

Statistische Hypothesentests

- Allgemeines
- Tests in normalverteilten Grundgesamtheiten
- Asymptotische Tests

- **Einfache (statistische) (Verteilungs-) Hypothese:**

$H : X$ folgt der Verteilung $F_X(x; \theta)$ mit $\theta = \theta_0$.

- **Beispiel:** Sei X_1, \dots, X_n einfache Zufallsstichprobe aus normalverteilter Grundgesamtheit mit unbekanntem Mittelwert und bekannter Varianz $\sigma^2 = 36$.

Einfache Hypothese:

$$H : \mu = 1000.$$

Mögliche Prüfgröße: Stichprobenmittel \bar{X}_n .

Mögliche Entscheidungsregel: Lehne Hypothese ab, wenn Stichprobenmittel \bar{X}_n kleiner ist als 950 bzw. größer ist als 1100.

Allgemeines zu Tests

- **Statistischer Test:** Verfahren (**Entscheidungsregel**),
 - mit dem auf Basis einer einfachen Stichprobe X_1, X_2, \dots, X_n
 - anhand einer geeigneten Stichprobenfunktion (= **Teststatistik** oder **Prüfgröße**) $T_n(X_1, \dots, X_n)$ entschieden wird,
 - ob eine Behauptung (= **statistische Hypothese**) bezüglich der Verteilung der Grundgesamtheit
 - abgelehnt wird oder nicht.

- **Zusammengesetzte Hypothese:**

$H : X$ folgt der Verteilung $F_X(x; \theta)$ mit $\theta \geq \theta_0$.

oder

$H : X$ folgt der Verteilung $F_X(x; \theta)$ mit $\theta \leq \theta_0$.

oder

$H : X$ folgt der Verteilung $F_X(x; \theta)$ mit $\theta \neq \theta_0$.

- **Beispiel:** Sei X_1, \dots, X_n einfache Zufallsstichprobe aus normalverteilter Grundgesamtheit mit unbekanntem Mittelwert und bekannter Varianz $\sigma^2 = 36$.

Zusammengesetzte Hypothese:

$$H : \mu \geq 990.$$

Mögliche Entscheidungsregel: Lehne Hypothese ab, wenn Stichprobenmittel kleiner ist als 950.

• **Fragen:**

- Warum Stichprobenmittel als **Prüfgröße**?
- Wie werden **kritischen Grenzen** festgelegt, ab denen die Hypothese abzulehnen ist?
- Wie **gut** ist eine solche Entscheidung?
- Für welche **andere Hypothese** entscheidet man sich, wenn Hypothese abgelehnt wird?

Null- (H_0) und Alternativhypothese (H_1)

- Z.B. für einfache Hypothesen

$$H_0 : F_X(x) = F_X(x; \theta_0) \text{ gegen } H_1 : F_X(x) = F_X(x; \theta_1) .$$

- **Ziel:** Entscheidung aufgrund einer Stichprobe zwischen H_0 und H_1 .
- **Beispiel:** X Abfüllgewicht von Zuckertüten

$$H_0 : \mu_X = E[X] = 1000g \text{ gegen } H_1 : \mu_X = E[X] = 1010g$$

- **Beachte:** Bleibt Alternativhypothese un spezifiziert, so umfasst sie alle Parameterwerte, die nicht in der Nullhypothese enthalten sind.

- **Beispiel:**

$$H_0 : \mu_X \geq 990g$$

führt zu

$$H_1 : \mu_X < 990g$$

- **Bezeichnung:** Θ_0 (Θ_1) = Parameterbereich, der zur Null- (Alternativ-) Hypothese gehört.

Mögliche Fehler bei Alternativentscheidungen unter Unsicherheit

- Mögliche Entscheidungen:

| Zustand in der Grundgesamtheit | Testentscheidung | |
|--------------------------------|------------------|----------------------|
| | H_0 ablehnen | H_0 nicht ablehnen |
| H_0 ist richtig | Fehler 1. Art | kein Fehler |
| H_0 ist falsch | kein Fehler | Fehler 2. Art |

- Wahrscheinlichkeiten der möglichen Entscheidungen:

| Zustand in der Grundgesamtheit | Testentscheidung | |
|--------------------------------|------------------|----------------------|
| | H_0 ablehnen | H_0 nicht ablehnen |
| H_0 ist richtig | α | $1 - \alpha$ |
| H_0 ist falsch | $1 - \beta$ | β |

- $\alpha = \text{Irrtumswahrscheinlichkeit}$ = Wahrscheinlichkeit des Fehlers 1. Art = Wahrscheinlichkeit, Nullhypothese abzulehnen, obwohl sie richtig ist.

Bez.: Fehler 1. Art = α -Fehler

- $\beta = \text{Wahrscheinlichkeit des Fehlers 2. Art}$ = Wahrscheinlichkeit, Nullhypothese nicht abzulehnen, obwohl sie falsch ist.

