

-1-

PSK Informacja 3 st. niestacjonarne  
Konspekt do wykładu mającego odbyć się 15.03.

Temat 1

Początek modeli Kotwicznego c.d.

Pamiętajmy, MPK jest opisem teoretycznym wyników obserwacji zjawiska losowego ( $ZL$ ), czyli

$$ZL \longleftrightarrow (\Omega, \Sigma, P)$$

Do tej pory pamiętaliśmy dla warunków przyjętych MPK:  
model dyskrety i model ciągły.

Pokazy teorii dla kolejne: model produkcyjny i geometryczny.

Pomyłka modelu produkcyjnego

Zaczniemy od sytuacji najprostej:

dane są dwie zjawiska losowe:  $ZL_1, ZL_2$ .

Jedno z nich obserwujemy oddzielnie, a

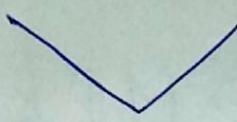
$$ZL_1 \longleftrightarrow (\Omega_1, \Sigma_1, P_1)$$

$$ZL_2 \longleftrightarrow (\Omega_2, \Sigma_2, P_2) \text{ / danie }$$

Zadanie 1: wyniki obserwacji jednego z nich w takim sposobie nie wpływają na wyniki drugiego.

Wtedy mamy dać opis dwóch zjawisk jednocześnie

$\Omega_1$        $\Omega_2$



$\Omega = (\Omega_1, \Omega_2)$ , gdzie

$$\omega \in \Omega \equiv \omega = (\omega_1, \omega_2), \quad \omega_i \in \Omega_i,$$

co zapisujemy  $\Omega = \Omega_1 \times \Omega_2$  (iloczyn kartezjański)

Jeli' tez  $A_1 \in \Sigma_1, A_2 \in \Sigma_2$ , to

$A = A_1 \times A_2$  pi' daje nam zdefiniowane dla

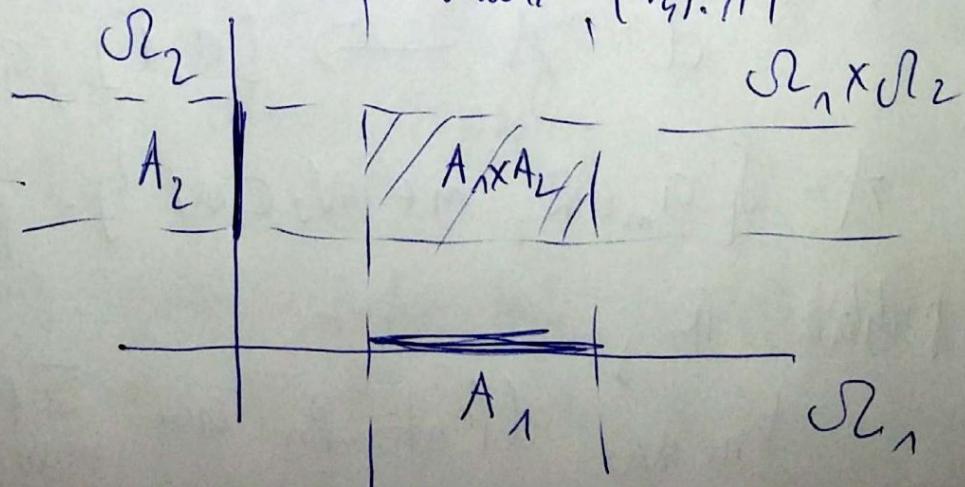
obiektu  $\Omega$ . A nazywamy "produktem losowym".

Wtedy funkcja  $P$  (zwana prawdop. produktem losowym)

określa ją następująco:

$$\Sigma \ni A = A_1 \times A_2 \rightarrow P(A_1 \times A_2) = P_1(A_1)P_2(A_2).$$

Występuje m.in. taka zilustrować, (n1, n2)



-) -

## Uwagi do modelu produktu

1<sup>v</sup>.

Wzory dla zdarzenia

$$A = A_1 \times A_2, \quad B = L_1 \times A_2$$

Zauważ, i  $A \cap B = A_1 \times A_2$  ozn.

$$P(A \cap B) = P(A_1 \times A_2) = P_1(A_1) P_2(A_2)$$

$$\text{Ali } P(A) = P(A_1 \times L_2) = P_1(A_1) P_2(L_2) = P_1(A_1)$$

Ozn

$$P(B) = P(L_1 \times A_2) = P_1(L_1) P_2(A_2) = P_1(L_1),$$

czyli

$$\underbrace{P(A \cap B) = P(A) P(B)}$$

co oznacza, i zdarzenia  $A, B$  są zawsze  
stochastycznie niezależne.

