



UNIVERSITÄTS-
BIBLIOTHEK
PADERBORN

Stochastik

Barth, Friedrich

München, [20]03

18. 6. Die Stichprobenvarianz

[urn:nbn:de:hbz:466:1-83580](https://nbn-resolving.org/urn:nbn:de:hbz:466:1-83580)

Auf Grund der bei den Beweisen verwendeten Sätze 212.1 und 212.2 gilt die Erwartungstreue von \bar{X}_n auch für Stichproben, bei denen die X_i nicht unabhängig sind, und die Konsistenz von \bar{X}_n für Stichproben, bei denen die X_i nur paarweise unabhängig sind.

18.6. Die Stichprobenvarianz

Wir wollen nun eine Schätzgröße für die Varianz σ^2 einer Zufallsgröße X ausfindig machen. Wenn möglich, soll sie erwartungstreu sein. Dazu ziehen wir aus X eine Stichprobe $(X_1 | X_2 | \dots | X_n)$. Die X_i sind Kopien von X ; also ist $\mathcal{E} X_i = \mathcal{E} X = \mu$ und $\sigma^2 = \text{Var } X = \text{Var } X_i = \mathcal{E} [(X_i - \mu)^2]$.

Da wir in 18.5. unbekannte Erwartungswerte durch das Stichprobenmittel geschätzt haben, ist es naheliegend, als Schätzfunktion für σ^2 das Stichproben-

mittel $V := \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2$ der Zufallsgrößen $(X_i - \mu)^2$ zu verwenden. Wie in

Aufgabe 384/4 gezeigt werden soll, ist V eine erwartungstreu Schätzgröße für σ^2 . Darüber hinaus ist sie konsistent und effizient.

In den meisten Fällen ist aber auch μ nicht bekannt. Wir schätzen dann μ gemäß 18.5. durch das Stichprobenmittel \bar{X}_n , das wir an Stelle von μ in den Ausdruck für V einführen. Wir erhalten somit als Schätzfunktion für σ^2 die Stichprobenfunktion

$$\tilde{S}^2 := \frac{1}{n} [(X_1 - \bar{X}_n)^2 + \dots + (X_n - \bar{X}_n)^2] = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2.$$

Zur Vereinfachung der Schreibweise läßt man üblicherweise beim Stichprobenmittel \bar{X}_n den Index n weg und schreibt

$$\tilde{S}^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2.$$

Um zu prüfen, ob \tilde{S}^2 eine erwartungstreu Schätzgröße ist, formen wir die Summe um. Wir gehen dabei genauso vor wie bei der Herleitung des Verschiebungssatzes 207.1:

$$\begin{aligned} \tilde{S}^2 &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n [(X_i - \mu) - (\bar{X} - \mu)]^2 = \\ &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n [(X_i - \mu)^2 + (\bar{X} - \mu)^2 - 2(\bar{X} - \mu)(X_i - \mu)] = \\ &= \frac{1}{n} \left[\sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2 + \sum_{i=1}^n (\bar{X} - \mu)^2 - 2(\bar{X} - \mu) \sum_{i=1}^n (X_i - \mu) \right] = \\ &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2 + \frac{1}{n} \cdot n(\bar{X} - \mu)^2 - \frac{2}{n} \cdot (\bar{X} - \mu)(n\bar{X} - n\mu) = \\ &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2 + (\bar{X} - \mu)^2 - 2(\bar{X} - \mu)^2 = \\ &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2 - (\bar{X} - \mu)^2. \end{aligned}$$

Wir prüfen \tilde{S}^2 auf Erwartungstreue:

$$\begin{aligned} \mathcal{E}(\tilde{S}^2) &= \mathcal{E}\left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2 - (\bar{X} - \mu)^2\right] = \\ &= \frac{1}{n} \cdot \mathcal{E}\left[\sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2\right] - \mathcal{E}[(\bar{X} - \mu)^2] = \\ &= \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n \mathcal{E}[(X_i - \mu)^2] - \mathcal{E}[(\bar{X} - \mu)^2] = \\ &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \text{Var } X_i - \mathcal{E}[(\bar{X} - \mu)^2] = \\ &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \sigma^2 - \mathcal{E}[(\bar{X} - \mu)^2] = \\ &= \sigma^2 - \mathcal{E}[(\bar{X} - \mu)^2]. \end{aligned}$$

