

### 3 Der Satz von Glivenko-Cantelli

Nun: gleichzeitige Betrachtung der Mengen  $M := ]-\infty, x]$ ,  
siehe Korollar 10.

Vermutung: Konvergenz gegen Verteilungsfunktion  $F_{X_1}$  in  
geeignetem Sinn.

**12. Bemerkung** Falls  $X$  diskret mit  $P(\{X \in D\}) = 1$  für  
 $D \subset \mathbb{R}$  abzählbar,

$$F_X(x) = \sum_{y \in ]-\infty, x] \cap D} P(\{X = y\}).$$

Siehe Bsp. II.38.

**13. Beispiel**  $P$  Gleichverteilung auf  $\Omega := \{1, \dots, n\}$  und  $X(\omega) := \omega$ . Dann:

$$\begin{aligned} F_X(x) &= |\{X \leq x\}|/|\Omega| = |[1, x] \cap \Omega|/n \\ &= \begin{cases} 0, & \text{falls } x < 1 \\ \lfloor x \rfloor / n, & \text{falls } 1 \leq x < n \\ 1, & \text{falls } x \geq n \end{cases} \end{aligned}$$

**14. Satz** Für jede Verteilungsfunktion  $F_X$  gilt:

(i)  $F_X$  ist monoton wachsend

(ii)  $F_X$  ist rechtsseitig stetig

(iii)  $\lim_{x \rightarrow \infty} F_X(x) = 1$  und  $\lim_{x \rightarrow -\infty} F_X(x) = 0$

Ferner gilt für alle  $x \in \mathbb{R}$

$$P(\{X = x\}) = F_X(x) - \lim_{y \rightarrow x^-} F_X(y).$$

und

$$P(\{X = x\}) = 0 \quad \Leftrightarrow \quad F_X \text{ stetig in } x.$$

*Beweis.* ÜBUNG

□

**15. Definition** Für  $q \in ]0, 1[$  heißt

$$\inf\{v \in \mathbb{R} : F_X(v) \geq q\}$$

**$q$ -Quantil** der Verteilungsfunktion  $F_X$ .

Speziell für  $q = 1/2$ :  $z$  **Median**.

**16. Beispiel** PROJEKTOR

**17. Lemma**  $z$  genau dann  $q$ -Quantil von  $F_X$ , wenn

$$F_X(z) \geq q \quad \text{und} \quad \forall y \in \mathbb{R} : y < z \Rightarrow F_X(y) < q.$$

*Beweis.* Da  $F_X$  rechtsseitig stetig und monoton wachsend, ex.  $\tilde{z} \in \mathbb{R}$  mit

$$\{v \in \mathbb{R} : F_X(v) \geq q\} = [\tilde{z}, \infty[.$$



Approximation (Problem A) bzw. Schätzung (Problem B) der zugrundeliegenden Vert'funktion.

### 18. Definition **Empirische Verteilungsfunktion**

$F_n(\cdot; x_1, \dots, x_n) : \mathbb{R} \rightarrow [0, 1]$  zu  $x_1, \dots, x_n \in \mathbb{R}$  definiert durch

$$F_n(x; x_1, \dots, x_n) := 1/n \cdot \sum_{i=1}^n 1_{]-\infty, x]}(x_i).$$

### 19. Beispiel PROJEKTOR

Im folgenden  $(X_i)_{i \in \mathbb{N}}$  iid. Sei  $F := F_{X_1}$  die Vert'funktion jeder der ZVen  $X_i$ . Bei Problem A:  $F$  „schwer“ zu berechnen. Bei Problem B:  $F$  unbekannt.

**20. Bemerkung** Korollar 10 zeigt für alle  $x \in \mathbb{R}$ , daß für fast alle  $\omega$  gilt

$$\lim_{n \rightarrow \infty} F_n(x; X_1(\omega), \dots, X_n(\omega)) = F(x).$$

Verschärfung im folgenden [Satz von Glivenko-Cantelli \(Hauptsatz der Mathematischen Statistik\)](#): fast sicher gleichmäßige Konvergenz.

**21. Satz** Für fast alle  $\omega$  gilt

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \sup_{x \in \mathbb{R}} |F_n(x; X_1(\omega), \dots, X_n(\omega)) - F(x)| = 0.$$

Beweis. PROJEKTOR: vorab Spezialfall  $F$  stetig, streng mon. wachsend.

Bezeichnungen:

$$G^-(x) := \lim_{y \rightarrow x^-} G(y),$$

$$F_n(x, \omega) := F_n(x; X_1(\omega), \dots, X_n(\omega)),$$

$$\mathfrak{E} := \{A \in \mathfrak{A} : P(A) = 1\}.$$

Fixiere  $k \in \mathbb{N}$ . Betrachte für  $\ell = 1, \dots, k - 1$  die  $\ell/k$ -Quantile  $z_{\ell,k}$  von  $F$ , setze ferner  $z_{0,k} := -\infty$  und  $z_{k,k} := \infty$ .

