

# Vorlesung 7.5

Peter Nejjar

Hier wird der Inhalt der Vorlesung vom 7.5 wiedergegeben. Insofern sich die Vorlesung an [1] orientierte, werden die Inhalte anhand der dortigen Bezeichnungen/Nummern nur kurz genannt.

## Satz 2.2.1. - allgemeine Version

Wir hatten im Satz 2.2.1 gesehen, dass eine stetige Funktion  $f : [a, b] \rightarrow [0, +\infty)$  ein Wahrscheinlichkeitsmaß  $\mathbb{P}$  auf den Borelmengen von  $[a, b]$  produziert, falls  $\int_a^b dx f(x) = 1$  gilt: Das Maß  $\mathbb{P}$  ist dadurch charakterisiert, dass für  $[c, d] \subseteq [a, b]$  gilt:

$$\mathbb{P}([c, d]) = \int_c^d dx f(x). \quad (1)$$

Es ist aber nicht nötig, dass  $f$  stetig ist. Dies ist der Inhalt des folgenden Satzes:

**Satz** (Satz 2.2.1 - allgemeine Version). *Sei  $f : \mathbb{R} \rightarrow [0, +\infty)$  vorgegeben. Wir setzen voraus, dass das Integral  $\int_{\mathbb{R}} dx f(x)$  existiert, und  $\int_{\mathbb{R}} dx f(x) = 1$  gilt. Dann gibt es ein eindeutig bestimmtes Wahrscheinlichkeitsmaß  $\mathbb{P}$  auf den Borelmengen von  $\mathbb{R}$ , das durch die Festlegung*

$$\mathbb{P}([c, d]) = \int_c^d dx f(x) \quad (2)$$

*für beliebige  $c, d \in \mathbb{R}$  mit  $c < d$  charakterisiert ist.*

Die folgende, erste Anwendung dieses allgemeineren Satzes ist technischer Natur. Dazu führen wir folgende Notation ein:

**Definition** (Indikatorfunktion). *Sei  $E$  eine beliebige Menge und  $A \subseteq E$  eine Teilmenge. Die sogenannte Indikatorfunktion von  $A$ , geschrieben  $\mathbf{1}_A$ , ist definiert durch*

$$\mathbf{1}_A : E \rightarrow \{0, 1\} \quad (3)$$

$$\mathbf{1}_A(x) = \begin{cases} 1, & \text{falls } x \in A \\ 0 & \text{sonst.} \end{cases} \quad (4)$$

Ist z.B.  $E = \mathbb{R}$  und  $A = [5, 6]$ , dann ist  $\mathbf{1}_A(x)$  gleich 1, wenn  $x$  zwischen 5 und 6 liegt, und 0 für jede andere reelle Zahl  $x$ . Ist  $A = [0, +\infty)$ , ist auch die Notation  $\mathbf{1}_{\{x \geq 0\}} := \mathbf{1}_{[0, +\infty)}$  üblich.

Sei nun  $A$  eine Teilmenge von  $\mathbb{R}$ , es ist entweder  $A = [a, b]$  oder  $A = [0, +\infty)$ . Mit der Indikatorfunktion können wir ein Wahrscheinlichkeitsmaß  $\mathbb{P}$ , das mithilfe einer Dichtefunktion  $f : A \rightarrow [0, +\infty)$  auf den Borelmengen von  $A$  definiert sind, zu einem Wahrscheinlichkeitsmaß  $\tilde{\mathbb{P}}$  auf den Borelmengen  $\mathbb{R}$  erweitern: Dazu betrachten wir einfach die Dichtefunktion

$$g(x) := \mathbf{1}_A(x)f(x). \quad (5)$$

Es ist also  $g(x) = f(x)$  für alle  $x \in A$ , und  $g(x) = 0$ , falls  $x \notin A$ . Diese Funktion  $g$  erfüllt dann die Voraussetzungen des obigen Satzes, daher wird so ein Wahrscheinlichkeitsmaß  $\tilde{\mathbb{P}}$  auf den Borelmengen von  $\mathbb{R}$  definiert. Das neue Wahrscheinlichkeitsmaß  $\tilde{\mathbb{P}}$  stimmt mit  $\mathbb{P}$  auf allen Teilmengen von  $A$  überein: Stets ist  $\mathbb{P}(B) = \tilde{\mathbb{P}}(B)$ , für  $B \subseteq A$ . Allgemeiner ist für beliebiges  $B \subseteq \mathbb{R}$

$$\tilde{\mathbb{P}}(B) = \mathbb{P}(B \cap A), \quad (6)$$

insbesondere, falls  $B \subseteq \mathbb{R} \setminus A$  gilt, d.h.  $B \cap A = \emptyset$ , ist  $\tilde{\mathbb{P}}(B) = 0$ .

