Stochastik Wintersemester 2009 Leibniz Universität Hannover Vorlesungsmitschrift

Dozent: Prof. Dr. R. Grübel

Mitschrift von Ronald Becher Evgenij Kiss

11. November 2010

Zusammenfassung

Diese Mitschrift wird erstellt im Zuge der Vorlesung Stochastik A im Wintersemester 2010 an der Leibniz Universität Hannover. Obwohl mit großer Sorgfalt geschrieben, werden sich sicherlich Fehler einschleichen. Diese bitte ich zu melden, damit sie korrigiert werden können. Ihr könnt euch dazu an jeden der genannten Autoren (mit Ausnahme des Dozenten) wenden.

Dieses Skript wird primär über Github verteilt und "gepflegt". Dort kann man es auch forken, verbessern und dann (idealerweise) ein "Pull Request" losschicken. Siehe auch Github Guides. Auch wenn ihr gute Grafiken zur Verdeutlichung beitragen könnt, dürft ihr diese gerne schicken oder selbst einfügen (am besten als LATEX-geeignete Datei (Tikz, SVG, PNG, ...)).

Hinweis: Es wird o.B.d.A. davon abgeraten, die Vorlesung zu versäumen, nur weil eine Mitschrift angefertigt wird! Selbiges gilt für den Übungsbetrieb! Stochastik besteht ihr nur, wenn ihr auch zu der Veranstaltung geht!

Inhaltsverzeichnis

| In | haltsverzeichnis | 2 | | | |
|----|---|------------|--|--|--|
| Ι | Ein mathematisches Modell für Zufallsexperimente | 4 | | | |
| 1 | 1 Beispiel - Würfelwurf | | | | |
| 2 | Was ist Wahrscheinlichkeit? 2.1 Frequentistische Auffassung | 5 5 | | | |
| 3 | B Definition: Kolmogorov-Axiome | | | | |
| 4 | Wahrscheinlichkeitsraum | | | | |
| 5 | Satz 5.1 Beweis | | | | |
| II | I Laplace-Experimente, elementare Kombinatorik 5.2 Beispiel: Würfelwurf | | | | |
| 6 | Die Kunst des Zählens | 8 | | | |
| | 6.1 Beispiel: Hörsaal | 9 | | | |
| 7 | Vier Standardfamilien | 9 | | | |
| | 7.1 Permutationen mit Wiederholung | 9 | | | |
| | 7.2 Permutationen ohne Wiederholung7.3 Kombination ohne Wiederholung | 9 | | | |
| | 7.3.1 Beispiel: Lotto | 10 | | | |
| | 7.4 Kombinationen mit Wiederholung | 11 | | | |
| | 7.5 Zusammenfassende Tabelle | 11 | | | |
| 8 | Kombinatorik-Beispiele | 12 | | | |
| | 8.1 Beispiel: 10-facher Münzwurf | 12 | | | |
| | 8.2 Beispiel: Geburtstagsproblem | 12 | | | |
| | 8.3 Beispiel: Wichteln | 13 | | | |
| | 8.4 Beispiel: Kartenspiel | 14 | | | |

| Η | I Bedingte Wahrscheinlichkeiten und Unabhängigkeit | 16 |
|----|--|----|
| 9 | Motivation | 16 |
| 10 | Definition: Bedingte Wahrscheinlichkeit | 16 |
| | 10.1 Beispiel bei Augensumme 6 | 16 |
| 11 | Rechenregeln | 16 |
| | 11.1 Beispiel | 17 |
| 12 | Unabhängigkeit | 18 |
| | 12.1 Beispiel: Funktionieren von Netzwerken | 18 |
| | | |

Teil I

Ein mathematisches Modell für Zufallsexperimente

Man fasst die möglichen Ergebnisse ω zu einer Menge Ω zusammen; man nennt Ω den Ergebnisraum oder auch Stichprobenraum. Ereignisse werden durch Teilmengen von Ω beschrieben. Eine Aussage über das Ergebnis wird zu der Menge A aller $\omega \in \Omega$, für diese die Aussage richtig ist.

