

Ein frohes neues Jahr!

6 Das Gesetz der großen Zahlen (Ende)

(Kapitel 6 in Bovier Skript)

6.6 Große Abweichungen von GGZ

Seien X_1, X_2, \dots i.i.d Z.V. integrierbar. Sei $S_n = \sum_{k=1}^n X_k$ mit $\mathbb{E}[X_i] = m$, und sei $\psi(t) = \mathbb{E}[e^{tX_1}]$. Dann wegen GGZ:

$$\frac{S_n}{n} \xrightarrow{f.s.} m.$$

Satz 15. Für alle $n \geq 1, a \in \mathbb{R}$

$$(a) \quad \mathbb{P}\left(\frac{S_n}{n} \geq a\right) \leq e^{-nI(a)}, \quad \text{für } a \geq m$$

$$(b) \quad \mathbb{P}\left(\frac{S_n}{n} \leq a\right) \leq e^{-nI(a)}, \quad \text{für } a \leq m$$

wobei die exponentielle Abfallrate $I(a)$ ist gegeben durch

$$I(a) = \sup_{t \in \mathbb{R}} [at - \log \psi(t)].$$

Bemerkung. Oft wir können sagen dass für „gute Menge“ $G \subseteq \mathbb{R}$:

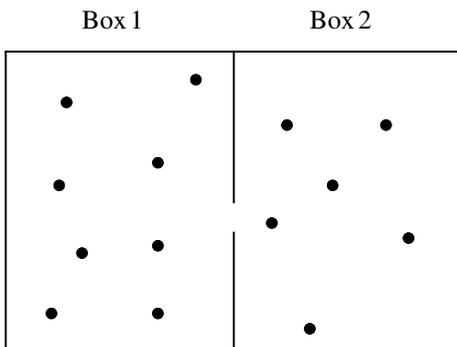
$$\lim_{n \rightarrow \infty} -\frac{1}{n} \log \mathbb{P}\left(\frac{S_n}{n} \in G\right) = \inf_{a \in G} I(a).$$

Das ist die Theorie von Große Abweichungen. Das bedeutet dass typischeweise wir haben

$$\mathbb{P}\left(\frac{S_n}{n} \geq a\right) = e^{-n(I(a)+o(1))}, \quad \text{als } n \rightarrow \infty.$$

Beispiel. Modell von ein Gas. Jede Moleküle hat W-keit $1/2$ in Box 1 zu sein und sind unabhängig (ideal gas), d.h. X_1, \dots, X_n i.i.d. $\text{Ber}(1/2)$ Z.V. wobei

$$X_k = \begin{cases} 1 & \text{falls Moleküle } \#k \text{ in Box 1 ist} \\ 0 & \text{falls Moleküle } \#k \text{ in Box 2 ist} \end{cases}$$



$n = 10^{23}$ Moleküle (Teilchen)

$\text{Vol}(\text{Box1}) = \text{Vol}(\text{Box2})$

Frage:

$$\mathbb{P}\left(\frac{\#\text{Teilchen in Box 1}}{n} \geq \frac{1}{2} + 10^{-10}\right) \leq p = ?$$

Tchebichev Abschätzung: $(\text{Var}(X_k) = 1/4)$

$$p \leq \frac{\text{Var}\left(\frac{S_n}{n}\right)}{(10^{-10})^2} = \frac{10^{20}}{4 \cdot 10^{23}} = \frac{1}{4000}.$$

Abschätzung mit Theorem 15. $m = 1/2$ und eine explizite Rechnung gibt

$$I(a) = a \log(2a) + (1-a) \log(2(1-a))$$

$$p \leq e^{-2n(10^{-10})^2} = e^{-2000}!!!$$

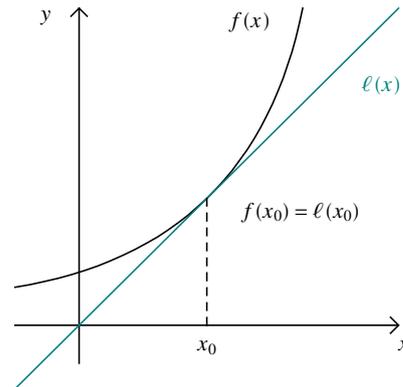
Proposition 16. (Jensen's Ungleichung) Sei X eine reelle Z.V., integrierbar, und $f: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ eine konvexe Funktion. Dann

$$f(\mathbb{E}[X]) \leq \mathbb{E}(f(X)).$$

Beweis.

