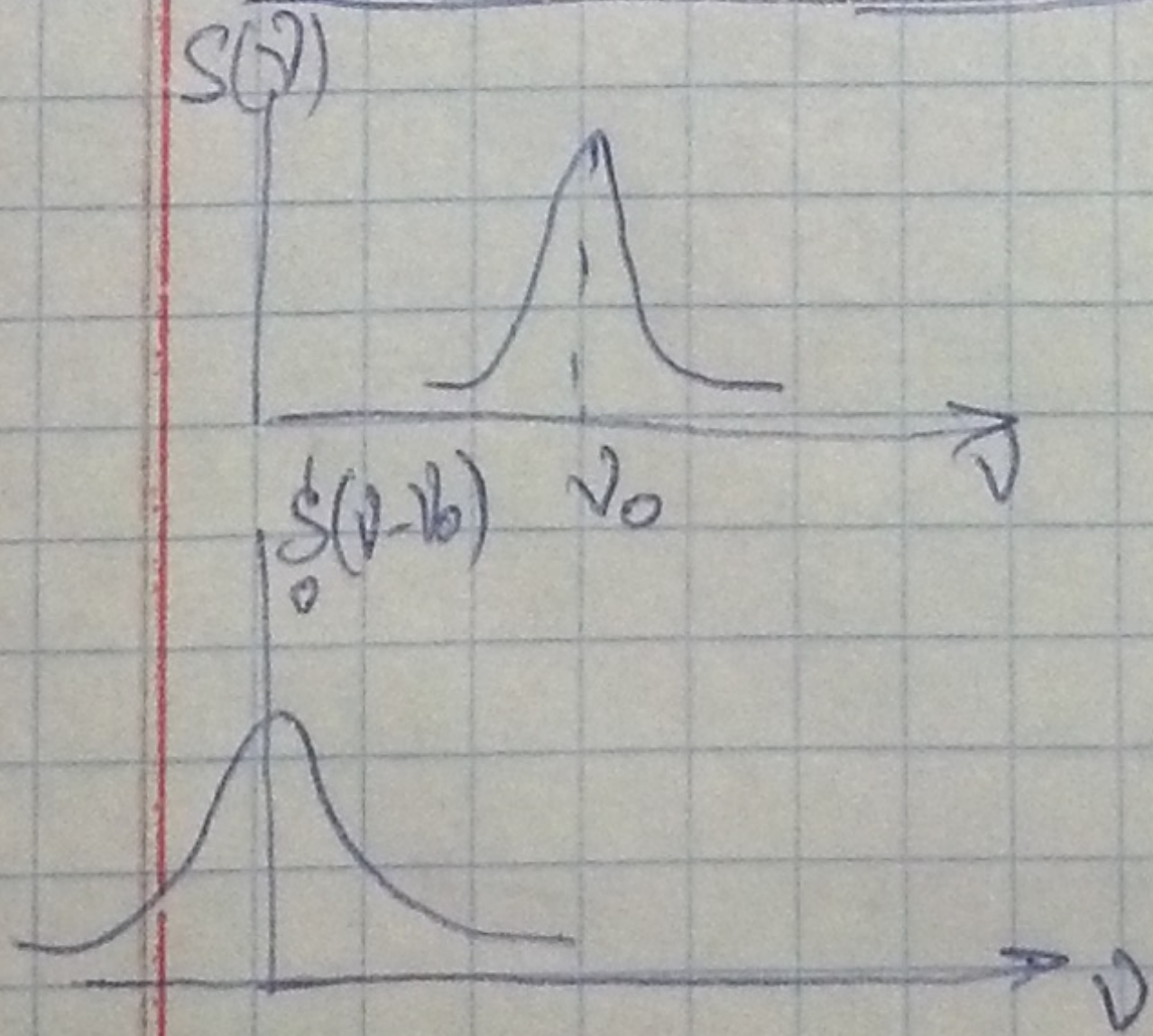
Знайдемо спектр Вінтера кореляційної ф-ції

$$S(\nu) = \int_{-\infty}^{\infty} G_0(\tau) e^{-i2\pi\nu_0\tau} e^{i2\pi\nu\tau} d\tau = \int_{-\infty}^{\infty} G_0(\tau) e^{i2\pi(\nu-\nu_0)\tau} d\tau = S_0(\nu-\nu_0)$$

зррр  $\mathcal{F}\{G_0\}$  є перетвор. якщо це розширення ек нове зррр  $\mathcal{F}\{G_0\}$  є перетв.

$$S(\nu) = S_0(\nu-\nu_0)$$

спектр випадкового  
процесу зсувнений по  
вірності до спектру оцинкаючої



## Теорема про оцинкаючу

оцинкаюча має такий самий  
спектр як і спектр випад-  
кового процесу, але  
зсувнений до "нуля" на  $\nu_0$



Якщо поз. процес є аналітичним — оголошено  
не є аналіт. сигналом (бо містить  
вир'єшені частоти)

Співвідношення невизначеності  
(універсальне, не тільки для випадкових процесів)

Якщо сигнал має деяку тривалість  $\Delta t$ , то його  
частота не може бути визначена краще ніж  $\Delta \nu$ , де

$$\Delta \nu \cdot \Delta t \sim 1$$

Насправді є точне визначення  
співвідношення

$$\Delta \nu \tau_k \geq \frac{1}{4\pi}$$

час когерентності

випадкових процесів

$$\Delta \nu \tau_k \geq \frac{1}{4\pi}$$

Співвідношення невизначеності

Для часу когерентності

$$1) \quad f_{\tau}(\tau) = \frac{|G(\tau)|^2}{\int_{-\infty}^{\infty} |G(\tau)|^2 d\tau}$$

