4. Spezielle Verteilungen

Lernziele:

- Sie unterscheiden die Binomial- und die hypergeometrische Verteilung.
- ullet Sie unterscheiden die diskrete Poisson- und die stetige Exponentialverteilung, die über den Paramter λ zusammenhängen.
- Sie kennen die graphischen Darstellungen von Dichten der Gleich-, Exponential-, Normal-, Chiquadrat- und t-Verteilung.
- Sie kennen die Dichten der Gleich-, Exponential- und Normalverteilung und die Bedeutung ihrer Parameter.
- Sie wissen, für welche Anwendungsbereiche die oben genannten diskreten und stetigen Verteilungen geeignet sind, und transferieren diese Modelle auf andere Problemstellungen.
- Sie können Wahrscheinlichkeiten, Quantile und Zufallszahlen der oben genannten Verteilungen mit R berechnen bzw. generieren.

Literatur:

- Teschl Band 2, Kap. 28 + 29
- Arens et al., Kap 39
- Zucchini, Kap. 5 + 6



4.1.1 Bernoulliverteilung

- Anwendungsmodell:
 Indikatorvariable mit den Werten 1 bei Erfolg und 0 bei Misserfolg
- Wahrscheinlichkeit:

$$P(X = 1) = p, P(X = 0) = 1 - p$$

Verteilung:

$$X \sim B_{1,p}$$

• Erwartungswert:

$$E[X] = p$$
 = $1 \cdot p + 0 \cdot (1-p)$

Varianz:

$$Var[X] = p(1-p)$$
 = $E[x^2] - (E[x])^2 = p - p^2$
 $E[x^2] = 1^2 \cdot p + 0^2 \cdot (1-p) = p$

4.1.2 Binomialverteilung

- Anwendungsmodell: Treffer wohrscheinlichkeit Anzahl der Erfolge beim *n*-maligen Ziehen **mit** Zurücklegen sich nicht
- Wahrscheinlichkeit:

$$P(X = k) = \binom{n}{k} \cdot p^k \cdot (1 - p)^{n-k}, \quad k \in \{0, 1, \dots, n\}$$

- $P(X = k) = \binom{n}{k} \cdot p^k \cdot (1 p)^{n-k}, \quad k \in \{0, 1, ..., n\}$ Verteilung:

 Anzahl der Pfode mit k-mal Treffer

 Parameter der Verteilung
- Erwartungswert:

$$E[X] = np$$

Varianz:

$$Var[X] = np(1-p)$$

- R-Funktionen:
 - $\frac{\mathbf{d}}{\mathbf{binom}(\mathbf{k},\mathbf{p})} = P(X = k)$

Wahrscheinlichkeits-/Dichtefunktion

p binom(k,n,p) = F(k):

q-Quantil

Verteilungsfunktion

q binom(q,n,p):

k binomialverteilte Zufallszahlen

- r binom(k,n,p):
- Prof. Dr. B. Naumer (TH Rosenheim)

Beispiel 4.1.2: n-maliges Ziehen mit Zurücklegen

Ein Kommunikationsnetz mit *n* unabhängig voneinander arbeitenden Komponenten ist funktionsfähig, wenn mind. die Hälfte der Komponenten funktioniert. Die Wahrscheinlichkeit für die Funktionsfähigkeit einer Komponente ist 10%.

- (a) Mit welcher Wahrscheinlichkeit ist ein Netz mit 3 bzw. 5 Komponenten funktionsfähig?
- (b) Für welche Werte von *p* ist die Wahrscheinlichkeit, dass ein System mit 5 Komponenten funktioniert größer als bei einem System mit 3 Komponenten?

(a)
$$n=3$$
: $P(X\geq 2) = P(X=2) + P(X=3) = \binom{3}{2} \cdot 0.1^2 \cdot 0.9 + \binom{3}{3} \cdot 0.1^3$
 $= 1 - P(X \leq 1) = 1 - pbinom (1,3,0.1) \approx 2,8\%$
 $n=5$: $P(X\geq 3) = P(X=3) + P(X=4) + P(X=5)$
 $= 1 - P(X\leq 2) = 1 - pbinom (2,5,0.1) \approx 0,9\%$

(b) The welches
$$p$$
 gilt:
 $1 - pbinom(2,5,p) > 1 - pbinom(1,3,p)$

Ansatz ist wicklig

$$\frac{\binom{5}{3}}{\binom{5}{3}} p^3 (1-p)^2 + \binom{5}{4} p^4 (1-p) + p^5 > \binom{3}{2} p^2 \cdot (1-p) + \binom{3}{3} p^3 \quad 1 : p^2$$

P(x=4) P(x=5)

 $10 p(1-2p+p^2) + 5 p^2(1-p) + p^3 > 3(1-p) + p$

$$\vdots$$
 $2p^3 - 5p^2 + 4p - 1 > 0 \implies (2p^2 - 3p + 1)(p-1) > 0$
 $2(p-\frac{1}{2})(p-1)$

2(p-1)(p-1)

2 (p-1)· (p-1)2 > 0 => p>\frac{1}{2}

For p>\frac{1}{2} ist das Kommunikat.
netz mit 5 Komp. funktionsfähiger ?

