

Kapitel IX

Unendlich teilbare Wahrscheinlichkeitsmaße und symmetrisch stabile Verteilungen, ein Einblick

Reinhard Höpfner

Vorlesung Stochastik II

Wintersemester 2010/11

Institut für Mathematik, Johannes Gutenberg Universität Mainz

03.01.07, 29.10.10

Übersicht zu Kapitel IX :

Eine Klasse von Maßen auf $\mathbb{R} \setminus \{0\}$ 9.1–9.2

Satz über schwache Limiten von Poisson-Mischungen 9.3–9.6

Zur Notwendigkeit der Zentrierung 9.7

Poisson-Mischungen als Nicht-Lindeberg-Dreiecksschemata von L^2 -Variablen 9.8

Unendlich teilbare Wahrscheinlichkeitsmaße 9.9–9.11

Lévy-Chinchine-Formel (ohne Beweis) 9.12

Skalierungsergebnisse für symmetrisch stabile Verteilungen 9.13–9.14

Zur Austauschbarkeit von Trunkationsfunktionen 9.15

Strikte Stabilität 9.16

Symmetrisch stabile Verteilungen 9.17–9.18

Klasse aller strikt stabilen Verteilungen (ohne Beweis) 9.19

Dieses Kapitel stellt einen neuen Typ von Grenzwertsatz vor. Komplementär zum zentralen Grenzwertsatz aus Kapitel VIII geht es um Limesverteilungen vom Typ 'Poissonmischungen'.

9.1 Definition: Bezeichne \mathcal{M} die Klasse aller σ -endlichen Maße auf $(\mathbb{R} \setminus \{0\}, \mathcal{B}(\mathbb{R} \setminus \{0\}))$ mit

$$(*) \quad \int_{\mathbb{R} \setminus \{0\}} (x^2 \wedge 1) \Lambda(dx) < \infty ;$$

man sieht leicht, daß Bedingung (*) gleichwertig ist zur Gültigkeit von

$$\Lambda((-\infty, -a]) < \infty, \quad \int_{(-a,0) \cup (0,+a)} x^2 \Lambda(dx) < \infty, \quad \Lambda([+a, +\infty)) < \infty$$

für beliebiges $a > 0$.

9.2 Beispiel: Sei $0 < \alpha < 2$, seien ξ^+, ξ^- nichtnegative reelle Zahlen mit $\xi^+ + \xi^- > 0$. Definiere ein σ -endliches Maß auf $(\mathbb{R} \setminus \{0\}, \mathcal{B}(\mathbb{R} \setminus \{0\}))$ durch

$$\Lambda(dx) := \begin{cases} \xi^+ \alpha x^{-\alpha-1} dx, & x \in (0, \infty) \\ \xi^- \alpha |x|^{-\alpha-1} dx, & x \in (-\infty, 0). \end{cases}$$

Dann gilt $\Lambda \in \mathcal{M}$, denn für beliebige Wahl einer Schwelle $a > 0$ gilt wegen $0 < \alpha < 2$:

$$\begin{aligned} \Lambda((-\infty, -a]) &= \xi^- a^{-\alpha} < \infty, \\ \int_{(-a,0) \cup (0,+a)} x^2 \Lambda(dx) &= (\xi^+ + \xi^-) \int_0^a \alpha x^{1-\alpha} dx = \frac{(\xi^+ + \xi^-) \alpha}{2 - \alpha} a^{2-\alpha} < \infty, \\ \Lambda([+a, \infty)) &= \xi^+ a^{-\alpha} < \infty. \end{aligned}$$

In keinem Fall ist Λ ein endliches Maß auf $(\mathbb{R} \setminus \{0\}, \mathcal{B}(\mathbb{R} \setminus \{0\}))$, denn beliebig kleine punktierte Umgebungen von 0 tragen Masse $+\infty$ wegen

$$\Lambda(\{x : 0 < |x| < a\}) = \int_{(-a,0) \cup (0,+a)} \Lambda(dx) = (\xi^+ + \xi^-) \int_0^a \alpha x^{-\alpha-1} dx = [-x^{-\alpha}]_0^a = \infty$$

für jede Wahl einer Konstante $a > 0$. Auf solchen Umgebungen gilt weiter

$$(+)$$

$$\int_{(-a,0) \cup (0,+a)} |x| \Lambda(dx) = (\xi^+ + \xi^-) \int_0^a \alpha x^{-\alpha} dx < \infty \iff 0 < \alpha < 1,$$

während auf Umgebungen von $+\infty$ oder $-\infty$ gilt

$$(++)$$

$$\int_{(-\infty,-a) \cup (+a,+\infty)} |x| \Lambda(dx) = (\xi^+ + \xi^-) \int_a^\infty \alpha x^{-\alpha} dx < \infty \iff 1 < \alpha < 2,$$

in beiden Fällen unabhängig von der Wahl der Schwelle $a > 0$. □

9.3 Satz: Für jedes $\Lambda \in \mathcal{M}$ gibt es ein Wahrscheinlichkeitsmaß Q_Λ auf $(\mathbb{R}, \mathcal{B}(\mathbb{R}))$ mit charakteristischer Funktion

$$\varphi_\Lambda(t) := \int_{\mathbb{R}} e^{ity} Q_\Lambda(dy) = \exp \left(\int_{\mathbb{R} \setminus \{0\}} [e^{itx} - 1 - (itx)1_{\{|x| \leq 1\}}] \Lambda(dx) \right), \quad t \in \mathbb{R}.$$

