

1.3. Stoppzeiten und starke Markov-eigenschaft

Frage: Wie lassen sich zufällige Zeitpunkte beschreiben?

Definition (erzeugt σ -Algebra)

Sei $X = (X_n)_{n \in \mathbb{N}_0}$ ein stochastischer Prozess auf $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ mit Werten in (E, \mathcal{E}) . Setze

$$\mathcal{F}_n^X := \sigma(X_k : k \in \{0, \dots, n\}) := \{(x_0, \dots, x_n)^{-1}(B) : B \in \mathcal{E}^{\otimes(n+1)}\}, \quad n \in \mathbb{N}_0.$$

Dann heißt $(\mathcal{F}_n^X)_{n \in \mathbb{N}_0}$ die von X erzeugte σ -Algebra.

Erinnerung: Sei $\Omega + \emptyset$, (Ω', \mathcal{F}') ein messbarer Raum und $X: \Omega \rightarrow \Omega'$. Dann ist

$$X^{-1}(\mathcal{F}') := \{X^{-1}(B) : B \in \mathcal{F}'\}$$

eine σ -Algebra. Zudem gilt für jedes System $\mathcal{A}' \subseteq \mathcal{F}'$

$$\sigma(X^{-1}(\mathcal{A}')) = X^{-1}(\sigma(\mathcal{A}')).$$

Bemerkung 9: a) Es gilt $\mathcal{F}_m^X \subseteq \mathcal{F}_n^X \subseteq \mathcal{F}$ für alle $m, n \in \mathbb{N}_0$ mit $m < n$.

b) \mathcal{F}_n^X umfasst alle Informationen, die ein Beobachter von $X = (X_n)_{n \in \mathbb{N}_0}$ bis zum Zeitpunkt n hat.

Definition (Stopzeit)

Sei $X = (X_n)_{n \in \mathbb{N}_0}$ ein stochastischer Prozeß auf (Ω, \mathcal{F}, P) mit Werten in E . Eine Abbildung $\bar{T}: \Omega \rightarrow \mathbb{N}_0 \cup \{\infty\}$ heißt Stopzeit bzgl. X , wenn gilt

$$\{\bar{T}=n\} \in \sigma(X_0, \dots, X_n) = \mathcal{F}_n^X, \quad n \in \mathbb{N}_0$$

Bemerkung 10: Das Ereignis $\{\bar{T}=\infty\}$ kann interpretiert werden, daß die Stopzeit nie eintreift.

Beispiel 14: Sei $X = (X_n)_{n \in \mathbb{N}_0}$ ein stochastischer Prozeß mit Zustandsraum E und $A \subseteq E$.

a) Die erste Rückkehr- bzw. Treffzeit S_A und die Eintrittszeit T_A ist gegeben durch

$$S_A(\omega) := \inf \{n \in \mathbb{N} : X_n(\omega) \in A\} \quad (\inf \emptyset := \infty)$$

$$T_A(\omega) := \inf \{n \in \mathbb{N}_0 : X_n(\omega) \in A\}$$

sind Stopzeiten, denn

$$\{S_A=n\} = \{X_0 \notin A, \dots, X_{n-1} \notin A, X_n \in A\} \in \mathcal{F}_n^X$$

$$\{T_A=n\} = \{X_0 \notin A, \dots, X_{n-1} \notin A, X_n \in A\} \in \mathcal{F}_n^X$$

Insbesondere gilt $P[T_A = S_A | X_0 = x] = 1$ für alle $x \notin A$.

b) Die k -te Treffzeit ist gegeben durch

$$S_A^0(\omega) := 0, \quad S_A^k(\omega) := \inf \{ n > S_A^{k-1}(\omega) : X_n \in A \}, \quad k \in \mathbb{N}.$$

c) Jede deterministische Zeit $T(\omega) = t, t \in \mathbb{N}_0$ ist eine Stoppzeit, da

$$\{ T = n \} \in \{\emptyset, \Omega\} \in \mathcal{F}_n^X, \quad n \in \mathbb{N}_0$$

d) Die letzte Ausstiegszeit auf der Menge A

$$L_A(\omega) := \sup \{ n \in \mathbb{N}_0 : X_n \in A \}$$

ist i.A. keine Stoppzeit, da $\{ L_A = n \}$ davon abhängt, ob $(X_{n+m})_{m \in \mathbb{N}_0}$ die Menge A trifft oder nicht.