Bez.: Fehler 2. Art = β -Fehler

- Beispiel: Berechnung der Wahrscheinlichkeit des Fehlers 1. Art α**

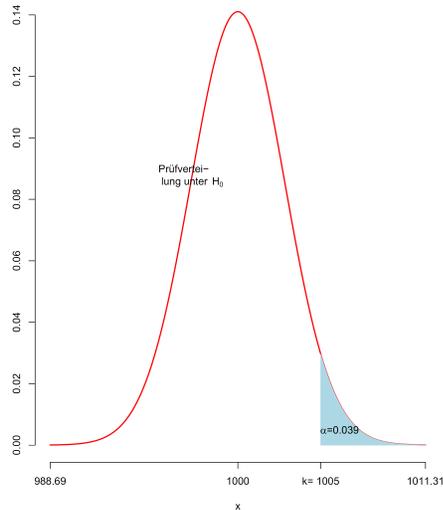
Einfache Nullhypothese $H_0 : \mu = 1000$.

Entscheidungsregel: „Lehne H_0 ab, wenn das Stichprobenmittel \bar{X}_n größer als $k = 1005\text{g}$ ist.“

Seien $n = 18$ und $\sigma = 12$.

$$\begin{aligned} \alpha &= P(\bar{X}_n > 1005 | H_0) = P(\bar{X}_n > 1005 | \mu = 1000) \\ &= 1 - \Phi\left(\frac{\sqrt{n}(1005 - \mu)}{\sigma}\right) \\ &= 1 - \Phi\left(\frac{\sqrt{18}(1005 - 1000)}{12}\right) = 1 - \Phi(1.768) = 0.039. \end{aligned}$$

Festlegung des kritischen Bereiches



- Ablehnungsbereich K (**kritischer Bereich**) = Menge aller Stichprobenbefunde, für die die Nullhypothese abzulehnen ist.
- Strategie: **Festlegung des kritischen Bereiches durch Vorgabe der Irrtumswahrscheinlichkeit α** :
D.h. K wird durch

$$P((X_1, \dots, X_n) \in K | H_0) = \alpha.$$

festgelegt.

Beispiel: Mittelwerttest für eine normalverteilte Grundgesamtheit, d.h. $X \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$ mit bekanntem σ^2

- Entscheidung zwischen zwei einfachen Hypothesen:

$$H_0 : \mu = \mu_0 \text{ gegen } H_1 : \mu = \mu_1 \text{ mit } \mu_1 > \mu_0.$$

- Plausible Entscheidungsregel: Ablehnung der Nullhypothese, wenn Stichprobenmittel größer als eine kritische Schranke k ist.
- Verteilung der Prüfgröße unter H_0 :

$$\bar{X}_n \sim \mathcal{N}(\mu_0, \sigma^2/n).$$

- Wahrscheinlichkeit α für Fehler 1. Art:

$$\begin{aligned} \alpha &= P(H_0 \text{ ablehnen} | H_0 \text{ gilt}) = P((X_1, \dots, X_n) \in K | \mu = \mu_0) \\ &= P(\bar{X}_n > k | \mu = \mu_0) \\ &= 1 - F_N(k; \mu_0, \sigma^2/n) = 1 - \Phi\left(\frac{\sqrt{n}k - \mu_0}{\sigma}\right). \end{aligned}$$

D.h.

$$\Phi\left(\frac{\sqrt{n}k - \mu_0}{\sigma}\right) = 1 - \alpha$$

und

$$\frac{\sqrt{n}k - \mu_0}{\sigma} = \lambda_{1-\alpha} \implies k = \mu_0 + \lambda_{1-\alpha}\sigma/\sqrt{n}.$$

- Kritischer Bereich: Lehne H_0 mit Irrtumswahrscheinlichkeit α ab, wenn Stichprobenbefund (x_1, \dots, x_n) in kritischen Bereich

$$K = \left\{ (x_1, \dots, x_n) \mid \sqrt{n} \frac{\bar{X}_n - \mu_0}{\sigma} > \lambda_{1-\alpha} \right\}$$

fällt.

- Kritischer Wert:

$$k = \mu_0 + \lambda_{1-\alpha} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}.$$

- Zahlenbeispiel: $\mu_0 = 1000$, $\mu_1 = 1010$, $\sigma = 12$, $n = 18$, $\alpha = 0.05$

$$k = 1000 + \frac{12}{\sqrt{18}} \lambda_{0.95} = 1004.625.$$

D.h.

$$K = \{(x_1, \dots, x_{18}) \mid \bar{x}_{18} > 1004.652\}.$$

Kann man H_0 annehmen?

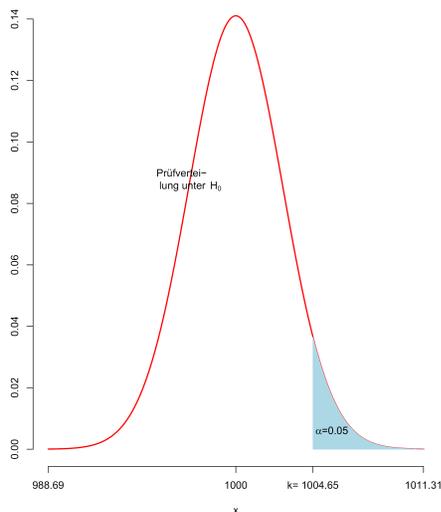
- Wenn

$$(x_1, \dots, x_n) \notin K$$

wird Nullhypothese nicht abgelehnt.