Bevor wir in 9.6 unten diesen Satz beweisen, machen wir deutlich, in welcher Weise Wahrscheinlichkeitsmaße des Typs 9.3 aus 'Poissonmischungen' entstehen. Jedes gewichtete Diracmaß $\Lambda := \lambda \epsilon_a$ mit Masse $\lambda > 0$ in einem Punkt $a \neq 0$ gehört zur Klasse \mathcal{M} . Im Spezialfall $\Lambda = \lambda \epsilon_a$ reduziert sich die Funktion $\varphi_\Lambda(\cdot)$ aus 9.3 auf

$$\varphi_\Lambda(t) = \exp(\lambda [e^{ita} - 1 - (ita)1_{\{|a| \leq 1\}}]) , \quad t \in \mathbb{R}.$$

Für eine poissonverteilte Zufallsvariable $N \sim \mathcal{P}(\lambda)$ mit Parameter λ gilt aber (vgl. 7.6)

$$N \text{ hat charakteristische Funktion } t \rightarrow E(e^{itN}) = e^{\lambda(e^{it}-1)},$$

$$aN + b \text{ hat charakteristische Funktion } t \rightarrow e^{ibt} e^{\lambda(e^{iat}-1)},$$

$$a(N - EN) \text{ hat charakteristische Funktion } t \rightarrow e^{\lambda(e^{iat}-1-iat)}.$$

Mit dem Eindeutigkeitssatz für charakteristische Funktionen 7.8 ist damit für $\Lambda = \lambda \epsilon_a$, $a \neq 0$, die Funktion $\varphi_\Lambda(\cdot)$ aus 9.3 als charakteristische Funktion zu einer durch a skalierten und im Fall $|a| \leq 1$ auch zentrierten Poissonvariable mit Parameter λ identifiziert. Betrachtet man nun unabhängige skalierte und gegebenenfalls zentrierte Poissonvariable, erhält man sofort

9.4 Beispiel: Sei $D = \{a_1, \dots, a_\ell\}$ eine endliche Teilmenge von $\mathbb{R} \setminus \{0\}$. Zu strikt positiven $\lambda_1, \dots, \lambda_\ell$ und zu unabhängigen Poissonvariablen $N_j \sim \mathcal{P}(\lambda_j)$, $1 \leq j \leq \ell$ definiere

$$Q := \mathcal{L} \left(\sum_{\substack{a_j \in D \\ |a_j| \leq 1}} a_j (N_j - EN_j) + \sum_{\substack{a_j \in D \\ |a_j| > 1}} a_j N_j \right).$$

Dann hat das Wahrscheinlichkeitsmaß Q die charakteristische Funktion

$$\varphi_\Lambda(t) = \exp \left(\sum_{a_j \in D} [e^{ita_j} - 1 - (ita_j)1_{\{|a_j| \leq 1\}}] \Lambda(\{a_j\}) \right) \quad \text{mit} \quad \Lambda := \sum_{a_j \in D} \lambda_j \epsilon_{a_j} \in \mathcal{M}.$$

Diese 'diskreten Poissonmischungen' bilden einen wichtigen Spezialfall von 9.3. □

Als nächstes zeigen wir, wie für allgemeines $\Lambda \in \mathcal{M}$ die charakteristische Funktion in 9.3 als schwacher Limes einer Folge diskreter Poissonmischungen der Art 9.4 entsteht. Die Idee ist einfach: man stelle sich eine Balkenwaage vor, an deren rechtem Arm in Positionen

$$a_{n,1} < \dots < a_{n,k_n}$$

unabhängige zufällige Poisson-Gewichte $X_{n,j}$ eingehängt werden:

$$\begin{aligned} X_{n,j} &:= N_{n,j} - E(N_{n,j}) \quad \text{falls } a_{n,j} \leq 1, \quad X_{n,j} := N_{n,j} \quad \text{falls } a_{n,j} > 1, \\ N_{n,j} &\sim \mathcal{P}(\Lambda((a_{n,j-1}, a_{n,j}])) \quad \text{unabhängig, } j = 1, 2, \dots, k_n \end{aligned}$$

(mit $0 < a_{n,0} < a_{n,1}$). Für $n \rightarrow \infty$ erweitert man sukzessiv die Punktwolken $\{a_{n,j} : 1 \leq j \leq k_n\}$, so daß sie sich auf $(0, \infty)$ – und insbesondere zum Ursprung der Waage hin – verdichten. Entsprechendes macht man spiegelverkehrt auch auf dem linken Arm der Waage.

9.5 Hilfssatz: Betrachte ein auf $(0, \infty)$ konzentriertes 'einseitiges' $\Lambda \in \mathcal{M}$.

a) Sei $0 < A < 1 < B < \infty$. Zu beliebig kleinem $\Delta > 0$ gibt es Partitionen

$$\Pi := \{a_0, a_1, \dots, a_k\}, \quad A = a_0 < a_1 < \dots < a_{\ell-1} < 1 = a_\ell < \dots < a_k = B$$

mit den Eigenschaften

$$(+) \quad (a_j - a_{j-1}) < \Delta, \quad \Lambda((a_{j-1}, a_j)) \leq \Delta, \quad 1 \leq j \leq k$$

$$(++) \quad \{x \in (A, B] : \Lambda(\{x\}) > \Delta\} \subset \Pi.$$

b) Für jede Partition Π wie in a) stimmt die Summe

$$\sum_{j=1}^k [e^{ita_j} - 1 - (ita_j)1_{\{|a_j| \leq 1\}}] \Lambda((a_{j-1}, a_j])$$

überein mit dem Integral

$$\int_{(A,B]} [e^{itx} - 1 - (itx)1_{\{|x| \leq 1\}}] \Lambda(dx)$$

bis auf Fehlerterme der Größenordnung

$$\leq \Delta c(t) \Lambda((A, \infty)) ;$$

dabei ist $c(t)$ eine nur von $t \in \mathbb{R}$ (und nicht von $\Lambda \in \mathcal{M}$, Δ , A oder B) abhängende Konstante.

