

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 ω 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 ω 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 ℓ/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

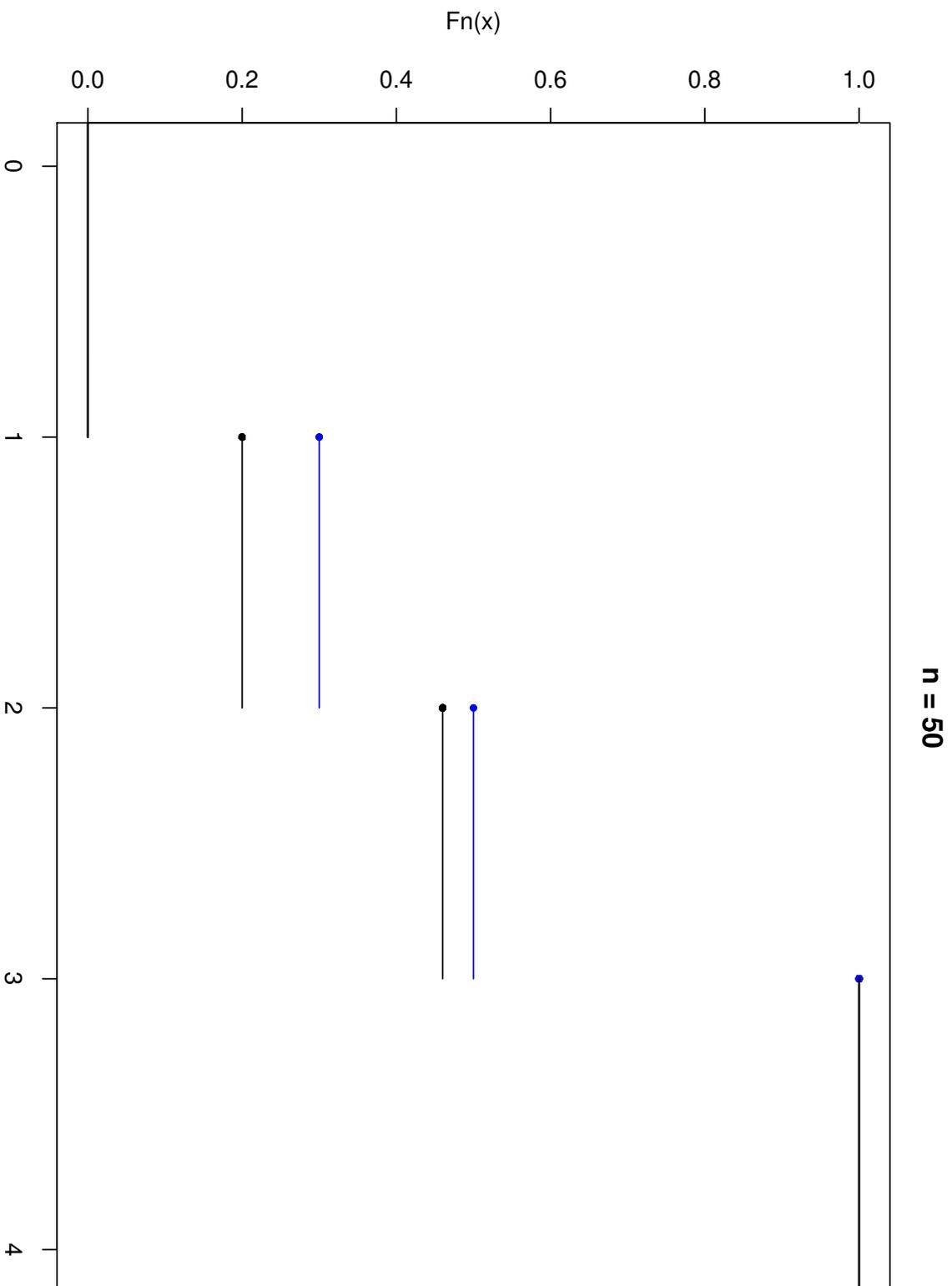
$$P(\{X_1 = 1\}) = 0,3$$

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

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

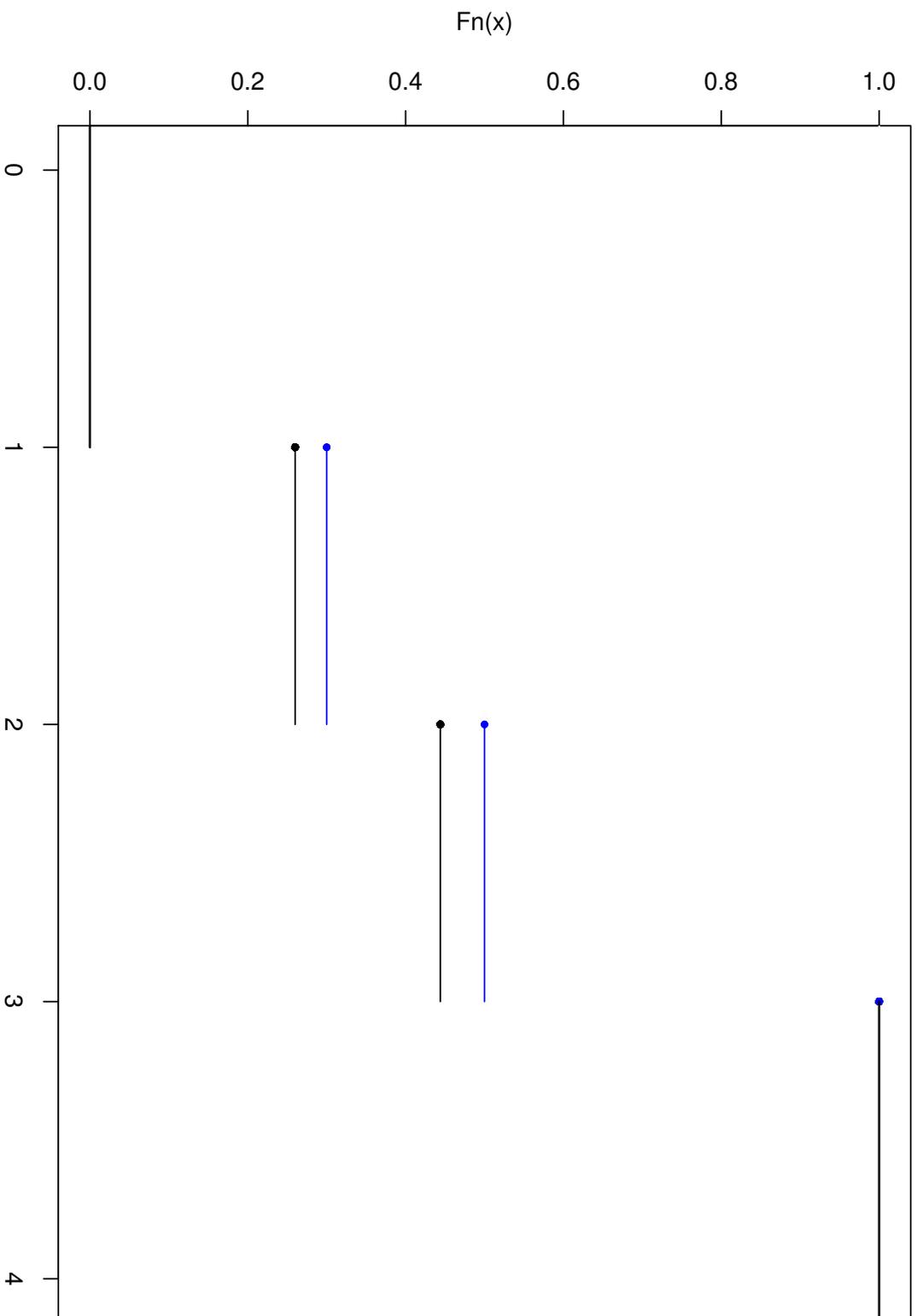
Verteilungsfunktion **blau.**)