- Problem: Annahme von H_0 ist nicht möglich, da die Wahrscheinlichkeit, H_0 nicht abzulehnen, obwohl H_0 falsch ist ($=\beta$ -Fehler) nicht kontrolliert werden kann.

Sprachgebrauch statt Annahme von H_0 : H_0 kann **nicht abgelehnt** werden.



- Lösung für einfache Hypothesen: Berechnung der Wahrscheinlichkeit des β -Fehlers

$$\beta = P((X_1, \dots, X_n) \notin K | H_1)$$

Sprachgebrauch: Wenn β relativ klein (z.B. kleiner als α), dann kann H_0 angenommen werden.

Beispiel: Mittelwerttest für eine normalverteilte Grundgesamtheit, d.h. $X \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$ mit bekanntem σ^2

- Entscheidung zwischen zwei einfachen Hypothesen:

$$H_0 : \mu = \mu_0 \text{ gegen } H_1 : \mu = \mu_1 \text{ mit } \mu_1 > \mu_0.$$

- Verteilung der Prüfgröße unter H_1 :

$$\bar{X}_n \sim \mathcal{N}(\mu_1, \sigma^2/n).$$

- Wahrscheinlichkeit des Fehlers 2. Art β :

$$\begin{aligned} \beta &= P(H_0 \text{ nicht ablehnen} | H_1) \\ &= P((X_1, \dots, X_n) \notin K | \mu = \mu_1) \\ &= P(\bar{X}_n \leq k | \mu = \mu_1) \\ &= F_N(k; \mu_1, \sigma^2/n) = \Phi\left(\sqrt{n} \frac{k - \mu_1}{\sigma}\right) \\ &= \Phi\left(\lambda_{1-\alpha} + \sqrt{n} \frac{\mu_0 - \mu_1}{\sigma}\right) \end{aligned}$$

wegen

$$k = \mu_0 + \lambda_{1-\alpha} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}.$$

- Zahlenbeispiel: $\mu_0 = 1000$, $\mu_1 = 1010$, $\sigma = 12$, $n = 18$, $\alpha = 0.05$

$$k = 1000 + \lambda_{0.95} \frac{12}{\sqrt{18}} = 1004.652.$$

D.h.

$$\beta = \Phi\left(\lambda_{0.95} + \sqrt{18} \frac{1000 - 1010}{12}\right) = \Phi(-1.891) = 0.0293.$$

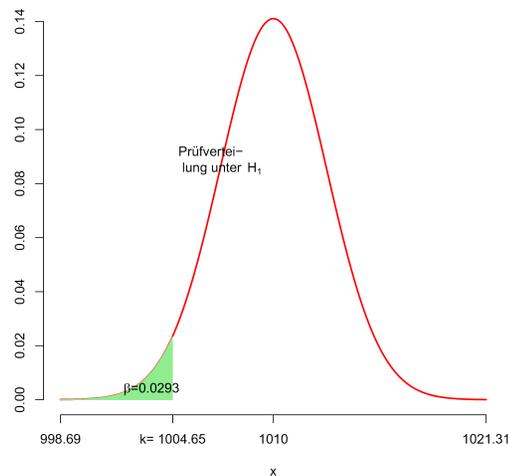
Da $\beta < \alpha = 0.05$, kann H_0 nicht nur nicht abgelehnt, sondern sogar mit einer Wahrscheinlichkeit des β -Fehlers von weniger als 5% angenommen werden, wenn der Stichprobenbefund einen empirischen Wert des Prüfmaßes liefert, der nicht in kritischen Bereich fällt.

Warum kann man α nicht beliebig klein wählen?

- Problem: Je kleiner α , desto größer β .
- Via Formel im Beispiel des Mittelwerttestes für Normalverteilung für $\mu_0 < \mu_1$: Sinkt α , steigt $\lambda_{1-\alpha}$, steigt

$$\beta = \Phi \left(\lambda_{1-\alpha} + \sqrt{n} \frac{\mu_0 - \mu_1}{\sigma} \right)$$

- Als Grafik: β (=grüne Fläche) in Abhängigkeit von α (blaue Fläche)



Welchen Test nehmen?

