

# Experimentelle Methoden der Teilchenphysik

Sommersemester 2011/2012

Albert-Ludwigs-Universität Freiburg



Prof. Markus Schumacher

Physikalisches Institut, Westbau, 2. OG Raum 008

Telefon 07621 203 7612

E-Mail: [Markus.Schumacher@physik.uni-freiburg.de](mailto:Markus.Schumacher@physik.uni-freiburg.de)

Kapitel 15: Hypothesentests

<http://terascale.physik.uni-freiburg.de/lehre/Sommersemester%202012>

# Statistische Hypothesentests: Einführung

Ziel: Vergleich der Beobachtung bzw. Auswertung der Messdaten einer Stichprobe mit Hypothesen

→ Entscheidung welche Hypothese bevorzugt wird, welche Hypothesen verworfen oder behalten werden

a) Vergleich mit Theorie

- Gauss-WDF + Annahme über Mittelwert, Varianz
- Güte der Anpassung von Parametern
- Hinweis auf neues Phänomen

b) Vergleich von zwei Stichproben

- Mittelwert, Varianz
- Form der Verteilung (selbe Grundgesamtheit)

c) Unterscheidung von Hypothesen

- Exponential- oder Gauss-WDF
- linearer oder quadratischer Zusammenhang zwischen Messpaaren
- Diskriminierung von Ereignisklassen (Signal oder Untergrund), Spam-Mail oder “gute Mail”, Teilchensorten:  $e$ ,  $\mu$ ,  $\pi$ ,  $\gamma$ ....)

# Statistische Hypothesentests: Einführung

## Methode:

- Konstruktion einer Größe zur Quantifizierung der Übereinstimmung/  
Diskrepanz mit Hypothesen → Teststatistik  $t$
- Quantifizierung der Übereinstimmung mittels  
Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion  $f(t)$  für Teststatistik
- Entscheidung über Verwerfung der Hypothese oder  
Auswahl unter Alternativhypothesen

# Grundbegriffe für statistische Tests: Hypothesen

Hypothese(n):

klare Aussage(n), die man falsifizieren bzw. unterscheiden kann

Fall (a): eine allgemein anerkannte Hypothese, die falsifiziert werden soll  
→ Nullhypothese  $H_0$

Beispiele: - Lebensdauer des Teilchens ist  $\tau$   
- kein Anzeichen für neue Physik  
- Theorie und Stichprobe ( 2 Stichproben) stimmen  
überein in Mittelwert oder Form der Verteilung

Bem.: oft Aussage (Nullhypothese) = Negation der Aussage,  
die einen interessiert

Bsp.: Suche nach neuem Teilchen →  $H_0$ : nur Untergrund  
Lebensdauer  $\tau \neq \tau_0$  →  $H_0$ :  $\tau = \tau_0$

# Grundbegriffe für statistische Tests: Hypothesen

Fall (b): mehrere Hypothesen, zwischen denen Unterschieden werden soll

“Standardannahme”, Nullhypothese:  $H_0$

Alternativhypothesen:  $H_1, H_2, H_3, \dots$

Beispiele: Lebensdauer  $H_0: \tau = 2s$   $H_1: \tau = 1s$   $H_2: \tau > 2s$

Higgssuche:  $H_0$ : nur Untergrund  $H_1$ : Signal+Untergrund

Signatur im Detektor von:  $H_0 = \text{Pion}$ ,  $H_1 = \text{Myon}$ ,  $H_3 = \text{Elektron}$

Arten von Hypothesen:

$x$  sei ZV und  $f(x; \lambda)$  Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion

- einfach: wenn  $f(x)$  durch Hypothese vollständig fixiert  
entweder kein Parameter oder Parameter  $\lambda$  festgelegt
- zusammengesetzt: wenn mindestens einer der Parameter nicht bekannt ist  
 $f(x; \lambda)$  mit  $\lambda$  unbekannt oder  $\lambda$  aus Intervall  $[a, b]$

WDF für Hypothesen werden mit  $f(x|H_0)$  und  $f(x|H_1)$  bezeichnet

# Grundbegriffe für statistische Tests: Teststatistik

Teststatistik  $t(x_1, \dots, x_n)$ : Funktion der Stichprobenwerte  $(x_1, \dots, x_n)$

zur Quantifizierung der Übereinstimmung mit Hypothesen  $H_i$  mit Ziel

- Verwerfung von  $H_0$  ( $H_1$ )
- Unterscheidung von  $H_0, H_1, H_2$

$t(x_1, \dots, x_n)$  kann Vektor sein z.B.  $t_i = x_i$  (nicht sehr nützlich)

