

Kérdésfeltevés: Nagy Számú? Erős Tétel (meggyőző
módon bizonyítandó)

Tétel

(Ω, \mathcal{F}, P) $X_i: \Omega \rightarrow \mathbb{R}$ $i=1, 2, \dots$
független, azonos eloszlású. T.f. $E X_i^4 < \infty$
Ekkor $\mathbb{P} \left(\sum_{i=1}^n (X_i - \mu) \xrightarrow{w.p.} 0 \right)$ $\mu = EX$.

Biz. feltevéstől, hogy $\mu = 0$

$$P \left(\left| \sum_{i=1}^n X_i \right| > \frac{1}{r} \right) \leq \frac{r^4 E \left| \sum_{i=1}^n X_i \right|^4}{n^4}$$

$$E \left(\sum_{i=1}^n X_i \right)^4 = n E X_1^4 + 6 \binom{n}{2} E X_1^2 \leq C \cdot n^2$$

$$P \left(\left| \sum_{i=1}^n X_i \right| > \frac{1}{r} \right) \leq \frac{r^4 \cdot C}{n^2}$$

\Rightarrow (Borel-Cantelli): $P(F_r) = 0$, ahol

$$F_r = \left\{ \omega \mid \limsup_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \left| \sum_{i=1}^n X_i \right| \geq \frac{1}{r} \right\}$$

$$\Rightarrow P \left(\limsup_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \left| \sum_{i=1}^n X_i \right| > 0 \right) = P \left(\bigcup_r F_r \right) = 0$$

Mengen unendlich feld gezeigt - besch

Az das feld: $X_i: \mathbb{Z} \rightarrow \mathbb{R}$ i.i.d. - \mathbb{Z}

$$\text{An } E|X_i| < \infty \text{ ist } EX_i = 1 \text{ ist}$$

$$\text{Aber } n^{-1} \sum_{i=1}^n X_i \xrightarrow{a.s.} 1$$

Braylitz Gesetz

Nagy Stánuál Erdő Törvénye - teljes verziójában:

1. Tétel Legyenek X_1, X_2, \dots független, azonos eloszlású valószínűségi (egyutas (Ω, \mathcal{A}, P) szűrő) valószínűségi változók, melyekre $E|X_i| < \infty$ és $E X_i =: \mu$. Ekkor

$$\frac{X_1 + X_2 + \dots + X_n}{n} \xrightarrow{w.h.} \mu, \text{ amint } n \rightarrow \infty$$

Azaz:
$$P\left(\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{X_1 + X_2 + \dots + X_n}{n} = \mu\right) = 1.$$

Hozni a bizonyítást, jól néz ki!!!

Könmegfordított egyenlőtlenség: X_1, X_2, \dots, X_n függetlenek?

(nem feltétlenül azonos eloszlásúak!) $E X_i^2 = \sigma_i^2, E X_i = 0$

Ekkor:

$$P\left(\max_{1 \leq i \leq n} |X_1 + X_2 + \dots + X_i| \geq \lambda\right) \leq \frac{\sum_{i=1}^n \sigma_i^2}{\lambda^2}$$

Markov's Chebisev alapján

$$P(|X_1 + X_2 + \dots + X_n| \geq \lambda) \leq \frac{\sum_{i=1}^n \sigma_i^2}{\lambda^2}$$

Wahrgewinn-Spieltheorie: Induktionsschritt:

$$S_i := \sum_{j=1}^n X_j$$

$$A = \{ \omega \in \Omega \mid \max_{1 \leq i \leq n} |S_i| \geq 2 \}$$

$$A_i = \{ \omega \in \Omega \mid \max_{1 \leq j \leq i-1} |S_j| < 2, |S_i| \geq 2 \}$$

$$i \neq j \Rightarrow A_i \cap A_j = \emptyset; \quad A = \bigcup_{i=1}^n A_i$$

$$\begin{aligned} \sum_{i=1}^n S_i^2 &= E(S_n^2) \geq E(S_n^2 \mathbb{1}_A) = \sum_{i=1}^n E(S_n^2 \mathbb{1}_{A_i}) \\ &= \sum_{i=1}^n \left\{ E(S_n^2 \mathbb{1}_{A_i}) + 2 \underbrace{E((S_n - S_i) S_i \mathbb{1}_{A_i})}_{\substack{* = 0 \\ \text{(f. ungetrennt)}}} + \underbrace{E((S_n - S_i)^2 \mathbb{1}_{A_i})}_{\geq 0} \right\} \\ &\geq \sum_{i=1}^n E(S_i^2 \mathbb{1}_{A_i}) \geq 2^2 \sum_{i=1}^n P(A_i) = 2^2 P(A) \end{aligned}$$