c) Für jede Partition Π wie in a), mit $\dots < a_{\ell-1} < 1 = a_\ell < \dots$, unterscheiden sich

$$\sum_{j=1}^{\ell} a_j^2 \Lambda((a_{j-1}, a_j]) \quad \text{und} \quad \int_{(A,1]} x^2 \Lambda(dx)$$

höchstens um

$$2 \Delta \Lambda((A, \infty)) .$$

d) Stets gilt

$$\begin{aligned} \lim_{A \downarrow 0} \int_{(0,A]} [e^{itx} - 1 - (itx)1_{\{|x| \leq 1\}}] \Lambda(dx) &= 0, \\ \lim_{B \uparrow \infty} \int_{(B,\infty)} [e^{itx} - 1 - (itx)1_{\{|x| \leq 1\}}] \Lambda(dx) &= 0. \end{aligned}$$

Beweis: 1) Die Aussage d) folgt sofort aus der definierenden Eigenschaft (*) der Klasse \mathcal{M} und aus der Abschätzung

$$|e^{itx} - 1 - (itx)1_{\{|x| \leq 1\}}| \leq c(t) (x^2 \wedge 1)$$

mit einer nur von $t \in \mathbb{R}$ abhängenden Konstante $c(t)$ der Form $c(t) = \tilde{c}(1+t^2)$ (für $|x| \leq 1$ folgt dies aus 7.3, und für $|x| > 1$ ist die linke Seite stets ≤ 2).

2) Eine Partition mit den Eigenschaften (+) und (++) gewinnt man, indem man (ähnlich wie im Beweis des Satzes von Glivenko-Cantelli 5.15) für das nach 9.1 endliche Maß

$$\Lambda(\cdot \cap (A, \infty))$$

eine Verteilungsfunktion

$$(\circ) \quad s \longrightarrow \Lambda((A, A+s]) , \quad s \geq 0$$

betrachtet und deren Anwachsen mit

$$(\diamond) \quad \tau_0 := A , \quad \tau_{n+1} := \inf\{t > \tau_n : \Lambda((\tau_n, t]) > \Delta\} , \quad n \in \mathbb{N}_0$$

kontrolliert. Beachte, daß (\circ) als Verteilungsfunktion eines endlichen Maßes höchstens abzählbar viele Sprungstellen besitzt (für beliebiges $k \in \mathbb{N}$ höchstens endliche viele Sprungstellen mit Sprunghöhe $> \frac{1}{k}$) und in $s = 0$ den Wert 0 besitzt: insbesondere findet (\diamond) alle Sprungstellen mit Sprunghöhe $> \Delta$ dieser Verteilungsfunktion. Damit ist eine Folge von Punkten $\{\tau_n : n \in \mathbb{N}_0\}$ in $[A, \infty)$ gefunden, welche (++) und die zweite Forderung aus (+) erfüllt. Durch Einschieben

endlich vieler Zwischenpunkte im Intervall $(A, B]$ kann man danach die erste Forderung aus (+) erfüllen, und sicherstellen, daß 1 und B in der Partition enthalten sind.

3) Sei $\Delta > 0$ fest, sei Π die zu Δ gebildete Partition aus a). Wegen (++) ist $D := \{x \in (A, B] : \Lambda(\{x\}) > \Delta\}$ eine Teilmenge der Partition Π . Setze

$$\Lambda_D := \sum_{a \in D} \Lambda(\{a\}) \epsilon_a \quad , \quad \tilde{\Lambda} := \Lambda(\cdot \cap (A, B]) - \Lambda_D .$$

Dann hat $\tilde{\Lambda}$ die Eigenschaft

$$(*) \quad \tilde{\Lambda}(\{x\}) \leq \Delta \quad \text{für alle } x \in (A, B]$$

und wie in Beispiel 9.4 stimmen die Differenzen

$$\sum_{j=1}^k [e^{ita_j} - 1 - (ita_j)1_{\{|a_j| \leq 1\}}] \Lambda((a_{j-1}, a_j]) - \int_{(A, B]} [e^{itx} - 1 - (itx)1_{\{|x| \leq 1\}}] \Lambda(dx)$$

und

$$\sum_{j=1}^k [e^{ita_j} - 1 - (ita_j)1_{\{|a_j| \leq 1\}}] \tilde{\Lambda}((a_{j-1}, a_j]) - \int_{(A, B]} [e^{itx} - 1 - (itx)1_{\{|x| \leq 1\}}] \tilde{\Lambda}(dx)$$

trivialerweise überein. Unter (*) folgt aus (+)

$$\tilde{\Lambda}((a_{j-1}, a_j]) \leq 2\Delta, \quad 1 \leq j \leq k .$$

Schreibe für festes t

$$f_t(a) := e^{ita} - 1 - (ita)1_{\{|a| \leq 1\}}, \quad f_{\Pi, t}(a) := \sum_{j=1}^k f_t(a_j) 1_{(a_{j-1}, a_j]}(a), \quad a > 0 .$$

Dann gilt $\frac{\partial}{\partial a} f_t(a) = it(e^{ita} - 1)$ falls $0 < a < 1$, $\frac{\partial}{\partial a} f_t(a) = ite^{ita}$ falls $a > 1$, also

$$|f_t(a) - f_t(a_j)| \leq |a - a_j| c(t) \leq \Delta c(t) \quad \text{falls } a_{j-1} < a \leq a_j$$

mit einer nur von t abhängenden Konstante $c(t)$. Nun schreibt man

$$(\circ) \quad \sum_{j=1}^k [e^{ita_j} - 1 - (ita_j)1_{\{|a_j| \leq 1\}}] \tilde{\Lambda}((a_{j-1}, a_j]) = \int_{(A, B]} f_{\Pi, t}(a) \tilde{\Lambda}(da)$$

und erhält die Abschätzungen

$$\left| \int_{(A, B]} f_{\Pi, t}(a) \tilde{\Lambda}(da) - \int_{(A, B]} f_t(a) \tilde{\Lambda}(da) \right| \leq \Delta c(t) \tilde{\Lambda}((A, B]) \leq \Delta c(t) \Lambda((A, \infty)) ;$$

damit unterscheidet sich (\circ) von

$$\int_{(A,B]} [e^{itx} - 1 - (itx)1_{\{|x|\leq 1\}}] \tilde{\Lambda}(dx)$$

höchstens um $\Delta c(t) \Lambda((A, \infty))$, und die Behauptung b) ist bewiesen.

