

## Wahrscheinlichkeitstheorie – Lösungen zu Übung 3

### Wintersemester 2017/18

### Aufgabe 10

Ein Glücksrad mit sieben Feldern (1...7) werde 15 mal gedreht. Ausgehend von Feld 1 tritt jedes folgende nur halb so häufig auf wie das vorherige.

- Geben Sie die Verteilung der bei einmaligem Drehen des Glücksrads angezeigten Feldnummer an.
- Jetzt wird 15 mal gedreht und gezählt wie oft die jeweiligen Felder auftreten. Welche Wahrscheinlichkeitsverteilung liegt vor? Begründung!
- Mit welcher Wahrscheinlichkeit treten genau viermal Feld 1, zweimal Feld 2 und einmal Feld 6 auf?

### Lösung

- a) Feld 1 tritt mit der Wahrscheinlichkeit  $p_1$  auf. Für die folgenden Felder gilt:

$$p_2 = \frac{p_1}{2}; \quad p_3 = \frac{p_2}{2} = \frac{p_1}{4}; \quad \dots \Rightarrow p_j = \frac{p_1}{2^{j-1}} \quad j = 1, \dots, 7$$

Die Summe aller Feldwahrscheinlichkeiten muss eins ergeben:

$$\begin{aligned} \sum_{j=1}^7 p_j &= p_1 \sum_{j=1}^7 \frac{1}{2^{j-1}} = p_1 \sum_{j=0}^6 \left(\frac{1}{2}\right)^j \stackrel{\text{endl. geo. Reihe}}{=} p_1 \frac{1 - \left(\frac{1}{2}\right)^7}{1 - \frac{1}{2}} = \frac{127}{64} p_1 \stackrel{!}{=} 1 \\ \Rightarrow p_1 &= \frac{64}{127} \approx 0,507 \end{aligned}$$

- b) Es werden  $N = 15$  unabhängige WDH eines Zufallsexperimentes mit mehr als zwei verschiedenen Ausgängen ausgeführt  $\Rightarrow$  Polynomverteilung.

Die Zufallsvariablen  $X_1, \dots, X_7 \in \{0, 1, \dots, 15\}$  beschreiben die Anzahl der Treffer auf das jeweilige Feld. Dabei ist stets  $X_1 + X_2 + \dots + X_7 = 15$ :

$$P(X_1 = k_1 \wedge X_2 = k_2 \wedge \dots \wedge X_7 = k_7) = \frac{N!}{k_1! \cdot \dots \cdot k_7!} \cdot p_1^{k_1} \cdot \dots \cdot p_7^{k_7}$$

Dabei ist  $\sum_{j=1}^7 k_j = 15$  und  $\sum_{j=1}^7 p_j = 1$ .

- c) Von 15 mal Drehen treten, neben viermal Feld 1, zweimal Feld 2 und einmal Feld 6, achtmal eines der anderen Felder auf. Anstatt alle möglichen Variationen davon zu berechnen, werden diese zu einem Feld „R“ zusammengefasst behandelt:

$$\begin{aligned} P(X_1 = 4 \wedge X_2 = 2 \wedge X_6 = 1 \wedge \underbrace{X_3 + X_4 + X_5 + X_7}_{=: X_R} = 8) \\ = \frac{15!}{4! 2! 1! 8!} \cdot p_1^4 p_2^2 p_6^1 \cdot \underbrace{(p_3 + p_4 + p_5 + p_7)}_{p_R}^8 \approx 0,032\% \end{aligned}$$

## Zusatzmaterial

a)