Da f konvex ist, $\forall x_0 \in \mathbb{R} \exists$ gerade $\ell(x)$ s.d.

$$\ell(x_0) = f(x_0), \quad \ell(x) \leq f(x), \quad x \in \mathbb{R}.$$



Wählen wir $x_0 = \mathbb{E}[X]$. Dann,

$$f(\mathbb{E}[X]) = f(x_0) = \ell(x_0) = \ell(\mathbb{E}[X]) \stackrel{\text{Linearität}}{=} \mathbb{E}[\ell(X)] \leq \mathbb{E}[f(X)].$$

□

Beweis. (von Thm. 15) Fall $a \geq m$. Den Fall $a \leq m$ ist analog. O.B.d.A. $m = 0$.

$$\begin{aligned} \mathbb{P}\left(\frac{S_n}{n} \geq a\right) &= \mathbb{P}(S_n \geq na) \stackrel{\text{Markov } \lambda \geq 0}{\leq} \inf_{\lambda \geq 0} \mathbb{E}\left[\frac{e^{\lambda S_n}}{e^{\lambda na}}\right] \stackrel{\text{i.i.d. } \lambda \geq 0}{=} \inf_{\lambda \geq 0} e^{-\lambda na} (\mathbb{E}[e^{\lambda X_1}])^n = \inf_{\lambda \geq 0} \exp\{-n(\lambda a - \log \mathbb{E}[e^{\lambda X_1}])\} \\ &= \exp\left(-n \sup_{\lambda \geq 0} (a\lambda - \log \psi(\lambda))\right) \end{aligned}$$

Für $\lambda \leq 0, a \geq 0$,

$$a\lambda - \log \psi(\lambda) \leq -\log \psi(\lambda) = -\log \mathbb{E}[e^{\lambda X_1}] \stackrel{\text{Jensen}}{\leq} -\log e^{\lambda \mathbb{E}[X_1]} = 0.$$

$$\sup_{\lambda \geq 0} (a\lambda - \log \psi(\lambda)) = \sup_{\lambda \in \mathbb{R}} (a\lambda - \log \psi(\lambda)) = I(a).$$

□

Eigenschaften von $I(a)$.

- a) I ist convex.
 b) $I(a) \geq 0$ für alle $a \in \mathbb{R}$.
 c) Falls $\psi(\lambda) < \infty$ auf $(-\delta, \delta)$ $\delta > 0$, dann
- $$f_a(\lambda) = a\lambda - \log \psi(\lambda) \in C^\infty((-\delta, \delta))$$
- mit $f_a(0) = 0$, $f'_a(0) = a - m$
- $$\Rightarrow I(a) > 0, \quad a \neq m.$$

Im Fall (c): exponentieller Abfall der W-keit großer Abweichungen!

Beispiel.

- $X_k \sim \mathcal{N}(m, \sigma^2) \Rightarrow I(a) = \frac{(a-m)^2}{2\sigma^2}$
- $X_k \sim \text{Exp}(\lambda) \Rightarrow I(a) = \begin{cases} \lambda a - 1 - \log(\lambda a), & a > 0 \\ +\infty, & a < 0 \end{cases}$
- $X_k \sim \text{Ber}(p) \Rightarrow I(a) = a \log(a/p) + (1-a) \log((1-a)/(1-p)), a \in (0, 1)$.

7 Der zentrale Grenzwertsatz

(Kapitel 7 in Bovier Skript)

7.1 Einleitung

Das GGZ sagt und, dass für X_1, X_2, \dots i.i.d. integrierbar Z.V. und $S_n = \sum_{k=1}^n X_k$

$$\frac{S_n}{n} \xrightarrow{f.s.} \mathbb{E}[X_1], \quad \text{als } n \rightarrow \infty.$$

Die typische Abweichungen (Fluktuationen) von S_n bzgl. $n\mathbb{E}[X_1]$ sind $o(n)$ (d.h. $f(n) = o(n) \Leftrightarrow f(n)/n \rightarrow 0$).Frage: Wie gross sind die Fluktuationen? Falls $\text{Var}(X_1) < \infty$

$$\text{Var}(S_n) = n \text{Var}(X_1) = O(n)$$

Dann

$$\frac{S_n - n\mathbb{E}[X_1]}{\sqrt{n \text{Var}(X_1)}}$$

hat Varianz 1 und Mittelwert 0.