Frage: Wie kann man die Eintrittswahrscheinlichkeit einer Markovkette in eine Menge A berechnen?

Definition (Generator)

Sei P eine stochastische Matrix. Dann nennt man $L := P - I$ den zugehörigen (diskreten) Generator, wobei mit I die Einheitsmatrix bezeichnet sei.

Definition (Dirichletproblem)

Sei $\emptyset \neq A \subseteq E$ und $g: A \rightarrow \mathbb{R}$. Dann heißt das lineare Gleichungssystem

$$\begin{cases} (Lf)(x) = 0 & , x \in A^c \\ f(x) = g(x) & , x \in A \end{cases}$$

das zu L gehörige Dirichletproblem auf A^c mit Randwerten g auf A .

Satz 1.14 Sei $(x_n)_{n \in \mathbb{N}_0}$ eine (v, P) -Markovkette mit Zustandsraum E . Für $A \subseteq E$ setze $h_A(x) := P_x[T_A < \infty]$, $x \in E$, wobei T_A die erste Eintrittszeit in die Menge A bezeichne. Dann ist h_A die kleinste, nicht-negative Lösung des Dirichletproblems

$$\begin{cases} (Lh_A)(x) = 0 & , x \in A^c \\ h_A(x) = 1 & , x \in A \end{cases} \quad (*)$$

Beweis: zu zeigen: h_A ist eine Lösung des Dirichletproblems $(*)$.

Da $\{x_0 \in A\} = \{T_A = 0\}$, ist folglich $h_A(x) = 1$ für alle $x \in A$.

Sei also nun $x \in \Lambda^c$. Dann folgt mit Satz 1.10

$$\begin{aligned}
 P_x[T_A < \infty] &= P_x[T_A \in \mathbb{N}] = \sum_{y \in E} P_x[T_A \in \mathbb{N}, X_1 = y] \\
 &= \sum_{y \in E} P[X_1 = y \mid X_0 = x] P_y[T_A \in \mathbb{N} \mid X_0 = x, X_1 = y] \\
 &\stackrel{\text{Satz 1.10}}{=} \sum_{y \in E} p(x, y) P_y[T_A \in \mathbb{N}_0]
 \end{aligned}$$

Also,

$$h_A(x) = P_x[T_A < \infty] = \sum_{y \in E} p(x, y) P_y[T_A < \infty] = \sum_{y \in E} p(x, y) h_A(y) \iff (Lh_A)(x) = 0$$

zu zeigen: h_A ist die kleinste, nichtnegative Lösung von (*)

Sei also $h : E \rightarrow [0, \infty)$ eine weitere Lösung des Dirichletproblems (*), d.h.

$$\begin{cases} (Lh)(x) = 0 & , x \notin A \\ h(x) = 1 & , x \in A \end{cases}$$

zu zeigen: Für alle $N \in \mathbb{N}_0$ gilt $P_x[T_A \leq N] \leq h(x)$, $x \in E$

Für jedes $N \in \mathbb{N}_0$ und $x \in A$ folgt $\bar{P}_x[\bar{T}_A \leq N] = 1 = h(x)$. Für $x \notin A^c$ ergibt sich mittels vollständige Induktion über N

