

## Hypothesen

### Ausgangssituation und Problemstellung

- \* Population,  $\mu$ ,  $\sigma$
- \* Langjähriger Durchschnitt (Ernte)
- \* Wahrscheinlichkeit für Ereignisse (Münzen, Roulette)
- \* Radioaktivität (Hintergrundstrahlung)

### Stichprobe, Test oder eine Messung ergibt:

- $\Rightarrow \bar{x}$  weicht von  $\mu$  ab
- $\Rightarrow$  diesjährige Ernte über den Durchschnitt
- $\Rightarrow$  geänderte (manipulierte?) Wahrscheinlichkeit, (z.B. beim Roulette kommt 10-mal hintereinander eine gerade Zahl)
- $\Rightarrow$  Hintergrundstrahlung erhöht oder Kontamination der Luft

Beispiel: Arzt testet ein neues Medikament

Bisher:  $p = 0,4$ ; (Wirksamkeitswahrscheinlichkeit, in 40 % der Fälle wirkt das bisher verwendete Mittel)

Wir sagen:  $\Rightarrow H_0 : p = 0,4$  (postuliert den bisherigen Zustand)  
 $\Rightarrow H_1$  oder  $H_A: p > 0,4$  (Mittel wirkt besser)

Bezeichnungsweise:

**$H_0$ : Nullhypothese** ist meist eine einfache Hypothese ( $\mu = \mu_0$ )  
 \* postuliert den bisherigen Zustand (Ausgangszustand)  
 z.B. gegebene durchschnittliche Größe  
 $p = \frac{1}{2}$  für Münzwurf  
 $p = p_0$  für Heilwirkung eines Medikamentes

**$H_A$ : Alternativhypothese** meist zusammengesetzt, umfaßt größere Bereiche:  $\mu \neq \mu_0$   
 \* postuliert Veränderung gegenüber Status quo

Beispiele:  $H_0: \mu = \mu_0; \mu_0 = 178$  cm (eigentlich  $\mu \leq \mu_0$ , einseitige Hypothese !)  
 $H_1: \mu > 178$

$H_0: p = \frac{1}{2}$   
 $H_1: p \neq \frac{1}{2}$

$H_0: p \geq p_0$ , z.B. die durchschnittliche Unfallhäufigkeit  
 $H_1: p < p_0$ , Senkung der durchschn. Unfallhäufigkeit

Weiter zum Beispiel „Medikamententest“

$H_0: p = 0,4$  (genau genommen  $p \leq 0,4$ , für  $p = 0,4$  wird  $\alpha$  ein Maximum !)  
 $H_1: p > 0,4$

? welche Kriterien zur Entscheidungsfindung können genannt werden ?

⇒ z.B. experimentelle Verifikation mittels eines Versuches mit n Patienten (= Binomialexperiment !)

Für  $n = 12$  Patienten

X.....Zufallsvariable, bezeichnet die Anzahl der erfolgreich behandelten Patienten  
 X kann bei 12 Patienten alle Werte aus dem Ereignisraum  $\Omega = \{0,1,\dots,12\}$  annehmen

Wie ist nun X verteilt bei  $p = 0.4$  ?

Was ist die Bedeutung von  $p = 0,4$ ? Mit p wird die Wirksamkeitswahrscheinlichkeit des Medikamentes oder einer Behandlung angegeben. Die Wahrscheinlichkeit für Erfolg ergibt sich aus der Binomialverteilung.

Z.B.  $P(X=12)$ , Wahrscheinlichkeit, daß alle 12 Patienten gesundet sind.

$$P(X = 12) = 0.4^{12} = 0.000017$$

„Falls die Wirksamkeitswahrscheinlichkeit des Medikamentes  $p = 0,4$  beträgt, werden mit einer Wahrscheinlichkeit von 0,0017% alle 12 Patienten geheilt. Wird bei 12 beobachteten gesunden Patienten die Hypothese  $H_0: p=0,4$  verworfen, dann ist damit eine Irrtumswahrscheinlichkeit von 0,0017% für den Fehler 1. Art verbunden. Die Hypothese wird mit dieser Irrtumswahrscheinlichkeit verworfen, obwohl sie richtig ist! Andererseits wäre bei  $X = 5$  kein Grund vorhanden, die Hypothese  $H_0$  zu verwerfen!“

Daraus ergeben sich:

⇒ **Kritischer Bereich** – Bereich in dem  $H_0$  verworfen wird  
 ⇒ **Akzeptanz Bereich** – Bereich in dem  $H_0$  akzeptiert wird

k ist der kritische Wert, der sich aus einer festgelegten Irrtumswahrscheinlichkeit von  $\alpha$  ergibt !!!

