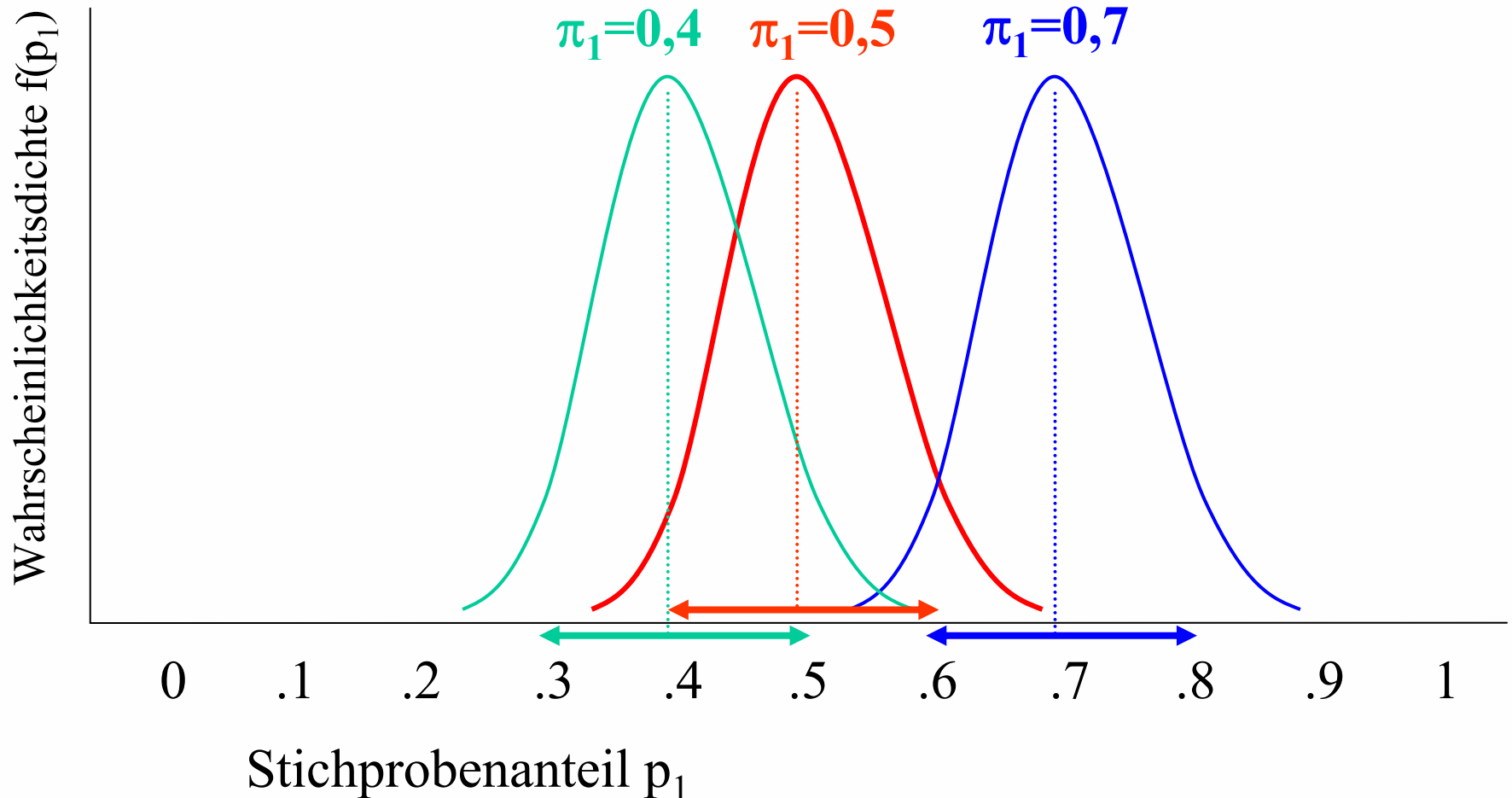


Bei verschiedenen Populationsanteilen π_1 zu erwartende Stichprobenanteile p_1 

» **Nullhypothese H_0**

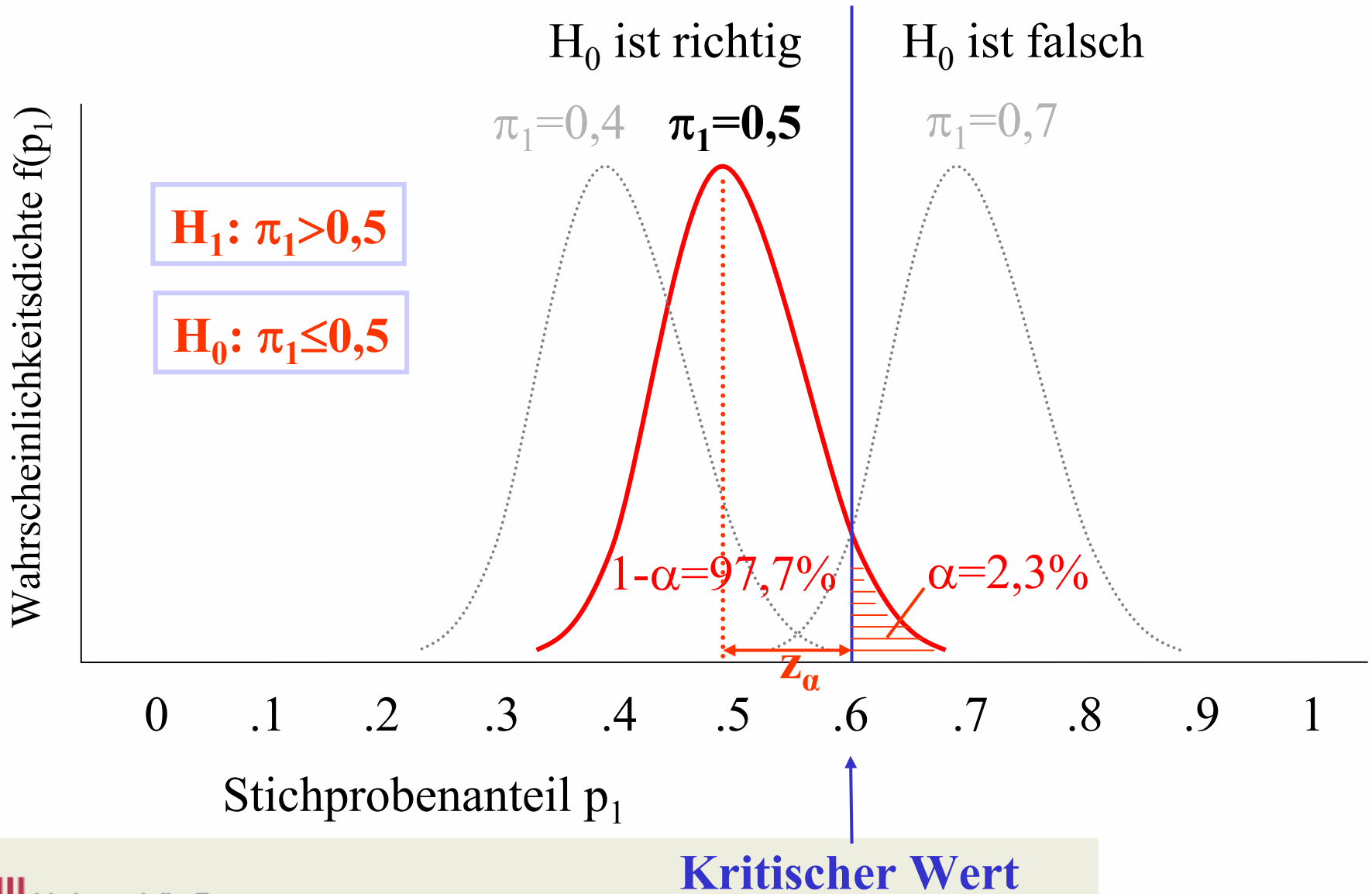
» **Forschungs- bzw. Alternativhypothese H_1**

» Bestimmung der Wahrscheinlichkeit des Stichprobenbefundes unter der Annahme der Gültigkeit von **H_0**

» Festlegung einer Irrtumswahrscheinlichkeit **α**

α - und β -Fehler bei statistischen Entscheidungen

	In der Grundgesamtheit gilt die ...	
Entscheidung aufgrund der Stichprobe zugunsten der ...	Nullhypothese H_0	Alternativhypothese H_1
H_0	Richtige Entscheidung	β-Fehler
H_1	α-Fehler	Richtige Entscheidung