1 Beispiel - Würfelwurf

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

Das Ereignis "Es kommt eine gerade Zahl heraus" wird beschrieben durch

$$A = \{2, 4, 6\}$$

Das Ereignis "Es kommt eine 6 heraus" wird (in Mengenschreibweise) beschrieben durch $A = \{6\}$. Solche Ereignisse, die nur aus einem Element bestehen, nennt man *Elementarereignisse*. Aussagen über das Ergebnis können *logisch kombiniert* werden. Auf der Ereignisseite (also in Teilmengen von Ω) wird dies zu Mengenoperationen. Werden zwei Ereignisse A, B durch Mengen repräsentiert, so ist

 A^c : das Ereignis, dass A nicht eintritt

 $A \cap B$: das Ereignis, dass A und B eintreten

 $A \cup B$: das Ereignis, dass (mindestens) eines der Ereignisse A, B eintritt

Hier kommt eine Grafik über eine Matrix oder ein Foto der Tafel A = Pasch

B = Augensumme kleiner 5

A geschnitten B

Man kann dies mit mehr als zwei Ereignissen machen. Wenn A, B, C Ereignisse sind, wodurch wird "genau eins davon tritt ein" beschrieben?

$$A \cap B^c \cap C^c + A^c \cap B \cap C^c + A^c \cap B^c \cap C$$

2 Was ist Wahrscheinlichkeit?

Unsere zentrale Frage lautet nun: "Was ist Wahrscheinlichkeit?" Der Mathematiker wählt ein Axiomensystem (vgl. Geometrie/Raum). Ausgangspunkt hierfür ist der Alltagsbegriff. Was bedeutet es also, wenn beim Wurf einer fairen Münze mit Wahrscheinlichkeit $\frac{1}{2}$ das Ergebnis "Kopf" kommt?

2.1 Frequentistische Auffassung

Bezeichnet $N_n(A)$ die Anzahl der Versuche bei n Wiederholungen des Experiments, bei dem A kommt, so sollte die **relative Häufigkeit** $\frac{1}{n}N_n(A)$ bei großem n in der Nähe der Wahrscheinlichkeit p des Ereignisss A liegen.

2.2 Subjektivistische Auffassung

p drückt den "Grad meines Glaubens" an das Eintreten von A auf einer Skala von 0 ("kein Glaube") bis 1 ("Gewissheit") aus. Kann über Wetten formalisiert werden.

Anmerkung: Diese beiden Auffassungen sind nicht disjunkt!

Für relative Häufigkeiten gilt

$$0 \le \frac{1}{n} N_n(A) \le 1$$
$$\frac{1}{n} N_n(\Omega) = 1$$
$$\frac{1}{n} N_n(\emptyset) = 0$$
$$\frac{1}{n} N_n(A + B) = \frac{1}{n} N_n(A) + \frac{1}{n} N_n(B)$$

3 Definition: Kolmogorov-Axiome

Gegeben seien ein (nicht leerer) Ergebnisraum Ω und ein System \mathcal{A} von Teilmengen von Ω , das System der Ereignisse (bei endlichen oder abzählbar unendlichen Ω ist \mathcal{A} einfach die Potenzmenge $\mathcal{P}(\Omega)$, also die Menge aller Teilmengen von Ω). Eine Wahrscheinlichkeit oder besser ein Wahrscheinlichkeitsmaß (WMaß) ist eine Abbildung $P: \mathcal{A} \to \mathbb{R}$ mit folgenden Eigenschaften:

(A1)
$$P(A) \ge 0 \ \forall A \in \mathcal{A}, \ P(\Omega) = 1 \ (P \text{ steht für "probability"})$$

(A2) Für alle paarweise disjunkten Ereignisse A_1, A_2, A_3, \dots gilt

$$P(\bigcup_{i=1}^{\infty} A_i) = P(\sum_{i=1}^{\infty} A_i) = \sum_{i=1}^{\infty} P(A_i)$$

Dies nennt man " σ -Additivität".

4 Wahrscheinlichkeitsraum

Das Tripel (Ω, \mathcal{A}, P) nennt man einen **Wahrscheinlichkeitsraum**. Es folgen nun erste Folgerungen aus den Axiomen.