I A $N=0 : \bar{P}_x[\bar{T}_A = 0] = 0 \stackrel{x \notin A}{\leq} h(x)$

I S $N \rightarrow N+1$: Sei also $y \notin A$. Dann gilt mittels Satz 1.10

$$\begin{aligned}\bar{P}_x[T_A \leq N+1] &= \bar{P}_x[1 \leq \bar{T}_A \leq N+1] \\ &= \sum_{y \in E} \bar{P}[X_1=y \mid X_0=x] \bar{P}_y[1 \leq \bar{T}_A \leq N+1 \mid X_0=x, X_1=y] \\ &\stackrel{\text{Satz 1.10}}{=} \sum_{y \in E} p(x,y) \bar{P}_y[T_A \leq N] \\ \text{IV} \quad &\leq \sum_{y \in E} p(x,y) h(y) \\ &\stackrel{(Lh)(x)=0}{=} h(x)\end{aligned}$$

Da $\{\bar{T}_A \leq N\} \uparrow \bigcup_{k \in \mathbb{N}} \{\bar{T}_A \leq k\} = \{\bar{T}_A < \infty\}$ für $N \rightarrow \infty$, so folgt aus der Stetigkeit des Wahrscheinlichkeitsmaßes \bar{P}_x

$$h_A(x) = \bar{P}_x[T_A < \infty] = \lim_{N \rightarrow \infty} \bar{P}_x[T_A \leq N] \leq h(x), \quad x \in E$$

□

Beispiel 15: Sei $(X_n)_{n \in \mathbb{N}_0}$ eine (ν, P) -Markovkette auf $E = \{1, 2, 3, 4\}$, deren stochastische Matrix durch folgenden Übergangsgraphen beschrieben wird



Zum folgenden soll die Eintrittswahrscheinlichkeit in den Zustand $\{4\}$, d.h.

$$h_{\{4\}}(x) := \mathbb{P}_x [T_{\{4\}} < \infty] \quad , \quad x \in E$$

bestimmt werden. Nach Satz 1.14 genügt es dazu, die minimale Lösung des Dirichletproblems $(*)$ mit $A = \{4\}$ zu berechnen. Betrachte somit folgendes Gleichungssystem

$$\text{I: } h_{\{4\}}(1) = c$$

$$\text{II: } h_{\{4\}}(2) = \frac{1}{2} (h_{\{4\}}(1) + h_{\{4\}}(3))$$

$$\text{III: } h_{\{4\}}(3) = \frac{1}{2} (h_{\{4\}}(2) + h_{\{4\}}(4)) \quad \text{IV: } h_{\{4\}}(4) = 1$$

$$\Leftrightarrow h_{\{4\}} = (c, \frac{2}{3}c + \frac{1}{3}, \frac{1}{3}c + \frac{2}{3}, 1)^T$$

Folglich besitzt das obige Gleichungssystem erst durch die Minimalitätsbedingung eine eindeutige Lösung. Wählt hierzu $c=0$. Dann folgt

$$h_{\{4\}}(1) = \mathbb{P}_2 [T_{\{4\}} < \infty] = \frac{1}{3} \quad \text{und} \quad h_{\{4\}}(3) = \mathbb{P}_3 [T_{\{4\}} < \infty] = \frac{2}{3} .$$

Beispiel 16: (Reinwahrscheinlichkeit) Betrachte eine einfache, asymmetrische Trifahrt auf $E = \mathbb{N}_0$, mit Absorption im Zustand 0:



Wiederum soll die Eintrittswahrscheinlichkeit in $\{0\}$ (= Absorptionswahrscheinlichkeit) bestimmt werden. Aus Satz 1.14 folgt, daß $\lambda_{f,0}(x) := \mathbb{P}_x[T_{f,0} < \infty]$, $x \in E$ die minimale, nichtnegative Lösung des folgenden Dirichletproblems ist:

$$\begin{cases} (Lh_{f,0})(x) = p(h_{f,0}(x+1) - h_{f,0}(x)) + q(h_{f,0}(x-1) - h_{f,0}(x)) = 0, & x \neq 0 \\ h_{f,0}(0) = 1 \end{cases}$$