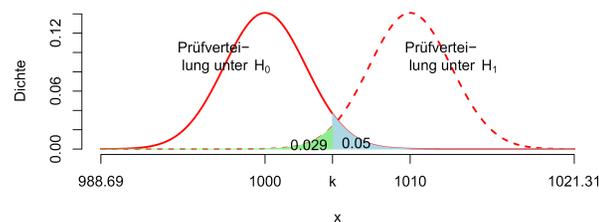
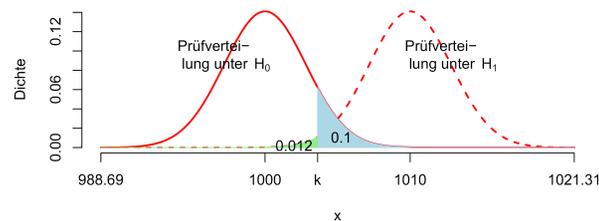
- Existieren zwei Tests (Entscheidungsregeln, kritische Bereiche) für dieselbe Testaufgabe (einfache Hypothesen) und dieselbe Irrtumswahrscheinlichkeit \implies Entscheidung für Test mit kleinerer Wahrscheinlichkeit des Fehlers 2. Art.

- Beispiel: Mittelwerttest für Normalverteilung mit $\mu_0 < \mu_1$

Alternativer kritischer Bereich

$$K' = \left\{ (x_1, \dots, x_n) \mid \sqrt{n} \frac{\bar{x}_n - \mu_0}{\sigma} < \lambda_\alpha \right\}$$

liefert ebenfalls Test mit der Wahrscheinlichkeit α .



Aber:

$$\begin{aligned}\beta' &= P\left(\sqrt{n}\frac{\bar{X}_n - \mu_1}{\sigma} > \lambda_\alpha + \sqrt{n}\frac{\mu_0 - \mu_1}{\sigma}\right) \\ &= \Phi\left(\lambda_{1-\alpha} - \sqrt{n}\frac{\mu_0 - \mu_1}{\sigma}\right) \\ &> \Phi\left(\lambda_{1-\alpha} + \sqrt{n}\frac{\mu_0 - \mu_1}{\sigma}\right) = \beta\end{aligned}$$

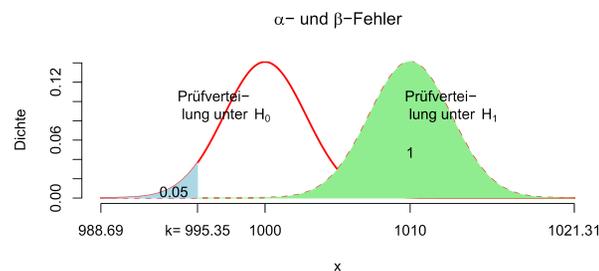
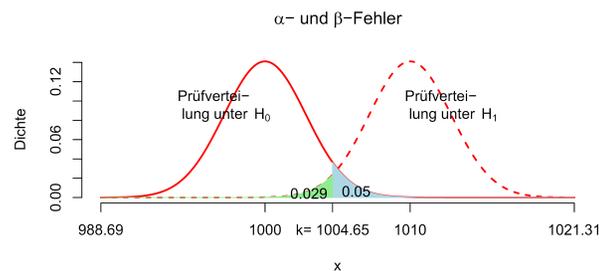
wegen $\mu_0 < \mu_1$.

- D.h. Test mit K' hat bei derselben Irrtumswahrscheinlichkeit α eine größere Wahrscheinlichkeit für den Fehler 2. Art \implies Entscheidung für Test mit kritischem Bereich K .

- Zahlenbeispiel: $\mu_0 = 1000$, $\mu_1 = 1010$, $\sigma = 12$, $n = 18$, $\alpha = 0.05$

$$\beta' = \Phi\left(\lambda_{0.95} - \sqrt{18}\frac{1000 - 1010}{12}\right) = \Phi(6.736) = 1 > 0.029 = \beta.$$

- Grafik: Vergleich der Wahrscheinlichkeiten des β -Fehlers für K und K'



Wie misst man die Güte eines Testes für einfache Hypothesen?

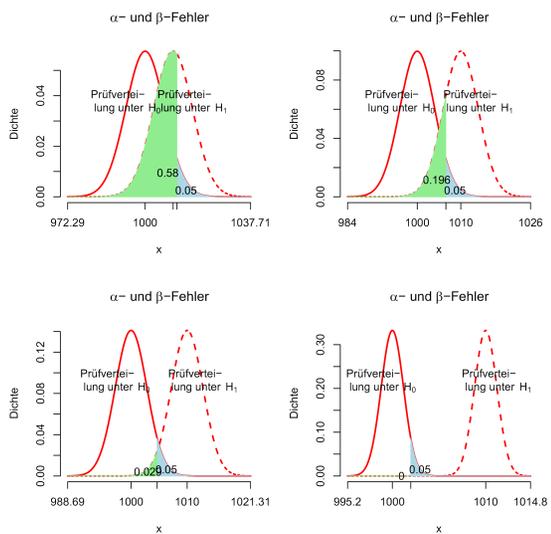
- Wähle denjenigen Test (= kritischen Bereich), der die Fehlerwahrscheinlichkeit β bei gegebener Wahrscheinlichkeit α für einen Fehler erster Art (zumeist 1%, 5% oder 10%) minimiert.
- Test mit minimalem β bei gegebenem α wird **besten**, mächtigster oder trennscharfer Test genannt.
- **Güte** (= Power = Macht) eines Testes = $1 - \beta$.