Wahrgewinn

$$\begin{aligned} * \quad E((S_n - S_i) S_i \mathbb{1}_{A_i}) &= \\ E(\underbrace{(S_n - S_i)}_{=0} E(S_i \mathbb{1}_{A_i})) &= 0 \end{aligned}$$

2. Tétel legyen X_1, X_2, \dots független (egyesen (Ω, \mathcal{H}, P) -n)

$EX_i = 0$, $EX_i^2 = \sigma_i^2$. Tegyük fel, hogy

$$\sum_{i=1}^{\infty} \sigma_i^2 < \infty.$$

Ekkor $P(\text{létezik } \lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{i=1}^n X_i) = 1.$

Magyarázat: ① A konvergencia "véletlen hirtelődés" nélkül. Nincs abszolút konvergencia.

pl. $Y_n = \sum_{k=1}^n \frac{1}{k} \xi_k$; ahol

ξ_k iid. $P(\xi_k = \pm 1) = \frac{1}{2}$

② Kapcsolat a Cauchy tételkel (Brayntól-Stein)

2. Tétel Brayntól:

$$A_{N,r} = \{ \omega \mid \exists i, j \geq N : |S_i - S_j| > \frac{1}{r} \}$$

$$A_{N+1,r} \subseteq A_{N,r} \subseteq A_{N,r+1}$$

$$\{ \omega \mid S_n \text{ nem Cauchy} \} = \bigcup_r \bigcap_N A_{N,r}$$

$$P(S_n \text{ nem Cauchy}) = \lim_{r \rightarrow \infty} \lim_{N \rightarrow \infty} P(A_{N,r})$$

Bedeutet, dass $\forall \epsilon$ $\lim_{n \rightarrow \infty} P(A_{n,\epsilon}) = 0$.

$$B_{N,\epsilon} = \left\{ \omega \mid \exists i \geq N : |S_i - S_N| > \frac{1}{2\epsilon} \right\}$$

$A_{n,\epsilon} \subseteq B_{N,\epsilon}$, mit

$$|S_i - S_j| > \frac{1}{\epsilon} \rightarrow \max \{ |S_i - S_N|, |S_j - S_N| \} > \frac{1}{2\epsilon}$$

Bedeutet, dass $\forall \epsilon > 0$ - in $\lim_{n \rightarrow \infty} P(B_{N,\epsilon}) = 0$:

$$P\left(\sup_{n \leq i} |S_i - S_n| > \epsilon\right) =$$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \lim_{N \rightarrow \infty} P\left(\max_{n \leq i \leq N} |S_i - S_n| > \epsilon\right) \leq$$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \lim_{N \rightarrow \infty} \frac{\sum_{i=n+1}^N \sigma_i^2}{\epsilon^2} = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{\sum_{i=n+1}^{\infty} \sigma_i^2}{\epsilon^2} = 0.$$

□ 2. Teil

3. Teil lognormal X_1, X_2, \dots frei normal

$E X_i = \mu_i$, $D^2 X_i = \sigma_i^2$ dygnal, log

$$\sum_{i=1}^n \frac{\sigma_i^2}{i^2} < \infty \quad \text{Euler}$$

$$P\left(\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \mu_i)}{n} = 0\right) = 1.$$

3. Teil Übung 1:

$$Y_i = \frac{X_i - \mu_i}{i} ; \begin{cases} D^2(Y_i) = \frac{\sigma_i^2}{i^2} \\ E Y_i = 0 \end{cases}$$

Y_i -re abhangig a 2. Teil:

$$\textcircled{*} P\left(\sum_{i=1}^n Y_i \text{ konvergen}\right) = 1.$$

Lemma: Esien $(a_n)_{n \in \mathbb{N}}$ qy reellen

$$\left\{ \sum_{i=1}^n \frac{a_i}{i} \text{ konvergen} \Rightarrow \frac{\sum_{i=1}^n a_i}{n} \rightarrow 0 \right.$$

