

Erste Hälfte der Vorlesung: Ω höchstens abzählbar
(d.h. $|\Omega| < \infty$ oder Ω abzählbar unendlich)

Definition: Ein diskreter Wahrscheinlichkeitsraum
ist ein Paar (Ω, P) wobei

(D1) Ω ist eine (höchstens abzählbare) Menge

(D2) $P: \Omega \rightarrow [0, 1]$ ist eine Abbildung, sodass $\sum_{\omega \in \Omega} P(\omega) = 1$

- Elemente von Ω : Elementarereignisse
- Ω : Menge der Elementarereignisse
- P : Wahrscheinlichkeitsmaß

- $P(\omega)$: Wahrscheinlichkeit des Elementarereignis $\omega \in \Omega$,
 - Man kann P auf die ganze Potenzmenge $\mathcal{P}(\Omega)$ erweitern: $\forall E \in \mathcal{P}(\Omega)$ definieren wir
- $$P(E) := \sum_{\omega \in E} P(\omega)$$
- (Für $\omega \in \Omega$:
 $P(\{\omega\}) = P(\omega)$)

- Eine Teilmenge $E \subseteq \Omega$ wird Ereignis genannt.
 \Updownarrow
($E \in \mathcal{P}(\Omega)$)

Bemerkung: Da Ω höchstens abzählbar ist, kann man sich unter P
eine Sequenz von Zahlen (alle zwischen 0 und 1)
vorstellen.

- Oft wird Verteilung als Synonym für μ -Maß verwendet.

Eigenschaften von W-Maßen

Satz: Es sei (Ω, \mathcal{P}) ein diskretes W-Raum, Dann

\forall Folge $E_1, \dots, E_n, \dots \subseteq \Omega$ von paarweise disjunkten

Ereignissen gilt: $P\left(\bigcup_{i=1}^{\infty} E_i\right) = \sum_{i=1}^{\infty} P(E_i)$

~~Beweis:~~ Beweis:

$$P\left(\bigcup_{i=1}^{\infty} E_i\right) = \sum_{\omega \in \bigcup_{i=1}^{\infty} E_i} P(\omega) = \sum_{i=1}^{\infty} \sum_{\omega \in E_i} P(\omega) = \sum_{i=1}^{\infty} P(E_i)$$

Weil jedes $\omega \in \bigcup_{i=1}^{\infty} E_i$ in genau einer E_i enthalten ist und weil $(P(\omega))_{\omega \in \bigcup_{i=1}^{\infty} E_i}$ eine absolute konvergente Reihe ist, die man beliebig umordnen kann ohne die Endsumme zu ändern.

Korollar: (1) $P(\emptyset) = 0$

(2) $\forall E \subseteq \Omega$ gilt: $P(\Omega \setminus E) = 1 - P(E)$

(3) $\forall E_1, \dots, E_n \subseteq \Omega$

paarweise disjunkt (d.h. $E_i \cap E_j = \emptyset, \forall i \neq j$) gilt: $P\left(\bigcup_{i=1}^n E_i\right) = \sum_{i=1}^n P(E_i)$

(4) $\forall E \subseteq F \subseteq \Omega$ gilt: $P(E) \leq P(F)$

(5) $\forall E_1, \dots, E_n, \dots \subseteq \Omega$ gilt: $P\left(\bigcup_{i=1}^{\infty} E_i\right) \leq \sum_{i=1}^{\infty} P(E_i)$

(6) $\forall E, F \subseteq \Omega$ gilt: $P(E \cup F) = P(E) + P(F) - P(E \cap F)$

Beweis:

(1) $\Omega = \Omega \cup \emptyset \cup \emptyset \cup \dots \xrightarrow{\text{Satz}} 1 = P(\Omega) = P(\Omega) + P(\emptyset) + P(\emptyset) + \dots \Rightarrow P(\emptyset) = 0$

(3) Satz benutzt mit $E_{n+1} = E_{n+2} = \dots = \emptyset$: $P\left(\bigcup_{i=1}^n E_i\right) = P\left(\bigcup_{i=1}^{\infty} E_i\right) = \sum_{i=1}^n P(E_i) + P(\emptyset) + \dots = \sum_{i=1}^n P(E_i)$

(2) folgt von (3): $E_1 = E, E_2 = \Omega \setminus E$

(4) folgt von (3): $F = E \cup (F \setminus E) \xrightarrow{(3)} P(F) = P(E) + P(F \setminus E) \geq P(E)$
weil $P(F \setminus E) \geq 0$