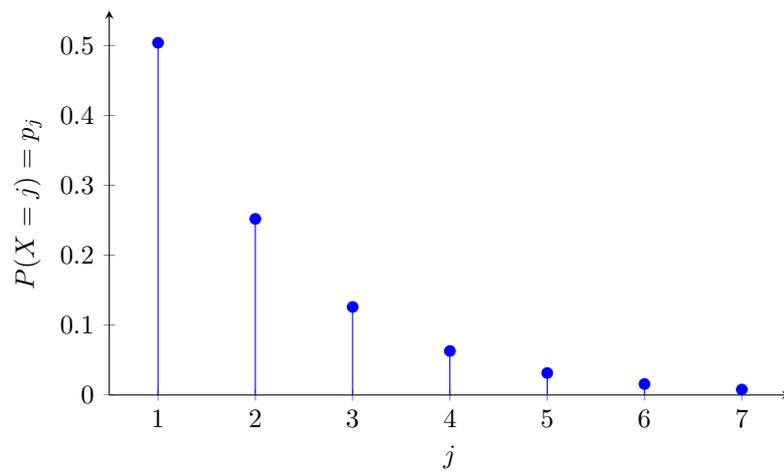


Abbildung 9: Verteilung der angezeigten Feldnummer

## Aufgabe 11

Die Zufallsvariable  $X(\omega)$  besitze die Dichte

$$f_X(x) = \begin{cases} C \cdot x e^{-ax^2} & , x \geq 0 \\ 0 & , \text{sonst} \end{cases}$$

mit dem Parameter  $a > 0$ .

- Man bestimme den Koeffizienten  $C$ .
- Man berechne und skizziere die Verteilungsfunktion  $F_X(x)$ .
- Welche Wahrscheinlichkeit hat das Ereignis  $\{\omega : 1 < X(\omega) \leq 2\}$ ?

## Lösung

- a) Der Koeffizienten  $C$  muss so gewählt werden, dass  $\int_{-\infty}^{\infty} f_X(x) dx = 1$  gilt:

$$\begin{aligned} \int_{-\infty}^{\infty} f_X(x) dx &= C \int_0^{\infty} x e^{-ax^2} dx = -\frac{C}{2a} \cdot \int_a^{\infty} -2ax e^{-ax^2} dx \\ &= -\frac{C}{2a} \left[ e^{-ax^2} \right]_0^{\infty} = -\frac{C}{2a} (0 - 1) = \frac{C}{2a} \stackrel{!}{=} 1 \Rightarrow C = 2a \end{aligned}$$

- b)  $F_X(x) = \int_{-\infty}^x f_X(u) du$

$$x < 0: F_X(x) = 0$$

$$x \geq 0: F_X(x) = F_X(0) + \int_0^x f_X(u) du = 0 - \left[ e^{-au^2} \right]_0^x = 1 - e^{-ax^2}$$

$$\Rightarrow F_X(x) = \begin{cases} 0 & , x \leq 0 \\ 1 - e^{-ax^2} & , x \geq 0 \end{cases}$$

- c) Mit Dichte oder direkt mit der Verteilungsfunktion:

$$P(1 < X \leq 2) = \int_1^2 f_X(u) du = F_X(2) - F_X(1) = e^{-a} - e^{-4a}$$

## Zusatzmaterial

### a) Wahrscheinlichkeitsdichte

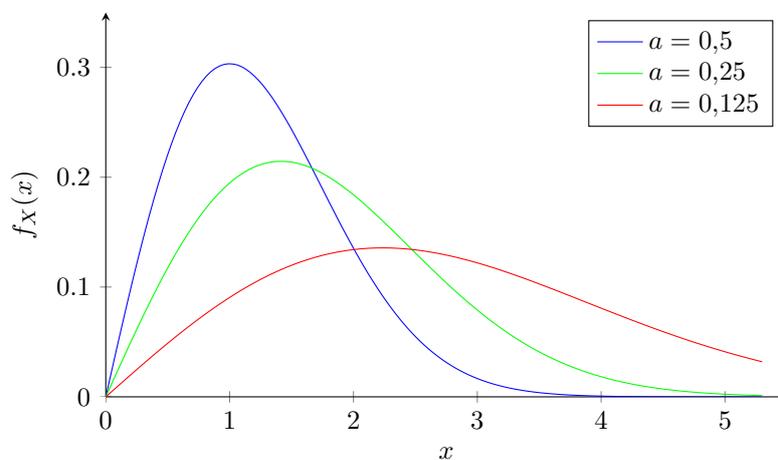


Abbildung 10: Wahrscheinlichkeitsdichte der ZV  $X$ .

