

## 2 Halbgruppen von Übergangswahrscheinlichkeiten. Markov-Prozesse

Im Folgenden sei  $(\mathcal{X}, \mathcal{B})$  ein (polnischer) Messraum und  $T = [0, \infty)$  oder  $T = \mathbb{N}_0$ .

**Definition 2.1.** Eine Familie  $(P_t)_{t \in T}$  von Übergangswahrscheinlichkeiten auf  $(\mathcal{X}, \mathcal{B})$  mit

$$(2.1) \quad P_{s+t} = P_s P_t \quad \forall s, t \in T$$

heißt Halbgruppe von Übergangswahrscheinlichkeiten auf  $(\mathcal{X}, \mathcal{B})$ .

Zu den Bezeichnungen :

$P_t : \mathcal{X} \times \mathcal{B} \rightarrow [0, 1]$  mit

- (i)  $B \mapsto P_t(x, B)$  W-Maß auf  $\mathcal{B} \quad \forall x \in \mathcal{X}$ ;
- (ii)  $x \mapsto P_t(x, B)$   $\mathcal{B}$ -messbar  $\quad \forall B \in \mathcal{B}$ .

Interpretation:  $P_t(x, B)$  beschreibt die Wahrscheinlichkeit eines Übergangs von  $x$  nach  $B$  in der Zeit  $t$ .

Hierbei ist  $P_s P_t$  wie folgt definiert :

$$P_s P_t(x, B) := \int P_s(y, B) P_t(x, dy)$$

(totale Wahrscheinlichkeit des Übergangs von  $x$  nach  $y$  gemäß  $P_t(x, \cdot)$  und des anschließenden Übergangs von  $y$  nach  $B$  gemäß  $P_s(\cdot, B)$ ).

Die Relationen (2.1) heißen Chapman-Kolmogorov-Gleichungen.

Wegen  $s + t = t + s$  ist die Halbgruppe automatisch kommutativ, also  $P_s P_t = P_t P_s$ . Wir nehmen im Folgenden stets an, dass  $P_0 = I$ , wobei

$$(2.2) \quad I(x, B) = \varepsilon_x(B) = \begin{cases} 1, & x \in B \\ 0, & \text{sonst} \end{cases} = I_B(x)$$

den (so genannten) „Einheitskern“ bezeichnet.

### Beispiel 2.1.

- a)  $(\mathcal{X}, \mathcal{B}) = (\mathbb{N}, \mathcal{P}(\mathbb{N}))$ ,  $T = \mathbb{N}_0$ ,  $\mathbb{P}$  stochastische Matrix

Dann erhält man mit

$$P_1(i, B) := P(i, B) := \sum_{j \in B} p_{ij} \quad \text{und} \\ P_n := P_1^n$$

eine Halbgruppe von Übergangswahrscheinlichkeiten. Es besteht offenbar eine Bijektion zwischen den stochastischen Matrizen  $\mathbb{P}$  über  $\mathbb{N} \times \mathbb{N}$  und den Übergangswahrscheinlichkeiten  $P = P_1$  auf  $(\mathbb{N}, \mathcal{P}(\mathbb{N}))$ .

- b) Seien  $(\mathcal{X}, \mathcal{B}) = (\mathbb{R}^1, \mathcal{B}^1)$  und  $(\mu_t)_{t \in T}$  eine Faltungshalbgruppe von W-Maßen auf  $\mathcal{B}^1$ , d.h.  $\mu_{s+t} = \mu_s * \mu_t$  ( $s, t \in T$ ). Dann liefert

$$P_t(x, B) := \mu_t(B - x) = \text{Bildmaß von } \mu_t \text{ unter der Translation } y \mapsto y + x$$

eine (so genannte) Faltungshalbgruppe von Übergangswahrscheinlichkeiten.  $(P_t)$  ist translationsinvariant (bzw. räumlich homogen), d.h. es gilt

$$P_t(x, B) = P_t(x + z, B + z) \quad \forall x, z \in \mathcal{X}, B \in \mathcal{B}.$$

Speziell:

- 1)  $\mu_t = N(0, t)$  ( $t > 0$ ),  $\mu_0 = \varepsilon_0$ , Brown'sche Halbgruppe;
- 2)  $\mu_t = \pi_t$  ( $t > 0$ ),  $\mu_0 = \varepsilon_0$ , Poisson'sche Halbgruppe;
- 3) Für  $0 < \alpha \leq 2$ ;  $\gamma > 0$ , seien  $(\mu_t)$  W-Maße mit charakteristischen Funktionen  $\varphi_t(\tau) = \exp(-\gamma t |\tau|^\alpha)$ ,  $\tau \in \mathbb{R}$  (stabile Verteilung der Ordnung  $\alpha$ ). Die  $(\mu_t)$  bilden wegen  $\varphi_{s+t} = \varphi_s \varphi_t$  eine Faltungshalbgruppe;  
 $\alpha = 2$ ,  $\gamma = \frac{1}{2}$  : Brown'sche Halbgruppe;  
 $\alpha = 1$ ,  $\gamma = 1$  : Cauchy'sche Halbgruppe.