4.1.3 Hypergeometrische Verteilung

Anwendungsmodell:

Anzahl der Erfolge beim *n*-maligen Ziehen **ohne** Zurücklegen aus einer Menge mit M Elementen, die Erfolg bedeuten, und N Elementen, die Misserfolg bedeuten z.B. Lotto "6 aus 49"

Wahrscheinlichkeit:

$$P(X = k) = \frac{\binom{M}{k} \cdot \binom{N}{n-k}}{\binom{M+N}{n}}, \quad k \in \{0, 1, \dots, \min\{n, M\}\}$$

Verteilung:

$$X \sim H_{M,N,n}$$
 Parometer der Verteilung

• Erwartungswert:

$$E[X] = n \frac{M}{M+N}$$
 Treffer wahrscheinlichkeit

$$(1-\frac{M}{M+N-n})$$
 falls $n \approx M + N$

 $Var[X] = n \frac{M}{M+N} \left(1 - \frac{M}{M+N}\right) \frac{M+N-n}{M+N-1}$ • R-Funktionen: $\frac{2}{M+N} \frac{M}{N} = \frac{N}{N} = \frac{N}{N}$

phyper(k,M,N,n) = F(k)

Falls 20n < M + N und M + N groß, dann ist der Unterschied zwischen Ziehen ohne bzw. mit Zurücklegen unwesentlich, so dass die Binomial verteilung mit $p = \frac{M}{M+N}$ als Approximation für die hypergeometrische Verteilung verwendet werden kann.

Beispiel 4.1.3: M + N = 100 M = 10 N = 90

Eine Charge mit 100 Glühbirnen wird angenommen, wenn sich in einer Stichprobe von 22 Glühbirnen maximal 2 defekte Glühbirnen befinden. Die Defektrate der Glühbirnen sei 10%. Wie groß ist die Wahrscheinlichkeit, dass die Charge angenommen wird?

Ges:
$$P(X \in 2) = phyper(2, 40, 90, 22) \approx 61.7\%$$

= $P(X=0) + P(X=1) + P(X=2)$

6/24

4.1.4 Poisson-Verteilung

- Anwendungsmodell: "Verteilung der seltenen Ereignisse" Häufigkeit punktförmiger Ereignisse in einem Kontinuum Die durchschnittlich zu erwartende Anzahl der Erfolge λ pro Maßeinheit (i. a. Zeiteinheit) sei bekannt.
- Wahrscheinlichkeit:

$$P(X = k) = \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}$$
 mit $\sum_{k=0}^{\infty} P(X = k) = 1$, da $\sum_{k=0}^{\infty} \frac{\lambda^k}{k!} = e^{\lambda}$

Verteilung:

$$X \sim P_{\lambda}$$

• Erwartungswert:

$$E[X] = \lambda$$
, da $\sum_{k=0}^{\infty} k \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda} = e^{-\lambda} \sum_{k=1}^{\infty} \lambda \frac{\lambda^{k-1}}{(k-1)!} = \lambda e^{-\lambda} \sum_{i=0}^{\infty} \frac{\lambda^i}{i!} = \lambda$

Varianz:

$$Var[X] = \lambda$$

R-Funktionen:

dpois(k,
$$\lambda$$
) = $P(X = k)$
ppois(k, λ) = $F(k)$



7 / 24

Falls $n \ge 50$, $p \le 0.1$ und $np \le 10$, dann kann die Poisson-Verteilung mit $\lambda = np$ als Approximation für die Binomialverteilung verwendet werden.

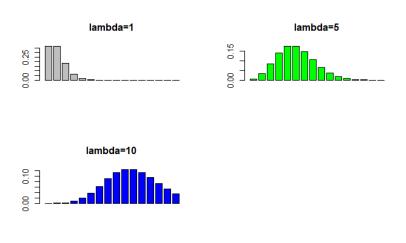


Abbildung: Poisson-Verteilungen für verschiedene Werte von λ

Beispiel 4.1.4:

Bei einer Hotline rufen im Durchschnitt 3 Kunden pro Tag an.