Ziel: Reduzierung der Dimension von  $t$  auf skalare Größe  $t$   
unter optimaler Ausnutzung der Information in Stichprobe  $(x_i)$   
bzgl. der Hypothesen  $H_i$

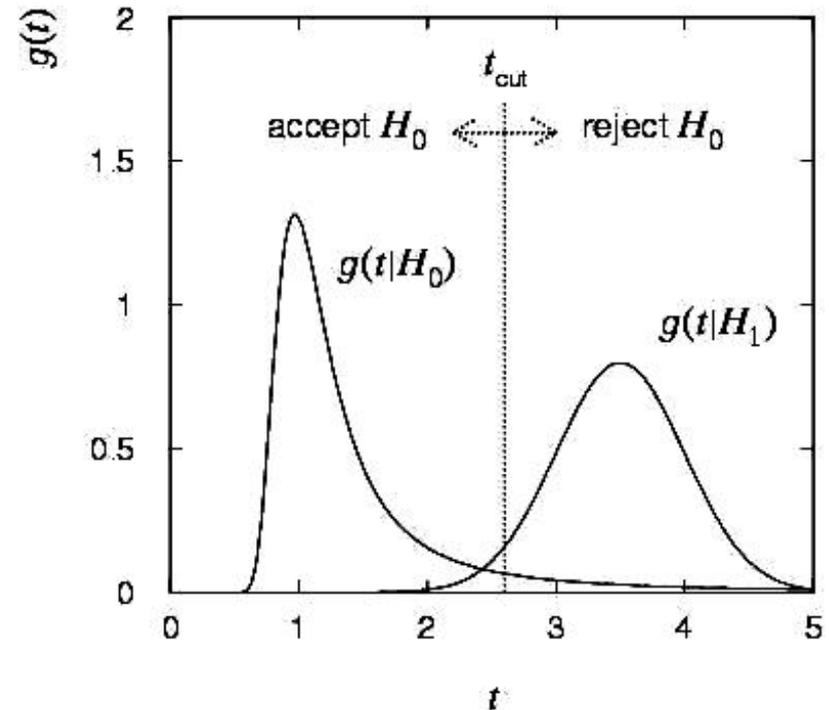
- Aufgaben:
- a) Definition/Auswahl von Teststatistik  $t$
  - b) Bestimmung der WDFs für  $t$  unter den Hypothesen  $f(t | H_i)$
  - c) Festlegung eines Kriteriums für Verwerfung/Unterscheidung der Hypothesen

# Grundbegriffe für stat. Tests: Entscheidungsgrenze

Entscheidungsgrenze  $t_{\text{cut}}$  oder  $t_{\text{krit}}$

$$t(x_1, \dots, x_n) = t_{\text{cut}}$$

Anname: wir können die WDFs für die Teststatistik unter beiden Hypothesen ausrechnen  $g(t|H_0)$ ,  $g(t|H_1)$ , ...



Festlegung der Entscheidungsgrenze (kritischer Wert)  $t_{\text{krit}}$  oder  $t_{\text{cut}}$

