# 71 Multivariate Verteilungen und Summen von Zufallsvariablen

#### 71.1 Motivation

Manchmal möchte man das Zusammenwirken mehrerer Zufallsvariabler  $X_1, \ldots, X_n$  studieren. Gibt es in diesem "multivarianten" Fall Aussagen über die gemeinsame Verteilung? Lassen sich Aussagen über die Verteilung der Summe von Zufallsvariablen treffen?

### 71.2 Wichtige Definitionen

Mehrere Zufallsvariablen  $X_1, \ldots, X_n$  fasst man zu einem Vektor  $X = (X_1, \ldots, X_n)^{\top}$  zusammen. Im kontinuierlichen Fall ist die resultierende Dichte eine Funktion mehrerer Variabler. Für diese gemeinsame Dichte gilt:

$$f(x_1, \dots, x_n) \geq 0 \quad \forall x_1, \dots, x_n \in \mathbb{R}$$

$$\int_{\mathbb{R}^n} f(x_1, \dots, x_n) \, dx_1 \dots dx_n = 1$$

$$P(a_1 \leq X_1 \leq b_1, \dots, a_n \leq X_n \leq b_n) = \int_{a_n}^{b_n} \dots \int_{a_1}^{b_1} f(x_1, \dots, x_n) \, dx_1 \dots dx_n.$$

Ferner betrachtet man die multivariate Verteilungsfunktion

$$F(x_1,\ldots,x_n) = \int_{-\infty}^{x_n} \ldots \int_{-\infty}^{x_1} f(x_1,\ldots,x_n) \, \mathrm{d}x_1 \ldots \mathrm{d}x_n.$$

Statt eines einzelnen Erwartungswerts hat man einen Erwartungswertvektor

$$\mu = (E(X_1), \dots, E(X_n))^{\top}.$$

Varianzen und Kovarianzen fasst man zu einer symmetrischen und positiv definiten <u>Kovarianzmatrix</u> zusammen

$$\Sigma = \begin{pmatrix} V(X_1) & \operatorname{Cov}(X_1, X_2) & \dots & \operatorname{Cov}(X_1, X_n) \\ \operatorname{Cov}(X_2, X_1) & V(X_2) & & \operatorname{Cov}(X_2, X_n) \\ \vdots & & \ddots & \\ \operatorname{Cov}(X_n, X_1) & & V(X_n) \end{pmatrix}$$

Die wichtigste multivariate Verteilung ist die <u>multivariate Normalverteilung</u>  $(N_n(\mu, \Sigma)$ -Verteilung): Sei  $X = (X_1, \dots, X_n)^{\top}$  ein Vektor von normalverteilten Zufallsvariablen mit Erwartungswert

 $\mu = (E(X_1), \dots, E(X_n))^{\top}$  und Kovarianzmatrix  $\Sigma$ , dann besitzt die multivariate Normalverteilung die Dichte

$$f(x) = \frac{1}{(2\pi)^{n/2} \sqrt{\det \Sigma}} e^{-\frac{1}{2}(x-\mu)^{\top} \Sigma^{-1}(x-\mu)} \quad (x \in \mathbb{R}^n).$$

#### 71.3 Beispiel

Eine Apfelbaumplantage mit gleich alten Bäumen werde durch 3 normalverteilte Zufallsvariablen beschrieben:

 $X_1$ : Höhe eines Baumes [m] N(4,1)-verteilt  $X_2$ : Ertrag [kg] N(20,100)-verteilt  $X_3$ : Zahl der Blätter [1000 Stück] N(20,225)-verteilt.

Diese Zufallsvariablen seien korreliert mit

$$Cov(X_1, X_2) = 9$$
  
 $Cov(X_1, X_3) = 12,75$   
 $Cov(X_2, X_3) = 120.$ 

Dann liegt eine  $N_3(\mu, \Sigma)$ -Verteilung vor mit

$$\mu = \begin{pmatrix} 4 \\ 20 \\ 20 \end{pmatrix}, \quad \Sigma = \begin{pmatrix} 1 & 9 & 12,75 \\ 9 & 100 & 120 \\ 12,75 & 120 & 225 \end{pmatrix}.$$

Kann man unter geeigneten Voraussetzungen die gemeinsame Dichte  $f(x_1, \ldots, x_n)$  aus den einzelnen Dichten  $f_1(x_1), \ldots, f_n(x_n)$  berechnen?

Man kann zeigen:

### 71.4 Satz: (Gemeinsame Dichte unabhängiger Zufallsvariablen)

Seien  $X_1, \ldots, X_n$  unabhängige(!) Zufallsvariablen mit Dichten  $f_1(x_1), \ldots, f_n(x_n)$ , so hat  $X = (X_1, \ldots, X_n)^{\top}$  die gemeinsame Dichte

$$f(x_1, \dots, x_n) = f_1(x_1) \cdot \dots \cdot f_n(x_n) \tag{*}$$

Hat umgekehrt  $X = (X_1, \dots, X_n)^{\top}$  eine gemeinsame Dichte in der Produktdarstellung (\*), so sind  $X_1, \dots, X_n$  unabhängig.

