

SS 2013

# **Zentralübung Diskrete Wahrscheinlichkeitstheorie (zur Vorlesung Prof. Esparza)**

Dr. Werner Meixner

Fakultät für Informatik  
TU München

<http://www14.in.tum.de/lehre/2013SS/dwt/uebung/>

17. Mai 2013

# ZÜ V

## Übersicht:

1. Termine
2. Thema: Verteilungen
3. Tipps zu HA Blatt 5

# 1. Termine

**Keine** Zentralübungen am 24.5.13 und am 31.5.13!

## 2. Thema: Verteilungen

**Ziel:** Den Zusammenhang unter gewissen Verteilungen herstellen.

### 2.1 Welche Verteilungen betrachten wir?

Diskrete Verteilungen, die eng mit Bernoulli-verteilten Zufallsvariablen zusammenhängen:

- Geometrische Verteilung  $\text{Geo}(p)$ :  $f_{Z_1}(z) = pq^{z-1}$ .
- Negativ-Binomial-Verteilung  $\text{NegativBin}(x, p)$ :  
$$f_{Z_2}(z) = \binom{z-1}{x-1} p^x q^{z-x}$$
- Binomialverteilung  $\text{Bin}(z, p)$ :  $f_{X_1}(x) = \binom{z}{x} p^x q^{z-x}$ .
- Poisson-Verteilung  $\text{Po}(\lambda)$ :  $f_{X_2}(x) = \frac{e^{-\lambda} \lambda^x}{x!}$ .

Dabei gilt für die Argumente der Dichtefunktionen entsprechend  $z \in (\mathbb{N} \setminus \{0\})$  bzw.  $z \in (\mathbb{N} \setminus \{0\})$  bzw.  $x \in \mathbb{N}_0$  bzw.  $x \in \mathbb{N}_0$ . Für alle übrigen Argumente aus  $\mathbb{R}$  werden die Dichten gleich 0 gesetzt.

## 2.2 Das Konzept der Wiederholung bei Zufallsvariablen

Viele wahrscheinlichkeitstheoretische Experimente werden durch unabhängige **Wiederholung** eines bestimmten Experiments definiert.

Dem entspricht die Betrachtung einer (unendlichen) Folge von unabhängigen Zufallsvariablen

$I_{p,1}, I_{p,2}, \dots, I_{p,n}, \dots$ , die wie folgt definiert werden:

### Definition:

Sei  $I_p$  eine Bernoulli-verteilte Zufallsvariable über einem Wahrscheinlichkeitsraum  $(\Omega, \Pr)$  mit Erfolgswahrscheinlichkeit  $p$ .

Für alle  $n \in \mathbb{N}$  wird durch die unabhängige  $n$ -te Wiederholung der Auswertung von  $I_p$  eine Zufallsvariable  $I_{p,n}$  definiert.

### „Aussage“:

Insgesamt erhält man ein unabhängiges System von unendlich vielen Zufallsvariablen mit gleicher Verteilung wie  $I_p$

$$I_{p,1}, I_{p,2}, \dots, I_{p,n}, \dots$$

## Kritik der Definition bzw. „Aussage“ zur Unabhängigkeit:

- 1 Systeme von „unabhängigen“ Zufallsvariablen setzen einen gemeinsamen Wahrscheinlichkeitsraum voraus.

Aber!

Auf  $(\Omega, \Pr)$  sind alle  $I_{p,i}$  identisch und insbesondere abhängig.

Dies kann also nicht! der geforderte gemeinsame Wahrscheinlichkeitsraum sein.

- 2 Man kann sogar nachweisen, dass kein! diskreter gemeinsamer Wahrscheinlichkeitsraum existiert, der in sinnvoller Weise alle notwendigen Forderungen erfüllt!



# Was ist zu tun?

## 1. Lösungsmöglichkeit:

Man betrachtet stets nur **endliche Abschnitte** der Folge und kann dann für diese Folge den W'keitsraum als endliches Produkt der Räume für die beteiligten Bernoulli-verteilten Variablen. In diesem Fall kommt man mit der bisherigen Definition der W'keitsräume aus.

## 2. Lösungsmöglichkeit:

Wir definieren ein neues Konzept für Wahrscheinlichkeitsräume nach **Kolmogorov**, in dem es keine atomaren Ereignisse gibt.

## Pragmatisches Vorgehen:

Wir können die Frage nach einem gemeinsamen Definitionsbereich der Variablen einer unendlichen Folge zurückstellen.

Für Interessierte diskutieren wir kurz die zweite Lösungsmöglichkeit in einem späteren Abschnitt.