(5) Def: $F_n = E_n \setminus \left(\bigcup_{i=1}^{n-1} E_i\right)$. Dann $(F_n)_{n=1}^{\infty}$ ist paarweise disjunkt Folge und $E_n \supseteq F_n$
 $\Rightarrow P\left(\bigcup_{n=1}^{\infty} E_n\right) = P\left(\bigcup_{n=1}^{\infty} F_n\right) \xrightarrow{\text{Satz}} \sum_{n=1}^{\infty} P(F_n) \stackrel{(4)}{\leq} \sum_{n=1}^{\infty} P(E_n)$

(6) $P(E \cup F) \stackrel{(3)}{=} P(E) + P(F \setminus E) \stackrel{(4)}{\leq} P(E) + P(F) - P(E \cap F)$

Zufallsvariable

Def: Es sei (Ω, \mathcal{P}) einen diskreten W-Raum und C eine (höchstens abzählbare) Menge.

Eine C -wertige Zufallsvariable ist eine Abbildung

$$Z: \Omega \rightarrow C.$$

Beispiel: ① $E \subseteq \Omega$ ist eine Ereignis, \mathcal{P} beliebig,

Die Indikatorzufallsvariable von E ist die Abbildung

$$X_E: \Omega \rightarrow \{0, 1\}, \quad X_E(\omega) := \begin{cases} 1 & \text{wenn } \omega \in E \\ 0 & \text{wenn } \omega \notin E \end{cases}$$

② $\Omega = \binom{\{1, \dots, 49\}}{6}$ \mathcal{P} ist die Gleichverteilung (Laplace Raum)

$$Z: \Omega \rightarrow \{0, 1, 2, 3, 4, 5, 6\}, \quad Z(\pi) := |\pi \cap \{1, \dots, 6\}| \quad \forall \pi \in \Omega$$

"Wie viel richtige Zahlen im Lotto?"

③ $\Omega = \{0, 1, 2, \dots, 36^{100}\}$ \mathcal{P} ist die Gleichverteilung (Laplace Raum)

$$Z: \Omega \rightarrow \{0, 1, 2, \dots, 100\} \quad Z(x) = \left| \left\{ i \in \{1, \dots, 100\} : x_i \text{ ist ROT an dem Roulette} \right\} \right|$$

"Anzahl der rote in 100 Roulette-Runde"

Zufallsvariable: "Kompression von Informationen"

• Genau welche 6 Zahlen im Lotto gezogen waren: zu viel Information

Es reicht das zu wissen, ~~wie~~ wie viele Richtige inkl. angekreuzt habe.

Satz: Es sei (Ω, P) einen diskreten W-Raum

• C eine (höchstens abzählbare) Menge

• $Z: \Omega \rightarrow C$ eine Zufallsvariable

Dann die Abbildung $P_Z: C \rightarrow [0, 1]$, $P_Z(c) := P(Z^{-1}(c))$
 $\forall c \in C$

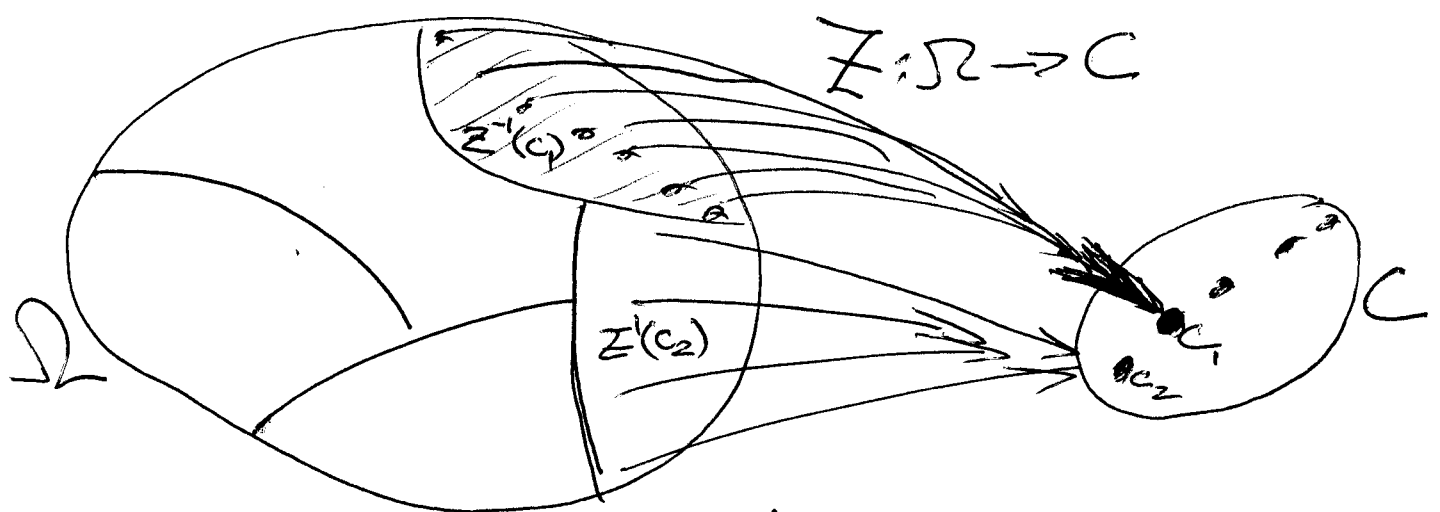
definiert eine diskrete W-Maß auf C .