Korollar 10 und Satz 14 zeigen

$$\forall \ell \in \{1, \dots, k - 1\} \exists A \in \mathfrak{E} \forall \omega \in A :$$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} F_n^{(-)}(z_{\ell,k}, \omega) = F^{(-)}(z_{\ell,k}).$$

Für

$$\Delta_{n,k}(\omega) := \max_{\ell \in \{0, \dots, k\}} \max \left( \begin{aligned} &|F_n(z_{\ell,k}, \omega) - F(z_{\ell,k})|, \\ &|F_n^-(z_{\ell,k}, \omega) - F^-(z_{\ell,k})| \end{aligned} \right)$$

folgt

$$\exists A_k \in \mathfrak{E} \forall \omega \in A_k : \lim_{n \rightarrow \infty} \Delta_{n,k}(\omega) = 0. \quad (1)$$



Lemma 17 zeigt

$$F^-(z_{\ell,k}) - F(z_{\ell-1,k}) \leq \ell/k - (\ell - 1)/k = 1/k.$$

Hiermit folgt für  $x \in ]z_{\ell-1,k}, z_{\ell,k}[$  und  $\omega \in \Omega$

$$\begin{aligned} F_n(x, \omega) &\leq F_n^-(z_{\ell,k}, \omega) \leq F^-(z_{\ell,k}) + \Delta_{n,k}(\omega) \\ &\leq F(z_{\ell-1,k}) + 1/k + \Delta_{n,k}(\omega) \\ &\leq F(x) + 1/k + \Delta_{n,k}(\omega), \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} F_n(x, \omega) &\geq F_n(z_{\ell-1,k}, \omega) \geq F(z_{\ell-1,k}) - \Delta_{n,k}(\omega) \\ &\geq F^-(z_{\ell,k}) - 1/k - \Delta_{n,k}(\omega) \\ &\geq F(x) - 1/k - \Delta_{n,k}(\omega). \end{aligned}$$

Für  $\omega \in A_k$  ergibt sich gemäß (1)

$$\limsup_{n \rightarrow \infty} \sup_{x \in \mathbb{R}} |F_n(x, \omega) - F(x)| \leq 1/k.$$

Fazit: für

$$A := \bigcap_{k \in \mathbb{N}} A_k \in \mathfrak{A}$$

gilt

$$P(A) = 1$$

und

$$\forall \omega \in A : \lim_{n \rightarrow \infty} \sup_{x \in \mathbb{R}} |F_n(x, \omega) - F(x)| = 0.$$

