

# 6 Dichte-Schätzung

**Problem:** **Gegeben:** Daten  $x_1, \dots, x_n \in \mathbb{R}$  als Resultate „unabhängiger“ Wiederholungen eines Zufallsexperimentes.

**Annahme:** Einzelexperiment genügt absolutstetiger Verteilung.

**Gesucht:** Dichte der Verteilung für Einzelexperiment.

Hier die einfachste Methode: Approximation der Dichte durch Treppenfunktion.

## Formale Beschreibung:

- $(X_i)_{i \in \mathbb{N}}$  iid-ZVen auf  $(\Omega, \mathfrak{A}, P)$ ,  $X_1$  absolutstetig verteilt mit unbekannter Dichte  $f := f_{X_1}$ .

Jede dieser ZVen modelliert ein Einzelexperiment.

- Annahme: Daten  $x_1, \dots, x_n$  sind eine **Realisierung** der ZVen  $X_1, \dots, X_n$ , d.h. für ein  $\omega \in \Omega$

$$x_1 = X_1(\omega), \dots, x_n = X_n(\omega)$$

Fixiere Folge  $(I_k)_{k \in \mathbb{Z}}$  von beschränkten Intervallen mit

- $\bigcup_{k \in \mathbb{Z}} I_k = \mathbb{R}$ ,
- $I_k \cap I_\ell = \emptyset$  für  $k \neq \ell$ .

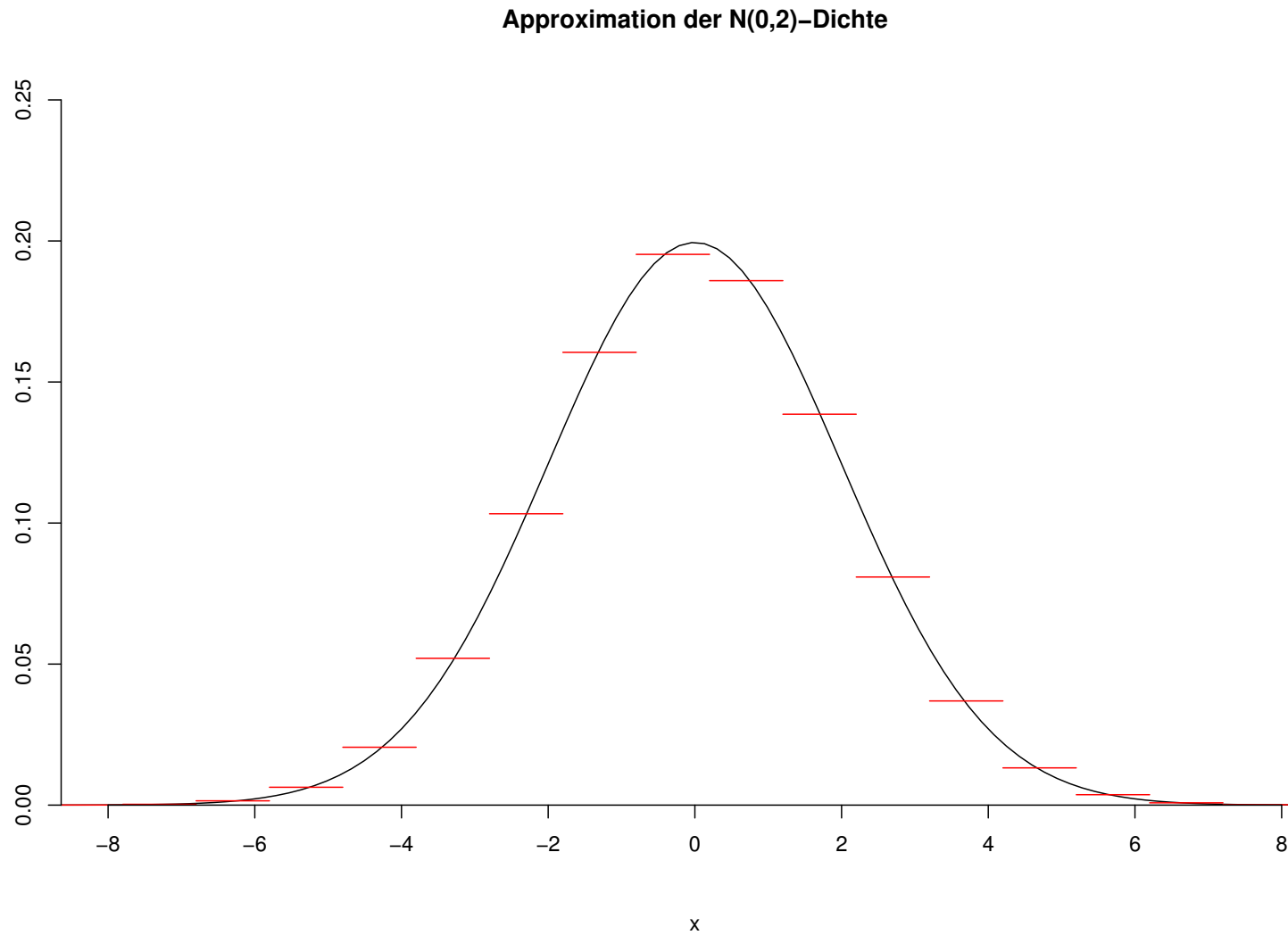
Definiere stückweise konstante Dichte  $\tilde{f} : \mathbb{R} \rightarrow [0, \infty[$  durch

