**Definition 1.**  $\mu_n, \mu$  probability measures on  $(E, \mathcal{B}(E))$ , where  $(E, \rho)$  is a metric space. We say that  $\mu_n \implies \mu$ , that is  $\mu_n$  converges in law/in distribution/weakly to  $\mu$ , iff  $\forall_{f \in C_b(E)} \int_E f d\mu_n \rightarrow \int_E f d\mu$ .

**Theorem 2.** The following are equivalent:

- 1.  $\mu_n \implies \mu$ ,
- 2.  $\forall_f$  if f is uniformly continuous and bounded on E, then  $\int_E f d\mu_n \to \int f d\mu$ ,
- 3.  $\forall_{G \subset E \text{ open}} \liminf_{n \to \infty} \mu_n(G) \geqslant \mu(G),$
- 4.  $\forall_{F \subset E \ closed} \limsup_{n \to \infty} \mu_n(F) \leq \mu(F),$
- 5.  $\forall_{A \in \mathcal{B}(E)} \ \mu(\partial A) = 0 \implies \lim_{n \to \infty} \mu_n(A) = \mu(A).$

**Definition 3.**  $\mu$  probability measure on  $\mathbb{R}^d$ , then its distribution function is  $F_{\mu}(t) = \mu((-\infty, t_1] \times \ldots \times (-\infty, t_n]).$ 

**Theorem 4.**  $\mu_n \implies \mu \text{ iff } \forall_t \text{ if } F_\mu \text{ is continuous at } t, \text{ then } \lim_{n \to \infty} F_{\mu_n}(t) = F_\mu(t).$ 

**Lemma 5.**  $\mu_n$ ,  $\mu$  probability measures on  $(E, \mathcal{B}(E))$ ,  $\mathcal{A}$  a  $\pi$ -system of Borel sets (i.e.  $\forall_{A,B\in\mathcal{A}}A\cap B\in\mathcal{A}$ ) such that any open set in E is a union of at most countably many sets in  $\mathcal{A}$ , and  $\forall_{A\in\mathcal{A}}\mu_n(A)\to\mu(A)$ , then  $\mu_n\Longrightarrow\mu$ .

**Proposition 6.**  $\mu_n, \mu$  probability measures on  $\mathbb{R}^d$ , then  $\mu_n \implies \mu$  iff  $\forall_{f \in C_c(\mathbb{R}^d)} \int_E f \, d\mu_n \rightarrow \int_E f \, d\mu$ .

**Definition 7.**  $X_n, X$  random variables with values in metric space  $(E, \rho)$ , then  $X_n$  converges to X in law (or in distribution, or weakly) iff  $\mu_{X_n} \implies \mu_X$ . We write  $X_n \stackrel{\mathcal{L}}{\longrightarrow} X$  or  $X_n \stackrel{d}{\longrightarrow} X$  or  $X_n \stackrel{d}{\longrightarrow} X$ .

Remark 8.  $\int_{E} f(t) \mu_{X}(t) = \mathbb{E}f(X)$ , so  $X_{n} \implies X$  iff  $\forall_{f \in C_{b}(E)} \mathbb{E}f(X_{n}) \to \mathbb{E}f(X)$ .

Remark 9.  $X_n$  and X may be defined on distinct spaces.

Remark 10.  $X_n$  may have the same law and be very different.

Remark 11. Convergence in probability implies convergence in law, but not conversely.

**Proposition 12.**  $X_n, Y_n, X$  random variables with values in  $(E, \rho), X_n \Longrightarrow X$ ,  $\rho(X_n, Y_n) \xrightarrow{\mathbb{P}} 0$ . Then  $Y_n \Longrightarrow X$ .

Corollary 13.  $Y_n \xrightarrow{\mathbb{P}} X$  implies  $Y_n \implies X$ .

**Definition 14.**  $\{\mu_i\}_{i\in I}$  a family of probability measures on  $(E,\rho)$ , we say that this family is tight iff  $\forall_{\varepsilon>0}\exists_{K \text{ compact in } E}\forall_{i\in I}\mu_i(K)\geqslant 1-\varepsilon$ .

**Definition 15.**  $\{X_i\}$  tight iff  $\{\mu_{X_i}\}$  tight.

Example 16.  $E = \mathbb{R}, \mu_n = \delta_n$  not tight.

Remark 17.  $E = \mathbb{R}, \{\mu_i\} \text{ tight iff } \forall_{\varepsilon>0} \exists_M \forall_{i\in I} \mu_i([-M, M]) \geqslant 1 - \varepsilon.$ 

Remark 18.  $X_i$  random variables in  $\mathbb{R}$ , p > 0,  $\sup_i \mathbb{E}|X_i|^p < \infty \implies \{X_i\}_{i \in I}$  is tight.

**Theorem 19** (Prokhorov).  $\{\mu_i\}_{i\in I}$  probability measures on  $\mathbb{R}^d$ . This family is tight iff for any sequence of measures  $\mu_k$  in the family one may choose a weakly convergent subsequence  $\mu_{k_l}$ .

**Definition 1** (characteristic function).  $\varphi_{\mu}(t) = \int_{\mathbb{R}^d} e^{i\langle t, x \rangle} d\mu(x)$  $\varphi_X(t) = \varphi_{\mu_X}(t) = \mathbb{E}e^{i\langle t, x \rangle}$ 

**Proposition 2.**  $\varphi_X(0) = 1$  and  $|\varphi_X(t)| \leq 1, t \in \mathbb{R}^d$ 

**Proposition 3.**  $\varphi_X$  uniformly continuous on  $\mathbb{R}^d$ .

**Proposition 4.**  $\varphi_X$  is a nonnegatively determined function on  $\mathbb{R}^d$ .

**Theorem 5** (Bochner). A function  $\varphi : \mathbb{R}^d \to \mathbb{C}$  is a characteristic function of a random d-dimensional vector iff  $\varphi(0) = 1$ ,  $\varphi$  is continuous and  $\varphi$  is nonnegatively determined, i.e.  $(\varphi(t_i - t_j))_{i,j}$  is nonnegatively determined for any  $t_i$ 's.

**Proposition 6.**  $\varphi_{AX+b}(t) = e^{i\langle b,t\rangle} \varphi_X(A^T t)$ , in particular  $\varphi_{-X}(t) = \varphi_X(-t) = \overline{\varphi_X(t)}$ .

**Proposition 7.** X real random variable, if  $\mathbb{E}|X|^k < \infty$ ,  $k \in \mathbb{Z}_+$ , then  $\varphi_X \in C^k(\mathbb{R})$  and  $\varphi_X^{(k)}(t) = i^k \mathbb{E} X^k e^{itX}$ .

Remark 8. Existence of  $\varphi_X'$  does not imply  $\mathbb{E}|X| < \infty$ .

**Proposition 9.** If  $\mu, \nu$  probability measures on  $\mathbb{R}^d$  such that  $\varphi_{\mu} = \varphi_{\nu}$ , then  $\mu = \nu$ .

**Proposition 10.**  $X_1, \ldots, X_n$  independent random d-dimensional variables, then  $\varphi_{X_1+\ldots+X_n}(t) = \varphi_{X_1}(t)\ldots\varphi_{X_n}(t)$ .

**Theorem 1.**  $\varphi_{\mathcal{N}(0,1)}(t) = e^{-\frac{t^2}{2}}$   $\varphi_{\mathcal{N}(a,\sigma^2)}(t) = e^{ita - \frac{t^2\sigma^2}{2}}$ 

**Theorem 2.** X random variable in  $\mathbb{R}^d$ ,  $\mathbb{E}|X_1|^{k_1} \dots |X_d|^{k_d} < \infty$ , then  $\frac{\partial^{k_1}}{\partial t_1^{k_1}} \dots \frac{\partial^{k_d}}{\partial t_d^{k_d}} \varphi_X(t)$  exists and equals  $i^{|k|} \mathbb{E} X_1^{k_1} \dots X_d^{k_d}$ .