Bemerkung: P_Z ist das durch Z induzierte W-Maß genannt,
(oder: Verteilung von Z (bei P))

Beweis:

$$\sum_{c \in C} P_Z(c) := \sum_{c \in C} P(Z^{-1}(c)) = \sum_{c \in C} \sum_{\substack{\omega \in \Omega \\ Z(\omega) = c}} P(\omega) = \sum_{\omega \in \Omega} P(\omega) = 1$$

jedes $\omega \in \Omega$ kommt für genau ein c vor \square



$$P(Z^{-1}(c)) =: P_Z(c)$$

Die W-Maß von einem $c \in C$ ist so definiert, dass es gleich die W-Maß der Menge von solchen Elementen von Ω , die Z nach c abbildet.

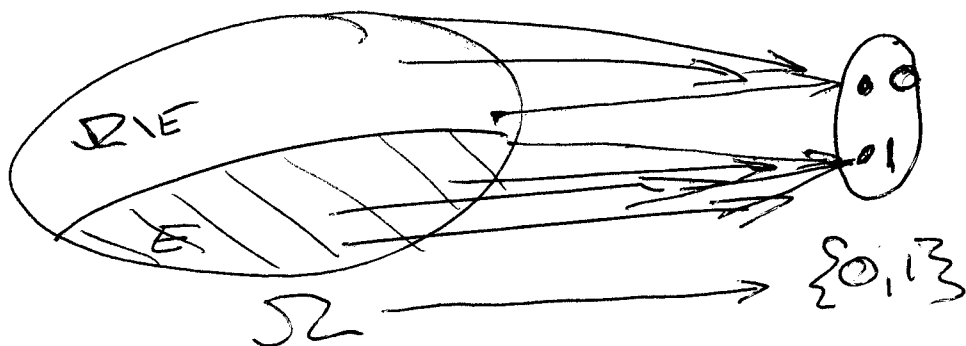
Beispiele:

① X_E ist Indikator zufallsvariable von Ereignis $E \subseteq \Omega$

$$\text{Dann } P(X_E^{-1}(1)) = P(E)$$

$$\text{und } P(X_E^{-1}(0)) = P(\Omega \setminus E)$$

Also $P_{X_E} : \{0, 1\} \rightarrow [0, 1]$ ist eine Bernoulli-Verteilung mit Parameter $P(E)$



② $\Omega = \binom{[49]}{6}$ mit Gleichverteilung

$$Z: \Omega \rightarrow \{0, 1, 2, 3, 4, 5, 6\} \quad Z(M) = |M \cap \{6\}| \quad \forall M \in \Omega$$

P_Z ist die hypergeometrische Verteilung mit Parameter 49, 6, 6

③ $\Omega = \{0, 1, 2, \dots, 36\}^{100}$ mit Gleichverteilung

$$Z: \Omega \rightarrow \{0, 1, 2, \dots, 100\}$$

$$\forall x \in \Omega \quad Z(x) = |\{i \in [100] : x_i \text{ ist eine rote Zahl in Roulette}\}|$$

P_Z ist die Binomialverteilung mit Parameter $n=100, p=\frac{18}{37}$

Erwartungswert von reellwertigen ZV

- Diskrete W-Raum (Ω, \mathcal{P}) |
- ZV $Z: \Omega \rightarrow \mathbb{R}$ (Werte sind reelle Zahlen)

Wenn wir nur eine Information/Zahl über Z fragen können, was möchten wir wissen? Welche Zahl säge die meistens über Z ?