Zatem model produkcyjny ~~jeżeli~~ wynikających efektów stochastycznych  
mierzonych dla dwóch zdarzeń, i nie ma interakcji  
pomiędzy  $L_1$  i  $L_2$ .

Imniej, gdyby interakcja była, to ~~jeżeli~~ opis

$L$  nie byłaby ujemnym produktem.

- h -

W kolejnych wątkach wyjaśniamy to dalej.

2<sup>o</sup>. W syntetycznym mowym zastand, n' many  
miej (n>2) zgromadz losomu:

$$ZL_1(\alpha_1, \bar{\varepsilon}_1, p_1) \quad ZL_2(\alpha_2, \bar{\varepsilon}_2, p_2) \dots ZL_n(\alpha_n, \bar{\varepsilon}_n, p_n)$$

$$ZL(\omega, \bar{\varepsilon}, p)$$

(\*) o których mowa, i w nich określone zadanie z nich  
nie wpływa na wyniki pozostałych (efekt stochastyczny mówiąc.)  
Wtedy:

$$\Omega = \Omega_1 \times \Omega_2 \times \dots \times \Omega_n$$

$$\omega \in \Omega \iff \omega = (\omega_1, \omega_2, \dots, \omega_n), \omega_j \in \Omega_j$$

$$\text{Dla } A_1 \in \Sigma_1, A_2 \in \Sigma_2, \dots, A_n \in \Sigma_n$$

$$A = A_1 \times A_2 \times \dots \times A_n \in \Sigma \text{ nazywaj}$$

"n-withe loose" , oznacza

$$P(A) = P_1(A_1)P_2(A_2) \dots P_n(A_n).$$

- 1 -

W szczególni' mówiąc' miej' sylwetki nastypuj'ceg:

(i) dane j' zjawisko losue  $ZL_0(\Omega_0, \Sigma_0, P_0)$

(ii) many  $m(n, 2)$  kopi' tgo zjawisku

$ZL_1(\Omega_1, \Sigma_1, P_1), ZL_2(\Omega_2, \Sigma_2, P_2), \dots, ZL_n(\Omega_n, \Sigma_n, P_n)$

o utasnojci (\*) w str. 4.

Biemy  $ZL(\Omega, \Sigma, P)$

$$\Omega = \Omega_1 \times \Omega_2 \times \dots \times \Omega_n = \underbrace{\Omega_0 \times \Omega_0 \times \dots \times \Omega_0}_{n-rm}$$

$$\omega \in \Omega = \omega = (v_1, v_2, \dots, v_n), v_j \in \Omega_0$$

W tym  $\omega$  reprezentuje opis seryj' pochodnym  $ZL_0$ ,  
gdzie postacie te są niezależne.

W szczególni', jeli'  $\Omega_0 = \Omega_0, n \in$

b  $(\Omega, \Sigma, P)$  jut typu  $P(n, p)$ , qdli  
 $p = P_0(\{n\})$ .

-6-

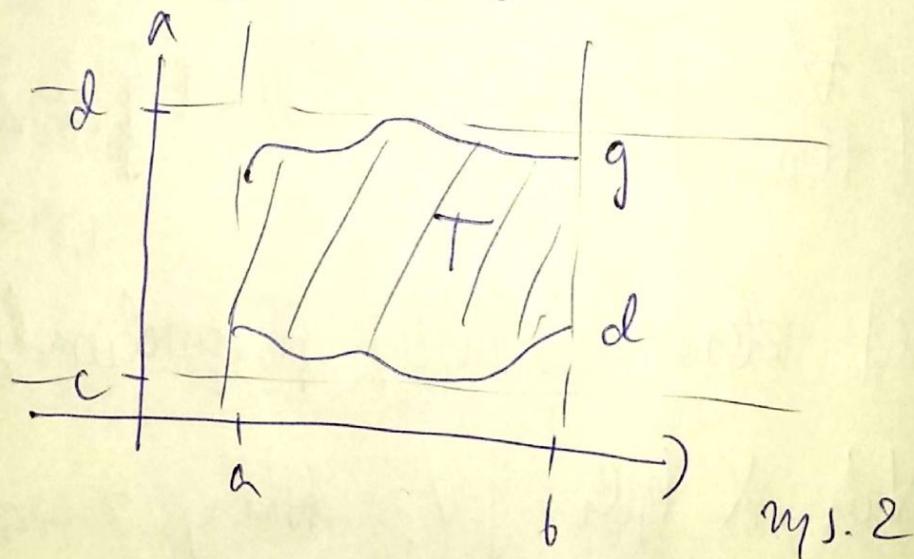
Pomyślmy modelu geometryjnego, jaka modelu  
całkowitego niewystarczy - zwanego ciągdom

Pokażemy na przykładzie modelu geom. typu  $n=2$ .

