

Wkt:

$$\langle A \rangle = \frac{1}{Z} \int dx A(x) e^{-\beta H(x)}$$

hoch-dim. Integral: Ersatz-Mittelwert  
im kanon. Ensemble (NVT)

$$\langle A \rangle = \frac{\sum_{j=1}^M A(x_j) e^{-\beta H(x_j)}}{\sum_{j=1}^M e^{-\beta H(x_j)}}$$

$x_j$ : bestimmte  
mikroskop.  
Konfigurationen  
= "Stützstelle"

beachte: Der Boltzmann Faktor ist für sehr  
viele prinzipiell mögliche Konfigurationen  
verschwindend klein!



Importance - Sampling

$$\langle A \rangle = \sum_{i=1}^M \frac{A(x_i)}{P(x_i)} e^{-\beta H(x_i)}$$

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

$\sum$  : Stichprobe <sup>stochastisch</sup> werden entsprechend der normierten Verteilung  $P(\underline{x}_j)$  ausgewählt.

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

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

Wie führt man Importance Sampling  
(Auswahl der Stichprobe entsprechend  $P(\underline{x}_j)$ )  
~~fast~~ praktisch durch?

IV. 2.3, Markov-Prozesse und "Detailed Balance"

Sei  $X_{-t_n}$ : Konfiguration (z.B.  $\{N_i\} = N_1, \dots, N_M$ )  
"Zustand" des Systems  
zu einer diskreten Zeit  $t_n$  ( $n=1, 2, \dots$ )

$$X_{-t_n} \in \{S_1, \dots, S_L\}$$

Mögliche Mikrozustände  
des Systems (sie spannen den  
Phasenraum auf!)

Betrachte die bedingte Wahrsch.  $P_B$ ,  
dass  $X_{-t_n} = S_j$  ( $j=1, \dots, L$ )  
falls  $X_{-t_{n-1}} = S_i$  ( $i=1, \dots, L$ )

Markov-Prozess:  
Diese bedingte Wahrsch.  $P_B$  ist unabhängig von  
früheren Zeit  $t_{n-2}, t_{n-3}, \dots$

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

Die damit resultierende Folge von  
Zuständen nennt man Markov-Kette

man nennt  $P_{ij}$  auch "Übergangswahrscheinlichkeit"  
 $W_{ij}$  von Zustand  $S_i$  in den Zustand  $S_j$

Betrachte die gemeinsame Wahrsch.

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

$P$  ist die Wkrsch.,  
 das  $X_{t_n} = S_j$  und  
 $X_{t_{n-1}} = S_i$

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

$$= W_{ij} P(X_{t_{n-1}} = S_i)$$

Wahrsch., das der Zustand z. Zeit  
 $t_{n-1} = S_i$  ist

(Konkret mit der allgemeinen Definition  
 bedingte Wahrsch. =  $\frac{\text{gemeinsame Wkrsch.}}{\text{Einzelwksch.}}$ )

Folgerung:

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

$$P(X_{t_n} = s_j) \stackrel{(*)}{=} \sum_i W_{ij} P(X_{t_{n-1}} = s_i)$$

etwas einfachere Notation:

$$P(s_j, t_n) = \sum_i W_{ij} P(s_i, t_{n-1})$$

(\*)

Anforderung für die Übergangswahrsch.

$$W_{ij} \geq 0$$

(da Wahrsch.)

$$\sum_j W_{ij} = 1$$

"System muß irgendwo hingehen"

~~ist~~ Anders ausgedrückt:

Wahrsch. bleibt erhalten

denn:

$$\sum_j P(s_j, t_n) \stackrel{(*)}{=} \sum_j \sum_i W_{ij} P(s_i, t_{n-1})$$

$$= \sum_i \underbrace{\sum_j W_{ij}}_{=1} P(S_i, t_{n-1})$$

Erhaltung der  
Wahrscheinlichkeit!!  
(Annahme im folgenden:  
 $\sum_i P(S_i, t) = 1$ )

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

Betrachte jetzt die Zeit.