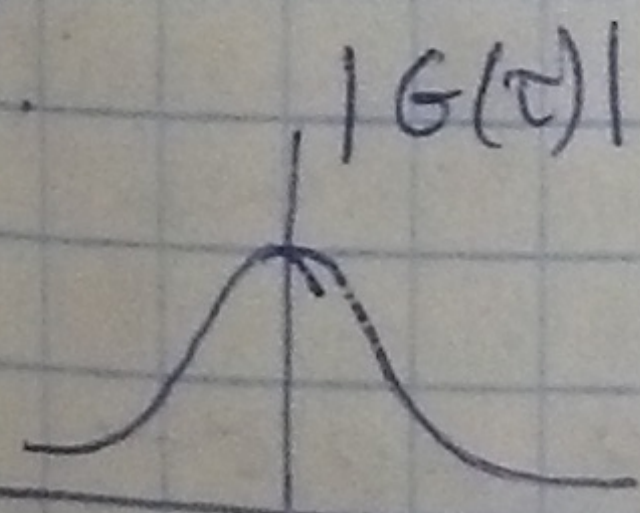
(невир'єшена  
коріння  
на 1)

Тоді дисперсія

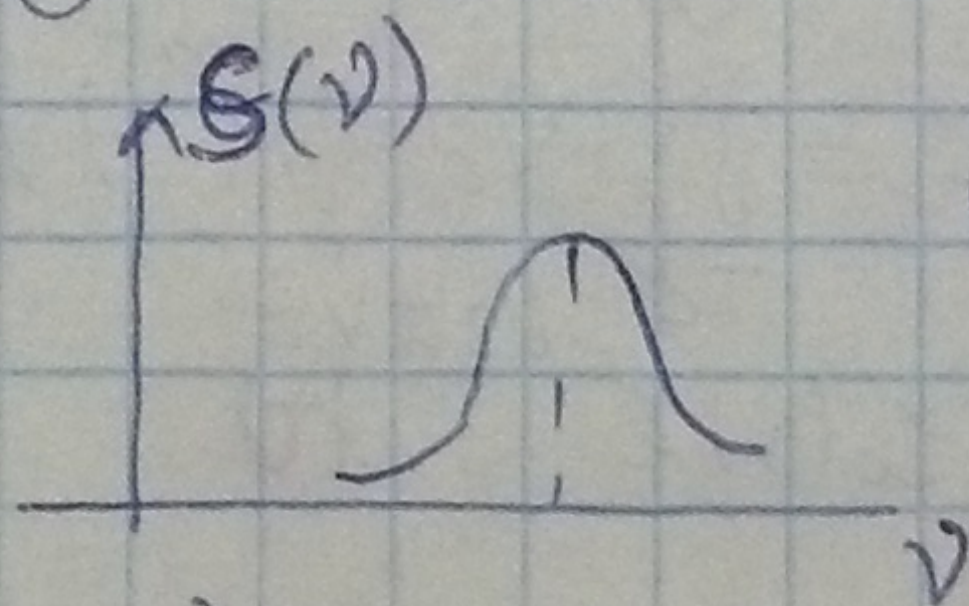
$$\sigma_{\tau}^2 = \int_{-\infty}^{\infty} \tau^2 f_{\tau}(\tau) d\tau \quad (\langle \nu \rangle = 0) \quad \tau_k = \sigma_{\tau}$$

2) Введемо аналог. вел. для  $\Delta \nu$  по спектру Вінера.

Зауваж.  $! /$  Ми розглядаємо сигнал як  
аналітичний процес і спектр Вінера  
існує лише для додатних частот



а для  
аналіт.  
сигналу  $\Rightarrow$



і  $\nu_{сер} \neq 0$   
для такого  
спектру.

$$p_{\nu}(\nu) = \frac{|S(\nu)|^2}{\int_0^{\infty} |S(\nu)|^2 d\nu} \quad (\text{додаток невір'єння})$$

$$, \quad S(\nu) = 0, \quad \nu < 0$$



$$\sigma_v^2 = \int_{-\infty}^{\infty} (v - \langle v \rangle)^2 p_v(v) dv, \quad \langle v \rangle = \int_{-\infty}^{\infty} v p_v(v) dv$$

$$\Delta v = \sigma_v$$

При такому безумстві має місце

$$\Delta v \tau_k \geq \frac{1}{4\pi}$$

↓ Доведено це співвідношення

$$\tau_k^2 \Delta v^2 \equiv \sigma_{\tau}^2 \cdot \sigma_v^2 = \frac{\int_{-\infty}^{\infty} \tau^2 |G(\tau)|^2 d\tau \int_{-\infty}^{\infty} (v - \langle v \rangle)^2 |S(v)|^2 dv}{\int_{-\infty}^{\infty} |S(v)|^2 dv \int_{-\infty}^{\infty} |G(\tau)|^2 d\tau}$$

Спектр Вінера і корисна ф-ція побудови Фур'є перетворення

$$S(v) = \int_{-\infty}^{\infty} G(\tau) e^{i2\pi v \tau} d\tau$$

Висновок : скрізь де має місце для 2х ф-цій перетворення Фур'є, то таке співвідношення буде вірним для таких ф-цій, це не є х-стикою лише випадкових процесів.