Jest to model produktywny, gdzie

$$\Omega_1 = I_1 = [a, b] \subset \mathbb{R}$$

$$\Omega_2 = I_2 = [c, d] \subset \mathbb{R}$$



rys. 2

Typowym zadaniem p'wiatym zbiór  $T$  (zwany  
"trapezem kryształowym"), jeśli

$$T = \{(x, y) \in I_1 \times I_2 : a \leq x \leq b, f(x) \leq y \leq g(x)\}$$

gdzie - funkcje ciągłe

$$-7 - \text{Nazywamy } P(T) = \frac{\int_a^b (g(x) - d(x)) dx}{(b-a)(d-c)} \quad |$$

Przyli  $P(T)$  jest proporcjonalne do  $|T|$ -  
mocy powiększeń fasonu  $T$ .

Uwaga  
 Model ten zatrzymał się pewnym kątem  
 eksperymentalnym, który leży u podstaw teorii symulacji  
 — Metoda Monte Carlo.

Opuścimy typ eksperymentu matematycznego kryształów, i  
 jakaś w zamierzeniu na <sup>mającym</sup> o którym mowa, o której II.  
 Tarczowe prasy o lekciu tego przypadku.

- 8 -

Temat 2. Pojście z rozkładu prawdopodobieństwa.

Rozkład

$$ZL \longleftrightarrow M.P.K.$$

jest podstawą, ale nie wystarczać z punktu  
widzenia przyjętych funkcji.

Podstawnym prawdem podst., i na ogół w  $\mathbb{R}$ !

Stądże istniejące jest „zapisanie” faj’ rozłagi’.

Ja nim możliwe Rozkładu PRAWDOPODOBIEŃ.

---

Zwłaszcza dla duchów pomyślników: dyskretnego i ciąglo.

Pomyślni dyskretni.

Def 1. Pomyślny dyskretny rozkład prawd. winnicy kandyduje

$$d: A \rightarrow [0,1], \text{ gdzie}$$

$A = \{a_n \in \mathbb{R}, n \in \mathbb{N} \cup \mathbb{N}^* \}$  - praktycznie

pochodzić  $\mathbb{R}$ ,

$$\forall_{n \in \mathbb{N}} d(a_n) = p_n \text{ oraz } \sum_{n \in \mathbb{N}} p_n = 1.$$

-9-

P1.  $A = \{0, 1\}$

$$d(1) = p, \quad d(0) = q$$

$$p, q \in (0, 1), \quad p + q = 1, \quad \text{co}$$

można przedstawić

$$\begin{array}{c|c} 0 & 1 \\ \hline q & p \end{array}$$

- "2-punkowy" standardy  
względem

P2.

$$A = \{0, 1, 2, \dots, n\}, \quad p \in (0, 1) - \text{ dane}$$

$$A \rightarrow k \rightarrow d(k) = \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k}.$$

Także mówią orzeczy  $B(n, k)$  i nazwują Bernoulli.

P3.

$$A = \{0, 1, 2, \dots\} - \text{całk. nieujemne}$$

$\lambda > 0 - \text{dane}$

$$A \rightarrow k \rightarrow d(k) = e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!}$$

Orzeczy  $P(\lambda)$  - Poisson.

- 1 V -

Funkcja d mała wyreprezentowana. Mianowice

Def 2. Powiedzieliśmy, że F jest dystynguującą wówczas  
dyskretne, jeśli

$F: \mathbb{R} \rightarrow [0, 1]$  dla każdej spójnej  
co najmniej nieskończona wątpliwości:

(i)  $\lim_{t \rightarrow -\infty} F = 0, \quad \lim_{t \rightarrow +\infty} F = 1$

(ii) F niemontażowa

(iii) F jest lewo-stronnie ciągła, czyli

$$\forall t_0 \in \mathbb{R} \quad \lim_{t \rightarrow t_0^-} F = F(t_0)$$

(iv) F w przedziałami stała:  $\mathbb{R}$  mała podzielić  
parzyże, i w każdym ~~otwartej~~ parzyżej  
F f stała.

