

Wahrscheinlichkeitsrechnung und Statistik für Biologen Spezielle Verteilungen

Noémie Becker & Dirk Metzler

3. Juni 2014

Inhaltsverzeichnis

1	Binomialverteilung	1
2	Normalverteilung	2
3	T-Verteilung	4
4	Chi-Quadrat-Verteilung	5
5	F-Verteilung	6

1 Binomialverteilung

Binomialverteilung

Sei X die Anzahl der Erfolge bei n unabhängigen Versuchen mit Erfolgswahrscheinlichkeit von jeweils p . Dann gilt für $k \in \{0, 1, \dots, n\}$

$$\Pr(X = k) = \binom{n}{k} p^k \cdot (1 - p)^{n-k}$$

und X heißt *binomialverteilt*, kurz:

$$X \sim \text{bin}(n, p).$$

Eine Ja/Nein-Zufallsgröße nennt man auch eine Bernoulli-Zufallsgröße.

$$\mathbb{E}X = np$$

$$\text{Var } X = n \cdot p \cdot (1 - p)$$

Dichte der Binomialverteilung

....

Benutzung der Binomialverteilung

Das Problem bei der Binomialverteilung ist: $\binom{n}{k}$ exakt zu berechnen, ist für große n sehr aufwändig. Deshalb:

Die Binomialverteilung wird oft durch andere Verteilungen approximiert.

2 Normalverteilung

Normalverteilung

Eine Zufallsvariable Z mit der Dichte

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \cdot e^{-\frac{x^2}{2}}$$

heißt *standardnormalverteilt*.

kurz: $Z \sim \mathcal{N}(0, 1)$

$$\mathbb{E}Z = 0$$

$$\text{Var } Z = 1$$

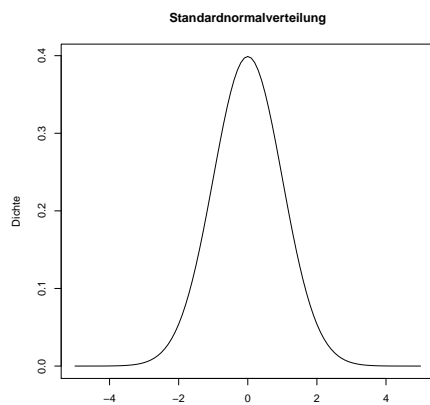
Ist $Z \mathcal{N}(0, 1)$ -verteilt, so ist $X = \sigma \cdot Z + \mu$ normalverteilt mit Mittelwert μ und Varianz σ^2 , kurz:

$$X \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$$

X hat dann die Dichte

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \cdot e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}.$$

Dichte der Normalverteilung



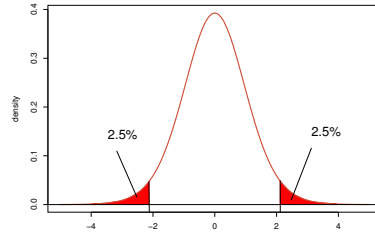
Merkregeln der Normalverteilung

Ist $Z \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$, so gilt:

- $\Pr(|Z - \mu| > \sigma) \approx 33\%$
- $\Pr(|Z - \mu| > 1.96 \cdot \sigma) \approx 5\%$
- $\Pr(|Z - \mu| > 3 \cdot \sigma) \approx 0.3\%$

Berechnung von Quantilen

Sei $Z \sim \mathcal{N}(\mu = 0, \sigma^2 = 1)$ standardnormalverteilt. Für welchen Wert z gilt $\Pr(|Z| > z) = 5\%$?