Bew.: Für $p+q$ ist die Lösung von $(Lh)(x)=0$ für alle $x \in E$ gegeben durch

$$h(x) = a + b \left(\frac{q}{p}\right)^x$$

Es gilt nämlich für $x \in \mathbb{N}$

$$(Lh)(x) = pb \left(\frac{q}{p}\right)^x \left(\frac{q}{p}-1\right) + qb \left(\frac{q}{p}\right)^x \left(\frac{p}{q}-1\right) = b \left(\frac{q}{p}\right)^x (q-p+p-q) = 0$$

Fall 1: $p < q$

Da $\lambda_{f_0s}(x) \in [0,1]$ für alle $x \in \mathbb{N}_0$, folgt $b=0$ und, wegen $\lambda_{f_0s}(0)=1$, $a=1$. Also

$$\lambda_{f_0s}(x) = P_x[T_{f_0s} < \infty] = 1 \quad \forall x \in \mathbb{N}_0$$

Fall 2: $p > q$

Aus $\lambda_{f_0s}(0)=1$ folgt zunächst einmal, daß $b=1-a$. Also

$$[0,1] \ni \lambda_{f_0s}(x) = \left(\frac{q}{p}\right)^x + a\left(1 - \left(\frac{q}{p}\right)^x\right) \quad \forall x \in \mathbb{N}_0 \Rightarrow a \geq 0$$

Somit impliziert erst die Minimalitätsbedingung, daß $a=0$ ist, d.h.

$$\lambda_{f_0s}(x) = P_x[T_{f_0s} < \infty] = \left(\frac{q}{p}\right)^x \quad \forall x \in \mathbb{N}_0$$

Beh.: Für $p=q$ ist die Lösung von $(Lh)(x)=0$ für alle $x \in E$ gegeben durch

$$h(x) = a + bx.$$

Denn für alle $x \in \mathbb{N}$ gilt $(Lh)(x) = \frac{1}{2}b(x+1-x) + \frac{1}{2}b(x-1-x) = 0$.

Da $\lambda_{f_0s}(x) \in [0,1]$ für alle $x \in \mathbb{N}_0$, so folgt $b=0$. Wegen $\lambda_{f_0s}(0)=1$ ist zudem $a=1$:

$$\lambda_{f_0s}(x) = P_x[T_{f_0s} < \infty] = 1$$

Beispiel 17: (Aussterbewahrscheinlichkeit von Verzweigungsprozessen) Sei $(x_n)_{n \in \mathbb{N}_0}$ ein Verzweigungsprozess*, d.h., $(x_n)_{n \in \mathbb{N}_0}$ ist eine Markovkette mit Zustandsraum $E = \mathbb{N}_0$ und Übergangsmatrix $P = (p(x,y))_{x,y \in E}$

$$p(x,y) = \mu^{*x}(y) \quad \text{mit} \quad \mu^{*0}(y) := \mathbb{1}_{\{y=0\}}(y),$$

wobei μ eine gegebene Wahrscheinlichkeitsverteilung auf E ist.

Ziel: Berechne $\bar{P}_x[\tau_{\{y \geq 0\}} < \infty]$, $x \in E$ (= Aussterbewahrscheinlichkeit)

Bch.: Für alle $n \in \mathbb{N}_0$ gilt $\bar{P}_x[x_n = 0] = \bar{P}_0[x_n = 0]^x$, $x \in E$

Beweis durch vollständige Induktion über n .