- Die Zahl, die irgendwie ausdrückt, was wir von Z im Mittel erwarten können.

Beispiele, wo es wichtig ist, den Mittelwert von Z zu kennen:

- Wie hoch wird der Gewinn im Mittel bei einem Glücksspiel? (Lotto, Roulette, Black Jack, ...)
- Wie viele Anrufe im Durchschnitt wird das Call-Center meines Unternehmens in einem festen Zeitintervall erhalten?
- Mit welcher mittleren Schadenshöhe sollte ein Versicherungsunternehmen in nächsten Jahr zählen?

Erwartungswert von Z : die äußerste konzentrierte Information über Z .

Wie sollten wir es definieren?

Motivation für die Definition (aus endlichen Räumen)

$$\Omega = \{\omega_1, \dots, \omega_n\} \quad P: \Omega \rightarrow [0,1]$$

Wenn $Z: \Omega \rightarrow \mathbb{R}$ m -Mal abgefragt

und, z.B., bekommen wir

m_1 -Mal	ω_1
m_2 -Mal	ω_2
\vdots	\vdots
m_n -Mal	ω_n

Dann der Mittelwert ist $\frac{m_1 Z(\omega_1) + \dots + m_n Z(\omega_n)}{m}$

wobei $m = m_1 + \dots + m_n$.

Wenn m groß genug ist (im Vergleich zu $\frac{1}{P(\omega_i)}$ vielfach),
dann sollte sich der relative Anteil von ω_i , also $\frac{m_i}{m}$,
gut durch $P(\{\omega_i\})$ approximieren lassen:

$$\text{Also: } \frac{m_1 Z(\omega_1) + \dots + m_n Z(\omega_n)}{m} = \frac{m_1}{m} Z(\omega_1) + \dots + \frac{m_n}{m} Z(\omega_n) \approx P(\omega_1) Z(\omega_1) + \dots + P(\omega_n) Z(\omega_n)$$

Definition: (Ω, P) ist diskreter W-Raum

$Z: \Omega \rightarrow \mathbb{R}$ ist ZV

Z besitzt einen Erwartungswert wenn $\sum_{\omega \in \Omega} |Z(\omega)| \cdot P(\omega) < \infty$.

In diesem Fall ist die Summe $E(Z) := \sum_{\omega \in \Omega} Z(\omega) \cdot P(\omega)$
wohldefiniert und heißt der Erwartungswert von Z .

(absolut Konvergenz)

Bemerkung: ① Die Bedingung $\sum_{\omega \in \Omega} |Z(\omega)| \cdot P(\omega) < \infty$ ist nötig,

weil andernfalls keine eindeutige Zahl existiert

wo die Reihe $\sum_{\omega \in \Omega} Z(\omega) \cdot P(\omega)$ konvergiert.

Z.B.: $\Omega = \mathbb{N}$, P ist beliebig \mathbb{W} -Maß auf Ω
mit $P(i) \neq 0 \quad \forall i \in \Omega$ (z.B. Poisson)

Dann $Z, Z(i) := \frac{(-1)^i}{P(i)}$, hat keinen Erwartungswert

Auch $W: \Omega \rightarrow \mathbb{R}, W(i) := \frac{(-1)^i}{i P(i)} \quad \forall i \in \Omega$, hat keine

Aber $U: \Omega \rightarrow \mathbb{R}, U(i) := \frac{(-1)^i}{i^2 P(i)} \quad \forall i \in \Omega$, hat!

$$E(U) = \sum_{i=1}^{\infty} U(i) P(i) = \sum_{i=1}^{\infty} \frac{(-1)^i}{i^2} = -\frac{\pi^2}{12}$$

② Wenn $|\Omega| < \infty$: $\sum_{\omega \in \Omega} |Z(\omega)| \cdot P(\omega) < \infty \quad \forall ZV Z: \Omega \rightarrow \mathbb{R}$

\Rightarrow Erwartungswert existiert für jedes ZV $Z: \Omega \rightarrow \mathbb{R}$
mit endlichem Definitionsbereich Ω

Behauptung: (Ω, \mathcal{P}) ist diskrete W-Raum

$Z: \Omega \rightarrow \mathbb{R}$ ist eine ZV

$$E(Z) = \sum_{c \in Z(\Omega)} c \cdot P_Z(c)$$

Beweis:

$$E(Z) = \sum_{\omega \in \Omega} Z(\omega) \cdot P(\omega) = \sum_{c \in Z(\Omega)} \sum_{\omega \in Z^{-1}(c)} \underbrace{Z(\omega)}_{\substack{\text{Für } \omega \in Z^{-1}(c): \\ Z(\omega) = c}} \cdot P(\omega)$$

