Vorlesung 6a

Varianz und Kovarianz

Varianz und Standardabweichung: Elementare Eigenschaften

(Buch S. 24)

X sei reellwertige Zufallsvariable mit endlichem Erwartungswert μ .

Die **Varianz** von *X* ist definiert als

$$Var[X] := E[(X - \mu)^2],$$

die erwartete quadratische Abweichung der Zufallsvariablen X von ihrem Erwartungswert μ .

Statt Var[X] schreiben wir auch

VarX

oder

 σ_X^2

oder (wenn klar ist, welche Zufallsvariable gemeint ist)

 σ^2 .

Wie ändert sich die Varianz, wenn man X um eine Konstante verschiebt?

$$Var[X + d] = E[((X + d) - (\mu + d))^2] = VarX$$

Und wenn man X mit einer Konstanten multipliziert ("skaliert")?

$$Var[cX] = E[(cX - c\mu)^2] = c^2 Var X$$

Die **Standardabweichung (Streuung)** von X ist die Wurzel aus der Varianz:

$$\sigma := \sigma_X := \sqrt{\mathbf{Var}X}$$

$$= \sqrt{\mathbf{E}[(X-\mu)^2]}.$$

Sie gibt an, mit welcher "typischen Abweichung" der Zufallsvariablen X von ihrem Erwartungswert man rechnen sollte.

Es gilt:

$$\sigma_{X+d} = \sigma_X,$$

$$\sigma_{cX} = c \, \sigma_X$$
.

Man sagt: σ ist ein *Skalenparameter*.

Für Zufallsvariable mit endlichem Erwartungswert gilt:

$$Var[X] = 0 \Leftrightarrow P(X = E[X]) = 1.$$

Man sagt dann: X ist fast sicher konstant.

Für Zufallsvariable mit endlichem Erwartungswert gilt:

$$Var[X] = 0 \Leftrightarrow P(X = E[X]) = 1$$
.

Man sagt dann: X ist fast sicher konstant.

Die Äquivalenz sieht man aus der Gleichheit

$$Var[X] = E[(X - E[X])^2]$$

zusammen mit dem

Satz über die Positivität des Erwartungswertes.

Wie der Erwartungswert ist auch die Varianz von X durch die Verteilung von X bestimmt:

Hat X die Verteilungsgewichte $\rho(a), \quad a \in S \subseteq \mathbb{R}$ und Erwartungswert μ , so ist

$$Var X = \sum_{a \in S} (a - \mu)^2 \rho(a) .$$

2. Einfache Beispiele

Eine faire Münze wird einmal geworfen.

$$P(Z = 1) = P(Z = 0) = \frac{1}{2}$$
.

Var Z

$$= \frac{1}{2}(0 - \frac{1}{2})^2 + \frac{1}{2}(1 - \frac{1}{2})^2 = \frac{1}{4}$$

Oder noch einfacher: $(Z - \frac{1}{2})^2 = \frac{1}{4}$, also: $Var Z = \frac{1}{4}$.

Eine faire Münze wird zweimal geworfen.

$$Var [Z_1 + Z_2]$$

$$= \frac{1}{4}(0-1)^2 + \frac{1}{2}(1-1)^2 + \frac{1}{4}(2-1)^2$$

$$= 2 \cdot \frac{1}{4}$$

Eine faire Münze wird dreimal geworfen.

$$Var [Z_1 + Z_2 + Z_3]$$

$$= \frac{1}{8}(0 - \frac{3}{2})^2 + \frac{3}{8}(1 - \frac{3}{2})^2 + \frac{3}{8}(2 - \frac{3}{2})^2 + \frac{1}{8}(3 - \frac{3}{2})^2$$

$$= \frac{1}{8} \cdot \frac{9+3+3+9}{4} = 3 \cdot \frac{1}{4}$$

Fairer Münzwurf:

$$Var Z_1 = \frac{1}{4}$$

$$Var [Z_1 + Z_2] = 2 \cdot \frac{1}{4}$$

$$Var [Z_1 + Z_2 + Z_3] = 3 \cdot \frac{1}{4}$$

Eine p-Münze wird einmal geworfen.