$n = 50$

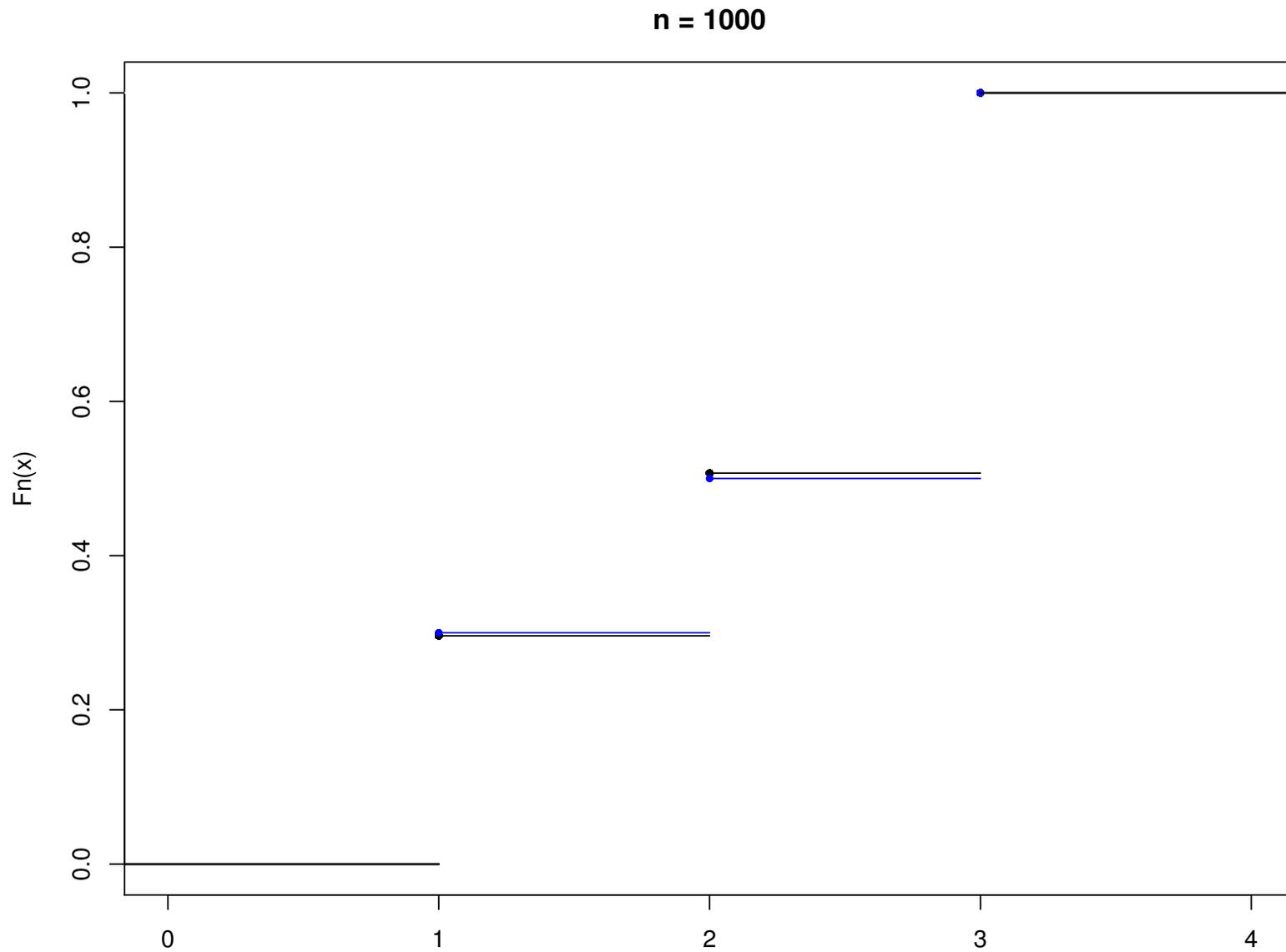


$n = 250$

$n = 250$



$n = 1000$