kritische Region/Verwerfungregion:  $t > t_{\text{krit}}$

Verwerfung von  $H_0$ , Nicht-Verwerfung (Akzeptanz) von  $H_1$

Komplement zu kritischer Region/Akzeptanzregion:  $t < t_{\text{krit}}$

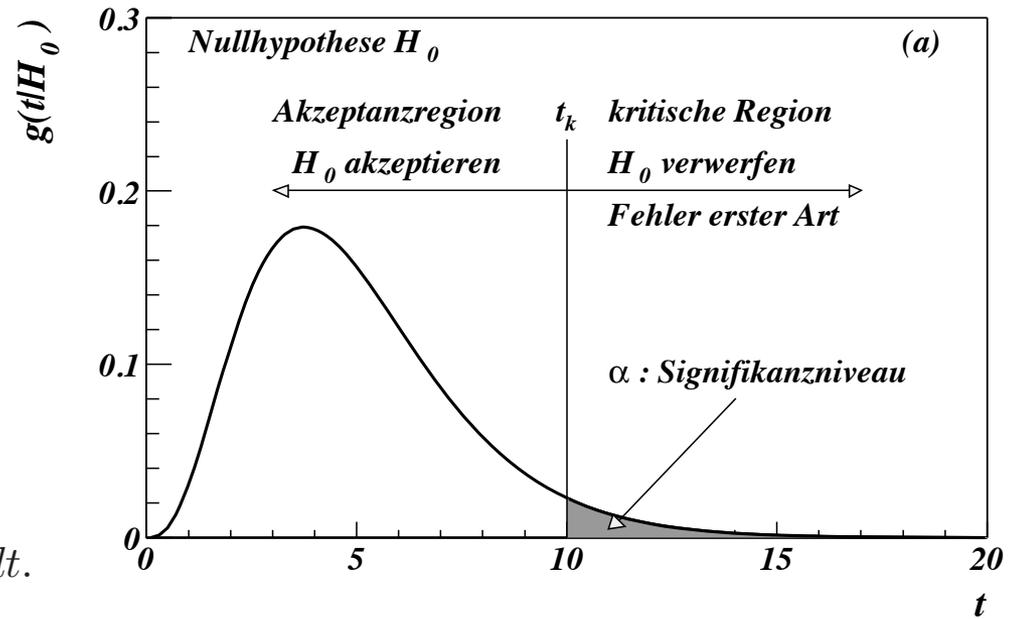
keine Verwerfung von  $H_0$ , Verwerfung von  $H_1$

# Grundbegriffe: Signifikanzniveau

kritische Region  $\Omega_k$

Akzeptanzregion  $\Omega - \Omega_k$

$$\alpha = \int_{\Omega_k} g(\vec{t}|H_0) d\vec{t}. \quad \alpha = \int_{t_k}^{\infty} g(t|H_0) dt.$$



$\alpha$ : Signifikanzniveau, Fehler erster Art

ist Wahrscheinlichkeit  $H_0$  zu verwerfen, obwohl die Hypothese wahr ist

Bemerkung:  $\alpha$  (=5%, 10%, 1%,  $2.85 \times 10^{-7}$ ) vor Experiment festlegen,  
wenn  $H_0$  verworfen/getestet werden soll

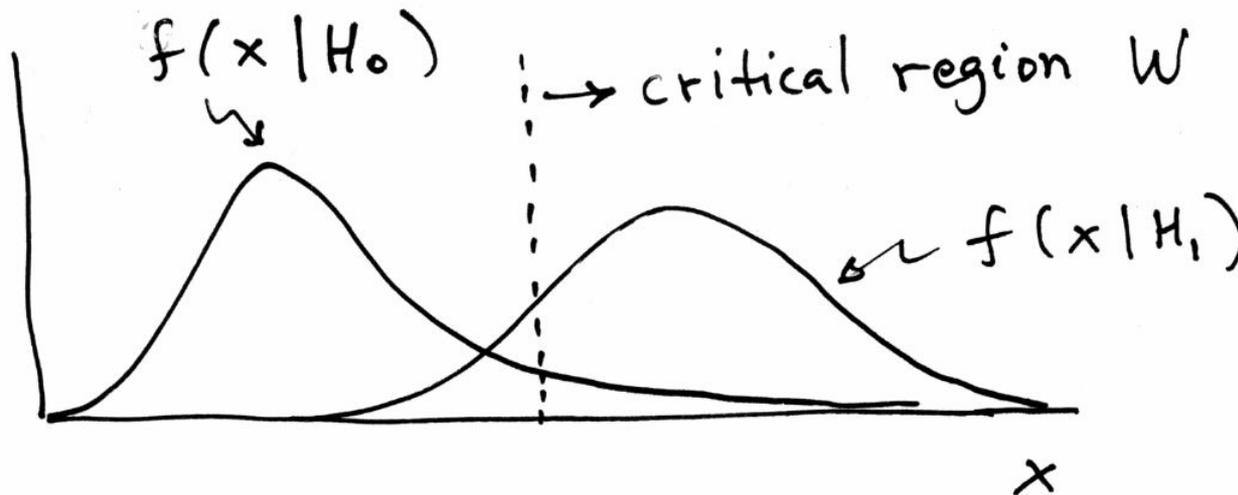
$\alpha$  ist keine Zufallsvariable sondern ein festgelegter Wert

# Definition der Kritischen Region

Aber im allgemeinen gibt es unendliche viele Möglichkeiten kritische Regionen zu wählen, die alle das gleiche Signifikanzniveau  $\alpha$  besitzen.

Also muss die Wahl der kritischen Region für die Nullhypothese  $H_0$  die Alternativhypothese  $H_1$  berücksichtigen.

