# 7 Bedingte Erwartungswerte und Bedingte Verteilungen

Sei  $(\Omega, \mathcal{A}, P)$  ein W'Raum,  $(\Omega', \mathcal{A}')$  ein Messraum,  $Y : \Omega \to \Omega'$  sei  $(\mathcal{A}, \mathcal{A}')$ -messbar und nehme die Werte  $y_1, \ldots, y_n \in \Omega'$  an.  $Y^{-1}(y_k) = \{\omega \in \Omega \mid Y(\omega) = y_k\} =: A_k \Rightarrow \Omega = A_1 + \cdots + A_n \text{ und } \sigma(Y) = \{\sum_{k \in I} A_k \mid I \subset \{1, \ldots, n\}\}.$ 

**Definition** Sei  $X : \Omega \to \mathbb{R}$  eine ZV mit  $E|X| < \infty$ . Dann ist der bedingte Erwartungswert von X unter der Bedingung  $Y = y_k$  definitiert durch:

$$E[X|Y = y_k] := \frac{1}{P(A_k)} \int_{A_k} X dP, \quad k = 1, \dots, n$$

Falls X diskret mit  $x_1, \ldots, x_m$ :

$$E[X|Y = y_k] = \frac{1}{P(Y = y_k)} \sum_{j=1}^{m} x_j \cdot P(X = x_j, Y = y_k)$$
$$= \sum_{j=1}^{m} x_j \cdot P(X = x_j | Y = y_k)$$

**Definition** Der bedingte Erwartungswert von X gegeben Y ist  $E[X|Y]: \Omega \rightarrow \mathbb{R}$  mit

$$E[X|Y](\omega) := \sum_{k=1}^{n} E[X|Y = y_k] \cdot \mathbf{1}_{[Y = y_k]}(\omega)$$

**Bemerkung** a) Offenbar ist E[X|Y] ( $\sigma(Y)$ ,  $\mathfrak{B}$ )-messbar.

b) Sei Z := E[X|Y]. Dann gilt

$$\int_{A_k} Z dP = \int_{\Omega} \mathbf{1}_{A_k} Z dP$$

$$= E[X, Y = y_k] \cdot P(A_k)$$

$$= \int_{A_k} X dP$$

Wegen der Struktur von  $\sigma(Y)$  folgt auch

$$\int_{A} Z dP = \int_{A} X dP \quad \forall A \in \sigma(Y)$$

c) E[X|Y] = g(Y) mit

$$g(y) = \sum_{k=1}^{n} E[X|Y = y_k] \cdot \mathbf{1}_{\{y_k\}}(y)$$

d) Offenbar hängt die Definition von E[X|Y] nur davom ab, auf welchen Mengen  $A_k Y$  die verschiedenen Werte annimmt, nicht aber welche Werte das genau sind.

Deshalb schreibt man auch:

$$E[X|Y] = E[X|\sigma(Y)]$$

Beispiel 7.1 Sei 
$$([0,1),\mathfrak{B}_{[0,1)},\underbrace{\lambda_{[0,1)}}_{=:P}),X(\omega)=\omega$$

- Hier fehlt ein Bild -

$$A_k = \left[\frac{k-1}{n}, \frac{k}{n}\right), k = 1, \dots, n, \quad \mathfrak{F} := \left\{\sum_{k \in I} A_k | I \subset \{1, \dots, n\}\right\}$$

$$E[X, A_k] = \frac{1}{P(A_k)} \int_{A_k} \omega P(\mathrm{d}\omega)$$

$$= n \int_{\frac{k-1}{n}}^{\frac{k}{n}} \omega \mathrm{d}\omega$$

$$= \frac{1}{2} \frac{2k-1}{n}$$

 $E[X,\mathfrak{F}]$  ist also eine "Approximation" oder "Vergröberung" von X. Bezüglich einer beliebigen Sub- $\sigma$ -Algebra  $\mathfrak{F} \subset \mathcal{A}$  wird der bedingte Erwartungswert wie folgt definiert:

**Definition** Sei X eine Zufallsvariable mit  $E|X| < \infty$  und  $\mathfrak{F} \subset \mathcal{A}$  eine Sub- $\sigma$ -Algebra von  $\mathcal{A}$ . Dann hei $\beta$ t  $Z: \Omega \to \mathbb{R}$  eine Version des bedingten Erwartungswertes  $E[X|\mathfrak{F}]$  von X unter  $\mathfrak{F}$ , wenn gilt

(i) Z ist  $\mathfrak{F}$ -messbar

(ii) 
$$\int_A Z dP = \int_A X dP \quad \forall A \in \mathfrak{F}$$

#### **Satz 7.1**

Der bedingte Erwartungswert existiert und ist bis auf Nullmengen eindeutig.

