Wahrscheinlichkeitstheorie anhand der Vorlesung von Dr. Arleta Szkola, Universität Leipzig

Phil Trommer

5. Dezember 2018

Inhaltsverzeichnis

Ι	Eir	nleitung	4		
II	\mathbf{T}	hematischer Vorlesungsbeginn	6		
1	Lap l	lace - Modell Definition	6		
2	Kon	abinatorik	8		
	2.1	Definition Karthesisches Produkt	9		
	2.2	Definition Endlichkeit	10		
	2.3	Definition Mächtigkeit	10		
	2.4	Lemma	11		
	2.5	Satz	11		
	2.6	Binomischer Lehrsatz	11		
3	Diskrete Wahrscheinlichkeitsmodelle 11				
	3.1	Definition Abzählbar & Unendlich	12		
	3.2	Definition Diskreter W-Raum	12		
	3.3	Definition Ereignisraum	12		
	3.4	Satz (Begründung für die Interpretation)	12		
	3.5	Beispiel Urne	13		
	3.6	Definition Mengen in Funktionen	14		
4	Zufa	allsvariablen	14		
	4.1	Definition Zufallsvariable	14		
	4.2	Theorem	15		
		4.2.1 Beispiel Augensumme	16		
	4.3	Definition Bernoulli-Verteilung	16		
	4.4	Definition Bernoulli-Experiment	16		
	4.5	Definition Indikatorfunktion	17		
		4.5.1 Beispiel	17		
		4.5.2 Definition	17		
	4.6	Definition Gleichverteilte Zufallsvariablen	18		
	4.7	Definition Binomialverteilung	18		
	4.8	Definition	18		
		4.8.1 Hypergeometrisch verteilte Zufallsvariablen	19		
	4.9	Definition Zähldichte	20		
		Definition Geometrische Verteilung	20		
	4.11	Definition Poisson-Verteilung	21		

5	Erw	artungswerte und Varianz	21
		Definition Reelwertigen Zufallsvariable	21
		Definition Erwartungswert	
	5.4	Definition	24
	5.5	Lemma	24
	5.6	Theorem	25
	5.7	Definition Varianz	25
		5.7.1 Endliche Zufallsvariable	25
		5.7.2 Abzählbare Zufallsvariable	25
	5.8	Definition Standardabweichung	26
	5.9	Definition Zweiter Moment	27
	5.10	Theorem	27

Teil I Einleitung

Inhalte

- Wahrscheinlichkeitstheorie
- mathematische Statistik
- beide unter dem Begriff Stochastik zusammengefasst

Literaturempfehlungen

• Hans-Otto-Georgii: "Stochastik"

Ausgangsfrage:

Ist Zufall etwas fundamentales?

Zentrale Frage:

Was ist die **WS** (Wahrscheinlichkeit) eines zufälligen Ereignisses? Ursprünglich existierten folgenden 2 Definitionen.

(1) Frequentistische Definition:

Die WS eines zufälligen Ereignisses ist der Grenzwert der relativen Häufigkeit des Eintretens dieses Ereignisses bei vielen Wiederholungen.

(2) Bayes'sche Definition:

Die WS eines zufälligen Ereignisses ist ein Maß dafür, wie stark man vom Eintreten dieses Ereignisses überzeugt ist.

Moderner Zugang

- Der moderne Zugang geht auf Alexander Kolmogorov zurück
 → Kolmogorov'schen Axiome
 - A1 Die WS eines Ereignisses ist eine reele Zahl x mit $0 \le x \le 1$

- A2 Das sichere Ereignis hat die WS = 1
- A3 Eine abzählbare Vereinigung sich gegenseitig ausschließender Ereignisse hat die WS gleich der Summe der einzelnen WS.
 - Diese Axiome bilden die Grundlage der modernen Formulierung der \mathbf{WT} (Wahrscheinlichkeitstheorie)
 - "moderne Formulierung"
 - \hookrightarrow basiert auf dem Konzept des W-Raumes (Wahrscheinlichkeitsraum)
- Sei Ω (Omega) eine Menge (die Elemente heißen *Elementarereignisse*)
 - Sei A ein geeignetes System von Teilmengen von Ω (diese Mengen heißen Ereignisse)
 - Und sei P: $A \rightarrow [0,1]$ eine Abbildung $\hookrightarrow W$ -Ma β (Wahrscheinlichkeitsmaß)
 - Die Abbildung P erfüllt dabei diese Rechenregeln:
 - (i) $P(\Omega) = 1$
 - (ii) $P(A^{\complement}) = 1 P(A)$, mit $A^{\complement} = \Omega \setminus A$ und $\forall A \in A$
 - (iii) $P\left(\bigcup_{n\in\mathbb{N}} A_n\right) \leq \sum_{n\in\mathbb{N}} P(A_n), \quad A_n \in A$
- Damit heißt (Ω, A, P) ein W-Raum.

Teil II

Thematischer Vorlesungsbeginn

1 Laplace - Modell

 \hookrightarrow einfachstes Modell für ein Zufallsexperiment

Sei Ω eine Menge

 $\hookrightarrow \Omega$ ist Ergebnismenge eines Zufallsexperimentes, wenn Ω alle möglichen Ausgänge des Experiments erfasst

 \hookrightarrow jedes $\omega \in \Omega$ ist ein mögliches Ergebnis/Ausgang welches *Elemtarereignis* genannt wird.

Ist Ω eine höchstens abzählbare Menge, dann heißt jede Teilmenge E von Ω ein Ereignis. $(\forall E \in \mathcal{P}(\Omega))$ ist ein Ereignis)

1.1 Definition

Ein Zufallsexperiment heißt Laplace-Experiment der Ordnung $N \in \mathbb{N}$, wenn die Ergebnissmenge Ω endlich ist mit $|\Omega| = \mathbb{N}$ und die Elementarereignisse alle gleichwahrscheinlich sind, d.h. die WS für das Eintreten des Elementarereignisses $\omega \in \Omega$ ist $\frac{1}{N}$. (Formal: $P(\omega) = \frac{1}{N}$, $\forall \omega \in \Omega$)

Beispiel "Spielwürfel"

 \hookrightarrow Augenzahlen 1 - 6 entsprechen den möglichen Ausgängen des Experiments

$$\hookrightarrow \Omega = \{1,2,3,4,5,6\}$$
 Ergebnismenge

$$N = |\Omega| = 6$$
 ist die Ordnung

Im Laplace-Modell ist die WS für das Eintreten eines Ereignisses $E \in P(\Omega)$ gegeben durch

$$P(E) = \frac{|E|}{N}$$

Denn gemäß den A1 - A3 gilt

$$P(E) = A3 \sum_{\omega \in E} P(\omega) = \sum_{\omega \in E} \frac{1}{N} = \frac{|E|}{N}$$

Beispie.