Anhang von  $P(S_j, t)$

d.h.  $t$  ist jetzt kontinuierliche  
variable.

$$\frac{dP(S_j, t)}{dt} = - \sum_i W_{ji} P(S_j, t) + \sum_i W_{ij} P(S_i, t)$$

Master-Gleichung

(hier ohne Helektrolyse. Helektrolyse  
wird z.B. in der VL  
Stat-Phys. II (Nichtgleichgewicht) gelehrt)

# Interpretation der rechten Seite von (XX)

1. Term:

Prozesse, die "weg" von  $S_j$  führen und dadurch  $P(S_j, t)$  verringern

"Verlust-Term" ( $W_{ji}$ : Übergangswahrsch. von Zustand  $j$  nach Zustand  $i$ )

2. Term: Prozesse, die von anderen Zustände  $i$  "gerinn-" "hin" zum Zustand  $j$  führen und dadurch die Wahrsch.  $P(S_j, t)$  erhöhen!

Betrachte speziell stationäre Wahrsch.-Verteilung

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

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

$\Rightarrow$  rechte Seite der Master-Gleichung ist Null

$$\text{d.h. } \sum_i W_{ji} P(S_{j,t}) = \sum_i W_{ij} P(S_{i,t})$$

Dies ist insbesondere dann erfüllt, falls gilt:

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

Prinzip der "detaillierten Balance"

("detailliertes Gleichgewicht"

"Microreversibilität"

Strenge Definition des Gleichgewichts

---

Im Gleichgewicht ist die Zahl  
der Prozesse, die von Zustand



'j' nach Zustand i führen, genau die  
gleiche wie die Zahl der umgekehrte  
Prozesse ..

---

Bemerkung:

Prinzip der detaillierten Balance  
ist konsistent mit der Erhaltung der  
Gesamt-Wahrsch.:

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

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

$$\stackrel{1}{\Rightarrow} P_{eq}(S_i) = \sum_j W_{ji} P_{eq}(S_j)$$

Das entspricht unser  $q$ .

(\*) im stationären  
(~~zeit~~ zeitunabhängigen)

Ganz toll!

## IV. 2.4. Metropolis-Algorithmus

Erinnerung: Ziel von MC was die Berechnung  
der Summe  
$$\langle A \rangle = \frac{1}{M} \sum_{i=1}^M A(x_i)$$

mit Stochast. Auswahl  
der Sitzstelle / Konfiguration  
entsprechend der Verteilung  
$$P \sim \frac{1}{Z} e^{-\beta H(x_j)}$$

## Metropolis-Idee

- Starte mit einer Konfiguration  $X_1$  (Anfangs-Konfiguration)
- Wähle die folgende Konfiguration  
auf Basis eines Markov-Prozesses aus

d.h.  $X_{i+1}$  hängt nur von  $X_i$  ab

↑  
Konfigurationen  
im "MC-Schritt"  
 $i+1$  ( $i=1, \dots, M$ )

• Die Übergangswahrsch.  $w_{ij}$  werde so gewählt, dass

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

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

Wir wissen bereits:

Damit  $P$  wirkh. in die  $\overset{\text{Konv.}}{\text{Gleichgewichtsverteilung}}$

übergelöst, muß gelten:  
 (und damit stationär wird)

detaillierte Balance?

$$W_{ij} P_{eq}(\underline{x}_i) = W_{ji} P_{eq}(\underline{x}_j)$$

(aus der Mastergl.)

Es muß also gelten:

$$\frac{W_{ij}}{W_{ji}} = \frac{P_{eq}(\underline{x}_j)}{P_{eq}(\underline{x}_i)}$$

z.B. Kanon. System:  $P_{eq}(\underline{x}_i) = \frac{1}{Z} e^{-\beta H(\underline{x}_i)}$

$$\Rightarrow \frac{W_{ij}}{W_{ji}} = e^{-\beta(H(\underline{x}_j) - H(\underline{x}_i))} = e^{-\beta \Delta H}$$