**b) Verteilungsfunktion**

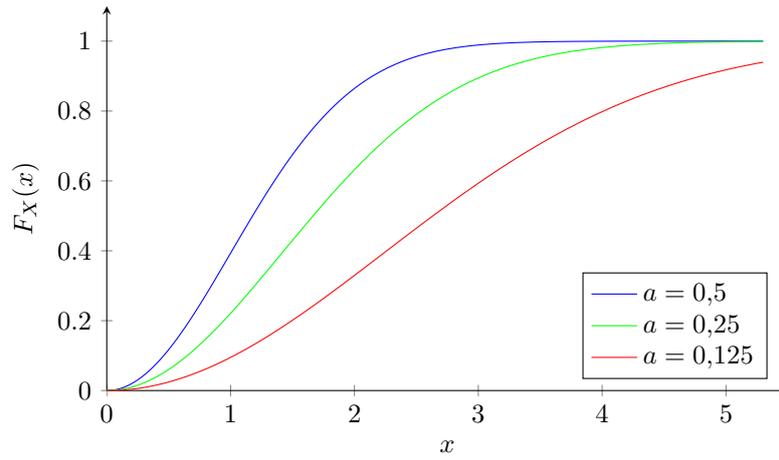


Abbildung 11: Verteilungsfunktion der ZV  $X$

**c) Integrationsbereich**

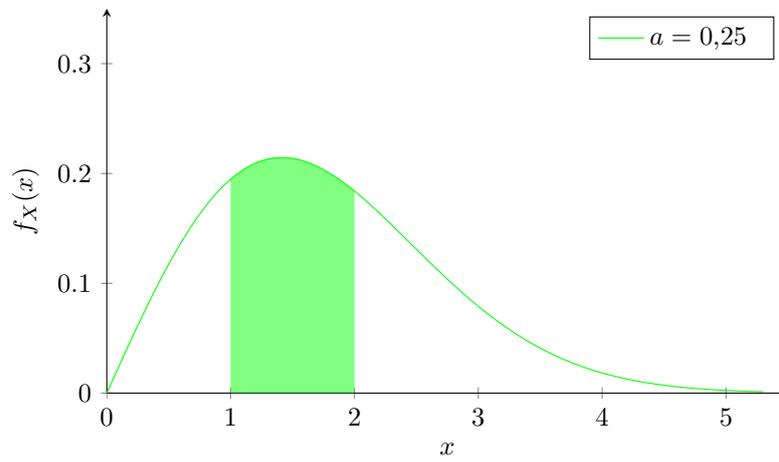


Abbildung 12: Wahrscheinlichkeitsdichte der ZV  $X$ . Mit Integrationsbereich für c)

## Aufgabe 12

Mittels eines Sensors soll die zufällige Größe  $X$  gemessen werden. Die Dichte von  $X$  ist

$$f_X(x) = \begin{cases} 4xe^{-2x}, & \text{für } x \geq 0 \\ 0, & \text{sonst} \end{cases}.$$

Zur Messung stehen zwei verschiedene Modelle zur Verfügung: Sensor I setzt alle Werte  $x \leq 2$  fehlerfrei auf den Ausgang um. Für alle anderen Werte wird der Sensor übersteuert und es wird nur der Maximalwert 2 ausgegeben. Das alternative Modell, Sensor II, hat identische Funktionalität, allerdings können Werte bis  $x = 3$  fehlerfrei ausgegeben werden.

- Die Wahrscheinlichkeit einer Übersteuerung  $p_c$  soll maximal 2% sein. Reicht der Arbeitsbereich von Sensor I aus oder muss der hochwertigere Sensor II verwendet werden?
- Man gebe die Dichte  $f_Y(y)$  der vom verwendeten Sensor ausgegebenen Messwerte  $Y$  an.
- Um wie viel Prozent verschiebt sich der Erwartungswert der ausgegebenen Werte  $Y$  im Vergleich zu  $E(X)$ ?

## Lösung

- a) Gesucht ist die Wahrscheinlichkeit, dass  $X$  größer als  $x_c \in \{2; 3\}$  ist.

$$\begin{aligned} p_{c,x_c} &= P(X > x_c) = \int_{x_c}^{\infty} f_X(x) dx \stackrel{x_c \geq 0}{=} \int_{x_c}^{\infty} 4xe^{-2x} dx \\ &= \left[ 4x \cdot \frac{1}{-2} e^{-2x} \right]_{x_c}^{\infty} - \int_{x_c}^{\infty} 4 \cdot \frac{1}{-2} e^{-2x} dx \\ &= 2x_c e^{-2x_c} + 2 \left[ \frac{1}{-2} e^{-2x} \right]_{x_c}^{\infty} = (2x_c + 1)e^{-2x_c} \end{aligned}$$

Die Wahrscheinlichkeit einer Übersteuerung ergibt sich für Sensor I zu  $p_{c,2} = 9,16\%$  und für Sensor II zu  $p_{c,3} = 1,74\%$ . Es muss also Sensor II verwendet werden.