C/P

$$S'(v) = S_0(v - v_0) \quad \text{позначимо } v_0 = \langle v \rangle \text{ і змінимо}$$

$$\text{в } \tau_k^2 \Delta v^2 = \frac{\int_{-\infty}^{\infty} \tau^2 |G_0(\tau)|^2 d\tau \int_{-\infty}^{\infty} v'^2 |S(v' = v - v_0)|^2 dv}{\int_{-\infty}^{\infty} |S(v)|^2 dv \int_{-\infty}^{\infty} |G(\tau)|^2 d\tau}$$

Наступний парі у

Вм

$$|G(\tau)|^2 = |G_0(\tau)|^2$$

$$S_0(v) = \int_{-\infty}^{\infty} G_0(\tau) e^{i2\pi v \tau} d\tau$$

тут має місце рівність Парсева

$$\int_{-\infty}^{\infty} |G_0(\tau)|^2 d\tau = \int_{-\infty}^{\infty} |S_0(v)|^2 dv$$

$$G_0(\tau) = \int_{-\infty}^{\infty} S_0(v) e^{-i2\pi v \tau} dv$$

диференціюємо по  $\tau$  - параметр

$$\frac{\partial G_0(\tau)}{\partial \tau} = \int_{-\infty}^{\infty} S_0(v) (-i2\pi v) e^{-i2\pi v \tau} dv$$

знову Т. Парсева

$$\int_{-\infty}^{\infty} \left| \frac{\partial G_0(\tau)}{\partial \tau} \right|^2 d\tau = 4\pi^2 \int_{-\infty}^{\infty} |S_0(v)|^2 v^2 dv$$



$$\tau_k^2 \Delta V^2 = \frac{\int_{-\infty}^{\infty} \tau^2 |G_0(\tau)|^2 d\tau \int_{-\infty}^{\infty} \left| \frac{\partial G_0}{\partial \tau} \right|^2 d\tau}{4\pi^2 \left[ \int_{-\infty}^{\infty} |G_0(\tau)|^2 d\tau \right]^2}$$

Згодом аналогію, якщо відома  $g(\tau)$ ,  $f(\tau)$  деякі ф-ції.

$$\int_{-\infty}^{\infty} |g(\tau)|^2 d\tau \int_{-\infty}^{\infty} |f(\tau)|^2 d\tau \geq \frac{1}{4} \left| \int_{-\infty}^{\infty} [f(\tau) g^*(\tau) + f^*(\tau) g(\tau)] d\tau \right|^2$$

Отже замінюємо в чисельнику

$$\begin{cases} g(\tau) = \tau G_0(\tau) \\ f(\tau) = \frac{\partial G_0}{\partial \tau} \end{cases}$$

$$\tau_k^2 \Delta V^2 \geq \frac{\left| \int_{-\infty}^{\infty} \left[ \tau G_0^*(\tau) \frac{\partial G_0}{\partial \tau} + \tau G_0(\tau) \frac{\partial G_0^*}{\partial \tau} \right] d\tau \right|^2}{4 \cdot 4\pi^2 \left[ \int_{-\infty}^{\infty} |G_0(\tau)|^2 d\tau \right]^2} =$$

$$= \frac{\left| \int_{-\infty}^{\infty} \tau \frac{\partial}{\partial \tau} |G_0(\tau)|^2 d\tau \right|^2}{16\pi^2 \left[ \int_{-\infty}^{\infty} |G_0(\tau)|^2 d\tau \right]^2}$$

Проінтегруємо  
чисельник

$$\begin{cases} u = \tau \frac{\partial |G_0(\tau)|^2}{\partial \tau} & du = d\tau \\ dv = \frac{\partial |G_0(\tau)|^2}{\partial \tau} & dv = |G_0(\tau)|^2 \end{cases}$$

$$\int_{-\infty}^{\infty} \tau \frac{\partial |G_0(\tau)|^2}{\partial \tau} d\tau = \tau |G_0(\tau)|^2 \Big|_{-\infty}^{\infty} - \int_{-\infty}^{\infty} |G_0(\tau)|^2 d\tau$$

$$\left| G_0(\tau) \right| \Big|_{-\infty}^{+\infty} = O\left(\frac{1}{\tau}\right) \text{ щоб } \int_{-\infty}^{\infty} \text{інтеграл був збіжним.}$$

Ф-ція  $G_0(\tau)$  - повинна бути квадратично інтегровною, щоб існувало перетворення Фур'є. Корисніша ф-ція спочатку ро нуль рохить ліворуч. Тому це співвідношення все ще має фізичний сенс.

$$\Rightarrow \frac{\left| \int_{-\infty}^{\infty} |G_0(\tau)|^2 d\tau \right|^2}{16\pi^2 \left[ \int_{-\infty}^{\infty} |G_0(\tau)|^2 d\tau \right]^2} \Rightarrow \sigma_\tau^2 \sigma_V^2 \geq \frac{1}{16\pi^2} \Rightarrow \tau_k \Delta V \geq \frac{1}{4\pi}$$



В роведені немає специфіки випаркового процесу.

$$\Delta V \tau_k \sim 1 \text{ (якісна оцінка)}.$$

З н-сті : ① Чи існують процеси  $\tau_k \Delta V = \frac{1}{4\pi}$ .  
 можна визначити. Якщо такий процес існує його наз.  
мінімально невизначений процес

② Чи є процеси для яких  $\tau_k \Delta V \gg \frac{1}{4\pi}$ .

①. Знак = розширяє торі і тільки торі  $f(\tau) = c g(\tau)$

$$\frac{\partial G_0(\tau)}{\partial \tau} = \tau \cdot c G_0(\tau)$$

$$G_0(\tau) = G_0 e^{\frac{c\tau^2}{2}}$$

$$c = -1/\tau_0^2$$

$$G_0(\tau) = G_0 e^{-\frac{\tau^2}{2\tau_0^2}}$$

мінімально невизначений процес, для цього процесу  
 кореляційна ф-ція має  
 вигляд Пуассонівського процесу.  
Тобто кореляційна ф-ція такого процесу.

$$G(\tau) = G_0 e^{-\frac{\tau^2}{2\tau_0^2}} e^{-i2\pi \langle V \rangle \tau}$$



Курашов Віталій Миконович

лаб. 204

3.09.13

17 лекцій

Зморує

запис

Анотує, згадує

на кр. можна користуватися  
зшитом, книжечки великі.  
(сигнали)

№1

Стат. радіофізика

— це переважно прийом  
розр. хвилює.