Remark 3.  $X_1, \ldots, X_d$  independent, then  $\varphi_{X_1+\ldots+X_d}(t) = \varphi_{X_1}(t) \ldots \varphi_{X_d}(t)$ , but opposite is not true in general.

**Theorem 4.**  $X_1, \ldots, X_d$  independent iff  $\forall_{t \in \mathbb{R}^d} \varphi_{(X_1, \ldots, X_d)}(t) = \varphi_{X_1}(t_1) \ldots \varphi_{X_d}(t_d)$ .

**Theorem 5** (Lévy-Cramer). 1. If  $\mu_n$ ,  $\mu$  probability measures on  $\mathbb{R}^d$  and  $\mu_n \implies \mu$ , then  $\forall_{t \in \mathbb{R}^d} \varphi_{\mu_n}(t) \to \varphi_{\mu}(t)$ .

2. If  $\mu_n$  probability measure on  $\mathbb{R}^d$  and there exists function  $\varphi : \mathbb{R}^d \to \mathbb{C}$  such that  $\forall_{t \in \mathbb{R}^d} \varphi_{\mu_n}(t) \to \varphi(t)$  and  $\varphi$  is continuous at 0, then there exists a probability measure  $\mu$  on  $\mathbb{R}^d$  such that  $\varphi = \varphi_{\mu}$  and  $\mu_n \Longrightarrow \mu$ .

Corollary 6.  $\mu_n \implies \mu \text{ iff } \varphi_{\mu_n} \to \varphi_{\mu} \text{ pointwise.}$ 

**Theorem 7** (Inverse Fourier Theorem). Suppose that  $\mu$  is a probability measure on  $\mathbb{R}^d$  and  $\varphi_{\mu} \in L^1(\mathbb{R}^d)$  such that  $\int_{\mathbb{R}^d} |\varphi_{\mu}(x)| dx < \infty$ , then  $\mu$  has the density g given by the formula

$$g(x) = \frac{1}{(2\pi)^d} \int_{\mathbb{R}^d} \varphi_{\mu}(t) e^{-i\langle t, x \rangle} dt.$$

**Theorem 1** (Lévy-Cramer simplified).  $X_n \implies X$  iff  $\varphi_{X_n} \to \varphi_X$  pointwise.

Corollary 2.  $X_n, X$  are random vectors in  $\mathbb{R}^d$ , then  $X_n \implies X$  iff  $\forall_{t \in \mathbb{R}^d} \langle t, X_n \rangle \implies \langle t, X \rangle$ .

Remark 3. We know  $X \sim \mathcal{N}(a, \sigma^2)$ , for which  $\varphi_{\mathcal{N}(a, \sigma^2)}(t) = e^{ita - \frac{\sigma^2}{2}t^2}$  and  $X \sim a + \sigma Y$  for  $Y \sim \mathcal{N}(0, 1)$ .

**Definition 4** (canonical Gaussian distribution). The canonical d-dimensional Gaussian distribution on  $\mathbb{R}^d$  is the probability measure  $\gamma_d$  with the density  $\frac{d\gamma_d(x)}{dx} = \frac{1}{(2\pi)^{\frac{d}{2}}} e^{-\frac{|x|^2}{2}}$ .

Equivalently, we say that a d-dimensional random vector X has the canonical Gaussian distribution if  $X \sim \gamma_d$ , i.e.  $X_1, \ldots, X_d$  are independent with  $\mathcal{N}(0, 1)$ -distribution. We write  $X \sim \gamma_d$  or  $X \sim \mathcal{N}(0, I_d)$ .

**Definition 5** (pushforward).  $\mu$  – a measure on  $\mathbb{R}^m$ ,  $F : \mathbb{R}^m \to \mathbb{R}^d$  measurable,  $F_{\#}\mu$  – a pushforward of  $\mu$  is the measure on  $\mathbb{R}^d$  given by  $F_{\#}\mu(A) = \mu(F^{-1}(A))$ .

**Definition 6** (Gaussian vector). A probability measure  $\mu$  on  $\mathbb{R}^d$  is called *Gaussian* or *normal* iff there exists affine  $U: \mathbb{R}^m \to \mathbb{R}^d$  such that  $\mu = U_{\#}\gamma_m$ .

A d-dimensional random vector X is called Gaussian if its law is Gaussian, i.e.  $X \sim UY$ ,  $Y \sim \gamma_m$ .

Remark 7.  $X \sim UY = AY + b$ , then  $\mathbb{E}X = b$ ,  $Cov(X) = AA^T$ .

Remark 8.  $X \sim AY + b$ , then  $\varphi_X(t) = e^{i\langle \mathbb{E}X, t \rangle - \frac{\langle \text{Cov}(x)t, t \rangle}{2}}$ 

**Definition 9** (Gaussian again). We say that a random d-dimensional vector X (respectively, a probability measure  $\mu$  on  $\mathbb{R}^d$ ) is Gaussian iff  $\varphi_X(t) = e^{i\langle b,t \rangle - \frac{\langle Ct,t \rangle}{2}}$ , where  $b \in \mathbb{R}^d$ ,  $C \in M_{d \times d}$ ,  $C = C^T$ ,  $C \ge 0$ .

**Proposition 10.** These definitions are equivalent.

Corollary 11. Every d-dimensional Gaussian vector is an affine image of d-dimensional canonical Gaussian vector.

Remark 12. Equivalently,  $\langle t, X \rangle$  is Gaussian for any  $t \in \mathbb{R}^d$ .

Corollary 13.  $X_1 \sim \mathcal{N}(b_1, C_1), X_2 \sim \mathcal{N}(b_2, C_2)$  independent Gaussian, then  $X_1 + X_2 \sim \mathcal{N}(b_1 + b_2, C_1 + C_2)$  also Gaussian.

Corollary 14. Affine image of a Gaussian vector is a Gaussian vector.

Remark 15.  $X \sim \mathcal{N}(b, C)$  has the density iff  $\det(C) \neq 0$  and then  $g(x) = \frac{1}{(2\pi)^{\frac{d}{2}} \sqrt{\det C}} e^{-\frac{\langle C^{-1}(x-b), \langle x-b \rangle \rangle}{2}}$ .

**Theorem 16.** If X is a Gaussian vector in  $\mathbb{R}^d$ , then coordinates of X are independent iff they are uncorrelated (i.e.  $X_1, \ldots, X_d$  independent iff  $Cov(X_j, X_k) = 0$  for  $j \neq k$ ).

Remark 17. In the theorem it is important that the whole vector is Gaussian, not only its coordinates!

**Theorem 18** (CTL in the iid case).  $X_1, X_2, \ldots$  iid random variables,  $\mathbb{E}X_1 = a$ ,  $Var(X_1) = \sigma^2 \in (0, \infty)$ , then  $\frac{X_1 + \ldots + X_n - na}{\sqrt{n}\sigma} \implies \mathcal{N}(0, 1)$ .

**Theorem 1** (CTL in the iid case).  $X_1, X_2, \ldots$  iid random variables,  $\mathbb{E}X_1 = a$ ,  $Var(X_1) = \sigma^2 \in (0, \infty)$ , then  $\frac{X_1 + \ldots + X_n - na}{\sqrt{n}\sigma} \implies \mathcal{N}(0, 1)$ .