$$P(Z = 1) = p, P(Z = 0) = q$$

$$Var[Z] = ?$$

$$q(0-p)^2 + p(1-p)^2 = qp^2 + p^2$$

$$= pq(p+q) = pq.$$

3. Die Varianz der Binomialverteilung

(Buch S. 26)

Aufgabe:

Eine p-Münze wird n-mal geworfen.

$$Var[Z_1 + \dots + Z_n] = ?$$

Anders gefragt: Was ist die Varianz der Bin(n, p)-Verteilung?

Erst einmal gibt es eine hilfreiche Formel.

$$Var[X] = E[X^2] - E[X]^2$$

Denn:

$$E[(X - \mu)^{2}] = E[X^{2} - 2\mu X + \mu^{2}]$$

$$= E[X^2] - 2\mu E[X] + \mu^2$$

(wegen Linearität des Erwartungswertes)

$$Var[X] = E[X^2] - E[X]^2$$

$$Var[X] = E[X^2] - E[X]^2$$

Beispiel: Sei X eine Bin(n, p)-verteilte Zufallsvariable

$$Var X = ?$$

In Übungsaufgabe 14 haben wir schon ausgerechnet, dass

(mit
$$q := 1 - p$$
)
$$\mathbf{E}[(X - np)^2] = npq.$$
Also:

$$Var[X] = npq$$

Wir stellen fest:

Für einen
$$p$$
-Münzwurf Z_1, \ldots, Z_n ist
$$\operatorname{Var}[Z_1 + \cdots + Z_n] = npq,$$
 also
$$\operatorname{Var}[Z_1 + \cdots + Z_n] = \operatorname{Var}[Z_1] + \cdots + \operatorname{Var}[Z_n].$$

Welche allgemeine Struktur steckt hier dahinter?
Wie "streuen" Summen und Mittelwerte von Zufallsgrößen?
Wie steht's mit der

Varianz einer Summe von Zufallsvariablen?

4. Die Varianz einer Summe von ZV'en und die Kovarianz von zwei ZV'en

(Buch S. 60)

$$Var[X + Y] = E[((X - \mu_X) + (Y - \mu_Y))^2]$$

$$= E[(X - \mu_X)^2 + E[(Y - \mu_Y)^2] + 2E[(X - \mu_X)(Y - \mu_Y)]$$

Mit der Definition der Kovarianz

$$Cov[X, Y] := E[(X - \mu_X)(Y - \mu_Y)]$$

bekommen wir

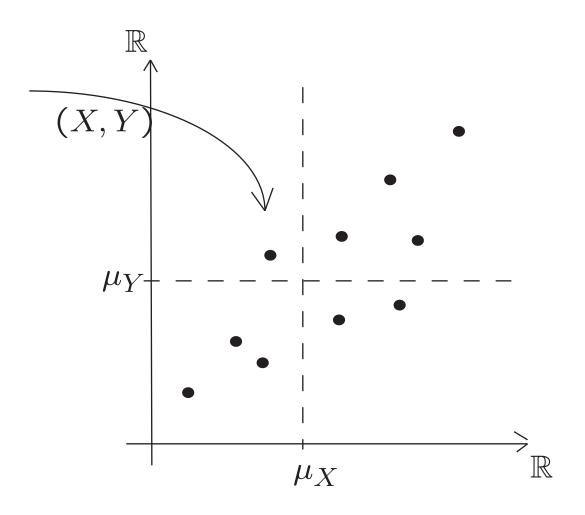
$$Var[X + Y] = Var X + Var Y + 2Cov[X, Y].$$

Die Kovarianz

$$Cov[X, Y] = E[(X - \mu_X)(Y - \mu_Y)]$$

ist positiv, wenn X und Y die Tendenz haben, gemeinsam über bzw. gemeinsam unter ihrem Erwartungswert zu sein.