[IA] $n=0 : \bar{P}_x[x_0 = 0] = \mathbb{1}_{\{x_0=0\}}(0) = \bar{P}_0[x_0 = 0]^x \quad (0^0 = 1)$

[IS] $n \rightarrow n+1 :$ Es gilt nun aber

$$\begin{aligned} \bar{P}_x[x_{n+1} = 0] &= \sum_{y \in E} \bar{P}[x_{n+1} = 0, x_i = y \mid x_0 = x] \\ &= \sum_{y \in E} \bar{P}[x_i = y \mid x_0 = x] \bar{P}[x_{n+1} = 0 \mid x_0 = x, x_i = y] \\ &\stackrel{\text{Satz 110}}{=} \sum_{y \in E} p(x_i, y) \bar{P}_y[x_n = 0] \end{aligned}$$

vgl. Beispiel 11 *

Nach Induktionsveraussichtung gilt weiterhin

$$\begin{aligned}
 \sum_{\gamma \in E} p(x, \gamma) \bar{P}_Y[X_n=0] & \stackrel{\text{IV}}{=} \sum_{\gamma \in E} \mu^{**x}(\gamma) \bar{P}_1[X_n=0]^{\gamma} \\
 & = \sum_{\gamma \in E} \sum_{\gamma_1 + \dots + \gamma_k = \gamma} \mu(\gamma_1) \dots \mu(\gamma_k) \bar{P}_1[X_n=0]^{\gamma_1 + \dots + \gamma_k} \\
 & = \sum_{\gamma_1, \dots, \gamma_k \geq 0} \mu(\gamma_1) \bar{P}_1[X_n=0]^{\gamma_1} \dots \mu(\gamma_k) \bar{P}_1[X_n=0]^{\gamma_k} \\
 & = \left(\sum_{z \geq 0} \mu(z) \bar{P}_1[X_n=0]^z \right)^k \\
 \stackrel{\text{IV}}{=} & \left(\sum_{z \in E} p(1, z) \bar{P}_1[X_n=0]^z \right)^k \\
 & \stackrel{\text{Satz 1.10}}{=} \left(\sum_{z \in E} \bar{P}[X_1=z | X_0=1] \bar{P}[X_{n+1}=0 | X_0=1, X_1=z] \right)^k \\
 & = \bar{P}_1[X_{n+1}=0]^k
 \end{aligned}$$

Da $\{\bar{T}_{\{0\}} \leq n\} = \{X_n=0\}$ für alle $n \in \mathbb{N}_0$ und $\{\bar{T}_{\{0\}} \leq n\} \uparrow \bigcup_{k=0}^{\infty} \{\bar{T}_{\{0\}} \leq k\} = \{\bar{T}_{\{0\}} < \infty\}$
 für $n \rightarrow \infty$, so folgt aus der Stetigkeit von \bar{P}_x

$$\bar{P}_x[\bar{T}_{\{0\}} < \infty] = \lim_{n \rightarrow \infty} \bar{P}_x[X_n=0] = \lim_{n \rightarrow \infty} \bar{P}_1[X_n=0]^k = \bar{P}_1[\bar{T}_{\{0\}} < \infty]^k$$

Folglich gilt $h_{\mu,0}(x) = h_{\mu,0}(z)^x =: q^x$ für alle $x \in E$.

Im folgenden soll $q \in [0,1]$ bestimmt werden. Da nach Satz 1.14 $h_{\mu,0}$ die kleinste, nichtnegative Lösung des Dirichletproblems (*) ist, gilt

$$(Lh_{\mu,0})(z) = 0 \iff q = h_{\mu,0}(z) = \sum_{y \in E} \mu(y) h_{\mu,0}(y)^z = G_\mu(q),$$

wobei

$$G_\mu(s) := \sum_{y \in E} \mu(y) s^y, \quad s \in [0,1]$$

die erzeugende Funktion von μ ist. Also ist q ein Fixpunkt der Gleichung

$$s = G_\mu(s)$$

Ist nun \bar{q} ein weiterer Fixpunkt, so genügt die Funktion $h(x) := \bar{q}^x$ ebenfalls dem Dirichletproblem (*). Dann folgt aus Satz 1.14

$$\bar{q} = h(z) \geq h_{\mu,0}(z) = q,$$

d.h. q ist der kleinste, nichtnegative Fixpunkt der Gleichung $s = G_\mu(s)$.

