

Provided for non-commercial research and educational use.
Not for reproduction, distribution or commercial use.

Serdica

Bulgariacae mathematicae publicationes

Сердика

Българско математическо списание

The attached copy is furnished for non-commercial research and education use only.
Authors are permitted to post this version of the article to their personal websites or institutional repositories and to share with other researchers in the form of electronic reprints.

Other uses, including reproduction and distribution, or selling or licensing copies, or posting to third party websites are prohibited.

For further information on
Serdica Bulgaricae Mathematicae Publicationes
and its new series Serdica Mathematical Journal
visit the website of the journal <http://www.math.bas.bg/~serdica>
or contact: Editorial Office
Serdica Mathematical Journal
Institute of Mathematics and Informatics
Bulgarian Academy of Sciences
Telephone: (+359-2)9792818, FAX:(+359-2)971-36-49
e-mail: serdica@math.bas.bg

GLEICHVERTEILUNGSEIGENSCHAFTEN ZUFÄLLIGER SUMMEN, DIE VON EINEM MARKOFFSCHEN PROZESS ABHÄNGEN

GEORGI S. ČOBANOV

In der vorliegenden Arbeit untersuchen wir Gleichverteilungseigenschaften von Summen unabhängiger Zufallsvariablen, die durch die Realisierungen eines homogenen Markoffschen Prozesses in diskreter Zeit mit kontinuierlichem Zustandsraum bestimmt werden.

O. Einleitung. Es bezeichne G eine lokalkompakte Abelsche Hausdorffsche topologische Gruppe: \mathcal{G} sei die σ -Algebra aller Borelmengen von G , \mathbf{P} — die Menge aller regulären Verteilungsgesetze auf \mathcal{G} und μ — das Haarsche Maß auf \mathcal{G} . Es sei $R_+^1 = [0, +\infty)$, \mathcal{R}_+^1 — die σ -Algebra der Borelmengen von R_+^1 und μ_+ — das Lebesgue Maß auf \mathcal{R}_+^1 .

Wir bezeichnen mit $\{\tau_n\}$ einen festgewählten homogenen Markoffschen Prozeß in diskreter Zeit mit Zustandsraum R_+^1 , Übergangswahrscheinlichkeiten $p(t, T)$, $t \in R_+^1$, $T \in \mathcal{R}_+^1$ und Anfangsverteilung $q(\Delta)$, $\Delta \in \mathcal{R}_+^1$. Wir nehmen an, daß die Verteilungsgesetze $p(t, \cdot)$, $t \in R_+^1$ und $q(\cdot)$ bezüglich μ_+ Dichten besitzen, d. h.

$$(0.1) \quad p(t, T) = \int_T p_0(t, u) \mu_+(du), \quad t \in R_+^1, T \in \mathcal{R}_+^1$$

$$(0.2) \quad q(\Delta) = \int_{\Delta} q_0(t) \mu_+(dt), \quad \Delta \in \mathcal{R}_+^1$$

Weiterhin existiere der Grenzwert

$$(0.3) \quad v_0(u) = \lim_{n \rightarrow \infty} p_0^{(n)}(t, u)$$

und sei für μ_+ — fast alle $u \in R_+^1$ streng positiv mit

$$\int_{R_+^1} p_0(u) \mu_+(du) = 1.$$

Wir setzen

$$p(\Delta) = \int_{\Delta} p_0(u) \mu_+(du), \quad \Delta \in \mathcal{R}_+^1.$$

Der Markoffsche Prozeß $\{\tau_n\}$ besitze weiterhin eine einzige ergodische Klasse \mathcal{E} . Die oben erwähnten Eigenschaften des Markoffschen Prozesses setzen wir stets voraus, ohne dies in den einzelnen Sätzen extra hervorzuheben.

