

Einführung in Quasi-Monte Carlo Verfahren

Markus Zahrnhofer

3. Mai 2007

Inhalt der Präsentation

- 1 Motivierendes Beispiel
- 2 Monte Carlo Verfahren
 - Einführung
 - Monte Carlo Verfahren
- 3 quasi-Monte Carlo Verfahren
 - Allgemeines
 - Diskrepanz
 - Fehlerschranken

Motivierendes Beispiel

- Mortgage-backed Security
 - Teil des Hypothekenportfolios wird an Investoren verkauft
 - Hypotheken kommen in Pool
 - Investor mit $x\%$ an Pool beteiligt
 - Amerikanische Option für den Haushalt
 - Vorauszahlungsfunktion ist für Bewertung wichtig

Motivierendes Beispiel

- Collateralized Mortgage Obligation
 - Investoren werden in Klassen unterteilt
 - Regeln wie die Rückzahlungen aufgeteilt werden
 - wollen Erwartungswerte der Summe der Barwerte der zukünftigen Zahlungen schätzen
 - Modell von PASKOV UND TRAUB

Motivierendes Beispiel

- Fälligkeitsdauer $T=30$
- monatliche Zahlungen C
- 10 Klassen unterteilt
- i_j monatliche Zinsrate im Monat j
- w_j Vorauszahlungsprozentsatz
- $a_{360-j+1}$ Barwert der verbleibenden monatlichen Zahlungen

Motivierendes Beispiel

geeignetes Zinsmodell:

$$i_j = K_0^j i_0 e^{\xi_1 + \dots + \xi_j}$$

w_j in Abhängigkeit von i_j :

$$w_j(\xi_1, \dots, \xi_j) = K_1 + K_2 \arctan(K_3 i_j + K_4)$$

Die Zahlungen im Monat j in den Pool:

$$M_j = C(1 - w_1(\xi_1)) \dots (1 - w_{j-1}(\xi_1, \dots, \xi_{j-1})) \cdot [1 + w_j(\xi_1, \dots, \xi_j)(a_{360-j+1} - 1)]$$

Motivierendes Beispiel

Diese Zahlungen werden auf die Klassen $G_{j;T}(\xi_1, \dots, \xi_j)$ aufgeteilt.

Zahlungen insgesamt:

$$PV_T(\xi_1, \dots, \xi_{360}) = \sum_{j=1}^{360} G_{j;T}(\xi_1, \dots, \xi_j) v_j(\xi_1, \dots, \xi_{j-1})$$

Erwartungswert:

$$\mathbb{E}[PV_T] = \int_{[0,1]^{360}} PV_T(y_1(x_1), \dots, y_{360}(x_{360})) dx_1 \dots dx_{360}$$

numerische Integration (Trapezregel)

1-dimensionale Fall

$$\int_0^1 f(u) du \approx \sum_{n=0}^m w_n f\left(\frac{n}{m}\right)$$

$m \in \mathbb{N}$, und $w_0 = w_m = \frac{1}{2m}$ und $w_n = \frac{1}{m}$ für $1 \leq n \leq m-1$

numerische Integration (Trapezregel)

1-dimensionale Fall

$$\int_0^1 f(u) du \approx \sum_{n=0}^m w_n f\left(\frac{n}{m}\right)$$

$m \in \mathbb{N}$, und $w_0 = w_m = \frac{1}{2m}$ und $w_n = \frac{1}{m}$ für $1 \leq n \leq m-1$

s-dimensionale Fall

$$\int_{\bar{I}^s} f(u) du \approx \sum_{n_1=0}^m \dots \sum_{n_s=0}^m w_{n_1} \dots w_{n_s} f\left(\frac{n_1}{m}, \dots, \frac{n_s}{m}\right)$$

Fehlerabschätzung

- 1-dimensionaler Fall
 - Fehlerschranke von $O(m^{-2})$

Fehlerabschätzung

- 1-dimensionaler Fall
 - Fehlerschranke von $O(m^{-2})$
- s-dimensionaler Fall
 - Fehlerschranke von $O(m^{-2})$

Fehlerabschätzung

- 1-dimensionaler Fall
 - Fehlerschranke von $O(m^{-2})$
- s-dimensionaler Fall
 - Fehlerschranke von $O(m^{-2})$
 - Gesamtknotenanzahl $N = (m + 1)^s$
 - Fehlerschranke $O(N^{-\frac{2}{s}})$

Fehlerabschätzung

- 1-dimensionaler Fall
 - Fehlerschranke von $O(m^{-2})$
- s-dimensionaler Fall
 - Fehlerschranke von $O(m^{-2})$
 - Gesamtknotenanzahl $N = (m + 1)^s$
 - Fehlerschranke $O(N^{-\frac{2}{s}})$

Soll der absolute Fehler $\leq 10^{-2}$ sein, dann braucht man 10^s Knoten.