E: es fällt eine ungerade Augenzahl, $E = \{1,3,5\} = \{1\} \cup \{3\} \cup \{5\}$

$$\hookrightarrow P(E) = P(\{1, 3, 5\}) = P(\{1\}) + P(\{3\}) + P(\{5\})$$
$$= \frac{1}{6} + \frac{1}{6} + \frac{1}{6} = \frac{1}{2}$$

Beispiel:

A ist ein Alphabet mit 5 Buchstaben, d.h. |A| = 5

Frage:

Wie groß ist die WS, das ein zufällig gewähltes Wort der Länge 3 genau 2 verschiedene Buchstaben enthält?

Antwort:

$$\Omega = A \times A \times A$$

$$|\Omega| = |A^3| = 125$$

Ereignis E: Wort der Länge 3 enthält genau 2 verschiedene Buchstaben

$$|E| = ? \quad |E| = 5 * 4 * 3 = 60$$

 \hookrightarrow Möglichkeiten, um das doppelt vorkommende Symbol zu wählen Daraus folgt

$$P(E) = \frac{60}{125}$$

Beispiel: "Wiederholtes Werfen eines Spielwürfels" (fair, 6-seitig)

Der Würfel wird n -mal geworfen und jedes mal die Augenzahl notiert.

 \hookrightarrow Es handelt sich um ein Laplace-Experiment der Ordnung N = ?

$$\hookrightarrow \Omega = \{1, ..., 6\}^n = \{1, ..., 6\} \times \{1, ..., 6\} \times$$

$$\hookrightarrow N = |\Omega| = 6^n$$

Für jedes $\omega=(\omega_1,...,\omega_1)\in\Omega$ gilt $\mathrm{P}(\{\omega\})=\frac{1}{6^n}=6^{-n}$ Wir betrachten

- a) E_i : beim i-ten Wurf fällt die "6"
- b) \tilde{E}_i : nur beim i-ten Wurf fällt die 6
- c) E: die 6 fällt genau einmal

Zu a)

$$E_i = \{\omega = (\omega_1, ..., \omega_n) \in \Omega | \omega_i = 6\}$$

$$\Rightarrow |E_i| = 6^{n-i} \Rightarrow P(E_i) = \frac{6^{n-1}}{6^n} = \frac{1}{6}$$

$$\tilde{E}_i = \{ \omega = (\omega_1, ..., \omega_n) \in \Omega | \omega_i = 6, w_k \neq 6, \forall k \neq i \}$$

$$\Rightarrow |\tilde{E}_i| = 5^{n-i} * 1 \Rightarrow P(\tilde{E}_i) = \frac{5^{n-1}}{6^n} = \frac{1}{6} * \left(\frac{5}{6}\right)^{n-1}$$

Zu c)
$$E = \bigcup_{i=1} \tilde{E}_i = \tilde{E}_1 \cup \tilde{E}_2 \cup \dots \cup \tilde{E}_n$$

$$\Rightarrow |E| = \sum_{i=1}^n |\tilde{E}_i| = n * 5^{n-1} \Rightarrow P(E) = \frac{n}{6} * \left(\frac{5}{6}\right)^{n-1}$$

2 Kombinatorik

Unser Kontext: Laplace-Experiment \hookrightarrow Formel für WS eines Ereignisses

$$E \subset \Omega$$
 $P(E) = \frac{|E|}{|\Omega|}$

Das Urnenmodel:

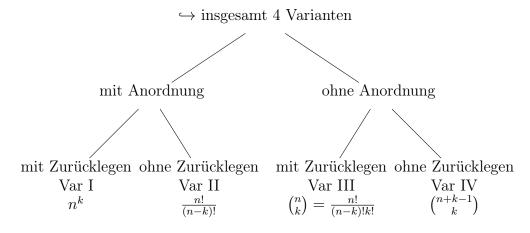
- Urne enthält endlich viele gleichartige (in Größe, Gewicht, etc.) Kugeln
- Die Kugeln werden nacheinander blind der Urne entnommen

Man unterscheidet die Varianten:

- Wiederholtes Ziehen mit Zurücklegen
- Wiederholtes Ziehen ohne Zurücklegen

Sowie

- mit Anordnung (unter Beachtung der Reihenfolge der Ausgänge der Einzelbeziehungen)
- ohne Anordnung



Es gilt |U| = n, k ist stetig Zu Var I:

"Anzahl der 7 stelligen Telefonnummern (10⁷)"

Zu Var II :

"Platzierung der ersten 3 Gewinner eines Wettbewerbes mit n Teilnehmern" = n * (n - 1)(n - 2)

Zu Var IV:

"Wahlergebnisse einer Wahl in Parteien & k Wähler (mit je einer Stimme)"

$$\Omega = \{(a_1,, a_k), a_i \in \bigcup, \forall i = 1, ..., k\}$$

und
$$a_1 \le a_2 \le a_3 \le ... \le a_k$$

 \hookrightarrow hiermit wirf die Vorgabe "ohne Anordnung" formuliert Betrachte auf Ω die Abbildung f, die durch folgende Vorschrift definiert ist.

$$(a_1, ..., a_k) \rightarrow (a_1 + 0, a_2 + 1, a_3 + 2, ..., a_k + k - 1)$$

Die Abbildung f bildet Ω bijektiv auf $B = f(\Omega)$ ab, wobei

$$B = \left\{ (b_1, ..., b_k) | b_1 < b_2 < ... < b_k, \quad b_i \in \bigcup_{n+k-1}, \forall i = 1, ...k \right\}$$

Damit ist $|\Omega| = |B|$ (Ω und B sind gleichmächtig). B ist aber die Ergebnismenge des Zufallsexperimentes der Var III im Urnenmodell.

Wir beobachten: Die Ergebnismengen von Zufallsexperimenten die jeweils eine der Varianten im Urnenmodell entsprechen, lassen sich in der Form eines karthesischen Produktes von (endlichen) Mengen bzw. einer Teilmenge davon, darstellen.