Es sei $\kappa_{(1)}: R_+^1 \rightarrow \mathbf{P}$ eine schwach stetige Abbildung. Jeder Realisierung $\{t_0, t_1, \dots, t_n, \dots\}$ der Prozesses $\{\tau_0, \tau_1, \dots, \tau_n, \dots\}$ ordnen wir das Verteilungsgesetz

$$\kappa_{\{t_0, t_1, \dots, t_n, \dots\}} = \kappa_{t_0} \otimes \kappa_{t_1} \otimes \dots \otimes \kappa_{t_n} \otimes \dots$$

auf der σ -Algebra $\mathcal{G} \otimes \mathcal{G} \otimes \dots$ zu. Ist nun ξ_n für jedes $n=0, 1, \dots$ ein zufälliges und gemäß κ_{t_n} verteiltes Element in (G, \mathcal{G}) , so bezeichnen wir mit V_q das Verteilungs-

gesetz von $(\tau_0, \tau_1, \dots, \tau_n, \dots; \xi_0, \xi_1, \dots, \xi_n, \dots)$. Auf Grund von (0.1) und (0.2) existiert die bedingte Verteilung (hierzu siehe z. B. [5, S. 223])

$$(0.4) \quad \lambda_{t,u,n}(\cdot) = V_{\delta_t} \left(\sum_{k=0}^n \xi_k \in (\cdot) / \tau_n = u \right).$$

Ferner bezeichnen wir

$$(0.5) \quad \lambda_{q,n}(\cdot) = V_q \left(\sum_{k=0}^n \xi_k \in (\cdot) \right).$$

Unser Ziel ist, die Gleichverteilungseigenschaften der Folgen $\{\lambda_{t,u,n}, n=0, 1, \dots\}$ und $\{\lambda_{q,n}, n=0, 1, \dots\}$ zu untersuchen. Eine derartige Untersuchung wurde in [6] von P r e h n gemacht, wobei anstelle des Markoffschen Prozesses $\{\tau_n\}$ eine Markoffsche Kette mit abzählbarem Zustandsraum betrachtet wurde. In unseren Ausführungen stützen wir auf die Ideen und Beweistechnik der Arbeiten [1, 2] von J. Kerstan und K. Matthes.

Im folgenden bezeichnen wir stets mit P_s die Menge aller bezüglich des Haarschen Maßes μ absolutstetigen Verteilungsgesetze aus P und mit $\text{Var}(v)$ die totale Variation des signierten Maßes v .

Definition. Jeder Folge $\{v_n\}$ von Verteilungsgesetzen auf \mathcal{G} ordnen wir die Menge $V(\{v_n\})$ derjenigen x aus G zu, die für alle Verteilungsgesetze $\sigma \in P_s$ der Bedingung $\lim_{n \rightarrow \infty} \text{Var}(\sigma * v_n - \delta_x * \sigma * v_n) = 0$ genügen. $V(\{v_n\})$ ist stets eine Untergruppe der Gruppe G . $V(\{v_n\})$ heißt die Verschiebungsgruppe der Folge $\{v_n\}$.

Im Abschnitt 1. der vorliegenden Arbeit wird die Verschiebungsgruppe $V(\{\lambda_{t,u,n}\})$ und im Abschnitt 2 — die Verschiebungsgruppe $V(\{\lambda_{q,n}\})$ bestimmt.

1. Struktur der ersten Verschiebungshalbgruppe.

Definition. Gittergruppe $G(v)$ eines Verteilungsgesetzes v auf \mathcal{G} nennen wir den Durchschnitt aller abgeschlossenen Untergruppen H von G , zu denen ein x_H aus G existiert, so daß $v(x_H + H) = 1$ ist.

1.1. Satz (vgl. Kerstan, Matthes, Mecke [3, Theorem 5.2.11.]). Für jedes Verteilungsgesetz v auf \mathcal{G} stimmt die Verschiebungsgruppe $V(\{v^{(n)}\})$ mit der Gittergruppe $G(v)$ überein.