□

## 22. Beispiel Empirische Verteilungsfunktionen schwarz.

(Zugrundeliegende Verteilung gegeben durch

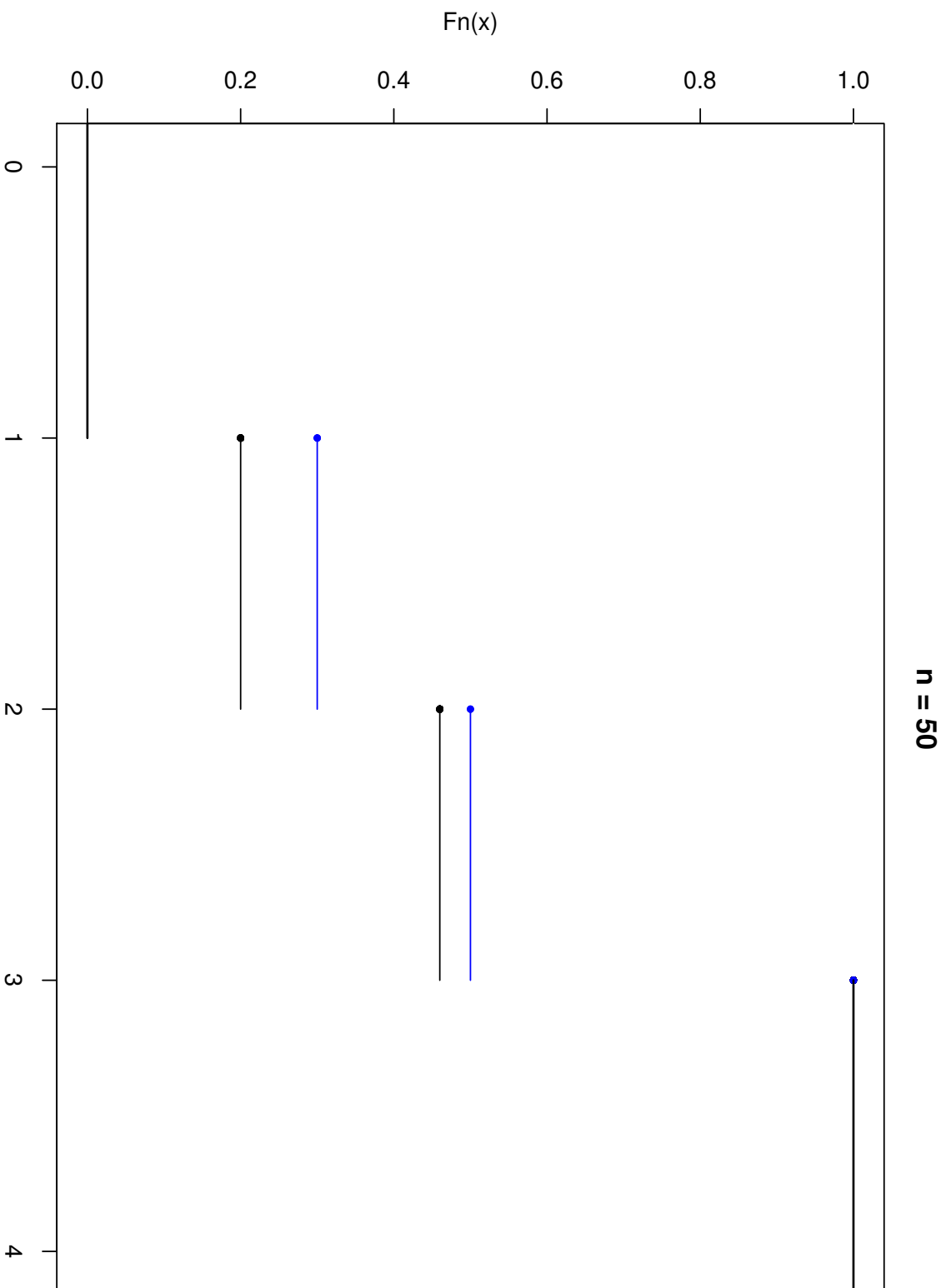