2.1 Definition Karthesisches Produkt

Seien A, B zwei beliebige Mengen. Dann heißt

$$A \times B := \{(a, b) : a \in A, b \in B\}$$

karthesisches Produkt von A und B. Ist k > 2 und $A_1, ... A_k$ Mengen so definieren wir entsprechend

$$A_1 \times ... \times A_k := \{(a_1, ..., a_k) : a_i \in A_i, i = 1, ..., k\}$$

Sind $A_i = A, i = 1, ..., k$, so schreiben wir kurz A^k für $A_1 \times ... \times A_k$ Bemerkung: $(a, b) \in A \times B$ ist ein geordnetes Paar.

$$\hookrightarrow$$
 $(a,b) \neq (b,a)$

Wichtig ist die Unterscheidung zwischen (a, b) und $\{a, b\}$ da hier $\{a, b\} = \{b, a\}$ gilt.

2.2 Definition Endlichkeit

Eine Menge A die nur endlich viele Elemente enthält, heißt endlich. Sonst heißt sie unendliche Menge. Die Anzahl der Elemente einer endlichen Menge A wird Mächtigkeit von A genannt und mit |A| bezeichnet.

2.3 Definition Mächtigkeit

Zwei Mengen A, B heißten gleichmächtig, wenn eine bijektive Abbildung

$$f:A\to B$$

existiert.

Beispiel: $\mathbb N$ und $\mathbb Z$ sind gleichmächtig, da folgende Abbildung bijektiv ist

$$f: \mathbb{N} \to \mathbb{Z}, n \to f(n) := \left\{ \begin{array}{ll} \frac{n}{2} & , n \text{ gerade} \\ \frac{1-n}{2} & , n \text{ ungerade} \end{array} \right.$$

Explizite Darstellung der Ergebnismengen der Variante I-IV

• Var I:

$$\{(a_1,...,a_k): a_i \in \{1,...,k\}, \forall i=1,...,k\} = \{1,...,n\}^k =: \Omega_I$$

• Var II:

$$\{(a_1,...,a_k)\in\{1,...,n\}^k: a_i\neq a_j \forall i,j=1,...,k \text{ mit } i\neq j\}=:\Omega_{II}$$

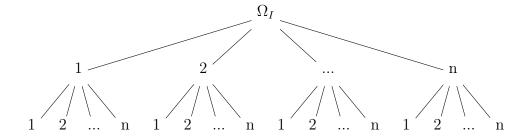
• Var III:

$$\{(a_1, ..., a_k) \in \{1, ..., n\}^k : a_1 < a_2 < ... < a_k\} =: \Omega_{III}$$

• Var IV:

$$\{(a_1, ..., a_k) \in \{1, ..., n\}^k : a_1 \le a_2 \le ... \le a_k\} =: \Omega_{IV}$$

• Baumdiagramm:



- Jeder der Pfade stellt einen möglichen Ausgang des Zufallsexperimentes der Variante I im Urnenmodell dar.
- Für Varianten II IV müssten bestimmte Pfade weggelassen bzw. miteinander identifiziert werden (z.B. kein doppeltes Vorkommen).

2.4 Lemma

Für zwei eindliche Mengen A, B gilt

$$|A \times B| = |A| * |B|$$

2.5 Satz

$$\binom{n}{k} = \binom{n}{n-k}$$

Beweis:

- 1) $\binom{n}{k}$ = Anzahl der k-elementigen Teilmengen von $\{1, ..., n\}$
- 2) Mit jeder k-elementigen Teilmenge wird auch ihr Komplement T^C festgelegt. Es handelt sich dann um eine (n-k)-elementige Teilmenge von $\{1, ..., n\}$

$$\hookrightarrow \left|\left\{T\subset\left\{1,...,n\right\}:\left|T\right|=k\right\}\right|=\left|\left\{T^{C}:T\subset\left\{1,...,n\right\}und\left|T^{C}\right|=k\right\}\right|$$

1) & 2) zusammen ergeben die Aussage

2.6 Binomischer Lehrsatz

Für $n \in \mathbb{N}$ und $a, b \in \mathbb{R}$ gilt:

$$(a+b)^n = \sum_{k=0}^n \binom{n}{k} a^k * b^{n-k}$$

Beweis:

$$(a+b)^n = (a+b)(a+b) * ...(a+b)$$

Durch ausmultiplizieren erhalten wir eine Summe, bei der jeder Term ein Produkt von n Faktoren ist. Jeder der Faktoren kann nur die Werte "a" oder "b" annehmen.

 \hookrightarrow Die Terme sind von der Gestalt a^kb^{n-k} , wobei k=0,...,n Für jedes feste k gibt es genau $\binom{n}{k}$ Möglichkeiten \blacksquare

3 Diskrete Wahrscheinlichkeitsmodelle

Als Verallgemeinerung des Laplace-Modells im folgendem Sinn:

- endliche oder abzählbar undendliche Ergebnismenge
- die Elemtarereignisse (typischerweise) nicht mehr alle gleichwahrscheinlich

3.1 Definition Abzählbar & Unendlich

Eine Menge Ω heißt abzählbar unendlich, wenn sie mit \mathbb{N} gleichmächtig ist.

3.2 Definition Diskreter W-Raum

Sei Ω eine höchstens abzählbare nichtleere Menge und

$$\rho: \Omega \to [0,1], \omega \to \rho(\omega)$$

eine Funktion mit

$$\sum_{\omega \in \Omega} \rho(\omega) = 1$$

Dann heißt ρ eine (Zähl)-Dichte, W-Vektor oder Gewichtsfunktion auf Ω . Die Abbildung

$$P:\mathcal{P}(\Omega)\to [0,1], E\mapsto P(E):=\sum_{\omega\in E}\rho(\omega)$$

wird als W-Maß auf $\mathcal{P}(\Omega)$ genannt. $(\Omega, \mathcal{P}(\Omega), P)$ wird als diskreter W-Raum bezeichnet.

3.3 Definition Ereignisraum

Sei Ω eine höchstens abzählbare Ergebnismenge. Dann versteht man unter einem *Ereignisraum* das Paar $(\Omega, \mathcal{P}(\Omega))$.

Frage: Warum wird P als W-Maß bezeichnet?

- Der Wert P(E), den P dem Ereignis $E \in \mathcal{P}(\Omega)$ zuordnet, wird als Wahrscheinlichkeit des Ereignisses E interpretiert
- Speziell für Elementarereignisse $\{\omega\} \in \mathcal{P}(\Omega)$ erhalten wir gemäß der Definition von P die Relation

$$P(\{\omega\}) = \rho(\omega)$$

3.4 Satz (Begründung für die Interpretation)

Ist $\rho:\Omega\to[0,1]$ eine Gewichtsfunktion, d.h.

$$\sum_{\omega \in \Omega} \rho(\omega) = 1,$$

dann erfüllen die Funktionswerte $P(E), E \in \mathcal{P}(\Omega)$ des zugehörigen W-Maßes

$$P: \mathcal{P}(\Omega) \to [0,1], E \to P(E) = \sum_{\omega \in E} \rho(\omega)$$

die kolmogorovschen Axiome A1 bis A3 (siehe Einleitung).