Hier und im folgenden bezeichnet $\{v^{(n)}\}$ die Folge aller Faltungspotenzen von v . Für ein Verteilungsgesetz v auf \mathcal{G} bezeichnen wir mit $\text{Tr}(v)$ den Träger von v . Bekanntlich gilt [3, S. 186]

$$1.2 \quad \text{Tr}(v) - \text{Tr}(v) = G(v)$$

für alle Verteilungsgesetze v auf \mathcal{G} . Mit Hilfe von 1.2. ergibt sich:

1.3. Für alle Verteilungsgesetze v_1, v_2 auf \mathcal{G} gelten die Beziehungen $G(v_1) \subset G(v_1 * v_2)$, $G(v_2) \subset G(v_1 * v_2)$.

1.4. Für jede diskrete Verteilung $\{p_n, n=1, 2, \dots\}$, $p_n > 0$, $n=1, 2, \dots$ und abzählbare Familie $\{\lambda_n(\cdot), n=1, 2, \dots\}$ von Verteilungsgesetzen auf \mathcal{G} gilt $G(\lambda_n) \subset G(\alpha)$, wobei $\alpha(\cdot) = \sum_{n=1}^{\infty} p_n \lambda_n(\cdot)$ bezeichnet.

Beweis. Es sei x aus $\text{Tr}(\lambda_n)$. Für die offene Umgebung U von x gilt $\lambda_n(U) > 0$ und somit $\alpha(U) > 0$. Folglich ist $x \in \text{Tr}(\alpha)$, $\text{Tr}(\lambda_n) \subset \text{Tr}(\alpha)$, $G(\lambda_n) \subset G(\alpha)$.

1.5. Für jede schwach stetige Familie von Verteilungsgesetzen $\{\lambda_t(\cdot), t \geq 0\}$ aus P und für jedes Verteilungsgesetz $\pi(\cdot)$ auf \mathcal{R}_+^1 gilt $G(\gamma_t) \subset G(\gamma)$ für alle $t \in \text{Tr}(\pi)$, wobei

$$\gamma(\cdot) = \int \lambda_t(\cdot) \pi(dt)$$

bezeichnet.

Beweis. Wir greifen uns ein t_0 aus $\text{Tr}(\pi)$ heraus. Es sei x aus $\text{Tr}(\lambda_{t_0})$. Dann gilt für die offene Umgebung U von x , $\lambda_{t_0}(U) > 0$. Wegen der schwachen Stetigkeit von λ_t existiert eine kompakte Umgebung Θ von t_0 mit $\pi(\Theta) > 0$ und $\inf_{t \in \Theta} \lambda_t(U) > 0$. Somit gilt

$$\int_{R_+^1} \lambda_t(U) \pi(dt) \geq \int_{R_+^1} \lambda_t(U) \pi(dt) \geq \inf_{t \in \Theta} \lambda_t(U) \int_{\Theta} \pi(dt) = \pi(\Theta) \inf_{t \in \Theta} \lambda_t(U) > 0.$$

Für alle $t, u \in R_+^1$, natürlichen Zahlen n mit $p_0^{(n)}(t, u) > 0$ bezeichnen wir mit $G([t, u], n) = G(\lambda_{t,u,n})$ die Gittergruppe des Verteilungsgesetzes $\lambda_{t,u,n}(\cdot)$.

1.6. Es gilt $G([t, u], n_1) \subset G([t, u], n_1 + m + n_2)$, $G([u, t], m) \subset G([t, u], n_1 + m + n_2)$, $G([t, n], n_2) \subset G([t, u], n_1 + m + n_2)$ falls $p_0^{(n_1)}(t, u) > 0$, $p_0^{(m)}(u, t) > 0$, $p_0^{(n_2)}(t, u) > 0$ ist. Der