$$\tilde{f}(x) := \sum_{k \in \mathbb{Z}} c_k \cdot 1_{I_k}(x)$$

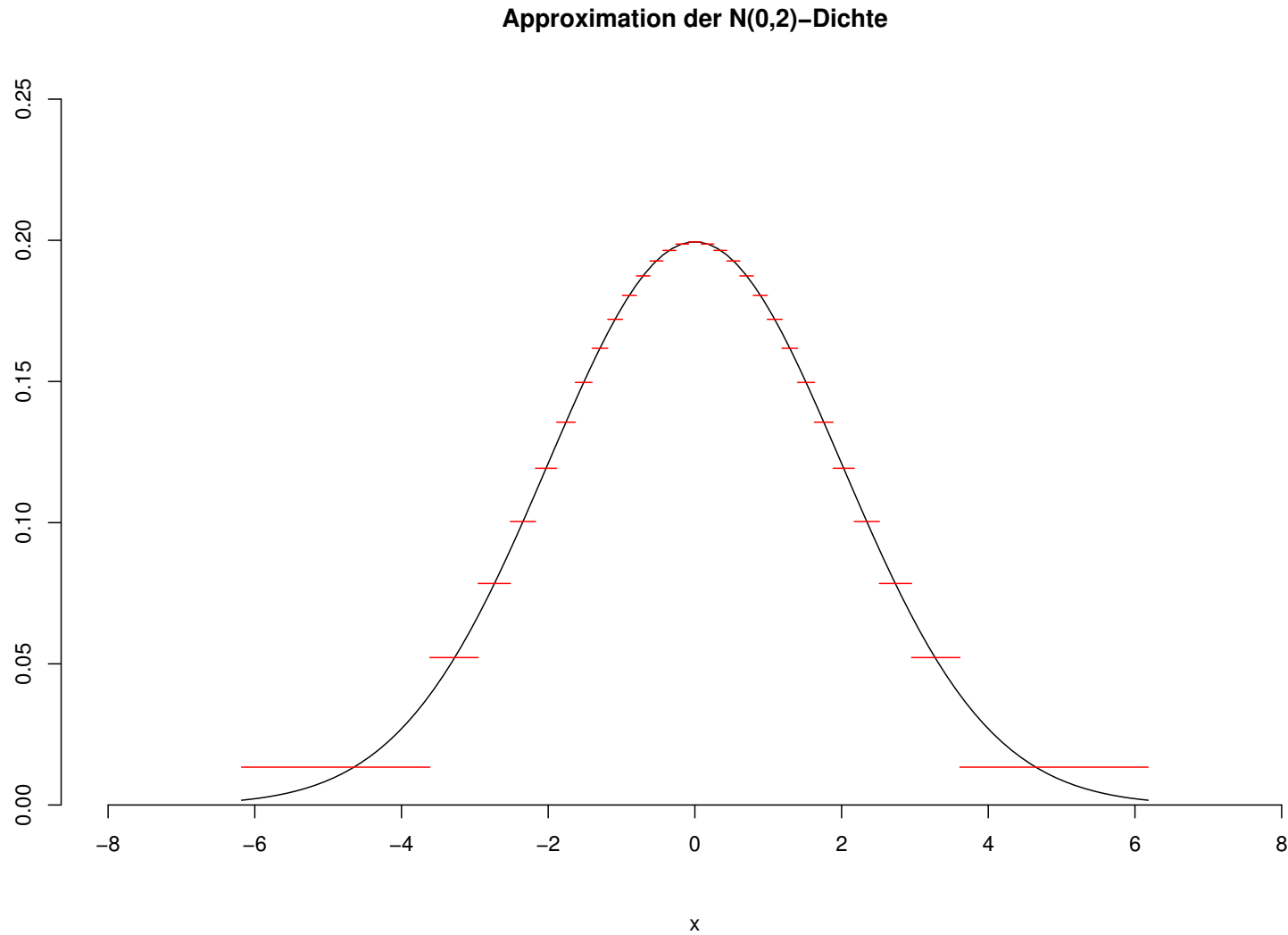
mit

$$c_k := \frac{\int_{I_k} f(u) du}{\lambda_1(I_k)} = \frac{P(\{X_1 \in I_k\})}{\lambda_1(I_k)}.$$

## 56. Beispiel $N(0, 2)$ , Intervalle der Länge eins.



## 57. Beispiel $N(0, 2)$ , Intervalle nicht-konstanter Länge.



**58. Definition Histogramm**  $f_n(\cdot; x_1, \dots, x_n) : \mathbb{R} \rightarrow [0, \infty[$

zu  $x_1, \dots, x_n \in \mathbb{R}$  definiert durch

$$f_n(x; x_1, \dots, x_n) := \sum_{k \in \mathbb{Z}} c_{n,k}(x_1, \dots, x_n) \cdot 1_{I_k}(x)$$

mit

$$c_{n,k}(x_1, \dots, x_n) := \frac{|\{i \in \{1, \dots, n\} : x_i \in I_k\}|}{n \cdot \lambda_1(I_k)}.$$