і обробку інформ. за

Екранен голівки !!

Література :

Користув. лише книжечками

① Мінаков, Тарнов "Предмет стат. радіофізики"  
2003р.

② Ахматов, Декон "Введення в стат.  
радіофізику і оптику"

③ Дм. Гудман "Статистическая оптика", 1988.

4. Тихонов "Стат. радиотехника"

5. Ливих "Теоретические основы стат. радиотехники"

Випадкові змінні та їх  $\alpha$ -ки

змінна реалізація якої в експерименті  
неввідома.

Як описується випадк. змінна?

• область значень  $\{u\}$   
змінна  $u$  неперервна випадкова змінна  
дискретна

• ф-ція розподілу неперервності  $F(u)$   
у припущенні, що вона існує для кожної  
змінної  $u$ .



$$F(u_0) - \text{імов.} \quad F(u_0) = \underset{\text{імовірність}}{\text{Prob}} (u \leq u_0)$$

$$F(3) = \text{Prob} (u \leq 3)$$

Розширення  $\text{Prob}(a < u \leq b) = \text{Prob}(u \leq b) - \text{Prob}(u > a) = F(b) - F(a)$   $a \leq b$

Нехай  $F(u)$  - неперервно-диф. ф-ція

$$\frac{dF}{du} du = p(u) du \quad \text{імов. того що вел. } u \text{ лежить в інтервалі } du$$

$p(u)$  - щільність імов.  
 $F(u)$  - це сукуп. розподілу імовірностей!!

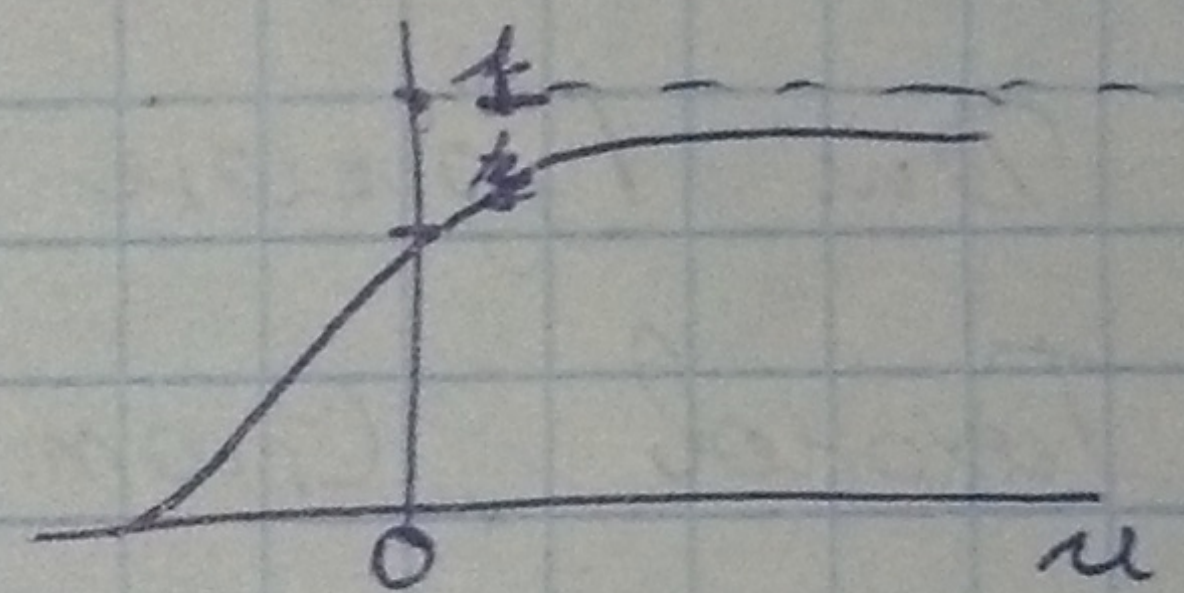
$$p(u) = \frac{dF}{du} \quad F(u) = \int_{-\infty}^u p(u) du$$