- b) Für  $y < 3$  ist  $Y$  stetig. Die Verteilung bleibt hier unverändert.

$$\tilde{f}_Y(y) = \begin{cases} f_X(y) & , y < 3 \\ 0 & , \text{sonst} \end{cases} = \begin{cases} 4xe^{-2x} & , 0 \leq y < 3 \\ 0 & , \text{sonst} \end{cases}$$

Die Wahrscheinlichkeitsmasse in  $y \geq 3$  ergibt einen diskreten Anteil bei  $y = 3$ . Insgesamt:

$$f_Y(y) = \tilde{f}_Y(y) + p_{c,3} \cdot \delta(y - 3)$$

c) Gesucht ist die relative Abweichung  $\delta = (E(Y) - E(X)) / E(X)$ :

$$E(X) = \int_{-\infty}^{\infty} x \cdot f_X(x) dx = 4 \int_0^{\infty} x^2 e^{-2x} dx$$

$$\stackrel{\text{Formelsammlung}}{=} 4 \cdot \left[ \frac{e^{-2x}}{(-2)^3} \cdot (4x^2 + 4x + 2) \right]_0^{\infty} = 1$$

$$E(Y) = \int_{-\infty}^{\infty} y \cdot f_Y(y) dy = \int_0^3 y \cdot \tilde{f}(y) dy + \int_{-\infty}^{\infty} y \cdot p_{c,3} \cdot \delta(y-3) dy$$

$$= \left[ \frac{e^{-2y}}{-2} \cdot (4y^2 + 4y + 2) \right]_0^3 + 3p_{c,3} = 1 - 25e^{-6} + 21e^{-6} = 1 - 4e^{-6} \approx 0,9901$$

Damit ist  $\delta = -4e^{-6} \approx -0.99\%$ .