- Beispiel des Mittelwerttestes für normalverteilte Grundgesamtheiten für $\mu_0 < \mu_1$:

$$\beta = \Phi \left(\lambda_{1-\alpha} + \sqrt{n} \frac{\mu_0 - \mu_1}{\sigma} \right)$$

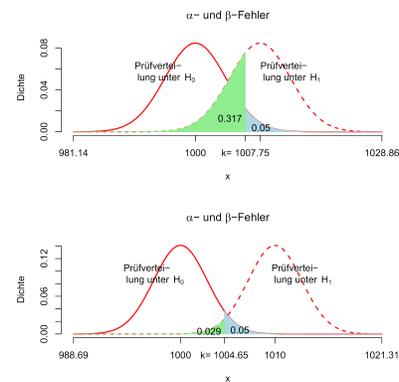
- Wirkung des Stichprobenumfanges: Wenn n steigt, wird $\lambda_{1-\alpha} + \sqrt{n} \frac{\mu_0 - \mu_1}{\sigma}$ kleiner und damit
 - * β kleiner bzw.
 - * $1 - \beta$ größer.

Für $n = 3, 12, 18, 100$:



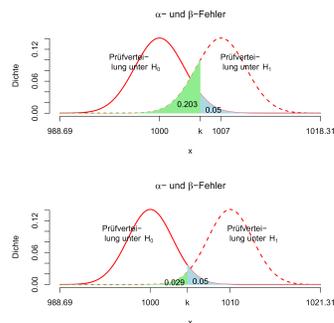
- Wirkung der Varianz der Grundgesamtheit: Je größer σ , desto kleiner $\lambda_{1-\alpha} + \sqrt{n} \frac{\mu_0 - \mu_1}{\sigma}$ und desto größer β .

Für $\sigma = 12, 20$:



- Wirkung von Differenz zwischen Null- und Alternativhypothese: Je negativer $\mu_0 - \mu_1$, desto kleiner $\lambda_{1-\alpha} + \sqrt{n} \frac{\mu_0 - \mu_1}{\sigma}$ und desto kleiner β .

Für $\mu_1 = 1007, 1010$ und $\mu_0 = 1000$.



Zusammengesetzte Nullhypothese und Testniveau

- Sei Θ_0 der durch die Nullhypothese festgelegte Parameterbereich.
- Problem: Wahrscheinlichkeiten des Fehlers 1. Art

$$P((X_1, \dots, X_n) \in K | \theta) \text{ für alle } \theta \in \Theta_0$$

- Größe (= Niveau) eines Testes: Maximale Wahrscheinlichkeit des Fehlers 1. Art

$$\alpha = \sup_{\Theta_0} P((X_1, \dots, X_n) \in K | \theta)$$

- Beispiel des Mittelwertestest für normalverteilte Grundgesamtheiten für $\mu_0 < \mu_1$ und zusammengesetzte Nullhypothese

$$H_0 : \mu \leq \mu_0.$$

Da

$$P((X_1, \dots, X_n) \in K | \mu) = P(\bar{X}_n > k | \mu) = 1 - \Phi\left(\sqrt{n} \frac{k - \mu}{\sigma}\right).$$

monoton zunehmend in μ ist, gilt

$$\alpha = \sup_{\mu \leq \mu_0} \left(1 - \Phi\left(\sqrt{n} \frac{k - \mu}{\sigma}\right)\right).$$

D.h. die Größe (=Niveau) des Testes wird an der Grenze μ_0 des Parameterbereiches der Nullhypothese berechnet.

Konsequenz: Bestimmung des kritischen Wertes k wie im Fall einer einfachen Nullhypothese als

$$k = \mu_0 + \lambda_{1-\alpha} \sigma / \sqrt{n}.$$

Zusammengesetzte Alternativhypothese und Gütefunktion

- Sei $\Theta_1 \subseteq \Theta$ der durch die Nullhypothese festgelegte Parameterbereich.
- Problem: Wahrscheinlichkeiten des Fehlers 2. Art

$$P((X_1, \dots, X_n) \notin K | \theta) \text{ für alle } \theta \in \Theta_1$$

Beispiel: Mittelwerttest für eine normalverteilte Grundgesamtheit, d.h. $X \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$ mit bekanntem σ^2

- Entscheidung zwischen zwei zusammengesetzten Hypothesen:

$$H_0 : \mu \leq \mu_0 \text{ gegen } H_1 : \mu > \mu_0$$

- Verteilung der Prüfgröße unter H_1 :

$$\bar{X}_n \sim \mathcal{N}(\mu_1, \sigma^2/n).$$

- Lösung: Gütefunktion

$$G(\theta) = P((X_1, \dots, X_n) \in K | \theta)$$

gibt für alle Parameterwerte die Wahrscheinlichkeit an, die Nullhypothese abzulehnen.

