

Importance Sampling:

$$\langle A \rangle = \frac{1}{M} \sum_{j=1}^M A(\underline{x}_j)$$

$$j = 1, \dots, M$$

$\underline{x}_j$ : mögliche Konfiguration

„Stützstellen“ des Integrals bzw. die dazugehörige Konfiguration  $\underline{x}_j$  werden ausgewählt entsprechend der relevanten Statist.-Verteilung

$$P(\underline{x}_j) = \frac{1}{Z} e^{-\beta H(\underline{x}_j)}$$

Markov-Prozesse

Zustand  $\underline{s}_j$  zur Zeit  $t_n$  hängt

nur vom Zustand  $\underline{s}_i$  bei  $t_{n-1}$  ab.

„Kein Gedächtnis“

Gemeinsame Wahrsch., dass das System bei  $t_n$  im Zustand  $\underline{s}_j$  und bei  $t_{n-1}$  im Zustand  $\underline{s}_i$

$$P(X_{t_n} = S_j \cup X_{t_{n-1}} = S_i)$$

$$= \underbrace{w_{ij}}_{\text{Übergangswahrsch.}} P(X_{t_{n-1}} = S_i) \quad \text{Wahrsch., dass } X_{t_{n-1}} = S_i$$

$$\Rightarrow P(X_{t_n} = S_j)$$

$$= \sum_i w_{ij} P(X_{t_{n-1}} = S_i)$$

einfachere Notation:  $P(S_j, t_n) = \sum_i w_{ij} P(S_i, t_{n-1})$

mit  $w_{ij} \geq 0$  (\*)

$\sum_j w_{ij} = 1$  System muß irgendwo hingehen!

Folgerung aus (\*)

$$\sum_j P(S_j, t_n) = \sum_i P(S_i, t_{n-1})$$

Erhaltung der Wahrsch.!

Zeitliche Änderung der Wahrscheinlichkeitswerte

(betrachte dazu  $t$  als kontinuierliche Variable)

$$\frac{dP(S_j, t)}{dt} = - \sum_i W_{ji} T(S_j, t)$$

Prozesse, die weg von  $S_j$  führen  
 $\rightarrow$  diese verringern  $T(S_j, t)$   
 $\Rightarrow$  Minuszeichen

(\*\*)

Master-Gleichung

$$+ \sum_i W_{ij} T(S_j, t)$$

Prozesse, die hin zu  $S_j$  führen und  
 dadurch  $P(S_j)$  erhöhen!

Beachte :

Speziell für stationäre <sup>= zeitunabhängig</sup>  
 Wahrscheinlichkeitsverteilung gilt :

$$P(S_j, t) = P(S_j) = P_{eq}(S_j)$$

(„equilibrium“)

$$\Rightarrow \frac{dP_{eq}}{dt} = 0$$

Kombiniere diese Forderung (statisches System  
 im Gleichgewicht!)  
 mit der Mastergleichung!

Man sieht: Die Forderung ist in jedem Fall erfüllt  
 falls gilt:

$$W_{ji} P_{eq}(S_j) = W_{ij} P_{eq}(S_i)$$

"Prinzip der detaillierten  
Balance" (detailed balance)

In Worten:

Im Gleichgewicht ist die Zahl der Prozesse, die von Zustand  $S_j$  zu Zustand  $S_i$  führen, gleich der Zahl der Prozesse in die gegenläufige Richtung!

Bemerkung:

Prinzip der detaillierten Balance ist konsistent mit der zum aufgestellten Gleichung (\*)

$$(*) P(S_j, t_n) = \sum_i W_{ij} P(S_i, t_{n-1})$$

Zur Erinnerung

Detailed balance:

$$W_{ji} P_{eq}(S_j) = W_{ij} P_{eq}(S_i)$$

$$\sum_i W_{ji} P_{eq}(S_j) = \sum_i W_{ij} P_{eq}(S_i)$$

beach:  $\sum_i W_{ji} = 1$  !

$$P_{eq}(S_j) = \sum_i W_{ij} P_{eq}(S_i)$$

Entspricht gerade der Gleichung  $(*)$  im stationären Fall  $\left( \begin{matrix} P(S_j, t_n) \\ P(S_i, t_{n-1}) \end{matrix} \right) = \begin{matrix} P_{eq}(S_j) \\ P_{eq}(S_i) \end{matrix}$

### III, 2.4. Der Metropolis Algorithmus

Erinnerung: Ziel war die Berechnung des Ensemble mittelwerts (z.B. Kanonisch)

$$\langle A \rangle = \frac{1}{M} \sum_{i=1}^M A(x_i)$$

Importance Sampling

↑  
Zufällige Auswahl von Konfigurationen entsprechend der Verteilung  $P(x_i) \sim e^{-\beta H(x_i)}$

### Metropolis' Idee

- Starte mit Konfiguration  $x_1$  ("Anfangskonfiguration")
- Wähle die folgende Konfiguration auf Basis eines Markov-Prozesses, d.h.  $x_{i+1}$  hängt nur von  $x_i$  ab!

- Die Übergangswahrscheinlichkeiten  $w_{ij}$  (im Rahmen des Markov-Prozesses) werden so gewählt, daß

$$\lim_{M \rightarrow \infty} P = P_{\text{eq}}(x_i) = \frac{1}{Z} e^{-\beta H(x_i)}$$

$\uparrow$  Wahrsch., die in  
 dem Markov-Prozess  
 bzw. dem Markov-  
 Ensemble!

$\uparrow$  Kanonischer Fall

Frage: Wie sehen die  $w_{ij}$  aus?