$$F(-\infty) = 0$$

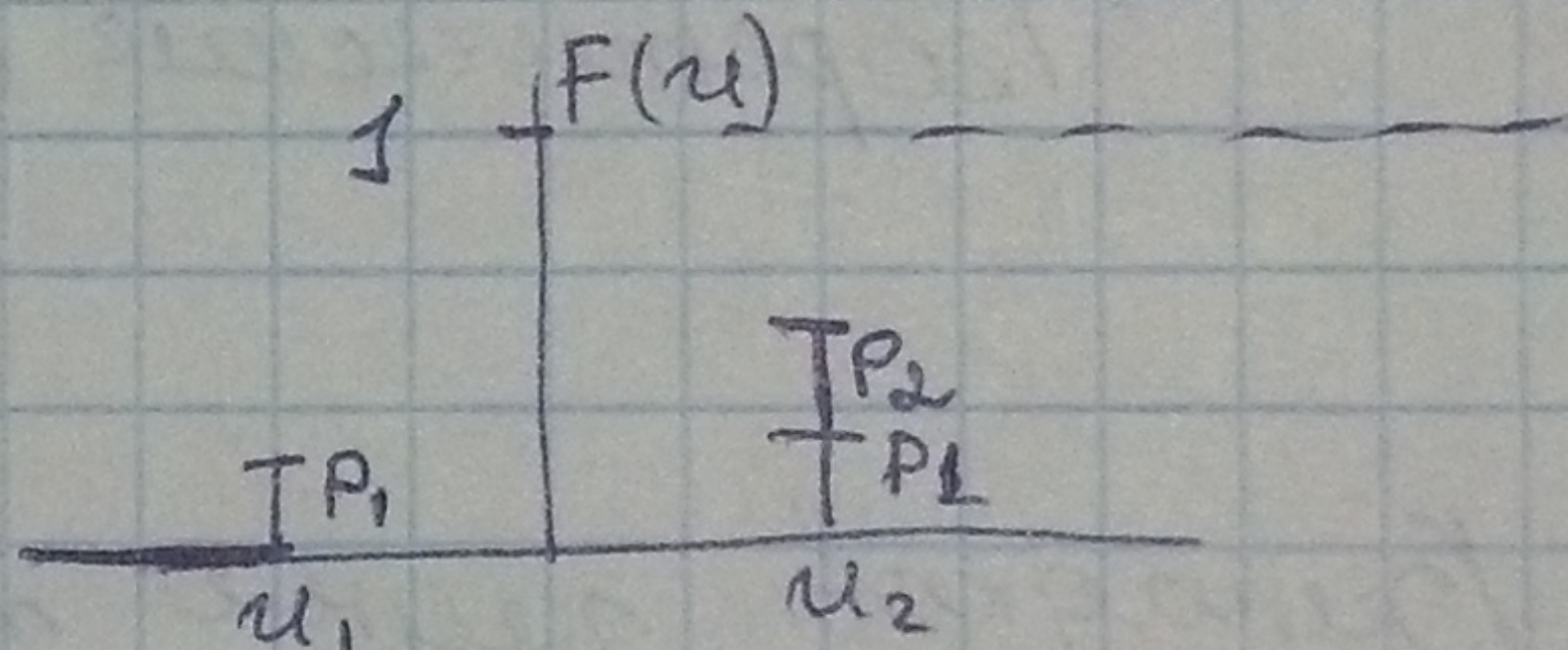
$$F(+\infty) = 1$$

$$F(u_1) \geq F(u_2)$$

$$u_1 \geq u_2$$



$$F(u) = \sum_{u \leq u_k} p_k$$



Розм. щільності імов. для дискретної лінійної

$$p(u) = \sum_{u \leq u_k} p_k \delta(u - u_k)$$

де дельта-ф-ція Дірака

$$\int_{-\infty}^{\infty} \delta(u - u_k) du = 1$$

$$\int_{-\infty}^{\infty} p(u) du = \sum_{u \leq u_k} p_k = F(u)$$

$$p(u) = \frac{dF}{du}$$

для неперервної лінійної

$$p(u) = \sum_{u \leq u_k} p_k \delta(u - u_k)$$

для дискретної лінійної



# Х-теки випадкових величин

## Статистичні середні

① Розв'язан.  $\forall$  ф-цією  $g(u)$  Стат. середнє цієї ф-ції

$$\langle g(u) \rangle = \int_{-\infty}^{\infty} P(u) g(u) du$$

$\{ \langle g(u) \rangle \}$  - статистичні х-теки випадкової змінної

Властивості густини розподілу імов.