Klassifizieren wir Elemente von Ω nach ihrem Bild in Z .

$$= \sum_{c \in Z(\Omega)} \sum_{\omega \in Z^{-1}(c)} c \cdot P(\omega) = \sum_{c \in Z(\Omega)} c \cdot \underbrace{\sum_{\omega \in Z^{-1}(c)} P(\omega)}_{\substack{= \\ P(Z^{-1}(c)) \\ = \\ P_Z(c)}}$$

$$= \sum_{c \in Z(\Omega)} c \cdot P_Z(c)$$

□

„Erwartungswert einer Verteilung“ $P: \Omega \rightarrow [0,1], \Omega \subseteq \mathbb{R}$

ist die Erwartungswert der ZV $\text{Id}: \Omega \rightarrow \Omega, \text{Id}(\omega) = \omega$
 $\forall \omega \in \Omega$.

Das heißt $\left| \sum_{\omega \in \Omega} \omega \cdot P(\omega) \right|$

Beispiele:

① $\Omega = \{1, 2, 3\}$ $P(1) = 0.2$, $P(2) = 0.3$, $P(3) = 0.5$

$$Z(i) = i^3$$

$$E(Z) = 0.2 \cdot 1^3 + 0.3 \cdot 2^3 + 0.5 \cdot 3^3 = 16.1$$

② Faire Würfel: $\frac{1+2+3+4+5+6}{6} = \frac{21}{6} = 3.5$

Laplace, $P(A) = \frac{1}{n}$: $\sum_{i=1}^n \frac{1}{n} \cdot i = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n i = \frac{1}{n} \cdot \frac{n(n+1)}{2} = \frac{n+1}{2}$

③ Bernoulli zum Parameter p .

Erwartungswert: $p \cdot 1 + (1-p) \cdot 0 = \underline{p}$

④ Poisson zum Parameter λ

$$\sum_{i=0}^{\infty} i \cdot \underbrace{\frac{\lambda^i}{i!} \cdot e^{-\lambda}}_{P(i)} = e^{-\lambda} \cdot \lambda \cdot \sum_{i=1}^{\infty} \frac{\lambda^{i-1}}{(i-1)!} = e^{-\lambda} \cdot \lambda \cdot \underbrace{\sum_{j=0}^{\infty} \frac{\lambda^j}{j!}}_{e^{\lambda}} = \lambda$$

⑤ Geometrische Verteilung zum Parameter q

$$\begin{aligned} \text{Erwartungswert: } \sum_{i=1}^{\infty} i \cdot q_q(i) &= \sum_{i=1}^{\infty} i \cdot q^{i-1} (1-q) = (1-q) \cdot \left(\sum_{i=1}^{\infty} q^i \right) \\ &= (1-q) \left(q \cdot \sum_{j=0}^{\infty} q^j \right) = (1-q) \left(\frac{q}{1-q} \right) = \\ &= (1-q) \frac{1-q+q}{(1-q)^2} = \frac{1}{1-q} \end{aligned}$$

Eigenschaften des EW

Satz: Es seien X und $Y: \Omega \rightarrow \mathbb{R}$ reellwertige ZV für die der Erwartungswert definiert lässt, und es sei $c \in \mathbb{R}$. Dann

- (i) der EW existiert für $c \cdot X$ und $E(c \cdot X) = c \cdot E(X)$
- (ii) der EW existiert für $X+Y$ und $E(X+Y) = E(X) + E(Y)$
- (iii) Gilt $X(\omega) \leq Y(\omega)$ für $\forall \omega \in \Omega$, so ist $E(X) \leq E(Y)$
- (iv) \forall Ereignis $E \subseteq \Omega$ gilt: $E(X_E) = P(E)$

Beweis: (i) $\sum_{\omega \in \Omega} |c \cdot X(\omega)| \cdot P(\omega) = |c| \cdot \sum_{\omega \in \Omega} |X(\omega)| \cdot P(\omega) < \infty$

$$E(cX) = \sum_{\omega \in \Omega} c \cdot X(\omega) \cdot P(\omega) = c \cdot \sum_{\omega \in \Omega} X(\omega) \cdot P(\omega) = c \cdot E(X)$$

$$(ii) \sum_{\omega \in \Omega} |X+Y(\omega)| \cdot P(\omega) \leq \sum_{\omega \in \Omega} (|X(\omega)| \cdot P(\omega) + |Y(\omega)| \cdot P(\omega)) = \sum_{\omega \in \Omega} |X(\omega)| \cdot P(\omega) + \sum_{\omega \in \Omega} |Y(\omega)| \cdot P(\omega) < \infty$$

weil beide Summen absolut konvergent sind.