Ungefähr ausgedrückt heisst das Kriterium: wähle die kritische Region so, dass es eine kleine Wkt gibt dort eine Messung zu finden, wenn  $H_0$  wahr ist, aber eine große, wenn  $H_1$  wahr ist.



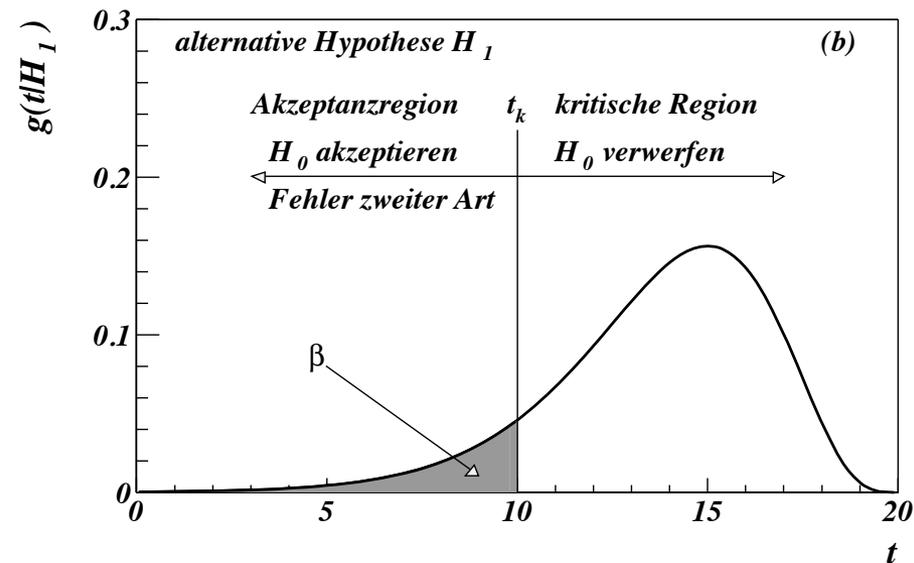
# Grundbegriffe: Mächtigkeit

kritische Region  $\Omega_k$

Akzeptanzregion  $\Omega - \Omega_k$

$$\beta = \int_{\Omega - \Omega_k} g(\vec{t} | H_1) d\vec{t}.$$

$$\beta = \int_{-\infty}^{t_k} g(t | H_1) dt.$$



$\beta$ : Fehler zweiter Art

$1-\beta$ : Mächtigkeit des Tests

$\beta$  ist Wkt  $H_1$  zu verwerfen obwohl die Hypothese wahr ist

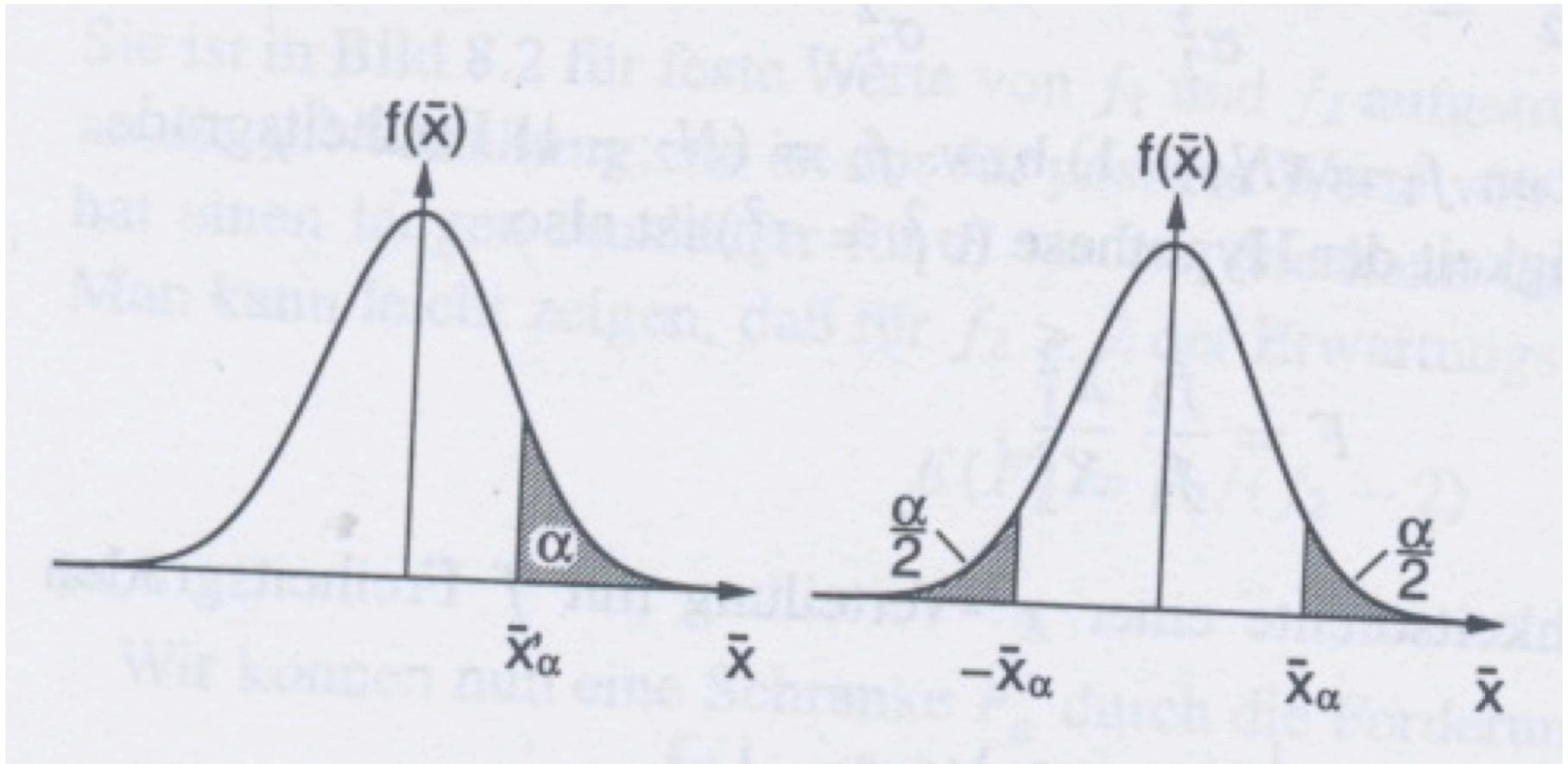
$1-\beta$  ist Wkt.  $H_1$  zu akzeptieren, wenn Hypothese wahr ist

Ziel:  $\alpha, \beta$  minimieren (ideal = 0) und  $1-\beta$  maximieren (ideal=1)

nicht gleichzeitig möglich  $\rightarrow$  Kompromiss

Wahl der besten kritischen Region/Teststatistik für gegebenes  $\alpha$

# Ein- und zweiseitige Tests



Je nach Problem sind Abweichungen in beide Richtungen interessant  
