

# Vorlesung 11a

## Bedingte Verteilung, bedingte Wahrscheinlichkeiten

Bisher legten wir das Hauptaugenmerk auf den

**Aufbau** der gemeinsamen Verteilung von  $X_1$  und  $X_2$

aus der Verteilung  $\rho$  von  $X_1$

und Übergangswahrscheinlichkeiten  $P(a_1, \cdot)$ :

$$\mathbf{P}(X_1 = a_1, X_2 = a_2) := \rho(a_1)P(a_1, a_2)$$

Jetzt:

**Zerlegung** der gemeinsamen Verteilung von  $X_1$  und  $X_2$

in die Verteilung von  $X_1$

und die *bedingte Verteilung* von  $X_2$  gegeben  $X_1$

$$\mathbf{P}(X_1 = a_1, X_2 = a_2) = \mathbf{P}(X_1 = a_1) \cdot \mathbf{?}$$

Jetzt:

**Zerlegung** der gemeinsamen Verteilung von  $X_1$  und  $X_2$

in die Verteilung von  $X_1$

und die *bedingte Verteilung* von  $X_2$  gegeben  $X_1$

$$\mathbf{P}(X_1 = a_1, X_2 = a_2) = \mathbf{P}(X_1 = a_1) \frac{\mathbf{P}(X_1 = a_1, X_2 = a_2)}{\mathbf{P}(X_1 = a_1)}$$

Sei  $X_1$  eine diskrete Zufallsvariable mit Zielbereich  $S_1$   
und  $X_2$  eine Zufallsvariable mit Zielbereich  $S_2$ .

Dann ist die

*bedingte Wahrscheinlichkeit von  $\{X_2 \in A_2\}$ ,*

*gegeben  $\{X_1 = a_1\}$*

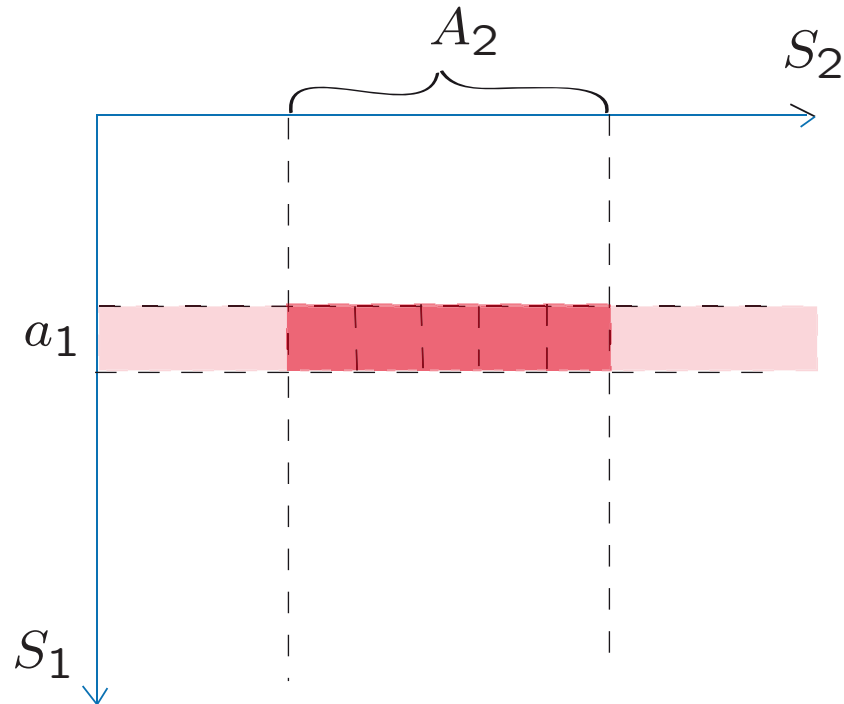
definiert als

$$\mathbf{P}(X_2 \in A_2 \mid X_1 = a_1) := \frac{\mathbf{P}(X_1 = a_1, X_2 \in A_2)}{\mathbf{P}(X_1 = a_1)} .$$