$$E(X+Y) = \sum_{\omega \in \Omega} (X+Y)(\omega) \cdot P(\omega) = \sum_{\omega \in \Omega} (X(\omega) + Y(\omega)) \cdot P(\omega) = \sum_{\omega \in \Omega} X(\omega) \cdot P(\omega) + \sum_{\omega \in \Omega} Y(\omega) \cdot P(\omega)$$

$$= \sum_{\omega \in \Omega} X(\omega) \cdot P(\omega) + \sum_{\omega \in \Omega} Y(\omega) \cdot P(\omega)$$

weil beide Summen absolut konvergent sind

$$(iii) E(X) = \sum_{\omega \in \Omega} X(\omega) \cdot P(\omega) \stackrel{\text{Fügendes Term}}{\leq} \sum_{\omega \in \Omega} Y(\omega) \cdot P(\omega) = E(Y)$$

$$(iv) E(X_E) = \sum_{c \in \{0,1\}} c \cdot P(X_E = c) = 0 \cdot P(X_E = 0) + 1 \cdot P(X_E = 1) = P(E)$$

Beispiel: Erwartungswert der hypergeometrischen Verteilung
 Parameters N, n, R $h_{N,n,R}(z) = \frac{\binom{R}{z} \binom{N-R}{n-z}}{\binom{N}{n}}$

Wir haben bewiesen die

Behauptung: Es sei $\Omega = [N]^n$, P Gleichverteilung auf Ω ,
 $z: \Omega \rightarrow \{0, 1, \dots, n\}$ ZV: $z((x_1, \dots, x_n)) = \underbrace{\#\{i \in [n] : 1 \leq x_i \leq R\}}_{\text{"Anzahl der ROTE Kugel"}}$
 Dann das induzierte W -Maß $P_z: \{0, 1, \dots, n\} \rightarrow [0, 1]$
 ist hypergeometrisch verteilt

$$E(z) = \sum_{z=0}^n z h_{N,n,R}(z) = \sum_{z=1}^n z \frac{\binom{R}{z} \binom{N-R}{n-z}}{\binom{N}{n}} = \sum_{z=1}^n \frac{R \binom{R-1}{z-1} \binom{N-R}{n-z}}{\frac{N}{n} \binom{N-1}{n-1}}$$

$$= \frac{nR}{N} \sum_{j=0}^{n-1} \frac{\binom{R-1}{j} \binom{N-R}{n-1-j}}{\binom{N-1}{n-1}} = \frac{nR}{N} \sum_{j=0}^{n-1} h_{N-1, n-1, R}(j) = \frac{nR}{N}$$

Alternativ Weg: $z = X_{E_1} + \dots + X_{E_n}$ wobei X_{E_i} ist die Indikator ZV
 der Ereignis $E_i := \{x \in \Omega : 1 \leq x_i \leq R\}$

$z((x_1, \dots, x_n))$ zählt die "rote Koordinate" des Tupels,

$X_{E_i}((x_1, \dots, x_n))$ zählt EINS wenn die i -te Koordinate ROT ist,

Linearität des Erwartungswertes $\Rightarrow E[z] = E[X_{E_1}] + \dots + E[X_{E_n}]$

Viel $i \in [n]$ gilt: $E[X_{E_i}] \stackrel{\text{Satz (iv)}}{=} P(E_i) = \frac{|E_i|}{|\Omega|} = \frac{R \cdot \underbrace{(N-1) \cdot (N-2) \cdot \dots \cdot (N-i+1)}_{\substack{\text{Anzahl der möglichen} \\ \text{i-te Koordinate}}} \cdot \underbrace{1 \cdot \dots \cdot 1}_{\substack{\text{Anzahl der möglichen} \\ \text{en für den Rest:} \\ (N-1)^{n-1}, \text{ weil der} \\ \text{Wert der i-te Koor-} \\ \text{dinaten verboten ist.}}}}{N^n} = \frac{R}{N}$

Also: $E(z) = \sum_{i=1}^n E[X_{E_i}] = \sum_{i=1}^n \frac{R}{N} = \frac{nR}{N}$