(Größere Abweichungen fallen dabei mehr ins Gewicht.)



Ist Cov[X, Y]

= 0, dann nennt man X, Y unkorreliert > 0, ... positiv korreliert < 0, ... negativ korreliert.

Zwei Spezialfälle:

$$Y = X :$$

$$Cov[X, Y] = E[(X - \mu_X)(X - \mu_X)] = Var[X]$$

$$Y = -X :$$

$$Cov[X, Y] = E[(X - \mu_X)(-X + \mu_X)] = -Var[X]$$

$$Var[X + Y] = VarX + VarY + 2Cov[X, Y].$$

Ganz analog ergibt sich:

$$\operatorname{Var}[Z_1 + \cdots + Z_n]$$

$$= \operatorname{Var} Z_1 + \cdots + \operatorname{Var} Z_n + 2 \sum_{i < j} \operatorname{Cov} [Z_i, Z_j]$$

Was ist $Cov[Z_i, Z_j]$ beim Münzwurf?

Eine nützliche Umformung von

$$Cov[X, Y] = E[(X - \mu_X)(Y - \mu_Y)]$$
:

$$\mathbf{E}[(X - \mu_X)(Y - \mu_Y)] = \mathbf{E}[XY - \mu_X Y - Y\mu_Y + \mu_X \mu_Y]$$
$$= \mathbf{E}[XY] - \mu_X \mu_Y$$

wegen der Linearität des Erwartungswertes.

Also:

$$Cov[X, Y] = E[XY] - E[X]E[Y]$$

$$Cov[X, Y] = E[XY] - E[X]E[Y]$$

Aus der Produktformel für den Erwartungswert (V 4b) folgt:

Unabhängige Zufallsvariable X und Y sind unkorreliert.

Also ist für unabhängige Zufallsvariable mit endlichen Varianzen die Varianz der Summe gleich der Summe der Varianzen.

Bei einem p-Münzwurf Z_1, \ldots, Z_n gilt:

Die Z_i sind unabhängig und haben jeweils Varianz pq.

Also ist $Var[Z_1 + \cdots + Z_n] = npq$.

Damit haben wir noch einmal bewiesen:

Die Varianz einer Bin(n, p)-verteilten Zufallsvariablen ist n pq.

Wir halten fest:

Sind X_1, \ldots, X_n reellwertige Zufallsvariable mit endlicher Varianz und

$$\mathbf{Cov}[X_i, X_j] = 0$$
 für $i \neq j$

(man sagt dafür auch: die X_i sind paarweise unkorreliert) dann gilt:

$$Var[X_1 + \dots + X_n] = Var X_1 + \dots + Var X_n$$

Und allgemein gilt:

$$\operatorname{Var}[Z_1 + \dots + Z_n] =$$

$$\operatorname{Var} Z_1 + \dots + \operatorname{Var} Z_n + 2 \sum_{i < j} \operatorname{Cov}[Z_i, Z_j]$$

Speziell ist für unabhängige Zufallsvariable mit endlichen Varianzen

die Varianz der Summe gleich der Summe der Varianzen.

5. Das \sqrt{n} -Gesetz:

folgt aus der Additivität der Varianz unabhängiger ZV'er:

Seien X_1, \ldots, X_n unabhängig

und identisch verteilt mit Varianz σ^2 .

