

17. Vorlesung: Konfidenzbereiche: Quantilmethode

Nikolas Tapia

17. Juni 2024, Stochastik für Informatik(er)

17. Vorlesung: Konfidenzbereiche: Quantilmethode

Nikolas Tapia

17. Juni 2024, Stochastik für Informatik(er)

Sei $(x_1, \dots, x_n) \in \mathbb{R}^n$ einen Datenvektor, der aus einer Realisierung von u.i.v. Zufallsvariablen X_1, \dots, X_n stammt. Die Verteilung der X_i hängt von einem unbekannten Parameter $\theta \in \Theta$ ab.

Definition 17.1

Sei $\alpha \in (0, 1)$ ein **Fehlerniveau** vorgegeben.

Ein **Konfidenzbereich für θ zum Fehlerniveau α** ist ein *zufälliges* Intervall $J = J(X_1, \dots, X_n) = (u(X_1, \dots, X_n), o(X_1, \dots, X_n)) \subseteq \Theta$, sodass

$$\mathbb{P}_\theta(\theta \in J) \geq 1 - \alpha \quad \forall \theta \in \Theta$$

gilt.

↑
hängt von θ
nicht ab!

Definition 17.2

Eine **Pivot-Statistik** ist eine Zufallsvariable $T(X_1, \dots, X_n; \theta)$, die eine Verteilung unter \mathbb{P}_θ hat, die nicht von θ abhängt und *explizit* angegeben werden kann, d.h.

$$\mathbb{P}_\theta(T(X_1, \dots, X_n; \theta) \leq t) = F(t) \quad \forall \theta \in \Theta$$

Beispiele: $X_i \sim N(\mu, \sigma^2)$

$$\bar{\mu}_n(x_1, \dots, x_n) := \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i \sim N\left(\mu, \frac{\sigma^2}{n}\right)$$

$$\Rightarrow T(X_1, \dots, X_n; \mu) = \frac{\bar{\mu}_n - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \sim N(0, 1)$$

Quantile

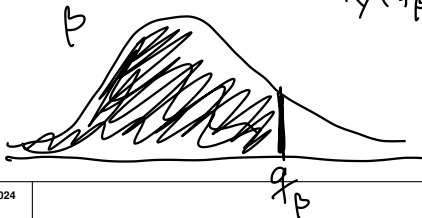
Definition 17.3

Sei $\beta \in [0, 1]$ und sei Y eine Zufallsvariable mit bekannter Verteilungsfunktion F_Y . Das **Quantil** der Verteilung von Y zum Niveau β ist die kleinste Zahl q_β , für die gilt

$$F_Y(q_\beta) \geq \beta.$$

Bei ZV die eine Dichte besitzen:

$$F_Y(q_\beta) = \int_{-\infty}^{q_\beta} f_Y(y) dy = \beta$$



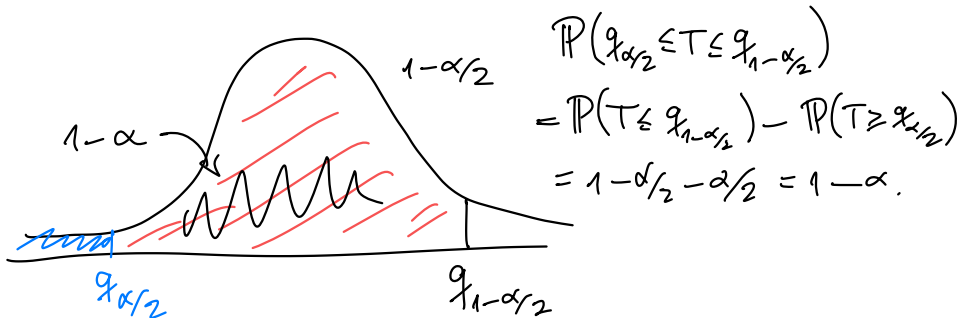
$$\int_{-\infty}^{0.674 \dots} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-y^2/2} dy = 0.75$$

...

Aussage 17.1

Sei T eine Pivot-Statistik, die eine Dichte besitzt, und sei $\alpha \in (0, 1)$. Dann gilt

$$\mathbb{P}_\theta(q_{\alpha/2} \leq T \leq q_{1-(\alpha/2)}) \geq 1 - \alpha \quad \forall \theta \in \Theta.$$