Wegen der Symmetrie bzgl der y-Achse gilt

$$\Pr(|Z| > z) = \Pr(Z < -z) + \Pr(Z > z) = 2 \cdot \Pr(Z < -z)$$

Finde also $z > 0$, so dass $\Pr(Z < -z) = 2.5\%$.

```
> qnorm(0.025, mean=0, sd=1)
```

```
[1] -1.959964 Antwort:  $z \approx 1.96$ , also knapp 2 Standardabweichungen
```

Normalapproximation

Für große n und p , die nicht zu nahe bei 0 oder 1 liegen, kann man die Binomialverteilung durch die Normalverteilung mit dem entsprechenden Erwartungswert und der entsprechenden Varianz approximieren:

Ist $X \sim \text{bin}(n, p)$ und $Z \sim \mathcal{N}(\mu = n \cdot p, \sigma^2 = n \cdot p \cdot (1 - p))$, so gilt

$$\Pr(X \in [a, b]) \approx \Pr(Z \in [a, b])$$

(eine Faustregel: für den Hausgebrauch meist okay, wenn $n \cdot p \cdot (1 - p) \geq 9$)

Zentraler Grenzwertsatz

Eine etwas allgemeinere *Normalapproximation* beschreibt der **Zentrale Grenzwertsatz**.

Der zentrale Grenzwertsatz besagt, dass die Verteilung von Summen

unabhängiger und identisch verteilter

Zufallsvariablen in etwa die Normalverteilung ist.

Zentraler Grenzwertsatz

Die \mathbb{R} -wertigen Zufallsgrößen X_1, X_2, \dots seien unabhängig und identisch verteilt mit endlicher Varianz $0 < \text{Var } X_i < \infty$. Sei außerdem

$$Z_n := X_1 + X_2 + \dots + X_n$$

die Summe der ersten n Variablen.

Dann ist die zentrierte und reskalierte Summe im Limes $n \rightarrow \infty$ standardnormalverteilt, d.h.

$$\frac{Z_n - \mathbb{E}Z_n}{\sqrt{\text{Var } Z_n}} \sim \mathcal{N}(\mu = 0, \sigma^2 = 1)$$

bei $n \rightarrow \infty$.

Formal: Es gilt für alle $-\infty \leq a < b \leq \infty$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \Pr\left(a \leq \frac{Z_n - \mathbb{E}Z_n}{\sqrt{\text{Var } Z_n}} \leq b\right) = \Pr(a \leq Z \leq b),$$

wobei Z eine standardnormalverteilte Zufallsvariable ist.

3 T-Verteilung

T-Verteilung

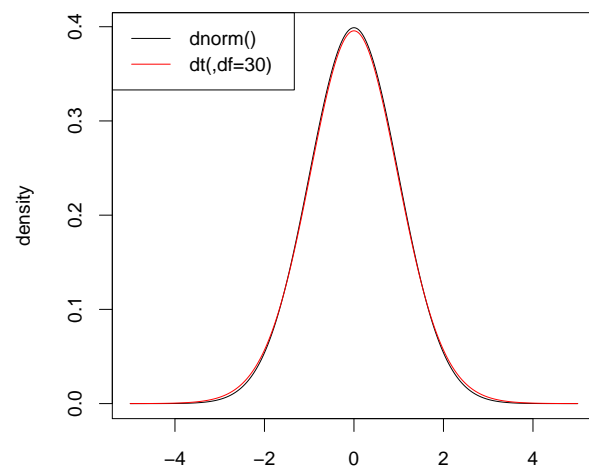
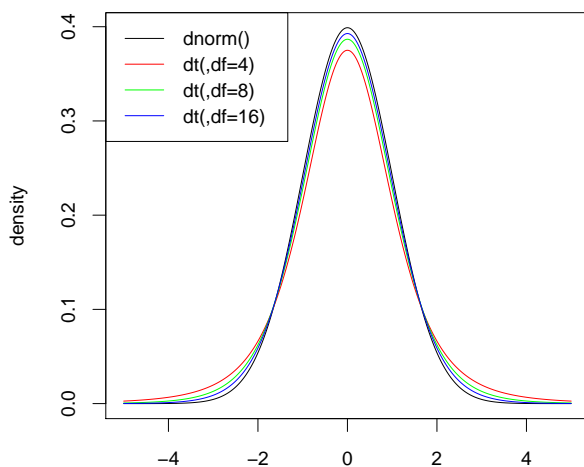
Sind X_1, \dots, X_n unabhängig aus einer Normalverteilung mit Mittelwert μ gezogen, so ist

$$\frac{\bar{X} - \mu}{s/\sqrt{n}}$$

t-verteilt mit $n - 1$ Freiheitsgraden ($df = \text{degrees of freedom}$). Eine t-verteilte Zufallsvariable bezeichnen wir meist mit T .