$$P(\{X_1 = 1\}) = 0,3$$

$$P(\{X_1 = 2\}) = 0,2$$

$$P(\{X_1 = 3\}) = 0,5$$

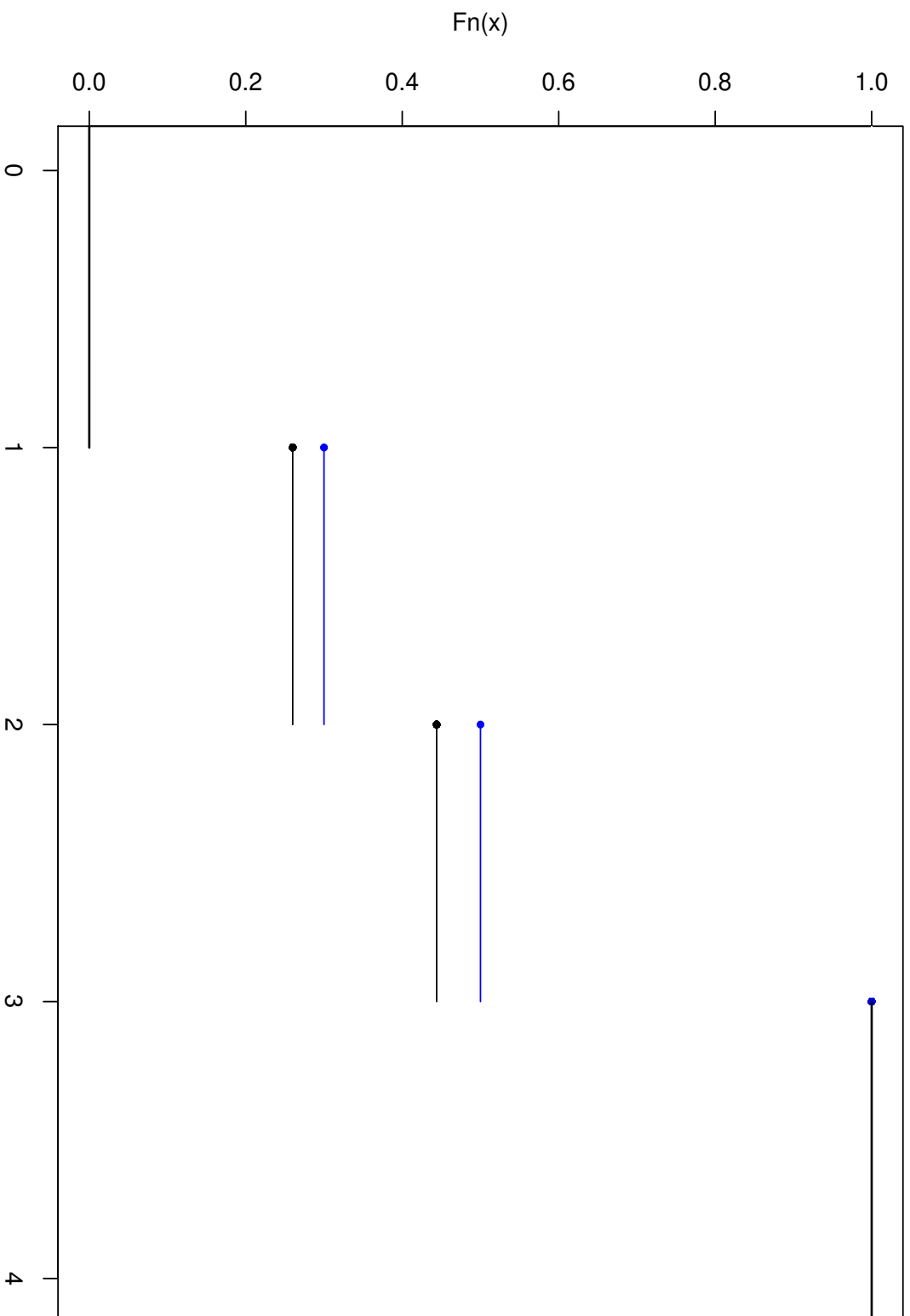
Verteilungsfunktion **blau.**)