In der Matrix der gemeinsamen Verteilungsgewichte

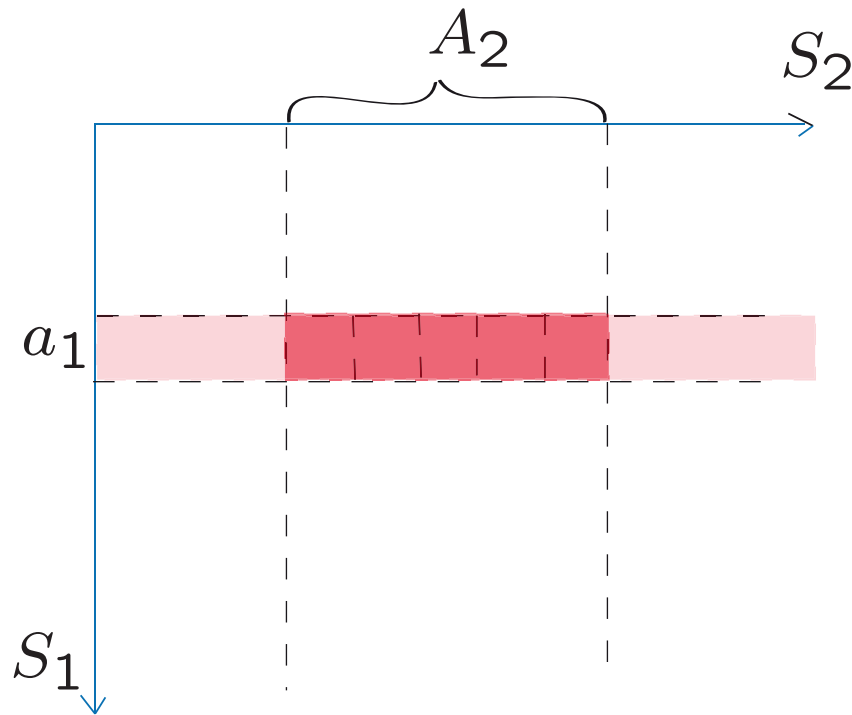
$$\mu(a_1, a_2) = \mathbf{P}(X_1 = a_1, X_2 = a_2)$$

ist  $\mathbf{P}(X_2 \in A_2 | X_1 = a_1)$  das relative Gewicht von  $A_2$   
bezogen auf das **Gesamtgewicht der Zeile  $a_1$**



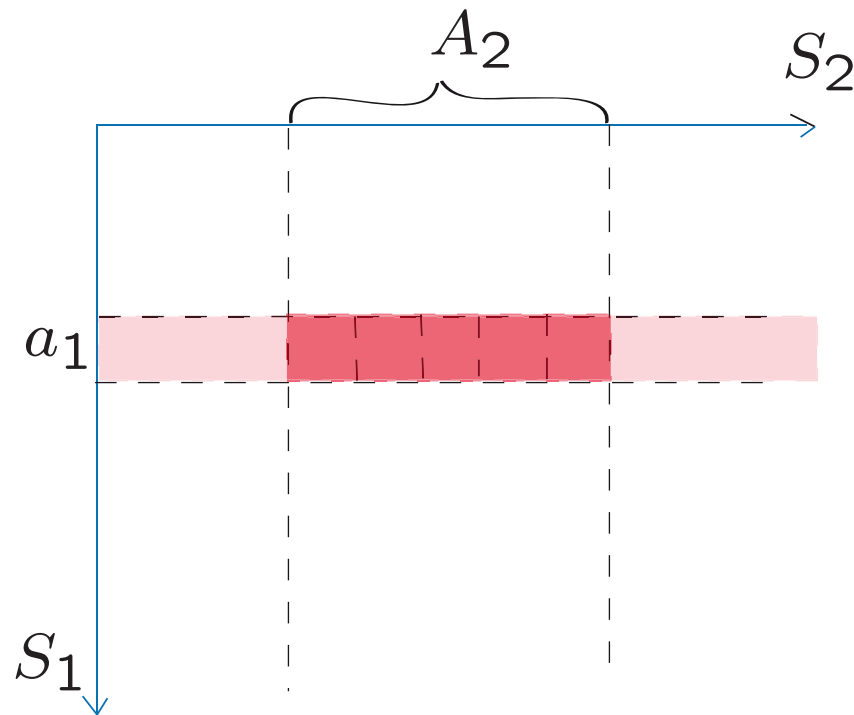
Die Verteilung  $\mathbf{P}(X_2 \in \cdot | X_1 = a_1)$