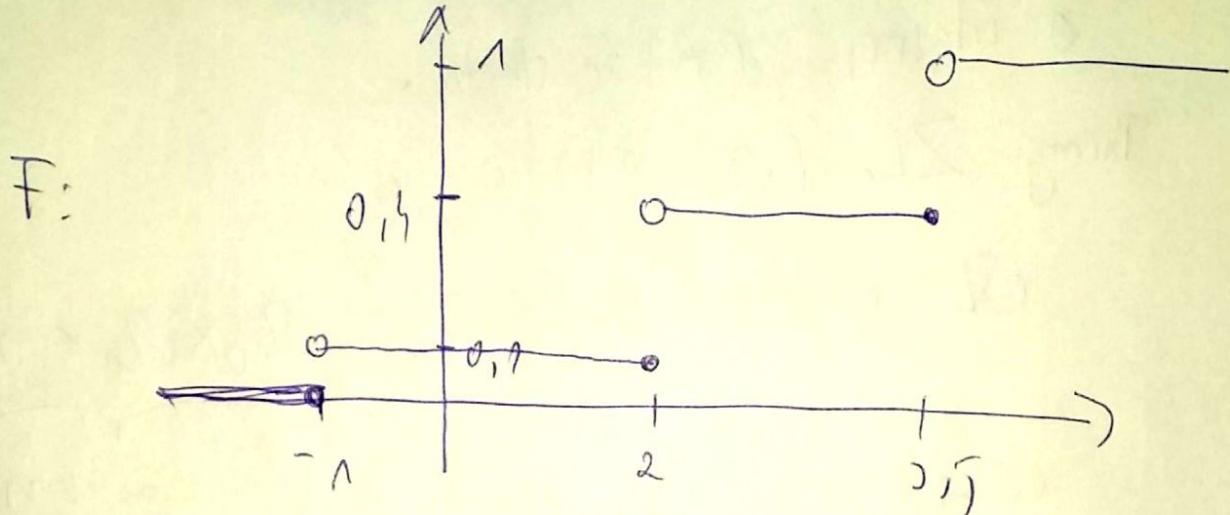
TW 1. Istnieje wzajemnie jednoznaczna odpowiedniość  
 $d \longleftrightarrow F$

-11-

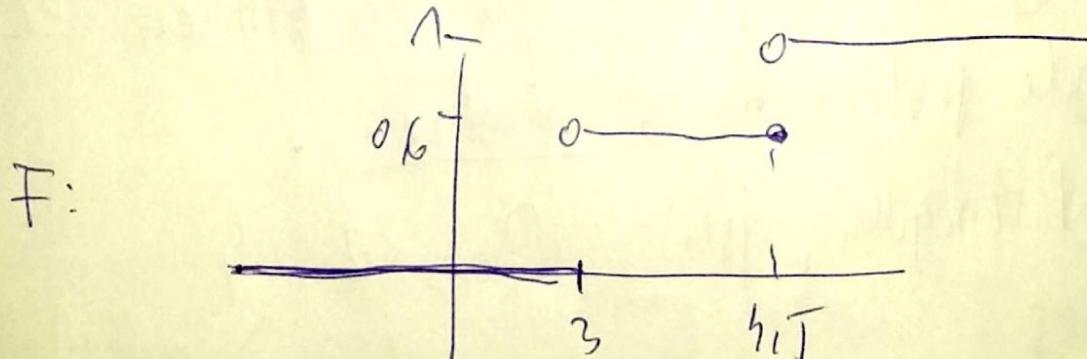
Zihstypy b pnykdan

$$d \rightarrow F$$

$$d: \begin{array}{c|cc|c} -1 & 2 & 3\sqrt{ } \\ \hline 0,1 & 0,3 & 0,6 \end{array}$$



$$F \rightarrow d$$



$$d: \begin{array}{c|c} 2 & 3\sqrt{ } \\ \hline 0,6 & 0,4 \end{array}$$

Potemby ją teraz „technik”, albo „potęgi”

$$ZL(\Omega, \Sigma, P) \subset d(F).$$

Jej nim ZMIENNA LOSOWA.

Def 2. Polig, i "X" p. dyskretą zmienią  
losową, jeli istnie  $ZL \in MPK(\Omega, \Sigma, P)$ , i

$$(i) \Omega \rightarrow \omega \longrightarrow X(\omega) \in \mathbb{R}$$

$$(ii) \forall \text{ war: } X(\omega) + y \in \Sigma$$

(iii) zbiór  $X(\Omega)$  p. poniżej

Niech  $X$  b, dr j.v. Wtedy z zdefiniowanych

$$X(\Omega) = \{x_n \in \mathbb{R}, n \in \mathbb{N}_0 \subset \mathbb{N}\}.$$

Wartości

$$A_m = \{\omega \in \Omega : X(\omega) = x_m\}, m \in \mathbb{N}_0.$$

-13-

Dane do mian partyjnyj z  $A_n$ ,  $n \in \mathbb{N}$  j' loszki

$\cup_2$ . Neli  $P_n = P(A_n)$ , to

mazyj obiektu'j ochronowate:

$X(\cup_2) \rightarrow X_n \xrightarrow{d} P_n$ , kde j' mozhkym  
pravd. u myj, det n.

