

## 11 Neyman-Pearson-Tests (NP-Tests)

Es sei  $\Theta_0 = \{\vartheta_0\}$   $\Theta_1 = \{\vartheta_1\}$ ,  $f_j$  sei die Dichte von  $P_{\vartheta_j}$  bezüglich dem Maß  $\mu$  auf  $\mathfrak{X}$ .

### 11.1 Definition

$\varphi$  heißt NP-Test für  $H_0 : \vartheta = \vartheta_0$  gegen  $H_1 : \vartheta = \vartheta_1$   
 $:\Leftrightarrow \exists c \geq 0 \exists \gamma \in [0, 1]$  mit

$$(1) \quad \varphi(x) = \begin{cases} 1, & \text{falls } f_1(x) > cf_0(x) \\ \gamma, & \text{falls } f_1(x) = cf_0(x) \\ 0, & \text{falls } f_1(x) < cf_0(x) \end{cases}$$

Beachte<sup>28</sup>:  $E_{\vartheta_0}(\varphi) = P_{\vartheta_0}(f_1 > cf_0) + \gamma P_{\vartheta_0}(f_1 = cf_0)$

$$(2) \quad Q(x) := \begin{cases} \frac{f_1(x)}{f_0(x)} & , \text{ falls } f_0(x) > 0 \\ \infty & , \text{ falls } f_0(x) = 0 \end{cases}$$

$$\tilde{\varphi}(x) = \begin{cases} 1 & , \text{ falls } Q(x) > c \\ \gamma & , \text{ falls } Q(x) = c \\ 0 & , \text{ falls } Q(x) < c \end{cases}$$

$$\begin{aligned} [\text{falls } f_0(x) > 0 & \Rightarrow \varphi(x) = \tilde{\varphi}(x) \\ \text{falls } f_0(x) = 0, f_1(x) > 0 & \Rightarrow \varphi(x) = \tilde{\varphi}(x) \\ \text{falls } f_0(x) = 0, f_1(x) = 0 & \Rightarrow \varphi(x) \neq \tilde{\varphi}(x)] \end{aligned}$$

Es gilt:  $\{f_0 > 0\} \cup \{f_1 > 0\} \subset \{\varphi = \tilde{\varphi}\}$

$$\Rightarrow P_{\vartheta_1}(\varphi = \tilde{\varphi}^*) = P_{\vartheta_1}(\varphi = \tilde{\varphi}) = 1$$

Beachte:  $E_{\vartheta_0}(\tilde{\varphi}) = P_{\vartheta_0}(Q > c) + \gamma P_{\vartheta_0}(Q = c)$

### 11.2 Satz

Der Test aus 11.1(1) ist bester Test zum Niveau  $\alpha := E_{\vartheta_0}(\varphi)$ .

Beweis:

Sei  $\Psi$  beliebiger Test mit  $E_{\vartheta_0}(\Psi) \leq \alpha$ .

Zu zeigen:

$$E_{\vartheta_1}(\varphi) \geq E_{\vartheta_1}(\Psi)$$

---

<sup>28</sup>Niveau

Sei  $M^{(+)} := \{x : \varphi(x) > \Psi(x)\}$ ,  $M^{(-)} := \{x : \varphi(x) < \Psi(x)\}$ ,  
 $M^{(=)} := \{x : \varphi(x) = \Psi(x)\}$

$$x \in M^{(+)} \Rightarrow \varphi(x) > 0 \Rightarrow f_1(x) \geq cf_0(x)$$

$$x \in M^{(-)} \Rightarrow \varphi(x) < 1 \Rightarrow f_1(x) \leq cf_0(x)$$

$$\begin{aligned} \Rightarrow E_{\vartheta_1}(\varphi - \Psi) &= \int_{\mathfrak{X}} (\varphi(x) - \Psi(x)) f_1(x) \mu(dx) \\ &= \int_{M^{(+)}} \underbrace{(\varphi(x) - \Psi(x))}_{>0} \underbrace{f_1(x)}_{\geq cf_0} d\mu(x) \\ &\quad + \int_{M^{(-)}} \underbrace{(\varphi - \Psi)}_{<0} \underbrace{f_1}_{\leq cf_0} d\mu + \underbrace{\int_{M^{(=)}} (\varphi - \Psi) f_1 d\mu}_{=0} \\ &\geq \int_{M^{(+)}} (\varphi - \Psi) cf_0 d\mu + \int_{M^{(-)}} (\varphi - \Psi) cf_0 d\mu \\ &\quad + \int_{M^{(=)}} (\varphi - \Psi) cf_0 d\mu \\ &= c \int_{\mathfrak{X}} (\varphi - \Psi) f_0 d\mu \\ &= \underbrace{c}_{\geq 0} \underbrace{[E_{\vartheta_0}(\varphi) - E_{\vartheta_0}(\Psi)]}_{\geq 0} \\ &\geq 0 \end{aligned}$$