Lemma angeweise:

$$r_n := \sum_{i=n}^{\infty} \frac{a_i}{i}, \text{ Eiler } \sum_{i=1}^n a_i = \sum_{i=1}^n r_i - n r_n$$

$$M = \sup_n |r_n| < \infty ; n_0 : n > n_0 \Rightarrow |r_n| < \epsilon$$

$$\stackrel{n > n_0}{=} \left| \frac{\sum_{i=1}^n a_i}{n} \right| = \left| \frac{\sum_{i=1}^{n_0} r_i}{n} + \frac{\sum_{i=n_0+1}^n r_i}{n} - r_n \right|$$

$$\leq M \frac{n_0}{n} + \left(\frac{n - n_0}{n} + 1 \right) \epsilon$$

$$\limsup_{n \rightarrow \infty} \left| \frac{\sum_{i=1}^n a_i}{n} \right| \leq 2\epsilon$$

□ Lemma

Leimn alajjiln

$$\left\{ \sum_{i=1}^n \frac{X_i - \mu_i}{i} \text{ konvergen} \right\} \subseteq \left\{ \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \mu_i)}{n} \rightarrow 0 \right\}$$

- test

$$P\left(\sum_{i=1}^n Y_i \text{ konvergen}\right) = 1 \Rightarrow \text{a} \bar{\text{f}}\bar{\text{e}}\bar{\text{t}}\bar{\text{e}}\bar{\text{l}} \text{ a} \bar{\text{d}}\bar{\text{d}}\bar{\text{e}}\bar{\text{t}}\bar{\text{i}}\bar{\text{o}}\bar{\text{n}}$$

1. Teil

1. Teil Intensivierung

Tagg\bar{u}t f\bar{u}l l\bar{o}n $E X_i - \mu_i = 0$

$$Y_i = X_i \mathbb{1}_{\{|X_i| \leq i\}} = \begin{cases} X_i & \text{bun } |X_i| \leq i \\ 0 & \text{bun } |X_i| > i \end{cases}$$

$$Z_i = X_i \mathbb{1}_{\{|X_i| > i\}} = \begin{cases} 0 & \text{bun } |X_i| \leq i \\ X_i & \text{bun } |X_i| > i \end{cases}$$

$$X_i = Y_i + Z_i$$

Bel\bar{a}t\bar{u}t, l\bar{e}g : ① $P\left(\frac{\sum_{i=1}^n Z_i}{n} \rightarrow 0\right) = 1$

② $P\left(\frac{\sum_{i=1}^n Y_i}{n} \rightarrow 0\right) = 1$

$$\begin{aligned}
 \textcircled{1} \quad P(Z_n \neq 0) &= P(|X_n| > k) = [1 - F(k^+)] + F(-k) \\
 &\leq \int_{-k}^k (1 - F(x)) dx + \int_{-k}^{-k+1} F(x) dx \\
 \sum_{k=1}^{\infty} P(Z_n \neq 0) &\leq \int_0^{\infty} (1 - F(x)) dx + \int_{-\infty}^0 F(x) dx \\
 \text{(pass. integr.)} &= \int_{-\infty}^{\infty} x dF(x) - \int_{-\infty}^0 x dF(x) \\
 &= \int_{-\infty}^{\infty} |x| dF(x) = E(|X_i|) < \infty
 \end{aligned}$$

$$\text{Bernoulli} \Rightarrow P\left(\bigcap_{i=1}^{\infty} \bigcup_{n=1}^{\infty} \{Z_n \neq 0\}\right) = 0$$

$$\text{also: } P\left(\bigoplus_{k \in \mathbb{N}} \{Z_k \neq 0\} \leq \infty\right) = 1$$

$$\text{konv: } P\left(\frac{\sum_{i=1}^k Z_i}{k} \rightarrow 0\right) = 1.$$

$$\textcircled{2} \quad E Y_k = \bar{\mu}_k$$

$$D^2(Y_k) = E Y_k^2 - (\bar{\mu}_k)^2 \leq E Y_k^2 = \int_{-k}^k x^2 dF(x).$$

$$\text{Lemma: } \int_{-\infty}^{\infty} |x| dF(x) < \infty \Rightarrow \sum_{k=1}^{\infty} \frac{1}{k^2} \int_{-k}^k |x|^2 dF(x) < \infty.$$