## 71.5 Beispiel

Zwei unabhängige Zufallsvariablen  $X_1, X_2$  seien  $N(\mu_1, \sigma_1^2)$ - bzw.  $N(\mu_2, \sigma_2^2)$ -verteilt. Da Unabhängigkeit Unkorreliertheit impliziert (vgl. 67.22.(c)), hat die Kovarianzmatrix Diagonalgestalt:

$$\Sigma = \left( \begin{array}{cc} \sigma_1^2 & 0\\ 0 & \sigma_2^2 \end{array} \right)$$

 $\text{Mit } \det \Sigma = \sigma_1^2 \sigma_2^2 \text{ und } \Sigma^{-1} = \left( \begin{array}{cc} ^1\!\!/\sigma_1^2 & 0 \\ 0 & ^1\!\!/\sigma_2^2 \end{array} \right) \text{ hat } X = (X_1, X_2)^\top \text{ nach 71.2 eine multivariate Normal verteilung mit Dichte}$ 

$$f(x_1, x_2) = \frac{1}{2\pi\sqrt{\sigma_1^2 \sigma_2^2}} e^{-\frac{1}{2}\left[(x_1 - \mu_1)^2/\sigma_1^2 + (x_2 - \mu_2)^2/\sigma_2^2\right]}$$
$$= \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sigma_1} e^{-\frac{(x_1 - \mu_1)^2}{2\sigma_1^2}} \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sigma_2} e^{-\frac{(x_2 - \mu_2)^2}{2\sigma_2^2}}.$$

Dies ist gerade das Produkt der zwei einzelnen Dichten  $f_1(x_1)$  und  $f_2(x_2)$ .

Gibt es Aussagen über die Dichte, wenn man die Summe zweier Zufallsvariablen betrachtet? Hierzu benötigen wir

### 71.6 <u>Definition:</u> (Faltung)

Falls für die Funktionen  $f, g : \mathbb{R} \to \mathbb{R}$  das Integral

$$(f * g)(x) := \int_{-\infty}^{\infty} f(x - y)g(y)dy$$

existiert, so nennen wir f \* g die Faltung von f und g (engl.: convolution).

#### 71.7 <u>Satz:</u> (Summe unabhängiger kontinuierlicher Zufallsvariabler)

Seien  $X_1, X_2$  unabhängige kontinuierliche Zufallsvariable mit den Dichten  $f_1, f_2$ , so hat  $X_1 + X_2$  die Dichte  $f_1 * f_2$ .

#### Beweis:

Mit  $B := \{(x_1, x_2) \mid x_1 + x_2 \leq s\}$  ergibt sich für die Verteilung von  $X_1 + X_2$ :

$$P(X_1 + X_2 \le s) = \iint_B \underbrace{f_1(x_1)f_2(x_2)}_{\text{Unabh.}} dx_1 dx_2$$

Mit der Substitution  $u := x_1 + x_2$  folgt:

$$P(X_1 + X_2 \le s) = \int_{-\infty}^{s} \underbrace{\left(\int_{-\infty}^{\infty} f_1(u - x_2) f_2(x_2) \, dx_2\right)}_{(f_1 * f_2)(u)} du$$

Hiermit läßt sich beweisen:

## 71.8 Satz: (Summe unabhängiger normalverteilter Zufallsvariabler)

Seien  $X_1, X_2$  unabhängige kontinuierliche Zufallsvariablen mit  $N(\mu_1, \sigma_1^2)$ - bzw.  $N(\mu_2, \sigma_2^2)$ Verteilung. Dann ist  $X = X_1 + X_2$  ebenfalls  $N(\mu, \sigma^2)$ -verteilt, und es gilt:

$$\mu = \mu_1 + \mu_2$$
  
$$\sigma^2 = \sigma_1^2 + \sigma_2^2.$$

Auch im Fall diskreter Zufallsvariablen gibt es vergleichbare Aussagen zu 71.6-71.8:

### 71.9 <u>Definition:</u> (Diskrete Faltung)

Für  $f=(f_i)_{i\in\mathbb{Z}}, g=(g_i)_{i\in\mathbb{Z}}$  definiert man die diskrete Faltung von f und g durch

$$(f*g)_i := \sum_{j \in \mathbb{Z}} f_{i-j}g_j.$$

#### 71.10 <u>Satz:</u> (Summe unabhängiger diskreter Zufallsvariabler)

Seien  $X_1, X_2$  unabhängige diskrete,  $\mathbb{Z}$ -wertige Zufallsvariablen mit Verteilungen  $P_{X_1}, P_{X_2}$ . Dann hat  $X_1 + X_2$  die Verteilung  $P_{X_1} * P_{X_2}$  (kurz:  $P_{X_1 + X_2} = P_{X_1} * P_{X_2}$ ), wobei \* die diskrete Faltung bezeichnet.

#### 71.11 Satz: (Summe unabhängiger Poisson-verteilter Zufallsvariabler)

Seien  $X_1, X_2$  unabhängige diskrete Zufallsvariablen, die einer Poisson-Verteilung mit Parameter  $\lambda_1$  bzw.  $\lambda_2$  genügen (kurz:  $P(\lambda_1)$ - bzw.  $P(\lambda_2)$ -verteilt). Dann ist  $X_1+X_2$   $P(\lambda_1+\lambda_2)$ -verteilt.

### 71.12 Beispiel

Beim radioaktiven Zerfall einer Substanz werden ionisierende Teilchen frei. Mit einem Geiger-Müller-Zählrohr zählt man die innerhalb einer Minute eintreffenden Teilchen. Deren Anzahl ist Poisson-verteilt. Hat man zwei radioaktive Substanzen mit Poisson-Verteilung  $P(\lambda_1)$  bzw.  $P(\lambda_2)$ , so genügt die Gesamtheit der pro Zeitintervall produzierten Teilchen einer  $P(\lambda_1 + \lambda_2)$ -Verteilung.