- Für $\theta \in \Theta_0$ misst die Gütefunktion die Wahrscheinlichkeit, die Nullhypothese abzulehnen, wenn sie richtig ist.
- Für $\theta \in \Theta_1$ misst die Gütefunktion die Wahrscheinlichkeit, die Nullhypothese abzulehnen, wenn sie falsch ist.
- D.h. je niedriger (größer) die Werte der Gütefunktion für Θ_0 (Θ_1), desto besser ist ein Test.

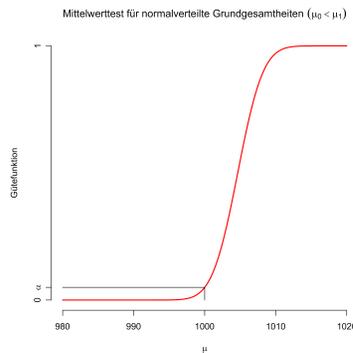
- Für $\mu \in \mathbb{R}$ ist

$$\begin{aligned} G(\mu) &= P((X_1, \dots, X_n) \in K | \mu) \\ &= P(\bar{X}_n > k | \mu) \\ &= 1 - F_N(k; \mu, \sigma^2/n) = 1 - \Phi\left(\frac{\sqrt{n}k - \mu}{\sigma/\sqrt{n}}\right) \\ &= 1 - \Phi\left(\lambda_{1-\alpha} + \sqrt{n}\frac{\mu_0 - \mu}{\sigma}\right) \end{aligned}$$

wegen $k = \mu_0 + \lambda_{1-\alpha}\sigma/\sqrt{n}$.

- Zahlenbeispiel: $\mu_0 = 1000$, $\sigma = 12$, $n = 18$

$$G(\mu) = 1 - \Phi \left(\lambda_{0,95} + \sqrt{18} \frac{1000 - \mu}{12} \right).$$



Links-, rechtsseitige und zweiseitige Tests

- Es lassen sich für eine Prüfgröße T_n folgende Entscheidungsregeln unterscheiden:
 - Rechtsseitige Entscheidungsregel: Lehne H_0 ab, wenn $T_n > k$ ist.
 - Linksseitige Entscheidungsregel: Lehne H_0 ab, wenn $T_n < k$ ist.
 - Zweiseitige Entscheidungsregel: Lehne H_0 ab, wenn $T_n < k_1$ oder $T_n > k_2$ ist.

- Sinnvolle Festlegung des kritischen Bereiches im Beispiel des Mittelwerttestes für normalverteilte Grundgesamtheiten:

- $\mu_0 < \mu_1 \implies$ rechtsseitiger Test (s.o.)
- $\mu_0 > \mu_1 \implies$ linksseitiger Test
- $\mu_0 \neq \mu_1 \implies$ zweiseitiger Test

Beispiel für linksseitigen Test: Lebensdauer von Glühbirnen

- Lebensdauer einer Glühbirne in Tagen: $X \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2 = 900)$.
Einfache Zufallsstichprobe des Umfangs $n = 16$.
Stichprobenergebnis: $\bar{x}_{16} = 780$ Tage.
Entscheidung zwischen zwei zusammengesetzten Hypothesen

$$H_0 : \mu \geq \mu_0 = 800 \quad \text{gegen} \quad H_1 : \mu < \mu_0.$$

- Verteilung der Prüfgröße an der Grenze des Parameterbereiches μ_0 unter H_0 :

$$\bar{X}_{16} \sim \mathcal{N}\left(800, \frac{900}{16}\right)$$

bzw.

$$\frac{\sqrt{16}(\bar{X}_{16} - 800)}{\sqrt{900}} \sim \mathcal{N}(0, 1).$$

- Vorgegebenes Niveau des Testes: $\alpha = 0.05$.

- Festlegung des kritischen Bereiches (der kritischen Schranke):

$$\begin{aligned} 0.05 &= \alpha = P(\bar{X}_{16} < k | \mu_0 = 800) \\ &= P\left(\frac{\sqrt{16}(\bar{X}_{16} - 800)}{\sqrt{900}} < \frac{\sqrt{16}(k - 800)}{\sqrt{900}} \mid \mu_0 = 800\right) \\ &= \Phi(\lambda_\alpha), \end{aligned}$$

so dass der kritische Wert

$$k = 800 + \lambda_{0.05} \frac{30}{4} = 800 - 1.645 \cdot 7.5 = 787.66$$

ist.

- Entscheidungsregel (Linksseitiger Test): Lehne Nullhypothese mit 5%-Irrtumswahrscheinlichkeit ab, wenn der Stichprobenbefund (x_1, \dots, x_{16}) in den kritischen Bereich K fällt mit

$$K = \{(x_1, \dots, x_n) | \bar{x}_{16} < 787.66\}.$$

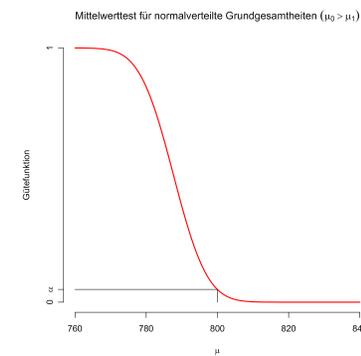
- Testentscheidung: Einsetzen des Stichprobenbefundes $\bar{x}_{16} = 780$ in die Prüfgröße ergibt Stichprobenwert (= empirischer Wert = realisierter Wert) der Prüfgröße.