Corollary 2 (de Moivre-Laplace).  $X_n \sim \text{Bin}(n,p)$ , then  $\frac{X_n - np}{\sqrt{np(1-p)}} \implies \mathcal{N}(0,1)$ .

**Definition 3** (triangular array).  $(X_{n,k})_{n=1,2,...;1 \le k \le k_n}$  is a triangular array of random variables if  $\forall_n X_{n,1}, \ldots, X_{n,k_n}$  are independent.

**Theorem 4** (CLT – Lindeberg's version).  $(X_{n,k})$  a triangular array,  $S_n = X_{n,1} + \ldots + X_{n,k_n}$ ,

- 1.  $\mathbb{E}S_n \to m$
- 2.  $Var(S_n) \to \sigma^2$
- 3. Lindeberg's condition:  $\forall_{\varepsilon>0} \sum_{k=1}^{k_n} \mathbb{E}\left(|X_{n,k} \mathbb{E}X_{n,k}|^2 \mathbb{1}_{\{|X_{n,k} \mathbb{E}X_{n,k}| > \varepsilon\}}\right) \to 0$

Then  $S_n \implies \mathcal{N}(m, \sigma^2)$ .

Lemma 5. Lindeberg's condition implies

- $\forall_{t>0} \lim_{n\to\infty} \mathbb{P}(\max_{1\leq k\leq k_n} |X_{n,k}| \geqslant t) = 0,$
- $\lim_{n\to\infty} \max_{1\leqslant k\leqslant k_n} \operatorname{Var}(X_{n,k}) \to 0.$

**Theorem 6** (Feller). Suppose that  $(X_{n,k})$  is a triangular array,  $\sum_{k=1}^{k_n} \mathbb{E} X_{n,k} \to m$ ,

 $\sum_{k=1}^{k_n} \operatorname{Var}(X_{n,k}) \to \sigma^2, \text{ and } S_n = \sum_{k=1}^{k_n} X_{n,k} \implies \mathcal{N}(m,\sigma^2), \text{ then if } \max_{1 \leqslant k \leqslant k_n} \operatorname{Var}(X_{n,k}) \to 0, \text{ then } Lideberg's \ condition is satisfied.}$ 

**Theorem 1** (CLT Lindeberg-Levy). Let  $(X_{n,k})$  be a triangular array,  $\sum_{k=1}^{k_n} X_{n,k} \to m$ ,  $\sum_{k=1}^{k_n} \operatorname{Var}(X_{n,k}) \to \sigma^2$ , and Lindeberg's condition be satisfied:

$$\forall_{\varepsilon>0} \sum_{k=1}^{k_n} \mathbb{E}|X_{n,k} - \mathbb{E}X_{n,k}|^2 \mathbb{1}_{\{|X_{n,k} - \mathbb{E}X_{n,k}| > \varepsilon\}} \to 0.$$

Then

$$S_n = \sum_{k=1}^{k_n} X_{n,k} \implies \mathcal{N}(m, \sigma^2).$$

**Proposition 2.** For  $X_1, X_2, \ldots$  iid,  $\operatorname{Var}(X_1) < \infty$ , array  $X_{n,k} = \frac{X_k - \mathbb{E}X_k}{\sqrt{n}}$  satisfies Lindeberg's condition.

Proposition 3 (Lyapunov condition). Lyapunov's condition

$$\exists_{\delta>0} \sum_{k=1}^{k_n} \mathbb{E}|X_{n,k} - \mathbb{E}X_{n,k}|^{2+\delta} \to 0$$

implies Lindeberg's condition (under CLT's assumptions about  $\mathbb{E}$  and Var of sums).

Corollary 4. For  $\sum \mathbb{E} X_{n,k} \to 0, \sum \text{Var}(X_{n,k}) \to 1$ , it follows that

$$\sup_{t} \left| \mathbb{P} \left( \sum X_{n,k} \leqslant t \right) - \phi(t) \right| \to 0,$$

and in particular  $\mathbb{P}(\sum X_{n,k} \leqslant t) \to \phi(t) = \mathbb{P}(\mathcal{N}(0,1) \leqslant t)$ .

**Theorem 5** (Berny-Esseen).  $X_1, X_2, \ldots, X_n$  independent,  $\mathbb{E}X_i = 0, \sum_{k=1}^n \text{Var}(X_k) = 1$ , then

$$\left| \mathbb{P}\left( \sum_{k=1}^{n} X_k \leqslant t \right) - \phi(t) \right| \leqslant C_1 \sum_{k=1}^{n} \mathbb{E}|X_k|^3.$$

Corollary 6. In particular, for  $X_1, \ldots, X_n$  iid,  $\mathbb{E}X_1 = m$ ,  $Var(X_1) = \sigma^2$ , we have

$$\left| \mathbb{P}\left( \frac{\sum_{k=1}^{n} X_k - nm}{\sqrt{n}\sigma} \leqslant t \right) - \phi(t) \right| \leqslant C_2 \sum_{k=1}^{n} \mathbb{E}\left| \frac{X_k - \mathbb{E}X_k}{\sqrt{n}\sigma} \right|^3 = C_2 \frac{\mathbb{E}|X_1 - \mathbb{E}X_1|^3}{\sqrt{n}\sigma^3}.$$

Remark 7. Obviously  $C_2 \leqslant C_1$ , it is known that  $C_1, C_2 \geqslant \frac{\sqrt{10}+e}{6\sqrt{2\pi}} \approx 0.4097$ , and also  $C_1 \leqslant 0.56, C_2 \leqslant 0.4748$ .

Example 8 (de Moivre-Laplace).  $S_n \sim \text{Bin}(n,p), \left| \mathbb{P}(S_n \leqslant t) - \phi\left(\frac{t-np}{\sqrt{np(1-p)}}\right) \right| \leqslant C_2 \frac{p^2 + (1-p)^2}{\sqrt{np(1-p)}}.$ 

**Definition 9.**  $\mathcal{G} \subset \mathcal{F}$  a  $\sigma$ -field, X random variable,  $\mathbb{E}|X| < \infty$ , then  $Z = \mathbb{E}(X|\mathcal{G})$  is a random variable such that it is  $\mathcal{G}$ -measurable,  $\forall_{A \in \mathcal{G}} \mathbb{E}(Z\mathbb{1}_A) = \mathbb{E}(X\mathbb{1}_A)$ .

**Proposition 10.** The above exists and is unique up to a set of probability 0.

**Proposition 11.** Y random variable, X measurable with respect to  $\sigma(Y)$ , then X = h(Y) for some Borel function h.

**Definition 12.**  $\mathbb{E}(X|Y) = \mathbb{E}(X|\sigma(Y))$  for X,Y random variables,  $\mathbb{E}|X| < \infty$ .

Example 1. (X,Y) has density  $g_{(X,Y)}(x,y)$ . Then

$$\mathbb{E}(X|Y) = \varphi(y) = \frac{\int xg(x,y) \, dx}{\int g(x,y) \, dx}.$$

**Proposition 2.** Conditional Expected Value is linear.

Proposition 3.  $\mathbb{E}(\mathbb{E}(X|\mathcal{G})) = \mathbb{E}X$ 

**Proposition 4.**  $X_1 \geqslant X_2 \implies \mathbb{E}(X_1|\mathcal{G}) \geqslant \mathbb{E}(X_2|\mathcal{G})$  almost surely.

**Proposition 5.**  $|\mathbb{E}(X|\mathcal{G})| \leq \mathbb{E}(|X||\mathcal{G})$  a.s., in particular CEV is a contraction in  $L^1$  because  $\mathbb{E}|\mathbb{E}(X|\mathcal{G})| \leq \mathbb{E}|X|$ .