### 11.3 Bemerkung

Beweis deckt auch den Fall  $\varphi(x) = \gamma(x)$ , falls  $f_1(x) = cf_0(x)$  ab

### 11.4 Lemma von Neyman-Pearson

- a) Zu jedem  $\alpha \in (0, 1)$  existiert ein NP-Test  $\varphi$  der Form 11.1(1).
- b) Ist  $\Psi$  ebenfalls bester Test zum Niveau  $\alpha$ ,  
 so gilt mit  $\varphi$  aus (a) und  $D = \{x : f_1(x) \neq cf_0(x)\}$

$$\varphi(x) = \Psi(x) \text{ für } \mu\text{-fast alle } x \in D$$

Beweis:

a) Sei  $Q$  wie in 11.1(2). Zu zeigen:

$$\exists c \geq 0 \exists \gamma \in [0, 1] \text{ mit } P_{\vartheta_0}(Q > c) + \gamma P_{\vartheta_0}(Q = c) = \alpha \quad (*)$$

Sei  $F_0(t) := P_{\vartheta_0}(Q \leq t)$  die Verteilungsfunktion von  $Q$  unter  $\vartheta_0$ .

Dann wird  $(*)$  zu  $1 - F_0(c) + \gamma(F_0(c) - F_0(c-0)) \stackrel{!}{=} \alpha$ .

Setze  $c := F_0^{-1}(1 - \alpha)$  und

$$\gamma := \begin{cases} 0, & \text{falls } F_0(c) = F_0(c-0) \\ \frac{F_0(c) - (1 - \alpha)}{F_0(c) - F_0(c-0)}, & \text{sonst} \end{cases}$$

b) siehe Pruscha, Vorlesungen über Mathematische Statistik, S. 225

Beispiel: (Poissonverteilung)

$X \sim Po(\lambda)$ ,  $(\lambda > 0)$ ,  $0 < \lambda_0 < \lambda_1$

$$H_0 : \lambda = \lambda_0, \quad H_1 : \lambda = \lambda_1$$

$$f(x, \lambda) = e^{-\lambda} \frac{\lambda^x}{x!} \quad x = 1, 2, \dots$$

$\Rightarrow$  Dichtequotient ist

$$T(x) = \frac{f(x, \lambda_1)}{f(x, \lambda_0)} = \underbrace{\left(\frac{\lambda_1}{\lambda_0}\right)^x}_{>1} e^{-(\lambda_1 - \lambda_0)}$$

streng monoton wachsend in  $x$ .

$\Rightarrow$  Bereich  $\{T(x) > c\}$  bzw.  $\{T(x) = c\}$  kann umgeschrieben werden in  $\{x > k\}$  bzw.  $\{x = k\}$ .

NP-Test

$$\varphi(x) = \begin{cases} 1 & , \quad x > k \\ \gamma & , \quad x = k \\ 0 & , \quad x < k \end{cases}$$

für  $\alpha \in (0, 1)$  wähle  $k \in \mathbb{N}_0$ ,  $\gamma \in [0, 1]$  so, dass

$$P_{\lambda_0}(X > k) + \gamma P_{\lambda_0}(X = k) \stackrel{!}{=} \alpha$$

zum Beispiel  $\alpha = 0,05$ ,  $\lambda_0 = 1$  :

$$P_{\lambda_0}(X = 3) = 0,0613, \quad P_{\lambda_0}(X > 3) = 0,0190$$

$$\Rightarrow P_{\lambda_0}(X \geq 3) > 0,05$$

$$P_{\lambda_0}(X > 3) + \gamma P_{\lambda_0}(X = 3) \stackrel{!}{=} 0,05$$

$$\Rightarrow \gamma = \frac{\alpha - P_{\lambda_0}(X > 3)}{P_{\lambda_0}(X = 3)} = 0,5057$$

Bemerkung:

Wird bei der konkreten Testdurchführung z.B. der Wert  $x = 3$  beobachtet, so wird in der Praxis der sogenannte p-Wert

$$\begin{aligned} p^*(x) &= p^*(3) \\ &= P_{\lambda_0}(\text{„mindestens so extremes Ergebnis wie das beobachtete“}) \\ &= P_{\lambda_0}(X \geq 3) \\ &= 0,0803 \end{aligned}$$

$[p^*(2) > 0,1, p^*(4) = 0,019, \text{ usw}]$  angegeben.