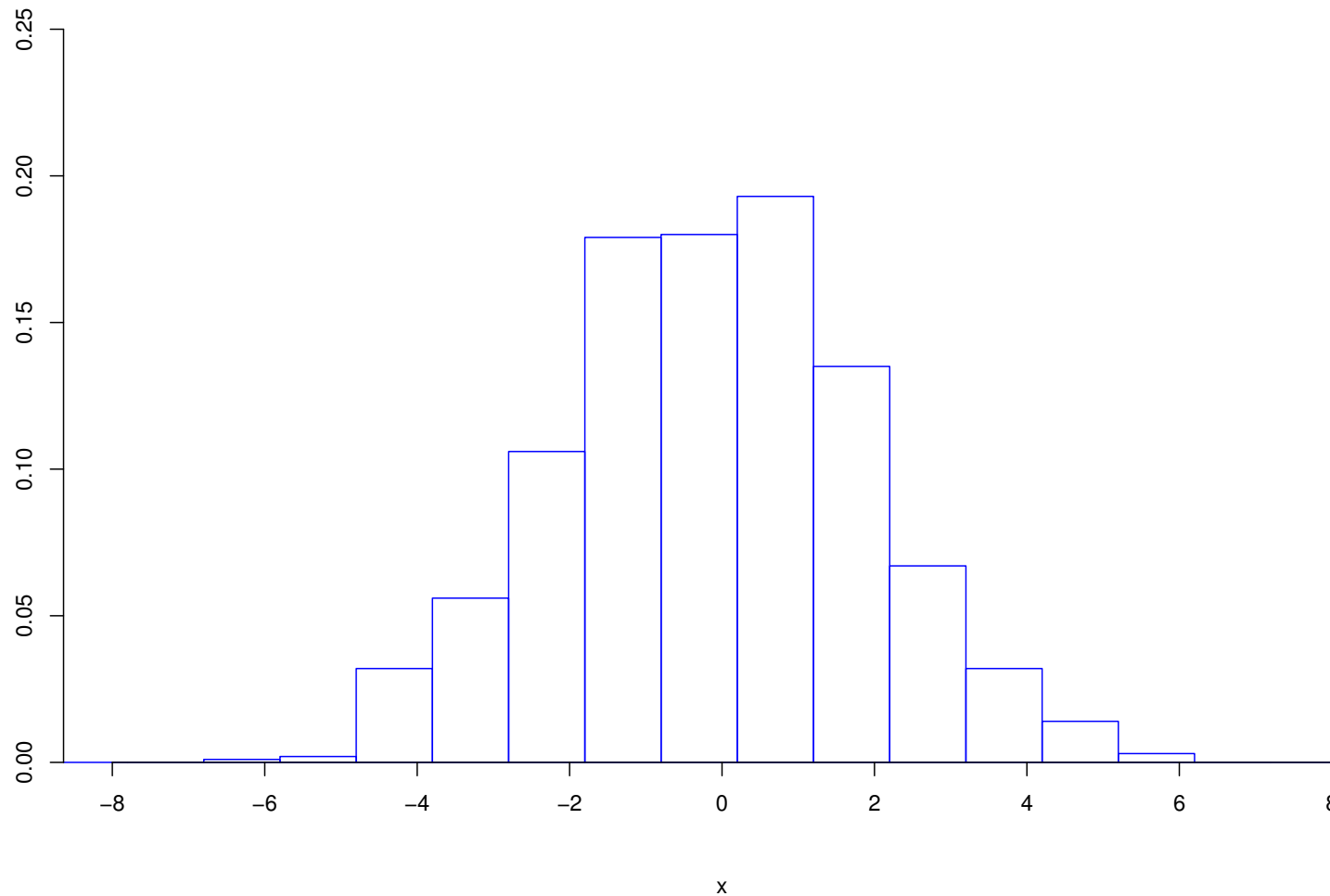
**59. Beispiel** PROJEKTOR

**60. Bemerkung** Histogramm  $f_n(\cdot; x_1, \dots, x_n)$  ist stückweise konstante Dichte, die nur auf endlich-vielen Intervallen ungleich null ist.

# 61. Beispiel

Histogramm,  $n = 1000$ , Intervalle der Länge eins.

Histogramm, auf Basis von 1000 Realisierungen von iid  $N(0,2)$ -ZV



**62. Satz** Für alle  $x \in \mathbb{R}$  gilt für fast alle  $\omega$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} f_n(x; X_1(\omega), \dots, X_n(\omega)) = \tilde{f}(x).$$

Verschärfung: fast sicher gleichmäßige Konvergenz.