**Proposition 6.** X is  $\mathcal{G}$ -measurable, then  $\mathbb{E}(X|\mathcal{G}) = X$  a.s.

**Proposition 7.**  $X \perp Y \Longrightarrow \mathbb{E}(X|\mathcal{G}) = \mathbb{E}X$  a.s. In particular  $\mathbb{E}(X|\{\varnothing,\Omega\}) = \mathbb{E}X$ .

**Proposition 8** (Lebesgue monotone convergence thm).  $0 \leq X_n \nearrow X$ ,  $X_n, X$  integrable, then  $\mathbb{E}(X_n|\mathcal{G}) \nearrow \mathbb{E}(X|\mathcal{G})$  a.s.

**Proposition 9** (Lebesgue dominated convergence thm).  $|X_n| \leq Y$ ,  $\mathbb{E}Y < \infty$ ,  $X_n \to X$  a.s., then  $\lim_{n\to\infty} \mathbb{E}(X_n|\mathcal{G}) = \mathbb{E}(X|\mathcal{G})$  a.s.

**Proposition 10** (Fatou lemma).  $X_n$  integrable, then  $\liminf_{n\to\infty} \mathbb{E}(X_n|\mathcal{G}) \geqslant \mathbb{E}\left(\liminf_{n\to\infty} X_n \middle| \mathcal{G}\right)$ .

**Proposition 11.** X is  $\mathcal{G}$ -measurable,  $\mathbb{E}|Y| < \infty$ ,  $\mathbb{E}|XY| < \infty$ , then  $\mathbb{E}(XY|\mathcal{G}) = X\mathbb{E}(Y|\mathcal{G})$  a.s.

**Proposition 12.** X integrable,  $\mathcal{G}_1 \subset \mathcal{G}_2$ , then  $\mathbb{E}(X|\mathcal{G}_1) = \mathbb{E}(\mathbb{E}(X|\mathcal{G}_2)|\mathcal{G}_1) = \mathbb{E}(\mathbb{E}(X|\mathcal{G}_1)|\mathcal{G}_2)$ .

**Proposition 13** (Jensen inequality).  $\varphi : \mathbb{R} \to \mathbb{R}$  convex,  $\mathbb{E}|X| < \infty$ ,  $\mathbb{E}|\varphi(X)| < \infty$ , then  $\mathbb{E}(\varphi(X)|\mathcal{G}) \geqslant \varphi(\mathbb{E}(X|\mathcal{G}))$ .

In particular  $\mathbb{E}\varphi(X) \geqslant \varphi(\mathbb{E}X)$ .

Corollary 14.  $\mathbb{E}|X|^p < \infty$ ,  $p \ge 1$ , then  $|\mathbb{E}(X|\mathcal{G})|^p \le \mathbb{E}(|X|^p|\mathcal{G})$ . In particular  $\mathbb{E}(\bullet|\mathcal{G})$  is a contraction in  $L^p$ .

# Filtrations and stopping times $T \subset \mathbb{Z}$

**Definition 15** (filtration). A filtration is a sequence of  $\sigma$ -bodies  $(\mathcal{F}_t)_{t \in T}$  such that  $\mathcal{F}_t \subset \mathcal{F}$  and  $\mathcal{F}_t \subset \mathcal{F}_s$  for t < s.

**Definition 16** (stopping time). A stopping time with respect to filtration  $(\mathcal{F}_t)_{t\in T}$  is a random variable  $\tau:\Omega\to T\cup\{\infty\}$  such that  $\forall_{t\in T}\{\tau\leqslant t\}\in\mathcal{F}_t$ .

**Proposition 17.**  $\tau: \Omega \to T \cup \{\infty\}$  is a stopping time iff  $\forall_{t \in T} \{\tau = t\} \in \mathcal{F}_t$ .

**Definition 1** (filtration).  $(\mathcal{F}_t)_T$ , for T a segment in  $\mathbb{Z}$ , is a *filtration*, if  $\mathcal{F}_t \subset \mathcal{F}$  is a  $\sigma$ -body and  $\forall_{t \leq s} \mathcal{F}_t \subset \mathcal{F}_s$ .

**Definition 2** (stopping time).  $\tau: \Omega \to T \cup \{\infty\}$  is a *stopping time*, if  $\forall_{t \in T} \{\tau \leq t\} \in \mathcal{F}_t$  ( $\iff \forall_{t \in T} \{\tau = t\} \in \mathcal{F}_t\}$ ).

**Definition 3.** Let  $(\mathcal{F}_t)$  be a filtration,  $\tau$  be a stopping time, then define

$$\mathcal{F}_{\tau} = \{ A \in \mathcal{F} : A \cap \{ \tau \leqslant t \} \in \mathcal{F}_t \}.$$

Proposition 4.  $\mathcal{F}_{\tau} = \{A \in \mathcal{F} : A \cap \{\tau = t\} \in \mathcal{F}_t\}.$ 

**Proposition 5.**  $\tau_1, \tau_2$  stopping times, then  $\tau_1 \wedge \tau_2 = \min(\tau_1, \tau_2)$  and  $\tau_1 \vee \tau_2 = \max(\tau_1, \tau_2)$  are too.

 $\tau = t$  is a stopping time.

 $\tau_1 \leqslant \tau_2 \ stopping \ times \implies \mathcal{F}_{\tau_1} \subset \mathcal{F}_{\tau_2}$ 

 $\tau$  jest  $\mathcal{F}_{\tau}$ -mierzalne.

**Definition 6** (adapted process).  $(X_t)_{t\in T}$  is adapted to the filtration  $(\mathcal{F}_t)_{t\in T}$  or just  $(\mathcal{F}_t)$ -adapted, if  $\forall_t \ X_t$  is  $\mathcal{F}_t$ -measurable.

**Proposition 7.**  $(\mathcal{F}_t)$  filtration,  $(X_t)$  is  $(\mathcal{F}_t)$ -adapted,  $\tau$  a stopping time, then  $\tau < \infty \implies X_{\tau}$  is  $\mathcal{F}_{\tau}$ -measurable.

More generally,  $X_{\tau}$  is  $\mathcal{F}_{\tau}$ -measurable on the set  $\{\tau < \infty\}$ , i.e.  $\forall_{B \in \mathcal{B}(\mathbb{R})} \{X_{\tau} \in B\} \cap \{t < \infty\} \in \mathcal{F}_{\tau}$ .

**Definition 8** (martingale).  $(X_t)$  is a martingale (resp. submartingale, supermartingale) with respect to a foltration  $(\mathcal{F}_t)$ , if

- $\forall_{t \in T} X_t$  is  $\mathcal{F}_t$ -measurable,
- $\forall_{t \in T} \mathbb{E} |X_t| < \infty$ ,
- $\forall_{s \leq t, s, t \in T} \mathbb{E}(X_t | \mathcal{F}_s) = X_s \text{ a.s. (resp.} \geq , \leq).$

Remark 9.  $X_t$  is a martingale iff it is both a submartingale and a supermartingale.

Remark 10.  $(X_t)$  is a  $(\mathcal{F}_t)$ -martingale if  $X_t$  is  $\mathcal{F}_t$ -measurable, integrable and  $\forall_{s < t, A \in \mathcal{F}_s} \mathbb{E}(X_s \mathbb{1}_A) = \mathbb{E}(X_t \mathbb{1}_A)$  (resp.  $\leq$  for submartingale,  $\geq$  for supermartingale).

Remark 11. For T a segment in  $\mathbb{Z}$ ,  $(X_t)$  is  $(\mathcal{F}_t)$ -martingale iff  $X_t$  is  $\mathcal{F}_t$ -measurable,  $\mathbb{E}|X_t| < \infty$ ,  $\mathbb{E}(X_{s+1}|\mathcal{F}_s) = X_s$  a.s. (resp.  $\geqslant$  for submartingale,  $\leqslant$  for supermartingale).