heißt die *bedingte Verteilung* von  $X_2$ , gegeben  $\{X_1 = a_1\}$ .



Definieren wir Übergangswahrscheinlichkeiten durch

$$P_{a_1}(X_2 \in A_2) := P(X_2 \in A_2 \mid X_1 = a_1)$$





Definieren wir Übergangswahrscheinlichkeiten durch

$$\mathbf{P}_{a_1}(X_2 \in A_2) := \mathbf{P}(X_2 \in A_2 \mid X_1 = a_1)$$

dann bekommen wir die  
aus den vorigen Vorlesungen vertraute Formel

$$\mathbf{P}(X_1 = a_1, X_2 \in A_2) = \mathbf{P}(X_1 = a_1) \mathbf{P}_{a_1}(X_2 \in A_2).$$

Beispiel:

Es seien  $Y$  und  $Z$  unabhängige  $\mathbb{Z}$ -wertige Zufallsvariable

$$X_1 := Y, X_2 := Y + Z$$

$$\begin{aligned} \mathbf{P}(Y = a, Y + Z = b) &= \mathbf{P}(Y = a, Z = b - a) \\ &= \mathbf{P}(Y = a) \mathbf{P}(Z = b - a) \end{aligned}$$

Also:

$$\mathbf{P}(Y + Z = b | Y = a) = \mathbf{P}(a + Z = b)$$

Die bedingte Verteilung von  $Y + Z$ , gegeben  $\{Y = a\}$ ,  
ist gleich der Verteilung von  $a + Z$ .

Bei der Untersuchung von zwei Zufallsvariablen  $X_1, X_2$   
kann man immer  
zu einer **2-stufigen Betrachtungsweise** übergehen.

Man kann dabei wählen,  
ob man  $X_1$  in die erste Stufe aufnimmt oder in die zweite.

## Beispiel:

Es seien  $Y$  und  $Z$  unabhängige  $\mathbb{Z}$ -wertige Zufallsvariable und

$$X_1 := Y, X_2 := Y + Z.$$

Wir haben gesehen:

Die bedingte Verteilung von  $Y + Z$ , gegeben  $\{Y = a\}$ ,  
ist die Verteilung von  $a + Z$ .

Was ergibt sich für die bedingte Verteilung von  $Y$ ,  
gegeben  $\{Y + Z = b\}$ ?

“Wie war der erste Schritt?”

Die bedingte Verteilung von  $Y$ , gegeben  $Y + Z = b$ ,  
hat die Gewichte

$$\mathbf{P}(Y = a \mid Y + Z = b) = \frac{\mathbf{P}(Y = a) \mathbf{P}(Z = b - a)}{\mathbf{P}(Y + Z = b)} .$$

Ein instruktiver Spezialfall:

$Y$  und  $Z$  seien unabhängig und  $\text{Geom}(p)$ -verteilt. Dann ist

$$\mathbf{P}(Y = a) \mathbf{P}(Z = b - a) = \quad .$$

Ein instruktiver Spezialfall:

$Y$  und  $Z$  seien unabhängig und  $\text{Geom}(p)$ -verteilt. Dann ist

$$\mathbf{P}(Y = a) \mathbf{P}(Z = b - a) = q^{a-1} p q^{(b-a)-1} p$$

Ein instruktiver Spezialfall:

$Y$  und  $Z$  seien unabhängig und  $\text{Geom}(p)$ -verteilt. Dann ist

$$\mathbf{P}(Y = a) \mathbf{P}(Z = b - a) = q^{a-1} p q^{(b-a)-1} p = p^2 q^{b-2} .$$

Dieses hängt nicht von  $a$  ab.

