

## (iii) Markov-Ketten - Monte Carlo, Metropolis - Algorithmus

Idee: erzeuge Kette  $\vec{r}_1, \vec{r}_2, \dots, \vec{r}_n, \dots$  von Zuständen, wobei die Wahrscheinlichkeitsverteilung  $p(\vec{r}_n)$  asymptotisch gegen eine gewünschte Verteilung  $p(\vec{r})$  konvergiert.

**Definition:** Ein Stochastischer Prozess ist eine Familie von Zufallsvariablen  $(X_t)_{t \in I}$ , wobei die Indexmenge geordnet ist:  $I = \{t_0 < t_1 < \dots\}$ . Für eine abzählbare Menge  $I$  (typisch  $I = \mathbb{N}$ ) heißt der Prozess **zeitdiskret**, sonst **zeitstetig** (z. B. für  $I = \mathbb{R}_0^+$ ).

**Bemerkung:** Die Wertemengen der Zufallsvariablen können in beiden Fällen diskret oder stetig sein.

**Wichtig:** Zur vollständigen Charakterisierung eines Stochastischen Prozesses müssen neben den Wahrscheinlichkeitsverteilungen für festes  $t$  (1-Punkt-Verteilungen)

$$p_n(x_{t_n}) \equiv p(x_{t_n}, t_n)$$

i.a. auch alle  $n$ -Punkt-Verteilungen spezifiziert werden, z. B.  $p(x_{t_n}, t_n; x_{t_{n-1}}, t_{n-1}; \dots; x_{t_1}, t_1)$

**Beispiel 3a:** Wiederholter Münzwurf; bei „Zahl“ steigt der Kontostand des Spielers um 1, bei „Wappen“ sinkt er um 1.

$$p_0(x) = \delta_{x,0} ; \quad p_1(x) = \frac{1}{2}(\delta_{x,-1} + \delta_{x,1}); \quad (\text{hier } t_n = n)$$

$$p_2(x) = \frac{1}{4} (\delta_{x,2} + 2 \delta_{x,0} + \delta_{x,-2}) \equiv p(x_2, 2) \dots$$

aber:  $p(x_n, n | x_{n-1}, n-1) = \frac{1}{2} (\delta_{x_n, x_{n-1}-1} + \delta_{x_n, x_{n-1}+1})$   
 $\uparrow$  bedingte  $W'$

(Allgemein gilt:  $p(x_n, n; x_m, m) = p(x_n, n | x_m, m) p(x_m, m)$ )

**Beispiel 3b:** ein modifiziertes Spiel, in dem nach jedem Wurf das Vorzeichen des Kontostandes invertiert wird, hat zwar die gleiche 1-Punkt-Verteilung wie Bsp. 3a, aber andere  $n$ -Punkt-Verteilungen für  $n \geq 2$ .

**Definition:** Einen stochastischen Prozess, in dem die bedingte  $W'$ -Verteilung nur vom letzten bekannten Zustand abhängt, nennt man **Markov-Prozess**:

$$p(x_n, t_n | x_{i_1}, t_{i_1}, \dots, x_{i_k}, t_{i_k}) = p(x_n, t_n | x_{i_s}, t_{i_s}) \text{ für } t_{i_s} = \max_{1 \leq j \leq k} \{t_{i_j}\}$$

**Beispiel:** Zufallsbewegungen (Random Walks) wie Bsp. 3a sind Markov-Prozesse; auch 3b ist Markov-Prozess.

Ein Markov-Prozess hat also ein minimales „Gedächtnis“; Prozesse ohne Gedächtnis nennt man **unkorreliert**.

Wichtiger Spezialfall: Markov-Prozesse mit stationären (zeitlich translationsinvarianten) Übergangswahrscheinlichkeiten

$$p(x_n, t_n | x_k, t_k) = p_t(x_n | x_k); \quad t = t_n - t_k$$

**Jetzt:** zeitdiskreter Fall mit  $t_n = n$  und stationären Übergangswahrscheinlichkeiten. Betrachte speziell einzelnen Zeitschritt:  $p_1(x_{n+1} | x_n) \equiv W(x_{n+1} | x_n)$  "Übergangsrates"

Es gilt die **Master-Gleichung**

$$p_{n+1}(x) = p_n(x) + \sum_{x'} W(x|x') p_n(x') - \sum_{x'} W(x'|x) p_n(x)$$

Die  $W$ -Verteilung ist genau dann **stationär**, falls sich für jedes  $x$  die Zu- und Abflüsse die Waage halten. **Beispiel: Wasserleitungen + Reservoirs**

Hinreichende Bedingung für die Stationarität einer gewünschten Gleichgewichtsverteilung  $p_{eq}(x)$  ist

$$\text{Detailliertes Gleichgewicht: } \frac{W(x|x')}{W(x'|x)} = \frac{p_{eq}(x)}{p_{eq}(x')} \quad \forall x, x'$$

**Markov-Ketten-Monte-Carlo-Algorithmen** konstruieren Markov-Ketten, für die (i) eine vorgegebene  $W$ -Verteilung stationär ist (detailliertes Gleichgewicht wird erfüllt) und die (ii) ergodisch sind (alle Zustände mit  $p_{eq}(x) > 0$  sind erreichbar).