Remark 12.  $X_t$  submartingale iff  $-X_t$  supermartingale.

Remark 13.  $X_t, Y_t$  are  $\mathcal{F}_t$ -martingales, then  $aX_t + bY_t$  also (for submartingale take  $a, b \ge 0$ ).

**Definition 14.**  $(\mathcal{F}_n)_{n\geqslant 0}$  filtration generated by  $(X_1,X_2,\ldots), \mathcal{F}_0=\{\varnothing,\Omega\}, \mathcal{F}_n=\sigma(X_1,\ldots,X_n).$ 

Fact 15.  $X_1, X_2, ...$  independent random variables,  $S_0 = 0, S_n = X_1 + ... + X_n, (\mathcal{F}_n)$  filtration generated by  $(X_n)$ .

Then  $S_n$  is a martingale iff  $X_n$  are integrable and  $\mathbb{E}X_n = 0$  ( $\geqslant$  for submartingale,  $\leqslant$  for supermartingale).

Fact 16. X integrable random variable,  $(\mathcal{F}_t)$  filtration,  $X_t = \mathbb{E}(X|\mathcal{F}_t)$  is a  $(\mathcal{F}_t)$ -martingale.

Fact 17.  $(X_t)$  is a  $(\mathcal{F}_t)$ -martingale,  $\varphi : \mathbb{R} \to \mathbb{R}$  convex,  $\mathbb{E}|\varphi(X_t)| < \infty$ , then  $(\varphi(X_t), \mathcal{F}_t)$  is a submartingale.

Corollary 18.  $(X_t, \mathcal{F}_t)$  a martingale,  $p \ge 1$ ,  $\mathbb{E}|X_t|^p < \infty$ , then  $(|X_t|^p, \mathcal{F}_t)$  is a submartingale.

Corollary 19.  $(X_t, \mathcal{F}_t)$  submartingale, then  $(X_t \vee a, \mathcal{F}_t)$  submartingale.

Corollary 20.  $(X_t, \mathcal{F}_t)$  martingale, then  $(X_t^+, \mathcal{F}_t)$  and  $(X_t^-, \mathcal{F}_t)$  submartingales (where  $Y^+ = Y \wedge 0, Y^- = (-Y) \wedge 0$ ).

**Fact 21** (martingale transformation).  $(X_n, \mathcal{F}_n)$  martingale, let  $Y_n = X_0 + V_1(X_1 - X_0) + V_2(X_2 - X_1) + \ldots + V_n(X_n - X_{n-1})$  for  $V_n$  being  $(\mathcal{F}_{n-1})$ -measurable and bounded, then  $(Y_n, \mathcal{F}_n)$  is a martingale.

Stwierdzenie 1.  $X_k$  jest  $\mathcal{F}_k$ -adaptowalny,  $\tau$  moment zatrzymania, wtedy  $X_{\tau}$  jest  $\mathcal{F}_{\tau}$ -mierzalne na  $\{\tau < \infty\}$ .

**Twierdzenie 2** (Doob optional sampling).  $(X_n, \mathcal{F}_n)_{n\geqslant 0}$  (nad, pod)martyngał,  $\tau_1 \leqslant \tau_2 \leqslant N < \infty$  dwa momenty zatrzymania. Wtedy  $(X_{\tau_i}, \mathcal{F}_{\tau_i})$  jest (nad, pod)martyngałem, tzn.  $\mathbb{E}(X_{\tau_2}|\mathcal{F}_{\tau_1})(\leqslant, \geqslant) = X_{\tau_1}$  p.n. W szczególności  $\mathbb{E}X_{\tau_2}(\leqslant, \geqslant) = \mathbb{E}X_{\tau_1}$ .

Uwaga 3. Założenie  $\tau_2 \leq N < \infty$  jest kluczowe!

Twierdzenie 4 (tożsamość Walda).  $X_1, X_2, \ldots iid$ ,  $\mathbb{E}|X_1| < \infty$ ,  $S_0 = 0$ ,  $S_n = X_1 + \ldots + X_n$ ,  $\mathcal{F}_0 = \{\emptyset, \Omega\}$ ,  $\mathcal{F}_n = \sigma(X_1, \ldots, X_n)$ ,  $\tau$  moment zatrzymania względem  $\mathcal{F}_n$  taki, że  $\mathbb{E}\tau < \infty$ . Wtedy  $\mathbb{E}S_{\tau} = \mathbb{E}\tau \mathbb{E}X_1$ .

**Fakt 5.**  $S_n$  jak wyżej,  $a \in \mathbb{Z}$ ,  $\tau_a = \inf\{n : S_n = a\}$ . Wówczas  $\tau_a < \infty$  p.n., czyli symetryczne błądzenie losowe na  $\mathbb{Z}$  z prawdopodobieństwem 1 odwiedza każdy punkt  $\mathbb{Z}$ .

Twierdzenie 6 (o zbieżności p.n. dla martyngałów).  $(X_n, \mathcal{F}_n)_{n\geqslant 0}$  nadmartyngał taki, że  $\sup_n \mathbb{E} X_n^- < \infty$ . Wówczas  $X = \lim_{n\to\infty} X_n$  istnieje p.n. oraz  $\mathbb{E} |X| < \infty$ .

Poniższe służą dowodowi twierdzenia.

Fakt 7.  $(x_n)$  ciąg, wtedy lim  $x_n$  istnieje w szerszym sensie (tzn. być może jest nieskończona) wtw, gdy  $\forall_{a < b, a, b \in \mathbb{Q}} U_a^b((x_n)) < \infty$ , gdzie  $U_a^b$  to liczba przejść w górę przez przedział [a, b] dla ciągu  $(x_n)$ .

**Lemat 8.**  $(X_n)_{n=0}^m$  nadmartyngał,  $U_a^b(m)$  liczba przejść przez [a,b] dla  $(X_n)$  do chwili m. Wtedy  $\mathbb{E} U_a^b(m) \leqslant \frac{1}{b-a} \mathbb{E} (X_m-a)^- \leqslant \frac{1}{b-a} (\mathbb{E} X_m^- + a^+)$ 

Fakt 9. Dla nadmartyngału  $(X_n)_{n\geqslant 0}$  NWSR:

- $\sup_n \mathbb{E}|X_n| < \infty$ ,
- $\bullet \ \sup_n \mathbb{E} X_n^- < \infty,$
- $\lim_n \mathbb{E} X_n^- < \infty$ .

Twierdzenie 1.  $X_n$  nadmartyngał,  $\sup_n \mathbb{E} X_n^- < \infty$ , wtedy  $X_n \to X$  p.n. oraz  $\mathbb{E} |X| < \infty$ .

Wniosek 2.  $X_n$  podmartyngał, sup  $\mathbb{E}X_n^+ < \infty$ , to  $X_n \to X$  p.n. i  $\mathbb{E}|X| < \infty$ .

Wniosek 3. Każdy nieujemny nadmartyngał i niedodatni podmartyngał jest zbieżny p.n.

## Nierówności maksymalne Dooba

Twierdzenie 4.  $(M_k)$  martyngał, to:

• 
$$\mathbb{P}\left(\max_{1 \leq k \leq n} |M_k| \geqslant t\right) \leqslant \frac{1}{t} \mathbb{E}|M_n| \mathbb{1}_{\left\{\max_{1 \leq k \leq n} |M_k| \geqslant t\right\}} \leqslant \frac{1}{t} \mathbb{E}|M_n|,$$

• 
$$p > 1$$
,  $\mathbb{E} \max_{1 \le k \le n} |M_k|^p \le \left(\frac{p}{p-1}\right)^n \mathbb{E} |M_n|^p$ .

