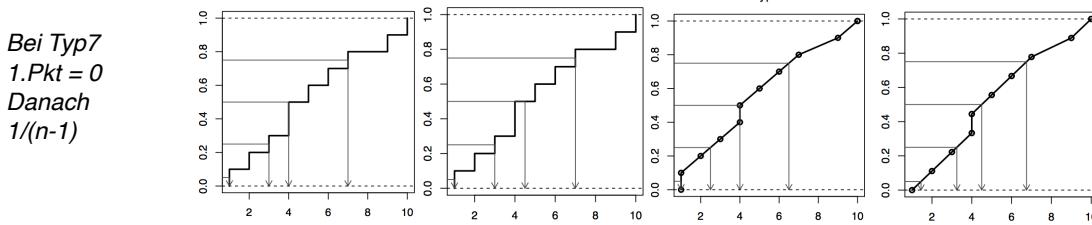


Formelsammlung: Statistik und Wahrscheinlichkeitstheorie

Kapitel 1: Deskriptive und explorative Statistik

Empirische Verteilungsfkt (S15): $\hat{F}_n(x) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n I_{(-\infty, x]}(x_i), \quad x \in \mathbb{R}$

Quantile (S24):



Median (S24):

$$\tilde{x} = \begin{cases} x_{(k+1)} & \text{falls } n = 2k + 1 \quad (\text{d. h. } n \text{ ungerade}) \\ \frac{x_{(k)} + x_{(k+1)}}{2} & \text{falls } n = 2k \quad (\text{d. h. } n \text{ gerade}) \end{cases}$$

u.Hinge(Q1) / o.Hinge(Q3):

Median der beiden Hälften
(Bei $n=$ ungerade => Median mitzählen)

LFence:

$$Q1 - 1.5(Q3 - Q1)$$

UFence:

$$Q3 + 1.5(Q3 - Q1)$$

Whiskers: Punkt, der noch innerhalb der Fences liegt. **Ausreißer:** Punkte, die ausserhalb der Whiskers liegen.

Arith. Mittelwert

$$\bar{x}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$$

gewicht. Mittelwert

$$\bar{x}_g = \sum_{i=1}^n g_i x_i$$

geom. Mittelwert

$$\left(\prod_{i=1}^n x_i \right)^{1/n}$$

harm. Mittelwert

$$\bar{x}_n^{(h)} = \frac{n}{\sum_{i=1}^n \frac{1}{x_i}}$$

MAD

$$MAD = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n |x_i - \tilde{x}|$$

Varianz

$$s_n^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x}_n)^2$$

Stichprobenstreuung

$$s_n = \sqrt{s_n^2} = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x}_n)^2}$$

Verschiebungssatz (Wenn $n =$ Groß)

$$s_n^2 = \frac{1}{n-1} \left[\sum_{i=1}^n x_i^2 - n(\bar{x}_n)^2 \right] = \frac{1}{n-1} \left[\sum_{i=1}^n x_i^2 - \frac{(\sum_{i=1}^n x_i)^2}{n} \right]$$

Kapitel 2: Wahrscheinlichkeit

Bayes'sche Formel (S86)

$$P(C_i|A) = \frac{P(A|C_i)P(C_i)}{\sum_{j=1}^{\infty} P(A|C_j)P(C_j)}$$

Odds-Form Bayes'sche Form (S86)

$$\underbrace{\frac{P(H|A)}{P(\bar{H}|A)}}_{\text{A-posteriori-Odds}} = \underbrace{\frac{P(H)}{P(\bar{H})}}_{\text{A-priori-Odds}} \times \underbrace{\frac{P(A|H)}{P(A|\bar{H})}}_{\text{Likelihood-Quotient}}$$