Dann gilt für die Varianz

des Mittelwerts
$$M_n := \frac{1}{n}(X_1 + \dots + X_n)$$
:

$$Var[M_n] = \frac{1}{n^2} \cdot n\sigma^2 = \frac{1}{n}\sigma^2.$$

Man hat somit das berühmte \sqrt{n} -Gesetz:

$$\sigma_{M_n} = \frac{1}{\sqrt{n}}\sigma.$$

6. Die Varianz der hypergeometrischen Verteilung

(Buch S. 32 und S. 61)

$$\operatorname{Var}[Z_1 + \dots + Z_n] =$$

$$\operatorname{Var} Z_1 + \dots + \operatorname{Var} Z_n + 2 \sum_{i < j} \operatorname{Cov}[Z_i, Z_j]$$

Beispiel:

Die Anzahl der "Erfolge" beim Ziehen ohne Zurücklegen.

In einer Urne sind r rote und b blaue Kugeln.

Es wird *n*-mal ohne Zurücklegen gezogen.

X := Anzahl der gezogenen roten Kugeln.

$$Var[X] = ?$$

Zur Erinnerung:

$$Mit g := r + b ist$$

$$\mathbf{P}(X=k) = \frac{\binom{r}{k}\binom{b}{n-k}}{\binom{g}{n}}, \quad k = 0, \dots, r.$$

X heißt hypergeometrisch verteilt mit Parametern n, g und r.

Erwartungswert und Varianz kann man direkt über die Verteilungsgewichte ausrechnen (siehe Buch S. 32). Es geht auch eleganter (vgl Buch S. 50/51):

Wir betrachten dazu die Zufallsvariable Z_i , die

...den Wert 1 annimmt, falls die *i*-te gezogene Kugel rot ist,und sonst den Wert 0.

Man sagt dafür auch:

 Z_i ist die *Indikatorvariable* (kurz: der *Indikator*)

des Ereignisses {*i*-te gezogene Kugel rot}.

$$X := Z_1 + \dots + Z_n$$

$$E[Z_i] = P(Z_i = 1) = p, \quad \text{mit}$$

$$p := \frac{r}{g}$$
 der Anteil der roten Kugeln in der Urne.

Also:
$$E[X] = np$$
.

Und wie stehts mit der Varianz von *X*?

$$X := Z_1 + \dots + Z_n$$

$$Var X = Var Z_1 + \cdots + Var Z_n + 2 \sum_{1 \le i < j \le n} Cov[Z_i, Z_j]$$

Sei g = r + b die Gesamtanzahl der Kugeln,

 $p := \frac{r}{g} \operatorname{der} \operatorname{Anteil} \operatorname{der} \operatorname{roten} \operatorname{KugeIn} \operatorname{in} \operatorname{der} \operatorname{Urne},$

$$q := 1 - p$$
.

$$\operatorname{Var} Z_i = pq$$
.

$$Cov[Z_i, Z_j] = ?$$

Ein eleganter Weg zur Berechnung von $Cov[Z_i, Z_j]$:

Wir ziehen in Gedanken, bis die Urne leer ist

(d.h. wir setzen n = g.)

Wir ziehen in Gedanken, bis die Urne leer ist.

Dann ist

$$Z_1 + \dots + Z_g = r,$$
also $\operatorname{Var}[Z_1 + \dots + Z_q] = 0.$

$$0 = \operatorname{Var} Z_1 + \dots + \operatorname{Var} Z_g + 2 \sum_{1 \le i < j \le g} \operatorname{Cov}[Z_i, Z_j], \quad d.h.$$

$$0 = gpq + g(g-1)Cov[Z_1, Z_2],$$
 d.h.

$$Cov[Z_1, Z_2] = -\frac{1}{g-1}pq$$

$$X = Z_1 + \dots + Z_n$$

$$Var X = Var Z_1 + \dots + Var Z_n + 2 \sum_{1 \le i < j \le n} Cov[Z_i, Z_j]$$

$$= n\operatorname{Var} Z_1 + n(n-1)\operatorname{Cov}[Z_1, Z_2]$$

$$= npq - n(n-1)\frac{1}{g-1}pq$$

$$= npq\left(1 - \frac{n-1}{g-1}\right) = npq\frac{g-n}{g-1}. \quad \Box$$

Fazit:

Die Varianz von $\mathsf{Hyp}(n,g,pg)$ ist

$$npq \frac{g-n}{g-1}.$$

7. Die Varianz der Poissonverteilung

(Buch S. 29)

Zur Erinnerung:

Die Poissonverteilung mit Parameter λ entsteht als Grenzwert von Binomialverteilungen mit $n \to \infty, \ p \to 0, \ np \to \lambda$.