## 2.3 Gemeinsame Herleitung der Verteilungen

Wir betrachten die unbegrenzte ( $\infty$ -fache) **Wiederholung** eines Experiments mit den Ereignissen eines Wahrscheinlichkeitsraumes  $(\Omega, \text{Pr})$  und der Bewertung der Ereignisse durch  $I_p$

wie folgt:

Bei unbegrenzter Wiederholung des Experiments erhalten wir eine Folge von Ergebnissen  $\omega_1, \omega_2, \dots$  mit Bewertungen  $I_p(\omega_1), I_p(\omega_2), \dots$ .

Dann können wir eine unendliche Folge von Zufallsvariablen  $I_{p,1}, I_{p,2}, \dots$  definieren durch Abbildungen  $I_{p,i} : \Omega^{\mathbb{N}} \rightarrow \{0, 1\}$  mit

$$I_{p,i}((\omega_1, \omega_2, \dots)) = I_p(\omega_i).$$

Sei  $Y = I_{p,1}, I_{p,2}, \dots, I_{p,z}, \dots$ .

Sei  $A_{x,z}$  die Menge aller Folgen  $Y$  aus  $\Omega^{\mathbb{N}}$  mit der Eigenschaft, dass in der Folge  $Y$  an  $z$ -ter Stelle das  $x$ -te Mal eine 1 aufgetreten ist.

In der Sprache von Wahrscheinlichkeitsräumen würden wir sagen:  $A_{x,z}$  ist das Ereignis über  $\Omega^{\mathbb{N}}$ , dass in der Folge  $Y$  an  $z$ -ter Stelle das  $x$ -te Mal eine 1 aufgetreten ist.

In jedem sinnvoll zu Grunde gelegten W'keitsraum über endlichen Abschnitten der Folgen (sowie auch in später eingeführten W'keitsräumen nach Kolmogorov) gilt dann

$$Pr[A_{x,z}] = \binom{z-1}{x-1} p^x q^{z-x}.$$

**Bemerkung:** Die Mengen (Ereignisse)  $A_{x,z}$  sind i.A. nicht disjunkt.

# Matrix der negativ binomialverteilten Wahrscheinlichkeiten

$Pr[A_{x,z}]$ :

$z =$	1	2	3	4	...	$k$
$x =$						
1	$p$	$\binom{1}{0}pq$	$\binom{2}{0}pq^2$	$\binom{3}{0}pq^3$	...	
2	0	$p^2$	$\binom{2}{1}p^2q$	$\binom{3}{1}p^2q^2$	...	
3	0	0	$p^3$	$\binom{3}{2}p^3q$	...	
4	0	0	0	$p^4$	...	
$\vdots$					$\vdots$	
$i$					...	$\binom{k-1}{i-1}p^i q^{k-i}$

## Spaltensumme:

Für alle  $k \geq 1$  gilt

$$\sum_{i=1}^{\infty} \binom{k-1}{i-1} p^i q^{k-i} = p.$$

Wenn wir  $X_k$  definieren als Anzahl der Einsen im Vektor  $(I_{p,1}, I_{p,2}, \dots, I_{p,k-1})$  unter der Bedingung, dass  $I_{p,k} = 1$  gilt, dann ist  $X_k - 1$  **binomialverteilt**.

## Zeilensumme:

Für alle  $i \geq 1$  gilt

$$\sum_{k=1}^{\infty} \binom{k-1}{i-1} p^i q^{k-i} = 1.$$

Wenn wir  $Z_i$  definieren als das minimale  $k$ , so dass der Vektor  $(I_{p,1}, I_{p,2}, \dots, I_{p,k})$  genau  $i$  Einsen enthält, dann ist  $Z_i$  **negativ binomialverteilt**.

Für  $i = 1$  ergibt sich die **geometrische Verteilung** und

$$\sum_{k=1}^{\infty} p q^{k-1} = 1.$$

Aus der Folge  $Y = I_{p,1}, I_{p,2}, \dots, I_{p,z}, \dots$  kann man bei festgehaltener Zeile  $i$  auch  $i$  geometrisch verteilte Zufallsvariable  $X_j$  definieren. Dabei sei  $X_j$  die Anzahl der Schritte ausgehend von der  $(j-1)$ ten Eins bis zum Auftreten der  $j$ ten Eins in der Folge  $Y$ . Dann gilt  $Z_i = \sum_{j=1}^i X_j$ .

**Beachte:**  $Z_i$  ist also eine Summe von geometrisch verteilten Zufallsvariablen  $X_j$ , mit der Konsequenz, dass man den Erwartungswert von  $Z_i$  als **Summe von Erwartungswerten** der geometrisch verteilten Zufallsvariablen  $X_j$  berechnen kann.