Unabhängig von 2 Ereignissen

$$P(AB) = P(A)P(B)$$

Kapitel 3: Stochastische Größen und Verteilungen

Verteilungsfunktion (S114)

$$F_X(x) := P(X \leq x), \quad x \in \mathbb{R}$$

Allgemein (S114)

$$P(a < X \leq b) = F_X(b) - F_X(a)$$

linksseitiger Grenzwert (S114)

$$P(X = x) = F(x) - F(x-) \quad \text{für } x \in \mathbb{R}$$

Verallgemeinerte Inverse (S116)

$$F^{-1}(y) = \inf \{x \mid F(x) \geq y\} \quad \text{für } y \in (0, 1)$$

p-Quantil (S117)

$$x_p = F^{-1}(p) \quad \text{für } p \in (0, 1)$$

Diskrete Verteilungen:

Wahrscheinlichkeitsfunktion (118)

$$p_X(x) = P(X = x) \quad \text{für } x \in M_X$$

Verteilungsfunktion (S118)

$$F_X(x) = P(X \leq x) = \sum_{x_i \leq x} p_X(x_i), \quad x \in \mathbb{R}$$

Erwartungswert

$$\mathbb{E}(X) = \sum_x xp(x)$$

Erwartungswert Funktion

$$\mathbb{E}(Y) = \sum_{x \in S_X} g(x)p_X(x)$$

Stetige Verteilungen:**Erwartungswert (S134)**

$$\mathbb{E}(X) = \int_{-\infty}^{\infty} xf(x) dx$$

Erwartungswert (Funktion) LOTUS

$$\mathbb{E}(Y) = \int_{-\infty}^{\infty} g(x)f_X(x) dx$$

Allgemein**Verteilungsfunktion (S119)**

$$F_X(x) = P(X \leq x) = \int_{-\infty}^x f_X(t) dt$$

Dichtefunktion (S120)

$$\frac{d}{dx} F_X(x) = F'_X(x) = f_X(x)$$

gemischte Verteilung (S123)

$$\sum_{i=1}^m p(x_i) + \int_a^b f^*(x) dx = 1$$

Median(0.5-Quantil)

$$x_{0.5} = F_X^{-1}\left(\frac{1}{2}\right)$$

Transformationssatz für Dichte (S129)

$$f_Y(y) = f_X(g^{-1}(y)) \left| \frac{dg^{-1}(y)}{dy} \right|, \quad y \in S_Y$$

Jacobian (S129)

$$J = \frac{dx}{dy} = \frac{dg^{-1}(y)}{dy} = \frac{1}{dg(x)/dx}$$

Verschiebungssatz Varianz

$$\sigma_X^2 = \mathbb{E}(X^2) - [\mathbb{E}(X)]^2$$

Bestimmung der Verteilungsfunktion aus der Grafik

$$y_1 + ((1-y_1) * x/x_2) = 1$$

Kapitel 4: Spezielle Verteilungen

Diskrete Verteilungen**Erwartungswert**

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i = \bar{x}$$

Varianz

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$$

Bernoulli Verteilung $X \sim A(p)$ **W-Funktion**

$$p(x) = p^x(1-p)^{1-x} \quad \text{für } x \in \{0, 1\}$$

Erwartungswert

$$\mathbb{E}(X) = \sum_{x=0}^1 xp^x(1-p)^{1-x} = (0)(1-p) + (1)(p) = p$$

Varianz

$$\text{Var}(X) = \mathbb{E}(X^2) - \mathbb{E}^2(X) = p - p^2 = p(1-p)$$

Binomialverteilung $X \sim B(n,p)$ **W-Funktion**

$$p(x) = \binom{n}{x} p^x(1-p)^{n-x}$$

Erwartungswert

$$\mathbb{E}(X) = np,$$

Varianz

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

Anzahl Versuche

$$\binom{n}{x} = \frac{n!}{x!(n-x)!}$$

$$\sum_{x=0}^n p(x) = \sum_{x=0}^n \binom{n}{x} p^x(1-p)^{n-x} = [p + (1-p)]^n = 1$$