Beweis:

zu A1) zu zeigen ist $0 \le P(E) \le 1, \forall E \in \mathcal{P}(\Omega)$

$$P(E) = \stackrel{def}{\sum_{\omega \in E}} \rho(\omega) \ge \sum_{\omega \in E} 0$$

$$\hookrightarrow \rho(\omega) \ge 0, \forall \omega \in \Omega$$

$$P(E) = \stackrel{def}{\sum_{\omega \in E}} \rho(\omega) \le \sum_{\omega \in E \cup E^{C}} \rho(\omega) = \sum_{\omega \in \Omega} = 1$$

$$\hookrightarrow \operatorname{da} \rho(\omega) \ge 0, \forall \omega \in \Omega$$

zu A2)

$$\mathcal{P}(\Omega) = \sum_{\omega \in \Omega} \rho(\omega) = 1$$

zu A3) Seien $E_1, ..., E_n$ paarweise disjunkte Ereignisse

$$P\left(\bigcup_{i=1}^{n} E_{i}\right) = \sum_{\omega \in \bigcup_{i=1}^{n} (E_{i})} \rho(\omega) = \sum_{i=1}^{n} P(E_{i})$$

3.5 Beispiel Urne

Sei U eine Urne mit n Kugeln, d.h. |U|=n. Die Kugeln in U besitzen ein weiteres Unterscheidungsmerkmal, hier die Farbe.

- Sei $S \subset U$ die Teilmenge der schwarzen Kugeln
- \bullet Sei $W \subset U$ die Teilmenge der weißen Kugeln
- Gelte $S \cup W = M$

Betrachte das Zufallsexperiment \mathcal{E} :

Es wird eine Kugel aus M entnommen und die Farbe notiert.

- \hookrightarrow Ergebnismenge von $\mathcal{E}: \Omega = \{s, w\}$
- \rightarrow Frage: Wie wahrscheinlich ist es, das ich eine schwarze Kugel ziehe?

Antwort: $P(E) = \frac{|S|}{M} = \tilde{P}(S)$

Begründung: Dem Experiment \mathcal{E} liegt ein Laplace-Experiment $\tilde{\mathcal{E}}$ zugrunde.

 $\tilde{\mathcal{E}}$: Es wird eine Kugel aus M gezogen mit dem zugehörigen W-Raum

$$(\tilde{\Omega} = U, \mathcal{P}(U), \tilde{P})$$
 wobei $\tilde{P}(E) = \frac{|E|}{n}$

Betrachten wir jetzt die Abbildung

$$f(\tilde{\omega}) = \begin{cases} s & \text{, falls } \tilde{\omega} \in S \\ w & \text{, sonst } \hat{=} \tilde{\omega} \in W \end{cases}$$

Dann erhalten wir die Ergebnismenge Ω von $\mathcal E$ als Bildmenge von $\tilde{\Omega}=U$ untert der Abbildung f, das heißt

$$\Omega = f(\tilde{\Omega})$$

und die Gewichtsfunktion:

$$\rho:\Omega\to[0,1]$$

ergibt sich aus

$$\rho(\omega) = P(\{\omega\}) = \tilde{P}(f^{-1}(\{\omega\})) = \frac{|f^{-1}(\{\omega\})|}{n}$$

3.6 Definition Mengen in Funktionen

Seien A, B nichtleere Mengen und

$$f:A\to B$$

eine Abbildung mit dem Definitionsbereich A und Bildbereich B. Für jedes $M\subset A$ heißt die Menge

$$f(M) = \{ f(a) \in B : a \in M \} \subset B$$

Die Urbildmenge von $S \subset B$ und f ist gegeben durch

$$f^{-1}(S) := \{ a \in A : \ f(a) \in S) \}$$

Beispiel:

$$f: \mathbb{R} \to \mathbb{R} \quad, x \longmapsto e^x, \quad f^{-1}([0,1]) = \mathbb{R}$$

4 Zufallsvariablen

4.1 Definition Zufallsvariable

• $(\Omega, \mathcal{P}(\Omega'), P)$ diskreter W-Raum

 $\bullet \ \Omega$ höchstens abzählbar

 $\hookrightarrow X: \Omega' \to \Omega$ heißen Zufallsvariablen mit Werten in Ω und Verteilung

$$P_X(E) := P(X^{-1}(E)), \forall E \subset \Omega$$

- Mit dem Konzept einer Zufallsvariable werden in der Wahrscheinlichkeitstheorie Zufallsexperimente beschrieben.
- Eine Zufallsvariable mit Werten in Ω beschreibt ein Zufallsexperiment, dessen Ergebnismenge gleich Ω oder einer Teilmenge von Ω ist. Genauer gibt $X(\Omega')$ die Ergebnismenge des Zufallsexperimentes an.
- Die Verteilung P_X der Zufallsvariable X ist formal ein W-Maß. Damit stellt das Tripel $(\Omega, \mathcal{P}\Omega, P_X)$ einen diskreten W-Raum dar.

4.2 Theorem

Seien $(\Omega', \mathcal{P}(\Omega'), P)$ ein diskreter W-Raum und X eine Abbildung auf Ω' , dann ist durch

$$P_X: P(\Omega) \to [0,1]$$

$$E \longmapsto P(X^{-1}(E))$$

wobei $\Omega = X(\Omega')$ ein W-Maß auf $P(\Omega)$ definiert.

Beweis: Wir konstruieren eine Gewichtsfunktion

$$\rho:\Omega\to[0,1]$$

so dass $\forall E \in \mathcal{P}(\Omega)$ gilt:

$$P_X(E) = \sum_{\omega \in E} \rho(\omega)$$

Unser Ansatz:

$$\forall \omega \in \Omega$$

$$\rho(\omega) = P(X^{-1}(\{\omega\})) \quad mit \quad X^{-1}(\{\omega\}) \subset \Omega'$$

Da P nach Voraussetzung ein W-Maß ist, gilt dann $\rho(\omega) \in [0,1]$. Zum anderen erhalten wir

$$\sum_{\omega \in \Omega} \rho(\omega) = \operatorname{def} \sum_{\omega \in \Omega} P\left(X^{-1}(\{\omega\})\right) = {}^{\mathrm{i}}P\left(\bigcup_{\omega \in \Omega} X^{-1}(\{\omega\})\right) = P(\Omega') = 1 \quad \blacksquare$$

4.2.1 Beispiel Augensumme

Zufallsexperiment \mathcal{E} : Es werden 2 Spielwürfel nacheinander geworfen und die Augensumme notiert.