Also ist die bedingte Verteilung  
die uniforme auf  $\{1, \dots, b - 1\}$



Das ist auch ohne Rechnung plausibel:

Gegeben, dass in einem  $p$ -Münzwurf  
der zweite Erfolg beim  $b$ -ten Versuch kommt,  
ist der Zeitpunkt des ersten Erfolges

uniform verteilt auf  $\{1, \dots, b - 1\}$ .

## Beispiel: Erfolgreiche Würfe beim Münzwurf

Bei einem 10-maligen  $p$ -Münzwurf sei

$K$  die Anzahl der Erfolge,

und  $G \subset \{1, \dots, 10\}$  die zufällige Menge der Zeiten,  
zu denen die Erfolge eintreten.

Wie ist die bedingte Verteilung von  $G$ , gegeben  $\{K = 4\}$ ?

Für jede 4-elementige Teilmenge  $a$  von  $\{1, \dots, 10\}$  ist

$$\mathbf{P}(K = 4, G = a) = \mathbf{P}(G = a) = p^4(1 - p)^6.$$

Das hängt nicht von  $a$  ab, also ist  
die bedingte Verteilung von  $G$  uniform.

## Bedingte Dichten.

Ist  $f(a_1, a_2) da_1 da_2$  gemeinsame Dichte von  $X_1$  und  $X_2$   
und  $f_1(a_1) da_1$  Dichte von  $X_1$ ,

dann setzen wir

$$\mathbf{P}(X_2 \in da_2 \mid X_1 = a_1) := \frac{f(a_1, a_2)}{f_1(a_1)} da_2$$

und sprechen von der

*bedingten Dichte von  $X_2$ , gegeben  $\{X_1 = a_1\}$ .*

## Beispiel: Exponentialverteilte Summanden

$Y$  und  $Z$  seien unabhängig und  $\text{Exp}(1)$ -verteilt.

Was ist die bedingte Dichte von  $Y$ , gegeben  $\{Y + Z = b\}$ ?

Die gemeinsame Dichte von  $Y$  und  $Y + Z$  ist

$$e^{-y} e^{-(b-y)} dy db = e^{-b} dy db, \quad 0 \leq y \leq b$$

Die Dichte von  $Y + Z$  ist  $\left( \int_0^b dy \right) e^{-b} db = b e^{-b} db$

Also:

$$\mathbf{P}(Y \in dy | Y + Z = b) = \frac{1}{b e^{-b}} e^{-b} dy = \frac{1}{b} dy, \quad 0 \leq y \leq b.$$

## Bedingte Wahrscheinlichkeiten:

### Definition.

Seien  $E_1, E_2$  Ereignisse. Dann ist die *bedingte Wahrscheinlichkeit von  $E_2$ , gegeben  $E_1$* , definiert als

$$\mathbf{P}(E_2 | E_1) := \frac{\mathbf{P}(E_2 \cap E_1)}{\mathbf{P}(E_1)} = \mathbf{P}(I_{E_2} = 1 | I_{E_1} = 1)$$

*... die Wahrscheinlichkeit von  $E_2$ , wenn man schon weiß, dass  $E_1$  eingetreten ist.*

Eine vertraute Regel (für zweistufige Experimente)  
im neuen Gewand:

*Formel für die totale Wahrscheinlichkeit:*

$$\mathbf{P}(X_2 \in A_2) = \sum_{a_1 \in S_1} \mathbf{P}(X_1 = a_1) \mathbf{P}(X_2 \in A_2 \mid X_1 = a_1)$$

Zweistufigkeit - Spieß umgedreht:

$$\mathbf{P}(X_1 = a_1 | X_2 = a_2) = \frac{\mathbf{P}(X_2=a_2 | X_1=a_1)\mathbf{P}(X_1=a_1)}{\mathbf{P}(X_2=a_2)}$$