Da $\mu = \mathcal{E} \bar{X}$, ist der Subtrahend nichts anderes als $\text{Var } \bar{X}$, wofür nach Satz 212.2 gilt $\text{Var } \bar{X} = \frac{1}{n} \text{Var } X = \frac{1}{n} \sigma^2$. Damit wird

$$\begin{aligned} \mathcal{E}(\tilde{S}^2) &= \sigma^2 - \frac{1}{n} \sigma^2 = \\ &= \frac{n-1}{n} \sigma^2. \end{aligned}$$

Wegen des Faktors $\frac{n-1}{n}$ ist \tilde{S}^2 keine erwartungstreue Schätzgröße für σ^2 . Man würde σ^2 stets zu klein schätzen, und dies um so mehr, je kleiner die Länge n der Stichprobe ist. Der Mangel läßt sich aber für $n > 1$ leicht beheben: Wir multiplizieren \tilde{S}^2 mit $\frac{n}{n-1}$ und erhalten eine erwartungstreue Schätzgröße für σ^2 , die sogenannte Stichprobenvarianz S^2 . Wir halten fest

Satz 382.1 Ist $(X_1 | X_2 | \dots | X_n)$ eine Stichprobe aus der Zufallsgröße X mit

$\bar{X} := \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n X_i$, dann ist für $n \geq 2$ die **Stichprobenvarianz**

$$S^2 := \frac{1}{n-1} \cdot \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$$

eine erwartungstreue Schätzgröße für die Varianz σ^2 der Verteilung von X .

Für große n ist der Unterschied zwischen S^2 und \tilde{S}^2 natürlich unerheblich. Sowohl die Stichprobenvarianz S^2 wie auch \tilde{S}^2 sind konsistent (vgl. Aufgabe 385/14), aber nicht effizient, was wir ohne Beweis mitteilen.

Es liegt nun die Vermutung nahe, man könne die **Stichprobenstreuung** $S := \sqrt{S^2}$

als erwartungstreue Schätzgröße für die Standardabweichung σ benützen. *Dies ist leider falsch*, wie wir an einem Beispiel zeigen:

Es sei $X :=$ »Zahl der Adler beim Wurf einer evtl. unsymmetrischen Münze«. X ist nach $B(1; p)$ verteilt. $(X_1 | X_2)$ sei eine Stichprobe der Länge 2 aus X . Mit $\bar{X} = \frac{1}{2}(X_1 + X_2)$ erhält man

$$S^2 = (X_1 - \bar{X})^2 + (X_2 - \bar{X})^2 = \frac{1}{2}(X_1 - X_2)^2,$$

$$S = \frac{1}{2}\sqrt{2}|X_1 - X_2|.$$

S nimmt offensichtlich nur die Werte 0 und 1 an. Damit errechnet man

$$\begin{aligned} \mathcal{E}S &= \frac{1}{2}\sqrt{2}[P(X_1 = 1 \wedge X_2 = 0) + P(X_1 = 0 \wedge X_2 = 1)] = \\ &= p(1-p)\sqrt{2}. \end{aligned}$$

Dagegen ist $\sigma(X) = \sqrt{p(1-p)}$.

Die Verschiedenheit von $\mathcal{E}S$ und σ läßt sich nicht so wie die von $\mathcal{E}\tilde{S}^2$ und σ^2 durch einen für alle p gültigen Faktor beseitigen.

Die Berechnung des Wertes von S^2 . Bei mehrfacher Messung einer (z.B. physikalischen) Größe unter gleichen Bedingungen ist es üblich, aus der Meßreihe die Werte \bar{x} und s von \bar{X} bzw. S zu bestimmen und das Meßresultat in der Form $\bar{x} \pm s$ zu schreiben.

So findet man z.B. für das Wirkungsquantum h die Angabe

$$\frac{h}{2\pi} = (1,05443 \pm 0,00004) \cdot 10^{-34} \text{ Js}.$$

s ist meist sehr mühsam zu berechnen, wenn man die in Satz 382.1 enthaltene Definition von S^2 direkt benützt, da \bar{x} im allgemeinen keine glatte Zahl ist. Man hat viele unbequeme Subtraktionen auszuführen. Die folgende Umformung erleichtert die Arbeit. Sie entspricht genau der oben vorgeführten Umformung von \tilde{S}^2 .

$$\begin{aligned} (n-1) \cdot s^2 &= \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 = \\ &= \sum_{i=1}^n (x_i - a)^2 + 2 \sum_{i=1}^n (x_i - a)(a - \bar{x}) + n(a - \bar{x})^2. \end{aligned}$$

Der zweite Term ist gleich

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

Also erhält man schließlich mit $\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$

$$s^2 = \frac{1}{n-1} \cdot \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 = \frac{1}{n-1} \left(\sum_{i=1}^n (x_i - a)^2 - n(\bar{x} - a)^2 \right)$$

Diese Formel gilt für eine beliebige Zahl a . Man wählt a als glatte Zahl in der Nähe von \bar{x} und kann damit die rechte Seite verhältnismäßig einfach ausrechnen. Ein Beispiel zeigt Tabelle 384.1.