Mamy zatem

$$\checkmark_{d(x_n)} = P(\text{dane}: X(\cup) = x_n) = P_n$$

Co nizuj, wtedy funkcja

$$R \rightarrow + \longrightarrow F_X(t) = P(\text{dane}: X(t) < t)$$

j' dyskontna, o kofcji' wsparzenia Tr. 1, aksj:

$$d \leftarrow F_X$$

Zatem:

Krótkoform p'awa o ZJAWISKU LOSOWYM  
typ dyskretny, to orzam je:

1) dany p' dyskrety MPK  
( $\pi_1, \pi_2, \dots$ )

2) dana p' dyskrete zmienne losne  
 $X$

3) jej „ilościowe” opisem p' dyskrety  $d_X$   
lub  $F_X$  (zwana f. „sztodkow”)

4) zadanem  $d_X$  lub  $F_X$  p' pomiar  
zdanej (prawdopodobieństw)

Mamy nyl

$(ZL | \hookrightarrow MPK(\pi_1, \pi_2, \dots) \hookrightarrow X$

→ opisem p'm  $d_X$  lub  $F_X$ .

Pomylky.

1)  $X \in B(n, p)$  oznacza, iż

$$X(\Omega) = \{0, 1, 2, \dots, n\},$$

$$P(\text{Kwad: } X(\Omega) = k) = \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k}$$

2)  $X \in P(\lambda)$  oznacza, iż

$$X(\Omega) = \{0, 1, 2, \dots\}$$

$$P(\text{Kwad: } X(\Omega) = k) = e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!}$$

3) Pomylki, iż obserwując serię mierzalnych postępów zjawiska losowego dany rozkładem  $\frac{0}{q} \mid \frac{1}{p}$ ,  $p \in (0, 1)$ , jest przedstawiona

do pomocy

	# sejtu	# postępu	
1	0		
2	0, 1		
3	0, 1, 2		
4	0, 1, 2, 3		
	iH.		

-16-

Da katchip ~~poutdnev~~<sup>servi'</sup> K, raktis, n  
 pierne k-n poutdnev daje poratly  
 K - rukiy i' dlarho ren's fer zakhonk h:

Sene odbyvayh bi' merakeme.

Modelom teoremy bi' syuzhi' bi' zmieneni  
 horu X (i' jy' mozhlo):

$$X(\Omega) = \{1, 2, 3, \dots\}, \text{ guli'}$$

X(j) - ~~thlapi' reni~~

$$P(\{ \text{uer}: X(j) = k \}) = q^{k-1} \cdot P$$

$$\underbrace{(0, 0, \dots, 0)}_{K-1}, 1 \quad P_0(\{0\}) = q \\ P_0(\{1\}) = p$$

Maly, i' X mozhlo geometriy ~~mu~~.

-17-

h) Oznaczka prawdy  $P(n,p)$  a  $P(k)$

Niech  $X \in P(n,p)$ , ozn:

$$P_k = P\{X \text{ jest taki, że } X(v)=k\} = \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k}.$$

Pozwiesz  $\binom{n}{k} = \frac{n!}{k!(n-k)!}$ , ozn:

Oznacza! generuje  $X$  UZĘ Licyt, pośród nich  
 $P_k$  j' NIE WYGODNE!

Pokaż, iż  $P_k$  mała przybliznie rozkładu  $P(\lambda)$ .

W tym celu napisz  $\lambda = np$ , ozn:  $p = \frac{\lambda}{n}$

Why

$$P_k = \frac{n!}{k!(n-k)!} \left(\frac{\lambda}{n}\right)^k \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{n-k} =$$

$$= \frac{n(n-1)\dots(n-k+1)}{n^k} \frac{\lambda^k}{k!} \frac{\left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^n}{\left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^k}$$

Ale dla dużych  $n$ :

$$\frac{n(n-1)\dots(n-k+1)}{n^k} = 1 \left(1 - \frac{1}{n}\right) \left(1 - \frac{2}{n}\right) \dots \left(1 - \frac{k-1}{n}\right) \approx 1$$

-18 -

$$\left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^n \approx e^{-\lambda}$$

$$\left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^k \approx 1, \text{ daher}$$

$$P_k \approx \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda} = P(\text{Quell: } Y(t)=k),$$

gilt  $Y \in P(\lambda)$ .

Ist  $\mu$  fiktiv ausklammern.