$$\text{Hence Borel-Cantelli: } a_n := \int_{-n}^n x^2 dF(x) - \int_{-n+1}^{n+1} x^2 dF(x) \geq 0$$

$$\int_{-1}^2 x^2 dF(x) + \int_{-1}^{-1} x^2 dF(x) \leq n \cdot a_n$$

$$\begin{aligned} \sum_{i=1}^n \frac{1}{k_i} \int_{-1}^2 x^2 dF(x) &\leq \sum_{i=1}^n \frac{1}{k_i} \int_{-1}^2 k_i dF(x) = \sum_{i=1}^n k_i \cdot \sum_{\text{val.}} \frac{1}{k_i} \leq \\ &\leq \sum_{i=1}^n k_i \cdot \frac{1}{(n \cdot k_i)^2} \leq \sum_{i=1}^n k_i \int_{-1}^2 \frac{1}{y^2} dy = \\ &= 4 \cdot \sum_{i=1}^n k_i = 4 \int_{-1}^2 |x| dF(x) = 4E|X_i| < \infty \end{aligned}$$

□ Lemma

Kor: $\sum_{i=1}^n \frac{\beta^2(k_i)}{k_i} < \infty$, 3. Teil Ableitung:

$$P\left(\lim_{n \rightarrow \infty} \left(\frac{\sum_{i=1}^n Y_i}{n} - \frac{\sum_{i=1}^n \beta_i}{n} \right) = 0\right) = 1$$

$$\text{da } \beta_n = \int_{-1}^2 x \cdot dF(x) \xrightarrow{\text{konst.}} \int_{-1}^2 x \cdot dF(x) = 0$$

$$\Rightarrow \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{\sum_{i=1}^n \beta_i}{n} = 0$$

$$P\left(\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{\sum_{i=1}^n Y_i}{n} = 0\right) = 1$$

□ 4. Teil.

Wahrscheinl. Co-1. Teilung (Ω, \mathcal{A}, P) ist ein Maß

$\mathcal{B}_1, \mathcal{B}_2, \dots, \mathcal{B}_n \subset \mathcal{A}$ eine σ -algebra. Hierin festhalten
 da $\forall \mathcal{B}_1 \in \mathcal{B}_1, \dots, \mathcal{B}_n \in \mathcal{B}_n$

$$P(\mathcal{B}_1 \cap \mathcal{B}_2 \cap \dots \cap \mathcal{B}_n) = P(\mathcal{B}_1) P(\mathcal{B}_2) \dots P(\mathcal{B}_n)$$

 X_1, X_2, \dots függetand $\mathcal{B}_1, \mathcal{B}_2, \dots, \mathcal{B}_n, \dots \quad \mathcal{B}_j = \sigma(X_j)$

$$\text{Skalare: } \mathcal{B}_k^c = \bigvee_{j \neq k} \mathcal{B}_j, \quad \mathcal{A} = \mathcal{B}_1^\infty$$

da $[k, l] \cap [m, n] = \emptyset \Rightarrow \mathcal{B}_k^c \in \mathcal{B}_m^\infty$ függetand

$$\mathcal{F} = \bigcap_{n \in \mathbb{N}} \mathcal{B}_n^\infty \quad \text{"tail-algebra"}$$

↖
 alle Ereignisse sind unabhängig, unabhängig sind alle

Strenge wgs. sind X_i ungestörbar

$$\{ \omega \mid \exists \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{\sum_{i=1}^n X_i}{n} \} \in \mathcal{F}$$

$$\{ \omega \mid \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{\sum_{i=1}^n X_i}{n} = a \} \in \mathcal{F}$$

$$\{ \omega \mid \exists \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{\sum_{i=1}^n X_i}{n} \} \in \mathcal{F}$$

$$\text{da } \{ \omega \mid \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{\sum_{i=1}^n X_i}{n} = a \} \notin \mathcal{F}$$

-17-

Tétel (0-1) A \mathcal{F} algebra trivialis, akkor

$$\forall A \in \mathcal{F} : P(A) = 0 \text{ vagy } 1$$

Pró $A \in \mathcal{F} \quad A_n \in \mathcal{B}_1^n : P(A_n) \rightarrow 0$

$$P(A \cap A_n) \rightarrow P(A)$$

azt
A és A_n
függetlenség

$$P(A)P(A_n) \rightarrow P(A)^2$$

$$P(A) = P(A)^2$$

\square 0-1.