Falls:  $k \leq X \leq 12$  ⇒ verwerfe  $H_0$   
 $0 \leq X \leq k - 1$  ⇒ akzeptiere  $H_0$

Das Kriterium für die Festlegung des kritischen Wertes  $k$  ist (vorerst) die Irrtumswahrscheinlichkeit  $\alpha$ , die zum Tragen kommt, wenn  $H_0$  verworfen wird, obwohl diese richtig ist. Dabei können folgende Fehler auftreten:

	H <sub>0</sub> wahr (H <sub>1</sub> falsch)	H <sub>0</sub> falsch (H <sub>1</sub> wahr)
Akzeptiere H <sub>0</sub> (verwerfe H <sub>1</sub> )	Richtige Entscheidung	Fehler 2. Art (Falscher Nichtnachweis) Ignoranz
Verwerfe H <sub>0</sub> (Akzeptiere H <sub>1</sub> )	Fehler 1. Art (falscher Nachweis) („Aberglaube“)	Richtige Entscheidung

$k_w$	$P(X = k_w)$	Größe des kritischen Bereiches $\alpha = P(k_w \leq X \leq 12)$
4	0,21284	0,7747
5	0,22703	0,5618
6	0,17658	0,3348
7	0,10090	0,1582
8	0,04204	0,0573
9	0,01246	0,0153
10	0,00249	0,0028
11	0,00030	0,0003
12	0,00002	0,00002

Im Beispiel der Untersuchung der Wirksamkeit eines neuen Medikamentes ergibt sich die Größe des kritischen Bereiches aus der Binomialverteilung

$\alpha$  = Fehler 1. Art. Dieser wird ein Maximum, wenn angenommen wird  $p = 0,4$

Überlegen Sie, wie  $\alpha$  sich ändert, wenn  $p = 0,3$  oder  $p = 0,2$ ?

Wird  $H_0$  bei  $X = 8$  abgelehnt, dann ist  $\alpha = 5,73\%$ ; bei  $X = 9$  ist  $\alpha = 1,53\%$ . In den Naturwissenschaften hat sich eingebürgert für  $\alpha = 5\%$  festzulegen. Damit wären also mindestens 9 geheilte Patienten notwendig, um  $H_0$  zu verwerfen

Welche Information gibt es bezüglich des Fehlers 2. Art?

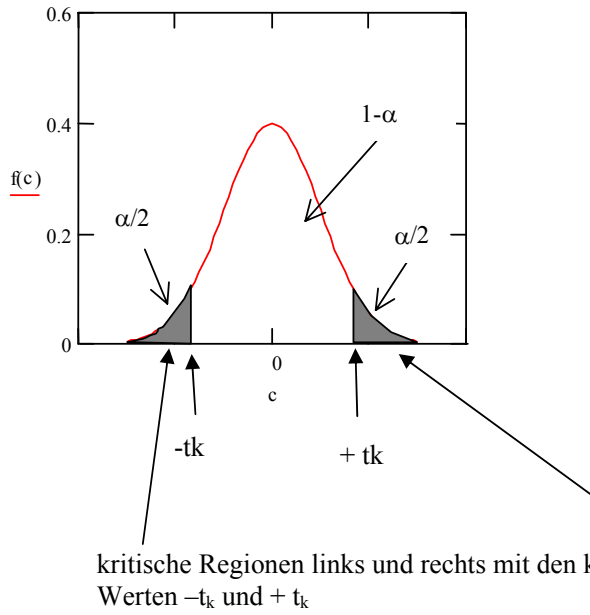
- ⇒ noch keine, weil keine Angaben darüber, in welchem Bereich  $p^*$  ( $H_A: p = p^*; p^* > p$ ) liegen soll, sondern die Hypothese  $H_A$  nur behauptet, daß  $p^* > 0,4$  ist, aber keinen definierten Wert dafür angibt!
- ⇒ Allgemein sind kleine Unterschiede nur schwer festzustellen, bzw. es können diese nur mit großen Probemengen ermittelt werden

Zur t-Verteilung und Hypothesentests

$$T = \frac{\bar{X} - \mu}{S / \sqrt{n}}$$

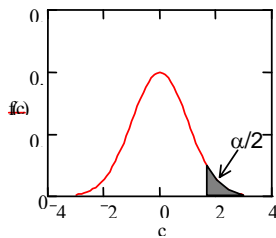
ist t-verteilt mit FG v:  $v = n - 1$

Der Erwartungswert  $E(T) = 0$   
 Die Varianz  $V(T) = f(n)$ , sie liegt nahe bei 1