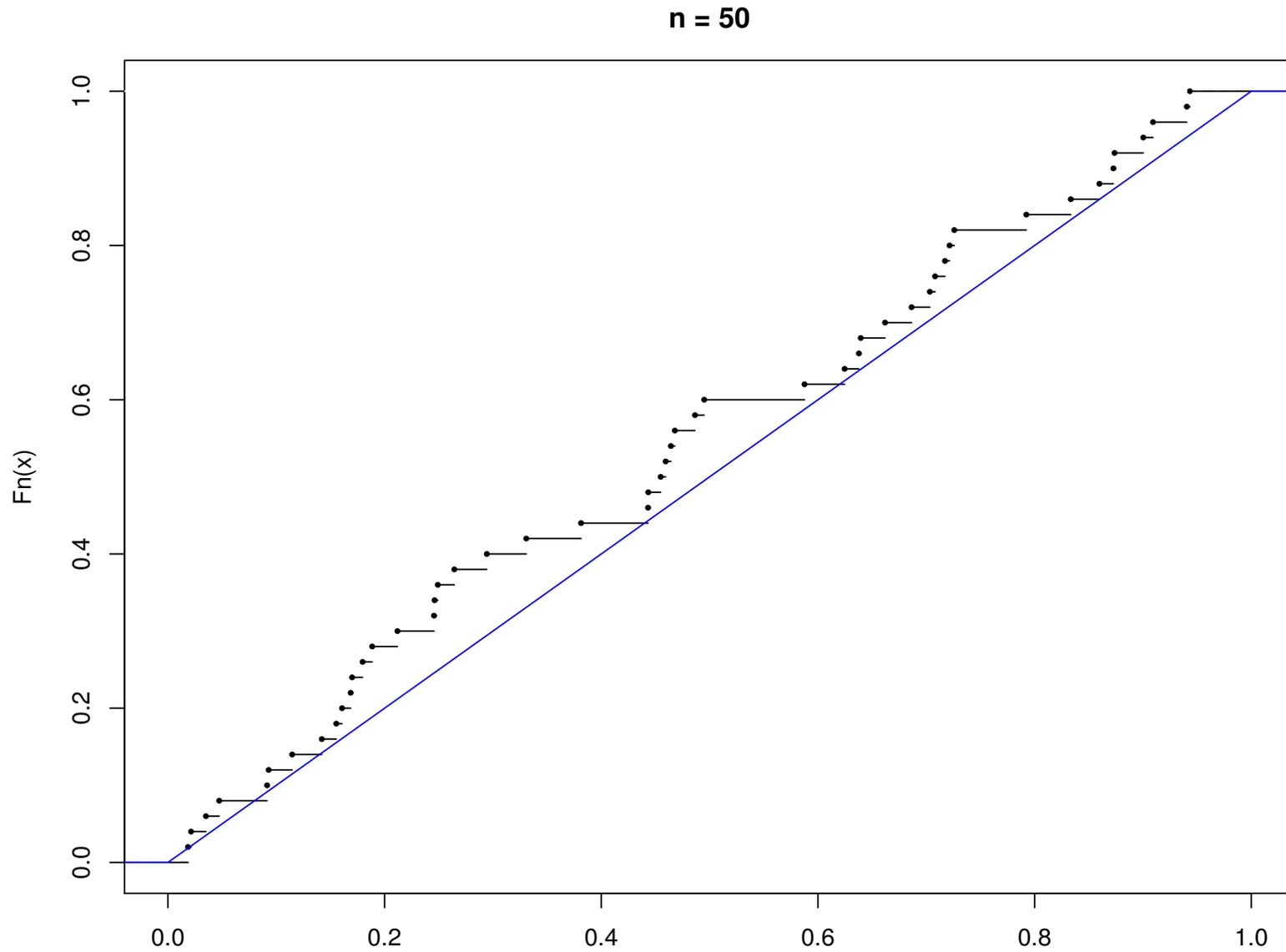


23. Beispiel Empirische Verteilungsfunktionen schwarz.