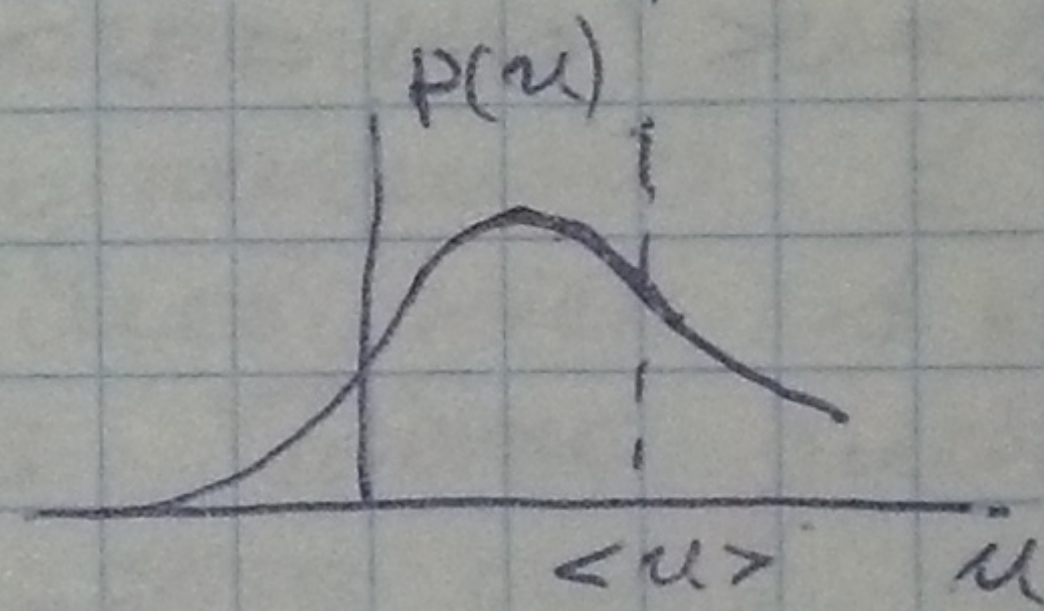
$$\int_{-\infty}^{\infty} P(u) du = 1$$

$$P(u) \geq 0$$

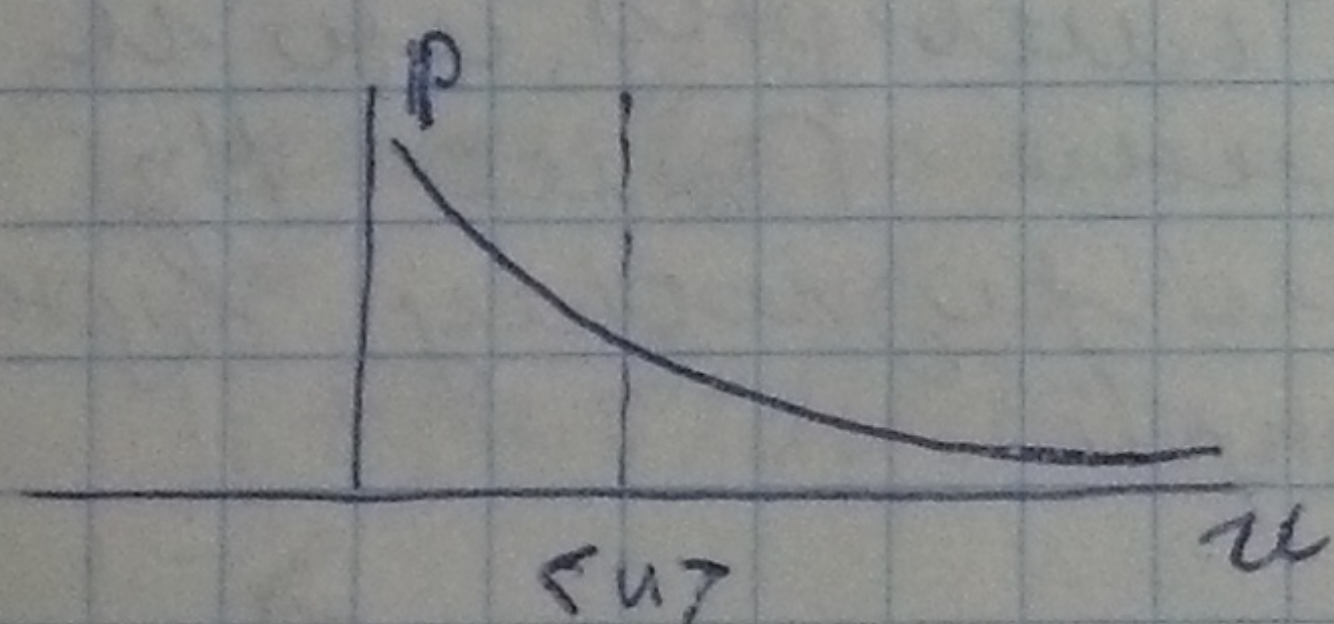
② Моменти  $\langle u^n \rangle = \int_{-\infty}^{\infty} u^n P(u) du, n=0,1,\dots$

$$\langle u \rangle = \int_{-\infty}^{\infty} u P(u) du - \text{середнє}$$

В певному розумінні х-тека найбільш імовірне знач.

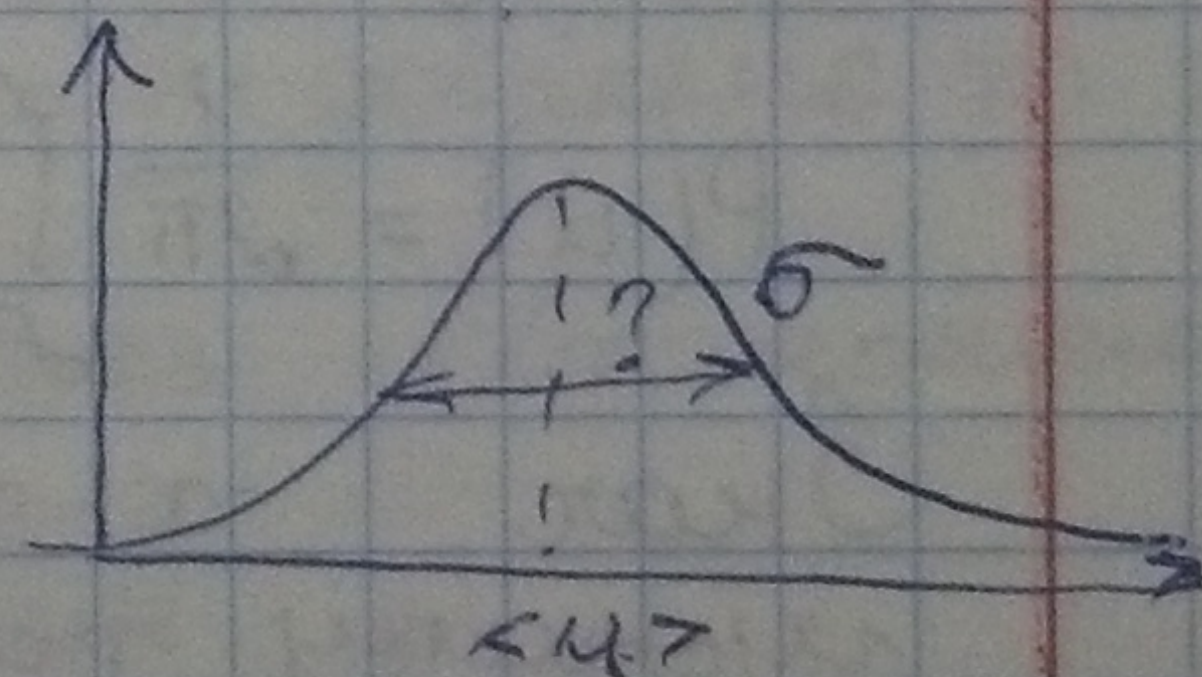


$$P(u) = C e^{-\alpha u}, C(\alpha) \quad u \geq 0$$



Обернена задача теорії імовірності

$$\{ \langle u^n \rangle \}_{n=0}^{\infty} \xrightarrow{\text{однозначно визначає}} P(u)$$



Середній момент

$$\langle (u - \langle u \rangle)^n \rangle = M_n$$

$\langle u^n \rangle = m_n$  - поточкові моменти



$$M_2 = \langle (u - \langle u \rangle)^2 \rangle = \sigma^2 \quad \text{дисперсія випадково вел.}$$

$\sigma$  - середньоквадратичне відхилення.

