

Begründung für  $\text{Pois}(\lambda) \approx \mathcal{N}(\lambda, \lambda)$ ,  $\lambda \rightarrow \infty$

$$X_1, \dots, X_n \sim \text{Pois}(\lambda)$$

$$X_1 + \dots + X_n \sim \text{Pois}(n\lambda)$$

*immer*

$$X_1 + \dots + X_n \sim \mathcal{N}(n\lambda, n\lambda)$$

$n \rightarrow \infty$  (ZGS)

also gleich,  
falls  $n$  groß

also  $P(\tilde{X}) \approx \mathcal{N}(\tilde{\lambda}, \tilde{\lambda})$

Wie schnell geht Mittelwert gegen Erwartungswert?

(Würfel)

Ergebnis  $\in \{1, 2, \dots, 6\}$  des  $n$ -ten Würfels

$X_1, \dots, X_n$  diskret gleichverteilt auf  $\{1, 2, \dots, 6\}$

$$E(X_j) = 3,5, \quad \text{Var}(X_j) \approx 3$$

$$\underline{Y} := X_1 + \dots + X_n \underset{n \rightarrow \infty}{\sim} \mathcal{N}(\underline{3,5n}, \underline{3n})$$

(ZGS)

Warum?

$$E[\underline{Y}] = E[X_1 + \dots + X_n] = E[X_1] + \dots + E[X_n] = 3,5n$$

$$\text{Var}(\underline{Y}) = \text{Var}(X_1 + \dots + X_n) = \text{Var}(X_1) + \dots + \text{Var}(X_n)$$

$\uparrow$   $X_j$  unabhängig

$$\approx 3n$$

$$\bar{X} = \frac{X_1 + \dots + X_n}{n} = \frac{1}{n} \underline{Y}$$

$$E[\bar{X}] = E\left[\frac{1}{n} Y\right] = \frac{1}{n} E[Y] = 3,5$$

$$\text{Var}(\bar{X}) = \text{Var}\left(\frac{1}{n} Y\right) = \frac{1}{n^2} \text{Var}(Y) \approx \frac{3}{5}$$

d. h.

$$\sigma \approx \frac{\sqrt{3}}{\sqrt{n}}$$

$$\xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$$

(wobei  $\bar{X} \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$ )

$$n = 1000$$

$$\sigma \approx \frac{1}{\sqrt{333}} \approx \frac{1}{18} \approx 0,05$$

$$P[\bar{X} \in [3,4, 3,6]] \approx 95\%$$

↑ für  $n=1000$

↑  $\mu \pm 2\sigma$

z-Test Begründung für  $Z \sim N(0,1)$

$$Z = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}}, \quad \bar{X} = \frac{1}{n} (\underbrace{X_1 + \dots + X_n}_{\text{normalverteilt}})$$

eb. Vorausss.

auch normalverteilt

$$E[\bar{X}] = E[X_j] = \mu_0 \quad \text{falls } H_0 \text{ wahr}$$

$$\text{Var}(\bar{X}) = \frac{1}{n} \text{Var}(X_j) = \frac{\sigma^2}{n}$$

siehe Rechnung für Würfel oben

also ist  $Z$  standardisierte Zufallsvariable,

$$\text{d. h. } Z \sim N(0,1)$$

Begründung für Vertrauensintervall bei t-Test

$H_0: \mu = \mu_0$  wird angenommen falls

$$-t < \underbrace{\frac{\bar{X} - \mu_0}{s/\sqrt{n}}}_{=T} < t \quad \uparrow \quad t_{df, 1-\frac{\alpha}{2}}$$

$$\Leftrightarrow -\frac{ts}{\sqrt{n}} < \bar{X} - \mu_0 < \frac{ts}{\sqrt{n}}$$

$$\Leftrightarrow -\frac{ts}{\sqrt{n}} - \bar{X} < -\mu_0 \leq \frac{ts}{\sqrt{n}} - \bar{X}$$

$$\Leftrightarrow \bar{X} - \frac{ts}{\sqrt{n}} < \mu_0 < \bar{X} + \frac{ts}{\sqrt{n}}$$

Begründung für erwartetes

$$U^- \approx \frac{u(u+1)}{4} \quad \text{beim Wilcoxon-Test}$$

$$\text{Summe aller Ränge: } \sum_{j=1}^u j = \frac{u(u+1)}{2}$$

Bestimme VZ der  $d_i$  durch Münzwurf

→ Hälfte auf  $\oplus$  und  $\ominus$  / Größe des Rangs  $u$ !

also erwarte, dass  $U^- \approx U^+ \approx$  Hälfte der  
Rangsumme