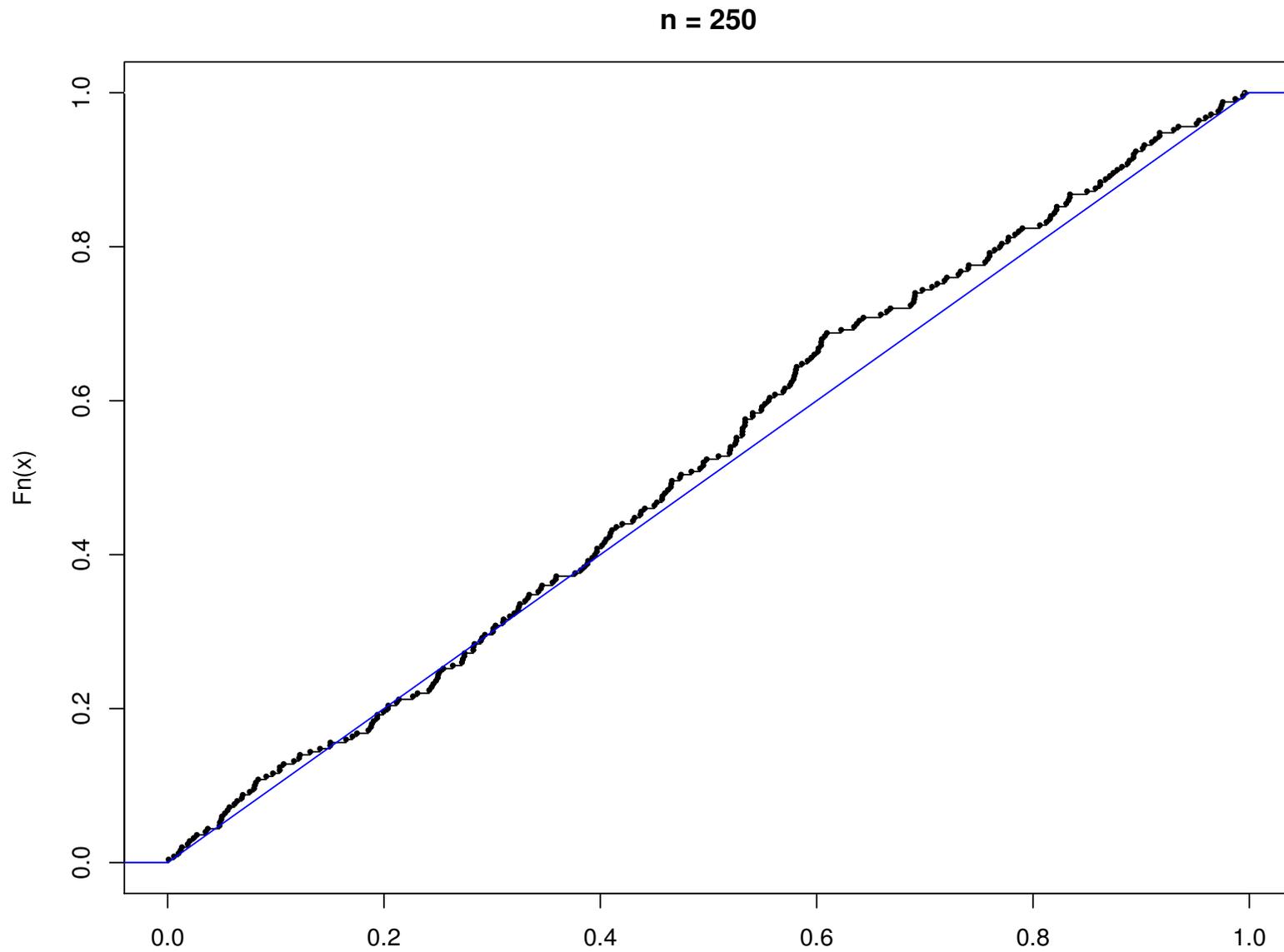
(Zugrundeliegende Verteilung gegeben durch