5) Nach Wahl von a_0 und a_ℓ erhält man ähnlich wie oben

$$\left| \sum_{j=1}^{\ell} a_j^2 \Lambda((a_{j-1}, a_j]) - \int_{(A,1]} a^2 \Lambda(da) \right| \leq 2 \Delta \Lambda((A, \infty)) .$$

Damit ist Aussage c) gezeigt und der Beweis des Hilfssatzes vollständig. \square

9.6 Beweis von Satz 9.3: 1) Zerlege das Maß $\Lambda \in \mathcal{M}$ gemäß

$$\Lambda = \Lambda(\cdot \cap (-\infty, 0)) + \Lambda(\cdot \cap (0, \infty))$$

und arbeite zunächst auf dem rechten Ast von Λ :

$$\Lambda_1 := \Lambda(\cdot \cap (0, 1]) \in \mathcal{M}, \quad \Lambda_2 := \Lambda(\cdot \cap (1, \infty)) \in \mathcal{M} .$$

Mit $f_t(\cdot)$ wie in Schritt 4 des Beweises von 9.5 definiere Funktionen $\mathbb{R} \rightarrow \mathcal{C}$

$$\begin{aligned} \varphi_{\Lambda_1}(t) &:= \exp\left(\int f_t(a) \Lambda_1(da)\right) = \exp\left(\int_{(0,1]} [e^{itx} - 1 - (itx)1_{\{|x|\leq 1\}}] \Lambda(dx)\right), \\ \varphi_{\Lambda_2}(t) &:= \exp\left(\int f_t(a) \Lambda_2(da)\right) = \exp\left(\int_{(1,\infty)} [e^{itx} - 1 - (itx)1_{\{|x|\leq 1\}}] \Lambda(dx)\right). \end{aligned}$$

Beide Funktionen sind stetig in $t \in \mathbb{R}$: dies folgt mit dominierter Konvergenz aus der definierenden Eigenschaft der Klasse \mathcal{M} kombiniert mit den Schranken aus Schritt 1) für den Integranden.

2) Für Folgen $(A_n)_n, (B_n)_n, (\Delta_n)_n$ mit den Eigenschaften

$$(*) \quad A_n \downarrow 0, \quad B_n \uparrow \infty, \quad \Delta_n \downarrow 0 \quad \text{so daß} \quad \Delta_n \Lambda((A_n, \infty)) \longrightarrow 0$$

wähle Partitionen $\Pi_n := \{a_{n,0}, a_{n,1}, \dots, a_{n,k_n}\}$ wie in 9.5 a)

$$0 < A_n = a_{n,0} < a_{n,1} < \dots < a_{n,\ell_n-1} < 1 = a_{n,\ell_n} < \dots < a_{n,k_n} = B_n < \infty ,$$

bereite vor ein Dreiecksschema aus zeilenweise (d.h. für festes n) unabhängigen Poisson-ZV

$$N_{n,j} \sim \mathcal{P}(\Lambda((a_{n,j-1}, a_{n,j}])) , \quad 1 \leq j \leq k_n ,$$

und setze

$$M_n := \sum_{j=1}^{\ell_n} a_{n,j} (N_{n,j} - E(N_{n,j})) , \quad V_n := \sum_{j=\ell_n+1}^{k_n} a_{n,j} N_{n,j} .$$

3) Die charakteristischen Funktionen zu M_n bzw. V_n (vgl. 9.4, wir benutzen die Notation $f_{\Pi_n,t}(\cdot)$ analog zu (\circ) in Schritt 4 des Beweises von 9.5)

$$\begin{aligned} t &\longrightarrow E(e^{itM_n}) = \exp\left(\int f_{\Pi_n,t}(a) \Lambda_1(da)\right) \\ t &\longrightarrow E(e^{itV_n}) = \exp\left(\int f_{\Pi_n,t}(a) \Lambda_2(da)\right) \end{aligned}$$

konvergieren – nach Wahl $(*)$ von $(A_n)_n, (B_n)_n, (\Delta_n)_n$, und wegen 9.5 c)+b) – punktweise auf \mathbb{R} gegen die an der Stelle $t = 0$ stetigen Funktionen

$$t \longrightarrow \varphi_{\Lambda_1}(t) , \quad t \longrightarrow \varphi_{\Lambda_2}(t)$$

aus Schritt 1). Nach dem Stetigkeitssatz von P. Lévy 7.11 gibt es also Wahrscheinlichkeitsmaße

$$Q_{\Lambda_i} \quad \text{mit charakteristischer Funktion} \quad \varphi_{\Lambda_i} , \quad i = 1, 2$$

so daß schwache Konvergenz in \mathbb{R} gilt

$$(\diamond) \quad \mathcal{L}(M_n) \longrightarrow Q_{\Lambda_1} , \quad \mathcal{L}(V_n) \longrightarrow Q_{\Lambda_2} , \quad n \rightarrow \infty .$$

Damit ist für den rechten Ast des Maßes Λ der Satz bewiesen.