## Zusatzmaterial

### a) Übersteuerung

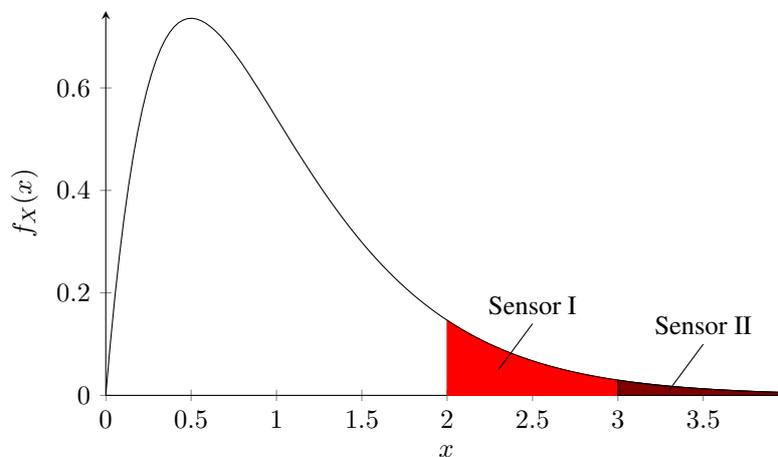


Abbildung 13: Dichtefunktion der ZV  $X$

### b) Verteilungsfunktion

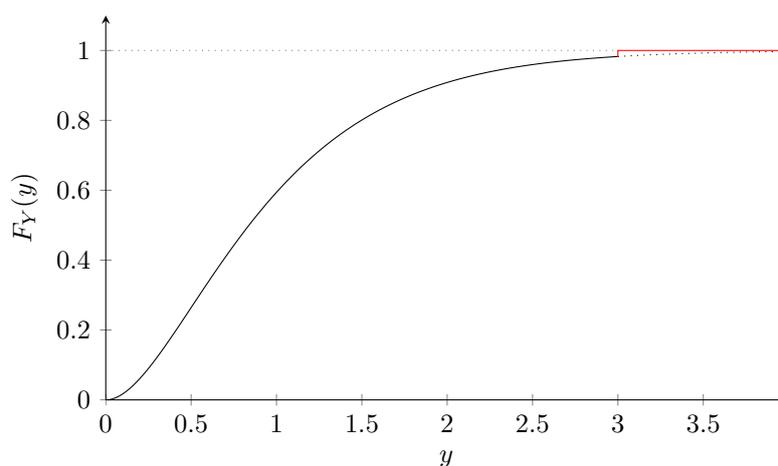


Abbildung 14: Verteilungsfunktion der ZV  $Y$

## Aufgabe 13

Man zeige für eine stetige Zufallsvariable  $X$ , für die die ersten beiden Momente existieren, und  $Y = aX + b$  mit  $a, b \in \mathbb{R}$  folgende Beziehungen:

- $E(Y) = aE(X) + b$
- $D^2(Y) = a^2 D^2(X)$
- $D^2(X) = E(X^2) - E^2(X)$
- $S(Y) = S(X)$ ; mit der Schiefe einer Zufallsvariable

$$S(X) = \frac{E(X^3) - 3D^2(X)E(X) - E^3(X)}{D^3(X)}$$

## Lösung

- a) Zusammenhang in Definition des Erwartungswert-Operators einsetzen:

$$\begin{aligned} E(Y) &= E(aX + b) = \int_{-\infty}^{\infty} (ax + b) f_X(x) dx \\ &= a \cdot \underbrace{\int_{-\infty}^{\infty} x \cdot f_X(x) dx}_{E(X)} + b \cdot \underbrace{\int_{-\infty}^{\infty} f_X(x) dx}_1 = aE(X) + b \quad \square \end{aligned}$$

- b) Es ist  $Y = g(X) = aX + b$ :

$$\begin{aligned} D^2(Y) &= D^2(g(X)) = E\left(\left[g(X) - E(g(X))\right]^2\right) \stackrel{a)}{=} E\left(\left[aX + b - E(aX + b)\right]^2\right) \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} (ax + b - aE(x) - b)^2 \cdot f_X(x) dx = a^2 \cdot \int_{-\infty}^{\infty} (x - E(X))^2 \cdot f_X(x) dx = a^2 D^2(X) \quad \square \end{aligned}$$

- c) Durch Ausmultiplizieren erhält man:

$$\begin{aligned} D^2(X) &= E\left(\left[X - E(X)\right]^2\right) = E(X^2 - 2X \cdot E(X) + E^2(X)) \\ &= E(X^2) - E(2E(X) \cdot X) + E(E^2(X)) \\ &= E(X^2) - 2E(X) \cdot E(X) + E^2(X) \cdot \underbrace{E(1)}_1 = E(X^2) - E^2(X) \quad \square \end{aligned}$$

- d) Mit  $S(Y) = S(aX + b)$  folgt:

$$\begin{aligned} S(aX + b) &= a^{-3} D^{-3}(X) \cdot \begin{pmatrix} a^3 E(X^3) + 3a^2 E(X^2)b + 3aE(X)b^2 + b^3 - 3a^2 D^2(X)(aE(X) + b) \\ -a^3 E^3(X) - 3a^2 E^2(X)b - 3aE(X)b^2 - b^3 \end{pmatrix} \\ &= a^{-3} D^{-3}(X) \cdot (a^3 E(X^3) + 3a^2 D^2(X)b - 3a^3 D^2(X)E(X) - 3a^2 D^2(X)b - a^3 E^3(X)) \\ &= D^{-3}(X) \cdot (E(X^3) - 3D^2(X)E(X) - E^3(X)) = S(X) \quad \square \end{aligned}$$

Schneller geht es mit folgender Definition der Schiefe:  $S(X) = E\left(\left[\frac{X - E(X)}{D(X)}\right]^3\right)$

$$S(aX + b) = E\left(\left[\frac{aX + b - aE(X) - b}{aD(X)}\right]^3\right) = S(X) \quad \square$$

## Aufgabe 14

Gegeben sei die Zufallsvariable  $X$  mit der Dichte

$$f_X(x) = \begin{cases} \frac{3}{7}x^2 & , \text{für } 1 \leq x \leq 2 \\ 0 & , \text{sonst} \end{cases}$$

- a) Man berechne die Verteilungsfunktion und Dichte von  $Y = e^{-X}$ .  
b) Man berechne den Erwartungswert von  $Y$ .