 \hookrightarrow Frage: Was ist das geeignete W-Modell für \mathcal{E} ?

alternativ: Wie sieht die Zufallsvariable X: "Augensumme von zwei 6-seitigen Würfeln" formal aus?

Antwort: Die Ergebnismenge von \mathcal{E} ist $\Omega = \{2, ..., 12\} \Rightarrow |\Omega| = 11$

Beobachtung: Das Laplace-Modell scheint ungeeignet, da es mit dem Zufallsexperiment \mathcal{E} : "Ein Spielwürfel wird 2 mal nacheinander geworfen und die Augenzahl notiert" nicht konsistent ist.

Wir formulieren eine geeignete Abbildung:

$$X: \Omega' \to \Omega \quad \text{wobei} \quad \Omega' = \{1, ..., 6\}^2, \ |\Omega'| = 36$$

$$\hookrightarrow (a, b) \to a + b$$

$$\Rightarrow \rho(\omega) = P(\{\omega\}) := P'(X^{-1}(\{\omega\})) = \frac{|X^{-1}(\{\omega\})|}{36}$$

$$= \frac{|\{(a, b) : a, b \in \{1, ... 6\}, a + b = \omega\}}{36}$$

$$\hookrightarrow \rho(\omega) = \frac{1}{36} * (6 - |\omega - 7|), \ \omega \in \{1, ..., 12\} = \Omega$$

Die Verteilung P_X ist dann das W-Maß zur Gewichtsfunktion ρ , die in der vorherigen Gleichung festgelegt ist. Es gibt mehrere wichtige Verteilungen.

4.3 Definition Bernoulli-Verteilung

Sei $p \in [0, 1]$. Die Verteilung auf $\mathcal{P}(\Omega)$, wobei $\Omega = \{0, 1\}$, zur Gewichtsfunktion $\rho(1) = p$ und $\rho(0) = 1 - p$ heißt Bernoulli-Verteilung zum Parameter p und wird mit B_p bezeichnet.

4.4 Definition Bernoulli-Experiment

Ein Zufallsexperiment heißt *Bernoulli-Experiment*, wenn es durch eine Bernoulli -verteilte Zufallsvariable beschrieben wird.

Bernoulli-Experimente haben folgende Eigenschaften:

- Ergebnismenge = $\{0, 1\}$
- Modellieren zum Beispiel das Werfen einer Münze, wobei "Zahl" und "Kopf' durch die Werte "0" bzw. "1" kodiert werden

• Allgemein interpretiert man

 $1 \stackrel{\frown}{=} \text{Treffer/Erfolg}$

 $0 \stackrel{\widehat{}}{=} \text{kein Treffer/Misserfolg}$

- $\hookrightarrow B_p$ ist die Bernoulli-Verteilung mit Erfolgswahrscheinlichkeit p
 - Häufig steht "1" sinngemäßt für "Ja" und "0" für "Nein", wenn die betreffende Zufallsvariable das Eintreten bzw. Nicht-Eintreten eines Ereignisses beschreibt.

4.5 Definition Indikatorfunktion

Seinen Ω eine Menge und $M \subseteq \Omega$. Die auf Ω definierte Funktion

$$I_M(\omega) := \begin{cases} 1 &, \omega \in M \\ 0 &, \text{sonst} \end{cases}$$

heißt *Indikatorfunktion* von M auf Ω .

4.5.1 Beispiel

Beispiel 1 Ein 6-seitiger Würfel wird geworfen und die Augenzahl "6" als Treffer gewertet.

 \hookrightarrow Zufallsvariable: Es wird ein Treffer erzielt ist Bernoulli-verteilt zum Parameter $p=\frac{1}{6}$ \hookrightarrow formal:

$$X: \{1, ..., 6\} \rightarrow \{0, 1\}$$
$$\omega \rightarrow \mathcal{I}_{\{6\}}(\omega)$$

Beispiel 2 Ein 6-seitiger Würfel wird dreimal nacheinander geworfen und jeweils die Augenzahl notiert. Ab einer Augensumme =15 wird ein Gewinn ausgezahlt.

 \hookrightarrow Zufallsvariable Z: Gewinnauszahlung

 \hookrightarrow formall:

$$Z = \mathbf{1}_{\{X \ge 15\}} \circ X^{\mathrm{ii}}$$

somit
$$Z: \{1, ..., 6\}^3 \to \{0, 1\}$$

4.5.2 Definition

Seien $f:A\to B$ und $g:B\to C$ zwei Abbildungen. Dann ist die Verkettung $g\circ f$ definiert als die Abbildung

$$g\circ f:\quad A\to C,\ a\to g\circ f(a):=g\left(f(a)\right)$$

ⁱⁱZufallsvariable: Augensumme nach 3 Würfen

4.6 Definition Gleichverteilte Zufallsvariablen

Sei Ω eine endliche Menge. Das W-Maß auf Ω mit der (konstanten) Zähldichte

$$\rho(\omega) = \frac{1}{|\Omega|} \,, \ \omega \in \Omega$$

heißt Gleichverteilung auf Ω und wird mit \mathcal{U}_{Ω} bezeichnet.

4.7 Definition Binomialverteilung

Seien $n \in \mathbb{N}$ und $p \in (0,1)$. Das W-Maß auf $\{0,1,...,n\}$ mit der Zähldichte

$$\rho(k) := \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k} \,, \ \forall \, k = 0, 1, ..., n$$

heißt Binomialverteilung zu den Parametern n und p. (Notation = $B_{n,p}$)

Beispiel: Beim *n*-maligen Werfen eines 6-seitigen Würfels wird jedes Mal, wenn die Augenzahl "6" fällt, ein Treffer gezählt.

 \hookrightarrow Zu X: Anzahl der Treffer bei n Versuchen

X ist binomialverteilt.

Herleitung: Das Zugrunde liegende Zufallsexperiment ist

 \mathcal{E}' : ein fairer 6-seitiger Würfel wird n-mal geworfen und jeweils die Augenzahl notiert. \mathcal{E}' stellt ein Laplace-Experiment der Ordnung $N=6^n$ dar. Bezeichne Ω' die Ergebnismenge, d.h. $\Omega'=\{1,...,6\}^n$, dann ist $(\Omega',\mathcal{P}(\Omega'),\mathcal{U}_{\Omega'})$ der zugehörige Laplace-Raum.

$$X:\Omega^{'} \to \{0,1,...,n\}$$

$$\omega = \{\omega_1, ..., \omega_n\} \longmapsto \sum_{i=1}^n 1_{\{6\}}(\omega_i)$$

Diese Abbildung stellt die betreffende Zufallsvariable X dar!

$$\hookrightarrow P_X(\{k\}) = \mathcal{U}_{\Omega'} \left(X^{-1}(\{k\}) \right)
= \frac{|X^{-1}(\{k\})|}{6^n}
= \frac{\binom{n}{k} * 5^{n-k}}{6^{n-k+k}} = \binom{n}{k} \left(\frac{1}{6} \right) * \left(\frac{5}{6} \right)^{n-k}$$

4.8 Definition

Seien P ein W-Maß und X eine Zufallsvariable. Wir schreiben X P, wenn die Verteilung P_X von X gleich P ist.