Wert ist kleiner als die kritische Schranke $k = 787.66$.

D.h. Stichprobenergebnis fällt in kritischen Bereich und Nullhypothese ist mit 5%-Irrtumswahrscheinlichkeit abzulehnen.

- Gütefunktion:

$$G(\mu) = P(\bar{X}_{16} < k | \mu) = \Phi\left(\sqrt{16} \frac{787.66 - \mu}{\sqrt{900}}\right)$$



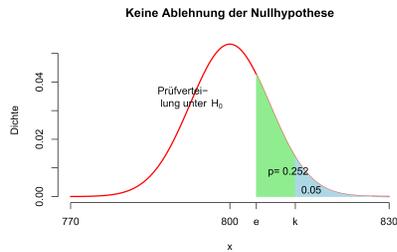
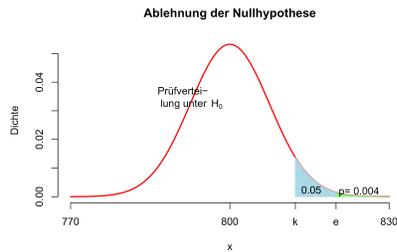
Testentscheidung mittels p -Wert

- Strategie 1:
 - Vorgabe der Irrtumswahrscheinlichkeit $\alpha = 0.05$,
 - Berechnung der zugehörigen kritische Schranke k
 - Prüfung, ob empirischer Wert der Prüfgröße e in den kritischen Bereich fällt.

- Strategie 2 für linksseitigen Test:
 - Berechnung des empirischen Wertes der Prüfgröße e ,
 - Bestimmung der Wahrscheinlichkeit (= p -Wert), dass dieser Wert "unterschritten" wird bei Gültigkeit der Nullhypothese,
 - Vergleich p -Wert mit gewünschter Irrtumswahrscheinlichkeit (z.B. 0.05)
 - und Ablehnung der Nullhypothese, wenn p -Wert kleiner oder gleich der Irrtumswahrscheinlichkeit ist.

- Strategie 2 für rechtsseitigen Test:
 - Berechnung des empirischen Wertes der Prüfgröße e ,
 - Bestimmung der Wahrscheinlichkeit (= p -Wert), dass dieser Wert "überschritten" wird bei Gültigkeit der Nullhypothese,
 - Vergleich p -Wert mit gewünschter Irrtumswahrscheinlichkeit (z.B. 0.05)
 - und Ablehnung der Nullhypothese, wenn p -Wert kleiner oder gleich der Irrtumswahrscheinlichkeit ist.

- Vorteil des p -Wertes: Nur eine Wahrscheinlichkeitsberechnung und Standardvergleich (mit z.B. 0.05) nötig.
- Nachteil: Keine Vorstellung über die Größe, die Prüfgröße besitzen muss, damit H_0 abgelehnt werden kann (=kritischer Wert) und keine Güteberechnung mittels p -Wert möglich.



p -Wert am Beispiel des rechtsseitigen Mittelwertes bei Normalverteilung und bekannter Varianz (Zuckertüten)

- Allgemein für Stichprobenergebnis e :

$$p = P(\bar{X}_n > e | H_0) = 1 - \Phi\left(\sqrt{n} \frac{e - \mu_0}{\sigma}\right).$$

- Wenn Stichprobe $e = \bar{x}_{18} = 1002$ liefert, ist

$$p = 1 - \Phi\left(\sqrt{18} \frac{1002 - 1000}{12}\right) = 0.240.$$

D.h. $p > \alpha = 0.05 \implies H_0 : \mu \leq 1000$ kann mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5% nicht abgelehnt werden.

p -Wert am Beispiel des linksseitigen Mittelwertes bei Normalverteilung und bekannter Varianz (Glühbirnen)

- Allgemein für Stichprobenergebnis e :

$$p = P(\bar{X}_n < e | H_0) = \Phi\left(\sqrt{n} \frac{e - \mu_0}{\sigma}\right).$$

- Stichprobe hat $e = \bar{x}_{18} = 780$ geliefert, womit

$$p = \Phi\left(\sqrt{16} \frac{780 - 800}{\sqrt{900}}\right) = 0.00384.$$

D.h. $p < \alpha = 0.05 \implies H_0 : \mu \geq 800$ kann mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5% abgelehnt werden.

Auswahl der zusammengesetzten Hypothesen

- Einfache Alternativhypothese: β lässt sich u.U. berechnen. Wenn β hinreichend klein ist und H_1 abgelehnt wird, kann H_0 als „statistisch abgesichert“ (signifikant) gelten.
- Problem für zusammengesetzte Alternativhypothese: Welches β , wenn β vom unbekanntem Wert des Parameters θ abhängt?
- D.h. H_0 lässt sich (bei einer zusammengesetzten Alternativhypothese) nicht mit einem quantifizierbaren Fehlerniveau statistisch absichern.