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

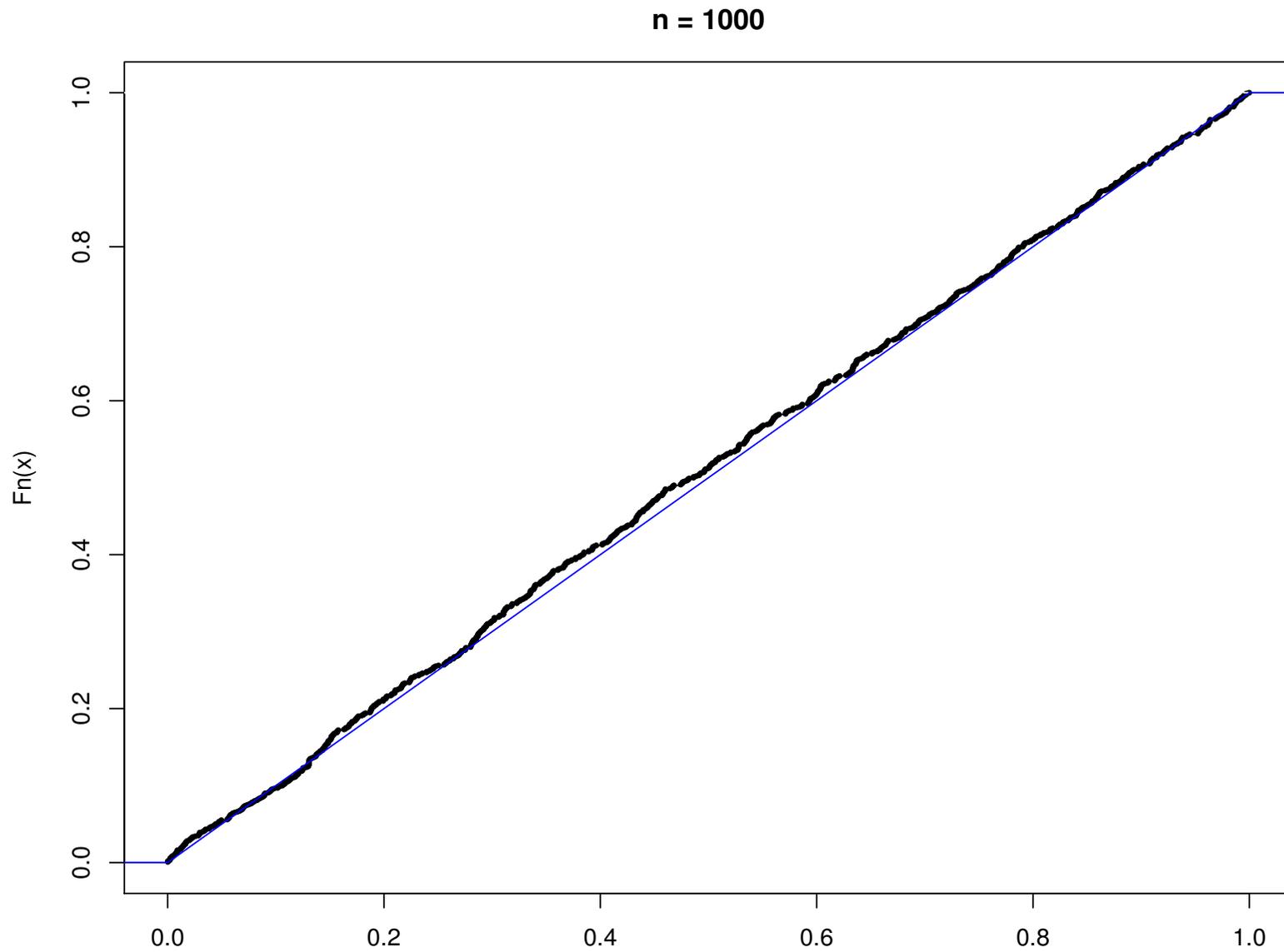
$n = 50$



$n = 250$



$n = 1000$