### Lösung

- a) Verteilungsfunktionen  $F_X(x) = \int_{-\infty}^x f_X(u) du$  berechnen:

$$x < 1 : F_X(x) = 0$$

$$1 \leq x \leq 2 : F_X(x) = F_X(1) + \int_1^x \frac{3}{7}u^2 du = \frac{1}{7} [u^3]_1^x = \frac{1}{7}(x^3 - 1)$$

$$2 < x : F_X(x) = F_X(2) + 0 = 1$$

$$F_X(x) = \begin{cases} 0 & , x < 1 \\ \frac{1}{7}(x^3 - 1) & , 1 \leq x \leq 2 \\ 1 & , \text{sonst} \end{cases}$$

Zusammenhang der Verteilungsfunktionen  $F_Y(y)$  und  $F_X(x)$  bestimmen:

$$\begin{aligned} F_Y(y) &= P(Y \leq y) = P(e^{-X} \leq y) = P(-X \leq \ln(y)) = P(X \geq -\ln(y)) \\ &= 1 - F_X(-\ln(y)) \end{aligned}$$

Einsetzen:

$$\begin{aligned} F_Y(y) &= \begin{cases} 1 - 0 & , -\ln(y) < 1 \\ 1 - \frac{1}{7}(-\ln^3(y) - 1) & , 1 \leq -\ln(y) \leq 2 \\ 1 - 1 & , -\ln(y) > 2 \end{cases} \\ &= \begin{cases} 0 & , y < e^{-2} \\ \frac{1}{7}(8 + \ln^3(y)) & , e^{-2} \leq y \leq e^{-1} \\ 1 & , \text{sonst} \end{cases} \end{aligned}$$

Die Dichte von  $Y$ :

$$f_Y(y) = \frac{d}{dy} F_Y(y) = \begin{cases} \frac{3}{7} \ln^2(y) \cdot \frac{1}{y} & , e^{-2} \leq y \leq e^{-1} \\ 0 & , \text{sonst} \end{cases}$$

b) Entweder direkt mit  $f_Y(y)$  aus a) oder mit  $Y = e^{-X}$  und der Dichte von  $X$ :

$$\begin{aligned}
 E(Y) &= \int_{-\infty}^{\infty} y \cdot f_Y(y) dy = \frac{3}{7} \int_{e^{-2}}^{e^{-1}} \ln^2(y) dy \\
 &= \frac{3}{7} \left[ y \cdot \ln^2(y) \right]_{e^{-2}}^{e^{-1}} - \frac{3}{7} \int_{e^{-2}}^{e^{-1}} y \cdot 2 \ln(y) \frac{1}{y} dy \\
 &= \frac{3}{7} \left[ y \cdot \ln^2(y) \right]_{e^{-2}}^{e^{-1}} - \frac{3}{7} \left[ 2y \cdot \ln(y) \right]_{e^{-2}}^{e^{-1}} + \frac{3}{7} \int_{e^{-2}}^{e^{-1}} 2y \cdot \frac{1}{y} dy \\
 &= \frac{3}{7} \left[ y \ln^2(y) - 2y \ln(y) + 2y \right]_{e^{-2}}^{e^{-1}} = \frac{3}{7} (5e^{-1} - 10e^{-2}) \approx 0,208
 \end{aligned}$$

Hier wurde absichtlich keine Transformation der Integrationsvariable vorgenommen; das passiert im Folgenden:

$$E(Y) = E(e^{-X}) = \int_1^2 e^{-x} \cdot \frac{3}{7} x^2 dx = \frac{3}{7} \left[ \frac{e^{-x}}{-1} (x^2 + 2x + 2) \right]_1^2 = \frac{3}{7} (-10e^{-2} + 5e^{-1})$$