*Formel von Bayes:*

$$\mathbf{P}(X_1 = a_1 | X_2 = a_2) = \frac{\mathbf{P}(X_2=a_2 | X_1=a_1)\mathbf{P}(X_1=a_1)}{\sum_{b \in S_1} \mathbf{P}(X_2=a_2 | X_1=b)\mathbf{P}(X_1=b)}$$

$$\mathbf{P}(E_1 | E_2) = \frac{\mathbf{P}(E_2 | E_1)\mathbf{P}(E_1)}{\mathbf{P}(E_2 | E_1)\mathbf{P}(E_1) + \mathbf{P}(E_2 | E_1^c)\mathbf{P}(E_1^c)}$$

**Beispiel:** Bei einer bestimmten Reihenuntersuchung wird eine kranke Person in 100% der Fälle positiv getestet, eine gesunde Person in 1%.

Wie groß ist die Wahrscheinlichkeit, dass eine positiv getestete Person wirklich krank ist?

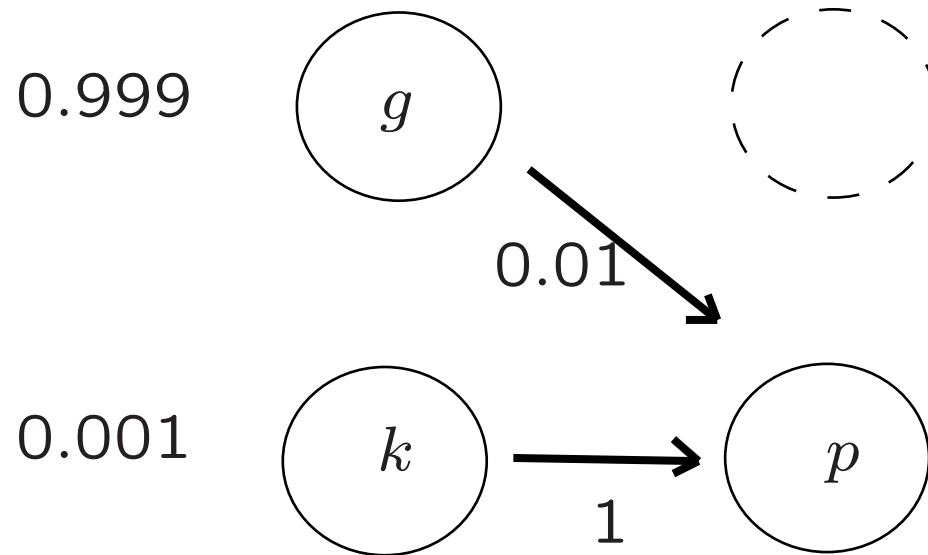
Der Prozentsatz der kranken Personen sei 0.1% .

$X_1$  sei der Gesundheitszustand ( $S_1 = \{g, k\}$ ),

$X_2$  der Testbefund ( $S_2 = \{p, n\}$ )

$(X_1, X_2)$  entsteht über ein zweistufiges Experiment:





$$\mathbf{P}(X_1 = k | X_2 = p) = \frac{\mathbf{P}(X_1 = k, X_2 = p)}{\mathbf{P}(X_2 = p)}$$

$$= \frac{0.001 \cdot 1}{0.999 \cdot 0.01 + 0.001 \cdot 1} \approx \frac{1}{11}$$

## Bedingter Erwartungswert

In einem zweistufigen Experiment hatten wir

$$\mathbf{E}_{a_1}[h(X_1, X_2)] = \sum_{a_2 \in S_2} h(a_1, a_2) \mathbf{P}_{a_1}(X_2 = a_2)$$

Wegen

$$\mathbf{P}_{a_1}(X_2 = a_2) = \mathbf{P}(X_2 = a_2 \mid X_1 = a_1)$$

ist damit die folgende Definition konsistent:

*Bedingter Erwartungswert von  $h(X_1, X_2)$ ,  
gegeben  $\{X_1 = a_1\}$ :*

$$\begin{aligned} & \mathbf{E}[h(X_1, X_2) \mid X_1 = a_1] \\ := & \sum_{a_2 \in S_2} h(a_1, a_2) \mathbf{P}(X_2 = a_2 \mid X_1 = a_1) \end{aligned}$$

*Bedingte Erwartung von  $h(X_1, X_2)$ , gegeben  $X_1$ :*

$$\begin{aligned} & \mathbf{E}[h(X_1, X_2) \mid X_1] := e(X_1), \\ & \text{mit} \\ & e(a_1) := \mathbf{E}[h(X_1, X_2) \mid X_1 = a_1]. \end{aligned}$$

Zum Merken:

Der **bedingte Erwartungswert** von  $Y$ , gegeben  $X = x$

(Symbol :  $\mathbf{E}[Y | X = x]$  oder  $\mathbf{E}_x[Y]$ )

ist *der Erwartungswert unter der bedingten Verteilung*.

Im diskreten Fall

$$\sum_y y \mathbf{P}(Y = y | X = x),$$

und im Fall von Dichten

$$\int y \frac{f(x, y)}{f_1(x)} dy.$$

Beispiel:

$Z_1, \dots, Z_{10}$  sei ein  $p$ -Münzwurf der Länge 10,  $K := \sum_{i=1}^{10} Z_i$ .

Die *Runs* in  $(z_1, \dots, z_n)$  sind die  
(in keinem größeren Block enthaltenen)

Blöcke aus nur Nullen oder nur Einsen.

Z. B. hat  $(0, 1, 1, 0, 0, 1, 1, 0, 0, 0)$  fünf Runs:

0, 11, 00, 11, 000.

Sei  $R$  die Anzahl der Runs in  $(Z_1, \dots, Z_{10})$ .

Gefragt ist nach  $\mathbf{E}[R|K = 4]$ .

$$\begin{aligned}
 R &= \sum_{i=1}^n I_{\{\text{beim } i\text{-ten Wurf beginnt ein Run}\}} \\
 &= 1 + \sum_{i=1}^9 I_{\{Z_i \neq Z_{i+1}\}}.
 \end{aligned}$$

Und die bedingte Verteilung von  $(Z_1, \dots, Z_{10})$  gegeben  $K = 4$  entsteht so, dass man aus den Plätzen  $1, \dots, 10$  rein zufällig 4 auswählt, auf die man die 4 Einsen setzt.

$$\begin{aligned}
 &P(Z_i \neq Z_{i+1} | K = 4) = 2 \cdot \frac{4}{10} \cdot \frac{6}{9} \quad (\text{warum?}), \\
 \text{also ist der gesuchte Wert gleich} & \quad 1 + 9 \cdot 2 \cdot \frac{4}{10} \cdot \frac{6}{9} = \frac{29}{5}.
 \end{aligned}$$

## Gedächtnislosigkeit der geometrischen Verteilung:

$T$  sei  $\text{Geom}(p)$ -verteilt. Dann gilt

$$\mathbf{P}(T > k + l \mid T > k) = q^{k+l} / q^k = q^l .$$

Die bedingte Verteilung von  $T - k$ , gegeben  $\{T > k\}$ ,  
ist somit gleich  $\text{Geom}(p)$ .

Die Kenntnis, dass  $T$  einen Wert größer als  $k$  annimmt,  
ändert also die Verteilung für die “restliche Wartezeit” nicht.

## Gedächtnislosigkeit der Exponentialverteilung

Für exponentialverteiltes  $T$  zum Parameter  $\lambda$  gilt für  $r, s > 0$

$$\mathbf{P}(T > r + s \mid T > r) = e^{-\lambda s} .$$

Die bedingte Verteilung von  $T - s$ , gegeben  $\{T > s\}$ ,  
ist somit gleich  $\text{Exp}(\lambda)$ .