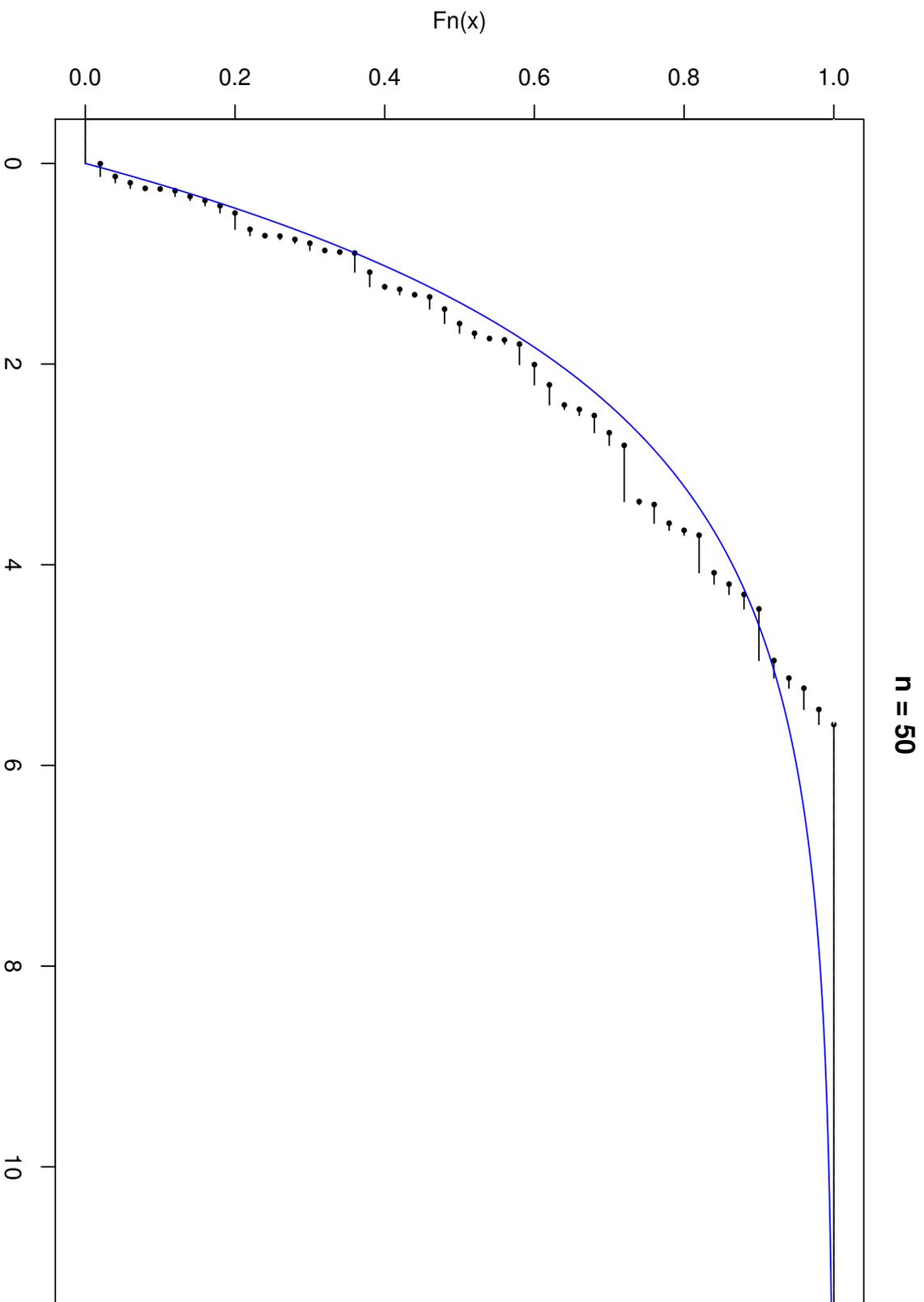


24. Beispiel Empirische Verteilungsfunktionen schwarz.

(Zugrundeliegende Verteilung gegeben durch