Wir veranschaulichen das am Beispiel der

- **Exponentialverteilung:** Diese ist durch die Dichtefunktion  $f : [0, +\infty) \rightarrow [0, +\infty)$  mit  $f(x) = \lambda e^{-\lambda x}$  charakterisiert. Durch  $f$  wird ein Wahrscheinlichkeitsmaß  $\mathbb{P}$  auf den Borelmengen von  $[0, +\infty)$  definiert. Wir definieren nun die Funktion  $g$  aus (5) mittels  $A = [0, +\infty)$ , d.h.

$$g : \mathbb{R} \rightarrow [0, +\infty), \quad g(x) = \mathbf{1}_{[0, +\infty)}(x) \lambda e^{-\lambda x}.$$

Dadurch wird ein Wahrscheinlichkeitsmaß  $\tilde{\mathbb{P}}$  auf *allen* Borelmengen von  $\mathbb{R}$  definiert. Es ist  $\tilde{\mathbb{P}}(B) = 0$  sobald  $B \subseteq (-\infty, 0)$  ist, und  $\tilde{\mathbb{P}}(B) = \mathbb{P}(B)$  für alle  $B \subseteq [0, +\infty)$ .

Als weitere, interessantere Anwendung von Satz 2.2.1 (allg. Version) können wir etwa die unstetige Funktion

$$f : \mathbb{R} \rightarrow [0, +\infty), \quad f(x) = \mathbf{1}_{[0, 1/2]}(x) + \mathbf{1}_{[1, 3/2]}(x) \quad (7)$$

betrachten. Dann erfüllt  $f$  die Voraussetzungen von Satz 2.2.1 (allg. Version) und definiert also ein Wahrscheinlichkeitsmaß auf  $\mathbb{R}$ .

Die Funktion  $f$  ist die *Dichtefunktion* des Wahrscheinlichkeitsmaßes  $\mathbb{P}$ . Dies halten wir in folgender Definition fest:

**Definition.** Sei  $f$  wie im obigen Satz 2.2.1 (allgemeine Version). Dann heißt  $f$  die **Dichtefunktion** des dazugehörigen Wahrscheinlichkeitsmaßes  $\mathbb{P}$ .

Also ist etwa  $f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-x^2/2}$  die Dichtefunktion der Normalverteilung. Gibt es eine Teilmenge  $A \subseteq \mathbb{R}$ , sodass die Einschränkung von  $f$  auf  $A$ , definiert durch

$$f|_A(x) : A \rightarrow [0, +\infty), \quad f|_A(x) = f(x),$$

bereits  $\int_A dx f|_A(x) = 1$  erfüllt, wird auch häufig  $f|_A$  als Dichtefunktion von  $\mathbb{P}$  bezeichnet, obwohl  $f|_A$  nur ein Wahrscheinlichkeitsmaß auf den Borelmengen in  $A$  definiert.

Zur Dichtefunktion gehört noch die Verteilungsfunktion  $F$ :

**Definition.** Sei  $f$  wie im obigen Satz 2.2.1 (allgemeine Version). Dann heißt

$$F(x) := \int_{-\infty}^x dy f(y) \quad (8)$$

die **Verteilungsfunktion** des dazugehörigen Wahrscheinlichkeitsmaßes  $\mathbb{P}$ .

Es ist also gerade  $F(x) = \mathbb{P}((-\infty, x])$ . Wir beweisen folgendes Lemma.

**Lemma 1.** Sei  $F$  eine Verteilungsfunktion. Es gilt:

- (i) Für alle  $x \in \mathbb{R}$  ist  $F(x) \in [0, 1]$ .

(ii) Ist  $x \leq y$ , so ist auch  $F(x) \leq F(y)$ .

(iii) Es ist  $\lim_{x \rightarrow +\infty} F(x) = 1, \lim_{x \rightarrow -\infty} F(x) = 0$ .

*Proof.* (i) folgt direkt aus  $F(x) = \mathbb{P}((-\infty, x])$ . Da  $(-\infty, x] \subseteq (-\infty, y]$  für  $x \leq y$ , folgt auch (ii), indem wir Satz 1.3.2 (iii) anwenden. Für (iii) sei  $x_n$  eine Folge mit  $x_n \rightarrow +\infty$ , z. B.  $x_n = n$ . Sei dann  $E_n = (-\infty, x_n]$ . Es ist  $\cup_n E_n = \mathbb{R}$ , und wegen der Stetigkeit von oben (Satz 1.3.2 (v)) folgt

$$\lim_{x \rightarrow +\infty} F(x) = \lim_{n \rightarrow +\infty} F(x_n) = \lim_{n \rightarrow +\infty} \mathbb{P}(E_n) = \mathbb{P}(\mathbb{R}) = 1. \quad (9)$$

Analog zeigt man  $\lim_{x \rightarrow -\infty} F(x) = 0$ , indem man die Stetigkeit nach unten (Satz 1.3.2 (vi)) ausnutzt.  $\square$