Negative Binomialverteilung $X \sim NB(r,p)$ **W-Funktion**

$$p(x) = P(X = x) = \binom{x-1}{r-1} p^r (1-p)^{x-r}$$

Erwartungswert

$$\mathbb{E}(X) = \frac{r}{p},$$

Varianz

$$\text{Var}(X) = \frac{r(1-p)}{p^2}$$

Geometrische Verteilung $X \sim G(p)$ **W-Funktion**

$$p(x) = P(X = x) = p(1-p)^{x-1}$$

Erwartungswert

$$\mathbb{E}(X) = \frac{1}{p},$$

Varianz

$$\text{Var}(X) = \frac{1-p}{p^2}$$

Hypergeometrische Verteilung $X \sim H(N, A, n)$ **W-Funktion**

$$p(x) = P(X = x) = \frac{\binom{A}{x} \binom{N-A}{n-x}}{\binom{N}{n}},$$

Erwartungswert

$$\mathbb{E}(X) = n \frac{A}{N},$$

Varianz

$$\text{Var}(X) = n \frac{A}{N} \left(1 - \frac{A}{N}\right) \frac{N-n}{N-1}$$

Poisson Verteilung $X \sim P(\lambda)$ **W-Funktion**

$$p(x) = P(X = x) = \frac{\lambda^x e^{-\lambda}}{x!}$$

Erwartungswert

$$\mathbb{E}(X) = \lambda,$$

Varianz

$$\text{Var}(X) = \lambda$$

Stetige Verteilungen

Stetige uniforme Verteilung $X \sim U(a, b)$

Dichte $f(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a} & \text{für } x \in (a, b) \\ 0 & \text{für } x \notin (a, b) \end{cases}$	Verteilungsfunktion $F(x) = \begin{cases} 0 & \text{für } x \leq a \\ \frac{x-a}{b-a} & \text{für } a < x < b \\ 1 & \text{für } x \geq b \end{cases}$
---	--

Erwartungswert

$$\mathbb{E}(X) = \frac{a+b}{2},$$

Varianz

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

Exponentialverteilung $X \sim \text{Exp}(\lambda)$

Dichte $f(x) = \frac{1}{\tau} e^{-x/\tau} \quad \text{für } x \geq 0$	Verteilungsfunktion $F(x) = 1 - e^{-\lambda x}$
---	---

Erwartungswert

$$\mathbb{E}(X) = \frac{1}{\lambda} = \tau,$$

Varianz

$$\text{Var}(X) = \frac{1}{\lambda^2} = \tau^2, \quad \sqrt{\text{Var}(X)} = \frac{1}{\lambda} = \tau$$

Gedächtnislosigkeit

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

Gammaverteilung $X \sim P(\alpha, \lambda)$

Dichte $f(x) = \frac{\lambda^\alpha x^{\alpha-1} e^{-\lambda x}}{\Gamma(\alpha)}$	Gammafunktion $\Gamma(\alpha) = \int_0^\infty u^{\alpha-1} e^{-u} du \quad \text{für } \alpha > 0$
---	--

Erwartungswert

$$\mathbb{E}(X) = \frac{\alpha}{\lambda} = \alpha\beta,$$

Varianz

$$\text{Var}(X) = \frac{\alpha}{\lambda^2} = \alpha\beta^2$$

Für $X \sim \chi^2(n)$:

Erwartungswert

$$\mathbb{E}(X) = n,$$

Varianz

$$\text{Var}(X) = 2n$$

Normalverteilung $X \sim N(\mu, \sigma^2)$

Dichte $f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2\right]$	StandardN-Verteilung $\varphi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-x^2/2}$
--	--