→ dann zweiseitiger Test z.B. Toleranzen in der industriellen Produktion

verteile das Signifikanzniveau i.a. zur Hälfte auf Ausläufer nach oben u. unten

# Eigenschaften von Hypothesentests

Gegeben Nullhypothese  $H_0$  und Signifikanzniveau  $\alpha$

a) bester Test bzgl. Alternativhypothese  $H_1$

maximale Mächtigkeit  $1-\beta$  unter  $H_1$

b) gleichmäßig bester Test

maximale Mächtigkeit  $1-\beta$  unter allen Alternativhypothesen

c) unverzerrter Test

Mächtigkeit  $1-\beta > \alpha$  für alle Alternativhypothesen

# Illustratives Beispiel

Test der Hypothese, dass eine Gauss-WDF mit bekannter Varianz  $\sigma^2$  den Mittelwert  $\lambda = \lambda_0$  hat.

Stichprobe vom Umfang  $n$  (für Illustration = 2):  $x_1, x_2, \dots$

Teststatistik: arithmetischer Mittelwert  $\bar{x} = \frac{1}{n}(x_1 + x_2 + \dots + x_n)$

folgt Gauss-Verteilung mit Mittelwert  $\lambda$  und Varianz  $\sigma^2/n$

$$f(\bar{x}; \lambda_0) = \frac{\sqrt{n}}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left(-\frac{n}{2\sigma^2}(\bar{x} - \lambda_0)^2\right)$$