Es gibt nun 3 Testmöglichkeiten :

a) Einseitiger Test, rechts-seitig

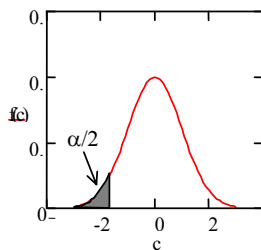


$$H_0: \mu \leq \mu_0$$

$$H_1: \mu > \mu_0$$

$$\alpha = P\left(\frac{(\bar{X} - \mu)}{S/\sqrt{n}} \geq c \mid \mu \leq \mu_0\right)$$

b) Einseitiger Test, links-seitig

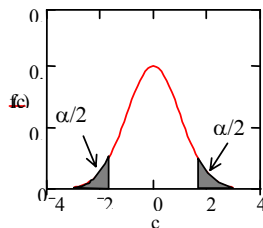


$$H_0: \mu \geq \mu_0$$

$$H_1: \mu < \mu_0$$

$$\alpha = P\left(\frac{(\bar{X} - \mu)}{S/\sqrt{n}} \leq c \mid \mu \geq \mu_0\right)$$

c) beidseitig



$$H_0: \mu = \mu_0$$

$$H_1: \mu \neq \mu_0$$

$$\alpha = P\left(\left|\frac{\bar{X} - \mu}{S/\sqrt{n}}\right| \geq c \mid \mu \neq \mu_0\right)$$

Beispiele

zu a) Versuchsreihe mit  $n = 20$

$$S^2 = 32$$

$$\bar{X} = 95$$

? Signifikant größer als 92 auf  $\alpha_{\text{eins}} (\alpha/2) = 5; 2,5; 1\%$  ?

Berechne die Prüfgröße  $t_p$ ;  $t_p = \frac{\bar{X} - \mu}{S / \sqrt{n}} = (95-92)/(32/20)^{0,5} = 2,37$

$$H_0: \mu \leq \mu_0 ; \mu_0 = 92$$

$$H_1: \mu > \mu_0$$

$\alpha/2$	kritische Werte $t_k$	$t_p = 2,37$ ; Vergleich $t_p - t_k$ ;
5%	1.7291	$t_p > t_k \Rightarrow H_0$ verwerfen auf $\alpha/2 = 5\%$
2,5%	2.0930	$t_p > t_k \Rightarrow H_0$ verwerfen auf $\alpha/2 = 2,5\%$
1%	2.5395	$t_p < t_k \Rightarrow H_0$ nicht verwerfen auf $\alpha/2 = 1\%$

? Wie würde sich das Ergebnis ändern, wenn statt  $n = 20$  nur  $n = 10$  wäre ?

zu b)  $n = 10$

$$S^2 = 25$$

$$\bar{X} = 65$$

$$H_0: \mu \geq \mu_0 ; \mu_0 = 70$$

$$H_1: \mu < \mu_0 ; \quad ? \text{ Signifikant kleiner als } 70 ?$$

Berechne die Prüfgröße  $t_p$ ;  $t_p = \frac{\bar{X} - \mu}{S / \sqrt{n}} = (65-70)/(25/10)^{0,5} = -3,16$

$H_0$  wird verworfen: Die Unterschiede sind signifikant auf allen  $\alpha$ -Niveaus !!

zu c)

Langjähriger Ø einer Produktion bekannt. z.B. durchschnittliches Gewicht von Fischen nach 2 Monaten Aufzucht = 50 dkg

Stichprobe: 10 Fische werden entnommen: 45, 51, 49, 48, 42, 44, 50, 47, 49, 53

? hat sich das durchschnittliche Gewicht geändert ?

$$H_0: \mu = \mu_0; \quad \mu_0 = 50$$

$$H_1: \mu \neq \mu_0$$

$$N = 10, \quad v = 9$$

$$S^2 = 3,36^2$$

$$\bar{X} = 47,8$$

Berechne die Prüfgröße  $t_p$ ;  $t_p = \frac{|\bar{X} - \mu|}{S / \sqrt{n}} = |47,8 - 50| / (3,36 / 10^{0,5}) = 2,07$

$\alpha$	kritische Werte $t_{k,v=9}$	$t_p = 2,07$ ; Vergleich $t_p - t_k$ ;
10%	1,8331	$t_p > t_k \Rightarrow H_0$ verwerfen auf $\alpha = 10\%$
5%	2,2622	$t_p < t_k \Rightarrow H_0$ akzeptieren auf $\alpha = 5\%$
1%	2.8214	$t_p < t_k \Rightarrow H_0$ akzeptieren auf $\alpha = 1\%$

### t-Test und Welch-Test für den Vergleich zweier Mittelwerte unabhängiger Stichproben

(nach L. Sachs: Statistische Methoden)

#### Voraussetzung:

1. Unabhängige Stichproben
2. Normalverteilung (zumindest angenähert)

#### Nullhypothese und Alternativhypothese:

$H_0: \mu_1 = \mu_2$  Den beiden Stichproben liegen Grundgesamtheiten zugrunde, deren Mittelwerte  $\mu_1$  und  $\mu_2$  gleich sind

$H_1: \mu_1 \neq \mu_2$  Den beiden Stichproben liegen Grundgesamtheiten zugrunde, deren Mittelwerte  $\mu_1$  und  $\mu_2$  nicht gleich sind

$H_0$  wird auf dem  $100\alpha\%$  Niveau abgelehnt, sobald die Prüfgröße  $t_p \geq t_{v,\alpha}$  ist.  $t_p$  ist je nach Gleichheit oder Ungleichheit der Varianzen unterschiedlich zu berechnen.