*Beweis.* Sei  $x \in I_k$ . Für

$$Z_i := 1_{I_k}(X_i)$$

gilt  $(Z_i)_{i \in \mathbb{N}}$  iid mit  $Z_1 \sim \mathbf{B}(1, p)$  für

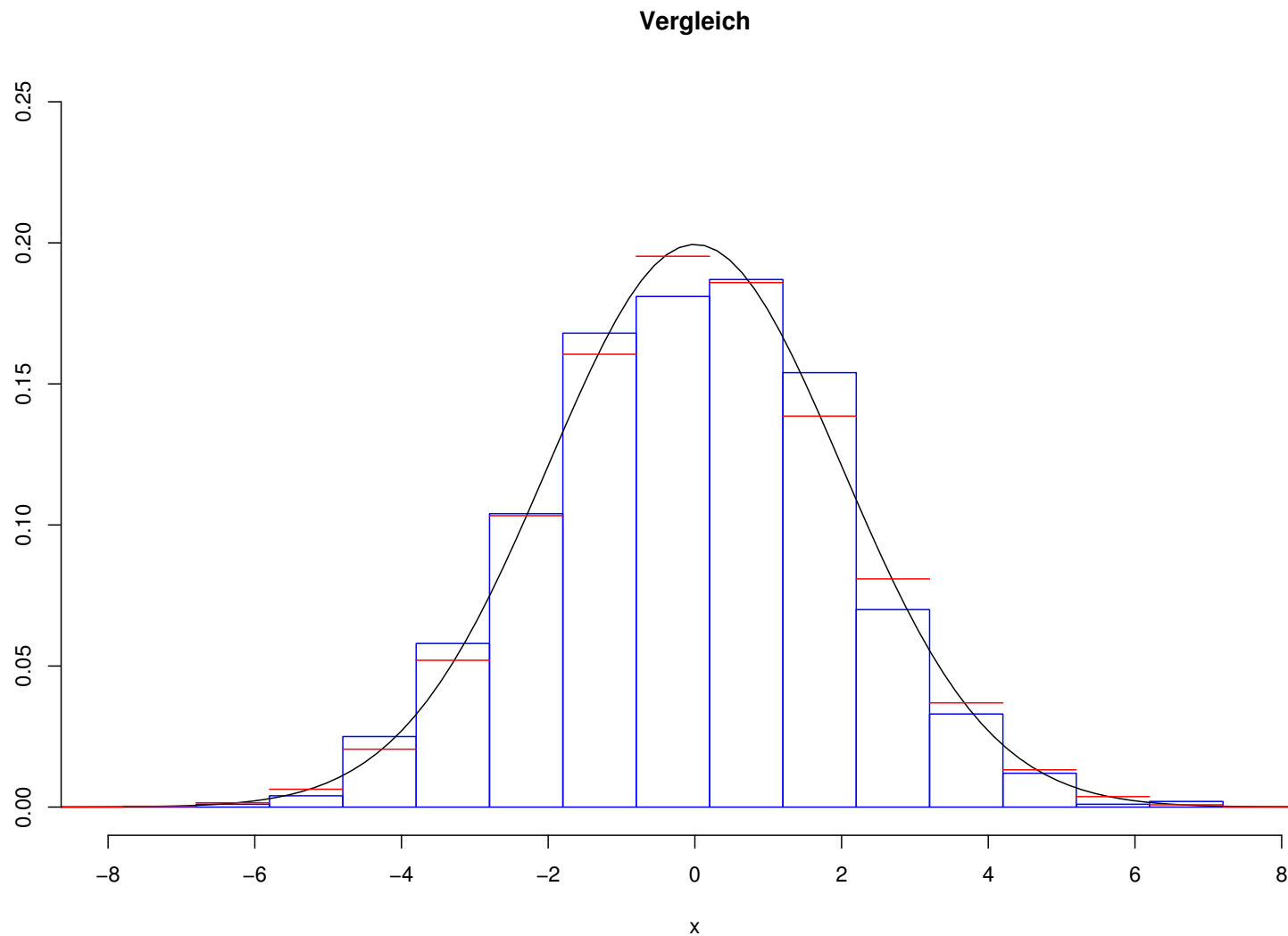
$$p = P(\{X_1 \in I_k\}) = \int_{I_k} f(u) du.$$

Wende Satz IV.7 an.