**Beweis** Sei  $X \geq 0$ . Durch

$$Q(A) := \int_A X(\omega) P(d\omega) \quad \forall A \in \mathfrak{F}$$

wird ein Maß auf  $(\Omega, \mathfrak{F})$  definiert (Satz 2.7).

Sei  $P_{\mathfrak{F}}$  die Einschränkung von P auf  $\mathfrak{F}$ . Offenbar  $Q \ll P_{\mathfrak{F}}$ . Satz von Radon-Nikodym  $\Longrightarrow Q$  besitzt eine Dichte Z bzgl.  $P_{\mathfrak{F}}$  und Z ist nach Definition  $\mathfrak{F}$ -messbar.

Falls X beliebig:  $X = X^+ - X^-$ 

P-f.s. Eindeutigkeit: Seien  $Z, \tilde{Z}$  Versionen von  $E[X, \mathfrak{F}]$ .

$$\implies \int_A (Z - \tilde{Z}) dP = 0 \quad \forall A \in \mathfrak{F}$$

Wegen  $\{Z > \tilde{Z}\} \in \mathfrak{F}, \{Z < \tilde{Z}\} \in \mathfrak{F} \text{ folgt:}$ 

$$E|Z - \tilde{Z}| = \int_{\{Z > \tilde{Z}\}} (Z - \tilde{Z}) dP - \int_{\{Z < \tilde{Z}\}} (Z - \tilde{Z}) dP = 0$$

$$\implies Z = \tilde{Z} \text{ P-f.s.}$$

Bemerkung Der bedingte Erwartungswert ist also eigentlich die Äquivalenzklasse

$$E[X|\mathfrak{F}] = \left\{ Z \in L^1(\Omega,\mathfrak{F},P) | \int_A Z \mathrm{d}P = \int_A X \mathrm{d}P \ \forall A \in \mathfrak{F} \right\}$$

Ein Element davon nennt man "Version". Oft wird  $E[X|\mathfrak{F}]$  mit einer Version identifiziert.

**Definition** Sei  $A \in \mathfrak{F}$ . Eine Version von  $E[\mathbf{1}_A|\mathfrak{F}]$  bezeichnet man als **Version der** bedingten Wahrscheinlichkeit  $P(A|\mathfrak{F})$ .

**Bemerkung** Es gilt für  $B \in \mathfrak{F}$ :

$$\int_{B} P(A|\mathfrak{F}) dP \stackrel{(ii)}{=} \int_{B} \mathbf{1}_{A} dP = P(A \cap B)$$

#### **Satz 7.2**

Sei  $X \in L^2(\Omega, \mathcal{A}, P)$  mit  $||X||^2 = EX^2$ . Dann gilt:

$$||X - E[X|\mathfrak{F}]||^2 = \inf\{||X - Y||^2 | Y \in L^2(\Omega, \mathfrak{F}, P)\}$$

Beweis siehe Henze Stochastik II, S.214

# Satz 7.3 (Rechenregeln für bedingte Erwartungswerte)

Es seien  $X, Y \in L^1(\Omega, \mathcal{A}, P), \mathfrak{F}, \mathfrak{F}_1, \mathfrak{F}_2$  Sub- $\sigma$ -Algebra von  $\mathcal{A}$ . Dann gilt:

- $a) \ E[aX+bY|\mathfrak{F}] = aE[X|\mathfrak{F}] + bE[Y|\mathfrak{F}] \ P\text{-f.s.} \ a,b \in \mathbb{R}$
- b) E[E[X|Y]] = EX
- c)  $X \leq Y \implies E[X|\mathfrak{F}] \leq E[Y|\mathfrak{F}]$  P-f.s.
- d)  $F\ddot{u}r \,\mathfrak{F}_1 \subset \mathfrak{F}_2 \, gilt \, E[E[X|\mathfrak{F}_2]|\mathfrak{F}_1] = E[X|\mathfrak{F}_1]$  $F\ddot{u}r \,\mathfrak{F}_1 \supset \mathfrak{F}_2 \, gilt \, E[E[X|\mathfrak{F}_2]|\mathfrak{F}_1] = E[X|\mathfrak{F}_2]$
- e) Falls Y  $\mathfrak{F}$ -messbar und  $EXY < \infty$  gilt:

$$E[XY|\mathfrak{F}] = YE[X|\mathfrak{F}]$$

f) Falls X von  $\mathfrak{F}$  unabhängig ist (d.h. falls die X und  $\mathbf{1}_A \ \forall A \in \mathfrak{F}$  unabhängig sind), dann gilt:

$$E[X|\mathfrak{F}] = EX$$

Bemerkung Aus Satz 7.3 bekommt man:

1. 
$$X \equiv c \in \mathbb{R} \stackrel{\text{f}}{\Rightarrow} E[c|\mathfrak{F}] = c$$

2. 
$$\mathfrak{F} = \{\emptyset, \Omega\} \stackrel{\mathrm{f}}{\Rightarrow} E[X|\mathfrak{F}] = EX$$

3. 
$$X \mathfrak{F}$$
-messbar  $\stackrel{\mathrm{e}}{\Rightarrow} E[X|\mathfrak{F}] = X$ 

4. 
$$X \ge 0 \stackrel{c)}{\Rightarrow} E[X|\mathfrak{F}] \ge 0$$
 P-f.s.

Beweis von Satz 7.3:

a)

$$\begin{split} \int_A E[aX+bY|\mathfrak{F}]\mathrm{d}P &= \int_A aX+bY\mathrm{d}P \\ &\stackrel{\text{Linearität}}{=} a\int_A X\mathrm{d}P + b\int_A Y\mathrm{d}P \\ &= a\int_A E[X|\mathfrak{F}]\mathrm{d}P + b\int_A E[Y|\mathfrak{F}]\mathrm{d}P \\ &= \int_A \left(aE[X|\mathfrak{F}] + bE[Y|\mathfrak{F}]\right)\mathrm{d}P \quad \forall A \in \mathfrak{F} \end{split}$$

 $\implies$  Behauptung, da  $aE[X|\mathfrak{F}]+bE[Y|\mathfrak{F}]$   $\mathfrak{F}$ -messbar und Radon-Nikodym-Dichte P-f.s. eindeutig.

b) 
$$E[E[X|\mathfrak{F}]] = \int_{\Omega} E[X|\mathfrak{F}] dP = \int_{\Omega} X dP = EX$$

c)

$$\begin{array}{ll} A & := & \{\omega \in \Omega \, | E[X|\mathfrak{F}](\omega) > E[Y|\mathfrak{F}](\omega) \, \} \in \mathfrak{F} \\ & = & \bigcup_{n \in \mathbb{N}} \underbrace{\left\{\omega \in \Omega \, \middle| E[X|\mathfrak{F}](\omega) > E[Y|\mathfrak{F}](\omega) + \frac{1}{n} \right\}}_{A_n} \end{array}$$

Annahme:  $P(A) > 0 \implies \exists n \in \mathbb{N} \text{ mit } P(A_n) > 0$ 

$$\implies 0 \leq \int_{A_n} (Y - X) dP$$

$$= \int_{A_n} E[Y|\mathfrak{F}] dP - \int_{A_n} E[X|\mathfrak{F}] dP$$

$$= \int_{A_n} (E[Y|\mathfrak{F}] - E[X|\mathfrak{F}]) dP$$

$$\leq -\frac{1}{n} \cdot P(A_n)$$

$$< 0 \text{ Widerspruch!}$$

d) Z.z. Für  $\mathfrak{F}_1 \subset \mathfrak{F}_2$  gilt:  $E[E[X|\mathfrak{F}_2]|\mathfrak{F}_1] = E[X|\mathfrak{F}_1]$ . Sei  $A \in \mathfrak{F}_1 \implies A \in \mathfrak{F}_2$  und

$$\int_{A} E[X|\mathfrak{F}_{1}] dP = \int_{A} X dP = \int_{A} E[X|\mathfrak{F}_{2}] dP = \int_{A} E[E[X|\mathfrak{F}_{2}]|\mathfrak{F}_{1}] dP$$

 $\implies$  Behauptung, da Radon-Nikodym-Dichte eindeutig. Für  $\mathfrak{F}_1\supset\mathfrak{F}_2$  ähnlich.