Fehlerabschätzung

- 1-dimensionaler Fall
 - Fehlerschranke von $O(m^{-2})$
- s-dimensionaler Fall
 - Fehlerschranke von $O(m^{-2})$
 - Gesamtknotenanzahl $N = (m + 1)^s$
 - Fehlerschranke $O(N^{-\frac{2}{s}})$

Soll der absolute Fehler $\leq 10^{-2}$ sein, dann braucht man 10^s Knoten.

Problem

Die Anzahl der Knoten steigt exponentiell mit der Dimension.

CURSE OF DIMENSIONALITY

Monte Carlo Verfahren

Betrachten wir die approximative Berechnung von $\int_B f(u)du$.

Sei B ein Wahrscheinlichkeitsraum mit dem Wahrscheinlichkeitsmaß

$$d\mu = \frac{du}{\lambda_s(B)}.$$

Dann gilt:

Monte Carlo Verfahren

Betrachten wir die approximative Berechnung von $\int_B f(u)du$.

Sei B ein Wahrscheinlichkeitsraum mit dem Wahrscheinlichkeitsmaß

$$d\mu = \frac{du}{\lambda_s(B)}.$$

Dann gilt:

$$\int_B f(u)du = \lambda_s(B) \int_B fd\mu = \lambda_s(B)E(f)$$

Monte Carlo Verfahren

Betrachten wir die approximative Berechnung von $\int_B f(u)du$.

Sei B ein Wahrscheinlichkeitsraum mit dem Wahrscheinlichkeitsmaß

$$d\mu = \frac{du}{\lambda_s(B)}.$$

Dann gilt:

$$\int_B f(u)du = \lambda_s(B) \int_B fd\mu = \lambda_s(B)E(f)$$

- $f \in L^1(\mu)$
- $\lambda_s(B)$ das s -dimensionale Lebesgue Maß
- $E(f)$ der Erwartungswert der Zufallsvariable f

Monte Carlo Abschätzung

Betrachten wir den Wahrscheinlichkeitsraum $(A, \mathcal{A}, \lambda)$ und seien $a_1, \dots, a_N \in A$ unabhängige und λ -verteilte Zufallsstichproben und

$$E(f) \approx \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N f(a_n)$$

Monte Carlo Abschätzung

Betrachten wir den Wahrscheinlichkeitsraum $(A, \mathcal{A}, \lambda)$ und seien $a_1, \dots, a_N \in A$ unabhängige und λ -verteilte Zufallsstichproben und

$$E(f) \approx \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N f(a_n)$$

Starkes Gesetz der großen Zahlen:

$$\lim_{N \rightarrow \infty} \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N f(a_n) = E(f)$$

Monte Carlo Verfahren

Varianz:

$$\sigma^2(f) = \int_A (f - E(f))^2 d\lambda,$$

Monte Carlo Verfahren

Varianz:

$$\sigma^2(f) = \int_A (f - E(f))^2 d\lambda,$$

Satz 1.1:

Sei $f \in L^2(\lambda)$, dann gilt für jedes $N \geq 1$:

$$\int_A \dots \int_A \left(\frac{1}{N} \sum_{n=1}^N f(a_n) - E(f) \right)^2 d\lambda(a_1) \dots d\lambda(a_n) = \frac{\sigma^2(f)}{N}.$$

Monte Carlo Verfahren

Zentraler Grenzwertsatz:

$$\lim_{N \rightarrow \infty} P \left(\frac{c_1 \sigma(f)}{\sqrt{N}} \leq \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N f(a_n) - E(f) \leq \frac{c_2 \sigma(f)}{\sqrt{N}} \right) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{c_1}^{c_2} e^{-\frac{t^2}{2}} dt$$

$$c_1 < c_2$$

Monte Carlo Verfahren

Zentraler Grenzwertsatz:

$$\lim_{N \rightarrow \infty} P \left(\frac{c_1 \sigma(f)}{\sqrt{N}} \leq \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N f(a_n) - E(f) \leq \frac{c_2 \sigma(f)}{\sqrt{N}} \right) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{c_1}^{c_2} e^{-\frac{t^2}{2}} dt$$

$$c_1 < c_2$$

Monte Carlo Abschätzung:

$$\int_B f(u) du \approx \frac{\lambda_s(B)}{N} \sum_{n=1}^N f(x_n)$$

mit einer probabilistischen Fehlerschranke von $O(N^{-\frac{1}{2}})$.