Lezárt logaritmus tétel

X_1, X_2, \dots független, atomos valószínűségi

Egyműkösig valószínűségi: $P(X_i = \pm 1) = \frac{1}{2}$

$$E X_i = 0; \quad D^2 X_i = \sigma^2 = 1$$

$$S_n = X_1 + X_2 + \dots + X_n$$

NSZET: $P\left(\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{S_n}{n} = 0\right) = 1$

CHT $P\left(\frac{S_n}{\sqrt{n}} < x\right) \longrightarrow \Phi(x)$

hiszen mindenhol:

$$P\left(\limsup_{n \rightarrow \infty} \frac{S_n}{\sqrt{n}} = \infty, \liminf_{n \rightarrow \infty} \frac{S_n}{\sqrt{n}} = -\infty\right) = 1$$

Há a határvalószínűség a kit. értékeké között?

Vann-e ϵ $n \rightarrow \infty$ $\varphi(n)$ úgy hogy

ha $\varphi(n) \ll \sqrt{n}$, akkor

$$P\left(\limsup_{n \rightarrow \infty} \frac{S_n}{\varphi(n)} = \infty, \liminf_{n \rightarrow \infty} \frac{S_n}{\varphi(n)} = -\infty\right) = 1$$

lies $\psi(n) \Rightarrow \varphi(n)$, also

$$P\left(\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{S_n}{\psi(n)} = 0\right) = 1$$

Hausdorff (1913) $\forall \varepsilon > 0$

$$P\left(\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{S_n}{n^{1/2+\varepsilon}} = 0\right) = 1$$

Bur

$$P(|S_n| > \delta n^{1/2+\varepsilon}) \leq \frac{E|S_n|^{2k}}{\delta^{2k} n^{k+2\varepsilon k}}$$

$$E S_n^{2k} \leq C(k) n^k$$

$$P(|S_n| > \delta \cdot n^{1/2+\varepsilon}) \leq \frac{C(k)}{\delta^{2k}} n^{-2\varepsilon k}$$

lies $k > 2\varepsilon$, also $\sum_{n=1}^{\infty} n^{-2\varepsilon k} < \infty$.

$$B-C I \Rightarrow P(\text{es gibt kein } n > n_0 : \frac{|S_n|}{n^{1/2+\varepsilon}} > \delta) = 1$$

\Rightarrow Q.E.D.

□ Hausdorff

-54-

Hardy-Littlewood (1914) (weit verbessert)

X_i fügigkeits armu d'obst'ial, k'orrelat'arab:

$$\exists M < \infty : P(|X_i| \leq M) = 1.$$

$$EX_i = 0, \quad D^2 X_i = \sigma^2$$

Elek'or:

$$P\left(-1 \leq \underline{\lim} \frac{S_n}{\sqrt{n\sigma^2}} \leq \overline{\lim} \frac{S_n}{\sqrt{n\sigma^2}} \leq 1\right) = 1$$

Fortsetzung:

Igazság = Itésált logaritmus tétel (Hincin 1924)

X_1, X_2, \dots független azonos eloszlású valószínűségi

$$EX_i = 0, \quad EX_i^2 = D^2 X_i = \sigma^2 < \infty.$$

Ekkor

$$\mathbb{P} \left(-1 < \liminf_{n \rightarrow \infty} \frac{S_n}{\sqrt{2\sigma^2 n \lg \lg n}} < \limsup_{n \rightarrow \infty} \frac{S_n}{\sqrt{2\sigma^2 n \lg \lg n}} = 1 \right) = 1$$

$$\lg \lg n = \lg(\lg n)$$

Tétel Bólkő: Véletlen valószínűségi (11)

Análízis eszközei II: A karakterisztikus függvény

X val. értékű, $F_X(x) = P(X \leq x)$ valószínűségi

Def karakterisztikus függvény:

$$\varphi_X: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{C}, \quad \varphi_X(t) := \mathbb{E}(e^{itX}) = \int_{\mathbb{R}} e^{itx} dF(x)$$

(amint φ az F analízis Fourier - Stieltjes transzformáltja)

Alapjelölések:

1. Tétel (1) $\varphi(0) = 1$, és $\forall t \in \mathbb{R} \quad |\varphi(t)| \leq 1$

(2) $t \mapsto \varphi(t)$ egyenlően folytonos \mathbb{R} -en

(3) $t \mapsto \varphi(t)$ "pozitív típusú" típus

$\forall n \in \mathbb{N}, \forall z_1, \dots, z_n \in \mathbb{C}, \forall t_1, \dots, t_n \in \mathbb{R}:$

$$\sum_{k=1}^n z_k \bar{z}_k \varphi(it_k - it_k) \geq 0$$

szigorúan
%
a valószínűségi

További alapjelölések:

- $\varphi_{\text{konv}}(t) = e^{itb} \varphi_X(at) \quad (t \in \mathbb{R})$

- $\varphi(-t) = \overline{\varphi(t)} \quad (t \in \mathbb{R})$

Lemma a Tétel (1) szület

X val. vettető charakter szület ha

$\exists d > 0, \quad \forall \epsilon \in (0, d)$ egy hossz

$$P(X \in [kd + \epsilon \mid k \in \mathbb{Z}]) = 1$$

átlag : X megszület szület egy szület
szület szület

Tétel • ha X szület szület, átlag

$$t \rightarrow 0 \Rightarrow |\varphi_X(t)| < 1$$

• ha X szület szület, átlag

$$\varphi_X\left(\frac{2\pi n}{d}\right) = \exp\left(i 2\pi n \frac{\epsilon}{d}\right)$$

Biz trivi

Teile bringen:

$$(1) \varphi_X(0) = E(e^{i \cdot 0 \cdot X}) = E(1) = 1$$

$$|\varphi_X(t)| = |E(e^{itX})| \leq E|e^{itX}| = 1$$

$$\begin{aligned} (2) |\varphi_X(t) - \varphi_X(s)| &= |E(e^{itX}) - E(e^{isX})| = \\ &= |E(e^{itX} - e^{isX})| \leq E|e^{itX} - e^{isX}| = \\ &= E(|e^{itX} - e^{isX}| \mathbb{1}_{\{|X| < M\}}) + \\ &\quad E(|e^{itX} - e^{isX}| \mathbb{1}_{\{|X| \geq M\}}) \leq \\ &\leq |t-s|M + 2P(|X| \geq M) \end{aligned}$$

benutze (i) $|e^{ia} - e^{ib}| \leq |a-b|$ für $a, b \in \mathbb{R}$

(ii) $|e^{ia} - e^{ib}| \leq 2$ für $a, b \in \mathbb{R}$

Wähle M dyon mag, dass $P(|X| \geq M) \leq \frac{\varepsilon}{4}$

$$\delta = \frac{\varepsilon}{2M}$$

Es ist: $|t-s| < \delta \Rightarrow |\varphi_X(t) - \varphi_X(s)| < \varepsilon$

$$\begin{aligned} (3) \sum_{k=0}^n z_k \bar{z}_k \varphi(t_k - t_0) &= \sum_{k=0}^n z_k \bar{z}_k E(e^{i(t_k - t_0)X}) = \dots \\ &= E \left| \sum_{k=0}^n e^{it_k X} \cdot z_k \right|^2 \geq 0 \end{aligned}$$

Bochner Integral für $\varphi: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{C}$ ist $\varphi = \varphi_1 + i\varphi_2$ (1)

$$\begin{cases} \varphi(0) = 1 \\ \varphi \text{ holonomes } t \text{-} \\ \varphi \text{ positiver } t \text{-} \end{cases} \text{-} \text{} \text{-} \text{} \text{-} \text{}$$

Aber φ ist \mathbb{F} linearisierbare \mathbb{C} -wertige
 Funktion (Beweis: pl. Real & Simon mit 1.)

Konvergenz

(1) Normal $N(m, \sigma)$ $Y = \mu + \sigma X$

$$\varphi(t) = \mathbb{E}^{int} \varphi_{0,1}(\sigma t)$$

$$\varphi_{0,1}(t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} e^{itx} e^{-\frac{x^2}{2}} dx$$

$$= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-\frac{1}{2}(x-it)^2} \cdot e^{-t^2/2} = e^{-t^2/2}$$

$$\varphi_{m,\sigma}(t) = \exp \left\{ it\mu - \frac{\sigma^2 t^2}{2} \right\}$$

(2) Exponential $E(a, b)$, $U_{Ni}(a, b)$

$$\varphi(t) = \frac{1}{b-a} \int_a^b e^{itx} dx = \frac{e^{itb} - e^{ita}}{it(b-a)}$$