Wahl von vier kritischen Regionen mit gleichem Signifikanzniveau  $\alpha$

$$\begin{array}{ll} U_1 : \bar{x} < \lambda^I \text{ und } \bar{x} > \lambda^{II} & \text{mit } \int_{-\infty}^{\lambda^I} f(\bar{x}) d\bar{x} = \int_{\lambda^{II}}^{\infty} f(\bar{x}) d\bar{x} = \frac{1}{2}\alpha ; \\ U_2 : \bar{x} > \lambda^{III} & \text{mit } \int_{\lambda^{III}}^{\infty} f(\bar{x}) d\bar{x} = \alpha ; \\ U_3 : \bar{x} < \lambda^{IV} & \text{mit } \int_{-\infty}^{\lambda^{IV}} f(\bar{x}) d\bar{x} = \alpha ; \\ U_4 : \lambda^V \leq \bar{x} < \lambda^{VI} & \text{mit } \int_{\lambda^V}^{\lambda_0} f(\bar{x}) d\bar{x} = \int_{\lambda_0}^{\lambda^{VI}} f(\bar{x}) d\bar{x} = \frac{1}{2}\alpha . \end{array}$$

# Illustratives Beispiel

Reihen: 4 verschiedene  
kritische Regionen

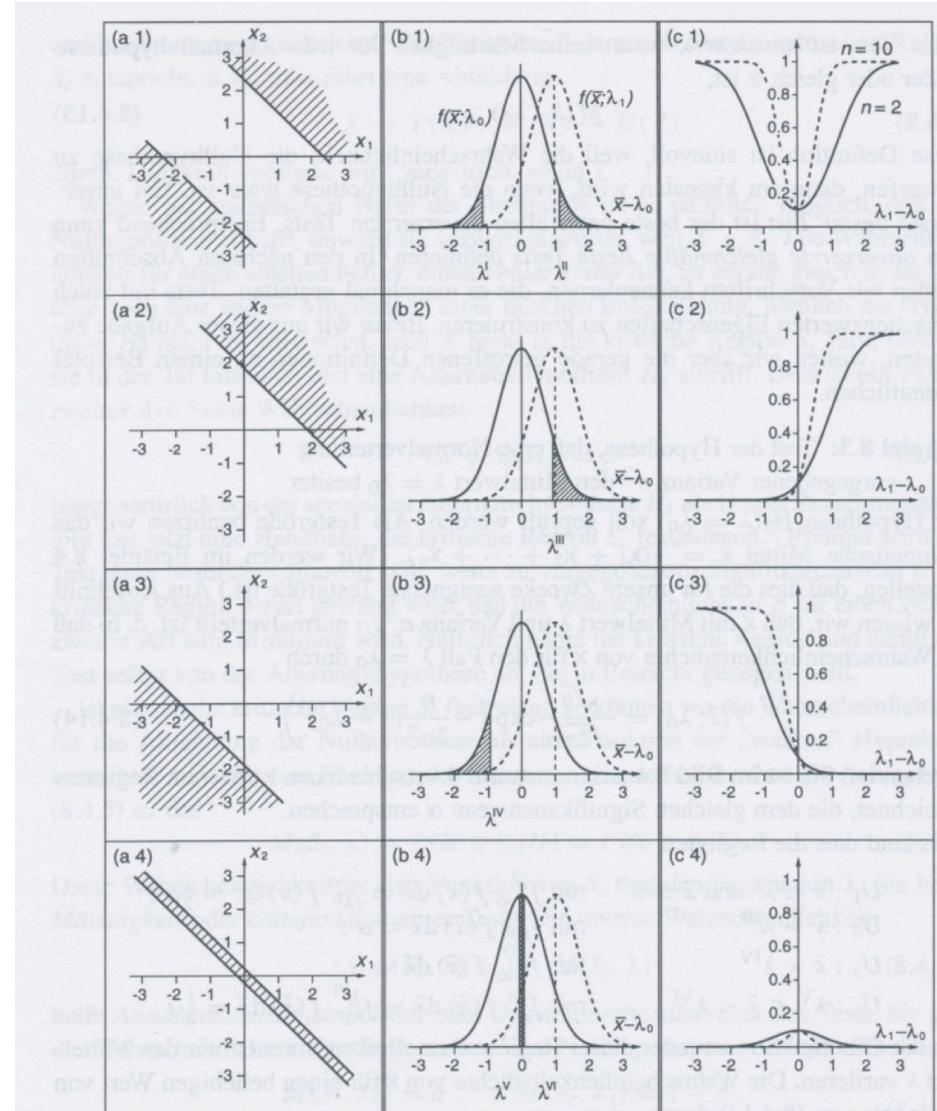
linke Spalte:  
kritische Regionen für  $n=2$   
im Stichprobenraum

mittlere Spalten:  
WDFs für Teststatistik für  $H_0$  und  $H_1$

$$\lambda = \lambda_1 = \lambda_0 + 1$$

+ kritische Regionen

rechte Spalte:  
Mächtigkeit für  
 $n=2$  und  $n=10$



**Bild 8.4:** Kritische Region im Raum  $E$  (a), kritische Region der Testfunktion (b) und Gütefunktion (c) des Tests aus Beispiel 8.3.