Wniosek 5.  $(M_k)_{k\geqslant 1}$  martyngał, wtedy

• 
$$t > 0$$
,  $\mathbb{P}\left(\sup_{k \geqslant 1} |M_k| \geqslant t\right) \leqslant \frac{1}{t} \sup_{k \geqslant 1} \mathbb{E}|M_k|$ ,

Uwaga 6. Dla  $(M_k)$  podmartyngału lub nadmartyngału też są odpowiednie nierówności maksymalne (np. w notatkach http://mst.mimuw.edu.pl/lecture.php?lecture=rp2&part=Ch5).

## Jednostajna całkowalność zmiennych losowych

**Definicja 7.**  $(X_i)_{i\in I}$  rodzina zmiennych losowych jest jednostajnie całkowalna, jeśli  $\lim_{C\to\infty}\sup_i \mathbb{E}|X_i|\mathbb{1}_{\{|X_i|\geqslant C\}}=0.$ 

Fakt 8.  $(X_i)$  jest jednostajnie całkowalna wtw, gdy spełnione są dwa warunki:

- $\sup_{i} \mathbb{E}|X_{i}| < \infty$ ,
- $\forall_{\varepsilon>0} \exists_{\delta>0} \forall_{i\in I} \mathbb{P}(A) \leqslant \delta \implies \mathbb{E}|X_i| \mathbb{1}_A \leqslant \varepsilon$ .

Przykład 9.  $\mathbb{E}|X| < \infty \implies \{X\}$  jest jednostajnie całkowalna (z tw. Lebesgue'a o zbieżności zmajoryzowanej).

Przykład 10.  $\mathbb{E}\sup_{i}|X_{i}|<\infty \implies \{(X_{i})_{i\in I}\}$  jest jednostajnie całkowalna.

**Twierdzenie 11.** p > 0,  $\{|X_n|^p\}$  jednostajnie całkowalna,  $X_n \xrightarrow{\mathbb{P}} X$ , to  $X_n \to X$  w  $L^p$ , czyli  $\mathbb{E}|X_n - X|^p \to 0$ .

Twierdzenie 12.  $(M_n, \mathcal{F}_n)$  martyngał, NWSR:

- 1.  $\{M_n\}_{n\geq 0}$  jednostajnie całkowalna,
- 2.  $M_n$  zbieżny w  $L^1$  (czyli  $\exists_M \mathbb{E} |M_n M| \to 0$ ),
- 3.  $M_n$  jest prawostronnie domknięty (czyli  $\exists_M$ , M całkowalne,  $M_n = \mathbb{E}(M|\mathcal{F}_n)$ ),
- 4.  $\exists_{M_{\infty}}, \ \mathcal{F}_{\infty} = \sigma\left(\bigcup_{n=1}^{\infty} \mathcal{F}_{n}\right)$ -mierzalna,  $M_{n} = \mathbb{E}(M_{\infty}|\mathcal{F}_{n}) \ p.n.$

Ponadto wtedy  $M_n \to M_\infty$  p.n. i w  $L^1$ .

Wniosek 13 (tw. Levy'ego). X całkowalna,  $(\mathcal{F}_n)$  filtracja,  $\mathcal{F}_{\infty} = \sigma (\bigcup_{n=1}^{\infty} \mathcal{F}_n)$ ,  $\mathbb{E}(X|\mathcal{F}_n) \to \mathbb{E}(X|\mathcal{F}_{\infty})$  p.n. i w  $L^1$ .

Wniosek 14 (prawo 0-1 Kołmogorowa).  $X_1, X_2, \ldots$  niezależne,  $A \in \mathcal{F} = \bigcap_{n=1}^{\infty} \sigma(X_n, X_{n+1}, \ldots)$ , wówczas  $\mathbb{P}(A) \in \{0, 1\}$ .

Twierdzenie 1 (zbieżność w  $L^1$ ).  $(M_n, \mathcal{F}_n)$  martyngał, NWSR:

- a)  $\{M_n\}_{n\geqslant 0}$  jednostajnie całkowalna,
- b)  $M_n$  zbieżny w  $L^1$  (czyli  $\exists_M \mathbb{E} |M_n M| \to 0$ ),
- c)  $M_n$  jest prawostronnie domknięty (czyli  $\exists_M M$  całkowalne,  $M_n = \mathbb{E}(M|\mathcal{F}_n)$ ),
- c')  $\exists_{M_{\infty}} \mathcal{F}_{\infty} = \sigma\left(\bigcup_{n=1}^{\infty} \mathcal{F}_{n}\right)$ -mierzalna,  $M_{n} = \mathbb{E}(M_{\infty}|\mathcal{F}_{n})$  p.n.. Ponadto wtedy  $M_{n} \to M_{\infty}$  p.n.  $i \ w \ L^{1}$ .

Twierdzenie 2 (zbieżność w  $L^p$ ).  $(M_n, \mathcal{F}_n)$  martyngał, p > 1,  $\forall_n \mathbb{E} |M_n|^p < \infty$ , NWSR:

- a)  $\sup_n \mathbb{E}|M_n|^p < \infty$ ,
- b)  $\{|M_n|^p\}_n$  jednostajnie całkowalna,
- c)  $M_n$  zbieżny w  $L^p$  (czyli  $\exists_M \mathbb{E} |M|^p < \infty, \mathbb{E} |M_n M|^p \to 0$ ),
- d)  $M_n$  jest prawostronnie domknięty przez zmienną z  $L^p$  (czyli  $\exists_M \mathbb{E}|M|^p < \infty, \forall_n \mathbb{E}(M|\mathcal{F}_n) = M_n$ ),
- d')  $\exists_M \mathcal{F}_{\infty}$ -mierzalna,  $\mathbb{E}|M_{\infty}| < \infty, \forall_n \mathbb{E}(M_{\infty}|\mathcal{F}_n) = M_n$ . Ponadto wtedy  $M_n \to M_{\infty}$  p.n.  $i \ w \ L^p$ .

Uwaga 3. Istnieje martyngał jednostajnie całkowalny  $(M_n)_{n\geqslant 0}$  taki, że  $\sup_n \mathbb{E}|M_n|=\infty$ .

### Łańcuchy Markowa

E – skończona lub przeliczalna przestrzeń stanów.

**Definicja 4** (łańcuch Markowa). Proces  $(X_n)_{n\geqslant 0}$  o wartościach w skończonej lub przeliczalnej przestrzeni E nazywamy lańcuchem Markowa, jeśli zachodzi warunek  $\mathbb{P}(X_{n+1}=a_{n+1}|X_n=a_n,\ldots,X_0=a_0)=\mathbb{P}(X_{n+1}=a_{n+1}|X_n=a_n)$  o ile  $\mathbb{P}(X_n=a_n,\ldots,X_0=a_0)>0$ .

Przykład 5.  $X_0, X_1, X_2, \ldots$  niezależne, to  $(X_n)$  ł.M.

Przykład 6.  $X_0, X_1, \ldots$  niezależne, to  $(S_n = X_n + S_{n-1})$  ł.M.

Przykład 7. Bładzenie po wierzchołkach.

**Definicja 8** (macierz przejścia).  $X_n$  jest ł.M., macierzą przejścia w n-tym kroku  $(P_n(a,b))_{a,b\in E}$  nazywamy macierz elementów  $P_n(a,b) = \mathbb{P}(X_n = b|X_{n-1} = a)$  o ile  $\mathbb{P}(X_{n-1} = a) > 0$ .