4.8.1 Hypergeometrisch verteilte Zufallsvariablen

Beispiel In einer Urne befinden sich N Kugeln, davon sind k rot und die anderen N-k Kugeln sind weiß. Es werden m Kugeln blind gezogen.

 \hookrightarrow Frage: Wie ist folgende Zufallsvariable X verteilt?

X: Anzahl der roten Kugeln in der Stichprobe(vom Umfang m)

Wir stellen X als eine Abbildung auf dem Laplace-Raum $(\Omega', \mathcal{P}(\Omega'), P)$ dar, der zum Laplace-Experiment \mathcal{E}' gehört.

- $\hookrightarrow \mathcal{E}'$: Es werden m Kugeln blind und gleichzeitig aus der Urne gezogen
- \hookrightarrow Ergebnismenge Ω' zu \mathcal{E}' :

$$\Omega' = \{X \subseteq \{1, ..., N\} : |X| = m\}$$

$$= \{(\omega_1, ..., \omega_m) : \forall i = 1, ..., m : \omega_i \in \{1, ..., N\},$$

$$\text{und } \omega_1 < \omega_2 < ... < \omega_m\}$$

$$\hookrightarrow |\Omega'| = \binom{N}{m}$$

Bezeichne jetzt K die Teilmenge der roten Kugeln. Die Zufallsvariable X wird als Abbildung auf $(\Omega', \mathcal{P}(\Omega'), \mathcal{U}_{\Omega'})$ dargestellt.

$$X: \omega \in \Omega' \longmapsto \sum_{i=1}^{m} 1_K(\omega_i)$$

 \hookrightarrow Verteilung P_X von X ergibt sich wie folgt:

$$P_X(\{l\}) = \mathcal{U}_{\Omega'}\left(X^{-1}(\{l\})\right), \forall l = 0, ..., min\{m, |k|\}$$
$$= \frac{\binom{k}{l} * \binom{N-K}{m-l}}{\binom{N}{m}}$$

In folgenden Fällen ist $X^{-1}(\{l\}) = \emptyset$:

- *l* > *k*
- N k < m l

$$\hookrightarrow X\left(\Omega^{'}\right) = \left\{l*\max\{0, \min\left(N-k\right)\right\} \leq l \leq \min\{m,k\}\right\}$$

Bemerkung: Seien $n \in \mathbb{N}$ und $k \in \mathbb{Z}$. Dann gilt

$$\binom{n}{k} = \begin{cases} 0 & , k < 0 \\ 0 & , k > n \\ \frac{n(n-1)\dots(n-k+1)}{k!} & , \text{sonst} \end{cases}$$

4.9 Definition Zähldichte

Seien $\mathcal{N}, m, k \in \mathbb{N}$ mit $K < \mathbb{N}$ und $m \leq \mathbb{N}$. Das W-Maß mit der Zähldichte

$$\rho: \{0, 1,m\} \to [0, 1], \ l \to \frac{\binom{k}{l} \binom{n-k}{m-l}}{\binom{N}{m}}$$

Beispiele für Zufallsvariablen, die abzählbar unendlich viele Werte annehmen.

• Geometrische Verteilung

4.10 Definition Geometrische Verteilung

Sei $p \in (0,1)$. Das W-Maß mit der Zähldichte

$$k \in \mathbb{N}_0 \to \rho(k) := (1-p)^k * p$$

heißt geometrische Verteilung zum Parameter p und wird mit G_p bezeichnet.

Bemerkung:

$$\sum_{k=0}^{\infty} \rho(k) = \sum_{k=0}^{\infty} (1-p)^k p$$
 iii

Beispiel: Eine Münze wird so lange geworden bis Z fällt.

 \hookrightarrow Zufallsvariable: X Anzahl der Versuche, bis Z fällt ist geometrisch verteilt zum Parameter p=0,5.

Diskussion: Da es beliebig viele Versuche sein können bis Z(=1) fällt, scheint folgende Menge geeignet, in X auf Ω zu modellieren.

$$\Omega = \{(x_1, x_2, x_3, \dots) : x_i \in \{0, 1\} : \forall i \in \mathbb{N}\}\$$

Modifizierte Version: Wir brechen nach n Versuchen ab, unabhängig davon ob ein Treffer erzielt wurde oder nicht.

$$\tilde{\Omega} = \{(x_1, ..., x_n\} : x_i \in \{0, 1\} \forall i = 1, ..., n\}$$

X ist Anzahl der Versuche bis eine 1 fällt. Dies wird dargestellt als Abbildung auf den Laplace-Raum $(\tilde{\Omega}, \mathcal{P}(\tilde{\Omega}), P)$

Konkret:

$$X: (x_1, ..., x_n) \in \tilde{\Omega} \to \begin{cases} k \in \{0, ..., n-1\} \\ n \end{cases}$$
, so dass $x = 1$ und $x_j = 0$, sonst

iii geometrische Reihe

$$\hookrightarrow \rho(k) = P_X(\{k\}) = \frac{|X^{-1}(\{k\})|}{2^n} = \frac{2^{n-k-1}}{2^n} = \left(\frac{1}{2}\right)^k * \frac{1}{2} \ \forall k = 0, ..., n-1$$

Das nennt man auch Poisson-Verteilung

4.11 Definition Poisson-Verteilung

Sei d > 0. Das W-Maß mit der Zähldichte

$$\rho: \mathbb{N}_0 \to [0, 1], k \mapsto e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!}$$

heißt Poisson-Verteilung zum Parameter d und wird mit P_{λ} bezeichnet.