Quantile der Standardnormalverteilung

Bei $T \sim N(0,1)$

$$P(-q_{1-\alpha/2} \leq T \leq q_{1-\alpha/2}) = 1 - \alpha$$

TABLE 5.1 AREA $\Phi(x)$ UNDER THE STANDARD NORMAL CURVE TO THE LEFT OF x

x	.00	.01	.02	.03	.04	.05	.06	.07	.08	.09
.0	.5000	.5040	.5080	.5120	.5160	.5199	.5239	.5279	.5319	.5359
.1	.5398	.5438	.5478	.5517	.5557	.5596	.5636	.5675	.5714	.5753
.2	.5793	.5832	.5871	.5910	.5948	.5987	.6026	.6064	.6103	.6141
.3	.6179	.6217	.6255	.6293	.6331	.6368	.6406	.6443	.6480	.6517
.4	.6554	.6591	.6628	.6664	.6700	.6736	.6772	.6808	.6844	.6879
.5	.6915	.6950	.6985	.7019	.7054	.7088	.7123	.7157	.7190	.7224
.6	.7257	.7291	.7324	.7357	.7389	.7422	.7454	.7486	.7517	.7549
.7	.7580	.7611	.7642	.7673	.7704	.7734	.7764	.7794	.7823	.7852
.8	.7881	.7910	.7939	.7967	.7995	.8023	.8051	.8078	.8106	.8133
.9	.8159	.8186	.8212	.8238	.8264	.8289	.8315	.8340	.8365	.8389
1.0	.8413	.8438	.8461	.8485	.8508	.8531	.8554	.8577	.8599	.8621
1.1	.8643	.8665	.8686	.8708	.8729	.8749	.8770	.8790	.8810	.8830
1.2	.8849	.8869	.8888	.8907	.8925	.8944	.8962	.8980	.8997	.9015
1.3	.9032	.9049	.9066	.9082	.9099	.9115	.9131	.9147	.9162	.9177
1.4	.9192	.9207	.9222	.9236	.9251	.9265	.9279	.9292	.9306	.9319
1.5	.9332	.9345	.9357	.9370	.9382	.9394	.9406	.9418	.9429	.9441
1.6	.9452	.9463	.9474	.9484	.9495	.9505	.9515	.9525	.9535	.9545
1.7	.9554	.9564	.9573	.9582	.9591	.9599	.9608	.9616	.9625	.9633
1.8	.9641	.9649	.9656	.9664	.9671	.9678	.9686	.9693	.9699	.9706
1.9	.9713	.9719	.9726	.9732	.9738	.9744	.9750	.9756	.9761	.9767
2.0	.9772	.9778	.9783	.9788	.9793	.9798	.9803	.9808	.9812	.9817
2.1	.9821	.9826	.9830	.9834	.9838	.9842	.9846	.9850	.9854	.9857
2.2	.9861	.9864	.9868	.9871	.9875	.9878	.9881	.9884	.9887	.9890
2.3	.9893	.9896	.9898	.9901	.9904	.9906	.9909	.9911	.9913	.9916
2.4	.9918	.9920	.9922	.9925	.9927	.9929	.9931	.9932	.9934	.9936
2.5	.9938	.9940	.9941	.9943	.9945	.9946	.9948	.9949	.9951	.9952
2.6	.9953	.9955	.9956	.9957	.9959	.9960	.9961	.9962	.9963	.9964
2.7	.9965	.9966	.9967	.9968	.9969	.9970	.9971	.9972	.9973	.9974
2.8	.9974	.9975	.9976	.9977	.9977	.9978	.9979	.9979	.9980	.9981
2.9	.9981	.9982	.9982	.9983	.9984	.9984	.9985	.9985	.9986	.9986
3.0	.9987	.9987	.9987	.9988	.9988	.9989	.9989	.9989	.9990	.9990
3.1	.9990	.9991	.9991	.9991	.9992	.9992	.9992	.9992	.9993	.9993
3.2	.9993	.9993	.9994	.9994	.9994	.9994	.9994	.9995	.9995	.9995
3.3	.9995	.9995	.9995	.9996	.9996	.9996	.9996	.9996	.9996	.9997
3.4	.9997	.9997	.9997	.9997	.9997	.9997	.9997	.9997	.9997	.9998

$$\int_{-\infty}^{x \approx 0.49} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-t^2/2} dt = \Phi(x)$$

$$\boxed{\begin{array}{l} \alpha = 0.01 \\ \alpha = 0.05 \end{array}}$$

$$\Rightarrow q_{0.995} = 1 - \alpha/2 \approx 2.58$$

$$q_{\alpha/2} = 0.005$$

$$\Phi(-x) = 1 - \Phi(x)$$

$$\Phi(q_{\alpha/2}) = \alpha/2 = 1 - (1 - \alpha/2)$$

$$q_{\alpha/2} = -q_{1-\alpha/2} \Leftarrow$$

$$\begin{aligned} &= 1 - \Phi(q_{1-\alpha/2}) \\ &= \Phi(-q_{1-\alpha/2}) \end{aligned}$$