- (a) Mit welcher Wahrscheinlichkeit ruft an einem bestimmten Tag genau ein Kunde an?
- (b) Mit welcher Wahrscheinlichkeit rufen an einem bestimmten Tag mehr als 10 Kunden an?

4.1.5 Gleichverteilung

Anwendungsmodell:

Alle Werte $\{x_1, \dots, x_n\}$ einer ZV X sind gleichwahrscheinlich.

• Wahrscheinlichkeit:

$$P(X = x_k) = \frac{1}{n}$$

Verteilung:

$$X \sim U_{\{x_1,\ldots,x_n\}}$$

• Erwartungswert:

$$E[X] = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^{n} x_k = \bar{x}$$

Varianz:

$$Var[X] = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^{n} x_k^2 - \bar{x}^2$$

• R-Funktion:

sample(1:N,n): n Zufallszahlen zwischen 1 und N



4.2.1 Stetige Gleichverteilung

• Anwendungsmodell:

Zufallszahlen aus einem Intervall [a, b]

Dichte:

$$f(x) = \frac{1}{b-a}$$
 für $x \in [a, b]$

Verteilung:

$$X \sim U_{[a,b]}$$

• Erwartungswert:

$$E[X] = \frac{a+b}{2}$$

Varianz:

$$Var[X] = \frac{(b-a)^2}{12}$$

R-Funktionen:

$$dunif(x,a,b) = f(x)$$

$$punif(x,a,b) = F(x)$$

runif(n): n Zufallszahlen zwischen 0 und 1



Beispiel 4.2.1:

An einer Haltestelle fahren die Busse im 15 Minutentakt um 7:00, 7:15 usw. Ein Fahrgast kommt zu einem zufälligen Zeitpunkt zwischen 7:00 und 7:30 Uhr an die Haltestelle.

- (a) Wie groß ist die Wahrscheinlichkeit, dass er weniger als 5 Minuten warten muss?
- (b) Wie groß ist die Wahrscheinlichkeit, dass er mindestens 12 Minuten warten muss?

4.2.2 Normalverteilung

Anwendungsmodell:

Beschreibt viele reale Situationen, ist insbesondere Grenzverteilung unabhängiger Summen

Dichte:

$$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{1}{2} \left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2\right)$$

Verteilung:

$$X \sim N_{\mu,\sigma^2}$$

• Erwartungswert:

$$E[X] = \mu$$

Varianz:

$$Var[X] = \sigma^2$$

R-Funktionen:

dnorm(x,
$$\mu$$
, σ) = $f(x)$
pnorm(x, μ , σ) = $F(x)$
qnorm(q, μ , σ): g -Quantil

Eigenschaften:

- Maximalstelle von f(x) bei $x = \mu$
- Wendestellen von f(x) bei $x = \mu \pm \sigma$
- $X \sim N_{\mu,\sigma^2} \implies aX + b \sim N_{a\mu+b,a^2\sigma^2}$ und $\frac{X-\mu}{\sigma} \sim N_{0,1}$
- $X_1 \sim N_{\mu_1,\sigma_1^2}$ und $X_2 \sim N_{\mu_2,\sigma_2^2} \Longrightarrow X_1 + X_2 \sim N_{\mu_1+\mu_2,\sigma_1^2+\sigma_2^2}$



Standardnormalverteilung $N_{0.1}$

- Dichte: $\varphi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{1}{2}x^2\right)$
- Verteilung: $\Phi(x) = \int_{0}^{x} \varphi(t) dt$
- Quantile: Wegen der Achsensymmetrie von $\varphi(x)$ gilt: $\Phi(-x) = 1 - \Phi(x) \implies -x_p = x_{1-p}$

Dichtefunktion 4.0 0.1 2 Х

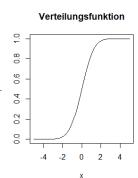


Abbildung: Dichte- und Verteilungsfkt. der Standardnormalverteilung

Beispiel 4.2.2:

Laut Klimadatenbank kann die Niederschlagsmenge M_x , die im Jahr x in Rosenheim fallen wird, durch eine normalverteilte ZV mit $\mu = 64$ und $\sigma^2 = 36$ modelliert werden.

Wie groß ist die Wahrscheinlichkeit, dass

- (a) die Niederschlagsmenge im Jahr 2020 > 70 ist?
- (b) die Gesamtniederschlagsmenge in den beiden Jahren 2020 und 2021 > 140 ist?
- (c) für die (unabhängigen) Niederschlagsmengen M_{2018} und M_{2019} gilt: $M_{2018} > M_{2019} + 16$?