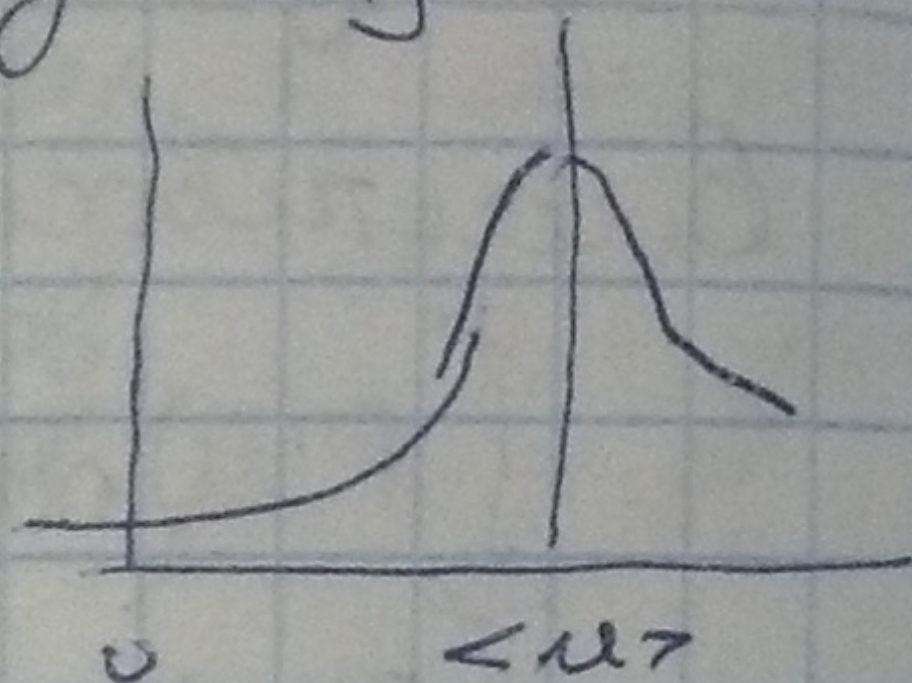
$$M_3 = \langle (u - \langle u \rangle)^3 \rangle$$

Якщо  $M_3 < 0$  то більш імовірно, що  $u$  приймає від'ємні значення. Отже  $M_3$  характеризує асиметрію щільності розподілу відносно  $\langle u \rangle$  - наз. коеф. асиметрії.

Середній момент

$$\langle (u - \langle u \rangle)^n \rangle = M_n$$

$\langle u^n \rangle = m_n$  - початкові моменти



$$M_2 = \langle (u - \langle u \rangle)^2 \rangle = \sigma^2 \quad \text{дисперсія випадково вел.}$$

$\sigma$  - середньоквадратичне відхилення

$$M_3 = \langle (u - \langle u \rangle)^3 \rangle$$

Якщо  $M_3 < 0$  то більш імовірно, що  $u$  приймає від'ємні значення. Отже  $M_3$  характеризує асиметрію щільності розподілу відносно  $\langle u \rangle$  - наз. коеф. асиметрії.

Х-стижна ф-ція випадк. ф-ція Фур'є перетв. щільності розподілу  $X(s) = \int_{-\infty}^{\infty} P(u) e^{isu} du$

$$P(u) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} X(s) e^{-isu} ds \quad \text{- зворотня ф-ція}$$

Знач.  $\alpha$ -тої ф-ції повністю визначає щільну розподілу.



## Властивості характеристичної ф-ції

1.  $X(0) = 1$        $\int_{-\infty}^{\infty} P(u) du = 1$

2.  $|X(s)| \leq 1$        $|X(s)| = \left| \int_{-\infty}^{\infty} P(u) e^{isu} du \right| \leq \int_{-\infty}^{\infty} |P(u) e^{isu}| du \leq \int_{-\infty}^{\infty} P(u) du = 1$

3. Триває ф-цію  $X(s)$  н разів по  $s$ :

$$\frac{\partial^n X(s)}{\partial s^n} = i^n \int_{-\infty}^{\infty} u^n P(u) e^{isu} du \Big|_{s=0} = i^n \int_{-\infty}^{\infty} u^n P(u) du = m_n$$

n-й момент випадкової величини

## Боготоміємерні випадкові змінні

Розм. експерим.: ми піркіратим 1 кубик, і всі парні числа зафарбуємо в червоний, нехай номер випадков. червоний це показує 1, а ками сінній ками - 0. Яка ймовірність 1 ками випадку пофарбованості? В:  $1/3$ . Тоді змінні змінні орна від орної. Для того щоб описати ці випадкові змінні ми використаємо густину ймовірності двох змінних  $P(u, v); \{u, v\}$

## Властивості:

1.  $\iint_{-\infty}^{\infty} P(u, v) du dv = 1$

2.  $P(u, v) \geq 0$

3. Числа самозгодності: якщо  $V$ -довільне, то

$$\int_{-\infty}^{\infty} P(u, v) dv = P(u) - \text{апріорна ймовірність. Ми можемо}$$