Bei diesem Vorgehen wird das Problem der Randomisierung umgangen:

Ist zum Beispiel  $\alpha = 0,05$  gewählt, so entscheidet man bei  $p^*(x) \leq 0,05$  gegen die Hypothese.

Bei  $p^*(x) > 0,05$  wird die Hypothese nicht verworfen.

Im Folgenden: „Loslösen“ vom Fall  $|\Theta_0| = 1 = |\Theta_1|$

Sei  $\{P_{\vartheta} : \vartheta \in \Theta\}$  dominiert durch  $\sigma$ -endliches Maß  $\mu$  auf  $\mathcal{B}$ .

$$f(x, \vartheta) = \frac{dP_{\vartheta}}{d\mu}(x)$$

$\Theta \subset \mathbb{R}^1$ ,  $\Theta$  offen

**11.5 Definition**

Es sei  $T : \mathfrak{X} \rightarrow \mathbb{R}$  messbar mit  $\forall \vartheta, \vartheta' \in \Theta$  mit  $\vartheta < \vartheta'$  existiert eine monoton wachsende Funktion  $g(\cdot, \vartheta, \vartheta') : \mathbb{R} \rightarrow [0, \infty]$  mit

$$\frac{f(x, \vartheta')}{f(x, \vartheta)} = g(T(x), \vartheta, \vartheta'), \quad x \in \mathfrak{X}$$

Dann heißt  $\{P_{\vartheta} : \vartheta \in \Theta\}$  **Klasse mit monotonem Dichtequotienten (DQ) in T**.

Falls  $f(x, \vartheta') > f(x, \vartheta) = 0$ , so  $\frac{f(x, \vartheta')}{f(x, \vartheta)} := \infty$ .

### 11.6 Beispiel

Sei

$$f(x, \vartheta) = c(\vartheta) \cdot e^{q(\vartheta)T(x)} \cdot h(x), \quad x \in \mathfrak{X}$$

(einparametrische Exponentialfamilie)

Ist  $q : \Theta \rightarrow \mathbb{R}$  streng monoton wachsend und gilt  $\text{Var}_{\vartheta}(T) > 0 \quad \forall \vartheta \in \Theta$  (\*),  
so ist  $\{P_{\vartheta} : \vartheta \in \Theta\}$  Klasse mit monotonem DQ in T.

Beweis:

(i) Aus (\*) folgt Injektivität von  $\Theta \ni \vartheta \rightarrow P_{\vartheta}$ :

Annahme:  $\vartheta \neq \vartheta'$  und  $P_{\vartheta} = P_{\vartheta'}$

$$\Rightarrow f(\cdot, \vartheta) = f(\cdot, \vartheta') \quad \mu\text{-f.ü.}$$

$$\Rightarrow \log c(\vartheta) + q(\vartheta) \cdot T(x) = \log c(\vartheta') + q(\vartheta') \cdot T(x) \quad \mu\text{-f.ü.}$$

$$\Rightarrow T(x) = \frac{\log c(\vartheta') - \log c(\vartheta)}{q(\vartheta) - q(\vartheta')} \quad \mu\text{-f.ü.}$$

$$\Rightarrow \text{Var}(T) = 0$$

Widerspruch zu (\*)!

(ii)  $\vartheta < \vartheta'$

$$\Rightarrow \frac{f(x, \vartheta')}{f(x, \vartheta)} = \frac{c(\vartheta')}{c(\vartheta)} \exp(\underbrace{(q(\vartheta') - q(\vartheta)) \cdot T(x)}_{>0}) =: g(T(x), \vartheta, \vartheta')$$

Spezialfall:  $\text{Bin}(n, \vartheta)$ ,  $0 < \vartheta < 1$

$$f(x, \vartheta) = \binom{n}{x} \vartheta^x (1 - \vartheta)^{n-x} = (1 - \vartheta)^n e^{xq(\vartheta)} \binom{n}{x}$$

wobei  $q(\vartheta) = \log \frac{\vartheta}{1-\vartheta}$  streng monoton wachsend in  $\vartheta$  ist.