$n = 50$

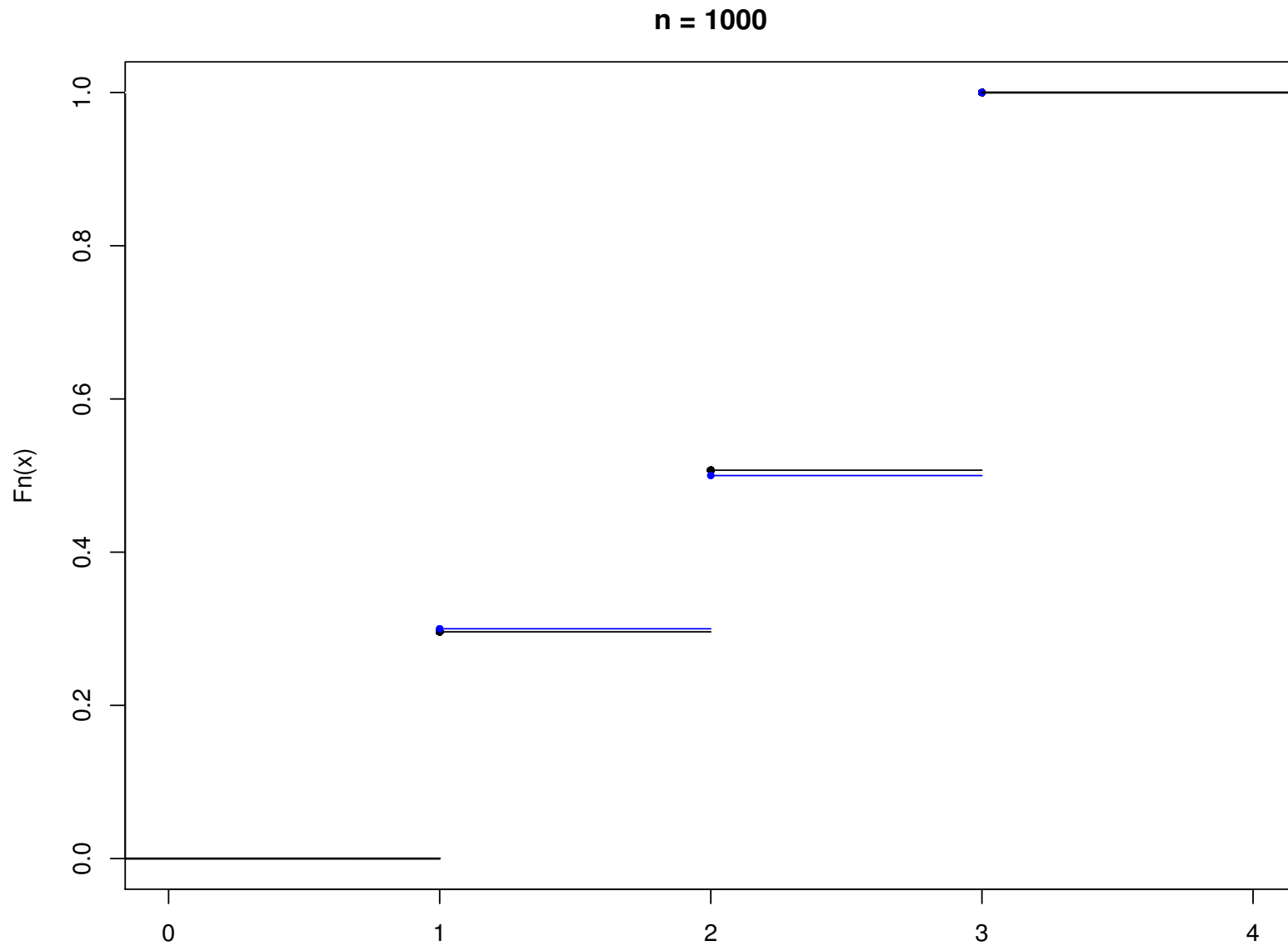


$n = 250$

$n = 250$



$n = 1000$

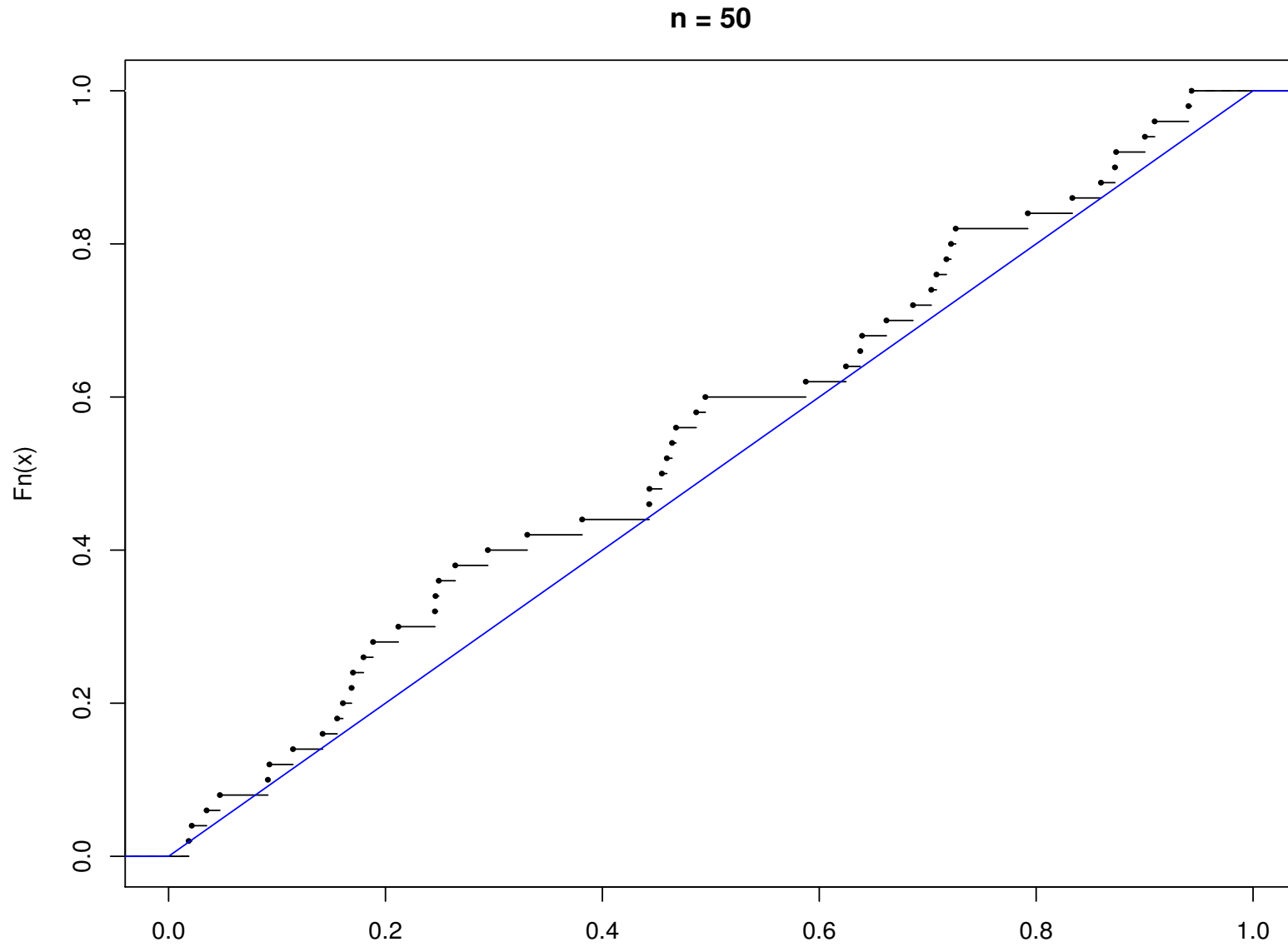


**23. Beispiel** Empirische Verteilungsfunktionen schwarz.