5 Satz

- 1. $P(\emptyset) = 0$
- 2. $P(A) < 1 \ \forall A \in \mathcal{A}$
- 3. $P(A^c) = 1 P(A) \ \forall A \in \mathcal{A} \ (Übergang zum Gegenereignis)$
- 4. $A \subset B \Rightarrow P(A) \leq P(B)$ (Monotonie)
- 5. $P(A_1 + A_2 + \ldots + A_n) = P(A_1) + P(A_2) + \ldots + P(A_n)$ für paarweise disjunkte $A_1, \ldots, A_n \in \mathcal{A}$ (endliche Additivität)
- 6. Boolesche Ungleichung: $P(A_1 \cup ... \cup A_n) \leq P(A_1) + ... + P(A_n)$
- 7. Die Siebformel

$$P\left(\bigcup_{i=1}^{n} A_i\right) = \sum_{k=1}^{n} (-1)^{k+1} \sum_{\substack{I \subseteq \{1,\dots,n\},\\|I|=k}} P\left(\bigcap_{i \in I} A_i\right)$$

5.1 Beweis

- 1. Mit (A2) und $A_j = \emptyset \ \forall j$ erhält man $P(\emptyset) = \sum_{i=1}^{\infty} P(\emptyset)$. Wegen $P(\emptyset) \in \mathbb{R}$ bedeutet dies $P(\emptyset) = 0$.
- 5. Verwende (A2) mit $A_j = \emptyset$ für j > k und dann Teil (a):

$$P(A_1 \cup \ldots \cup A_k) = P(A_1 \cup \ldots \cup A_k \cup \emptyset \cup \emptyset \ldots)$$

= $P(A_1) + \ldots + P(A_k) + P(\emptyset) + \ldots$
= $P(A_1) + \ldots + P(A_k)$

3.
$$1 = P(\Omega) = P(A + A^c) = P(A) + P(A^c)$$

4.

$$B = A + B \cap A^{c}$$

$$P(B) = P(A) + \underbrace{P(B \cap A^{c})}_{\geq 0 \text{ nach (A1)}} \geq P(A)$$

7. bei
$$n = 2$$
: $P(A \cup B) \neq P(A) + P(B)$

Teil II

Laplace-Experimente, elementare Kombinatorik

Unser Modell für ein Zufallsexperiment ist ein sogenannter $WRaum\ (\Omega, \mathcal{A}, \mathcal{P})$, wobei Ω die möglichen Ergebnisse des Experiments enthält, \mathcal{A} ein System von Teilmengen von Ω ist, die Ereignisse (für uns in der Regel die Potenzmenge $\mathcal{P}(\Omega)$), und P eine Funktion, die jedem Ereignis A eine Wahrscheinlichkeit P(A) zuordnet.

Spezialfall Laplace-Experimente:

$$\#\Omega < \infty, \ \mathcal{A} = \mathcal{P}(\Omega), \ P(A) = \frac{\#A}{\#\Omega}$$

(vielleicht schon bekannt: Wahrscheinlichkeit als Anzahl der günstigen Ergebnisse durch die Anzahl der möglichen Ergebnisse)

Ergibt sich aus bzw. ist äquivalent zu der Aussage, dass alle Elementarereignisse dieselbe Wahrscheinlichkeit haben. Typische Anwendung: Werfen eines symmetrischen Gegenstandes (Würfel, Münze, etc.)

5.2 Beispiel: Würfelwurf

Ein Würfel wird zweimal geworfen. Mit welcher Wahrscheinlichkeit erhält man Augensumme 7 bzw. 6?

Wir betrachten das Laplace-Experiment über

$$\Omega = \{(i,j) : 1 \le i, h \le 6\} = \{1, \dots, 6\} \times \{1, \dots, 6\}
\#\Omega = 36
A_7 = \{(i,j) \in \Omega : i+j=7\} = \{(1,6), (2,5), (3,4), (4,3), (5,2), (6,1)\}
P(A_7) = \frac{6}{36} = \frac{1}{6}
A_6 = \{(1,5), (2,4), (3,3), (4,2), (5,1)\}
P(A_6) = \frac{5}{36} (< P(A_7))$$

6 Die Kunst des Zählens

Bei Laplace-Experimenten läuft die Bestimmung von Wahrscheinlichkeiten also auf die "Kunst des Zählens" (elementare Kombinatorik) hinaus. Zwei zentrale Regeln:

- 1. Gibt es eine bijektive Abbildung von A nach B, so gilt #A = #B
- 2. Sind A und B disjunkt, so gilt $\#(A \cup B) = \#A + \#B$

Regel 2 lässt sich auf mehr als zwei Mengen verallgemeinern: Sind A_1, \ldots, A_n disjunkt, so gilt $\#(A_1 + \ldots + A_n) = \#A_1 + \#A_2 + \ldots + \#A_n$.