Wir wissen bereits:

Damit  $P$  wirklich stationär ist, ist folgende Bedingung hinreichend:

$$w_{ij} P_{\text{eq}}(x_i) = w_{ji} P_{\text{eq}}(x_j)$$

detailed balance

$$\Rightarrow \left[ \frac{w_{ij}}{w_{ji}} = \frac{P_{\text{eq}}(x_j)}{P_{\text{eq}}(x_i)} \right]$$

z.B. Kanonisches Ensemble:  $P_{\text{eq}} = \frac{1}{Z} e^{-\beta H(x)}$

$$\begin{aligned} \rightarrow \frac{w_{ij}}{w_{ji}} &= e^{-\beta (H(x_j) - H(x_i))} \\ &= e^{-\beta \Delta H} \end{aligned}$$

Bemerkungen:

- Offensichtlich ist hier nun das Verhältnis der Boltzmannfaktoren wichtig!  
→ Zustandssumme klärt sich heraus!

Frage: Wie sehen die Übergangswahrsch.  
 $w_{ij}$  selber aus?

(Detailed-balance-condition  
legt nun den Bruch  $w_{ij}/w_{ji}$  eindeutig fest!)

⇒ Es gibt verschiedene Möglichkeiten!

Allgemeiner Ansatz:  $w_{ij} = \alpha_{ij} P_{ij}^{\text{acc}}$  — "acceptance"

$\alpha_{ij}$ : Wahrscheinlichkeit für den Schritt  $\mathcal{X}_i \rightarrow \mathcal{X}_j$

(Die Matrix  $\alpha$  nennt man engl. "underlying matrix")

$P_{ij}^{\text{acc}}$ : Akzeptanz-  
wahrsch. für den  
Schritt  $\mathcal{X}_i \rightarrow \mathcal{X}_j$

# Metropolis - Lösung:

"

$$W_{ij} = \begin{cases} \alpha_{ij} \cdot 1, & \text{falls } \frac{P_{eq}(x_j)}{P_{eq}(x_i)} \geq 1 \text{ und } i \neq j \\ \alpha_{ij} \cdot \frac{P_{eq}(x_j)}{P_{eq}(x_i)}, & \text{falls } \frac{P_{eq}(x_j)}{P_{eq}(x_i)} < 1 \text{ und } i \neq j \end{cases}$$

$$\Leftrightarrow P_{ij}^{acc} = \begin{cases} 1, & \text{falls } P_{eq}(x_j) \geq P_{eq}(x_i) \\ \frac{P_{eq}(x_j)}{P_{eq}(x_i)}, & \text{sonst} \end{cases}$$

Beispiel: Normalverteilung:

$$\frac{P_{eq}(x_j)}{P_{eq}(x_i)} = e^{-\beta(H(x_j) - H(x_i))}$$

$$\Rightarrow \text{Bruch} = \begin{cases} > 1, & \text{falls } H(x_i) < H(x_j) \\ = 1, & \text{falls } H(x_i) = H(x_j) \\ < 1, & \text{falls } H(x_i) > H(x_j) \end{cases}$$

Beachte: Die Festlegung von  $P_{ij}^{acc}$  und Metropolis' List sind wie folgt zusammenzufassen.



$$P_{ij}^{acc} = \min\left(1, \frac{P_{eq}(x_j)}{P_{eq}(x_i)}\right)$$

Anforderungen an die  $\alpha_{ij}$   
 (Elemente der  
 "underlying matrix")

•  $\alpha_{ij} = \alpha_{ji}$       symmetrisch

•  $\sum_j \alpha_{ij} = 1$

praktisch wählt man typischerweise  $\alpha_{ij} \approx 0.5$

Zeige nun, dass die Metropolis-Lösung tatsächlich  
 die Bedingungen  $w_{ij} P_{eq}(x_i) = w_{ji} P_{eq}(x_j)$  "detailed  
 balance"

und  $\sum_j w_{ji} = 1$       Wahrscheinlichkeitserhaltung!

betrachte getrennt die Fälle

$$P_{eq}(x_i) \begin{cases} = \\ < \\ > \end{cases} P_{eq}(x_j)$$

a) sei  $P_{eq}(x_i) = P_{eq}(x_j)$  d.h.  $H(x_i) = H(x_j)$

$\implies$  nach Metropolis  $W_{ij} = \alpha_{ij} = \alpha_{ji} = W_{ji}$

$\implies \sum_i W_{ji} = \sum_i \alpha_{ji} = 1 \quad \checkmark$

und  $W_{ij} P_{eq}(x_i) = W_{ji} P_{eq}(x_j) \quad \checkmark$

b) sei  $P_{eq}(x_j) < P_{eq}(x_i)$

$\implies$  nach Metropolis  $W_{ij} = \alpha_{ij} \frac{P_{eq}(x_j)}{P_{eq}(x_i)}$

und  $W_{ji} = \alpha_{ji}$

d.h.  $P_{ji}^{acc} = 1$ , da  $\frac{1}{P_{eq}(x_i)} > \frac{1}{P_{eq}(x_j)}$ !

$\implies \sum_i W_{ji} = \sum_i \alpha_{ji} = 1 \quad \checkmark$

$$\frac{W_{ij}}{W_{ji}} = \frac{\alpha_{ij} \frac{P_{eq}(x_i)}{P_{eq}(x_j)}}{\alpha_{ji}} = \frac{P_{eq}(x_i)}{P_{eq}(x_j)}$$

$\alpha_{ij} = \alpha_{ji}$

detailed balance!

$$c) P_{eq}(x_j) > P_{eq}(x_i)$$

$\implies$   
Metropolis

$$W_{ij} = \alpha_{ij} \quad (\text{d.h. } P_{ij}^{acc} = 1)$$

$$W_{ji} = \alpha_{ji} \frac{P_{eq}(x_i)}{P_{eq}(x_j)} < 1$$

erfüllt genauso die Gleichgewichtsbedingungen wie Fall b)