#### Fall 1: Gleiche Varianzen ( $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$ ):

(Die Gleichheit der Varianzen ist gegebenenfalls mit einem F-Test zu prüfen !!!)

$$t_p = \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{\sqrt{\frac{(n_1 - 1) s_1^2 + (n_2 - 1) s_2^2}{n_1 + n_2 - 2} \left[ \frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2} \right]}}$$

$$v = n_1 + n_2 - 2$$

Für  $n_1 = n_2$  ergibt sich eine wesentlich einfachere Prüfgröße:

$$t_p = \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{\sqrt{\frac{s_1^2 + s_2^2}{n_1}}}$$

$$v = 2n_1 - 2$$

Vertrauensbereiche für die Differenzen zweier Mittelwerte unabhängiger Stichproben

$$(\bar{x}_1 - \bar{x}_2) - t_{v,\alpha} A \leq (\mu_1 - \mu_2) \leq (\bar{x}_1 - \bar{x}_2) + t_{v,\alpha} A$$

$$\text{und } A = \sqrt{\frac{(n_1 - 1) s_1^2 + (n_2 - 1) s_2^2}{n_1 + n_2 - 2} \left[ \frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2} \right]}$$

$$\text{Für } n_1 = n_2 \text{ gilt: } A = \sqrt{\frac{s_1^2 + s_2^2}{n_1}}$$

Für den Fall  $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$  mit bekannten Varianzen gilt:

$$(\bar{x}_1 - \bar{x}_2) - z \sigma \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}} \leq (\mu_1 - \mu_2) \leq (\bar{x}_1 - \bar{x}_2) + z \sigma \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}$$

und für  $n_1 = n_2$ :

$$(\bar{x}_1 - \bar{x}_2) - z \sigma \sqrt{\frac{2}{n_1}} \leq (\mu_1 - \mu_2) \leq (\bar{x}_1 - \bar{x}_2) + z \sigma \sqrt{\frac{2}{n_1}}$$

mit  $z = 1.96$  für den 95% VB und  $z = 2.58$  für den 99% VB

### **Fall 2: Ungleiche Varianzen, t- Test nach Welch oder Welch – Test.**

(unbekannte Varianzen, die möglicherweise ungleich sind, knapp  $(\sigma_1^2 \neq \sigma_2^2)$ ).

Die t- Werte sind Approximationen, v ist zur ganzen Zahl abzurunden. Der zweiseitige Test ist gegenüber Abweichungen von der Normalverteilung robust, sobald (1)  $n_1 > 10, n_2 > 10$ ;

(2)  $\frac{1}{4} \leq (n_1/n_2) \leq 4$ . Bei schiefen Verteilungen nicht zu unterschiedlichen Verteilungstyps sollte  $n_1 = n_2 \gtrsim 20$  sein.

$$t_p = \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{\sqrt{\frac{s_1^2}{n_1} + \frac{s_2^2}{n_2}}}, \quad n_1, n_2 \geq 6$$

$$v = \frac{\left(\frac{s_1^2}{n_1} + \frac{s_2^2}{n_2}\right)^2}{\frac{\left(\frac{s_1^2}{n_1}\right)^2}{n_1 - 1} + \frac{\left(\frac{s_2^2}{n_2}\right)^2}{n_2 - 1}}$$

Für  $n_1 = n_2$

$$t_p = \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{\sqrt{\frac{s_1^2 + s_2^2}{n_1}}},$$

$$v = \frac{(n_1 - 1)(s_1^2 + s_2^2)^2}{(s_1^2)^2 + (s_2^2)^2}$$

Vertrauensbereiche für die Differenz zweier Mittelwerte unabhängiger Stichproben

$$(\bar{x}_1 - \bar{x}_2) - t_{v,\alpha} B \leq (\mu_1 - \mu_2) \leq (\bar{x}_1 - \bar{x}_2) + t_{v,\alpha} B, \text{ mit}$$

$$B = \sqrt{\frac{s_1^2}{n_1} + \frac{s_2^2}{n_2}}$$

für  $n_1 = n_2$  gilt :

$$B = \sqrt{\frac{s_1^2 + s_2^2}{n_1}}$$