Wichtige Folgerung: Im Falle $C \subset A \times B$ mit $\#\{y: (x,y) \in C\} = k$ fuer alle $x \in A$ gilt $\#C = k \cdot \#A$.

6.1 Beispiel: Hörsaal

Hörsaal mit n Reihen mit jeweils m Plätzen. In jeder Reihe sind k Plätze besetzt. Man hat insgesamt $n \cdot k$ Zuhörer.

Spezialfall: Bei $C = A \times B$ erhält man $\#(A \times B) = \#A \cdot \#B$.

7 Vier Standardfamilien

Permutationen/Kombinationen mit/ohne Wiederholung.

7.1 Permutationen mit Wiederholung

Wieviele Moeglichkeiten gibt es m Objekte (Kugeln) auf n Plätze (Urnen) zu verteilen? Man hat n Möglichkeiten für das 1. Objekt, wieder n fuer das 2. etc., also insgesamt n^m Möglichkeiten. Formal:

$$\{(i_1,\ldots,i_m):i_j\in\{1,\ldots,n\} \text{ für } j=1,\ldots,m\}=n^m$$

Dabei bedeutet das Tupel (i_1, \ldots, i_m) , dass Objekt j in Urne i_j gelegt wird. Allgemeiner: Bei endlichen Mengen A und B bezeichnet B^A die Menge aller Funktionen $f: A \to B$, also: $\#(B^A) = (\#B)^{\#A}$.

7.2 Permutationen ohne Wiederholung

Was passiert, wenn man nur *injektive* Funktionen zulässt? Klar: Man braucht $\#B \ge \#A$. Dies setzen wir voraus. Man hat n Möglichkeiten für das erste Objekt. Ist dieses ausgeteilt, so bleiben n-1 Möglichkeiten fuer das zweite Objekt (Regel 2). Sind die ersten beiden ausgeteilt, so bleiben n-2 für das dritte Objekt etc., man hat also

$$n \cdot (n-1) \cdot (n-2) \cdot (n-3) \cdot \dots \cdot (n-m+1) = \frac{n!}{(n-m)!} = (n)_m$$

Möglichkeiten. Spezialfall: A=B. Dann ist jedes injektive f automatisch surjektiv, also bijektiv. Allgemein:

$$\#\{f \in B^A : f \text{ injektiv}\} = \frac{(\#B)!}{(\#B - \#A)!}$$

$$A = B : \#\{\underbrace{f : A \to A : f \text{ bijektiv}}_{\text{Die Elemente dieser Menge nennt}}\} = (\#A)!$$
Die Elemente dieser Menge nennt man Permutationen von A

Standardanwendung: Kartenmischen. Bei 32 Karten gibt es 32! Möglichkeiten fuer das Mischergebnis.

7.3 Kombination ohne Wiederholung

Formal: Wir führen auf B^A eine Äquivalenzrelation ein:

$$f \sim g : \Leftrightarrow \exists \pi : A \to A \text{ bijektiv} : f = g \circ \pi$$

$$(f \sim f ? \qquad \text{wegen } f = f \circ \pi \text{ mit } \pi = id$$

$$f \sim f \Rightarrow g \sim f ? \qquad f = g \circ \pi \text{ impliziert } g = f \circ \pi^{-1}$$

$$f \sim g, g \sim f \Rightarrow f \sim h ? \qquad f = g \circ \pi, g = h \circ \sigma \Rightarrow f = h \circ \sigma \circ \pi)$$

Führt auf Zerlegung von $\{f \in B^A : f \text{ injektiv}\}\$ in Äquivalenzklassen. Wie viele gibt es? Alle haben dieselbe Anzahl von Elementen, nämlich m! (bei #A = m).

7.3.1 Beispiel: Lotto

Beim Lotto 6 aus 49 erhält man zunächst ein Tupel (i_1, \ldots, i_6) mit $i_j \in \{1, \ldots, 49\}$ und $i_j \neq i_k$ fuer $j \neq k$ (eine injektive Abbildung von $A = \{1, \ldots, 6\}$ in $B = \{1, \ldots, 49\}$). Dies wird aufsteigend angeordnet:

$$k_1, \ldots, k_6 \text{ mit } k_1 < \ldots < k_6$$

Es gibt 6! Möglichkeiten. Formal gilt bei injektiven Funktionen $f: f \circ \pi = f \circ \sigma \Rightarrow \pi = \sigma$, d.h. die Anzahl der Elemente einer Äquivalenzklasse ist gleich der Anzahl der Permutationen (bij: Selbstabbildungen) der Menge A, also (#A)!. Also:

$$\#\{f \in B^A : f \text{ injektiv}\} = \frac{(\#B)!}{(\#B - \#A)!}$$

Jeweils (#A)! Elemente werden zu einer Äquivalenzklasse zusammengefasst, d.h. die gesuchte Anzahl ist

$$\frac{(\#B)!}{(\#B - \#A)! \cdot (\#A)!} = \begin{pmatrix} \#B \\ \#A \end{pmatrix}$$

Alternativ:

$$\{(i_1, \dots, i_m) : 1 \le i_1 < i_2 < \dots < i_m \le n\} = \binom{n}{m}$$

Spezialfall: Wieviele Teilmengen vom Umfang m hat eine Menge von n Elementen? Antwort: $\binom{n}{m}$.

7.4 Kombinationen mit Wiederholung

$$\{(i_1,\ldots,i_m): 1 \le i_1 \le i_2 \le \ldots \le i_m \le n\} = \binom{n+m-1}{m}$$

Beweis mit Regel 1: Wir können die Menge der m-Kombinationen aus n mit Widerholung bijektiv abbilden auf die Menge der m-Kombinationen aus n+m-1 ohne Wiederholung durch

$$(i_1,\ldots,i_m) \mapsto (i_1,i_2+1,i_3+2,\ldots,i_m+m-1)$$

7.5 Zusammenfassende Tabelle

| | Permutationen | Kombinationen |
|--------------------|---------------------------------|---------------------------------|
| mit Wdh. ohne Wdh. | $\frac{n^m}{\frac{n!}{(n-m)!}}$ | $\binom{n+m-1}{m} \binom{n}{m}$ |

Grundmengen A, B mit #A = n, #B = m.

8 Kombinatorik-Beispiele

8.1 Beispiel: 10-facher Münzwurf

Mit welcher W. kommt exakt 7-mal "Kopf"? 0 sei Wappen, 1 sei Kopf. Das Modell ist offenbar ein Laplace-Experiment über $\{0,1\}^{10}$, also ist

$$\Omega = \{0,1\}^{10} = \{(i_1,\ldots,i_{10}): i_j \in \{0,1\}, j=1,\ldots,10\}$$

(1,1,1,1,0,0,0,0,0) ist das Ereignis/Ergebnis: "Die ersten 5 Würfe ergeben Kopf, alle späteren Wappen"

Allgemein gilt: $\omega = (i_1, \dots, i_{10})$ heißt, dass im j-ten Versuch das mit i_j kodierte Ergebnis kommt.

Nächster Schritt: Identifiziere das interessierende Ereignis als Teilmenge $A \subset \Omega$:

$$A = \{ \omega = (i_1, \dots, i_{10}) \in \Omega : i_1 + \dots + i_{10} = 7 \}$$

In Worten: Alle 10-Tupel, die an 7 Positionen eine 1 und an 3 Positionen eine 0 haben. Wie immer bei Laplace-Experimenten gilt:

$$P(A) = \frac{|A|}{|\Omega|}$$

Klar ist: $|\Omega|=2^{10}=1024$ (Ω besteht aus den 10-Permutationen mit Wiederholung aus einer Menge von 2 Elementen).

Die nächste Frage heißt: Wie viele Elemente hat A?

Die 7 1en müssen auf die 10 möglichen Positionen (ohne Wiederholung) verteilt werden. 7-Kombination ohne Wiederholung mit 10 Elementen:

$$\binom{10}{7} = \frac{10!}{7!3!} = \frac{10 \cdot 9 \cdot 6}{3 \cdot 2} = 5 \cdot 3 \cdot 8 = 120$$

Also

$$P(A) = \frac{120}{1024} = \frac{15}{128}$$

8.2 Beispiel: Geburtstagsproblem

Wie groß ist die W. dafür, dass von n Personen (mindestens) zwei am gleichen Tag Geburtstag haben? Vernünftige Einschränkungen an n: $n \ge 2, n \le 365$ (Wir ignorieren Schaltjahre, Zwillinge, etc.)