Bemerkung:

- λ wird als mittlere Rate interpretiert, mit der ein Ereignis in einem vorgegebenen Zeitfenster J beobachtet wird
- \mathcal{P}_{λ} ist die Verteilung der Zufallsvariablen "Anzahl der Ergebnisse in J"

Beispiele:

- Anzahl der ankommenden E-Mails/Tag
- Anzahl der Versicherungsfälle pro Jahr
- Anzahl der Kunden pro Stunde

Bemerkungen:

$$\rho(k) = e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!}, k = 0, 1, \dots$$

$$\hookrightarrow \text{Dichte } e^{\lambda} = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{\lambda^{\lambda}}{k!}$$

5 Erwartungswerte und Varianz

5.1 Definition Reelwertigen Zufallsvariable

Eine Zufallsvariable, die Werte in \mathbb{R} annimmt heißt reele Zufallsvariable. Alle bisherigen Zufallsvariablen sind Beispiele reeller Zufallsvariablen. Genauer handelt es sich bei den Zufallsvariablen um diskret verteilte Zufallsvariablen. Das für diese ist, dass die Werte in einer höchstens abzählbaren Menge $\Omega \subset \mathbb{R}$ annehmen:

•
$$\Omega = \{0, 1\}$$
 bei $X \sim \mathcal{B}_p \quad (p \in [0, 1])$

- $\Omega = \{0, 1, ..., n\}$ bei $X \sim \mathcal{B}_{n,p}$
- $\Omega = \{0, 1, ..., m\}$ bei $X \sim \mathcal{H}_{m,k,N-k}$
- $\Omega = \mathbb{N}$ bei $X \sim \mathcal{P}_{\lambda}$ sowie $X \sim \mathcal{G}_{n}$

Jede auf einem diskreten W-Raum $(\Omega', \mathcal{P}(\Omega'), P)$ definierte Zufallsvariable X gehört zu den diskreten Zufallsvariablen, denn $X(\Omega')$ ist eine höchstens abzählbare Menge.

5.2 Definition Erwartungswert

Sei X eine reele Zufallsvariable, die Werte in einer endlichen Menge $\Omega \subset \mathbb{R}$ annimmt, dann heißt der Wert

$$\mathbb{E}(X) := \sum_{x \in \Omega} x P(X = x) = \sum_{x \in \Omega} x P_X(\{x\})$$

 $Erwartungswert\ von\ X.$

Sei X eine Zufallsvariable, die abzählbar unendlich viele Werte $x_i, i \in \mathbb{N}$ annehmen kann, jeweils mit der Wahrscheinlichkeit p, so heißt

$$\mathbb{E}(X) := \sum_{i=1}^{\infty} x_i p_i$$

Erwartungswert (EW) von X, wenn die eben aufgeführte Reihe absolut konvergent ist.

$$\hookrightarrow \sum_{i=1}^{\infty} x_i$$
 absolut konvergent $\Leftrightarrow \sum_{i=1}^{\infty} |x_i| < \infty$

Der Erwartungswert ist eine reelle Zahl.

Interpretation:

- Diese Zahl gibt den Wert an, den die betreffende Zufallsvariable im Mittel annimmt. Dabei gewichten wir die einzelnen Werte x, die X annehmen kann, entsprechend der Wahrscheinlichkeit p_x des Eintretens des Elementarereignisses X = x.
- Wenn wir das Experiment X unter identischen Bedingungen und ohne gegenseitige Beeinflussung oft wiederholen, erwarten wir, das dass arithmetische Mittel der einzelnen Ergebnisse für ein geeignetes W-Modell nah bei $\mathbb{E}(X)$ liegt

Beispiele

a) Erwartungswert von $X \sim \mathcal{B}_p$ $\mathbb{E}(X) = 0(1-p) + 1 * p = p$

- b) $\Omega = \{x_1, ..., x_n\} \subset \mathbb{R} \text{ und } X \sim \mathcal{U}_{\otimes} :$ $\mathbb{E}(X) = \sum_{i=1}^n x_i \frac{1}{n} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i \text{ entspricht Mittel der Zahlen } x_1, ..., x_n$
- c) Erwartungswert von $X \sim \mathcal{B}_{n,p}$

$$\mathbb{E}(X) = \sum_{k=0}^{n} k \mathcal{B}_{n,p}(\{k\}) = \sum_{k=0}^{n} k \binom{n}{k} p^{k} (1-p)^{n-k}$$

$$= \sum_{k=1}^{n} k \frac{n!}{(n-k)!k!} p p^{k-1} (1-p)^{n-k}$$

$$= \sum_{k=1}^{n} np \binom{n-1}{k-n} p^{k-1} (1-p)^{n-k}$$

$$= np \sum_{l=0}^{n-1} \binom{n-1}{l} p^{l} (1-p)^{n-1-l} = np$$

d) Erwartungswert von $X \sim \mathcal{P}_{\lambda}$:

$$\mathbb{E}(X) = \sum_{k=0}^{\infty} k \, \mathcal{P}_{\lambda}(\{k\})$$

$$= \sum_{k=1}^{\infty} k e^{-\lambda} \frac{\lambda^{k}}{k!}$$

$$= e^{-\lambda} \sum_{k=1}^{\infty} \frac{\lambda^{k-1}}{(k-1)!}$$

$$= \lambda$$

Zusammenhang zwischen Poisson-und Binomialverteilung

Beispiel:

- Sei $\lambda > 0$ die mittlere Anzahl von Kunden, die ein Blumengeschäft im Zeitintervall I (z.B. I = 10 Stunden) betreffen.
- \bullet Wir zerlegen das ZeitintervallI in n gleich große Teilintervalle
- ullet Mit wachsendem n wird bei festen I die Länge der Teilintervalle^{iv} immer kürzer
- \hookrightarrow Ansatz für die Wahrscheinlichkeit p_n , dass ein Teilintervall der Länge $\frac{I}{n}$ ein Kunde den Laden betritt

$$p_n = \frac{\lambda}{n}$$

 $iv = \frac{I}{r}$

Annahme: Ob ein Kunde im gegebenen Teilintervall den Laden betritt ist unabhängig davon, ob im anderen Teilintervall das Ereignis eintritt.