- e) Mit algebraischer Induktion:
  - Sei  $Y = \mathbf{1}_B, B \in \mathfrak{F}$  und  $A \in \mathfrak{F}$  beliebig.

$$\int_A Y \cdot E[X|\mathfrak{F}] \mathrm{d}P = \int_{A \cap B} E[X|\mathfrak{F}] \mathrm{d}P = \int_{A \cap B} X \mathrm{d}P = \int_A Y X \mathrm{d}P$$

Außerdem ist  $Y \cdot E[X|\mathfrak{F}]$   $\mathfrak{F}$ -messbar  $\implies$  Behauptung, da Radon-Nikodym-Dichte P-f.s. eindeutig.

- Linearität des Integrals + Teil a)  $\implies$  Aussage für  $Y \in \mathcal{E}.Y \geq 0$ : Bedingte Version des Satzes von der monotonen Konvergenz ( $\rightarrow$  Übung).
- $Dann Y = Y^+ Y^-$

f)

$$\begin{split} \int_A E[X|\mathfrak{F}] \mathrm{d}P &= \int_A X \mathrm{d}P \\ &= \int_\Omega \mathbf{1}_A X \mathrm{d}P \\ &\stackrel{\mathrm{unabh.}}{=} \int \mathbf{1}_A \mathrm{d}P \cdot \underbrace{\int X \mathrm{d}P}_{=EX} \\ &= \int_A EX \mathrm{d}P \end{split}$$

 $\implies$  Behauptung, da EX  $\mathfrak{F}$ -messbar.

# Satz 7.4 (Faktorisierungssatz)

Es seien  $(\Omega, \mathcal{A}), (\Omega', \mathcal{A}')$  Messräume und  $Y : \Omega \to \Omega'$  ein Zufallsgröße. Ist  $X : \Omega \to \mathbb{R}$  eine  $(\sigma(Y), \mathfrak{B})$ -messbare Zufallsvariable. Dann gibt es eine  $\mathfrak{B}$ -messbare Funktion  $g : \Omega' \to \mathbb{R}$  mit

$$X = g \circ Y$$
.

**Beweis** Algebraische Induktion:

(i) Sei 
$$X = \sum_{j=1}^{n} a_{j} \mathbf{1}_{A_{j}} \in \mathcal{E}$$
 mit  $a_{j} \geq 0, A_{j} \in \sigma(Y)$ .  
 $\implies A_{j} = Y^{-1}(A'_{j}), A'_{j} \in \mathcal{A}'$ . Wähle  $g = \sum_{j=1}^{n} a_{j} \mathbf{1}_{A'_{j}}$   
 $\implies X = g \circ Y$   
 $\implies$  Behauptung

(ii) Sei  $X \geq 0$  und  $(\sigma(Y), \mathfrak{B})$ -messbar.  $\Longrightarrow \exists (X_n) \subset \mathcal{E}, 0 \leq X_n \uparrow X$  und wegen (i)  $\exists (\mathcal{A}', \mathfrak{B})$ -messbare Funktion  $g_n$  mit  $X_n = g_n \circ Y, n \in \mathbb{N}$ .

$$\implies X = \sup_{n \in \mathbb{N}} X_n = \sup_{n \in \mathbb{N}} (g_n \circ Y) = (\sup_{n \in \mathbb{N}} g_n) \circ Y$$

Wähle also  $g = \sup_{n \in \mathbb{N}} g_n$ 

(iii) 
$$X = X^+ - X^- \stackrel{\text{(ii)}}{\Longrightarrow} X = g_1 \circ Y - g_2 \circ Y$$
. Wähle  $g = g_1 - g_2$ .