(Zugrundeliegende Verteilung gegeben durch

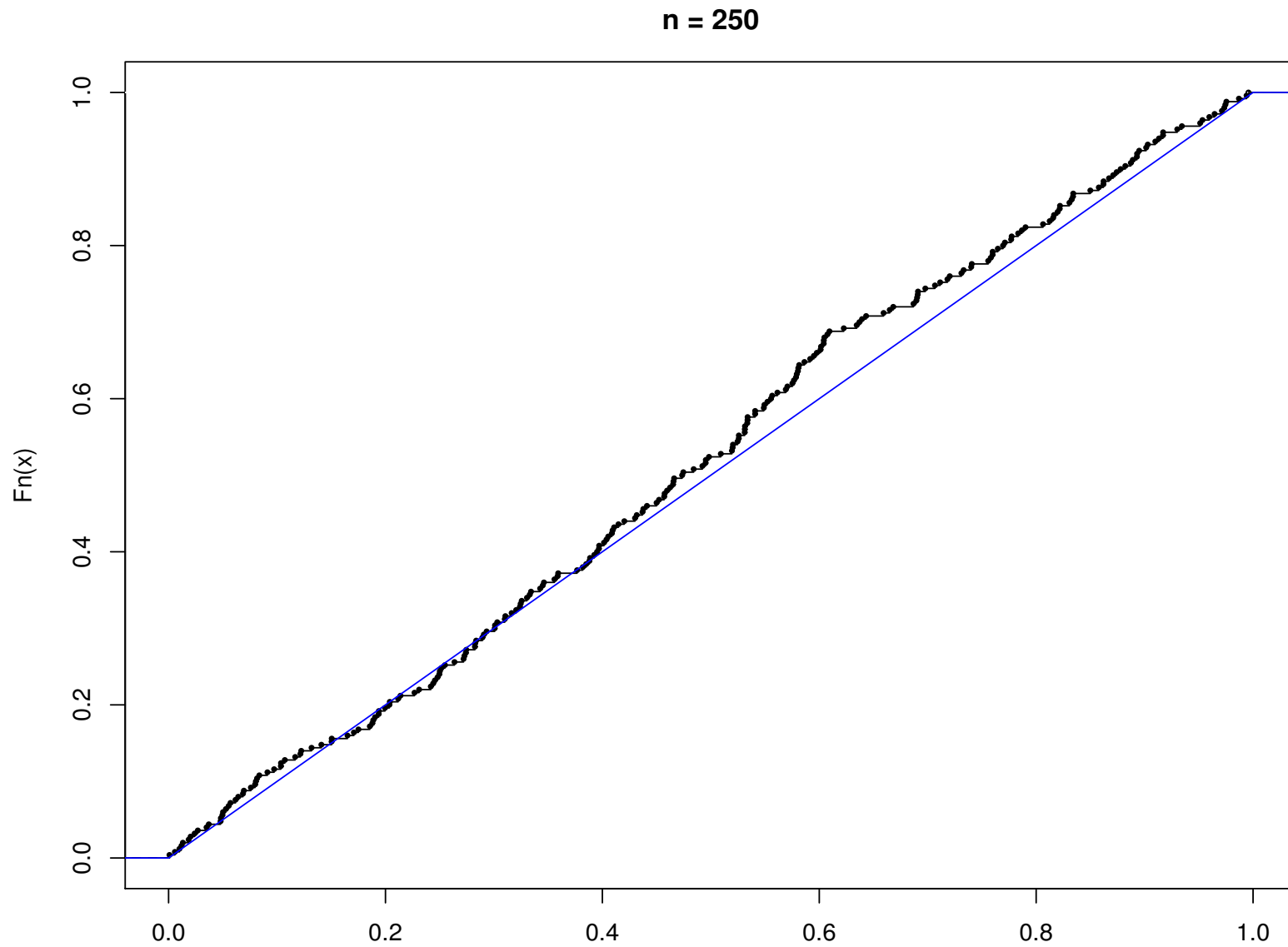
$X_1 \sim \mathbf{U}([0, 1])$ , siehe Def. 25, Verteilungsfunktion **blau**.)