Beweis von 1.6, ergibt sich unmittelbar aus 1.3., 1.5. und der Beziehung

$$\lambda_{t,u,n_1+m+n_2}(\cdot) = \int_{R_+^1} \int_{R_+^1} \frac{p_0^{(n_1)}(t, s_1) p_0^{(m)}(s_1, s_2) p_0^{(n_2)}(s_2, u)}{p_0^{(n_1+m+n_2)}(t, u)} (\lambda_{t,s_1,n_1} * \lambda_{s_1,s_2,m} * \lambda_{s_2,u,n_2}(\cdot)) \mu_+(ds_1) \mu_+(ds_2)$$

Definition. Die abgeschlossene Hülle $G_i = G_i(\{\lambda_{t,u,n}\})$ der kleinsten Untergruppe, die die Menge

$$\bigcup_{(t,u) \in R_+^1 \times R_+^1} \bigcup_{n: p_0^{(n)}(t,u) > 0} G([t, u], n)$$

enthält, nennen wir die innere Gittergruppe der in (0.4) eingeführten Familie von Verteilungsgesetzen $\{\lambda_{t,u,n}\}$. Für ein vorgegebenes Paar $(t, u) \in R_+^1 \times R_+^1$ mit $p_0^{(n)}(t, u) > 0$ existiert auf Grund der vorausgesetzten Ergodizitäts- und Regularitätseigenschaften des Markoffschen Prozesses $\{\tau_n\}$ und für ein vorgegebenes $\vartheta \in R_+^1$, natürliche Zahlen m_0, m_1 mit $p_0^{(m)}(\vartheta, \vartheta) > 0$ für alle $m \geq m_0$ und $p_0^{(m_1)}(u, \vartheta) > 0$. Mit Hilfe von 1.6. ergibt sich dann

1.7. Die innere Gittergruppe G_i stimmt mit der abgeschlossenen Hülle der kleinsten Untergruppe von G , die die Menge

$$\bigcup_{m: p_0^{(m)}(\vartheta, \vartheta) > 0} G([\vartheta, \vartheta], m)$$

enthält, überein.

1.8. Satz. Für jede durch (0.4) eingeführte Familie $\{\lambda_{t,u,n}\}$ von Verteilungsgesetzen stimmt die Verschiebungsgruppe $V = V(\{\lambda_{t,u,n}\})$ mit der inneren Gittergruppe $G_i = G_i(\lambda_{t,u,n})$ überein.

Beweis. I. Es sei x aus V . Die Annahme, daß x nicht zu G_i gehört, führt uns zu Widerspruch, wegen der Existenz eines σ aus \mathcal{P} mit $\sigma(U) = 1$ für eine symmetrische Umgebung U des Nullelementes und (vgl. [3, S. 186]).

$$\text{Var}(\sigma * \lambda_{t,u,n} - \delta_x * \sigma * \lambda_{t,u,n}) = 2.$$

II. Es sei x aus G_i . Auf Grund von 1.7. existiert $t \in R_+^1$, natürliche Zahl k_0 mit $p_0^{(k_0)}(t, t) > 0$ und $x \in G([t, t], k_0)$. Wir betrachten die Folge $k_0, 2k_0, \dots, mk_0, \dots$. Es sei n eine natürliche Zahl mit $mk_0 \leq n \leq (m+1)k_0$. Wir setzen kurz $R_+^m = (R_+^1)^m$, $\mathcal{A}_+^m = (\mathcal{A}_+^1)^m$, $\mu_+^m = (\mu_+)^m$ und bezeichnen mit Θ die Menge aller $\tau = (t_1, \dots, t_m) \in R_+^m$, die wenigstens r benachbarte Paare von Komponenten hat, die mit t übereinstimmen. Für alle $\tau = (t_1, \dots, t_m) \in R_+^m$ setzen wir weiterhin

$$\lambda_{t,u,n}(v) = \lambda_{t,u,n}((t_1, \dots, t_m)) = \lambda_{t,t_1,k_0} * \dots * \lambda_{m-1, t_m, k_0} * \lambda_{t_m, u, n - mk_0}$$

$$\pi_{t,u,n}(\tau) = \pi_{t,u,n}((t_1, \dots, t_m)) = \frac{p_0^{(k_0)}(t, t_1) p_0^{(k_0)}(t_1, t_2) \dots p_0^{(k_0)}(t_{m-1}, t_m) p_0^{(n - mk_0)}(t_m, u)}{p_0^{(n)}(t, u)}$$