## Zusatzmaterial

### Wahrscheinlichkeitsdichte für $X$

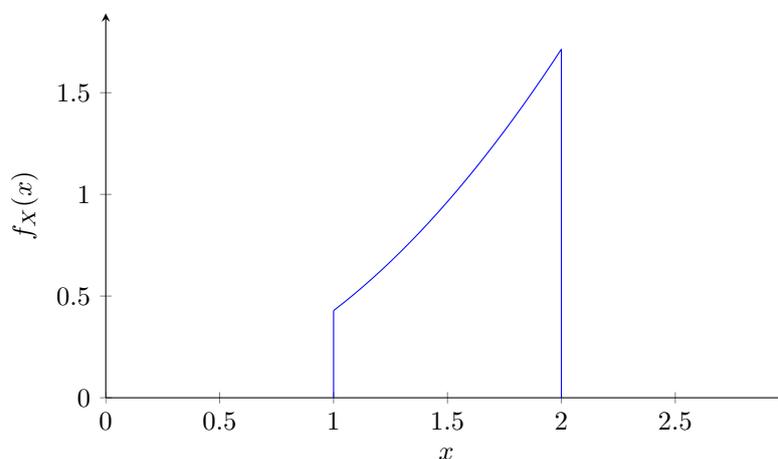


Abbildung 15: Dichtefunktion der ZV  $X$

### Wahrscheinlichkeitsdichte für $Y$

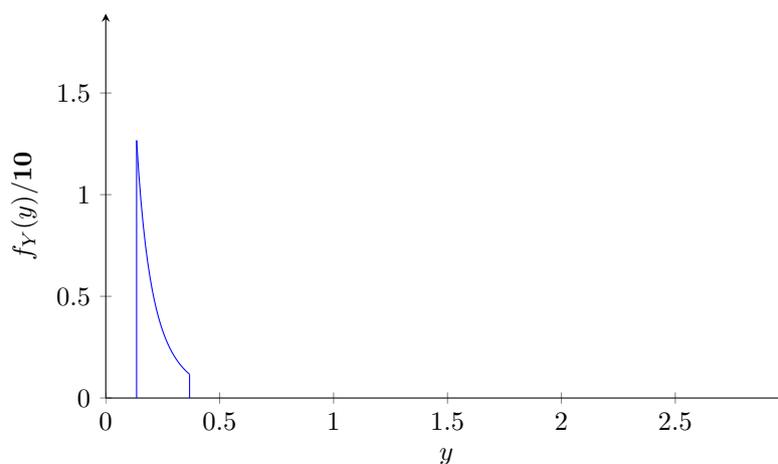


Abbildung 16: Dichtefunktion der ZV  $Y$

## Zusammenfassung

- **Verteilungsfunktion** einer ZV  $X$ :

$$F_X(x) = P(X \leq x) = \int_{-\infty}^x f_X(u) \, du \quad (\text{Def. 4.1-2,4})$$

- **Eigenschaften einer Dichte:**

$$(i) \quad f_X(x) \geq 0 \quad \forall x \in \mathbb{R} \quad (\text{Def. 4.1-4})$$

$$(ii) \quad \int_{-\infty}^{\infty} f_X(x) \, dx = 1 \quad (\text{Kap. 4.1})$$

- **Erwartungswert:**

$$E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} x f(x) \, dx \quad \stackrel{X \text{ diskret}}{=} \sum_{n=1}^{\infty} x_n p_n \quad (5.1-1,2)$$

- **Varianz:**

$$\text{var}(X) = D^2(X) = E([X - E(X)]^2) = E(X^2) - E^2(X) \quad (5.1-5)$$

- **Funktionen von ZV:**  $Y = g(X)$

$$f_Y(y) = \sum_{k=1}^N \frac{f_X(x_k)}{|g'(x_k)|} \quad \text{mit } x_1, \dots, x_N: \text{Lösungen der Gleichung } y = g(x) \quad (4.2-9)$$

$$E(Y) = E(g(X)) = \int_{-\infty}^{+\infty} g(x) f_X(x) \, dx \quad (5.1-7)$$

- **Charakteristische Funktion:**

$$\varphi(s) = E(e^{jsX}) \quad \stackrel{X \text{ diskret}}{=} \sum_{n=1}^{\infty} e^{jsx_n} \cdot p_n \quad (\text{Def. 5.2-1})$$

$$E(X^k) = j^{-k} \varphi^{(k)}(0) \quad k = 1, 2, \dots \quad (5.2-6)$$