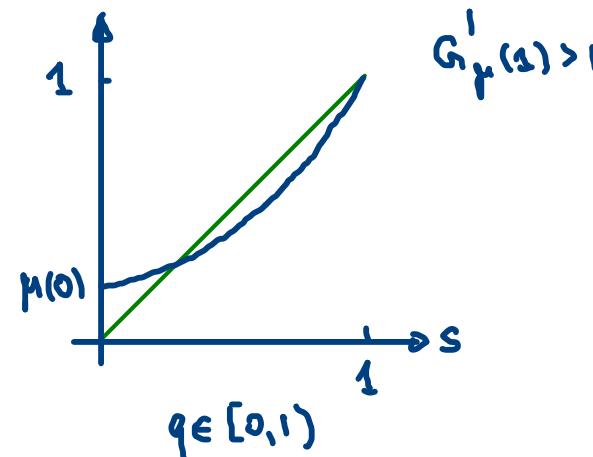
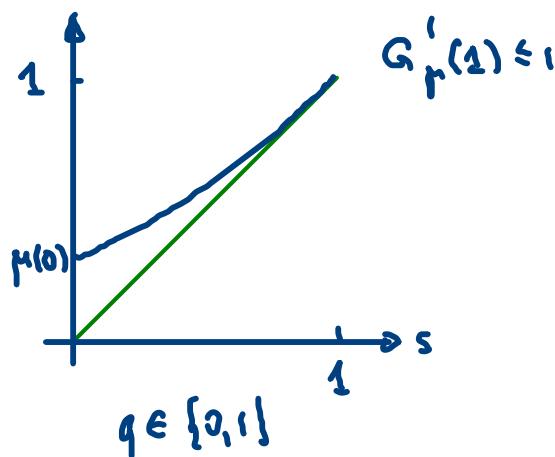
Nachfolgend soll der kleinste, nichtnegative Fixpunkt der Gleichung $s = G_\mu(s)$ genauer analysiert werden. Da μ ein Wahrscheinlichkeitsmaß auf E ist, gilt

$$G_\mu(1) = \sum_{y \in E} \mu(y) = 1$$

Falls μ entweder linear ($\mu(0) + \mu(1) = 1$) oder strikt konvex mit

$$G_\mu'(1) = \lim_{s \downarrow 1} G_\mu(s) = \lim_{s \downarrow 1} \sum_{k \geq 1} k \mu(k) s^{k-1} = \sum_{k \geq 0} k \mu(k) < \infty$$

so gilt



Aufgabe 10: Bestimme die Aussterbewahrscheinlichkeit eines Verzweigungsprozesses mit

a) $\mu(k) = (1-\alpha)\alpha^k$, $\alpha \in (0,1)$

b) $\mu(k) = e^{-\lambda} \lambda^k / k!$, $\lambda > 0$

Aufgabe 11: Sei $(x_n)_{n \in \mathbb{N}_0}$ eine (v, P) -Markovkette mit Zustandsraum E . Für $\bar{\pi} \in E$ sei $w_A(x) := \mathbb{E}_x[T_A]$, $x \in E$. Zeige, daß w_A die einzig, nicht-negative Lösung des folgenden Randwertproblems ist

$$\begin{cases} (Lw_A)(x) = -1, & x \in A^c \\ w_A(x) = 0, & x \in A \end{cases}.$$

Definition (harmonische Funktion)

Sei $A \subseteq E$. Eine Funktion $f: E \rightarrow \mathbb{R}$ heißt harmonisch auf A^c , wenn für alle $x \in A^c$

$$(Lf)(x) \text{ existiert} \quad \text{und} \quad (Lf)(x) = 0.$$

Aufgabe 12: Sei $(x_n)_{n \in \mathbb{N}_0}$ eine Markovkette mit Übergangsmatrix P und Zustandsraum E . Weiterhin sei $P_x[T_{\{y\}} < \infty] = 1$ für alle $x, y \in E$. Zeige: Ist $h: E \rightarrow [0, \infty)$ eine beschränkte harmonische Funktion, so ist h konstant.