Varianzreduktion

„*stratified sampling*“ (geschichtete Zufallsstichprobe)

- Wahrscheinlichkeitsraum $(A, \mathcal{A}, \lambda)$
- Zerlege A in $A_1, \dots, A_k \in \mathcal{A}$ mit $\lambda(A_j) > 0$ für $1 \leq j \leq k$
- N_j unabhängige μ_j -verteilte Zufallsstichproben $a_1^{(j)}, \dots, a_{N_j}^{(j)} \in A_j$, mit $\mu_j = \lambda(A_j)^{-1} \lambda$ dem Wahrscheinlichkeitsmaß auf A_j

Varianzreduktion

„stratified sampling“ (geschichtete Zufallsstichprobe)

- Wahrscheinlichkeitsraum $(A, \mathcal{A}, \lambda)$
- Zerlege A in $A_1, \dots, A_k \in \mathcal{A}$ mit $\lambda(A_j) > 0$ für $1 \leq j \leq k$
- N_j unabhängige μ_j -verteilte Zufallsstichproben $a_1^{(j)}, \dots, a_{N_j}^{(j)} \in A_j$, mit $\mu_j = \lambda(A_j)^{-1} \lambda$ dem Wahrscheinlichkeitsmaß auf A_j

$$E(f) = \sum_{j=1}^k \int_{A_j} f d\lambda = \sum_{j=1}^k \lambda(A_j) \int_{A_j} f d\mu_j \approx \sum_{j=1}^k \frac{\lambda(A_j)}{N_j} \sum_{n=1}^{N_j} f(a_n^{(j)})$$

Varianzreduktion

Der MSE kann mit derselben Methode wie im Beweis von **Satz 1.1** berechnet werden

$$\sum_{j=1}^k \frac{\lambda(A_j)}{N_j} \int_{A_j} \left(f - \frac{1}{\lambda(A_j)} \int_{A_j} f d\lambda \right)^2 d\lambda.$$

Varianzreduktion

Der MSE kann mit derselben Methode wie im Beweis von **Satz 1.1** berechnet werden

$$\sum_{j=1}^k \frac{\lambda(A_j)}{N_j} \int_{A_j} \left(f - \frac{1}{\lambda(A_j)} \int_{A_j} f d\lambda \right)^2 d\lambda.$$

Satz 1.2:

Ist $N_j = \lambda(A_j)N$, $1 \leq j \leq k$, und ganzzahlig dann gilt:

$$\sum_{j=1}^k \frac{\lambda(A_j)}{N_j} \int_{A_j} \left(f - \frac{1}{\lambda(A_j)} \int_{A_j} f d\lambda \right)^2 d\lambda \leq \frac{\sigma^2(f)}{N}.$$

Einführung

quasi-Monte Carlo Abschätzung

$$\int_{\bar{I}^s} f(u) \approx \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N f(x_n)$$

Fehlerschranke von $O(N^{-1}(\log(N))^{s-1})$

Gleichverteilung

Im idealisierten Modell ersetzen wir x_1, \dots, x_N durch eine unendliche Folge x_1, x_2, \dots von Punkten aus \bar{I}^s .

Gleichverteilung

Im idealisierten Modell ersetzen wir x_1, \dots, x_N durch eine unendliche Folge x_1, x_2, \dots von Punkten aus \bar{I}^s .

Die Folge x_1, x_2, \dots aus \bar{I}^s , heißt gleichverteilt auf \bar{I}^s wenn

$$\lim_{N \rightarrow \infty} \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N f(x_n) = \int_{\bar{I}^s} f(u) du$$

für alle stetigen Funktionen $f \in \bar{I}^s$.

Gleichverteilung

Im idealisierten Modell ersetzen wir x_1, \dots, x_N durch eine unendliche Folge x_1, x_2, \dots von Punkten aus \bar{I}^s .