Wir gehen wieder von einem Laplace-Experiment aus, und zwar über

$$\Omega = \{(i_1, \dots, i_n) : i_j = \{1, \dots, 365\}\}$$

Dabei bedeutet $i_j = k$, dass die j-te Person am k-ten Tag des Jahres Geburtstag hat.

$$|\Omega| = 365^n$$

(n Permutationen mit Wiederholung aus einer Menge mit 365 Elementen)

Nächster Schritt (wieder): Identifiziere A als Teilmenge von Ω .

$$A = \{(i_1, \dots, i_n) \in \Omega : \exists j, k \in \{1, \dots, n\} \text{ mit } j \neq k \text{ und } i_j = i_k\}$$

Hier nützlich: Übergang zum Komplementär-Ereignis

$$A^c = \{(i_1, \dots, i_n) \in \Omega : i_j \neq i_k \text{ für } j \neq k\}$$

 A^c ist also die Menge der n-Permutationen aus einer Menge von 365 Elementen, nun also **ohne** Wiederholung: $365 \cdot 364 \cdot \ldots \cdot (365 - n + 1)$. Also

$$P(A) = 1 - P(A^c) = 1 - \frac{365 \cdot 364 \cdot \dots \cdot (365 - n + 1)}{365^n}$$

Man sieht an der Formel, dass P(A) mit wachsendem n größer wird. Interessanterweise erhält man ab n=23 einen Wert $P(A) \ge \frac{1}{2}$.

8.3 Beispiel: Wichteln

n Kinder verpacken jeweils ein Geschenk. Diese werden zufällig an die Kinder verteilt: jedes Kind erhält also exakt ein Geschenk.

Wie groß ist nun die Wahrscheinlichkeit, dass dies "ohne Tränen funktioniert", so dass kein Kind sein eigenes Geschenk erhält? Ω sei die Menge aller n-Permutationen ohne Wiederholung aus n. Interpretationen: $\omega = (i_1, \ldots, i_n)$ mit $i_j = k$ bedeutet, dass das j-te Kind Geschenk mit der Nummer k (das vom k-ten Kind verpackt wurde) erhält. Also

$$|\Omega| = n!$$

A ist nun die Menge der fixpunktfreien Permutationen. Also ist A^c die Menge aller Permutationen, die mindestens einen Fixpunkt haben.

Wir suchen

$$B_j = \{(i_1, \dots, i_n) \in \Omega : i_j = j\}$$

(jist ein Fixpunkt, Kind Nummer jerhält sein eigenes Geschenk zurück)

Klar:

$$A^c = \bigcup_{j=1}^n B_j$$

Nebenrechnung: $|B_i| = (n-1)!$

Schade: Die B_j sind nicht disjunkt.

$$A^{c} = \{(i_{1}, \dots, i_{n}) \in \Omega : \exists j \in \{1, \dots, n\} \text{ mit } i_{j} = j\}$$

Typisches Anwendungsgebiet für die Siebformel: Für n=2 gilt also z.B.

$$P(B_1 \cup B_2) = P(B_1) + P(B_2) - P(B_1 \cap B_2)$$

Bei |H| = k besteht $\bigcap_{j \in H} B_j$ aus allen Permutationen, deren Werte in den k Positionen aus H festgelegt sind, die übrigen n - k sind frei.

Für alle H mit |H|=k erhält man also $P\left(\bigcap_{j\in H}B_j\right)=\frac{(n-k)!}{n!}$. Hängt also nur von |H| ab.

Wie vele $H \subset \{1, \ldots, n\}$ mit |H| = k gibt es?

k-Kombinationen ohne Wdhl. aus |H| ist $\binom{n}{k}$

Damit

$$P(A) = 1 - P(A^c) = 1 - P\left(\bigcup_{j=1}^n B_j\right) = 1 - \sum_{k=1}^n (-1)^{k+1} \cdot \binom{n}{k} \cdot \frac{(n-k)!}{n!} = \sum_{k=0}^n \frac{(-1)^k}{k!}$$

Aus der Analysis ist die Reihendarstellung der Experimentalfunktion bekannt

$$e^x = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{x^k}{k!}$$

Mit $n \to \infty$ geht die gesuchte Wahrscheinlichkeit also gegen $e^{-1} = \frac{1}{e} \approx 0.3679...$

8.4 Beispiel: Kartenspiel

Ein Kartenspiel mit 52 Karten wird gut gemischt, die oberen 5 werden umgedreht. Mit welcher Wahrscheinlichkeit erhält man Ereignis A, einen "Flush" (alle haben die gleichen Farben), bzw. Ereignis B, 4 Karten mit der gleichen Wertigkeit?