4) Auf dem linken Ast von Λ arbeitet man spiegelverkehrt in völlig analoger Weise, mit Poissonvariablen, die von den in 2) für den rechten Ast gewählten unabhängig sind, und erhält eine (\diamond) entsprechende Aussage. Das Produkt der so entstandenen vier charakteristischen Funktionen entspricht der Faltung der entsprechenden Wahrscheinlichkeitsmaße. Damit ist 9.3 bewiesen. \square

9.7 Bemerkung: Mit allen Bezeichnungen und Voraussetzungen aus 9.6: in (\diamond) aus 9.6

$$\mathcal{L}(M_n) \longrightarrow Q_{\Lambda_1} , \quad n \rightarrow \infty$$

darf man die Konvergenz der Summe

$$M_n = \sum_{j=1}^{\ell_n} a_{n,j} (N_{n,j} - E(N_{n,j})) , \quad n \rightarrow \infty$$

(wobei $a_{\ell_n} = 1$) i.a. *nicht* auf dem Weg über separat zu betrachtende Anteile

$$\sum_{j=1}^{\ell_n} a_{n,j} N_{n,j} , \quad \sum_{j=1}^{\ell_n} a_{n,j} E(N_{n,j})$$

untersuchen. Zunächst konvergiert – nach 9.5 c) und (*) – für $n \rightarrow \infty$ die Folge

$$(\circ) \quad \text{Var}(M_n) = \sum_{j=1}^{\ell_n} a_{n,j}^2 \Lambda((a_{n,j-1}, a_{n,j}]) \longrightarrow \int_{(0,1]} x^2 \Lambda(dx) < \infty$$

gegen einen endlichen Grenzwert, für jedes $\Lambda \in \mathcal{M}$. Gleichzeitig strebt auf einer großen Teilklasse von Maßen $\Lambda \in \mathcal{M}$ (siehe etwa (+) in Beispiel 9.2) die deterministische Folge

$$\sum_{j=1}^{\ell_n} a_{n,j} E(N_{n,j}) = \sum_{j=1}^{\ell_n} a_{n,j} \Lambda((a_{n,j-1}, a_{n,j}]) \geq \int_{(A_n, 1]} x \Lambda(dx) \longrightarrow \int_{(0,1]} x \Lambda(dx)$$

gegen ∞ für $n \rightarrow \infty$; in diesem Fall kann die Folge von Zufallsvariablen

$$\sum_{j=1}^{\ell_n} a_{n,j} N_{n,j}, \quad n \rightarrow \infty$$

(kombiniere (◦) und Chebychev) nicht mehr straff in \mathbb{R} sein. Auf die Zentrierung der in M_n eingehenden Poisson-Variablen kann daher für allgemeine $\Lambda \in \mathcal{M}$ nicht verzichtet werden. \square

9.8 Bemerkung: Betrachte ein Maß $\Lambda \in \mathcal{M}$ ohne Punktmassen, schreibe

$$\int_{(\frac{1}{2}, 1]} x^2 \Lambda(dx) =: s^2 > 0,$$

und betrachte ein Dreiecksschema mit allen Eigenschaften aus 9.6 bzw. 9.5 a)

$$(\circ) \quad X_{n,j} := a_{n,j} (N_{n,j} - E(N_{n,j})), \quad N_{n,j} \sim \mathcal{P}(\Lambda(a_{n,j-1}, a_{n,j}]), \quad m_n < j \leq \ell_n;$$

sei dabei ℓ_n bestimmt durch $a_{n,\ell_n} = 1$, wie in 9.5, und m_n festgelegt durch $a_{m_n-1} < \frac{1}{2} \leq a_{m_n}$. Per Definition sind die Poissonvariablen in (◦) zeilenweise unabhängige L^2 -Variablen. Wir überlegen, warum das Dreiecksschema (◦) die Lindeberg-Bedingung verletzen muß.

a) Wie in 9.5. c) gilt zuerst

$$s_n^2 := \sum_{j=m_n+1}^{\ell_n} \text{Var}(X_{n,j}) \longrightarrow \int_{(\frac{1}{2}, 1]} x^2 \Lambda(dx) = s^2, \quad n \rightarrow \infty.$$

Die in der Lindeberg-Bedingung 8.3 iii) zu festem $\varepsilon > 0$ zu betrachtenden Summanden haben die Gestalt

$$(\circ\circ) \quad E \left(\left(\frac{1}{s_n} X_{n,j} \right)^2 1_{\left\{ \left| \frac{1}{s_n} X_{n,j} \right| > \varepsilon \right\}} \right), \quad j = m_n+1, \dots, \ell_n.$$

Weil Λ nach Voraussetzung keine Punktmassen besitzt und damit nach 9.5 (+) bzw. nach 9.6

$$\lambda_{n,j} := \Lambda((a_{n,j-1}, a_{n,j}]) = \Lambda((a_{n,j-1}, a_{n,j})) \leq \Delta_n, \quad j = m_n+1, \dots, \ell_n,$$

weil alle $a_{n,j}$ zwischen $\frac{1}{2}$ und 1 liegen, weil s_n gegen s und Δ_n gegen 0 strebt, besteht für hinreichend großes n und hinreichend kleines ε der Effekt der Trunkation in $(\circ\circ)$ darin, in jedem der Summanden $(\circ\circ)$ genau das Ereignis $\{N_{n,j} = 0\}$ auszuschalten. Damit können die Summanden $(\circ\circ)$ wegen $a_{n,j} \geq \frac{1}{2}$ durch

$$\frac{1}{8s^2} \left(\sum_{k \geq 1} P(N_{n,j} = k) (k - \lambda_{n,j})^2 \right), \quad j = m_n+1, \dots, \ell_n$$

nach unten abgeschätzt werden. Die Summe in runden Klammern ist dann aber elementar

$$\text{Var}(N_{n,j}) - P(N_{n,j} = 0) (0 - \lambda_{n,j})^2 \geq \lambda_{n,j} - \lambda_{n,j}^2 \geq \lambda_{n,j}(1 - \Delta_n)$$

so daß man insgesamt für große n bei hinreichend kleinem $\varepsilon > 0$ die folgende Abschätzung erhält:

$$\begin{aligned} L_n(\varepsilon) &= \sum_{j=m_n+1}^{\ell_n} E \left(\left(\frac{1}{s_n} X_{n,j} \right)^2 1_{\left\{ \left| \frac{1}{s_n} X_{n,j} \right| > \varepsilon \right\}} \right) \\ &\geq \frac{1 - \Delta_n}{8s^2} \sum_{j=m_n+1}^{\ell_n} \lambda_{n,j} \longrightarrow \frac{1}{8s^2} \Lambda \left(\left(\frac{1}{2}, 1 \right] \right) > \frac{1}{8}, \quad n \rightarrow \infty \end{aligned}$$

nach Definition von s^2 ; also gilt für das Dreiecksschema (\circ) die Lindeberg-Bedingung nicht.