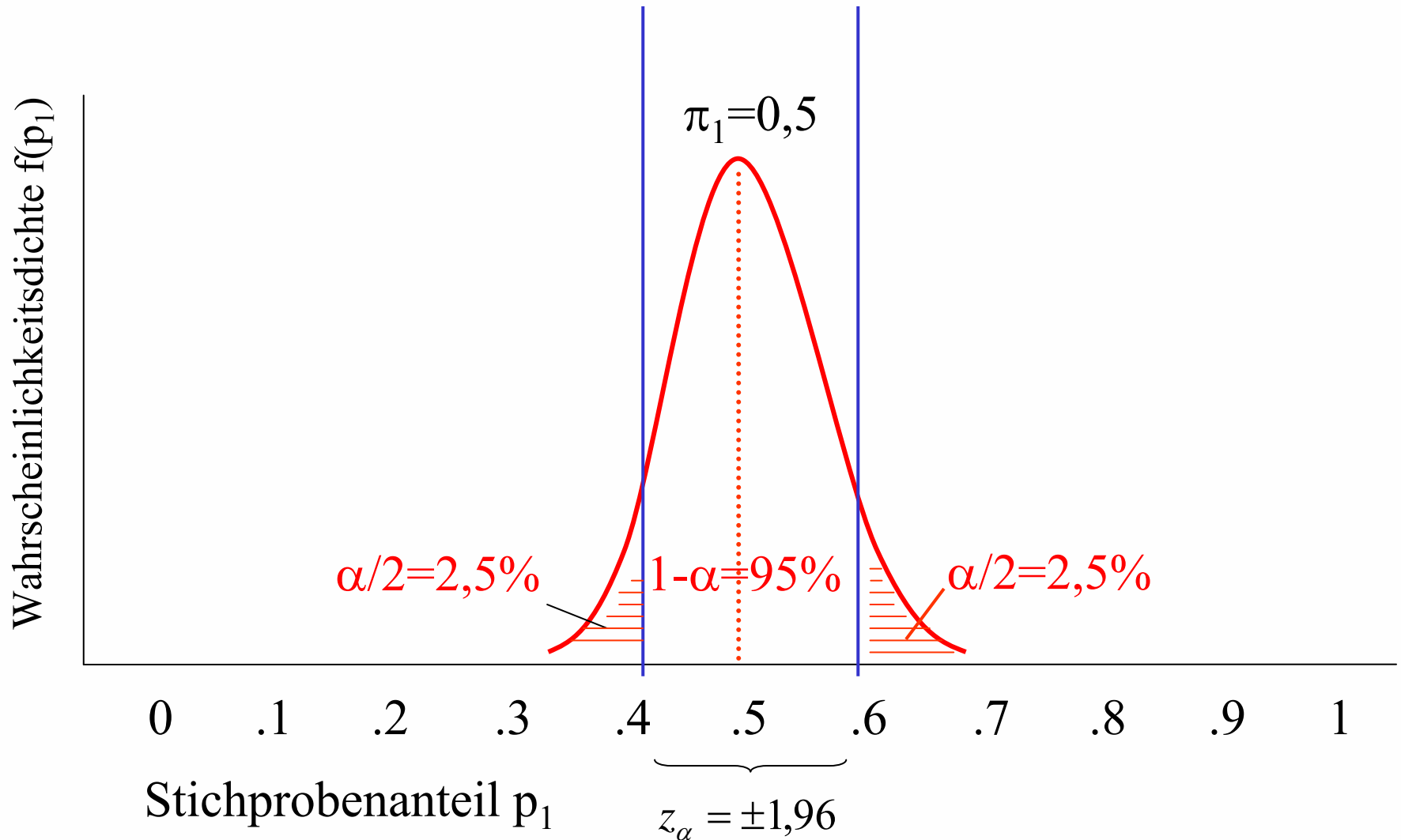
Schritte beim Test statistischer Hypothesen