4.2.3 Exponentialverteilung

- Anwendungsmodell: Modellierung von Lebensdauern, Wartezeiten Sei $Y_t \sim P_{\lambda t}$ im Intervall [0,t] von t Zeiteinheiten, dann beschreibt die Exponentialverteilung die Wartezeit X bis zum Eintreten eines Ereignisses.
- Dichte und Verteilungsfunktion:

$$f(x) = \lambda e^{-\lambda x} (x \ge 0)$$
 und $F(x) = 1 - e^{-\lambda x}$

Verteilung:

$$X \sim Exp_{\lambda}$$

- **Erwartungswert:** (Berechnung mit partieller Integration) $E[X] = \frac{1}{\lambda}$
- Varianz: (Berechnung mit partieller Integration) $Var[X] = \frac{1}{\lambda^2}$
- R-Funktionen:

$$dexp(x,\lambda) = f(x)$$

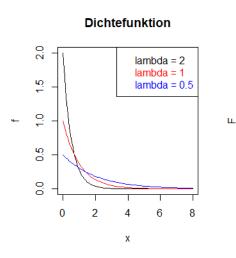
 $pexp(x,\lambda) = F(x)$



Eigenschaft:

ullet Eine exponentialverteilte ZV X ist gedächtnislos, d. h.

$$P(X > s + t | X > t) = P(X > s)$$



Verteilungsfunktion

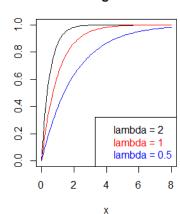


Abbildung: Dichte- und Verteilungsfkt. der Exponentialverteilung für $\lambda=0.5,\,1$

Beispiel 4.2.3:

Die Lebensdauer einer Autobatterie entspreche einer Reichweite von 10000 km. Wie groß ist dann die Wahrscheinlichkeit, dass die Batterie bei einer 5000 km langen Fahrt nicht ausfällt?

4.2.4 Chiquadrat-Verteilung

 Z_1,\ldots,Z_n seien unabhängige, standardnormalverteilte ZV \Longrightarrow $X=Z_1^2+\cdots+Z_n^2$ hat Chiquadratverteilung mit n Freiheitsgraden

- Anwendungsmodell:
 Summen unabhängiger standa
- Summen unabhängiger, standardnormalverteilter ZV
- Verteilung:

$$X \sim \chi_n^2$$

• Erwartungswert:

$$E[X] = n$$

Varianz:

$$Var[X] = 2n$$

• R-Funktionen:

$$dchisq(x,n) = f(x)$$

 $pchisq(x,n) = F(x)$



Eigenschaft:

•
$$X_1 \sim \chi^2_{n_1}$$
 und $X_2 \sim \chi^2_{n_2} \Longrightarrow X_1 + X_2 \sim \chi^2_{n_1+n_2}$

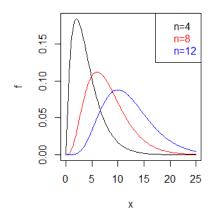


Abbildung: Dichtefunktionen der Chiquadratverteilung

21 / 24

Beispiel 4.2.4:

Es soll ein Zielpunkt in einem dreidimensionalen Raum getroffen werden.

Der Messfehler X_i in jeder der 3 Koordinaten sei normalverteilt mit $\mu = 0$ und $\sigma = 2$ [m].

Wie groß ist die Wahrscheinlichkeit, dass der Abstand

$$D = \sqrt{X_1^2 + X_2^2 + X_3^2}$$
 zwischen Mess- und Zielpunkt größer als 3 [m] ist?

4.2.5 t-Verteilung

 $Z \sim N_{0,1} \text{ und } X \sim \chi_n^2 \Longrightarrow Y = \frac{Z}{\frac{X}{\sqrt{n}}} \text{ ist t-verteilt mit } n \text{ Freiheitsgraden}$

• Anwendungsmodell:

Schätz- und Testverfahren bei unbekannter Varianz

Verteilung:

$$Y \sim t_n$$

• Erwartungswert:

$$E[Y] = 0$$
 für $n > 1$

Varianz:

$$Var[Y] = \frac{n}{n-2}$$
 für $n > 2$

• R-Funktionen:

Eigenschaften:

- Für $n \to \infty$: $t_n \to N_{0,1}$
- Achsensymmetrie der Dichtefunktion $\implies -x_p = x_{1-p}$

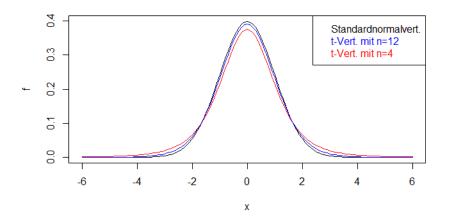


Abbildung: Dichtefunktionen der t-Verteilung