Die t-Verteilung heißt auch **Student-Verteilung**. Die t-Verteilung wurde 1908 von William Gosset veröffentlicht, während Gosset in einer Guinness-Brauerei arbeitete. Da sein Arbeitgeber die Veröffentlichung nicht gestattete, veröffentlichte Gosset sie unter dem Pseudonym *Student*.

Dichte der t-Verteilung



T-Test

Gepaarter t-test

Ein-Stichproben t-test

Zwei-Stichproben t-Test, ungepaart mit gleichen Varianzen

Welch-t-Test, die Varianzen dürfen ungleich sein

T test : Zweiseitig oder einseitig testen?

In den meisten Fällen will man testen, ob zwei Stichproben sich signifikant unterscheiden. \rightsquigarrow **zweiseitiger Test**

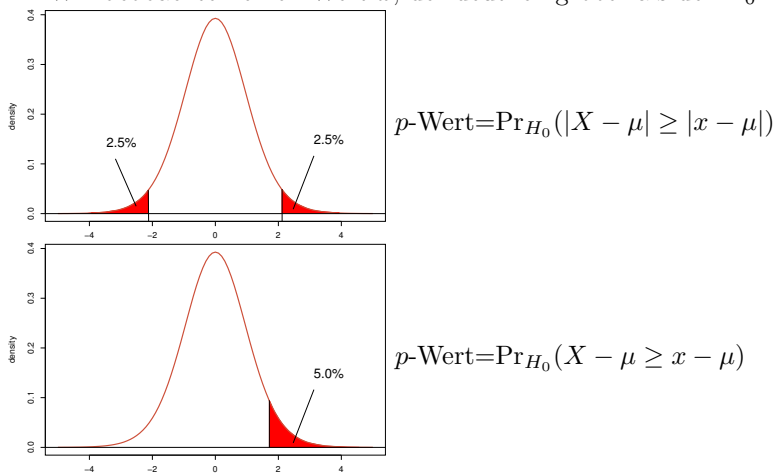
In manchen Fällen

- kann man von vornherein ausschließen, dass die erste Stichprobe kleinere Werte als die zweite Stichprobe hat. Dann will man testen, ob die erste Stichprobe signifikant größer ist.
- will man nur testen, ob die erste Stichprobe signifikant größer ist.
- will man nur testen, ob die erste Stichprobe signifikant kleiner ist.

↪ einseitiger Test

T test : Zweiseitig oder einseitig testen?

Wir beobachten einen Wert x , der deutlich größer als der H_0 -Erwartungswert μ ist.



4 Chi-Quadrat-Verteilung

Chi-Quadrat-Verteilung

Seien X_1, X_2, \dots, X_n n unabhängige standardnormalverteilte Zufallsvariablen, so ist

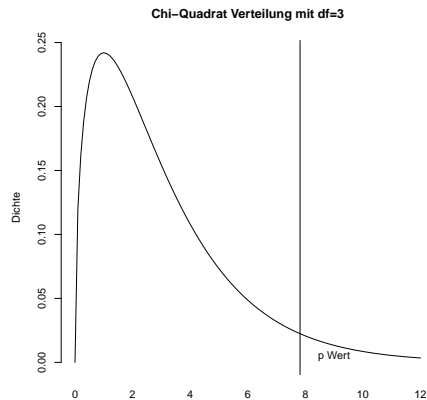
$$Y = \sum_i X_i^2$$

Chi-Quadrat-verteilt mit n Freiheitsgraden.

$$\mathbb{E}Y = n$$

$$\text{Var } Y = 2n$$

Dichte der Normalverteilung



Chi-Quadrat-Test

Gegeben Abweichungen zwischen Daten und eine Verteilung oder zwischen zwei Verteilungen. Wir messen die Abweichungen durch die X^2 -Statistik:

$$X^2 = \sum_i \frac{(O_i - E_i)^2}{E_i}$$

wobei E_i = erwartet Anzahl in Klasse i und O_i = beobachtete (engl. *observed*) Anzahl in Klasse i .