$n = 50$

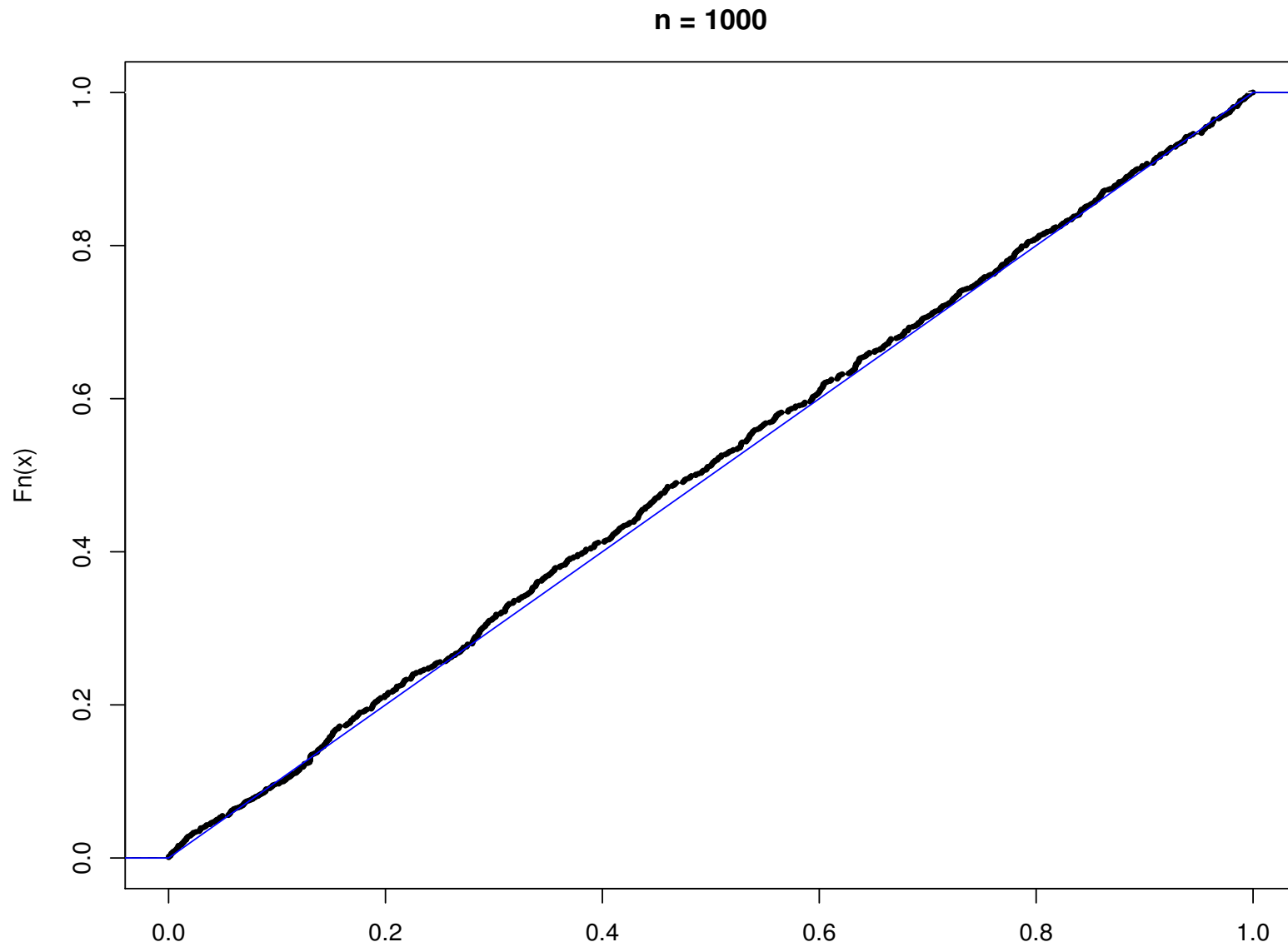




$n = 250$



$n = 1000$

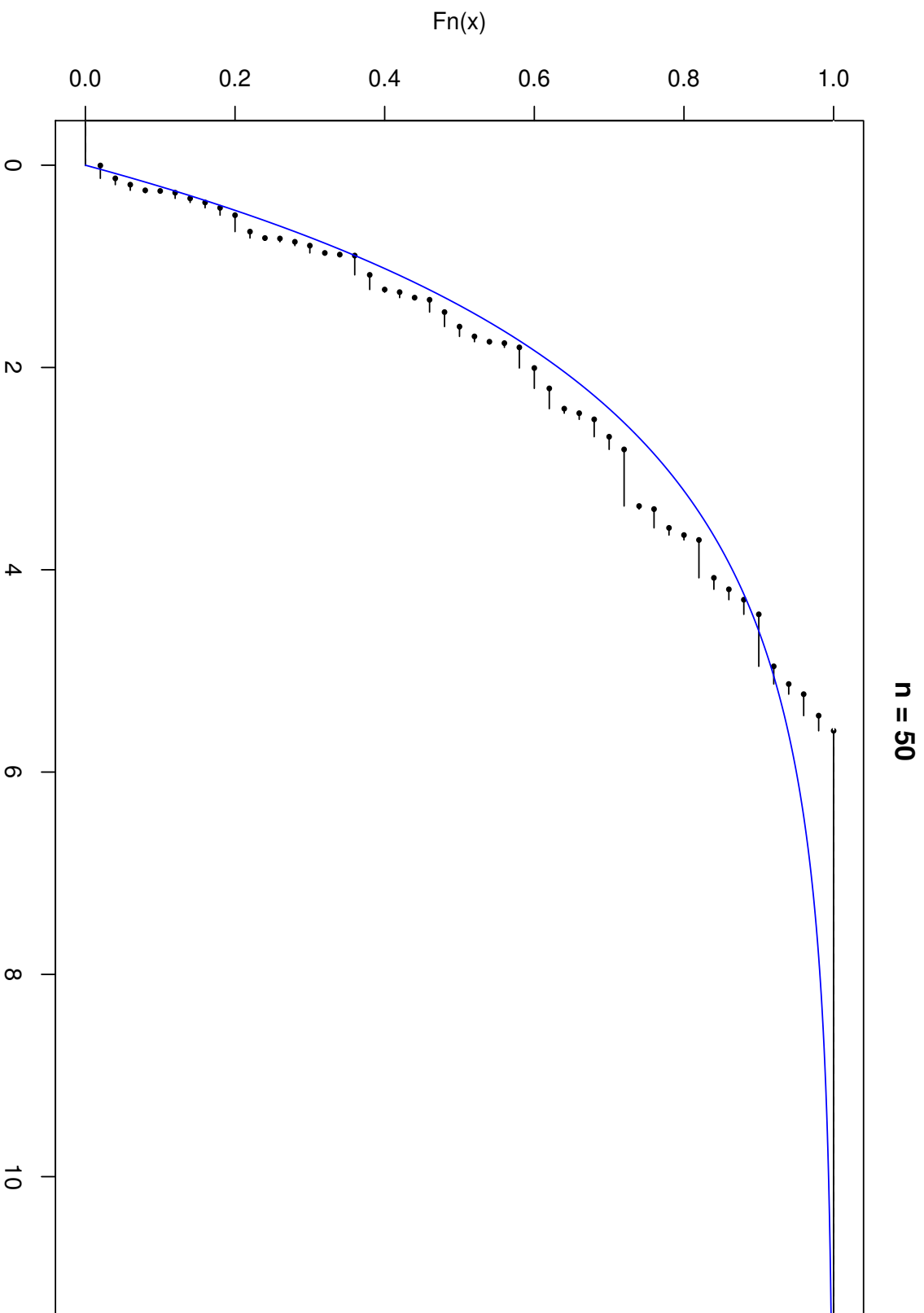


**24. Beispiel** Empirische Verteilungsfunktionen schwarz.

(Zugrundeliegende Verteilung gegeben durch