Erwartungswert

$$\mathbb{E}(X) = \mu,$$

Varianz

$$\text{Var}(X) = \sigma^2$$

Standardisierung

$$F_Z(z) = P(Z \leq z) = P\left(\frac{X-\mu}{\sigma} \leq z\right) = P(X \leq \mu + \sigma z)$$

affine Transformation

$$X = \mu + \sigma Z \quad \text{mit} \quad Z \sim N(0, 1)$$

Quantile

$$x_p = \mu + \sigma z_p$$

F-verteilung $X \sim F(m, n)$

Dichte $f(x) = \frac{\Gamma\left(\frac{m+n}{2}\right) \left(\frac{m}{n}\right)^{m/2} x^{(m-2)/2}}{\Gamma\left(\frac{m}{2}\right) \Gamma\left(\frac{n}{2}\right) \left[1 + \left(\frac{m}{n}\right)x\right]^{(m+n)/2}}$	Quantile $F_{m,n;p} = \frac{1}{F_{n,m;1-p}}$
--	--

Erwartungswert

$$\mathbb{E}(X) = \frac{n}{n-2}$$

Varianz

$$\text{Var}(X) = \frac{2n^2(m+n-2)}{m(n-2)^2(n-4)}$$

T-Verteilung $X \sim t(n)$

Dichte $f(x) = \frac{\Gamma\left(\frac{n+1}{2}\right)}{\sqrt{n\pi} \Gamma\left(\frac{n}{2}\right)} \left(1 + \frac{x^2}{n}\right)^{-(n+1)/2}$	Quantile $t_{n;p} = -t_{n;1-p}$
---	---

Erwartungswert

$$\mathbb{E}(X) = 0$$

Varianz

$$\text{Var}(X) = \frac{n}{n-2}$$

Betaverteilung $X \sim Be(a, b)$

Dichte $f(x) = \frac{1}{B(a,b)} x^{a-1} (1-x)^{b-1}$	Quantile
--	-----------------

Erwartungswert

$$\mathbb{E}(X) = \frac{a}{a+b},$$

Varianz

$$\text{Var}(X) = \frac{ab}{(a+b+1)(a+b)^2}$$

Kapitel 5: Multivariate Verteilungen

Verteilungsfunktion

$$F(x_1, x_2) = \int_{-\infty}^{x_1} \int_{-\infty}^{x_2} f(w_1, w_2) dw_1 dw_2$$

W-Funktion

$$P((X_1, X_2) \in B) = \iint_B f(x_1, x_2) dx_1 dx_2$$

Erwartungswert

$$\mathbb{E}(X_1) = \int_{-\infty}^{\infty} x_1 f_1(x_1) dx_1$$

Randdichten

$$X_1 : f_1(x_1) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x_1, x_2) dx_2 \quad X_2 : f_2(x_2) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x_1, x_2) dx_1$$

Bedingte Wahrscheinlichkeit (Diskret)

$$P(X_2 = x_2 | X_1 = x_1) = \frac{P(X_1 = x_1, X_2 = x_2)}{P(X_1 = x_1)} = \frac{p(x_1, x_2)}{p_1(x_1)}$$

Bedingte Dichte (stetig)

$$f(x_2|x_1) = \frac{f(x_1, x_2)}{f_1(x_1)}$$

Bedingter Erwartungswert

$$\mathbb{E}(X_2|x_1) = \int_{-\infty}^{\infty} x_2 f(x_2|x_1) dx_2$$

Bedingte Varianz

$$\text{Var}(X_2|x_1) = \mathbb{E}(X_2^2|x_1) - [\mathbb{E}(X_2|x_1)]^2$$

Kovarianz

$$\mathbb{E}(XY) - \mu_1 \mu_2$$

Korrelationskoeffizient

$$\rho = \rho_{XY} = \frac{\text{Cov}(X, Y)}{\sqrt{\text{Var}(X)} \sqrt{\text{Var}(Y)}} = \frac{\sigma_{12}}{\sigma_1 \sigma_2}$$

Unabhängigkeit (stetig)

$$f(x_1, x_2) = f_1(x_1) f_2(x_2)$$

Unabhängigk. (diskret)

$$f_2(x_2) = f(x_2|x_1)$$

Verteilungsfunktion mit Herleitung (u.a. Seriellsystem)

