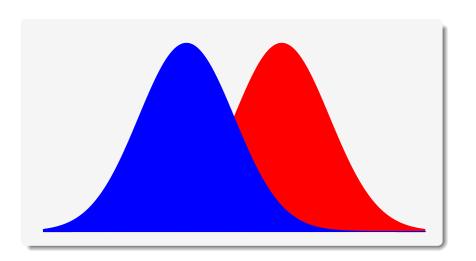
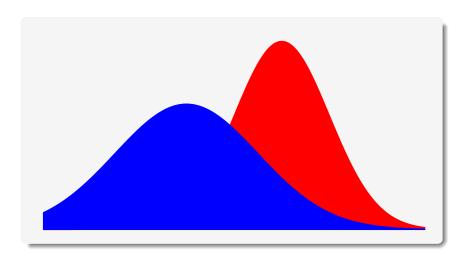
Optimal Design of Non-Parametric Two-Sample Tests

Paul Bürkner, Philipp Doebler, Heinz Holling

Institut für Psychologie Westfälische Wilhelms-Universität Münster

17.09.2015





Problemstellung

- Sei T ein Zweistichproben-Test zu H0: G(Y) = F(X) gegen $H1: G(Y) \neq F(X)$.
- Seien m und n die Stichprobengrößen der beiden Gruppen bei fester Gesamtstichprobengröße N := m + n.
- Sei $\omega=m/N$ der Anteil der Gesamtstichprobe, der für die erste Gruppe verwendet wird.
- Maximiere die Power P(T = H1|H1) über ω

Wilcoxon-Mann-Whitney-Test

Teststatistik:

$$U_{mn} := \sum_{i=1}^{m} \sum_{j=1}^{n} \chi(x_i, y_j)$$

mit

$$\chi(x_i, y_j) := \begin{cases} 1 \text{ if } x_i \ge y_j \\ 0 \text{ if } x_i < y_j. \end{cases}$$

- U_{mn} ist approximativ normalverteilt für alle Verteilungen F und G, sofern sich die Verteilungen überlappen (also $P(X \ge Y) \in (0,1)$).
- Unter H0 gilt:

$$E(U_{mn}) = \frac{mn}{2}$$
 $V(U_{mn}) = \frac{mn(m+n+1)}{12}$.

Erwartungswert und Varianz unter H1

$$\begin{split} E(U_{mn}) &= mnP(X \ge Y), \\ V(U_{mn}) &= mn \bigg(P(X \ge Y) - (m+n-1)P(X \ge Y)^2 \\ &+ (n-1) \int G(x)^2 df(x) + (m-1) \int (1 - \tilde{F}(x))^2 dg(x) \bigg). \end{split}$$

Optimal Design für symmetrische Verteilungen gleicher Form

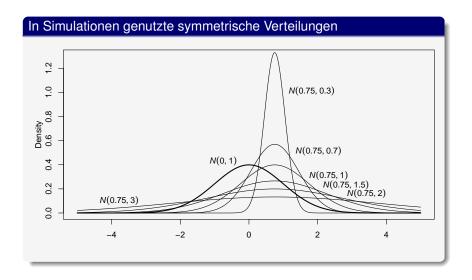
• Für symmetrische Verteilungen gleicher Form (d.h.

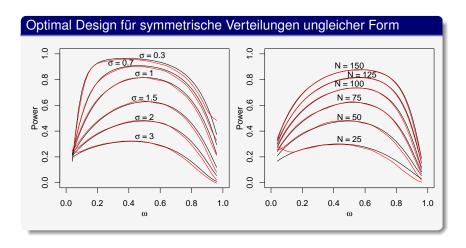
H1: G(Y) = F(X + a)) folgt durch Standardisieren:

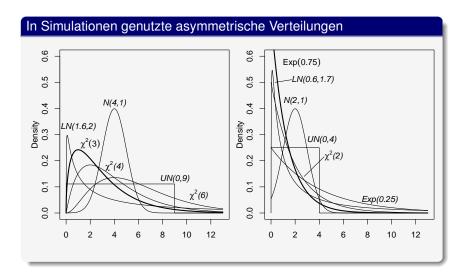
$$\mu_{mn} = \frac{\sqrt{\omega(1-\omega)}N(P(X \ge Y) - 1/2)}{\sqrt{P(X \ge Y) - (N-1)P(X \ge Y)^2 + (N-2)\int G(x)^2 df(x)}}$$

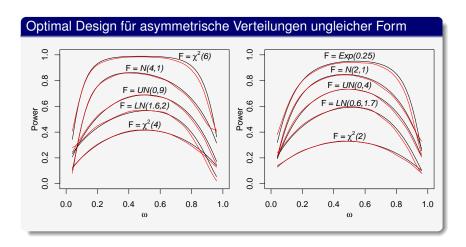
$$\sigma_{mn}^2 = \frac{P(X \ge Y) - (N-1)P(X \ge Y)^2 + (N-2)\int G(x)^2 df(x)}{(N+1)/12}$$

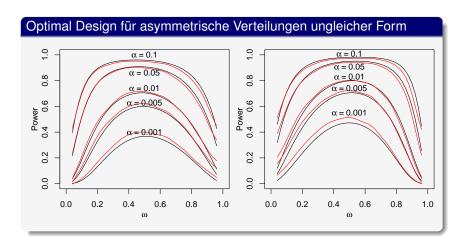
- Unter Zuhilfenahme von Symmetrie-Eigenschaften folgt, dass $\omega=0.5$ optimal ist.
- Die Normalverteilungsapproximation wird dafür nicht gebraucht.











Kolmogorov-Smirnov-Test

Teststatistik:

$$D_{mn} := \sqrt{\frac{mn}{m+n}} \sup_{x \in \mathbb{D}} |F_m(x) - G_n(x)|, \tag{1}$$

• Unter der H0 ist die approximative Verteilung von D_{mn} bekannt:

$$\lim_{m,n\to\infty} P(D_{mn} \le d) = 1 - 2\sum_{i=1}^{\infty} (-1)^{i-1} e^{-2i^2 d^2},\tag{2}$$