$\Rightarrow$  monotoner DQ in  $T(x) = x$ ,  $x \in \{0, \dots, n\}$

In der Situation von 11.5 sei  $H_0 : \vartheta \leq \vartheta_0$  gegen  $H_1 : \vartheta > \vartheta_0$  zu testen.  
( $\vartheta_0 \in \Theta$  vorgegeben)

Für  $c^* \in \mathbb{R}$  und  $\gamma^* \in [0, 1]$  sei

$$(*) \quad \varphi^*(x) = \begin{cases} 1, & T(x) > c^* \\ \gamma^*, & T(x) = c^* \\ 0, & T(x) < c^* \end{cases}$$

$$\Rightarrow E_{\vartheta_0}(\varphi^*) = P_{\vartheta_0}(T > c^*) + \gamma^* P_{\vartheta_0}(T = c^*)$$

**11.7 Satz**

Die Klasse  $\{P_\vartheta : \vartheta \in \Theta\}$ ,  $\Theta \subset \mathbb{R}^1$ , besitze monotonen DQ in T. Dann gilt:

- a) Ist  $\varphi^*$  von der Form  $(*)$  mit  $\alpha := E_{\vartheta_0}(\varphi^*) > 0$ , so ist  $\varphi^*$  UMP-Test für  $H_0$  gegen  $H_1$ .
- b) Zu vorgegebenem  $\vartheta_0 \in \Theta$  und  $\alpha \in (0, 1)$  existieren  $c^* \in \mathbb{R}, \gamma^* \in [0, 1]$ , so dass  $\varphi^*$  aus  $(*)$  ein Test zum Umfang  $\alpha$  ist.
- c) Die Gütefunktion  $E_\vartheta \varphi^*$  ist monoton wachsend und auf  $\{\vartheta : 0 < E_\vartheta \varphi^* < 1\}$  streng monoton.

Beweis:

- a) Sei  $\vartheta_1 \in \Theta$  mit  $\vartheta_1 > \vartheta_0$  beliebig.

$$H'_0 : \vartheta = \vartheta_0 \text{ gegen } H'_1 : \vartheta = \vartheta_1$$

Sei  $f_j(x) := f(x, \vartheta_j)$ . Wegen

$$\frac{f_1(x)}{f_0(x)} = g(T(x), \vartheta_0, \vartheta_1)$$

existiert zu  $c^*$  ein  $c := g(c^*, \vartheta_0, \vartheta_1)$  mit

$$\{x : \frac{f_1(x)}{f_0(x)} > c\} \subset \{x : T(x) > c^*\}$$

$$\{x : \frac{f_1(x)}{f_0(x)} < c\} \subset \{x : T(x) < c^*\}$$

[Echte Teilmengen, denn aus  $T(x) > c^*$  folgt  $g(T(x), \vartheta_0, \vartheta_1) \geq c$ .]

Aus

$$\begin{aligned} 0 < \alpha &= E_{\vartheta_0} \varphi^* \\ &= P_{\vartheta_0}(T > c^*) + \gamma^* P_{\vartheta_0}(T = c^*) \\ &\leq P_{\vartheta_0}(T \geq c^*) \\ &= P_{\vartheta_0}\left(\frac{f_1(x)}{f_0(x)} \geq c\right) \end{aligned}$$

folgt  $c < \infty$ . [Denn:  $P_{\vartheta_0}(\frac{f_1(x)}{f_0(x)} = \infty) = 0$ ]

Für  $\varphi^*$  aus (\*) gilt

$$(**) \quad \varphi^*(x) = \begin{cases} 1, & \frac{f_1(x)}{f_0(x)} > c \\ \gamma(x), & \frac{f_1(x)}{f_0(x)} = c \\ 0, & \frac{f_1(x)}{f_0(x)} < c \end{cases}$$

mit  $\gamma(x) \in \{0, 1, \gamma^*\}$ .

Nach 11.2 und 11.3 ist  $\varphi^*$  bester Test für  $H'_0$  gegen  $H'_1$  zum Niveau  $\alpha = E_{\vartheta_0}(\varphi^*)$ .