Der entscheidende Satz ist nun:

**Satz 2.1.** Seien  $(\mathcal{X}, \mathcal{B})$  ein polnischer Messraum,  $T = [0, \infty)$  oder  $T = \mathbb{N}_0$ ,  $\mu$  ein W-Maß auf  $\mathcal{B}$  und  $(P_t)_{t \in T}$  eine Halbgruppe von Übergangswahrscheinlichkeiten auf  $(\mathcal{X}, \mathcal{B})$ .

Dann existiert ein stochastischer Prozess  $\{X_t\}_{t \in T}$  auf  $(\Omega, \mathcal{A}, P)$  mit Zustandsraum  $(\mathcal{X}, \mathcal{B})$  und endlich-dimensionalen Verteilungen (für  $t_1 < \dots < t_n$ ,  $B \in \mathcal{B}^n$ )

$$(2.3) \quad \mu_{t_1, \dots, t_n}(B) = \int \dots \int I_B(x_1, \dots, x_n) P_{t_n - t_{n-1}}(x_{n-1}, dx_n) \cdots P_{t_1}(x_0, dx_1) \mu(dx_0),$$

$$\mu_{t_{\pi(1)}, \dots, t_{\pi(n)}}(B_\pi) = \mu_{t_1, \dots, t_n}(B), \quad \pi \text{ beliebige Permutation.}$$

**Bemerkung 2.1.** Bei gegebener Halbgruppe  $(P_t)_{t \in T}$  von Übergangswahrscheinlichkeiten hängt das W-Maß  $P$  im Satz 2.1 nur von  $\mu$  ab, also  $P = P^\mu$ . Die endlich-dimensionalen Verteilungen sind festgelegt durch (für  $t_1 < \dots < t_n$ ;  $B_1, \dots, B_n \in \mathcal{B}$ ):

$$(2.4) \quad P^\mu(X_{t_1} \in B_1, \dots, X_{t_n} \in B_n) \\ \stackrel{(2.3)}{=} \int_{\mathcal{X}} \int_{B_1} \dots \int_{B_n} P_{t_n-t_{n-1}}(x_{n-1}, dx_n) \dots P_{t_1}(x_0, dx_1) \mu(dx_0).$$

Für  $\mu = \varepsilon_x$  schreiben wir  $P^\mu = P^x$  und erhalten:

$$(2.5) \quad P^x(X_{t_1} \in B_1, \dots, X_{t_n} \in B_n) = \int_{B_1} \dots \int_{B_n} P_{t_n-t_{n-1}}(x_{n-1}, dx_n) \dots P_{t_1}(x, dx_1).$$

Ein Vergleich von (2.4) und (2.5) liefert:

$$(2.6) \quad P^\mu(A) = \int_{\mathcal{X}} P^x(A) \mu(dx) \quad \forall A \in \mathcal{A},$$

da die Zylindermengen einen  $\cap$ -stabilen Erzeuger von  $\mathcal{A}$  bilden.

Beachtet man, dass wegen (2.5) für  $n = 1$  ( $t_0 = 0$ ) noch  $P^x(X_t \in B) = P_t(x, B)$  bzw.

$$(2.7) \quad P^\mu(X_t \in B) = \int P_t(x, B) \mu(dx),$$

gilt, so lässt sich in der Tat der Prozess  $\{X_t\}$  als ein stochastisches Modell für die Position eines Teilchens zur Zeit  $t$  interpretieren (unter den Übergangswahrscheinlichkeiten  $P_t$ ).

Mit  $P_0 = I$  ergibt sich noch

$$(2.8) \quad P^\mu(X_0 \in B) = \mu(B), \quad B \in \mathcal{B},$$

d.h.  $\mu$  kann als Anfangsverteilung des Teilchens (z.Zt.  $t = 0$ ) aufgefasst werden.