$$P(A) = 4 \cdot \frac{\binom{13}{5}}{\binom{52}{5}}$$

(Möglichkeiten für die Farbe mal die Möglichkeit, aus der Farbe 5 auszusuchen durch Gesamtmenge)

$$P(B) = \frac{13 \cdot 48}{\binom{52}{5}}$$

(Auswahl des Kartenwerts mal Möglichkeit für die 5. Karte durch Gesamtmenge)

$$\frac{P(A)}{P(B)} = \frac{33}{4}$$

Ein Flush ist also ca. acht mal wahrscheinlicher als ein Vierling.

Teil III

Bedingte Wahrscheinlichkeiten und Unabhängigkeit

9 Motivation

Was ist die Wahrscheinlichkeit für einen Pasch (= zwei gleiche Ergebnisse) beim Wurf zweier Würfel. Wie ändert sich diese Wahrscheinlichkeit, wenn man dsa als Zusatzinfo die Augensumme hat?

Erinnerung: In der frequentistischen Sichtweise haben Wahrscheinlichkeiten etwas mit relativen Häufigkeiten zu tun. Bei n Wiederholungen sei $N_n(A)$ die Auswahl der Versuche, in denen A eintritt, $\frac{1}{n}N_n(A)$ ist die relative Häufigkeit von A.

Es liegt nahe, die **bedingte** Wahrscheinlichkeit "von B gegeben A" in Bezug zu bringen mit

$$\frac{N_n(A \cap B)}{N_n(A)} = \frac{\frac{1}{n}N_n(A \cap B)}{\frac{1}{n}N_n(A)}$$

10 Definition: Bedingte Wahrscheinlichkeit

Ist A ein Ereignis mit P(A) > 0, so heißt

$$P(B|A) = \frac{P(A \cap B)}{P(A)} \tag{1}$$

die bedingte Wahrscheinlichkeit von B unter A.

10.1 Beispiel bei Augensumme 6

$$P(B|A) = \frac{P(A \cap B)}{P(A)} = \frac{\frac{1}{36}}{\frac{5}{36}} = \frac{1}{5}$$

11 Rechenregeln

Es folgen drei einfache Rechenregeln zum Umgang mit bedingten Wahrscheinlichkeiten

Die Multiplikationsregel Sind A_1, \ldots, A_n Ereignisse mit $P(A_1 \cap \ldots \cap A_n) > 0$, so gilt

$$P(A_1 \cap ... \cap A_n) = P(A_1) \cdot P(A_2 | A_1) \cdot P(A_3 | A_1 \cap A_2) \cdot ... \cdot P(A_n | A_1 \cap ... \cap A_n)$$
(2)

In Worten: Die W. eines Durchschnitts lässt sich als Produkt von bedingten W. schreiben.

Der Beweis ist einfach und es gab ihn in der Vorlesung. Wer mag einen Link raussuchen?

Gesetz von der totalen W. Es sei A_1, \ldots, A_n eine Ereignispartition, d.h. A_1, \ldots, A_n paarweise disjunkt, die Vereinigung ist ganz Ω . Dann gilt für jedes Ereignis B

$$P(B) = \sum_{i=1}^{n} P(B|A_i) \cdot P(A_i)$$
(3)

Formel von Bayes A_1, \ldots, A_n, B wie bei der totalen W., zusätzlich P(B) > 0. Dann gilt

$$P(A_i|B) = \frac{P(A_i) \cdot P(B|A_i)}{\sum_{k=1}^{n} P(A_k) \cdot P(B|A_k)}$$
(4)

Interpretation beim Nenner: Im Falle $P(A_k) = 0$ sei $P(A_k) \cdot P(B|A_k) = 0$; die entsprechenden Summanden werden weggelassen.

11.1 Beispiel

Ein bestimmter medizinischer Test ist zu 95% effektiv beim Erkennen einer bestimmten Krankheit, d.h. dass die Krankheit mit einer W. von 0.05 richtig erkannt wird. Allerdings liefert er auch bei 1% der gesunden Personen einen "falschen Alarm"! Angenommen, 0, 5% der Bevölkerung haben diese Krankheit. Mit welcher W. hat jemand die Krankheit, wenn der Test dies behauptet ("der Test ist positiv")?