Konfidenzintervall für den Erwartungswert einer Normalverteilung

Aussage 17.2

unbekannt bekannt

Seien x_1, \dots, x_n Realisierungen von u.i.v. Zufallsvariablen X_1, \dots, X_n , die $\mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$ -verteilt sind, und sei $\alpha \in (0, 1)$. Der Konfidenzbereich für μ zum Fehlniveau α ist

$$J = \left[\bar{\mu} - \frac{\sigma}{\sqrt{n}} z_{1-\frac{\alpha}{2}}, \bar{\mu} + \frac{\sigma}{\sqrt{n}} z_{1-\frac{\alpha}{2}} \right], \quad z_{1-\frac{\alpha}{2}} = q_{1-\frac{\alpha}{2}}$$

z-Score

wobei $z_{1-\frac{\alpha}{2}}$ das Quantil der Standardnormalverteilung zum Niveau $1 - \frac{\alpha}{2}$ ist.

Anmerkung 1

Übliche Werte für α sind $\alpha = 0.05$ oder $\alpha = 0.01$.

Die jeweiligen Quantile sind $z_{0.975} \approx 1.96$ und $z_{0.995} \approx 2.58$.

↘ Pivot-Statistik: $T(X_1, \dots, X_n; \mu) = \frac{\bar{\mu} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \sim \mathcal{N}(0, 1)$

$$\mathbb{P}(-z_{1-\alpha/2} \leq T \leq z_{1-\alpha/2}) = 1 - \alpha$$

$$\Leftrightarrow \mathbb{P}\left(-z_{1-\alpha/2} \leq \frac{\bar{\mu} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \leq z_{1-\alpha/2}\right) = 1 - \alpha$$

$$\Leftrightarrow \mathbb{P}\left(-\frac{\sigma}{\sqrt{n}} z_{1-\alpha/2} \leq \bar{\mu} - \mu \leq \frac{\sigma}{\sqrt{n}} z_{1-\alpha/2}\right) = 1 - \alpha$$

$$\Leftrightarrow \mathbb{P}\left(\bar{\mu} - \frac{\sigma}{\sqrt{n}} z_{1-\alpha/2} \leq \mu \leq \bar{\mu} + \frac{\sigma}{\sqrt{n}} z_{1-\alpha/2}\right) = 1 - \alpha$$

Aussage 17.3

Seien X_1, \dots, X_n u.i.v. Zufallsvariablen mit existierender und *bekannter* Varianz $\sigma^2 > 0$. Falls n hinreichend groß ist, dann ist der Konfidenzbereich für den Erwartungswert μ zum Fehlniveau α gegeben durch

$$J = \left[\bar{\mu} - \frac{\sigma}{\sqrt{n}} z_{1-\frac{\alpha}{2}}, \bar{\mu} + \frac{\sigma}{\sqrt{n}} z_{1-\frac{\alpha}{2}} \right].$$

Aus dem Satz der großen Zahlen u. Zentraler Grenzwertsatz
 $\bar{\mu}_n := \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \approx N(\mu, \frac{\sigma^2}{n})$ für groß n .

Aussage 17.4

Seien x_1, \dots, x_n Realisierungen von u.i.v. Zufallsvariablen X_1, \dots, X_n mit Bernoulli(p)-Verteilung und sei $\alpha \in (0, 1)$. Der Konfidenzbereich für p zum Fehlerniveau α ist

$$J = \left[\bar{\mu} - z_{1-\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{\bar{\mu}(1-\bar{\mu})}{n}}, \bar{\mu} + z_{1-\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{\bar{\mu}(1-\bar{\mu})}{n}} \right],$$

wobei $z_{1-\frac{\alpha}{2}}$ das Quantil der Standardnormalverteilung zum Niveau $1 - \frac{\alpha}{2}$ ist.

Zentraler Grenzwertsatz:

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \sim \mathcal{N}\left(p, \frac{p(1-p)}{n}\right)$$

Häufige Missverständnisse

Ein Konfidenzniveau von 95% bedeutet nicht, dass für ein bestimmtes realisiertes Intervall eine Wahrscheinlichkeit von 95% besteht, dass der Parameter der Grundgesamtheit innerhalb des Intervalls liegt.

Häufige Missverständnisse

Ein Konfidenzniveau von 95% bedeutet nicht, dass 95% der Stichprobendaten innerhalb des Konfidenzintervalls liegen.

Häufige Missverständnisse

Ein Konfidenzniveau von 95% bedeutet nicht, dass die Parameterschätzung bei einer Wiederholung des Experiments mit einer Wahrscheinlichkeit von 95% in das aus einem bestimmten Experiment berechnete Konfidenzintervall fällt.



Vom 17.06.2024 bis 29.06.2024