Weil dann npq gegen λ konvergiert, steht zu vermuten:

Die Varianz einer Pois(λ)-verteilten Zufallsvariablen X ist λ .

Beweis durch Rechnung:

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

$$= \lambda^{2} \sum_{k=2}^{\infty} \frac{\lambda^{k-2}}{(k-2)!} e^{-\lambda} = \lambda^{2}.$$

$$E[X^2] = E[X(X - 1)] + E[X] = \lambda^2 + \lambda.$$

$$Var[X] = E[X^2] - (E[X])^2 = \lambda.$$

8. Die Ungleichung von Chebyshev

(Buch S. 74)

Es geht um die anschauliche Botschaft

"Je weniger eine reellwertige Zufallsvariable streut, mit um so größerer Wahrscheinlichkeit fällt sie nahe zu ihrem Erwartungswert aus."

Quantifiziert wird das durch die

Ungleichung von Chebyshev:

Y sei eine reellwertige Zufallsvariable mit endlichem Erwartungswert μ .

Dann gilt für alle $\varepsilon > 0$:

$$\mathbf{P}(|Y - \mu| \ge \varepsilon) \le \frac{1}{\varepsilon^2} \mathbf{Var}[Y]$$

Beweis:

Mit $X:=|Y-\mu|$ ist die Behauptung äquivalent zu $\mathbf{P}(X^2 \geq \varepsilon^2) \leq \frac{1}{\varepsilon^2}\mathbf{E}[X^2]$

Das aber folgt aus der Ungleichung von Markov.

9. Das Schwache Gesetz der Großen Zahlen

ist eine unmittelbare Folgerung aus dem \sqrt{n} -Gesetz zusammen mit der Ungleichung von Chebyshev:

Seien X_1, X_2, \ldots unabhängig (oder zumindest paarweise unkolleliert) und identisch verteilt mit Erwartungswert μ und endlicher Varianz. Dann gilt für die Mittelwerte

$$M_n := \frac{1}{n} (X_1 + \dots + X_n):$$

$$\mathbf{P}(|M_n - \mu| \ge \varepsilon) \le \frac{1}{\varepsilon^2} \mathbf{Var}[M_n] \to \mathbf{0} \text{ für } n \to \infty.$$

10. Zusammenfassung

$$Var[X] := E[(X - \mu)^2]$$

$$Var[X + Y] = Var[X] + Var[Y] + 2Cov[X, Y]$$

Die Varianz einer Summe von unkorrelierten ZV'en ist gleich der Summe der Varianzen, die Varianz einer Summe von negativ korrelierten ZV'en ist kleiner als die Summe der Varianzen.

Die Varianz von Bin(n, p) ist npq.

Die Varianz von Hyp
$$(n, g, pg)$$
 ist $npq \frac{g-n}{g-1}$.

Die Varianz einer Poisson(λ)-verteilten Zufallsvariablen ist so groß wie ihr Erwartungswert, nämlich λ .

Ungleichung von Chebyshev:

$$\mathbf{P}(|Y - \mu| \ge \varepsilon)) \le \frac{1}{\varepsilon^2} \mathbf{Var}[Y]$$

$$Cov[X, Y] := E[(X - \mu_X)(Y - \mu_Y)]$$
$$= E[XY] - E[X]E[Y]$$

Speziell für Indikatorvariable:

$$Cov[I_{E_1}, I_{E_2}]$$

$$= P(E_1 \cap E_2) - P(E_1)P(E_2).$$