Auf Grund der Ergodizitäts- und Regularitätseigenschaften des betrachteten Markoffschen Prozesses erhalten wir

$$(+) \quad \int_{R_+^m \setminus \Theta} \pi_{t,u,n}(\tau) \mu_+^m(d\tau) \rightarrow 0, \quad n \rightarrow \infty.$$

Für alle τ aus Θ , σ aus P_s und $r=1, 2, \dots$ ergibt sich leicht folgende Ungleichung

$$\text{Var}(\sigma * \lambda_{t,u,n}(\tau) - \delta_x * \sigma * \lambda_{t,u,n}(\tau)) \leq \text{Var}(\sigma * \lambda_{t,t,k_0}^r - \delta_x * \sigma * \lambda_{t,t,k_0}^r).$$

Auf Grund von Theorem 1.1. ist $G([t, t], k_0) = V(\{\lambda_{t,t,n}^r\})$ und somit gilt für alle $x \in G([t, t], k_0) = V(\{\lambda_{t,t,k_0}^r\})$ $\lim_{r \rightarrow \infty} \text{Var}(\sigma * \lambda_{t,t,k_0}^r - \delta_x * \sigma * \lambda_{t,t,k_0}^r) = 0$. Das führt zu

$$(++) \quad \lim_{n \rightarrow \infty} \int_{\Theta} \text{Var}(\sigma * \lambda_{t,u,n}(\tau) - \delta_x * \sigma * \lambda_{t,u,n}(\tau)) \pi_{t,u,n}(\tau) \mu_+^m(d\tau) = 0$$

für alle $\sigma \in P_s$ und $x \in G([t, t], k_0)$. Für alle $\sigma \in P_s$ ergibt sich offenbar folgende Ungleichungskette

$$\begin{aligned} \text{Var}(\sigma * \lambda_{t,u,n} - \delta_x * \sigma * \lambda_{t,u,n}) &= \text{Var}\left(\int_{R_+^m} (\sigma * \lambda_{t,u,n}(\tau) - \delta_x * \sigma * \lambda_{t,u,n}(\tau)) \pi_{t,u,n}(\tau) \mu_+^m(d\tau)\right) = 0 \\ &\leq \int_{\Theta} \text{Var}(\sigma * \lambda_{t,u,n}(\tau) - \delta_x * \sigma * \lambda_{t,u,n}(\tau)) \pi_{t,u,n}(\tau) \mu_+^m(d\tau) \\ &\quad + \int_{R_+^m \setminus \Theta} \text{Var}(\sigma * \lambda_{t,u,n}(\tau) - \delta_x * \sigma * \lambda_{t,u,n}(\tau)) \pi_{t,u,n}(\tau) \mu_+^m(d\tau) \\ &\leq \int_{\Theta} \text{Var}(\sigma * \lambda_{t,u,n}(\tau) - \delta_x * \sigma * \lambda_{t,u,n}(\tau)) \pi_{t,u,n}(\tau) \mu_+^m(d\tau) + 2 \int_{R_+^m \setminus \Theta} \pi_{t,u,n}(\tau) \mu_+^m(d\tau). \end{aligned}$$

Auf Grund von (+) und (++) konvergieren die letzten zwei Summanden gegen Null, wenn $n \rightarrow \infty$. Somit ist x aus V und folglich $V = G_t$.