**Bemerkung** Statt  $E[X|\sigma(Y)]$  schreiben wir auch E[X|Y] und wegen Satz 7.4  $\exists g: \Omega' \to \mathbb{R}$   $(\mathcal{A}', \mathfrak{B})$ -messbar mit  $E[X|Y] = g \circ Y$  P-f.s.. Die Funktion g ist  $P^Y$ -f.s. eindeutig.

**Definition** Ist  $E[X|Y] = g \circ Y$  wie oben, so heißt E[X|Y = y] = g(y) (ein) bedingter Erwartungswert von X unter der Bedingung Y = y.

#### **Satz 7.5**

Für alle  $A' \in \mathcal{A}'$  gilt:

$$\int_{A'} E[X|Y = y]P^{Y}(dy) = \int_{Y^{-1}(A')} X dP$$

**Beweis** 

$$\int_{A'} E[X|Y=y]P^Y(\mathrm{d}y) = \int_{A'} g \mathrm{d}P^Y \overset{\mathrm{Sa. 2.4}}{=} \int_{Y^{-1}(A')} g \circ Y \mathrm{d}P = \int_{Y^{-1}(A')} X \mathrm{d}P.$$

Bemerkung Für  $A \in \mathcal{A}$  heißt  $P(A|Y=y) := E[\mathbf{1}_A|Y=y]$  (eine) bedingte Wahrscheinlichkeit von A unter der Bedingung Y=y. Bedingte Wahrscheinlichkeiten treten oft bei gekoppelten Zufallsexperimenten auf. Die folgende Sichtweise ist konstruktiver:

**Definition** Es seien  $(\Omega_1, \mathcal{A}_1), (\Omega_2, \mathcal{A}_2)$  messbare Räume. Eine Abbildung  $Q : \Omega_1 \times \mathcal{A}_2 \to [0, 1]$  mit

- (i)  $\omega_1 \mapsto Q(\omega_1, A_2)$  ist  $A_1$ -messbar  $\forall A_2 \in A$ .
- (ii)  $A_2 \mapsto Q(\omega_1, A_2)$  ist ein Wahrscheinlichkeitsmaß auf  $(\Omega_2, A_2) \ \forall \omega_1 \in \Omega_1$ nennt man **Übergangskern** oder **Kern** von  $(\Omega_1, A_1)$  nach  $(\Omega_2, A_2)$ .

### **Satz 7.6**

Es seien  $(\Omega_1, \mathcal{A}_1, P_1)$  ein Wahrscheinlichkeitsraum,  $(\Omega_2, \mathcal{A}_2)$  ein Messraum und Q ein Übergangskern von  $(\Omega_1, \mathcal{A}_1)$  nach  $(\Omega_2, \mathcal{A}_2)$ . Dann wird durch

$$P(A) := \int_{\Omega_1} \left( \int_{\Omega_2} \mathbf{1}_A(\omega_1, \omega_2) Q(\omega_1, d\omega_2) \right) P_1(d\omega_1)$$

ein Wahrscheinlichkeitsmaß  $P =: P_1 \otimes Q$  auf  $A_1 \otimes A_2$  definiert. P heißt **Koppelung** und ist das einzige Wahrscheinlichkeitsmaß auf  $A_1 \otimes A_2$  mit der Eigenschaft

$$P(A_1 \times A_2) = \int_{A_1} Q(\omega_1, A_2) P_1(d\omega_1) \quad (*)$$

## Beweis

- 1. Ähnlich wie in §3 zeigt man: für  $f: \Omega_1 \times \Omega_2 \to \mathbb{R}_+$ ,  $f(A_1 \otimes A_2)$ -messbar ist  $\omega_1 \mapsto \int_{\Omega_2} f(\omega_1, \omega_2) Q(\omega_1, d\omega_2) A_1$ -messbar.
- 2. Für  $A = A_1 \times A_2$  ist  $\mathbf{1}_A(\omega_1, \omega_2) = \mathbf{1}_{A_1}(\omega_1)\mathbf{1}_{A_2}(\omega_2) \implies (*)$ .
- 3.  $P(\Omega_1 \times \Omega_2) = 1$  wegen (\*).  $P \ge 0$  ist klar.