Uwaga 9.  $P_n$  macierz przejścia w n-tym kroku,  $\mathbb{P}(X_{n-1}=a)>0$ , wtedy

- $\forall_b P_n(a,b) \geqslant 0$ ,
- $\sum_{b} P_n(a,b) = 1$ .

**Definicja 10** (macierz stochastyczna). Macierz  $P = (p(a,b))_{a,b \in E}$  nazywamy stochastyczną, jeśli  $\forall_{a,b}p(a,b) \geq 0$  oraz  $\forall_a \sum_b p(a,b) = 1$ .

**Definicja 11** (jednorodny ł. M.). Łańcuch Markowa  $(X_n)$  nazywamy jednorodnym z macierzą przejścia P = (p(a,b)), jeśli  $\forall_{n,a,b} \mathbb{P}(X_n = b | X_{n-1} = a) = p(a,b)$  o ile  $\mathbb{P}(X_{n-1} = a) > 0$ .

Przykład 12.  $X_0, X_1, \ldots$  niezależne,  $(X_n)$  jednorodny ł.M. wtw, gdy  $X_n$  mają jednakowy rozkład.

Przykład 13.  $X_i$  niezalezne,  $(S_n = X_0 + \ldots + X_n)$  jednorodny wtw, gdy  $X_n$  mają jednakowy rozkład.

Przykład 14. Błądzenie losowe po trójkące, błądzenie losowe na  $\{-a, \ldots, b\}$  z odbiciem lub pochłanianiem są jednorodne.

**Definicja 15** (rozkład początkowy). Rozkładem początkowym ł.M.  $(X_n)_{n\geqslant 0}$  nazywamy rozkład  $X_0$ , czyli ciąg  $(\pi_a)_{a\in E}$  taki, że  $\mathbb{P}(X_0=a)=\pi_a$ .

**Fakt 16.** P = (p(a, b)) macierz stochastyczna,  $\Pi = (\pi_a)$  rozkład na E.  $(X_n)$  jest (jednorodnym) ł.M. o macierzy przejścia P i rozkładzie poczatkowym  $\Pi$  wtw, gdy  $\mathbb{P}(X_0 = a_0, \dots, X_n = a_n) = \pi_{a_0} p(a_0, a_1) \cdot \dots \cdot p(a_{n-1}, a_n)$ .

Twierdzenie 17 (o istnieniu ł.M.).  $\Pi = (\pi_a)_{a \in E}$  dowolny rozkład na E,  $P = (p(a,b))_{a,b \in E}$  macierz stochastyczna na E, wówczas istnieje (jednorodny) ł.M. o rozkładzie początkowym  $\Pi$  i macierzy przejścia P.

**Definicja 1.**  $\mathbb{P}_x(A) = \mathbb{P}(A|X_0 = x)$  o ile  $\mathbb{P}(X_0 = x) > 0$ .

Fakt 2.  $(X_n)$  jednorodny ł.M. na  $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$  z macierzą przejścia P taką, że  $\mathbb{P}(X_0 = x) > 0$ . Wtedy względem  $\mathbb{P}_x$ ,  $(X_n)_{n\geqslant 0}$  jest jednorodnym ł. M. z macierzą przejścia P, o rozkładzie poczatkowym  $\delta_x$ , tzn.  $\mathbb{P}_x(X_0 = x) = \delta_x(x) = 1$ .

**Definicja 3.**  $\Pi$  układ probabilistyczny na E, wtedy  $P_{\Pi}(A) = \sum_{x} \pi_{x} \mathbb{P}_{x}$ .

**Fakt 4.**  $(X_n)$  j.ł.M. w  $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$  taki, że  $\forall_x \mathbb{P}(X_n = x) > 0$ . Wtedy dla każdego rozkładu  $\Pi$  na E ciąg  $(X_n)$  jest j.ł.M. względem  $\mathbb{P}_{\Pi}$  z macierzą przejścia P i rozkładem początkowym  $\Pi$ .

**Fakt 5.**  $(X_n)_{n\geq 0}$  j.ł.M. z macierzą przejścia P, wtedy

- $\mathbb{P}_x(X_1 = x_1, \dots, X_n = x_n) = p_{xx_1} p_{x_1 x_2} \cdot \dots \cdot p_{x_{n-1} x_n}$
- $\mathbb{P}_x(X_1 = x_1, \dots, X_{n+m} = x_{n+m})$ =  $\mathbb{P}_x(X_1 = x_1, \dots, X_n = x_n) \cdot \mathbb{P}_{x_n}(X_1 = x_{n+1}, \dots, X_m = x_{n+m}),$
- $\forall_{I \subset E^{n-1}, J \subset E^m} \mathbb{P}_x((X_1, \dots, X_{n-1}) \in I, X_n = x_n, (X_{n+1}, \dots, X_{n+m}) \in J)$ =  $\mathbb{P}_x((X_1, \dots, X_{n-1}) \in I, X_n = x_n) \cdot \mathbb{P}_{x_n}((X_1, \dots, X_m) \in J).$

**Definicja 6** (macierz przejścia w n krokach).  $P(n) = (p_{x,y}(n))$ , gdzie  $p_{x,y}(n) = \mathbb{P}(X_n = y | X_0 = x) = \mathbb{P}_x(X_n = y)$ .

Uwaga 7.  $p_{x,y}(n+m) = \sum_{z} p_{x,z}(n) p_{z,y}(m)$ .

 $Uwaga \ 8. \ P(0) = P^0 = Id$ 

Uwaga 9.  $f_{x,y}(n) = \mathbb{P}_x(X_1 \neq y, \dots, X_{n-1} \neq y, X_n = y),$ wtedy  $p_{x,y}(n) = \sum_{m=1}^n f_{x,y}(m) p_{y,y}(n-m).$ 

## Klasyfikacja stanów

**Definicja 10.** A. Ze stanu x da się dojść do stanu y, ozn.  $x \to y$ , jeśli  $\exists_{n \geqslant 0} p_{x,y}(n) > 0$ .

- B. Stany x, y się komunikujq, jesli  $x \to y$  oraz  $y \to x$ .
- C. Ł.M. jest nieprzywiedlny, jeśli każde dwa stany się komunikują.
- D. Stan x jest nieistotny, jeśli  $\exists_y x \to y \land y \nrightarrow x$ .
- E. Stan x jest pochłaniający, jeśli  $p_{x,x} = 1$ .
- F. Zbiór stanów  $C \subset E$  jest zamknięty, jeśli  $\forall_{x \in C} x \to y \implies y \in C$ .

### Stany chwilowe i powracające

**Definicja 11.** 
$$F_{x,y} = \sum_{n=1}^{\infty} f_{x,y}(n) = \sum_{n \ge 1} \mathbb{P}_x (\exists_{n \ge 1} X_n = y).$$

**Definicja 12.** Mówimy, że stan x jest:

- a) chwilowy, jeśli  $F_{xx} < 1$ ,
- b) powracający, jeśli  $F_{xx} = 1$ .

 $Uwaga \ 13. \ x \to y, y \to z \implies x \to z.$ 

Uwaga 14.  $\leftrightarrow$  to relacja równoważności.

Uwaga 15. C zamkniety, to można rozpatrywać ł.M. o zbiorze stanów C.

Uwaga 16. Ł.M. jest nieprzywiedlny wtw, gdy jedyne zamknięte zbiory to  $\varnothing$ , E.

**Definicja 17** (liczba wizyt w stanie x).  $N_x = \sum_{n=1}^{\infty} \mathbb{1}_{\{X_n = X\}}$ 

Fakt 18. Dla 
$$k \geqslant 1$$
,  $\mathbb{P}_x(N_y \geqslant k) = F_{xy}F_{yy}^{k-1}$ .