Die Folge x_1, x_2, \dots aus \bar{I}^s , heißt gleichverteilt auf \bar{I}^s wenn

$$\lim_{N \rightarrow \infty} \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N f(x_n) = \int_{\bar{I}^s} f(u) du$$

für alle stetigen Funktionen $f \in \bar{I}^s$.

$$\lim_{N \rightarrow \infty} \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N c_J(x_n) = \lambda_s(J)$$

1-dimensionale Diskrepanz

Zählfunktion:

$$A(B; P) = \sum_{n=1}^N c_B(x_n),$$

1-dimensionale Diskrepanz

Zählfunktion:

$$A(B; P) = \sum_{n=1}^N c_B(x_n),$$

1-dimensionale Diskrepanz

$$D_N = D_N(x_1, \dots, x_N) = \sup_{0 \leq u < v \leq 1} \left| \frac{A([u, v]; P)}{N} - (v - u) \right|$$

1-dimensionale Diskrepanz

Zählfunktion:

$$A(B; P) = \sum_{n=1}^N c_B(x_n),$$

1-dimensionale Diskrepanz

$$D_N = D_N(x_1, \dots, x_N) = \sup_{0 \leq u < v \leq 1} \left| \frac{A([u, v]; P)}{N} - (v - u) \right|$$

1-dimensionale Sterndiskrepanz

$$D_N^* = D_N^*(x_1, \dots, x_N) = \sup_{0 \leq u \leq 1} \left| \frac{A([0, u]; P)}{N} - u \right|$$

1-dimensionale Diskrepanz

Satz 2.1:

Die Folge S ist gleichverteilt genau dann, wenn $\lim_{N \rightarrow \infty} D_N(S) = 0$.

1-dimensionale Diskrepanz

Satz 2.1:

Die Folge S ist gleichverteilt genau dann, wenn $\lim_{N \rightarrow \infty} D_N(S) = 0$.

Satz 2.2:

Für jede Folge S vom Umfang N gilt:

$$\frac{1}{N} \leq D_N \leq 1.$$

die mehrdimensionale Diskrepanz

mehrdimensionale Diskrepanz

$$D_N(\mathcal{B}; P) = \sup_{B \in \mathcal{B}} \left| \frac{A(B; P)}{N} - \lambda_s(B) \right|$$

die mehrdimensionale Diskrepanz

mehrdimensionale Diskrepanz

$$D_N(\mathcal{B}; P) = \sup_{B \in \mathcal{B}} \left| \frac{A(B; P)}{N} - \lambda_s(B) \right|$$

mehrdimensionale Sterndiskrepanz

$D_N^*(P) = D_N^*(x_1, \dots, x_N)$ der Punktmenge P ist definiert durch
 $D_N^*(P) = D_N(\mathcal{J}^*; P)$, wo \mathcal{J}^* eine Familie aller Teilintervalle von I^s der Form $\prod_{i=1}^s [0, u_i)$ ist.

die mehrdimensionale Diskrepanz

Satz 2.3:

Für jedes P deren Punkte in \bar{I}^s liegen, gilt

$$D_N^*(P) \leq D_N(P) \leq 2^s D_N^*(P).$$

die mehrdimensionale Diskrepanz

Satz 2.3:

Für jedes P deren Punkte in \bar{I}^s liegen, gilt

$$D_N^*(P) \leq D_N(P) \leq 2^s D_N^*(P).$$

Es folgt, dass folgende Aussagen äquivalent sind:

- S ist gleichverteilt auf \bar{I}^s ;
- $\lim_{N \rightarrow \infty} D_N(S) = 0$;
- $\lim_{N \rightarrow \infty} D_N^*(S) = 0$.

die mehrdimensionale Diskrepanz

Satz 2.4:

Wenn die $x_1, \dots, x_N, y_1, \dots, y_N \in [0, 1], |x_n - y_n| \leq \epsilon$ für $1 \leq n \leq N$ erfüllen dann gilt:

$$|D_N^*(x_1, \dots, x_N) - D_N^*(y_1, \dots, y_N)| \leq \epsilon,$$

$$|D_N(x_1, \dots, x_N) - D_N(y_1, \dots, y_N)| \leq 2\epsilon$$

die mehrdimensionale Diskrepanz

Satz 2.4:

Wenn die $x_1, \dots, x_N, y_1, \dots, y_N \in [0, 1]$, $|x_n - y_n| \leq \epsilon$ für $1 \leq n \leq N$ erfüllen dann gilt:

$$|D_N^*(x_1, \dots, x_N) - D_N^*(y_1, \dots, y_N)| \leq \epsilon,$$

$$|D_N(x_1, \dots, x_N) - D_N(y_1, \dots, y_N)| \leq 2\epsilon$$

Satz 2.5:

Sei $0 \leq x_1 \leq x_2 \leq \dots \leq x_N \leq 1$, dann gilt

$$\begin{aligned} D_N^*(x_1, \dots, x_N) &= \max_{0 \leq n \leq N} \max \left(\left| \frac{n}{N} - x_n \right|, \left| \frac{n}{N} - x_{n+1} \right| \right) \\ &= \frac{1}{2N} + \max_{1 \leq n \leq N} \left| x_n - \frac{2n-1}{2N} \right|. \end{aligned}$$

beschränkte Variation

Definition:

Die Funktion f heißt von beschränkter *Variation* auf $[0, 1]$, wenn es eine Konstante $M > 0$ gibt, so dass für jede Zerlegung $Z := x_0, x_1, \dots, x_n$ von $[0, 1]$, stets

$$V(f, Z) := \sum_{k=1}^n |f(x_k) - f(x_{k-1})| \leq M$$

bleibt.

D.h. f von beschränkter Variation (beschränkter Schwankung), wenn ihre totale Variation (totale Schwankung)

$$V(f) := \sup_Z V(f, Z)$$

endlich ist.

beschränkte Variation

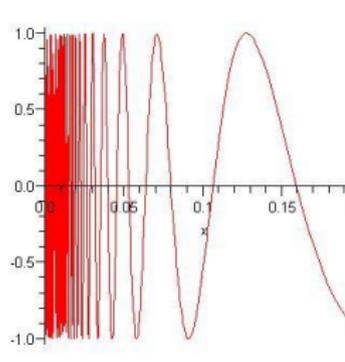
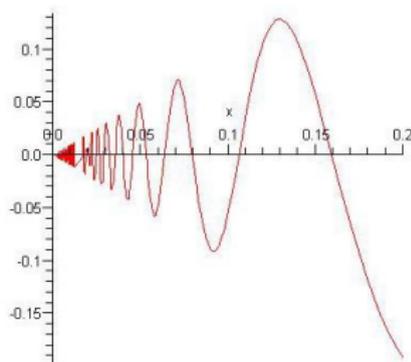
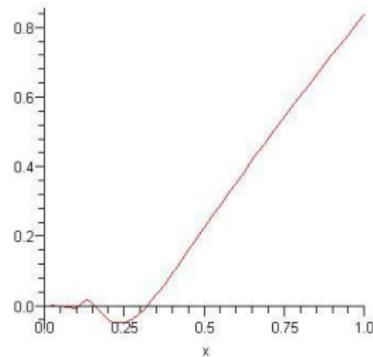


Abbildung: $\sin(1/x)$



$x\sin(1/x)$



$x^2\sin(1/x)$

beschränkte Variation

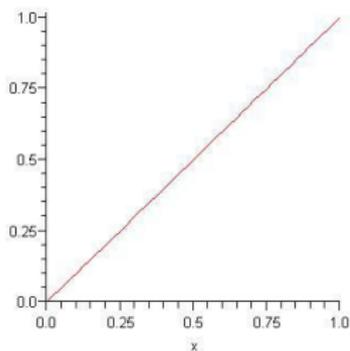
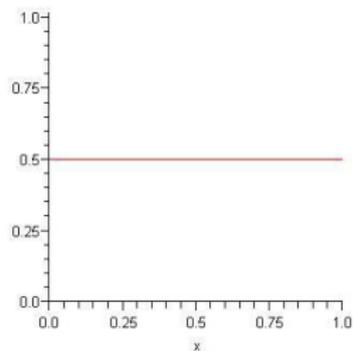


Abbildung: x



0,5

Koksma-Ungleichung

Satz 2.6:

Wenn f eine beschränkte Variation $V(f)$ auf $[0, 1]$ hat, dann gilt für alle $x_1, \dots, x_N \in [0, 1]$:

$$\left| \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N f(x_n) - \int_0^1 f(u) du \right| \leq V(f) D_N^*(x_1, \dots, x_N).$$

Weitere Schranken

Stetigkeitsmaß:

$$\omega(f; t) = \sup_{\substack{u, v \in [0, 1] \\ |u - v| \leq t}} |f(u) - f(v)| \quad \text{für } 0 \leq t \leq 1$$

Weitere Schranken

Stetigkeitsmaß:

$$\omega(f; t) = \sup_{\substack{u, v \in [0, 1] \\ |u - v| \leq t}} |f(u) - f(v)| \quad \text{für } 0 \leq t \leq 1$$

Satz 2.7:

Ist f eine stetige Funktion auf $[0, 1]$, dann gilt für alle $x_1, \dots, x_N \in [0, 1]$

$$\left| \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N f(x_n) - \int_0^1 f(u) du \right| \leq \omega(f; D_N^*(x_1, \dots, x_N)).$$