Frage: Im Allgemeinen,

- a) Wann $\exists \gamma > 0$ s.d.

$$\frac{S_n - n\mathbb{E}[X_1]}{n^\gamma}$$

konvergiert (z.B. in Verteilung) gegen eine nicht triviale Z.V. (nicht 0 oder ∞).

- b) Was sind die möglichen Limes Z.V.

Bevor wir versuchen, diese Frage zu beantworten, stellen wir ein nützliches Werkzeug zur Untersuchung des Gesetzes der Zufallsvariablen vor.

7.2 Charakteristische Funktionen

Wir kennen schon die Momentenerzeugende Funktion $\psi(z) = \mathbb{E}[e^{zX}]$, $z \in \mathbb{R}$. Aber $\psi(z)$ ist manchmal $+\infty$ bis auf $z=0$ (siehe die Cauchy Verteilung), weil $z \mapsto e^{zx}$ sehr schnell wächst (entweder für $x \rightarrow \infty$ oder $x \rightarrow -\infty$).

Dagegen ist

$$x \mapsto e^{itx} = \cos(tx) + i \sin(tx) = \sum_{n \geq 1} \frac{(itx)^n}{n!}$$

für $t \in \mathbb{R}$ beschränkt. Hier $i^2 = -1$.

Definition 17. Sei X eine reelle Z.V.. Dann die charakteristische Funktion von X definiert durch

$$\phi(t) = \phi_X(t) := \mathbb{E}[e^{itX}] = \mathbb{E}[\cos(tX)] + i \mathbb{E}[\sin(tX)] = \int_{\mathbb{R}} e^{itx} \mathbb{P}_X(dx)$$

mit \mathbb{P}_X die Verteilung von X .

Einige Eigenschaften

Lemma 18. $\phi_X: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{C}$ ist (immer) wohldefiniert mit

- a) $\phi_X(0) = 1$
- b) $|\phi_X(t)| \leq 1$
- c)

$$\operatorname{Im}(\phi_X(t)) = \frac{\phi(t) - \phi(-t)}{2i}, \quad \operatorname{Re}(\phi_X(t)) = \frac{\phi(t) + \phi(-t)}{2}$$

- d) Falls X hat eine symmetrische Verteilung dann $\phi_X(t) \in \mathbb{R}$. (d.h. $X \sim -X$, z.B. $\mathcal{N}(0, 1)$)

Beweis. Die Wohldefiniertheit folgt aus $\sin(tx)$ und $\cos(tx)$ beschränkt und messbar (\Rightarrow integrierbar bzgl jedes W-maß). Die Eigenschaften a) – d) sind ziemlich trivial. \square

Bemerkung. Sei $f: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{C}$ dann

$$\mathbb{E}[f(X)] = \mathbb{E}[\operatorname{Re} f(X)] + i \mathbb{E}[\operatorname{Im} f(X)] \in \mathbb{C}$$

und

$$|\mathbb{E}[f(X)]|^2 = (\mathbb{E}[\operatorname{Re} f(X)])^2 + (\mathbb{E}[\operatorname{Im} f(X)])^2 \stackrel{\text{Jensen}}{\leq} \mathbb{E}[(\operatorname{Re} f(X))^2] + \mathbb{E}[(\operatorname{Im} f(X))^2] = \mathbb{E}[|f(X)|^2]. \quad (1)$$

Und auch für $\alpha \in \mathbb{R}$

$$|e^{i\alpha}| = 1.$$

Lemma 19. Jede charakteristische Funktion ϕ eines W-maß μ ist gleichmässig stetig auf \mathbb{R} .