$$P\left(\sum_{n=1}^{\infty} A_{n}\right) = \int_{\Omega_{1}} \left(\int_{\Omega_{2}} \underbrace{\mathbf{1}_{\sum_{n=1}^{\infty}}(\omega_{1}, \omega_{2})}_{=\sum_{n=1}^{\infty} \mathbf{1}_{A_{n}}(\omega_{1}, \omega_{2})} Q\left(\omega_{1}, d\omega_{2}\right)\right) P_{1}\left(d\omega_{1}\right)$$

$$= \sum_{n=1}^{\infty} \left(\int_{\Omega_{1}} \left(\int_{\Omega_{2}} \mathbf{1}_{A_{n}}\left(\omega_{1}, \omega_{2}\right) Q\left(\omega_{1}, d\omega_{2}\right)\right) P_{1}\left(d\omega_{1}\right)\right)$$

$$= \sum_{n=1}^{\infty} P(A_{n}).$$

4. Eindeutigkeitssatz für Maße.

Satz 7.7 Es seien  $(\Omega, \mathcal{A}, P)$  ein Wahrscheinlichkeitsraum,  $(\Omega_1, \mathcal{A}_1)$  ein messbarer Raum,  $Y: \Omega \to \Omega_1$   $(\mathcal{A}, \mathcal{A}_1)$ -messbar und X ein d-dimensionaler Zufallsvektor. Dann existiert ein Kern Q von  $(\Omega_1, \mathcal{A}_1)$  nach  $(\mathbb{R}^d, \mathfrak{B}^d)$  derart, dass

$$P^{X,Y} = P^Y \otimes Q.$$

Q ist eine Version der bedingten Verteilung von X unter Y. Schreibweise:

$$Q(y,\cdot) = P^X(\cdot|Y=y).$$

Beweis - ohne Beweis -

Bemerkung Für  $A \in \mathcal{A}, B \in \mathfrak{B}^d$  gilt:

$$P(X \in B, Y \in A) = \int_{A} Q(y, B) P^{Y} dy = \int_{A} P^{X} (B|Y = y) P^{Y} (dy)$$

## **Satz 7.8**

Es seien  $\mu$  und  $\nu$   $\sigma$ -endliche Maße auf  $\mathcal{A}_1$  bzw.  $\mathfrak{B}^d$ .  $P^{(Y,X)}$  besitze eine Dichte f bezüglich  $\mu \otimes \nu$ . Es sei  $f_Y(y) := \int_{\mathbb{R}^d} f(x,y)\nu(dx)$  die (Rand-)Dichte von  $P^Y$  bzgl.  $\mu$ . Weiterhin sei

$$f(x|y) := \frac{f(x,y)}{f_Y(y)} \quad und \quad \frac{0}{0} := 0.$$

So wird durch

$$P^{X}(B|Y=y) := \int_{B} f(x|y)\nu(dx) \quad \forall B \in \mathfrak{B}^{d}, y \in \Omega_{1}$$

eine bedingte Verteilung von X unter der Bedingung Y = y definiert.  $f(\cdot|y)$  heißt bedingte  $\nu$ -Dichte von X unter der Bedingung Y = y.

#### **Beweis**

 $y\mapsto \int_B f(x|y)\nu(\mathrm{d}x)$  ist messbar  $\forall B\in\mathfrak{B}^d$  (Satz von Tonelli),  $B\mapsto \int_B f(x|y)\nu(\mathrm{d}x)$  ist ein Wahrscheinlichkeitsmaß  $\forall y\in\Omega_1$ . Für  $A\in\mathcal{A}_1, B\in\mathfrak{B}^d$  gilt:

$$P^{(Y,X)}(A \times B) = \int_{A \times B} f d(\mu \otimes \nu)$$

$$= \int_{A} \left( \int_{B} f(x,y) \nu(dx) \right) \mu(dy)$$

$$= \int_{A} \left( \int_{B} f(x|y) \nu(dx) \right) f_{Y}(y) \mu(dy)$$

$$\stackrel{!}{=} \int_{A} P^{X}(B|Y=y) \underbrace{P^{Y}(dy)}_{=f_{Y}(y)\mu(dy)}$$

## **Satz 7.9**

Es seien  $(\Omega, \mathcal{A}, P)$  ein Wahrscheinlichkeitsraum,  $Y : \Omega \to \mathbb{R}^d$  ein Zufallsvektor und X eine Zufallsvariable mit  $E|X| < \infty$ . Dann ist

$$h(y) := \int_{\mathbb{R}} x P^X (dx | Y = y)$$

ein bedingter Erwartungswert von X unter der Bedingung Y = y.