b) Die schwächeren Bedingungen (AV) und (FE) aus 8.3 erfüllt das Dreiecksschema (\circ) dagegen; dies prüft man mit ähnlichen Argumenten leicht nach (Übungsaufgabe). \square

Nun können wir einen wichtigen neuen Begriff einführen.

9.9 Definition: Ein Wahrscheinlichkeitsmaß Q auf $(\mathbb{R}, \mathcal{B}(\mathbb{R}))$ heißt *unendlich teilbar*, falls zu jeder natürlichen Zahl n ein Wahrscheinlichkeitsmaß Q_n auf $(\mathbb{R}, \mathcal{B}(\mathbb{R}))$ existiert mit $(Q_n)^{*n} = Q$.

9.10 Bemerkung: Die Eigenschaft eines Wahrscheinlichkeitsmaßes Q auf $(\mathbb{R}, \mathcal{B}(\mathbb{R}))$, mit charakteristischer Funktion $\varphi(\cdot)$, unendlich teilbar zu sein, kann äquivalent – nach Definition der Faltung, und nach 7.5 b) – in jeder der folgenden Formen i) oder ii) ausgesagt werden: zu jedem $n \in \mathbb{N}$

- i) gibt es iid ZV $X_{n,1}, \dots, X_{n,n}$ mit $\mathcal{L}(X_{n,1}) =: Q_n$ und $\mathcal{L}(X_{n,1} + \dots + X_{n,n}) = Q$;
- ii) ist $\varphi(\cdot)^{\frac{1}{n}}$ charakteristische Funktion zu einem Wahrscheinlichkeitsmaß Q_n auf $(\mathbb{R}, \mathcal{B}(\mathbb{R}))$.

9.11 Beispiele: a) Jede Verteilung Q_Λ wie in Satz 9.3, $\Lambda \in \mathcal{M}$, ist unendlich teilbar:

mit Λ ist auch $\frac{1}{n}\Lambda$ ein Maß in der Klasse \mathcal{M} , und die charakteristische Funktion zu Q_Λ

$$\varphi_\Lambda(t) = \int_{\mathbb{R}} e^{ity} Q_\Lambda(dy) = \exp\left(\int_{\mathbb{R}\setminus\{0\}} [e^{itx} - 1 - (itx)1_{\{|x|\leq 1\}}] \Lambda(dx)\right)$$

steht zu der charakteristischen Funktion von $Q_{\frac{1}{n}\Lambda}$

$$\varphi_{\frac{1}{n}\Lambda}(t) = \int_{\mathbb{R}} e^{ity} Q_{\frac{1}{n}\Lambda}(dy) = \exp\left(\int_{\mathbb{R}\setminus\{0\}} [e^{itx} - 1 - (itx)1_{\{|x|\leq 1\}}] \left(\frac{1}{n}\Lambda\right)(dx)\right)$$

offenkundig in der Beziehung $\varphi_{\frac{1}{n}\Lambda}(\cdot) = (\varphi_\Lambda(\cdot))^{\frac{1}{n}}$.

b) Als Spezialfall wie in 9.4 a) ist jedes Diracmaß ε_a in $a \neq 0$ unendlich teilbar:

es genügt, die charakteristische Funktion $t \rightarrow e^{ita}$ in Form $t \rightarrow e^{n(it\frac{a}{n})}$ zu schreiben.

c) Jede Normalverteilung $Q := \mathcal{N}(0, \sigma^2)$ mit $\sigma^2 > 0$ ist unendlich teilbar:

die charakteristische Funktion zu $\mathcal{N}(0, \sigma^2)$ ist $t \rightarrow e^{-\frac{1}{2}\sigma^2 t^2}$, nach 7.7; mit $Q_n := \mathcal{N}(0, \frac{1}{n}\sigma^2)$ ergibt sich $(Q_n)^{*n} = Q$; siehe auch 4.25. \square

9.12 Bemerkung: Man kann zeigen: es gibt keine anderen unendlich teilbaren Wahrscheinlichkeitsmaße Q auf $(\mathbb{R}, \mathcal{B}(\mathbb{R}))$ als solche mit charakteristischer Funktion von Gestalt

$$(\diamond) \quad \varphi_Q(t) = \exp\left(iat - \frac{1}{2}\sigma^2 t^2 + \int_{\mathbb{R}\setminus\{0\}} [e^{itx} - 1 - (itx)1_{\{|x|\leq 1\}}] \Lambda(dx)\right), \quad t \in \mathbb{R}$$

wobei $\Lambda \in \mathcal{M}$, $a \in \mathbb{R}$, $\sigma^2 \geq 0$. Dies ist die berühmte *Lévy-Chintchine Formel*. Für das zu (\diamond) gehörende Wahrscheinlichkeitsmaß Q nennt man Λ das *Lévy-Maß*, die Normalverteilung $\mathcal{N}(0, \sigma^2)$ den *Gaußschen Anteil*, und a den *Shiftanteil*. Durch Angabe eines Tripels

$$(a, \sigma^2, \Lambda) : \quad \Lambda \in \mathcal{M}, \sigma^2 \geq 0, a \in \mathbb{R}$$

ist eine unendlich teilbare Verteilung also eindeutig bestimmt. Siehe etwa Loève I (1977, Sect. 23–24), Feller II (1971), Bertoin (1996, S. 13), Sato (1999), Klenke (2006, S. 323 ff).