Beweis. Es gilt

$$|e^{itx} - 1|^2 = \overline{(e^{itx} - 1)}(e^{itx} - 1) = (e^{-itx} - 1)(e^{itx} - 1) = 1 - e^{-itx} - e^{itx} + 1 = 2(1 - \operatorname{Re}(e^{itx})).$$

Dann

$$|\phi(t) - \phi(s)|^2 = |\mathbb{E}[e^{itX} - e^{isX}]|^2 = |\mathbb{E}[e^{itX}(-e^{i(s-t)X})]|^2 \leq \mathbb{E}[|e^{itX}(1 - e^{i(s-t)X})|^2]$$

wegen (1), und dann

$$\mathbb{E}[|e^{itX}(1 - e^{i(s-t)X})|^2] = \mathbb{E}\left[\underbrace{|e^{itX}|^2}_{=1} |1 - e^{i(s-t)X}|^2\right] = \mathbb{E}[|(1 - e^{i(s-t)X})|^2] = \mathbb{E}[2(1 - \operatorname{Re}(e^{i(s-t)X}))]$$

Dann

$$|\phi(t) - \phi(s)|^2 = 2(1 - \operatorname{Re} \phi(s-t)).$$

Sei nun $N < \infty$. Dann,

$$\begin{aligned} |1 - \operatorname{Re} \phi(u)| &= |\mathbb{E}[1 - e^{iuX}]| \leq \mathbb{E}[|1 - e^{iuX}|] = \mathbb{E}[|1 - e^{iuX}| \mathbb{1}_{|X| \leq N}] + \mathbb{E}\left[\underbrace{|1 - e^{iuX}|}_{\leq |1 + e^{iuX}| = 2} \mathbb{1}_{|X| > N}\right] \\ &\leq \sup_{|x| \leq N} |1 - e^{iux}| + 2\mathbb{P}(|X| > N). \end{aligned}$$

Für $\forall \varepsilon > 0$ wählen wir $N = N(\varepsilon)$ und $\delta_0 = \delta_0(N, \varepsilon) > 0$ s.d.

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(|X| > N) &\leq \frac{\varepsilon^2}{4}, \\ \forall u, |u| < \delta_0 \quad \sup_{|x| \leq N} |1 - e^{iux}| &\leq \frac{\varepsilon^2}{2}. \end{aligned}$$

Es folgt, dass für alle $\varepsilon > 0$, existiert $\delta_0 > 0$ s.d. für $|t - s| \leq \delta_0$ wir haben

$$|\phi(t) - \phi(s)|^2 = 2(1 - \operatorname{Re} \phi(s-t)) \leq \sup_{|x| \leq N} |1 - e^{i(t-s)x}| + 2\mathbb{P}(|X| > N) \leq \frac{\varepsilon^2}{2} + \frac{\varepsilon^2}{2} \leq \varepsilon^2.$$

□

Wie bei der Momentenerzeugende Funktion, kann man die Momenten durch Ableitung von ϕ herleiten.

Proposition 20. Sei ϕ die char. Fkt. einer Z.V. X mit $\mathbb{E}[|X|^n] < \infty$. Dann $\phi \in C^n(\mathbb{R}; \mathbb{C})$ mit

$$\phi(0) = 1, \quad \phi^{(n)}(0) = \left. \frac{d^n}{dt^n} \phi(t) \right|_{t=0} = i^n \mathbb{E}[X^n].$$

Beweis. $\phi(0) = \mathbb{E}[e^{i0X}] = 1$. Setze $e(t, x) = e^{itx}$ und

$$e^{(n)}(t, x) := \left(\frac{\partial}{\partial t} \right)^n e(t, x) = i^n x^n e(t, x).$$

Dann

$$e(t, X) = e(0, X) + \int_0^t e^{(1)}(s, X) ds$$

und wir können die \mathbb{E} nehmen so

$$\phi(t) = \phi(0) + \mathbb{E} \int_0^t e^{(1)}(s, X) ds$$

aber $|e^{(1)}(s, X)| = |iX e^{isX}| \leq |X|$ und $\mathbb{E}(|X|) < \infty$, dann $|e^{(1)}(s, X)|$ integrierbar ist bzgl. $\mathbb{P} \otimes \mathcal{U}_{[0,1]}$. Fubini–Lebesgue gibt uns

$$\phi(t) = \phi(0) + \int_0^t \mathbb{E}[e^{(1)}(s, X)] ds$$

Aus dominierte konvergenz folgt dass $s \mapsto \mathbb{E}[e^{(1)}(s, X)]$ stetig ist (Übung!), dann wir haben