ввести  $x$ -ступу ф-цію для двох змінних ф-ції:

$$X(s, t) = \iint_{-\infty}^{\infty} du dv P(u, v) e^{i(su + tv)}$$



введемо момент:  $\chi(s,t) = \int_{-\sigma}^{\sigma} \int_{-\sigma}^{\sigma} u^{n_1} v^{n_2} P(u,v) du dv$ , де  $n_1, n_2 = 0, \sigma$  довільні цілі числа, тобто  $\rightarrow$  момент порядку  $n_1 + n_2$

$$m_{n,0} = \int_{-\sigma}^{\sigma} u^n P(u) du$$

$$M_{n_1 n_2} = \int_{-\sigma}^{\sigma} \int_{-\sigma}^{\sigma} (u - \langle u \rangle)^{n_1} (v - \langle v \rangle)^{n_2} P(u,v) du dv -$$

$$M_{n_1 n_2} = \left. \frac{\partial^{n_1+n_2} \chi(s,t)}{\partial s^{n_1} \partial t^{n_2}} \right|_{s=t=0} \frac{1}{i^{n_1+n_2}}$$

Для практики мають знач. змішані моменти другого порядку.

$$\langle u \cdot v \rangle = \int \int u v P(u,v) du dv = G_{uv} - \text{кореляція} \text{ змінних } u \text{ і } v \quad (1)$$

$$\langle (u - \langle u \rangle)(v - \langle v \rangle) \rangle = \Gamma_{uv} - \text{коваріація} \text{ випадк. змінних} \quad (2)$$

Покажемо що для  $v = au + b$   $|\gamma_{uv}| = 1$ :

$$|\Gamma_{uv}|^2 = \left| \int \int P(u,v) (u - \langle u \rangle)(v - \langle v \rangle) du dv \right|^2$$

Нерівність коваріації перетворюється на рівність якщо  $g(u,v) = f(u,v)$ , тобто

$(u - \langle u \rangle) = (v - \langle v \rangle)$  а тут має місце загаль-

ний лінійний зв'язок. Тобто для л. зв'язку

$|\gamma_{uv}| = 1$ . Якщо зв'язок не лінійний, змішані статистичні зв'язки то  $|\gamma_{uv}|$  може  $= 0$ .



Зпр. 1: Розв. виразок коеф.  $u$  і  $v$  функціонально зв'язані:

$v = u^2$  і нехай  $u$  вибрано так, що  $\langle u \rangle = 0$  і  $\langle u^3 \rangle = 0$

$$\Gamma_{uv} = \iint_{-\infty}^{\infty} P(u, v) (u - \langle u \rangle) (v - \langle v \rangle) du dv, \text{ оск. } v = u^2$$

$$\Gamma_{uv} = \iint_{-\infty}^{\infty} P(u, v) (u - \langle u \rangle) (u^2 - \langle u^2 \rangle) du dv = \langle u^3 \rangle - \langle u \rangle \langle u^2 \rangle = 0$$

Рівність нулеві коеф. кореляції не означає відсутності статистичної зв'язку

Зпр.:  $\begin{cases} u = \sin \theta \\ v = \cos \theta \end{cases}$  Знайти коеф. кореляції, якщо

①  $0 \leq \theta \leq 2\pi, P(\theta) = \frac{1}{2\pi}$

②  $0 \leq \theta \leq \frac{\pi}{2}, P(\theta) = \frac{2}{\pi}$

Якщо  $\Gamma_{uv} = 1$  то велич. лінійно залежні

$\Gamma_{uv} = 0$  то велич. некорельовані

$0 < \Gamma_{uv} < 1$  частково корельовані

Ступінь зв'язку між змінними  $\Gamma_{uv}$  не дає такої вводять поняття умовної імов.:

$$P(u, v) = P(v) P(u|v)$$

наз. умовною ф-цією розподілу вел.  $u$  при фіксованому  $v$ .

$P(u, v)$  - наз. апіорною (незмешеною невірною) імов.

$P(u|v)$  - апостеріорного (після досвіду) імов.

Проінтегруємо  $P(u, v)$  по  $u$ :  $\int_{-\infty}^{\infty} du: P(u, v) = P(v) \int_{-\infty}^{\infty} P(u|v) du$



$$P(u, v) = P(v) P(u|v) \text{ (чи вірбуг. поріє и при фіксо-ваному } v)$$

13.

Розглянемо мноме. реалізації змінних познач 17.09.13 3

$$N \text{ вибраних реалізацій } N_i$$

$$\lim_{N \rightarrow \infty} \frac{N_i}{N} \Rightarrow P(u) \text{ імов. що в деякому}$$

Візьмемо заг. експеримент з осямом  $N$  (реалізацій).  
 Познач. реалізації де має місце знак  $v$   
 $N_v$  де  $v$ -фіксоване. Розгн. підмасамбля  $N_v$   
 і відберемо реалізації при яких має місце реалізація  $u$   $N_{uv}$  (орієнтовно  $u, v$ )

$$\frac{N_{uv}}{N} \rightarrow P(u, v)$$

$$\frac{N_{uv}}{N} \frac{N_v}{N_v} = \frac{N_v}{N} \frac{N_{uv}}{N_v}$$

$$\frac{N_v}{N} \rightarrow P(v)$$

$$\frac{N_{uv}}{N_v} \rightarrow \text{умовна імов. } P(u|v) \text{ що } v\text{-фіксоване}$$

$$P(u, v) = P(v) P(u|v)$$

$P(u|v)$  - умовна імовірність поріє  $u$  при зміненій умові  $v$  фіксованому  $v$

Різ. зміст: імов. того що при виз. змінній поріє буде ще приймати певне знач. і т.д.

$$P(u, v) = P(u) P(v|u)$$

$$P(v) P(u|v) = P(u) P(v|u)$$

оцінка ормієї ум. імов. знатомі існує ум. і т.д.

$$P(u|v) = \frac{P(u)}{P(v)} P(v|u)$$

Р-на  
Баєсса