Wniosek 19. Jeśli x chwilowy, to  $\mathbb{P}_x(N_x = \infty) = 0$ , czyli  $\mathbb{P}_x(N_x < \infty) = 1$ .

Wniosek 20. Jeśli x powracający, to  $\mathbb{P}_x(N_x = \infty) = 1$ .

**Twierdzenie 21** (kryterium powracalności).  $Stan\ x\ jest$  powracający  $wtw,\ gdy\ \sum_n p_{xx}(n) = \infty.$   $Stan\ x\ jest$  chwilowy  $wtw,\ gdy\ \sum_n p_{xx}(n) < \infty.$ 

Fakt 22. 
$$\sum_{n} p_{xx}(n) = \frac{1}{1 - F_{xx}}$$

Wniosek 1. Jeśli  $x \leftrightarrow y$ , to x powracający wtw, gdy y powracający.

**Definicja 2** (chwilowy/powracający nieprzywiedlny ł.M.). Jeśli ł.M. jest nieprzywiedlny, to albo wszystkie stany są chwilowe (ł.M. jest *chwilowy*), albo wszystkie stany są powracające (ł.M. jest *powracający*).

**Fakt 3.**  $(X_n)$  powracający nieprzywiedlny ł.M., wówczas  $\forall_{x,y} F_{xy} = 1$ .

Wniosek 4. Nieprzywiedlny powracający ł.M. o dowolnym rozkładzie początkowym odwiedza każdy stan z prawdopodobieństwem 1, tzn.  $\mathbb{P}_{\Pi} (\forall_{y \in E} \exists_n X_n = y) = 1$ .

Przykład 5. W notatkach są przykłady.

Okresowość ł.M.

**Definicja 6** (okres).  $x \in E$ , okresem stanu  $x \in E$  nazywamy liczbę  $o(x) = \text{NWD}\{n \ge 1 : p_{x,x}(n) = 0\}$ 

Fakt 7.  $x \leftrightarrow y \implies o(x) = o(y)$ 

Wniosek 8. Jeśli ł.M. jest nieprzywiedlny, to wszystkie stany mają ten sam okres.

**Definicja 9** (okres).  $(X_n)$  nieprzywiedly ł.M. *Okresem* takiego łańcucha nazywamy okres dowolnego jego stanu.

Mówimy, że łańcuch jest *okresowy*, jeśli ma okres większy niż 1, a *nieokresowy*, jeśli ma okres równy 1.

**Fakt 10.** Jeśli nieprzywiedlny ł.M. jest nieokresowy, to  $\forall_{x,y} \exists_{n_0} \forall_{n \geq n_0} p_{x,y}(n) > 0$ .

Wniosek 11. Dla nieprzywiedlnego nieokresowego ł.M. o skończonej przestrzeni stanów E istnieje  $n_0$  takie, że  $\forall_{n \geq n_0} \forall_{x,y} p_{x,y}(n) > 0$ .

#### Rozkłady stacjonarne

**Definicja 12.** Rozkład probabilistyczny  $\Pi = (\pi_x)_{x \in E}$  nazywamy stacjonarnym dla ł.M. o macierzy przejścia  $P = (p_{x,y})_{x,y \in E}$ , jeśli  $\forall_x \mathbb{P}_{\Pi}(X_1 = x) = \pi_x$ .

**Fakt 1.**  $\Pi$  rozkład stacjonarny wtw, gdy  $\Pi = \Pi P$ , tj.  $\forall_x \pi_x = \sum_{y \in E} \pi_y p_{y,x}$ .

Uwaga 2. Jeśli II stacjonarny, to  $\forall_x \mathbb{P}_{\Pi}(X_n = x) = \pi_x$ .

Twierdzenie 3. Jeśli przestrzeń stanów jest skończona, to istnieje rozkład stacjonarny.

**Twierdzenie** 4 (ergodyczne dla skończonej przestrzeni stanów).  $(X_n)_{n>0}$  *l.M. nieokresowy*,  $nieprzywiedlny, o macierzy przejścia P i rozkładzie stacjonarnym <math>\Pi$ . Wówczas

$$\forall_{x,y\in E} \lim_{n\to\infty} p_{x,y}(n) = \pi_y,$$

a nawet  $\exists_{C<\infty,\gamma<1}|p_{x,y}(n)-\pi_y|\leqslant C\cdot\gamma^n$ .

Twierdzenie 5. Rozkład stacjonarny w nieprzywiedlnym ł.M. jest jednoznaczny.

**Stwierdzenie 6.** Skończony nieprzywiedlny ł.M.,  $\Pi$  rozkład stacjonarny. Wtedy  $\forall_x \pi_x > 0$ oraz

$$\forall_x \pi_x = \frac{1}{\mu_x}, \quad \mu_x = \mathbb{E}t_x = \mathbb{E}\inf\{n \geqslant 1 : X_n = n\}.$$

**Definicja 7** (częstość przebywania w zbiorze).  $\nu_A(n) = \frac{1}{n} \#\{1 \leqslant k \leqslant n : x_k \in A\}$ 

**Twierdzenie 8** (ergodyczne znowu).  $(X_n)$  nieprzywiedlny nieokresowy l.M. o skończonej przestrzeni stanów i dowolnym rozkładzie początkowym, wtedy  $\forall_{A \subset E} \lim_{n \to \infty} \nu_n(A) = \sum_{x \in A} \pi_x$ p.n.,  $qdzie \Pi$  to rozkład stacjonarny.

**Twierdzenie 9** (ergodyczne ogólne).  $(X_n)$  nieprzywiedlny nieodwracalny l.M., dla którego istnieje rozkład stacjonarny  $\Pi$ . Wówczas

- (i)  $\prod jest \ jedyny \ i \ \forall_{x,y} \lim_{n\to\infty} p_{x,y}(n) = \pi_y$ ,
- (ii) l.M. jest powracający,  $\forall_x \pi_x > 0$ ,  $\pi_x = \frac{1}{\mu_x}$ ,  $\mu_x = \mathbb{E}_x \inf\{n \ge 1 : X_n = x\}$ ,
- (iii)  $\forall_{A \subset E} \lim_{n \to \infty} \nu_n(A) = \Pi(A) = \sum_{x \in A} \pi_x \ p.n.$

**Definicja 10** (prawdopodobieństwo dojścia z x do F).  $p_F(x) = \mathbb{P}_x (\exists_{n \ge 0} X_n \in F)$ 

**Definicja 11** (czas oczekiwania na dojście).  $m_F(x) = \mathbb{E}_x \inf\{n \ge 0 : X_n \in F\}$ 

**Fakt 12.**  $p_F, m_F$  spełniają układ równań (o jednoznacznym rozwiązaniu dla  $|E| < +\infty$ ):

$$\begin{cases} p_F(x) = 1 & \forall_{x \in F} \\ p_F(x) = 0 & x \nrightarrow F(\iff \forall_{y \in F, n} p_{xy}(n) = 0) \\ p_F(x) = \sum_{y \in F} p_{xy} p_F(y) & \forall_{x \notin F} \end{cases}$$

$$\begin{cases} m_F(x) = 0 & \forall_{x \in F} \\ m_F(x) = \infty & p_F(x) < 1 \\ m_F(x) = 1 + \sum_{y \in F} p_{xy} m_F(y) & \forall_{x \notin F} \end{cases}$$

$$\begin{cases} m_F(x) = 0 & \forall_{x \in F} \\ m_F(x) = \infty & p_F(x) < 1 \\ m_F(x) = 1 + \sum_{y \in F} p_{xy} m_F(y) & \forall_{x \notin F} \end{cases}$$