Wir betrachten die zu  $\{X_t\}_{t \in T}$  gehörige (so genannte) kanonische Filterung  $\{\mathcal{A}_t^0\}_{t \in T}$ , d.h.

$$\mathcal{A}_t^0 = \mathcal{A}(X_s; s \leq t), \quad t \in T.$$

$\{\mathcal{A}_t^0\}$  ist eine aufsteigende Familie von Teil- $\sigma$ -Algebren von  $\mathcal{A}$  und  $X_t$  ist nach Konstruktion  $\mathcal{A}_t$ -messbar.

$\mathcal{A}_t^0$  kann als die durch den Prozess  $\{X_s\}$  bis z.Zt.  $t$  gegebene Information aufgefasst werden ( $\sigma$ -Algebra der  $t$ -Vergangenheit). Später werden auch feinere Filterungen  $\{\mathcal{A}_t\}$ , d.h. Teil- $\sigma$ -Algebren  $\mathcal{A}_t \subset \mathcal{A}$  mit  $\mathcal{A}_t \uparrow$  und  $X_t$   $\mathcal{A}_t$ -messbar, eine Rolle spielen.

$\{\mathcal{A}_t^0\}$  ist die grösste Filterung, für die gilt, dass  $X_t$  messbar ist bezüglich der  $t$ -ten Teil- $\sigma$ -Algebra.

$\{X_t\}$  ist nun ein Markov-Prozess im Sinne folgender

**Definition 2.2.** Ein stochastischer Prozess  $\{X_t\}_{t \in T}$  auf  $(\Omega, \mathcal{A}, P)$ , der messbar ist bezüglich einer Filterung  $\{\mathcal{A}_t\}_{t \in T}$ , heißt Markov-Prozess, falls gilt:

$$(2.9) \quad P(X_t \in B | \mathcal{A}_s) = P(X_t \in B | X_s) \quad P\text{-f.s.} \quad \forall s < t, B \in \mathcal{B}.$$

Die Eigenschaft (2.9) heißt „elementare Markov-Eigenschaft“.

**Bemerkung 2.2.** Da die  $\sigma$ -Algebren  $\mathcal{A}_s$  wieder von den endlich-dimensionalen Zylindermengen erzeugt werden, genügt es, statt (2.9) zu fordern

$$(2.10) \quad P(X_t \in B | X_{s_1}, \dots, X_{s_n}) = P(X_t \in B | X_{s_n}) \quad \forall s_1 < \dots < s_n < t, B \in \mathcal{B}.$$

**Beispiel 2.2.**

- a)  $\{X_n\}_{n \in \mathbb{N}_0}$  Folge unabhängiger ZV. (vgl. Beispiel 1.1);
- b)  $\{X_n\}_{n \in \mathbb{N}_0}$  Markov-Kette (vgl. Beispiel 1.4);
- c)  $\{N_t\}_{t \geq 0}$  Poisson-Prozess (vgl. Beispiel 1.2);
- d)  $\{X_t\}_{t \geq 0}$  Wiener-Prozess (vgl. Beispiel 1.3);
- e)  $\{X_t\}_{t \geq 0}$  Prozess mit unabhängigen Zuwächsen, d.h. für  $0 \leq t_0 < t_1 < \dots < t_n$  sind die ZV.  $X_{t_0}, X_{t_1} - X_{t_0}, \dots, X_{t_n} - X_{t_{n-1}}$  unabhängig.

**Satz 2.2.** Der gemäß Satz 2.1 existierende stochastische Prozess  $\{X_t\}_{t \in T}$  ist ein Markov-Prozess bezüglich der kanonischen Filterung  $\{\mathcal{A}_t^0\}_{t \in T}$ .

Ferner gilt für  $s < t$  und  $B \in \mathcal{B}$ :

$$(2.11) \quad P(X_t \in B | \mathcal{A}_s^0) = P_{t-s}(X_s, B) \quad P\text{-f.s.},$$

wobei mit  $P_{t-s}(X_s, B)$  die ZV.  $\omega \mapsto P_{t-s}(X_s(\omega), B)$  bezeichnet ist.

Als abschließendes Beispiel betrachten wir noch:

**Beispiel 2.3.** (Markov-Kette in stetiger Zeit)  $T = [0, \infty)$ ,  $(\mathcal{X}, \mathcal{B}) = (\mathbb{N}, \mathcal{P}(\mathbb{N}))$

Seien  $\Lambda = ((\lambda_{ij}))_{i,j \in \mathbb{N}}$  eine Matrix mit  $\sum_j |\lambda_{ij}| \leq c \quad \forall i$  und  $\mathbb{A} = ((a_{ij}))_{i,j \in \mathbb{N}}$  mit

$$a_{ij} = \begin{cases} \lambda_{ij} & , \quad i \neq j \\ -\lambda_{ii} & , \quad i = j \end{cases}.$$