Beweis Nach 7.5:

$$\int_{B} E\left[X|Y=y\right] P^{Y}\left(\mathrm{d}y\right) = \int_{Y^{-1}(B)} X \mathrm{d}P.$$

Für  $B \in \mathfrak{B}^d$  und  $T(Y,X) := X \cdot (\mathbf{1}_B \circ Y)$  gilt:

$$\int_{Y^{-1}(B)} X dP = \int T(Y, X) dP$$

$$\stackrel{2.4}{=} \int T(y, x) P^{(Y,X)} (dy, dx)$$

$$= \int x \mathbf{1}_{B}(y) P^{(Y,X)} (dy, dx)$$

$$= \int_{B} \left( \int_{\mathbb{R}} x P^{X} (dx | Y = y) \right) P^{Y} (dy)$$

 $\stackrel{7.5}{\Longrightarrow}$  Beh.

## Beispiel 7.2

U und V seien unabhängig und U(0,1)-verteilt und entsprechen den zufälligen Seitenlängen eines Rechtecks. Es sei X=Flächeninhalt des Rechtecks und Y=Umfang des Rechtecks. Klar: X und Y sind nicht unabhängig.

Weiter ist 
$$f_{U,V}(u,v) = \begin{cases} 1 & 0 < u < 1 \text{ und } 0 < v < 1 \\ 0 & \text{sonst} \end{cases}$$
 die gemeinsame Dichte von  $U$  und  $V$ .  $\Longrightarrow$  (Transformationssatz für Dichten)  $f_{X,Y}(x,y) = \frac{2}{\sqrt{y^2-16x}}$  für  $0 < x < 1$  und  $4\sqrt{x} < y < 2 + 2x; f_X(x) = -\log x$  für  $0 < x < 1$ .  $\Longrightarrow f(y|x) = -\frac{2}{\log x\sqrt{y^2-16x}}$  für  $4\sqrt{x} < y < 2 + 2 + x$ .  $\Longrightarrow E[Y|X=x] = \int y \cdot f(y|x) \mathrm{d}y = -\frac{4(1-x)}{\log x}$ .

# Beispiel 7.3 (Buffonsches Nadelproblem)

Wir werfen eine Nadel der Länge 1 zufällig auf einen unendlich langen Streifen der Breite 1. Wie groß ist die Wahrscheinlichkeit, dass die Nadel mindestens eine Wand des Korridors schneidet?

X = Abstand der Nadelmitte von der linken Wand

Y = Winkel der Nadel zum Lot

Annahme:  $X \sim U(0,1), Y \sim U(-\frac{\pi}{2}, \frac{\pi}{2})$  und X, Y unabhängig.

A= Nadel schneidet die Wand =  $\{\omega \mid (X,Y)(\omega) \in B\}$  mit

$$B = \{(x,y) \mid |y| < \frac{\pi}{2}, x \in [0, \frac{1}{2}\cos y] \cup [1 - \frac{1}{2}\cos y, 1]\}$$

- hier fehlt eine Skizze -

Es ergibt sich:

$$P(A) = P^{X,Y}(B)$$

$$= \int_{-\frac{\pi}{2}}^{\frac{\pi}{2}} \int_{0}^{1} \mathbf{1}_{B}(x,y) P^{X}(dx|Y = y) P^{Y}(dy)$$

$$= \int_{-\frac{\pi}{2}}^{\frac{\pi}{2}} P^{X}([0, \frac{\cos y}{2}] \cup [1 - \frac{\cos y}{2}, 1] | Y = y) P^{Y}(dy)$$

$$= \int_{-\frac{\pi}{2}}^{\frac{\pi}{2}} \cos y \cdot \frac{1}{\pi} dy$$

$$= \frac{2}{\pi}$$

So läßt sich zum Beispiel auch  $\pi$  näherungsweise bestimmen.