- » Formulierung von Null- und Alternativhypothese
- » Festlegung der Irrtumswahrscheinlichkeit α
- » Teststatistik berechnen

$$z_{\alpha} = \frac{p_1 - \pi_{1|H_0}}{\sqrt{\frac{\pi_{1|H_0} \cdot (1 - \pi_{1|H_0})}{n}}} = \frac{0,6 - 0,5}{\sqrt{\frac{0,5 \cdot 0,5}{100}}} = \frac{0,1}{0,05} = 2$$

- » Entscheidung treffen

Im Beispiel aus Kühnel/Krebs
mit $n=100$



Quantile der Standardnormalverteilung (Struktur der NV-Tabelle)

Quantilwahrscheinlichkeiten

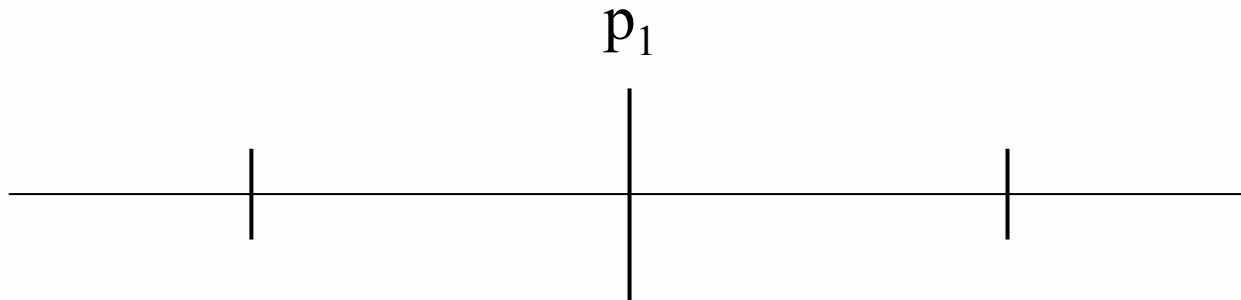
Quantilwerte

α	Z_α		α	Z_α
0,000	$-\infty$		0,950	1,645
0,005	-2,576	
...	...		0,975	1,960
0,025	-1,960	
...	...		0,995	2,576
0,050	-1,645		1,00	∞
...	...			
0,500	0,000			
...	...			

Bestimmung des 95%-Konfidenzintervalls:

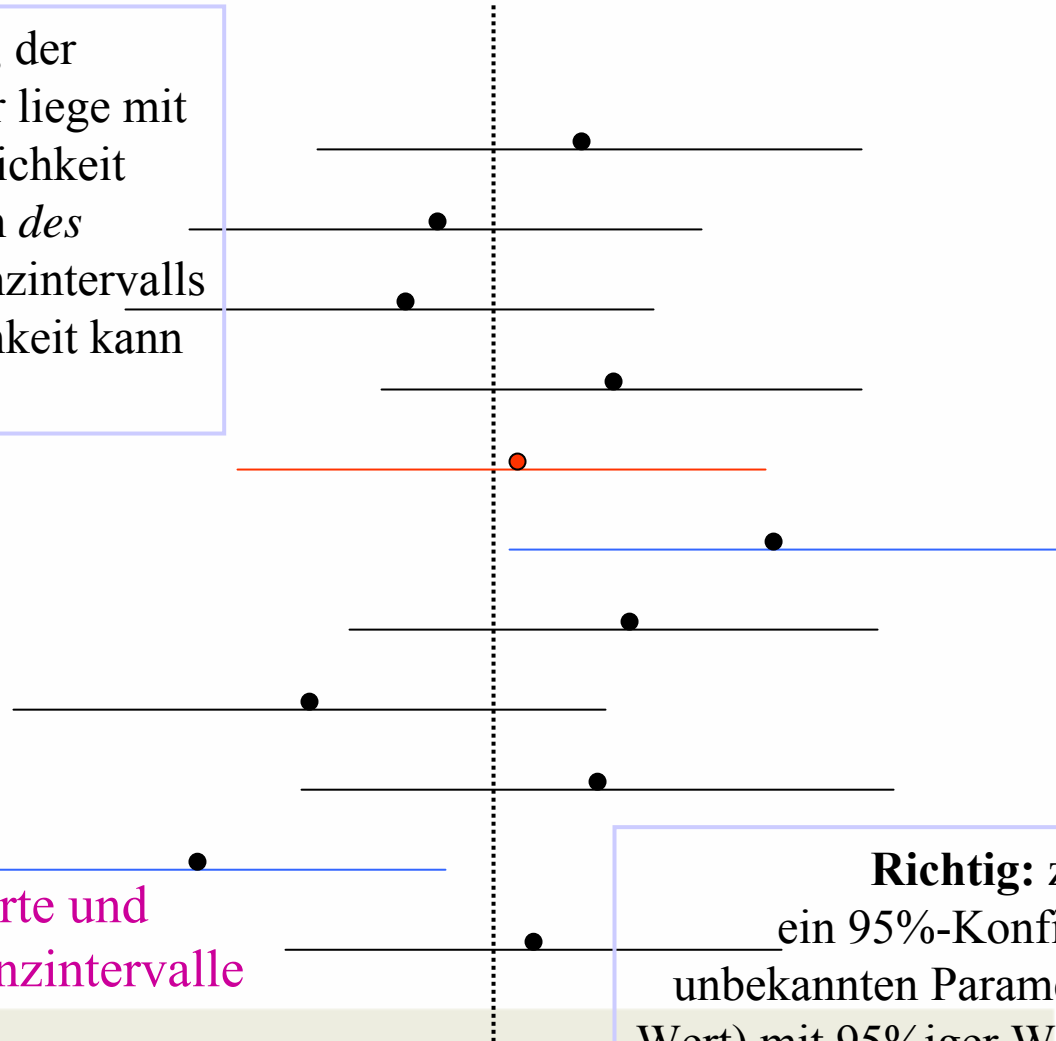
$$c.i(\pi_1) = p_1 \pm z_{1-\alpha/2} \cdot \hat{\sigma}(p_1)$$