Gilt  $\lambda_{ij} \geq 0$  und  $\sum_{j \neq i} \lambda_{ij} = \lambda_{ii}$ , so sind die Matrizen

$$\mathbb{P}(t) := e^{t\mathbb{A}}, \quad t \geq 0,$$

wohldefiniert (punktweiser Limes) und mit

$$P_t(i, B) := \sum_{j \in B} p_{ij}(t), \quad i \in \mathbb{N}, \quad B \subset \mathbb{N},$$

ist eine Halbgruppe von Übergangswahrscheinlichkeiten auf  $(\mathbb{N}_0, \mathcal{P}(\mathbb{N}_0))$  gegeben:

- 1) Mit  $\mathbb{A}^n = ((a_{ij}^{(n)}))$ ,  $n = 1, 2, \dots$ , gilt:  $|a_{ij}^{(n)}| \leq c^n$ ;
- 2)  $P_{s+t}(i, B) = \int P_s(k, B) P_t(i, dk)$ ;
- 3)  $P_t(i, \cdot)$  ist W-Maß auf  $\mathcal{P}(\mathbb{N})$ ;
- 4)  $\lambda_{ij} = \lim_{t \rightarrow 0} \frac{p_{ij}(t)}{t}$  ( $i \neq j$ );
- 5)  $\lambda_{ii} = \lim_{t \rightarrow 0} \frac{1 - p_{ii}(t)}{t}$ .

Folglich

$$4') \quad p_{ij}(t) = \lambda_{ij} t + o(t) \quad (i \neq j);$$

$$5') \quad p_{ii}(t) = 1 - \lambda_{ii} t + o(t).$$

Es gelten die Kolmogorov-Vorwärtsgleichungen bzw. -Rückwärtsgleichungen, ein System von Differentialgleichungen für die  $p_{ij}(t)$ , aus denen diese mit  $p_{ij}(0) = \delta_{ij}$  (prinzipiell) bestimmt werden können:

Rückwärtsgleichungen:

$$6) \quad p'_{ij}(t) = -\lambda_{ii} p_{ij}(t) + \sum_{k \neq i} \lambda_{ik} p_{kj}(t) \quad \text{bzw.}$$

$$6') \quad \mathbb{P}'(t) = \mathbb{A} \mathbb{P}(t);$$

Vorwärtsgleichungen:

$$7) \quad p'_{ij}(t) = -p_{ij}(t) \lambda_{jj} + \sum_{k \neq j} p_{ik}(t) \lambda_{kj} \quad \text{bzw.}$$

$$7') \quad \mathbb{P}'(t) = \mathbb{P}(t) \mathbb{A}.$$

Bezeichnung: Die Matrix  $\mathbb{A}$  heißt (infinitesimaler) Erzeuger der Halbgruppe  $(P_t)$  von Übergangswahrscheinlichkeiten, die wiederum mit den Matrizen  $(\mathbb{P}(t))$  identifiziert werden können.

Speziell: Poisson-Prozess

Seien  $\lambda_{i,i+1} = \lambda$ ,  $\lambda_{ii} = \lambda$ ,  $\lambda_{ij} = 0$  ( $j < i \vee j > i + 1$ ), d.h.

$$\begin{aligned} p_{i,i+1}(t) &= \lambda t + o(t), \\ p_{ii}(t) &= 1 - \lambda t + o(t), \\ p_{ij}(t) &= o(t) \quad (j < i \vee j > i + 1). \end{aligned}$$

Mit der Anfangsverteilung  $p(0) = (p_i(0))_{i=0,1,\dots} = (1, 0, \dots)$  und der Bezeichnung  $p_n(t) := p_{0n}(t)$  ( $n = 0, 1, \dots$ ) erhält man aus 6) das folgende Differentialgleichungssystem:

$$\begin{array}{lll} p'_0(t) = -\lambda p_0(t) & \xrightarrow{p_0(0)=1} & p_0(t) = e^{-\lambda t}, \\ p'_1(t) = -\lambda p_1(t) + \lambda p_0(t) & \xrightarrow{p_1(0)=0} & p_1(t) = \lambda t e^{-\lambda t}, \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ p'_n(t) = -\lambda p_n(t) + \lambda p_{n-1}(t) & \xrightarrow{p_n(0)=0} & p_n(t) = \frac{(\lambda t)^n}{n!} e^{-\lambda t}, \\ \vdots & \vdots & \vdots \end{array}$$

Der Poisson-Prozess bildet somit eine Markov-Kette in stetiger Zeit mit den obigen Intensitäten und Anfangsverteilung  $\varepsilon_0$  !