$$\frac{d}{dt} \phi(t) = \mathbb{E}[e^{(1)}(t, X)] = \mathbb{E}[iX e^{itX}]$$

und insbesondere

$$\left. \frac{d}{dt} \phi(t) \right|_{t=0} = \mathbb{E}[iX].$$

Verallgemeinerung:

$$\begin{aligned} e(t, X) &= e(0, X) + \int_0^t e^{(1)}(t_1, X) dt_1 \\ &= e(0, X) + \int_0^t \left[e^{(1)}(0, X) + \int_0^{t_1} e^{(2)}(t_2, X) dt_2 \right] dt_1 \\ &= e(0, X) + t e^{(1)}(0, X) + \int_0^t \int_0^{t_1} e^{(2)}(t_2, X) dt_2 dt_1 \\ &= e(0, X) + t e^{(1)}(0, X) + \frac{t^2}{2} e^{(2)}(0, X) + \int_0^t \int_0^{t_1} \int_0^{t_2} e^{(3)}(t_3, X) dt_3 dt_2 dt_1 \\ &\quad \vdots \\ &= \sum_{k=0}^{n-1} \frac{t^k}{k!} \underbrace{e^{(k)}(0, X)}_{=(iX)^k} + \int_{0 \leq t_n \leq \dots \leq t_1 \leq t} e^{(n)}(t_n, X) dt_n \dots dt_1 \end{aligned}$$

mit $|e^{(n)}(t_n, X)| \leq |X|^n$. Falls $\mathbb{E}[|X|^n] < \infty$ Fubini–Lebesgue gibt

$$\phi(t) = \sum_{k=0}^{n-1} \frac{t^k}{k!} i^k \mathbb{E}[X^k] + \int_{0 \leq t_n \leq \dots \leq t_1 \leq t} \mathbb{E}[e^{(n)}(t_n, X)] dt_n \dots dt_1$$

wo $t_n \mapsto \mathbb{E}[e^{(n)}(t_n, X)]$ stetig ist (und dann gleichmässig stetig). Ableiten wir n -mal

$$\left. \frac{d^n}{dt^n} \phi(t) \right|_{t=0} = i^n \mathbb{E}[X^n e^{itX}] \Big|_{t=0} = i^n \mathbb{E}[X^n].$$

□

Für den Fall von summe unabhängiger Z.V. es gilt

Lemma 21.

a) Seien X_1, X_2, \dots unabhängige Z.V. mit char. Fkt. ϕ_{X_k} . Seien $S_n := \sum_{k=1}^n X_k$. Dann

$$\phi_{S_n}(t) = \prod_{k=1}^n \phi_{X_k}(t).$$

b)

$$\phi_{aX+b}(t) = e^{itb} \phi_X(at).$$

c) Insbesondere, falls $\mathbb{E}[X_k] = \mu$ für $k \geq 1$, dann

$$\phi_{\frac{S_n - \mu n}{n^\gamma}}(t) = e^{-it\mu n^{1-\gamma}} \prod_{k=1}^n \phi_{X_k}(n^{-\gamma} t).$$

Beweis. (a) Folgt aus Unabhängigkeit (da dann $e^{itX_1}, \dots, e^{itX_k}$ auch unabhängig sind)

(b) Trivial.

(c)

$$\phi_{\frac{S_n - \mu n}{n^\gamma}}(t) = \mathbb{E} \left[e^{it \frac{S_n - \mu n}{n^\gamma}} \right] = e^{-it\mu n^{1-\gamma}} \mathbb{E} \left[e^{itn^{-\gamma}(X_1 + \dots + X_n)} \right] \stackrel{\text{unab.}}{=} e^{-it\mu n^{1-\gamma}} \prod_{k=1}^n \phi_{X_k}(n^{-\gamma} t).$$

□

Charakteristische Funktionen einiger Verteilungen

\mathbb{P}_X	$\phi^X(t)$
$\mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$	$e^{it\mu - \frac{1}{2}\sigma^2 t^2}$
Ber(p)	$(1 - p + pe^{it})$
Bin(n, p)	$(1 - p + pe^{it})^n$
Poi(λ)	$e^{-\lambda(e^{it} - 1)}$
Exp(λ)	$(1 - it / \lambda)^{-1}$
Geo(q)	$\frac{1 - q}{1 - qe^{it}}$
Cauchy(a)	$e^{-a t }$ ← nicht Ableitbar in 0!