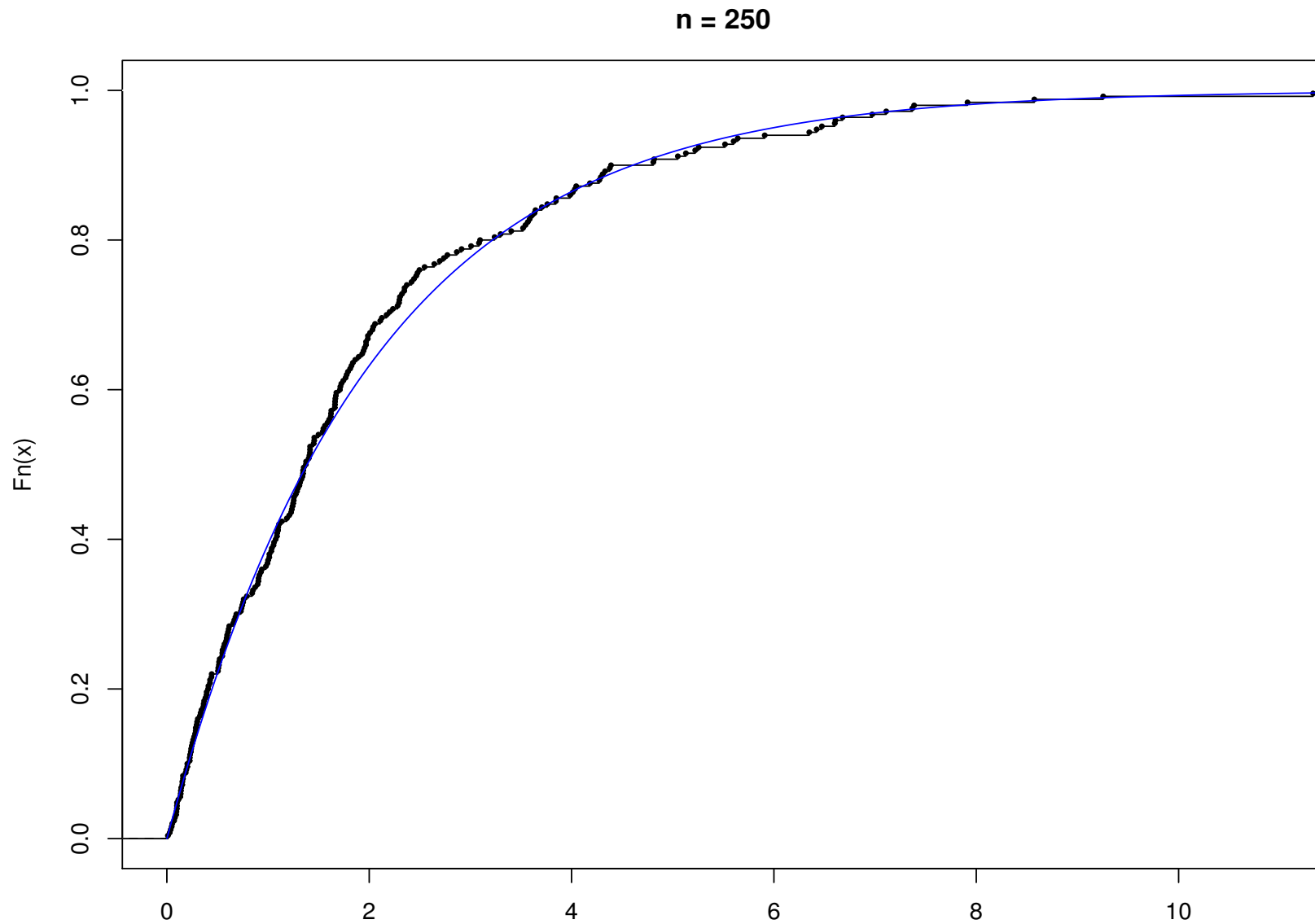
$X_1 \sim \mathbf{Exp}(1/2)$ , siehe Def. V.32, Verteilungsfunktion [blau.](#))

$n = 50$



$n = 50$

$n = 250$



$n = 1000$