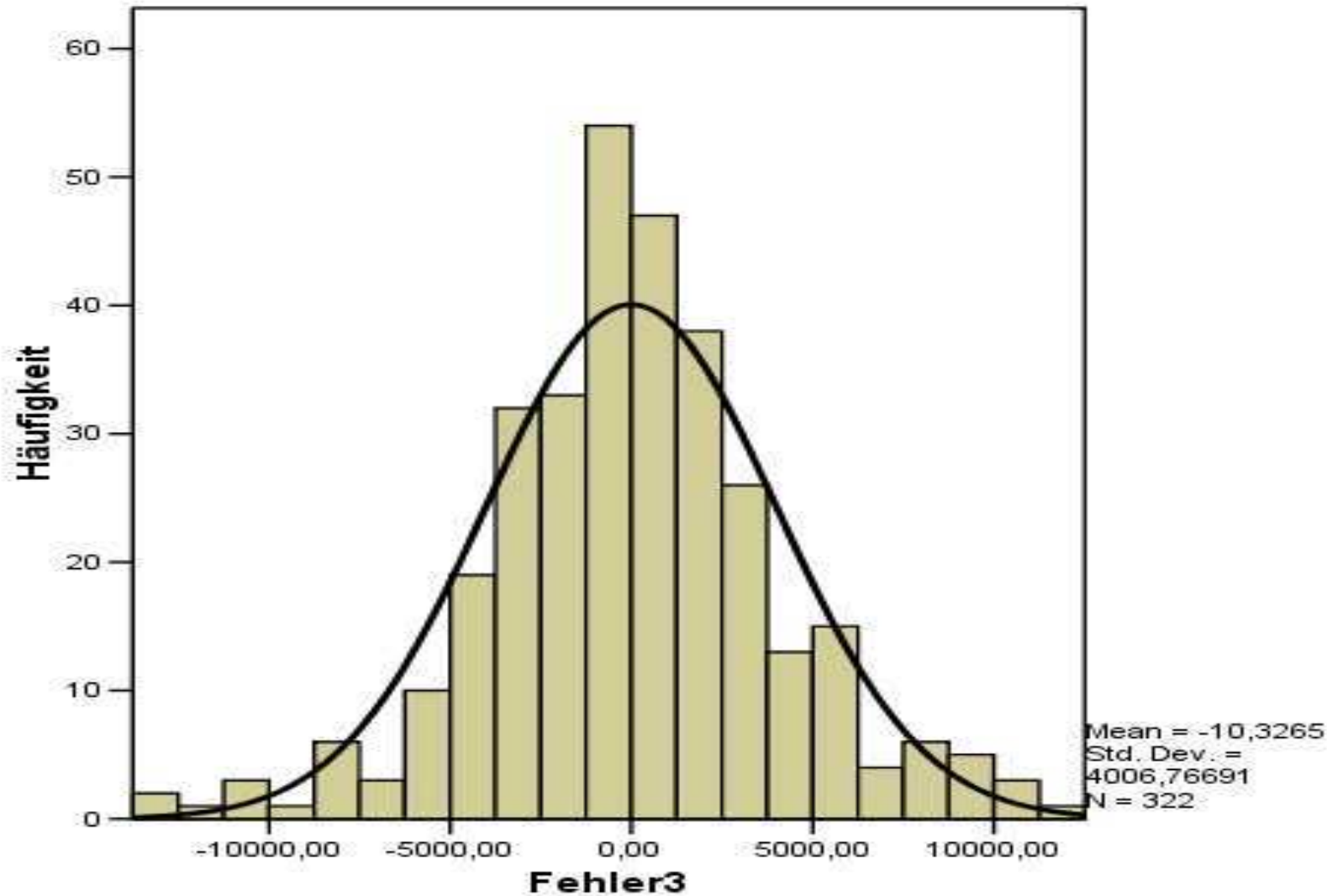
□



### 63. Beispiel Vergleich der Schätzung aus Bsp. 61 mit der Dichte und ihrer Approximation aus Bsp. 56.



## 64. Beispiel Prognosefehler für Tagesumsätze in Geldautomat, siehe Kapitel I.



**65. Bemerkung** Fehler der Approximation von  $f$  durch  $\tilde{f}$ ?

Setze  $\delta := \sup_{k \in \mathbb{Z}} \lambda_1(I_k)$ . Dann

$$\begin{aligned} & \sup_{x \in \mathbb{R}} |f(x) - \tilde{f}(x)| \\ & \leq \sup\{|f(s) - f(t)| : s, t \in \mathbb{R}, |s - t| \leq \delta\}. \end{aligned}$$

Anwendbar, falls  $f$  gleichmäßig stetig, also speziell falls  $f$  stetig und  $\lim_{x \rightarrow \infty} f(x) = \lim_{x \rightarrow -\infty} f(x) = 0$ .