Achtung: $e^0 = 1$

$$F_{\min}(y) = P(Y_1 \leq y) = 1 - P(Y_1 > y)$$

$$= 1 - P(X_1 > y, X_2 > y, \dots, X_n > y)$$

$$= 1 - \prod_{i=1}^n P(X_i > y)$$

$$= 1 - \prod_{i=1}^n [1 - P(X_i \leq y)] \quad F_{\min}(y) = 1 - \prod_{i=1}^n [1 - F_i(y)]$$

Verteilungsfunktion (ua. Parallelsystem)

$$F_{\max}(y) = \prod_{i=1}^n F_i(y)$$

Kapitel 6: Folgen von stochastischen Größen

Erwartungswert (u.a. Linearkombination)

$$\mathbb{E}(T) = \sum_{i=1}^n a_i \mathbb{E}(X_i)$$

Wie oft muss man im Mittel eine Münze werfen, sodass beide Seiten zumindest einmal vorgekommen

$$\mathbb{E}(X) = N \left(\frac{1}{N} + \frac{1}{N-1} + \dots + 1 \right)$$

Normalapproximation der B(n,p)-Verteilung

$$P(X_n \leq x) \approx \Phi \left(\frac{x + 1/2 - np}{\sqrt{np(1-p)}} \right)$$

$$P(a \leq X_n \leq b) \approx \Phi \left(\frac{b + 1/2 - np}{\sqrt{np(1-p)}} \right) - \Phi \left(\frac{a - 1/2 - np}{\sqrt{np(1-p)}} \right)$$

(Wenn Wert nicht in Tabelle, abs(Wert) ablesen => Tabellenwert)

Normalapproximation der Poisson-Verteilung

$$P(X \leq x) \approx \Phi \left(\frac{x + 1/2 - \lambda}{\sqrt{\lambda}} \right)$$

$$P(a \leq X \leq b) \approx \Phi \left(\frac{b + 1/2 - \lambda}{\sqrt{\lambda}} \right) - \Phi \left(\frac{a - 1/2 - \lambda}{\sqrt{\lambda}} \right)$$

Additionstheoreme: Bernoulli Verteilung

$$X_i \sim A(p), i = 1, 2, \dots, n, \text{ ua.} \implies \sum_{i=1}^n X_i \sim B(n, p)$$

Binomial Verteilung:

$$X_i \sim B(n_i, p), i = 1, 2, \dots, n, \text{ ua.} \implies \sum_{i=1}^n X_i \sim B \left(\sum_{i=1}^n n_i, p \right)$$

Poisson Verteilung

$$X_i \sim P(\lambda_i), i = 1, 2, \dots, n, \text{ ua.} \implies \sum_{i=1}^n X_i \sim P \left(\sum_{i=1}^n \lambda_i \right)$$

Geometrische Verteilung

$$X_i \sim G(p), i = 1, 2, \dots, r, \text{ ua.} \implies \sum_{i=1}^r X_i \sim NB(r, p)$$

Exponential Verteilung

$$X_i \sim \text{Exp}(\lambda), i = 1, 2, \dots, n, \text{ ua.} \implies \sum_{i=1}^n X_i \sim \text{Gam}(n, \lambda)$$

Gamma Verteilung

$$X_i \sim \text{Gam}(\alpha_i, \lambda), i = 1, 2, \dots, n, \text{ ua.} \implies \sum_{i=1}^n X_i \sim \text{Gam} \left(\sum_{i=1}^n \alpha_i, \lambda \right)$$

Normal Verteilung

$$X_i \sim N(\mu_i, \sigma_i^2), i = 1, 2, \dots, n, \text{ ua.} \implies \sum_{i=1}^n X_i \sim N \left(\sum_{i=1}^n \mu_i, \sum_{i=1}^n \sigma_i^2 \right)$$

Mit Konstanten a_1, a_2, \dots, a_n gilt etwas allgemeiner:

$$X_i \sim N(\mu_i, \sigma_i^2), i = 1, 2, \dots, n, \text{ ua.} \implies \sum_{i=1}^n a_i X_i \sim N \left(\sum_{i=1}^n a_i \mu_i, \sum_{i=1}^n a_i^2 \sigma_i^2 \right)$$