## 2.4 Einordnung der Poisson Verteilungen

Man kann die Matrix der Binomialverteilungen für verschiedene  $p$  betrachten und dabei die Zeile festhalten.

Sei  $i$  also eine gegebene Zeilennummer.

Dann gilt die folgende Beobachtung:

Falls man eine Folge von  $p_k$ 's betrachtet mit  $p_k = \frac{p}{k}$ , dann findet der folgende Grenzübergang statt.

$$\lim_{k \rightarrow \infty} \binom{k}{i} p_k^i q_k^{k-i} = \frac{e^{-p} p^i}{i!}.$$

Entsprechend konvergieren die Zeileneinträge der Matrizes für  $p_k$  mit höher werdender Spaltennummer gegen den Wert

$$p_k \cdot \frac{e^{-p} p^{i-1}}{(i-1)!}.$$

Insofern steht die Poisson Verteilung in Zusammenhang mit den Matrizes der Binomialverteilung und insbesondere (bekanntlich) mit der Binomialverteilung.

## 2.5 Gemeinsamer W'keitsraum bei Wiederholung von Zufallsvariablen

Dieser Abschnitt kann bzw. sollte übersprungen werden!

Er ist gedacht für Interessierte, die schon jetzt einen Blick voraus werfen wollen.

## 1. Schritt

Wir betrachten die einfache Wiederholung (= 2-fache Ausführung) eines Experiments mit den Ereignissen des Wahrscheinlichkeitsraumes  $\langle \Omega, \Pr \rangle$  und der Bewertung der Ereignisse durch  $I_p$

wie folgt:

Bei 2-facher Ausführung des Experiments erhalten wir 2 Ergebnisse  $\omega_1$  und  $\omega_2$  mit Bewertungen  $I_p(\omega_1)$  und  $I_p(\omega_2)$ .

Dann können wir 2 neue Zufallsvariable

$I_{p,1}$  und  $I_{p,2}$  definieren als Abbildungen  $\Omega \times \Omega \rightarrow \{0, 1\}$  mit

$$I_{p,1}((\omega_1, \omega_2)) = I_p(\omega_1) \quad \text{bzw.} \quad I_{p,2}((\omega_1, \omega_2)) = I_p(\omega_2).$$

Die Abbildungen  $I_{p,1}$  und  $I_{p,2}$  stellen die erste bzw. zweite Wiederholung eines Experiments aus  $\langle \Omega, \Pr \rangle$  dar, sind aber nun Zufallsvariable über dem gemeinsamen Wahrscheinlichkeitsraum

$$\langle \Omega \times \Omega, \Pr_{2 \times} \rangle \quad \text{mit} \quad \Pr_{2 \times}[(\omega_1, \omega_2)] = \Pr[\omega_1] \cdot \Pr[\omega_2].$$

$I_{p,1}$  und  $I_{p,2}$  sind unabhängig und gleichverteilt!

## 2. Schritt

Wir betrachten die  $\infty$ -fache Wiederholung eines Experiments mit den Ereignissen des Wahrscheinlichkeitsraumes  $\langle \Omega, \Pr \rangle$  und der Bewertung der Ereignisse durch  $I_p$

wie folgt:

Bei  $\infty$ -facher Ausführung des Experiments erhalten wir eine Folge von Ergebnissen  $\omega_1, \omega_2, \dots$  mit Bewertungen  $I_p(\omega_1), I_p(\omega_2), \dots$ .

Dann können wir eine unendliche Folge von Zufallsvariablen  $I_{p,1}, I_{p,2}, \dots$  definieren als Abbildungen  $I_{p,i} : \Omega^{\mathbb{N}} \rightarrow \{0, 1\}$  mit

$$I_{p,i}((\omega_1, \omega_2, \dots)) = I_p(\omega_i).$$

Die Abbildungen  $I_{p,i}$  stellen die  $i$ -te Wiederholung eines Experiments aus  $\langle \Omega, \text{Pr} \rangle$  dar und sind aber nun

Abbildungen über dem gemeinsamen Ergebnisraum  $\Omega^{\mathbb{N}}$ .

Sind  $I_{p,i}$  unabhängige und gleichverteilte Zufallsvariable?

Alle Abbildungen der Folge

$$Y = I_{p,1}, I_{p,2}, \dots, I_{p,n}, \dots$$

sind definiert über demselben Raum  $\Omega^{\mathbb{N}}$ .