# Illustratives Beispiel

U1 ist unverzerrter Test

U2: mächtiger für  $\lambda_1 > \lambda_0$

U3: mächtiger für  $\lambda_1 < \lambda_0$

U4: kein guter Test  
maximale Mächtigkeit für  
 $\lambda_1 = \lambda_0$

keiner von U1 bis U3  
ist ein gleichmäßig bester Test

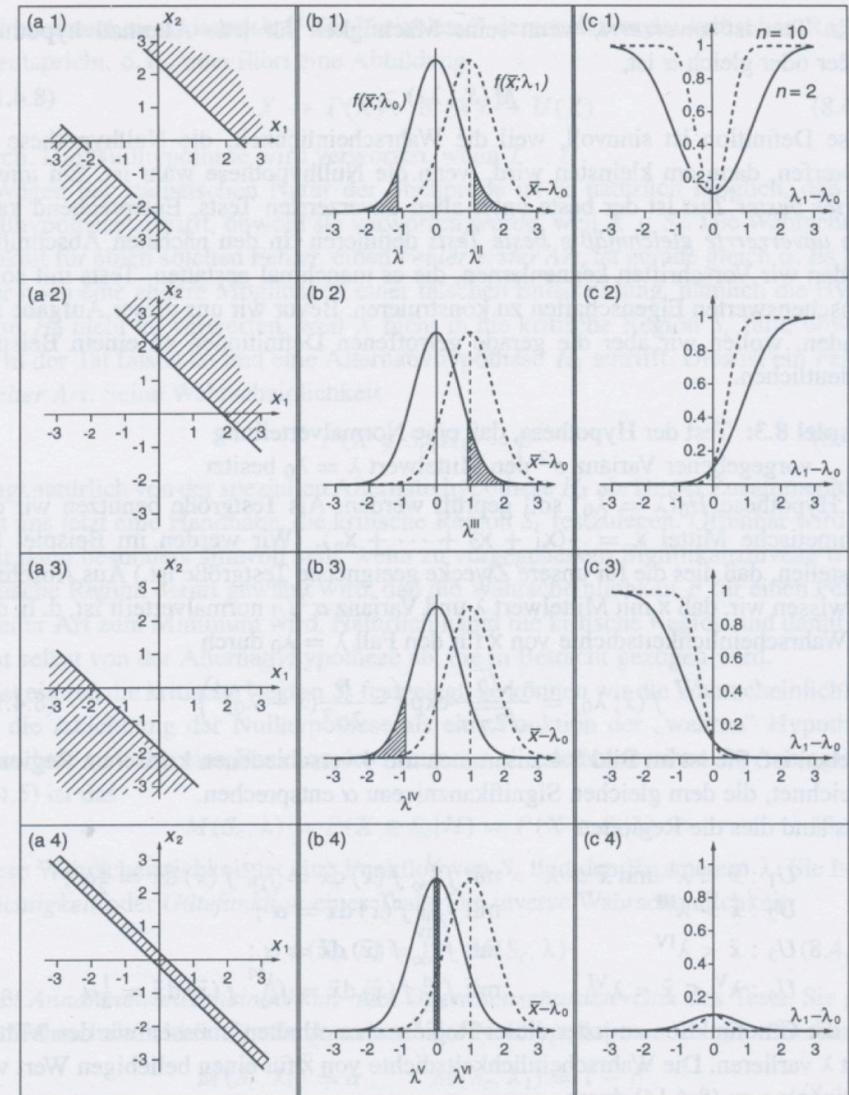
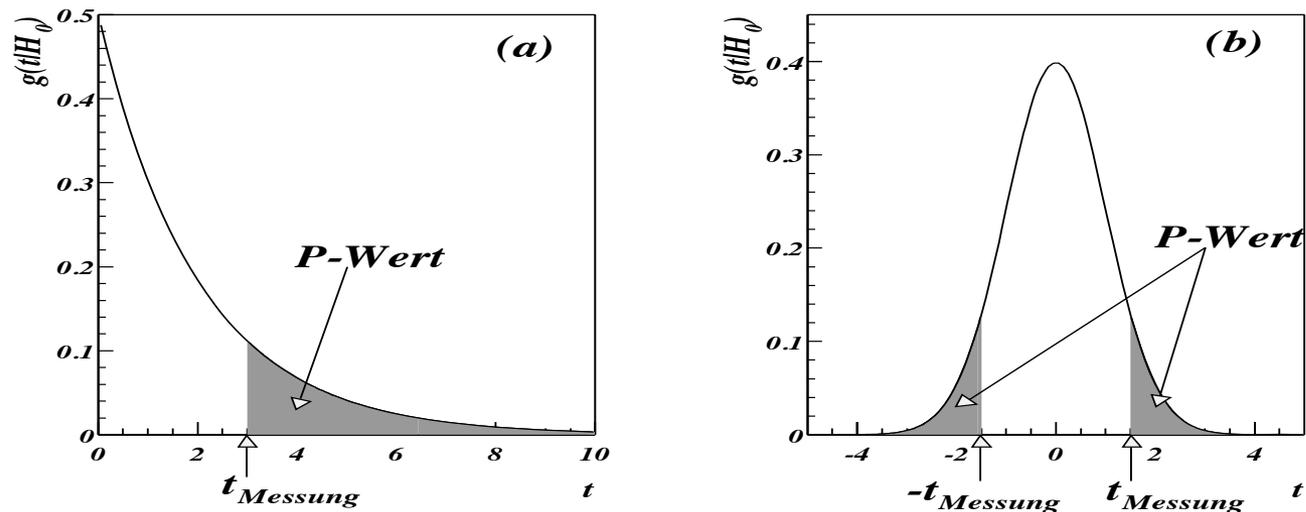