Frage: Gilt die Markov-Eigenschaft auch an Stoppzeiten?

Definition (T -Vergangenheit)

Ist $T: \Omega \rightarrow \mathbb{N}_0 \cup \{\infty\}$ eine Stoppzeit bzgl. eines stochastischen Prozesses $X = (X_n)_{n \in \mathbb{N}_0}$ auf (Ω, \mathcal{F}, P) , so bezeichnet

$$\bar{\mathcal{F}}_T^X := \{A \in \bar{\mathcal{F}} : A \cap \{T=n\} \in \bar{\mathcal{F}}_n^X \text{ für alle } n \in \mathbb{N}_0\}$$

die Menge der Ereignisse der T -Vergangenheit.

Bemerkung_11: $\bar{\mathcal{F}}_T^X$ ist eine σ -Algebra. Da T eine Stoppzeit bzgl. X ist, ist $\Omega \in \bar{\mathcal{F}}_T^X$.

Wirklich gilt für jedes $n \in \mathbb{N}_0$ und $A \in \bar{\mathcal{F}}_T^X$

$$A^c \cap \{T=n\} = (\underbrace{A \cap \{T=n\}}_{\in \bar{\mathcal{F}}_n^X})^c \cap \underbrace{\{T=n\}}_{\in \bar{\mathcal{F}}_n^X} \in \bar{\mathcal{F}}_n^X$$

Somit ist auch $A^c \in \bar{\mathcal{F}}_T^X$. Seien nun $A_1, A_2, \dots \in \bar{\mathcal{F}}_T^X$. Dann gilt für alle $n \in \mathbb{N}_0$

$$(\bigcup_{i=1}^{\infty} A_i) \cap \{T=n\} = \bigcup_{i=1}^{\infty} (A_i \cap \{T=n\}) \in \bar{\mathcal{F}}_n^X$$

Also ist auch $\bigcup_{i=1}^{\infty} A_i \in \bar{\mathcal{F}}_T^X$.

Satz 1.15 (starke Markoreigenschaft) Ist $(X_n)_{n \in \mathbb{N}_0}$ eine (ν, P) -Markovkette mit Zustandsraum E und T eine Stopzeit, so gilt für alle $A \in \mathcal{E}^{\otimes \mathbb{N}_0}$, $T \in \mathfrak{T}_T^X$ und $x \in E$ mit $P_\nu[\bar{\tau}, X_T = x, T < \infty] > 0$

$$P_\nu[(X_T, X_{T+1}, \dots) \in A \mid \bar{\tau}, X_T = x, T < \infty] = P_x[(X_0, X_1, \dots) \in A],$$

wobei X_T auf $\{\bar{\tau} < \infty\}$ definiert ist durch $X_T(\omega) := X_{T(\omega)}(\omega)$.

Beweis: Sei also $A \in \mathcal{E}^{\otimes \mathbb{N}_0}$, $T \in \mathfrak{T}_T^X$ und $x \in E$ mit $P_\nu[\bar{\tau}, X_T = x, T < \infty] > 0$. Dann gibt es zu jedem $n \in \mathbb{N}_0$ ein $B \subseteq E^n$ mit

$$\bar{\tau} \cap \{\bar{\tau} \leq n\} \cap \{X_T = x\} = \{(x_0, \dots, x_n) \in B, x_n = x\}.$$

Falls zudem $P_\nu[(X_0, \dots, X_{n-1}) \in B, X_n = x] > 0$ ist, so folgt aus Satz 1.6

$$\begin{aligned} & P_\nu[(X_T, X_{T+1}, \dots) \in A \mid \bar{\tau}, X_T = x, T = n] \\ &= P_\nu[(X_n, X_{n+1}, \dots) \in A \mid (X_0, \dots, X_{n-1}) \in B, X_n = x] \\ &\stackrel{\text{Satz 1.6}}{=} P_x[(X_0, X_1, \dots) \in A] \end{aligned}$$