**Vereinfachung:** betrachte in jedem Zeitschritt nur "Umgebung" von gegebenem Zustand  $x$ . Teile dazu auf:

$$W(x'|x) = W_{\text{Vorschlag}}(x'|x) W_{\text{Akzeptanz}}(x'|x)$$

und wähle Vorschlagsw' symmetrisch:  $W_{\text{Vorschlag}}(x'|x) = W_{\text{Vorschlag}}(x|x')$

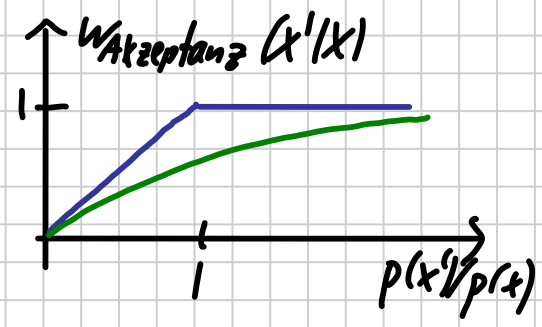
(**Beispiele:** Intervall/Hyperkubus im kontinuierlichen Fall, z.B.  $W_{\text{Vorschlag}}(x'|x) = \frac{1}{a} \Theta(\frac{a}{2} - |x - x'|)$  oder Einzel-Spin-Flip im Ising-Modell  $\uparrow$  (hier: W'dichte) (oder d-dim Gauß-Vert.))

Dann reicht detailliertes Gleichgewicht für die Akzeptanzraten aus. Möglichkeiten:

(i)  $W_{\text{Akzeptanz}}(x'|x) = \min \left\{ 1, \frac{P_{\text{eq}}(x')}{P_{\text{eq}}(x)} \right\}$  **Metropolis-Regel**

(ii)  $W_{\text{Akzeptanz}}(x'|x) = \frac{P_{\text{eq}}(x')}{P_{\text{eq}}(x) + P_{\text{eq}}(x')}$  **heat bath**

Dabei hat der Metropolis-Algorithmus den Vorteil der höchstmöglichen Akzeptanzrate, der heat bath - Algorithmus stellt dagegen instantan das lokale Gleichgewicht her.



**Allgemeiner Metropolis-Algorithmus** (Vorschlagsw' nicht notwendig symmetrisch):

$$W_{\text{Akzeptanz}}(x'|x) = \min \{ 1, r \}, \quad r = \frac{P_{\text{eq}}(x')}{P_{\text{eq}}(x)} \frac{W_{\text{Vorschlag}}(x|x')}{W_{\text{Vorschlag}}(x'|x)}$$

Beachte: Im Grenzfall optimaler Vorschlagsw' werden alle Vorschläge akzeptiert.

Typische Realisierung des Metropolis-Algorithmus' in der (klassischen) Statistischen Physik:

Boltzmanngewicht  $p_i \propto e^{-\beta E_i}$  für Zustand  $i$  mit Energie  $E_i$  ( $\beta = (k_B T)^{-1}$ )

(0) Initialisiere Konfiguration

(i) Wähle Teilchen (in Kontinuum oder auf Gitter) bzw. Spin  $n$  aus ( $1 \leq n \leq N$ ) - entweder zufällig oder bei jedem Durchgang (sweep) alle in fester Reihenfolge.

(ii) Schlage Veränderung von Teilchen  $n$  vor: Umklappen oder Verdrehen des Spins, Hüpfen oder Verschieben des Teilchens; berechne Energiedifferenz  $\Delta E$

$$r = e^{-\beta \Delta E} \frac{W_{\text{Vorschlag}}(x_{\text{neu}} | x_{\text{alt}})}{W_{\text{Vorschlag}}(x_{\text{alt}} | x_{\text{neu}})}$$

(iii) Akzeptiere Update mit  $W' \min\{1, r\}$ , sonst behalte alte Konfiguration.

(iv) Messe Observablen (z.B. Ausgabe in Datei)

#sweeps erreicht?	
nein	ja

→ (v) Berechne Mittelwerte mit Standardabweichung, Verteilungen, ...

**Wichtig:** (i) Die ersten Durchgänge, bei denen die  $W'$ -verteilung noch zu weit von der Stationarität entfernt ist, dürfen nicht für Observablenmittelwerte verwendet werden.

Typische Wahl: 1% - 10% warm-up sweeps.

(ii) Zustandssumme / Freie Energie nicht messbar!