2. Struktur der zweiten Verschiebungshalbgruppe. Wir bezeichnen mit $\tilde{G} = G/G_t$ die Faktorgruppe von G bezüglich der inneren Gruppe G_t . Für jedes Verteilungsgesetz $\lambda_{t,u,n}$ existiert eine Nebenklasse $H_{t,u,n} \in \tilde{G}$ mit $\text{Tr}(\lambda_{t,u,n}) = H_{t,u,n}$. Die Nebenklassen genügen der Beziehung

2.1. $H_{t,u,n} + H_{u,\vartheta,m} = H_{t,\vartheta,n+m}$. Mit Hilfe dieser Beziehung können wir auf die Existenz eines wohlbestimmten Systems $\{H_{t,u}, (t, u) \in R_+^1 \times R_+^1\}$ von Nebenklassen und einer wohlbestimmten Nebenklasse E der Faktorgruppe \tilde{G} schließen, die folgenden Beziehungen genügen

$$2.2 \quad H_{t,u,n} = H_{t,u} + nE$$

$$2.3 \quad H_{t,u} + H_{u,\vartheta} = H_{t,\vartheta}$$

$$2.4 \quad H_{t,t} = G_t$$

$$2.5 \quad H_{t,u} = -H_{u,t}$$

2.6. Satz. Für alle $t, u, \vartheta \in R_+^1$ und jedes $x \in H_{t,u}$ gilt $\lim_{n \rightarrow \infty} \text{Var}(\sigma * \lambda_{t,u,n} - \delta_x * \sigma * \lambda_{\vartheta,\vartheta,n}) = 0$ für alle $\sigma \in P_s$.

Beweis. Auf Grund von 2.2, 2.3 und 2.4 erhalten wir $H_{t,u,n} - H_{u,u,n} = H_{t,u} - G_i$. Wir greifen uns h_n, g_n, z für $n=1, 2, \dots$, so heraus, daß

$$h_n \in \text{Tr}(\lambda_{t,u,n}) \subset G([t, u], n) \quad g_n \in \text{Tr}(\lambda_{u,u,n}) \subset G([u, u], n)$$

$z \in G_i$ und $h_n - g_n = x - z$.

Mit Hilfe von 1.6. and 1.7. erhalten wir

$$\text{Var}(\sigma * \lambda_{t,u,n} - \delta_{h_n} * \sigma * \lambda_{t,u,n}) \rightarrow 0, \quad n \rightarrow \infty,$$

$$\text{Var}(\sigma * \lambda_{u,u,n} - \delta_{g_n} * \sigma * \lambda_{u,u,n}) \rightarrow 0, \quad n \rightarrow \infty.$$

Es gilt ferner $\text{Var}(\sigma * \lambda_{t,u,n} - \delta_z * \sigma * \lambda_{t,u,n}) \rightarrow 0, n \rightarrow \infty$. Mit Hilfe der Dreiecksungleichung und der letzten drei Limesrelationen schließen wir auf $\lim_{n \rightarrow \infty} \text{Var}(\sigma * \lambda_{t,u,n} - \delta_x * \sigma * \lambda_{\vartheta,\vartheta,n}) = 0$ für alle $\sigma \in P_s$.

Es sei $g_{t_1,t_2} = h_{t_1,t_2} + z_{t_1,t_2}$ eine meßbare Abbildung von $R_+^1 \times R_+^1$ in G , wobei $\{h_{t_1,t_2}, (t_1, t_2) \in R_+^1 \times R_+^1\}$ ein Repräsentantensystem der Menge der Nebenklassen $H_{t_1,t_2} \in \tilde{G}$ und $z_{t_1,t_2} \in G_i$ bezeichnet. Wir setzen für beliebige Anfangsverteilung $q(\cdot)$ und für die stationäre Anfangsverteilung $p(\cdot)$:

$$\pi(\cdot) = \int_{R_+^1} \int_{R_+^1} \delta_{g_{t_1,t_2}}(\cdot) p(dt_1) q(dt_2).$$

Mit Hilfe von 2.2—2.5 ergibt sich

2.7. Satz $\pi(\cdot)$ hängt von der Auswahl des Repräsentantensystems nicht ab. Es bezeichne $\lambda_{t,u,n}^* = (\lambda_{t,u,n} * \pi)(\cdot)$ und $G^*([t, u], n)$ die zu $\lambda_{t,u,n}^*$ gehörende Gittergruppe.