Also,

$$\begin{aligned} & \bar{P}_v[(x_{T_1}, x_{T+1}, \dots) \in A \mid \bar{\tau}, X_T = x, T < \infty] \\ &= \sum_{n=0}^{\infty} \frac{\bar{P}_v[(x_{T_n}, x_{T+n}, \dots) \in A \mid \bar{\tau}, X_T = x, T = n]}{\bar{P}_v[\bar{\tau}, X_T = x, T < \infty]} \bar{P}_v[\bar{\tau}, X_T = x, T = n] \\ &= \sum_{n=0}^{\infty} \frac{\bar{P}_x[(x_0, x_1, \dots) \in A] \bar{P}_v[\bar{\tau}, X_T = x, T = n]}{\bar{P}_v[\bar{\tau}, X_T = x, T < \infty]} \\ &= \bar{P}_x[(x_0, x_1, \dots) \in A] \end{aligned}$$

□

Korollar 1.16 Sei $(X_n)_{n \in \mathbb{N}_0}$ eine (v, P) -Markovkette mit Zustandsraum E und

$$V_x := \sum_{n=0}^{\infty} \mathbb{1}_{\{X_n = x\}}, \quad x \in E.$$

Dann gilt für alle $k \in \mathbb{N}$

$$\bar{P}_x[V_x > k] = (1 - \bar{P}_x[S_{\{x\}} = \infty])^k.$$

Falls $\bar{P}_x[S_{\{x\}} = \infty] > 0$, so gilt

$$\mathbb{E}_x[V_x] = \frac{1}{\bar{P}_x[S_{\{x\}} = \infty]}$$

Beweis: Für $x \in E$ definiere

$$S_{\{x\}}^0 := 0 \quad \text{und} \quad S_{\{x\}}^k := \inf \{n > S_{\{x\}}^{k-1} : X_n = x\}, \quad k \in \mathbb{N}$$

Dann gilt für alle $k \in \mathbb{N}$

$$\{V_x > k\} \cap \{X_0 = x\} = \{S_{\{x\}}^k < \infty\} \cap \{X_0 = x\}.$$

Aus der starken Markov-Eigenschaft folgt somit

$$\begin{aligned} \bar{P}_x[V_x > k+1 | V_x > k] &= \bar{P}_x[S_{\{x\}}^{k+1} < \infty | S_{\{x\}}^k < \infty] = \bar{P}_x[S_{\{x\}}^{k+1} < \infty | X_{S_{\{x\}}^k} = x, S_{\{x\}}^k < \infty] \\ &= \bar{P}_x[\inf \{n > 0 : X_{S_{\{x\}}^k+n} = x\} + S_{\{x\}}^k < \infty | X_0 = x, X_{S_{\{x\}}^k} = x, S_{\{x\}}^k < \infty] \\ &\stackrel{\text{Satz 1.15}}{=} \bar{P}_x[S_{\{x\}}^1 < \infty] \end{aligned}$$

Daraus folgt dann

$$\bar{P}_x[V_x > k] = \prod_{l=1}^{k-1} \bar{P}_x[V_x > l+1 | V_x > l] \cdot \bar{P}_x[V_x > 1] = \bar{P}_x[S_{\{x\}}^1 < \infty]^k.$$

Weiterhin gilt im Falle $\bar{P}_x[S_{\{x\}}^1 < \infty] < 1$

$$\begin{aligned} \mathbb{E}_x[V_x] &= \sum_{k=0}^{\infty} \bar{P}_x[V_x > k] = 1 + \sum_{k=1}^{\infty} \bar{P}_x[V_x > k] = 1 + \sum_{k=1}^{\infty} \bar{P}_x[S_{\{x\}}^1 < \infty]^k \\ &= \frac{1}{1 - \bar{P}_x[S_{\{x\}}^1 < \infty]} = \frac{1}{\bar{P}_x[S_{\{x\}}^1 = \infty]} \end{aligned}$$

□