- Konsequenz für die Hypothesenformulierung:
Soll Gültigkeit einer Hypothese statistisch abgesichert werden, so muß diese als **Alternativhypothese** H_1 formulieren werden.
Bei **einer Ablehnung von H_0** gilt H_1 **zum Niveau α signifikant bestätigt**.

- Unter H_0 (d.h. für $\theta \in \Theta_0$)

$$G(\theta) = P((X_1, \dots, X_n) \in K | \theta)$$

gibt Gütefunktion $\theta \in \Theta_0$ Wahrscheinlichkeit des Fehlers 1. Art an.

- Unter H_1 (d.h. für $\theta \in \Theta_1$) beschreibt $G(\theta)$ die Wahrscheinlichkeit, die Nullhypothese abzulehnen, wenn sie falsch ist (= richtige Entscheidung).
- **Idealer Test** besitzt Gütefunktion G^* :

$$G^*(\theta) = \begin{cases} 0 & \text{falls } \theta \in \Theta_0 \\ 1 & \text{falls } \theta \in \Theta_1 \end{cases}$$

Eigenschaften von Hypothesentests

- Null- und Alternativhypothese lassen sich wie folgt verallgemeinern:

$$H_0 : \theta \in \Theta_0 \text{ gegen } H_1 : \theta \in \Theta_1$$

mit

$$\Theta_0 \subset \Theta, \quad \Theta_1 \subset \Theta, \quad \Theta_0 \cap \Theta_1 = \emptyset.$$

- Eigenschaften eines Tests mit kritischem Bereich K = Eigenschaften der Gütefunktion

$$G(\theta) = P((X_1, \dots, X_n) \in K | \theta).$$

- Problem: Ideale Tests für endliche Stichprobenumfänge?
- Lösung: $n \rightarrow \infty$.
- **Konsistenter Test:**

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P((X_1, \dots, X_n) \in K | \theta \in \Theta_1) = 1.$$

D.h.: Ein konsistenter Test wird mit zunehmendem Stichprobenumfang „trennschärfer“.

Abschließendes Beispiel: Mittelwerttest für normalverteilte Grundgesamtheit mit bekanntem σ (zweiseitig)

- Sei X die Abweichung des Durchmessers einer Lagerbuchse vom Plansoll in mm .
- Annahme: $X \sim N(0, 0.01^2)$
- Einfache Stichprobe des Umfangs $n = 100$: $e = \bar{x}_{100} = 0.003$.
- Zu testen:

$$H_0 : \mu = \mu_0 = 0 \text{ gegen } H_1 : \mu \neq \mu_0 = 0.$$

Damit ist

$$\Phi\left(\sqrt{n}\frac{k}{\sigma}\right) = 1 - \frac{\alpha}{2},$$

so dass

$$k = \lambda_{1-\alpha/2} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}.$$

D.h. für $\alpha = 0.05$ ist

$$k = \lambda_{0.975} \frac{0.01}{\sqrt{100}} = 0.00196.$$

- Testentscheidung: $e = 0.003 > k = 0.00196 \implies$ Die mittlere Abweichung des Durchmessers ist mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5% signifikant von 0 verschieden.

- Kritischer Bereich:

$$K = \{(x_1, \dots, x_n) \mid |\bar{x}_n| > k\}$$

- Bestimmung von k :

$$\begin{aligned} \alpha &= P(|\bar{X}_n| > k | H_0) = P(|\bar{X}_n| > k | \mu_0 = 0) \\ &= 1 - P(\bar{X}_n \leq k | \mu_0 = 0) + P(\bar{X}_n \leq -k | \mu_0 = 0) \\ &= 1 - \Phi\left(\sqrt{n}\frac{k}{\sigma}\right) + \Phi\left(\sqrt{n}\frac{-k}{\sigma}\right) \\ &= 2\left(1 - \Phi\left(\sqrt{n}\frac{k}{\sigma}\right)\right). \end{aligned}$$

- p -Wert:

$$\begin{aligned} p &= P(|\bar{X}_n| > e | H_0) = P(|\bar{X}_n| > e | \mu_0 = 0) \\ &= 1 - P(\bar{X}_n \leq e | \mu_0 = 0) + P(\bar{X}_n \leq -e | \mu_0 = 0) \\ &= 2\left(1 - \Phi\left(\sqrt{n}\frac{e}{\sigma}\right)\right) \\ &= 0.0027. \end{aligned}$$

D.h. $p = 0.0027 < \alpha = 0.05 \implies$ Die mittlere Abweichung des Durchmessers ist mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5% signifikant von 0 verschieden.

- Gütefunktion:

$$G(\mu) = P(|\bar{X}_n| > k | \mu) = 2 - \Phi\left(\sqrt{n}\frac{k - \mu}{\sigma}\right) - \Phi\left(\sqrt{n}\frac{k + \mu}{\sigma}\right)$$

Gütefunktion für $n = 10, 50, 100, 1000$ („Konsistenz“):