Definition. Die abgeschlossene Hülle G_q der kleinsten Untergruppe von G , die die Menge

$$\bigcup_{(t,u) \in R_+^1 \times R_+^1} \bigcup_{n: p_0^{(n)}(t,u) > 0} G^*([t, u], n)$$

enthält, nennen wir die Gittergruppe des benutzten Zufallsmechanismus mit Anfangsverteilung q .

Analog zu 1.7. erhalten wir

2.8. Satz: Die Gittergruppe G_q stimmt mit der abgeschlossenen Hülle kleinsten Untergruppe von G , die die Menge

$$\bigcup_{n: p_0^{(n)}(\vartheta,\vartheta) > 0} G^*([\vartheta, \vartheta], n)$$

enthält überein.

2.9. Satz: Es gilt

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \text{Var}(\sigma * \lambda_{q,n} - (\int_{R_+^1} \delta_{h_{s,u}}(\cdot) q(ds)) * (\int_{R_+^1} \delta_{-h_{t,u}}(\cdot) p(dt)) * \sigma * \lambda_{\vartheta,\vartheta,n}) = 0$$

für beliebiges Repräsentantensystem $\{h_{t_1,t_2}, (t_1, t_2) \in R_+^1 \times R_+^1\}$ der Menge der Nebenklassen $H_{t_1,t_2} \in G$ und für $u, \vartheta \in R_+^1, \sigma \in P_s$.

Beweis. Wir erhalten offenbar

$$\begin{aligned} & \text{Var}(\sigma * \lambda_{q,n} - (\int_{R_+^1} \delta_{h_{s,u}}(\cdot) q(ds)) * (\int_{R_+^1} \delta_{-h_{t,u}}(\cdot) p(dt)) * \sigma * \lambda_{\vartheta,\vartheta,n}) \\ &= \text{Var}(\sigma * \int_{R_+^1} \int_{R_+^1} \lambda_{s,t,n}(\cdot) p^{(n)}(s, dt) q(ds) - \int_{R_+^1} \int_{R_+^1} \sigma * \lambda_{\vartheta,\vartheta,n} * (\delta_{h_{s,u}}(\cdot) q(ds) * \delta_{-h_{t,u}}(\cdot) p(dt)) \\ &\leq \text{Var}(\sigma * \int_{R_+^1} \int_{R_+^1} \lambda_{s,t,n}(\cdot) (p^{(n)}(s, dt) - p(dt))) + \text{Var}(\sigma * \int_{R_+^1} \int_{R_+^1} (\lambda_{s,t,n} - \delta_{h_{s,u} - h_{t,u}} * \lambda_{\vartheta,\vartheta,n}) p(dt) q(ds)) \\ &\leq \int_{R_+^1} \int_{R_+^1} |p^{(n)}(s, dt) - p(dt)| q(ds) + \text{Var}(\sigma * \int_{R_+^1} \int_{R_+^1} (\lambda_{s,t,n} \\ &\quad - \delta_{h_{s,t} + z_{s,t}} * \lambda_{\vartheta,\vartheta,n}) p(dt) q(ds) \text{ mit } z_{s,t} \in G_t. \end{aligned}$$

Die letzten zwei Summanden konvergieren offenbar gegen Null und somit ist der Satz bewiesen.