Bild 8.4: Kritische Region im Raum  $E$  (a), kritische Region der Testfunktion (b) und Gütefunktion (c) des Tests aus Beispiel 8.3.

# Grundlegende Begriffe: P-Werte

P-Wert: Wahrscheinlichkeit eine Stichprobe zu beobachten, die genauso verträglich oder weniger verträglich mit der Nullhypothese wie die aktuelle Messung/Beobachtung



$t=0$  für perfekte Übereinstimmung zwischen Daten und  $H_0$

links: einseitiger P-Wert    rechts: zweiseitiger P-Wert

# Grundlegende Begriffe: Bemerkungen zum P-Wert

P-Wert ist Zufallsvariable (vgl.: Signifikanzniveau  $\alpha$  vor Messung fixiert)

Wenn P-Wert = Signifikanzniveau  $\alpha$ , dann gilt  $t_{\text{Messung}} = t_{\text{kritisch}}$

P-Wert auch beobachtetes Signifikanzniveau genannt

1-P-Wert = Vertrauensniveau des Tests (“confidence level”)

P-Wert = 5% dann ausgeschlossen mit 95% Vertrauensniveau

wenn P-Wert < Signifikanzniveau  $\alpha$ , dann Hypothese  $H_0$  verwerfen

Achtung vor Fehlinterpretationen:

P-Wert ist nicht Wkt., dass  $H_0$  falsch ist

1-P-Wert ist nicht Wkt., dass  $H_0$  wahr ist

# Ein einfaches Beispiel

Bewertung der Fairness eines Würfels

Stichprobe aus  $n$  Münzwürfen

$n_K$  = Anzahl des Auftretens von “Kopf”

$n_Z = n - n_K$  = Anzahl des Auftretens von “Zahl”

$H_0$ : Münze ist fair, d.h.  $p_K = 0,5$   $p_Z = 0,5$

Signifikanzniveau auf  $\alpha = 5\%$  fixiert

Teststatistik:  $t = n_K$  folgt einer Binomialverteilung

Annahme:  $n=20$  (fix) , Beobachtung  $n_K=17$   $E[n_K] = 10$

zweiseitiger P-Wert =  $\sum_0^3 f_{\text{Bin}}(n_K;20) + \sum_{17}^{20} f_{\text{Bin}}(n_K;20) = 0.26\%$

→ Nullhypothese “fairer Würfel” verwerfen

Achtung: Sei ZV  $n_{\text{Versuche}}$  bis 3x “Zahl” und 3 x “Kopf” erscheint.

$n_{\text{Versuche}} = 20$   $P_{H_0} = 0.072\%$  “optional stopping”-Problem