Stabile Verteilungen bilden eine wichtige Teilklasse der Klasse der unendlich teilbaren Verteilungen. Wir diskutieren sie – für eine allgemeine Behandlung siehe z.B. Feller II (1971), Zolotarev (1986), Bingham, Goldie und Teugels (1987) – nur im symmetrischen Fall. Wesentlich für 'Stabilität' ist die Gültigkeit gewisser Skalierungseigenschaften im Exponenten der charakteristischen Funktion einer unendlich teilbaren Verteilung.

9.13 Hilfssatz: Betrachte *symmetrische* Maße Λ nach Beispiel 9.2:

$$\Lambda(dx) = \xi \alpha |x|^{-\alpha-1} dx \quad \text{auf} \quad \mathbb{R} \setminus \{0\}$$

mit $0 < \alpha < 2$, $\xi = \xi^+ = \xi^- > 0$, und setze

$$F_c(t) := \int_{\mathbb{R} \setminus \{0\}} [e^{itx} - 1 - (itx)1_{\{|x| \leq c\}}] \Lambda(dx), \quad c > 0, \quad t \in \mathbb{R}$$

(für $c = 1$ ist $F_1(\cdot)$ der Exponent der charakteristischen Funktion φ_Λ gemäß 9.3). Dann gilt

- a) Die Funktionen F_c sind reellwertig und symmetrisch: $F_c(t) = F_c(-t)$ für alle $t \geq 0$.
- b) Es gilt $F_c(\cdot) = F_1(\cdot)$ unabhängig von der Wahl des Trunkierungsfaktors $c > 0$.
- c) Notwendig ist die Funktion $F_1(\cdot)$ von Form

$$F_1(t) = -c_\Lambda |t|^\alpha, \quad t \in \mathbb{R}$$

für eine geeignete Konstante $c_\Lambda > 0$.

Beweis: a)+b) Aus Symmetrie von Λ und Antisymmetrie des Imaginärteils des Integranden kombiniert mit der definierenden Eigenschaft (*) für Maße Λ in Klasse \mathcal{M} folgt:

$$i \cdot \int_{\mathbb{R} \setminus \{0\}} [\sin(tx) - tx 1_{\{|x| \leq c\}}] \Lambda(dx) = 0, \quad F_c(t) = \int_{\mathbb{R} \setminus \{0\}} [\cos(tx) - 1] \Lambda(dx).$$

Damit ist die Funktion F_c für symmetrisches $\Lambda \in \mathcal{M}$ reellwertig, symmetrisch, und offensichtlich frei von der konkreten Festlegung der Trunkierungskonstanten $0 < c < \infty$.

- c) Das folgende Argument nutzt Skalierungseigenschaften des Maßes $\Lambda(dx) = \xi \alpha |x|^{-\alpha-1} dx$ auf $\mathbb{R} \setminus \{0\}$. Fixiere $u > 0$ und setze $s := tu^{-\frac{1}{\alpha}}$, $y := xu^{-\frac{1}{\alpha}}$. Dann hat man $sx = ty$, verifiziert $(u\Lambda)(dx) = \Lambda(dy)$, und hat unter Ausnutzung von b)

$$\begin{aligned} u F_1(s) &= \int_{\mathbb{R} \setminus \{0\}} [e^{isx} - 1 - (isx)1_{\{|sx| \leq s\}}] (u\Lambda)(dx) \\ &= \int_{\mathbb{R} \setminus \{0\}} [e^{ity} - 1 - (ity)1_{\{|ty| \leq s\}}] \Lambda(dy) = F_{\frac{s}{t}}(t) = F_1(t). \end{aligned}$$

Insbesondere ergibt sich für $t = 1$ und $v := u^{-\frac{1}{\alpha}}$ die Gleichung

$$v > 0 : \quad F_1(v) = v^\alpha F_1(1).$$

Nach a) aber ist $F_1(\cdot)$ reellwertig und symmetrisch, also hat man auch

$$v \neq 0 : \quad F_1(v) = |v|^\alpha F_1(1).$$

Mit $c_\Lambda := -F_1(1) \in \mathbb{R}$ und mit 9.3 kann man also schreiben

$$\varphi_\Lambda(t) = \exp(F_1(t)) = e^{-c_\Lambda |t|^\alpha}, \quad t \in \mathbb{R}.$$

Als charakteristische Funktion ist $\varphi_\Lambda(\cdot)$ betragsmäßig durch 1 beschränkt, also kennt man das Vorzeichen der Konstante $c_\Lambda > 0$. \square

9.14 Bemerkung: Die Konstante c_Λ in 9.13 c) kann mit analytischen Methoden (wie in Feller II (1971), S. 568–569, wobei in (3.9), (3.11), (3.18) je ein Druckfehler zu korrigieren ist) berechnet werden; man erhält

$$c_\Lambda = \begin{cases} 2\xi \frac{\Gamma(2-\alpha)}{1-\alpha} \cos\left(\frac{\pi\alpha}{2}\right) > 0 & \text{falls } \alpha \neq 1 \\ \xi \pi & \text{falls } \alpha = 1 \end{cases}$$

für *symmetrisches* Λ aus Beispiel 9.2, mit $0 < \alpha < 2$ und $\xi = \xi^+ = \xi^-$ (Übungsaufgabe).