Da  $\varphi^*$  in (\*) nicht von  $\vartheta_1$  abhängt, ist (a) für  $H'_0$  gegen  $H_1 : \vartheta > \vartheta_0$  bewiesen.

Teil (c)  $\Rightarrow E_{\vartheta}\varphi^* \leq \alpha \forall \vartheta \leq \vartheta_0$ , d.h. Test  $\varphi^*$  ist UMP-Test für  $H_0$  gegen  $H_1$  zu  $\alpha := E_{\vartheta_0}\varphi^*$ .

b) Analog zu 11.4(a).

Nach (c) gilt  $\sup_{\vartheta \in \Theta_0} E_{\vartheta}\varphi^* = E_{\vartheta_0}\varphi^* = \alpha$ , d.h. der Test hat Umfang  $\alpha$ .

c) Sei  $\vartheta_1 < \vartheta_2$  beliebig,  $\alpha_1 := E_{\vartheta_1}\varphi^*$ .

Analog zu 11.7 (\*\*) ist  $\varphi^*$  NP-Test für  $H_0^* : \vartheta = \vartheta_1$  gegen  $H_1^* : \vartheta = \vartheta_2$ .

Da  $\varphi^*$  besser als  $\varphi_1 := \alpha_1$  folgt

$$\alpha_1 = E_{\vartheta_2}(\varphi_1) \leq E_{\vartheta_2}(\varphi^*)$$

d.h.  $E_{\vartheta}(\varphi^*)$  monoton wachsend.

(Für strenge Monotonie siehe Pruscha, S. 230)

#### Anmerkung:

Die Tests in (\*) und (\*\*) sind äquivalent.  $\varphi^*$  in (\*) hängt nicht von  $\vartheta_1$  ab, also hängt auch der Test in (\*\*) nicht von  $\vartheta_1$  ab. Dies ist jedoch nicht beweisbar, da  $\vartheta_1$  sowohl in  $f_1(x)$  als auch in  $c = c(\vartheta_0, \vartheta_1)$  eingeht.

Beide Tests haben gleichen Ablehnbereich!

### 11.8 Bemerkung

a) Testproblem  $H_0 : \vartheta \geq \vartheta_0$  gegen  $H_1 : \vartheta < \vartheta_0$  analog.

[ $\vartheta$  durch  $-\vartheta$  und T durch -T ersetzen  $\Rightarrow$  in (\*) werden  $<$  und  $>$  vertauscht]

b) Für **zweiseitiges Testproblem**  $H_0 : \vartheta = \vartheta_0$  gegen  $H_1 : \vartheta \neq \vartheta_0$  existiert i.A. kein UMP-Test zum Niveau  $\alpha$ .

Ein solcher Test  $\varphi^*$  wäre

(i) UMP-Test für  $H_0 : \vartheta = \vartheta_0$  gegen  $H_1^> : \vartheta > \vartheta_0$

$$\Rightarrow E_{\vartheta} \varphi^* < \alpha \quad \forall \vartheta < \vartheta_0$$

( $\hat{=} H_0$ )

(ii) UMP-Test für  $H_0 : \vartheta = \vartheta_0$  gegen  $H_1^< : \vartheta < \vartheta_0$

$$\Rightarrow E_{\vartheta} \varphi^* > \alpha \quad \forall \vartheta < \vartheta_0$$

( $\hat{=} H_1$ )

Widerspruch!

## 11.9 Beispiel (Der einseitige Gauss-Test)

Sei  $X = (X_1, \dots, X_n)$ ,  $X_1, \dots, X_n \stackrel{iid}{\sim} \mathcal{N}(\mu, \sigma_0^2)$ ,  $\sigma_0^2$  bekannt. Da

$$\begin{aligned} \frac{f(x, \mu_1, \sigma_0^2)}{f(x, \mu_0, \sigma_0^2)} &= \frac{\exp(-\frac{1}{2\sigma_0^2} \sum_{j=1}^n (x_j - \mu_1)^2)}{\exp(-\frac{1}{2\sigma_0^2} \sum_{j=1}^n (x_j - \mu_0)^2)} \\ &= \exp\left(\frac{\mu_1 - \mu_0}{\sigma_0^2} \underbrace{\sum_j x_j}_{=T(x)} - \frac{n(\mu_1^2 - \mu_0^2)}{2\sigma_0^2}\right) \end{aligned}$$

streng monoton wachsend in  $T(x) = \sum_j x_j$  ist für  $\mu_1 > \mu_0$ , besitzt