2.10. Satz. $V(\{\lambda_{q,n}\}) = G_q$ für jede Anfangsverteilung q .

Beweis. I. Wir greifen uns ein x aus G_q heraus. Für $u, \vartheta \in R_+^1$ und ein beliebiges Repräsentantensystem $\{h_{t_1, t_2}, (t_1, t_2) \in R_+^1 \times R_+^1\}$ der Menge der Nebenklassen $H_{t_1, t_2} \in \tilde{G}$ und $\sigma \in \mathcal{P}_s$ ergibt sich folgende Ungleichungskette

$$\begin{aligned} & \text{Var}(\sigma * \lambda_{q,n} - \delta_x * \sigma * \lambda_{q,n}) \\ &\leq \text{Var}((\int_{R_+^1} \delta_{h_{s,u}}(\cdot) q(ds)) * (\int_{R_+^1} \delta_{-h_{t,u}}(\cdot) p(dt)) * \sigma * \lambda_{\vartheta,\vartheta,n} \\ &\quad - \int_{R_+^1} \delta_{h_{s,u}}(\cdot) q(ds)) * (\int_{R_+^1} \delta_{-h_{t,u}}(\cdot) p(dt)) * \delta_x * \lambda_{\vartheta,\vartheta,n}) \\ &= \text{Var}((\int_{R_+^1} (\delta_{h_{s,u}}(\cdot) - \delta_{h_{s,u}+x}(\cdot)) q(ds)) * (\int_{R_+^1} \delta_{-h_{t,u}}(\cdot) p(dt)) * \sigma * \lambda_{\vartheta,\vartheta,n}) \\ &= \text{Var}((\int_{R_+^1} \int_{R_+^1} (\delta_{h_{s,u} - h_{t,u}} - \delta_{h_{s,u} - h_{t,u} + x}) q(ds) p(dt)) * \sigma * \lambda_{\vartheta,\vartheta,n}) \\ &= \text{Var}((\int_{R_+^1} \int_{R_+^1} (\delta_{h_{t,s} \pm g_{t,s}} - \delta_{h_{t,s} + g_{t,s} + x}) q(ds) p(dt)) * \sigma * \lambda_{\vartheta,\vartheta,n}) \\ &= \text{Var}((\int_{R_+^1} \int_{R_+^1} \delta_{h_{t,s} + g_{t,s}}(\cdot) q(ds) p(dt) - \delta_x * \int_{R_+^1} \int_{R_+^1} \delta_{h_{t,s} + g_{t,s}}(\cdot) q(ds) p(dt)) * \sigma * \lambda_{\vartheta,\vartheta,n}) \\ &= \text{Var}(\sigma * \lambda_{\vartheta,\vartheta,n}^* - \delta_x * \sigma * \lambda_{\vartheta,\vartheta,n}^*). \end{aligned}$$

Der letzte Ausdruck strebt gegen Null, denn wir können $\vartheta \in R_+^1$ so auswählen, daß $x \in G^*(\vartheta, \vartheta, n) \subset G_q$. Daraus ergibt sich $G_q \subset V(\{\lambda_{q,n}\})$.

II. Der Nachweis der Inklusion $V(\{\lambda_{q,n}\}) \subset G_q$ ist analog zum Schritt I. des Beweises von Satz 1.8.

LITERATUR

1. J. Kerstan, K. Matthes. Gleichverteilungseigenschaften von Faltungen Verteilungsgesetzen auf lokalkompakten abelschen. Gruppen I. *Math. Nachr.*, 37, 1968, Heft 5/6, 267—312.
2. J. Kerstan, K. Matthes. Gleichverteilungseigenschaften von Faltungen von Verteilungsgesetzen auf lokalkompakten abelschen. Gruppen II. *Math. Nachr.* 41, 1969, 121—132.
3. Ё. Керстан, К. Маттес, Ё. Мекке. Безгранично делимые точечные процессы. М., 1982.
4. U. Prehn. Gleichverteilungseigenschaften von Verteilungsgesetzen zufälliger Summen, deren Summanden einer verallgemeinerten Markowschen Abhängigkeit unterworfen sind. *Math. Nachr.*, 49, 1979, 27—40.
5. A. Renyi. *Wahrscheinlichkeitsrechnung*. Berlin, 1979.

Eingegangen am 5. 1. 1984

Fakultät für Mathematik und
Mechanik der Universität Sofia
P. O. Box 373 Bulgarien