Chiquadrat Verteilung:

$$X_i \sim \chi^2(n_i), i = 1, 2, \dots, n, \text{ ua.} \implies \sum_{i=1}^n X_i \sim \chi^2 \left(\sum_{i=1}^n n_i \right)$$

Kapitel 7: Schliessende Statistik

Maximum Likelihood Schätzer (diskret)

$$L(\theta) = \prod_{i=1}^n p(x_i; \theta) \quad \text{für } \theta \in \Theta$$

Maximum Likelihood Schätzer (stetig)

$$L(\theta) = \prod_{i=1}^n f(x_i; \theta) \quad \text{für } \theta \in \Theta$$

Statistische Tests

p-Wert

Bezug zum klassischen Testen: Ein klassischer Test ergibt sich dadurch, dass eine \mathcal{H}_0 , deren p -Wert kleiner als α ist, auf dem Niveau α verworfen wird. Anders ausgedrückt:

Test für den Mittelwert einer Normalverteilung (Varianz σ^2 bekannt) [S301]

Nullhypothese:	$\mathcal{H}_0 : \mu = \mu_0$	Alternativhypothese \mathcal{H}_1	\mathcal{H}_0 verwerfen, falls
----------------	-------------------------------	-------------------------------------	----------------------------------

Teststatistik:	$Z_0 = \frac{\bar{X}_n - \mu_0}{\sigma_0 / \sqrt{n}}$	$\mu \neq \mu_0$	$ Z_0 > z_{1-\alpha/2}$
----------------	---	------------------	--------------------------

$\mu > \mu_0$	$Z_0 > z_{1-\alpha}$
---------------	----------------------

$\mu < \mu_0$	$Z_0 < z_\alpha (= -z_{1-\alpha})$
---------------	------------------------------------

Test für den Mittelwert einer Normalverteilung (Varianz σ^2 unbekannt) [S303]

Nullhypothese:	$\mathcal{H}_0 : \mu = \mu_0$	Alternativhypothese \mathcal{H}_1	\mathcal{H}_0 verwerfen, falls
----------------	-------------------------------	-------------------------------------	----------------------------------

$\mu \neq \mu_0$	$ T_0 > t_{n-1; 1-\alpha/2}$
------------------	-------------------------------

Teststatistik:	$T_0 = \frac{\bar{X}_n - \mu_0}{S_n / \sqrt{n}}$	$\mu > \mu_0$	$T_0 > t_{n-1; 1-\alpha}$
----------------	--	---------------	---------------------------

$\mu < \mu_0$	$T_0 < t_{n-1; \alpha} (= -t_{n-1; 1-\alpha})$
---------------	--

Test für die Varianz σ^2 einer Normalverteilung [S306]

Nullhypothese:	$\mathcal{H}_0 : \sigma^2 = \sigma_0^2$	Alternativhypothese \mathcal{H}_1	\mathcal{H}_0 verwerfen, falls
----------------	---	-------------------------------------	----------------------------------

$\sigma^2 \neq \sigma_0^2$	$\chi_0^2 < \chi_{n-1; \alpha/2}^2$ oder $\chi_0^2 > \chi_{n-1; 1-\alpha/2}^2$
----------------------------	--

Teststatistik:	$\chi_0^2 = \frac{(n-1)S_n^2}{\sigma_0^2}$	$\sigma^2 > \sigma_0^2$	$\chi_0^2 > \chi_{n-1; 1-\alpha}^2$
----------------	--	-------------------------	-------------------------------------

$\sigma^2 < \sigma_0^2$	$\chi_0^2 < \chi_{n-1; \alpha}^2$
-------------------------	-----------------------------------

Tests für die Mittelwerte von zwei unabhängige Stichproben (Normalverteilungen) [S310]

Bedingung: $\sigma_X^2 = \sigma_Y^2 = \sigma^2$ (unbekannt)