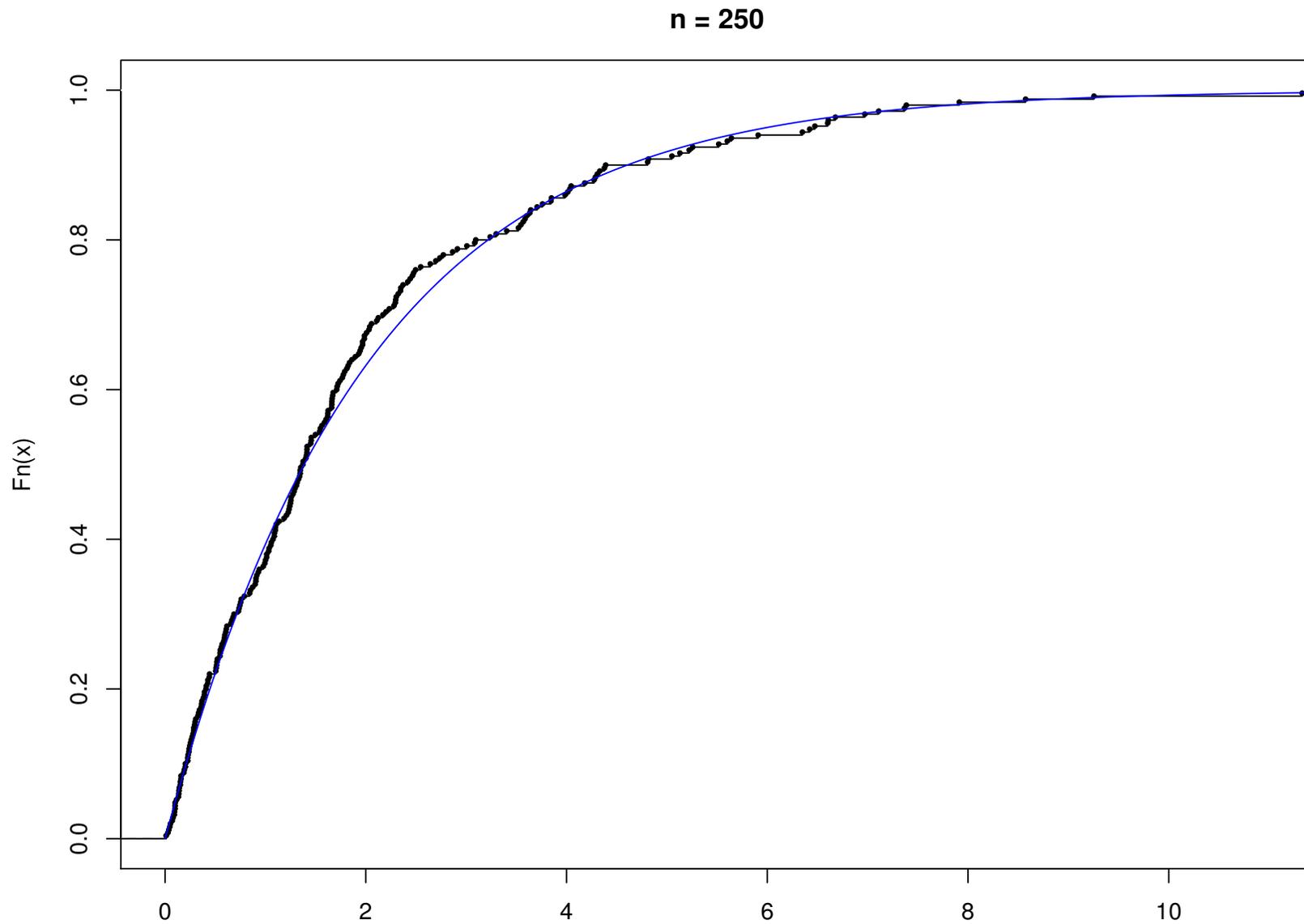
$X_1 \sim \mathbf{Exp}(1/2)$, siehe Def. V.32, Verteilungsfunktion **blau**.)

$n = 50$



$n = 50$

$n = 250$



$n = 1000$