 \hookrightarrow Die Wahrscheinlichkeit dafür, dass im Intervall I der Blumenladen von k Kunden besucht wird, wird entsprechend durch die Binomialverteilung bestimmt:

$$\mathcal{B}_{n, p_n = \frac{\lambda}{n}}(\{k\}) = \binom{n}{k} \left(\frac{\lambda}{n}\right)^k \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{n-k}$$

Dann lässt sich zeigen:

$$\lim_{n\to\infty} \mathcal{B}_{n,\frac{\lambda}{n}}(\{k\}) = \mathcal{P}_{\lambda}(\{k\})$$

5.3 Theorem

Seien $\lambda > 0$ und $p_n \in (0,1)$, $n \in \mathbb{N}$ eine Folge, so dass $\lim_{n\to\infty} n \, p_n = \lambda$. Dann gilt für jedes $k \in \mathbb{N}$:

$$\lim_{n\to\infty} \mathcal{B}_{n,p_n}(\{k\}) = \mathcal{P}_{\lambda}(\{k\})$$

5.4 Definition

Seien $f: \mathbb{N} \to \mathbb{R}$ und $g: \mathbb{N} \to \mathbb{R}$ zwei Folgen

$$f(k) \sim g(k)$$
 für $k \to \infty \Leftrightarrow \frac{f(k)}{g(k)} = 1$ für $k \to \infty$

5.5 Lemma

Sei $k \in \mathbb{N}$, dann gilt im Grenzwert $n \to \infty$

$$\binom{n}{k} \sim \frac{n^k}{k!}$$

Beweis zu Lemma 5.4

$$\binom{n}{k} = \frac{n!}{(n-k)!k!} = \frac{n(n-1)...(n-k+1)}{k!}$$

$$= \frac{n^k}{k!} \frac{(n-1)(n-2)...(n-k+1)}{n^{k-1}}$$

$$= \frac{n^k}{k!} \frac{n\left(1-\frac{1}{n}\right)}{n} \frac{n\left(1-\frac{2}{n}\right)}{n}...\frac{n\left(1-\frac{k+1}{n}\right)}{n}$$

$$\sim \frac{n^k}{k!}$$

5.6 Theorem

Sei $\Omega', \mathcal{P}(\Omega'), P)$ eine diskreter W-Raum und X, Y zwei Zufallsvariablen mit $\mathbb{E}(X)$ und $\mathbb{E}(Y)$ definiert. Dann gilt:

a)
$$\mathbb{E}(cX) = c\mathbb{E}(X) \quad \forall c \in \mathbb{R}$$

b)
$$\mathbb{E}(X+Y) = \mathbb{E}(X) + \mathbb{E}(Y)$$

c)
$$X \leq Y \Rightarrow \mathbb{E}(X) \leq \mathbb{E}(Y)$$

Beweis: a)

$$\mathbb{E}(cX) \stackrel{1}{=} \sum_{z \in \Omega} z P_{cX}(\{z\}) = \sum_{z \in c\Omega} z P_X\left(\left\{\frac{z}{c}\right\}\right) = \sum_{x \in \Omega} cx P_X(\{x\}) = c\mathbb{E}(X)$$

1. cX ist eine Zufallsvariable mit Werten in $c\Omega =: \{cx \in \mathbb{R}: x \in \Omega\}$ eine Verteilung P_cX

2.

$$cX: \Omega \mapsto c\Omega$$
 ist eine Zufallsvariable über $x \mapsto cX$ $(\Omega, \mathcal{P}(\Omega), P_X)$, wobei

$$P_X = P \circ X^{-1}$$

$$\hookrightarrow P_{cX} = P_X \circ (cX)^{-1} \Rightarrow P_cX(\{z\}) = P_X(cX = z) = P_X\left(\left\{\frac{z}{c}\right\}\right)$$

5.7 Definition Varianz

5.7.1 Endliche Zufallsvariable

Sei X eine endlich Zufallsvariable, mit Werten $x \in \Omega$, mit Wahrscheinlichkeit p_x . Dann heißt:

$$\sum_{x \in \Omega} (x - \mathbb{E}(X))^2 p_x =: \operatorname{Var}(X)$$

die $Varianz^{v}$ von X.

5.7.2 Abzählbare Zufallsvariable

Sei X eine abzählbar, unendliche Zufallsvariable, mit den Werten $x \in \Omega$, $i \in \mathbb{N}$, mit einem abzählbaren Ω mit Wahrscheinlichkeit p_i und der Erwartungswert $\mathbb{E}(X)$ ist konvergent. Dann heißt:

$$\sum_{i=1}^{\infty} (x_i - \mathbb{E}(X))^2 p_i =: \operatorname{Var}(X)$$

^vAuch Streuung genannt.

die Varianz von X.

Bemerkung:

$$\operatorname{Var}(X) \geq 0$$

 $\operatorname{Var}(X) = \infty$ sind möglich
 $\forall X \exists v \in \mathbb{R} \cup \{+\infty\} \quad \operatorname{Var}(X) = v$

5.8 Definition Standardabweichung

Sei X eine Zufallsvariable mit $Var(X) \in \mathbb{R}$, dann wird

$$\sigma(X) = \sqrt{\operatorname{Var}(X)}$$

Standardabweichung genannt.

Interpretation: Die Varianz gibt den Mittelwert der Abweichung zum Quadrat der Zufallsvariable X gegenüber des Erwartungswertes $\mathbb{E}(X)$ an.

a)
$$X \sim \mathcal{B}_p$$
, mit $\mathbb{E}(X) = p$

$$Var(X) = (1 - p)^{2} p + (0 - p)^{2} (1 - p)$$

$$= (1 - p) (p (1 - p) + p^{2})$$

$$= (1 - p) (p - p^{2} + p^{2})$$

$$= (1 - p) p$$

$$und \sigma(X) = \sqrt{(1 - p) p}$$
(1)

b)
$$X \sim \mathcal{U}_{\Omega_n}$$
 mit $\Omega_n = \{x_1, ..., x_n\}, \quad x_i \in \mathbb{R}$

$$\operatorname{Dann ist } \mathbb{E}(X) = \frac{1}{n} \sum_{x \in \Omega_n} x =: \bar{x}$$

$$\hookrightarrow \operatorname{Var}(X) = \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \frac{1}{n}$$

$$= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i^2 - 2x_i \bar{x} + \bar{x}^2)$$

$$= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i^2 - \frac{2\bar{x}}{n} \sum_{i=1}^n x_i + \bar{x}^2$$

$$= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i^2 - \bar{x}^2$$

$$= \mathbb{E}(X^2) - \mathbb{E}(X)^2$$

5.9 Definition Zweiter Moment

Sei X eine Zufallsvariable mit Werten $x \in \Omega$ mit Wahrscheinlichkeiten p_x , wenn

$$\sum_{x \in \Omega} x^2 p_x$$

konvergent, dann nennt man diesen Wert das zweite Moment von X.

$$\mathbb{E}(X^2) = \sum_{x \in \Omega} x^2 p_x$$

5.10 Theorem

Sei X eine Zufallsvariable mit reellen, diskreten Werten und dem Erwartungswert $\mathbb{E}(X) = m$. Wenn $\mathbb{E}(X^2) \in \mathbb{R}$, dann gilt:

$$Var(X) = \mathbb{E}(X^2) - \mathbb{E}(X)^2$$

.