Nullhypothese:	$\mathcal{H}_0 : \mu_X - \mu_Y = \Delta_0$	Alternativhypothese \mathcal{H}_1	\mathcal{H}_0 verwerfen, falls
----------------	--	-------------------------------------	----------------------------------

$\mu_X - \mu_Y \neq \Delta_0$	$ T_0 > t_{m+n-2; 1-\alpha/2}$
-------------------------------	---------------------------------

Teststatistik:	$T_0 = \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - \Delta_0}{S_p \sqrt{1/m + 1/n}}$	$\mu_X - \mu_Y > \Delta_0$	$T_0 > t_{m+n-2; 1-\alpha}$
----------------	---	----------------------------	-----------------------------

	$\mu_X - \mu_Y < \Delta_0$	$T_0 < t_{m+n-2; \alpha} (= -t_{m+n-2; 1-\alpha})$
--	----------------------------	--

Bedingung: σ_X^2 ungleich σ_Y^2 (beide unbekannt)

Nullhypothese:	$\mathcal{H}_0 : \mu_X - \mu_Y = \Delta_0$	Alternativhypothese \mathcal{H}_1	\mathcal{H}_0 verwerfen, falls
----------------	--	-------------------------------------	----------------------------------

$\mu_X - \mu_Y \neq \Delta_0$	$ Z_0 > z_{1-\alpha/2}$
-------------------------------	--------------------------

Teststatistik:	$Z_0 = \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - \Delta_0}{\sqrt{S_X^2/m + S_Y^2/n}}$	$\mu_X - \mu_Y > \Delta_0$	$Z_0 > z_{1-\alpha}$
----------------	---	----------------------------	----------------------

	$\mu_X - \mu_Y < \Delta_0$	$Z_0 < z_\alpha (= -z_{1-\alpha})$
--	----------------------------	------------------------------------

Tests für die Varianzen von zwei unabhängige Stichproben (Normalverteilungen) [S]

Nullhypothese:	$\mathcal{H}_0 : \sigma_X^2 = \sigma_Y^2$	Alternativhypothese \mathcal{H}_1	\mathcal{H}_0 verwerfen, falls
----------------	---	-------------------------------------	----------------------------------

$\sigma_X^2 \neq \sigma_Y^2$	$F_0 < F_{m-1, n-1; \alpha/2}$ oder $F_0 > F_{m-1, n-1; 1-\alpha/2}$
------------------------------	--

Teststatistik:	$F_0 = \frac{S_X^2}{S_Y^2}$	$\sigma_X^2 > \sigma_Y^2$	$F_0 > F_{m-1, n-1; 1-\alpha}$
----------------	-----------------------------	---------------------------	--------------------------------

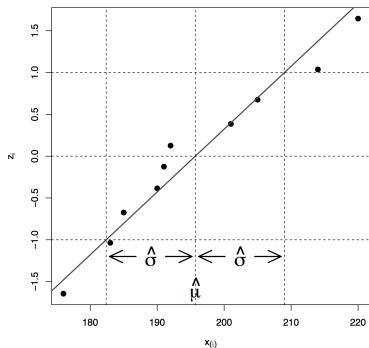
	$\sigma_X^2 < \sigma_Y^2$	$F_0 < F_{m-1, n-1; \alpha}$
--	---------------------------	------------------------------

Achtung: Wenn nicht
In der Tabelle, dann:

$$F_{m-1, n-1; \alpha/2} = \frac{1}{F_{n-1, m-1; 1-\alpha/2}}$$

Chiquadrat-Anpassungstest

Abbildung 7.16: Normal-QQ-Plot für die Daten von Bsp 7.30

**Einfacher Test**

Klassen	X	\hat{p}	$n\hat{p}$	$(X - n\hat{p})^2/n\hat{p}$
($-\infty, -1.1433]$	4	0.125	5	0.2
($-1.1433, -0.6522]$	9	0.125	5	3.2
($-0.6522, -0.2849]$	4	0.125	5	0.2
($-0.2849, 0.0439]$	4	0.125	5	0.2
($0.0439, 0.3728]$	4	0.125	5	0.2
($0.3728, 0.7401]$	1	0.125	5	3.2
($0.7401, 1.2312]$	10	0.125	5	5.0
($1.2312, \infty)$	4	0.125	5	0.2
Summe	40	1.000	40	12.4