**Können wir** einen **diskreten Wahrscheinlichkeitsraum**  
 $W = \langle \Omega^{\mathbb{N}}, \text{Pr}_{\mathbb{N}} \rangle$  definieren, so dass  
 $Y$  eine Folge von unabhängigen Zufallsvariablen ist ?

**Nein.**

**Aber!**



Es gibt einen Kolmogorov'schen Wahrscheinlichkeitsraum

$$W = \langle \Omega^{\mathbb{N}}, \mathcal{A}, \Pr_{\mathbb{N}} \rangle,$$

so dass  $Y$  eine Folge von unabhängigen Zufallsvariablen ist.

Dabei ist

$\mathcal{A}$  diejenige Menge von Ereignissen über  $\Omega^{\mathbb{N}}$ , denen eine Wahrscheinlichkeit zugeordnet werden kann.

$\mathcal{A}$  bildet eine sogenannte  $\sigma$ -Algebra von Ereignissen.

**Bemerkung:**

Die mathematische Wahrscheinlichkeitstheorie handelt von Kolmogorov'schen Wahrscheinlichkeitsräumen.

## Definition eines passenden Kolmogorov'schen Wahrscheinlichkeitsraumes.

Man definiert für alle  $e \in \Omega$  das Ereignis

$$A_{i,e} = \{\omega \in \Omega^{\mathbb{N}}; \omega_i = e\} \subseteq \Omega^{\mathbb{N}}$$

mit der Bedeutung, dass die  $i$ -te Wiederholung des Experiments in  $\langle \Omega, \Pr \rangle$  genau  $e \in \Omega$  ergibt.

Die Wahrscheinlichkeit von  $A_{i,e}$  wird wie folgt definiert.

$$\Pr[A_{i,e}] = \Pr[e] .$$

**Definition** der Ereignisalgebra  $\mathcal{A}$ :

$\mathcal{A}$  ist die Menge aller Mengen, die durch beliebige abzählbar viele Durchschnitte und Vereinigungen von Mengen  $A_{i,e}$  gebildet werden können.

**Definition** des Wahrscheinlichkeitsmaßes  $\Pr$ :

Die Wahrscheinlichkeiten werden durch die Summe der Wahrscheinlichkeit von abzählbar vielen disjunkten Ereignissen gebildet.

## Achtung!

- Es gilt **nicht mehr die Diskretheitsbedingung**, dass jede Wahrscheinlichkeit als Summe von Wahrscheinlichkeiten von **Elementarereignissen** ausgedrückt werden kann.
- Es gilt nun die Unabhängigkeit des Systems der Zufallsvariablen  $I_{p,1}, I_{p,2}, \dots, I_{p,n}, \dots$ , d.h., alle Wiederholungen werden unabhängig voneinander ausgeführt.

### 3. Tipps für HA von Blatt 5

Die folgenden Hinweise und Tipps zu Hausaufgaben sind für die Bearbeitung nicht notwendig, möglicherweise aber hilfreich. Man sollte zunächst versuchen, die Hausaufgaben ohne Hilfestellung zu lösen.

## ad HA 5.1:

- (a) Beachten Sie: Es gilt  $c < \min\{a, b\}$  genau dann, wenn  $c < a \wedge c < b$  gilt.
- (b) Welche Wahrscheinlichkeit hat ein Ereignis  $c < X$ , wenn  $X$  geometrisch verteilt ist mit Erfolgswahrscheinlichkeit  $p$ ?

Wie kann man die Unabhängigkeit von Ereignissen zur Berechnung der W'keit von Durchschnitten von Ereignissen vorteilhaft verwenden?

## ad HA 5.2:

Beachten Sie, dass  $W$  den Wertebereich  $\{0, 1\}$  besitzt.

Wie vereinfacht sich die Berechnung der Erwartungswerte, wenn man auf die beiden Werte  $W = 0$  und  $W = 1$  bedingt und die entsprechende Formel aus der Vorlesung benutzt?

Sei  $T$  eine von  $W$  unabhängige Zufallsvariable. Überlegen Sie, ob  $\mathbb{E}[T \mid W=0] = \mathbb{E}[T]$  gilt?

Welcher Zusammenhang besteht zwischen der negativen Binomialverteilung und der geometrischen Verteilung, insbesondere im Hinblick auf die Erwartungswerte?

### **ad HA 5.3:**

Beschreiben Sie das Experiment mit einem Markov-Diagramm!  
Ansonsten greift der Hinweis und die Zentralübung 4.

### **ad HA 5.4:**

Zur Konstruktion von Beispielen unabhängiger bzw. abhängiger Mengen von Ereignissen siehe auch Zentralübung 3.



# Auf Wiedersehen nach den Pfingstferien!