Falls die Nullhypothese gilt und die Erwartungswerte E_i nicht zu klein sind (Faustregel: sie sollten alle ≥ 5 sein), ist X^2 *ungefähr* χ^2 -verteilt. Die χ^2 -Verteilung hängt ab von der Anzahl der Freiheitsgrade **df**.

5 F-Verteilung

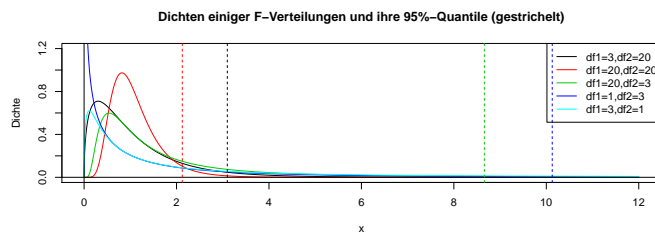
F-Verteilung

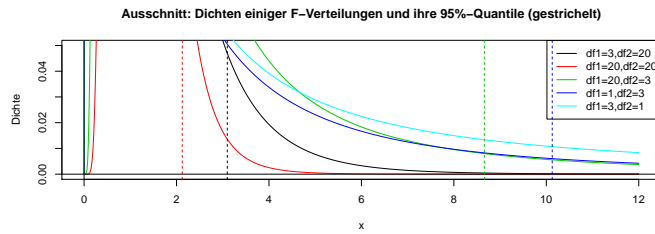
Sind X und Y unabhängige χ^2 -verteilte Zufallsvariablen mit Freiheitsgraden m für X und n für Y, so ist

$$F = \frac{X/m}{Y/n}$$

F-verteilt mit m und n Freiheitsgraden.

Dichte der F-Verteilung





Das 95%-Quantil der F-Verteilung mit $df_1 = 3$ und $df_2 = 1$ passte leider nicht in diese Abbildung. Es beträgt 215.7

F-Test

X_{ij} = j -te Beobachtung in der i -ten Gruppe, $j = 1, \dots, n_i$, Modellannahme: $X_{ij} = \mu_i + \varepsilon_{ij}$.

$$\mathbb{E}[\varepsilon_{ij}] = 0, \text{Var}[\varepsilon_{ij}] = \sigma^2$$

$$SS_{\text{innerh}} = \sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^{n_i} (X_{ij} - \bar{X}_{i.})^2 \quad \begin{array}{l} \text{Quadratsumme innerhalb d. Gruppen,} \\ n - I \text{ Freiheitsgrade} \end{array}$$

$$SS_{\text{zw}} = \sum_{i=1}^I n_i (\bar{X}_{i.} - \bar{X}_{..})^2 \quad \begin{array}{l} \text{Quadratsumme zwischen d. Gruppen,} \\ I - 1 \text{ Freiheitsgrade} \end{array}$$

$$F = \frac{SS_{\text{zw}} / (I - 1)}{SS_{\text{innerh}} / (n - I)}$$

Unter der Hypothese $H_0 : \mu_1 = \dots = \mu_I$ („alle μ_i sind gleich“) ist F Fisher-verteilt mit $I - 1$ und $n - I$ Freiheitsgraden

(unabhängig vom tatsächlichen gemeinsamen Wert der μ_i).

F -Test: Wir lehnen H_0 zum Signifikanzniveau α ab, wenn $F \geq q_\alpha$, wobei q_α das $(1 - \alpha)$ -Quantil der Fisher-Verteilung mit $I - 1$ und $n - I$ Freiheitsgraden ist.