$\{\otimes \mathcal{N}(\mu, \sigma_0^2) : \mu \in \mathbb{R}\}$  monotonen DQ in  $T(x) = \sum_{j=1}^n x_j$

Als UMP-Test zum Niveau  $\alpha$  für  $H_0 : \mu \leq \mu_0$  gegen  $H_1 : \mu > \mu_0$  ergibt sich

$$\varphi^*(x) = \begin{cases} 1, & \sum_j x_j > c^* \\ \gamma^*, & \sum_j x_j = c^* \\ 0, & \sum_j x_j < c^* \end{cases}$$

Da  $P_{\mu_0}(\sum_j X_j = c^*) = 0$  kann  $\gamma^* \in [0, 1]$  beliebig gewählt werden, z.B.  $\gamma^* = 0$ . Außerdem:

$$\begin{aligned} E_{\mu_0} \varphi^* &= P_{\mu_0}\left(\sum_{j=1}^n X_j > c^*\right) = P_{\mu_0}\left(\underbrace{\sqrt{n} \frac{\bar{X}_n - \mu_0}{\sigma_0}}_{\sim \mathcal{N}(0,1)} > \sqrt{n} \frac{c^* - \mu_0}{\sigma_0}\right) \stackrel{!}{=} \alpha \\ &\Rightarrow \sqrt{n} \frac{c^* - \mu_0}{\sigma_0} \stackrel{!}{=} z_{1-\alpha} := \Phi^{-1}(1 - \alpha) \end{aligned}$$

Ergebnis:

$$\varphi^*(x) = \begin{cases} 1, & \sqrt{n} \frac{\bar{x}_n - \mu_0}{\sigma_0} > z_{1-\alpha} \\ 0, & \sqrt{n} \frac{\bar{x}_n - \mu_0}{\sigma_0} \leq z_{1-\alpha} \end{cases}$$

ist UMP-Test zum Niveau  $\alpha$  für  $H_0 : \mu \leq \mu_0$  gegen  $H_1 : \mu > \mu_0$ .



### 11.10 Beispiel (UMP-Tests in einparametrischen Exponentialfamilien)

Sei  $f_1(x_1, \vartheta) = c(\vartheta)e^{\vartheta T(x)}h(x)$ ,  $X_1, \dots, X_n \stackrel{uiv}{\sim} f_1$ .

$$\Rightarrow f(x, \vartheta) = c(\vartheta)^n \exp(\vartheta \sum_i T(x_i)) \prod_i h(x_i)$$

und  $f$  hat monotonen DQ in  $\tilde{T}(x) = \sum_{j=1}^n T(x_j)$  (vgl. 11.6).

$\Rightarrow$  UMP-Test zum Niveau  $\alpha$  für  $H_0 : \vartheta \leq \vartheta_0$  gegen  $H_1 : \vartheta > \vartheta_0$  ist

$$\varphi^*(x) = \begin{cases} 1, & \tilde{T}(x) > c^* \\ \gamma^*, & \tilde{T}(x) = c^* \\ 0, & \tilde{T}(x) < c^* \end{cases}$$

wobei  $P_{\vartheta_0}(\tilde{T} > c^*) + \gamma^* P_{\vartheta_0}(\tilde{T} = c^*) \stackrel{!}{=} \alpha$ .

### 11.11 Korollar

Sei  $h = h(t)$  streng monoton wachsend,  $\tilde{T}(x) = h(T(x))$ .

In der Situation von 11.7 ist dann auch

$$\tilde{\varphi}^*(x) = \begin{cases} 1, & \tilde{T}(x) > \tilde{c}^* \\ \tilde{\gamma}^*, & \tilde{T}(x) = \tilde{c}^* \\ 0, & \tilde{T}(x) < \tilde{c}^* \end{cases}$$

mit  $\tilde{c}^*, \underbrace{\tilde{\gamma}^*}_{\in [0,1]}$  gemäß  $E_{\vartheta_0} \tilde{\varphi}^* \stackrel{!}{=} \alpha$  UMP-Test zum Niveau  $\alpha$  für  $H_0$  gegen  $H_1$ .