## Kapitel 3 - Zufallsvariablen

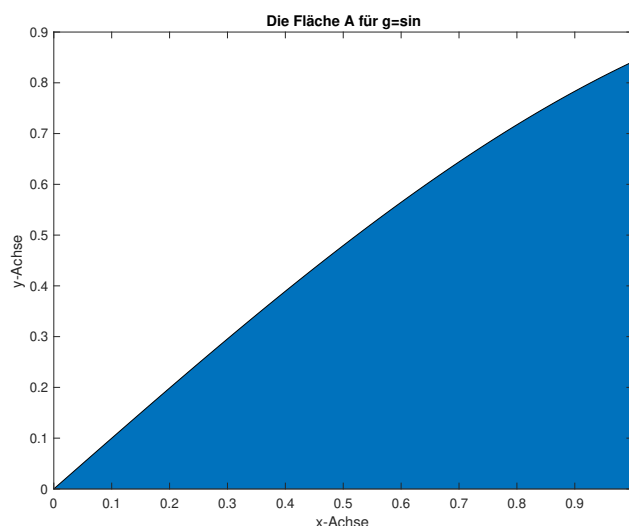
Zwei einfache Beispiele von Zufallsvariablen (vgl. S 72 in [1]):

- Augensumme beim zweifachen Würfeln
- Anzahl der Richtigen beim Lotto

Ein komplizierteres Beispiel ist das Folgende: Es geht darum, den Zufall zu nutzen, um Integrale auszurechnen. Wir betrachten die Gleichverteilung  $\mathbb{P}$  auf dem Quadrat  $\Omega = [0, 1]^2$ , die Wahrscheinlichkeit einer Borelmenge  $E$  ist also gerade der Flächeninhalt von  $E$ . Sei nun  $g : [0, 1] \rightarrow [0, 1]$  stetig. Was ist dann anschaulich die Menge

$$A := \{(c, d) \in [0, 1]^2 : d \leq g(c)\}?$$

Das folgende Bild zeigt  $A$  für  $g(x) = \sin(x)$  in blau:



$A$  ist die Menge aller Punkte im Quadrat, die 'unter' der Kurve von  $g$  liegen. Die Fläche von  $A$  ist dann gerade das Integral  $\int_0^1 dx g(x)$ , und per Konstruktion ist damit  $\mathbb{P}(A) = \int_0^1 dx g(x)$ . Wir definieren eine Zufallsvariable  $X$  wie folgt:

$$X : [0, 1]^2 \rightarrow \{0, 1\}$$

$$X((c, d)) = \mathbf{1}_A((c, d)).$$

Wir können uns  $X$  als das Ergebnis eines Münzwurfs vorstellen, bei dem 1 rauskommt, wenn ein Punkt  $(c, d)$  zur Fläche  $A$  gehört, und 0 sonst. Das Wahrscheinlichkeitsmaß  $\mathbb{P}_X$  auf  $\{0, 1\}$ , das durch

$$\mathbb{P}_X(\{1\}) := \mathbb{P}(\{(c, d) : X(c, d) = 1\}) = \mathbb{P}(A) = \int_0^1 dx g(x)$$

eindeutig definiert ist, ist also eine Bernoulliverteilung mit  $p = \int_0^1 dx g(x)$ . Jetzt nehmen wir an, unser Computer wäre in der Lage, wiederholt zufällig gleichverteilt Punkte in  $\Omega$  zu erzeugen - z.B. in Matlab geschieht das mit dem Befehl `rand(2, 1)`. Das Erzeugen der Punkte soll unabhängig voneinander geschehen - was das mathematisch genau heißt, wird bald in der Vorlesung geklärt werden. Dann sollte doch, wenn  $n$ -mal Punkte im Quadrat erzeugt werden, in etwa  $p*n$  häufig der Punkt in  $A$  landen und  $(1-p)*n$  häufig nicht in  $A$ . Wir gehen nun wie folgt vor: Wir erzeugen  $n$  solche Punkte im Quadrat. Wir zählen, wieviele dieser  $n$  Punkte in  $A$  gelandet sind. Sei  $M$  diese Zahl (es sind also  $n - M$  Punkte nicht in  $A$  gelandet). Dann sollte *ungefähr* gelten

$$\frac{M}{n} \approx p \tag{10}$$

mit  $p = \int_0^1 dx g(x)$ , und wir berechnen  $p$  numerisch als  $\frac{M}{n}$ . Was 'ungefähr' hier genau heißt, wird in den kommenden Vorlesungen geklärt werden.

### 3.1 Was ist eine Zufallsvariable?

Behandelte Themen: Definition 3.1.1, Satz 3.1.2, Korollar 3.1.3, Satz 3.1.4.

## Literatur

- [1] E. Behrends. Elementare Stochastik. Vieweg+Teubner Verlag, 2013, <https://link.springer.com/book/10.1007/978-3-8348-2331-1>.