$$c.i(\pi_1) = p_1 \pm z_{1-\alpha/2} \cdot \sqrt{\frac{p_1 \cdot (1 - p_1)}{n}}$$



Parameter in der Grundgesamtheit

Falsch: zu behaupten, der unbekannte Parameter liege mit 95%iger Wahrscheinlichkeit innerhalb der Grenzen *des berechneten* Konfidenzintervalls (diese Wahrscheinlichkeit kann nur 1 oder 0 sein)



Stichprobenkennwerte und deren 95% Konfidenzintervalle

Richtig: zu behaupten, daß ein 95%-Konfidenzintervall den unbekannten Parameter (Populations-Wert) mit 95%iger Wahrscheinlichkeit enthält

Hypothesen über einen Populationsanteil

Teststatistik

$$Z = \frac{p_1 - \pi_1}{\sqrt{\frac{\pi_1 \cdot (1 - \pi_1)}{n}}}$$

(mit Zurücklegen)

$$Z = \frac{p_1 - \pi_1}{\sqrt{\frac{\pi_1 \cdot (1 - \pi_1)}{n} \cdot \frac{N - n}{N - 1}}}$$

(ohne Zurücklegen*)

p_1 Stichprobenanteil

π_1 in H_0 unterstellter Wert des Populationsanteils

*Korrekturfaktor vernachlässigbar, wenn $\frac{N}{n} > 20$

NV als Kennwerteverteilung, wenn

$$n \cdot \frac{\pi_1}{1 - \pi_1} > 9 \quad \text{und} \quad n \cdot \frac{1 - \pi_1}{\pi_1} > 9$$

(z.B.: wenn n im Bereich von 25-30 und $0,25 \leq \pi_1 \leq 0,75$);

Wird π_1 durch p_1 geschätzt, dann sollte $n > 60$

Vergleich zweier Anteilswerte aus unabhängigen Stichproben

$$z = \frac{(p_1 - p_2) - (\pi_1 - \pi_2)}{\sqrt{\frac{p_1 \cdot (1 - p_1)}{n_1} + \frac{p_2 \cdot (1 - p_2)}{n_2}}}$$

Für $H_0: \pi_1 - \pi_2 = 0$

$$\hat{\sigma}_{p_1 - p_2} = \sqrt{\hat{\pi}_{pooled} \cdot (1 - \hat{\pi}_{pooled}) \cdot \left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2} \right)}$$

$$\hat{\pi}_{pooled} = p_1 \cdot \frac{n_1}{n_1 + n_2} + p_2 \cdot \frac{n_2}{n_1 + n_2}$$