Zusammengesetzter Test

Klasse	X_i	p_{i0}	np_{i0}	$(X_i - np_{i0})^2/np_{i0}$
1	13	1/6	10	0.9
2	19	1/6	10	8.1
3	11	1/6	10	0.1
4	8	1/6	10	0.4
5	5	1/6	10	2.5
6	4	1/6	10	3.6
Summe	60	1	60	15.6

 H_0 verwerfen wenn:

$$Q_{k-s-1} > \chi^2_{k-s-1; 1-\alpha}$$

 H_0 verwerfen wenn:

$$Q_{k-1} > \chi^2_{k-1; 1-\alpha}$$

$$p\text{-Wert} = P(\chi^2(5) \geq 15.6) \doteq 0.0081$$

Approximativer Konfidenzintervall für den Mittelwert μ

$$\bar{X}_n \pm t_{n-1; 1-\alpha/2} \frac{S_n}{\sqrt{n}}$$

Approximativer Konfidenzintervall σ_x^2 / σ_y^2

$$\left(\frac{1}{F_{m-1, n-1; 1-\alpha/2}} \frac{S_X^2}{S_Y^2}, \frac{1}{F_{m-1, n-1; \alpha/2}} \frac{S_X^2}{S_Y^2} \right)$$

Approx. Konfidenzintervall für die Varianz

$$\left(\sqrt{\frac{(n-1)S_n^2}{\chi^2_{n-1; 1-\alpha/2}}}, \sqrt{\frac{(n-1)S_n^2}{\chi^2_{n-1; \alpha/2}}} \right)$$

Approximativer Konfidenzintervall $\mu_X - \mu_Y$

$$\bar{X} - \bar{Y} \pm t_{m+n-2; 1-\alpha/2} S_p \sqrt{\frac{1}{m} + \frac{1}{n}}$$

Approximativer Konfidenzintervall (Bernoulli Verteilung)

$$\hat{p} \pm z_{1-\alpha/2} \sqrt{\frac{\hat{p}(1-\hat{p})}{n}}$$

F-Quantile (Wenn nicht in der Tabellen vorhanden)

$$F_{m-1, n-1; \alpha/2} = \frac{1}{F_{n-1, m-1; 1-\alpha/2}}$$

Diverses

Integral durch Substitution

$$\int \frac{1}{5x-7} dx = ?$$

$$1.) \quad z = 5x - 7 \quad \frac{dz}{dx} = 5 \quad dx = \frac{dz}{5}$$

$$2.) \int \frac{1}{5x-7} dx = \int \frac{1}{z} \cdot \frac{dz}{5}$$

$$3.) \int \frac{1}{z} \cdot \frac{dz}{5} = \frac{1}{5} \int \frac{1}{z} dz = \frac{1}{5} \ln|z| + C$$

$$4.) \frac{1}{5} \ln|z| + C = \frac{1}{5} \ln|5x-7| + C$$

Partielle Integration

$$\int (x \cdot e^x) dx = F(x) = ?$$

$$u = x$$

$$v' = e^x$$

$$u' = 1$$

$$v = e^x$$

$$F(x) = u \cdot v - \int (u' \cdot v) dx$$

$$F(x) = x \cdot e^x - \int (1 \cdot e^x) dx$$

$$F(x) = x \cdot e^x - \int e^x dx$$

$$F(x) = x \cdot e^x - e^x + C$$

Frage: "Wie kann man auf Basis von $U \sim U(0, 1)$ Beobachtungen von X generieren?

Welcher x -Wert ergibt sich z. B. für $u = 0.3522$?
Umkehrfunktion der VF -> einsetzen vom x-Wert