Wie stets bei Textaufgaben müssen diese Informationen zunächst in Formeln transformiert werden. Es sei A das Ereignis "Person hat die Krankheit" und B das Ereignis "Test ist positiv". Damit gilt

$$P(B|A) = 0.95$$

und

$$P(B|A^c) = 0.01, P(A) = 0.005$$

Es geht um P(A|B).

Wir wenden die Bayes-Formel (4) mit der Partition A, A^c .

$$P(A|B) = \frac{P(A) \cdot P(B|A)}{P(A) \cdot P(B|A) + P(A^c) \cdot P(B|A^c)}$$
$$= \frac{0.005 \cdot 0.95}{0.005 \cdot 0.95 + 0.995 \cdot 0.01}$$
$$\approx 0.323$$

Also: Die W. dafür, dass man die Krankheit hat, wenn der Test dies anzeigt, ist **nur** etwa ein Drittel.

Als Buchempfehlung an dieser Stelle sei "Der Hund, der Eier legt" empfohlen.

12 Unabhängigkeit

Ein zentraler Begriff der Stochastik ist die **Unabhängigkeit**. Informell: Wenn die Zusatzinformation, dass A eintritt, nichts bringt, dann heißen A und B voneinander unabhängig.
Um Probleme mit P(A) = 0 zu vermeiden, helfe folgende Definition

Die Ereignisse A, B heißen unabhängig, wenn gilt

$$P(A \cap B) = P(A) \cdot P(B) \tag{5}$$

Bei mehr als zwei Ereignissen muss man aufpassen:

Eine Familie A_i , $i \in I$ heißt unabhängig, wenn für jede endliche Teilmenge $J \subset I$ die Produktregel gilt:

$$P\left(\bigcap_{i\in J} A_i\right) = \prod_{i\in J} P(A_i) \tag{6}$$

Bei $I = \{1, 2, 3\}$ muss also gelten:

$$P(A_1 \cap A_2) = P(A_1) \cdot P(A_2)$$

$$P(A_1 \cap A_3) = P(A_1) \cdot P(A_3)$$

$$P(A_2 \cap A_3) = P(A_2) \cdot P(A_3)$$

$$P(A_1 \cap A_2 \cap A_3) = P(A_1) \cdot P(A_2) \cdot P(A_3)$$

12.1 Beispiel: Funktionieren von Netzwerken

Wir gehen von 5 Zwischen-Komponenten (Knoten) aus, die unabhängig voneinander mit W. P funktionieren.

Hier sollte ein Bild hin ;-)

Mit welcher W. funktioniert dieses Netzwerk in dem Sinne, dass es einen ununterbrochenen Pfad von Quelle zum Ziel gibt.

 A_i sei das Ereignis, dass Komponente i, i = 1, ..., 5 funktioniert.

 B_1 unterer Pfad passierbar, B_2 oberer Pfad passierbar.

Klar: $B_1 = A_4 \cap A_5$, also

$$P(B_1) = P(A_4 \cap A_5) = P(A_4) \cdot P(A_5) = p \cdot p = p^2$$

Auch klar: $B_2 = (A_1 \cap A_2) \cup (A_1 \cap A_3)$, also

$$P(B_2) = P((A_1 \cap A_2) \cup (A_1 \cap A_3)) = P(A_1 \cap A_2) + P(A_1 \cap A_3) - P(A_1 \cap A_2 \cap A_3) = p^2 + p^2 - p^3$$

Unabhängigkeit

Beispiel: Funktionieren von Netzwerken Mitschrift Stochastik A, WS 2010

Insgesamt:

$$P(B) = P(B_1 \cup B_2) = P(B_1) + P(B_2) - P(B_1 \cap B_2)$$

$$P(B_1 \cap B_2) = P(A_4 \cap A_5 \cap ((A_1 \cap A_2) \cup (A_1 \cap A_3))) = \dots$$

Damit:

$$P(B) = p^{2} + 2p^{2} - p^{3} - (2p^{4} - p^{5}) = p^{2}(3 - p - 2p^{2} + p^{3})$$

Beispiel: Funktionieren von Netzwerken

Hinweis: Jetzt seid ihr so weit in dieser Mitschrift gekommen, bitte gleicht diese mit eurer handschriftlichen Mitschrift ab und sendet mir eure Verbesserungen. Gerne auch gleich in \LaTeX ;-)