9.15 Bemerkung: Die Aussage von 9.13 a)+b) kann man wesentlich allgemeiner fassen: sei $\Lambda \in \mathcal{M}$ symmetrisch, wähle eine Funktion

(o) $h : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ antisymmetrisch, beschränkt, mit $|h(x) - x| = O(x^2)$ für $x \rightarrow 0$,

dann liefert Antisymmetrie des Imaginärteils des Integranden kombiniert mit Symmetrie von Λ

$$\int_{\mathbb{R} \setminus \{0\}} [e^{itx} - 1 - it h(x)] \Lambda(dx) = \int_{\mathbb{R} \setminus \{0\}} [e^{itx} - 1 - (itx) 1_{\{|x| \leq 1\}}] \Lambda(dx), \quad t \in \mathbb{R},$$

und dies ist reellwertig und symmetrisch in t . Man nennt h wie in (o) 'Trunktionsfunktion'; übliche Festlegungen sind z.B. $h(x) = \frac{x}{1+x^2}$ oder $h(x) = \sin(x)$. Damit ist für *symmetrisches* $\Lambda \in \mathcal{M}$ die charakteristische Funktion in 9.3 – oder in (o) in 9.12 – stets frei von der gewählten Festlegung einer Trunktionsfunktion. \square

9.16 Definition: Ein Wahrscheinlichkeitsmaß Q auf $(\mathbb{R}, \mathcal{B}(\mathbb{R}))$ heißt *strikt stabil* falls gilt: sind $Z_j, j \geq 1$ iid mit Verteilung Q , so gibt es für jede natürliche Zahl n eine Konstante a_n mit

$$\mathcal{L}\left(\frac{Z_1 + \dots + Z_n}{a_n}\right) = \mathcal{L}(Z_1).$$

9.17 Satz: Für $\Lambda \in \mathcal{M}$ symmetrisch und von der in Beispiel 9.2 betrachteten Form

(*) $\Lambda(dx) = \xi \alpha |x|^{-\alpha-1} dx$ auf $\mathbb{R} \setminus \{0\}$

(mit $0 < \alpha < 2$ und $\xi = \xi^+ = \xi^- > 0$) ist das Wahrscheinlichkeitsmaß Q_Λ aus 9.3 strikt stabil:

$$(**) \quad \mathcal{L} \left(\frac{Z_1 + \dots + Z_n}{n^{\frac{1}{\alpha}}} \right) = \mathcal{L}(Z_1) \quad \text{für } Z_j, j \geq 1 \text{ iid } \sim Q_\Lambda .$$

Man bezeichnet α in (**) als *Stabilitätsindex*.

Beweis: Dies folgt sofort aus 9.3 und 9.13 c): für das durch (*) gegebene Maß Λ ist die charakteristische Funktion zu Q_Λ von Form

$$(9.17) \quad \varphi_\Lambda(t) = \int_{\mathbb{R}} e^{ity} Q_\Lambda(dy) = \exp(-c_\Lambda |t|^\alpha), \quad t \in \mathbb{R}$$

($0 < \alpha < 2, c_\Lambda > 0$) und besitzt somit die Eigenschaft

$$\left(\varphi_\Lambda \left(\frac{t}{n^{1/\alpha}} \right) \right)^n = \varphi_\Lambda(t), \quad t \in \mathbb{R}, n \in \mathbb{N}. \quad \square$$

9.18 Beispiel: a) In 7.14 hat man die charakteristische Funktion $t \rightarrow e^{-|t|}$ der Standard-Cauchy Verteilung mit Dichte $x \rightarrow \frac{1}{\pi} \frac{1}{1+x^2}$ gesehen. Nach (9.17) und Eindeutigkeitsatz 7.9 ist diese Verteilung also eine 'Poisson-Mischung' der Bauart 9.13 mit $\alpha = 1$, und für iid Cauchy-Zufallsvariablen $Z_j, j \geq 1$ gilt die Stabilitätseigenschaft aus 9.16 mit Index $\alpha = 1$:

$$\mathcal{L} \left(\frac{Z_1 + \dots + Z_n}{n} \right) = \mathcal{L}(Z_1), \quad n \in \mathbb{N} .$$

b) Zentrierte Normalverteilungen haben die wohlbekannte Eigenschaft

$$\mathcal{L} \left(\frac{Z_1 + \dots + Z_n}{n^{\frac{1}{2}}} \right) = \mathcal{L}(Z_1) \quad \text{für } Z_j, j \geq 1 \text{ iid } \sim \mathcal{N}(0, \sigma^2)$$

und sind folglich stabil mit Stabilitätsindex $\alpha = 2$. □

9.19 Bemerkung: Die Klasse *aller strikt stabilen Verteilungen* kann man explizit angeben (siehe Bingham, Goldie und Teugels 1987 Theorem 8.3.2):

i) für Stabilitätsindex $0 < \alpha < 1$ und $1 < \alpha < 2$: dies sind die in 9.3 gebildeten Wahrscheinlichkeitsmaße Q_Λ zu Lévy-Maßen der Bauart 9.2:

$$\Lambda(dx) = (\xi^+ 1_{\{x>0\}} + \xi^- 1_{\{x<0\}}) \alpha |x|^{-\alpha-1} dx, \quad \xi^+, \xi^- \geq 0, \quad \xi^+ + \xi^- > 0$$

(für $\xi^+ \neq \xi^-$ nicht symmetrisch: beachte, daß in 9.13+9.14+9.15 oben nur der einfache Spezialfall $\xi^+ = \xi^- > 0$ behandelt wurde);

ii) für Index $\alpha = 1$: die (symmetrische) Cauchyverteilung wie in 9.18 a), bis auf geeignete Wahl von Skalierungsfaktoren;

iii) für Index $\alpha = 2$: die zentrierten Normalverteilungen.

Andere strikt stabile Verteilungen auf $(\mathbb{R}, \mathcal{B}(\mathbb{R}))$ kann es nicht geben: einen Überblick gewinnt man mit Bingham-Goldie-Teugels (1978, Ch. 8.3), vollständige Beweise findet man in Feller II (1971) oder Zolotarev (1986).