Tab. 384.1 Punktbewertungen x_i von 10 Personen bei einem Gedächtnistest. Die Hilfszahl $a = 35$ wird bereits zur Berechnung von \bar{x} mit Vorteil verwendet. (Vgl. Aufgabe 215/20)

$$\begin{aligned}\bar{x} &= 35 - \frac{5}{10} = 34,5; \\ s^2 &= \frac{1}{9}(1473 - 10 \cdot 0,5^2); \\ s &= 12,8.\end{aligned}$$

x_i	$x_i - a$	$(x_i - a)^2$
12	-23	529
21	-14	196
28	-7	49
30	-5	25
34	-1	1
37	+2	4
39	+4	16
39	+4	16
49	+14	196
56	+21	441
Summe:	-5	1473

Aufgaben

Zu 18.3. – 18.6.

- Bestimme bei folgenden Stichproben aus einer Zufallsgröße Schätzwerte für den Erwartungswert und die Varianz:
 - 3; 5; 3; 6; 9.
 - 0,3; 0,7; -0,4; 0,8; -0,2.
 - 300; 700; -400; 800; -200
 - 1; 1; 1; 1; 1.
- Bestimme Schätzwerte für Erwartungswert und Varianz der Zufallsgröße »Bremsweg bei einer Geschwindigkeit von 50 km/h«, wenn sich folgende Meßwerte in m ergeben:
15,5 14,0 14,1 14,9 13,4 15,0 14,4 14,4 15,8 15,9.
- Welchen Erwartungswert und welche Varianz erhält man bei n Messungen für das Stichprobenmittel \bar{X} , wenn für die Zufallsgröße X gilt:
 - $E X = 2,71$; $\text{Var } X = 1,5$; $n = 10$.
 - $E X = 1$; $\text{Var } X = 1$; $n = 100$.
 - $E X = 1$; $\text{Var } X = 1$; $n = 1000$.
 - $E X = 0$; $\text{Var } X = 1$; $n = 1000$.
- Zeige, daß $V := \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2$ eine erwartungstreue Schätzfunktion für σ_X^2 ist.
 - Eine Zufallsgröße X ist binomial nach $B(1; 0,25)$ verteilt. Bestimme Erwartungswert, Varianz und Standardabweichung von X . Berechne für eine Stichprobe der Länge 3 die Wahrscheinlichkeitsverteilungen und die Erwartungswerte des Stichprobenmittels \bar{X}_3 , der Stichprobenvarianz S^2 und der Stichprobenstreuung S .
 - Löse a) für eine Stichprobe der Länge 2, wenn X nach $B(2; 0,25)$ verteilt ist.
- Eine Zufallsgröße X besitze die Verteilung $P(X = x_j) =: p_j$ für $j = 1, \dots, s$. ($X_1 | X_2 | \dots | X_n$) sei eine Stichprobe der Länge n , ferner sei $N_j :=$ Anzahl der X_i , welche den Wert x_j annehmen. A_j bedeute das Ereignis » $\left| \frac{1}{n} N_j - p_j \right| \geq a$ «.
 - Formuliere für $P(A_j)$ die Tschebyschow-Ungleichung.
 - Formuliere mit den A_j das Ereignis $A :=$ »Die Stichprobenverteilung weicht nirgends um a oder mehr von der Wahrscheinlichkeitsverteilung ab«.
 - Finde für $P(\bar{A})$ eine Abschätzung, die zeigt, daß das Ereignis A für genügend große n eine beliebig nahe an 1 gelegene Wahrscheinlichkeit hat. Die Stichprobenverteilung konvergiert »in Wahrscheinlichkeit« gegen die Wahrscheinlichkeitsverteilung.
- Eine Zufallsgröße sei nach $B(100; 0,4)$ verteilt. Wie lang muß eine Stichprobe mindestens sein, damit die Varianz des Stichprobenmittels kleiner als 0,01 ist?
- Die Wahrscheinlichkeit für eine Knabengeburt ist 0,514. Die Zufallsgröße X nehme den Wert 1 an, wenn ein Knabe geboren wird, sonst habe sie den Wert 0.