

## Lösungsblatt 9

### Aufgabe 1 (Lexikographische Ordnung)

Auf dem zweidimensionalen Einheitsquadrat  $\chi := [0, 1] \times [0, 1]$  ist die lexikographische Ordnung wie folgt definiert: Für beliebige  $x = (x_1, x_2), y = (y_1, y_2) \in \chi$  ist  $x \succ y$  genau dann wenn  $x_1 > y_1 \vee (x_1 = y_1 \wedge x_2 > y_2)$ . Zeigen Sie, dass diese Ordnung keine numerische Repräsentation besitzt, d.h. dass keine Funktion  $U: \chi \rightarrow \mathbb{R}$  existiert mit

$$U(x) > U(y) \iff x \succ y.$$

*Hinweis:* Betrachten Sie die Differenzen  $U(z, 1) - U(z, 0), z \in [0, 1]$ .

### Lösungsvorschlag:

Angenommen, es existiert eine numerische Darstellung  $U: \chi \rightarrow \mathbb{R}$  der lexikographischen Ordnung  $\succ$  auf  $\chi := [0, 1] \times [0, 1]$ . Dann gilt für alle  $z \in [0, 1]$

$$d(z) := U(z, 1) - U(z, 0) > 0$$

Daher lässt sich das Einheitsintervall als Zerlegung

$$[0, 1] = \bigcup_{n=1}^{\infty} Z_n$$

darstellen, wobei

$$Z_n := \left\{ z \in [0, 1] : d(z) > \frac{1}{n} \right\}, \quad n \in \mathbb{N}.$$

Da  $[0, 1]$  überabzählbar ist, muss mindestens eine der abzählbar vielen vereinigten Mengen ebenfalls überabzählbar sein, etwa die Menge  $Z_{n_0}$ . Wähle darin  $N \geq 2$  feste Elemente  $z_1 < \dots < z_N$ . Die Eigenschaften der Lexikographie nutzend gilt also für alle  $i \in \{1, \dots, N-1\}$

$$(z_{i+1}, 0) \succ (z_i, 1),$$

$$U(z_{i+1}, 0) - U(z_i, 0) > U(z_i, 1) - U(z_i, 0) = d(z_i) > \frac{1}{n_0}.$$

Daraus folgern wir, dass der Abstand der Ecken von  $\chi$  keine untere Schranke einhält:

$$U(1, 1) - U(0, 0) = \underbrace{U(1, 1) - U(z_N, 0)}_{>0} + \sum_{i=1}^{N-1} \underbrace{(U(z_{i+1}, 0) - U(z_i, 0))}_{>\frac{1}{n_0}} + \underbrace{U(z_1, 0) - U(0, 0)}_{\geq 0} > \frac{N-1}{n_0}.$$

Da wir in  $Z_{n_0}$  beliebig viele aufsteigend angeordnete Elemente wählen können, wächst  $U(1, 1) - U(0, 0) \rightarrow \infty$  ( $N \rightarrow \infty$ ), im Widerspruch zur Wohldefiniiertheit der Repräsentation  $U$ .

## Aufgabe 2 (Sicherheitsäquivalent)

Bestimmen Sie das Sicherheitsäquivalent einer Normalverteilung mit Erwartungswert  $v \in \mathbb{R}$  und Standardabweichung  $\sigma > 0$  unter einer exponentiellen Nutzenfunktion  $U(x) = -e^{-\gamma x}$ ,  $\gamma > 0$ .

### Lösungsvorschlag:

Sei  $\mu := \mathcal{N}(v, \sigma^2) \in \mathcal{P}$  die hier betrachtete Lotterie und  $U: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ ,  $U(x) := -e^{-\gamma x}$ ,  $\gamma > 0$  die zugrunde liegende Nutzenfunktion. Nach Definition 9.5 ist das Sicherheitsäquivalent von  $\mu$  eine (eindeutig bestimmte) reelle Zahl  $c(\mu)$ , sodass gilt:

$$U(c(\mu)) = \int U d\mu, \quad \text{bzw.} \quad c(\mu) = U^{-1} \left( \int U d\mu \right).$$

Wählt man sich eine Zufallsvariable  $X$  mit Verteilung  $\mu$ , d.h.  $X \sim \mu$ , so gilt

$$\int U d\mu = \mathbb{E}[U(X)].$$

Damit kann das Sicherheitsäquivalent auch geschrieben werden als

$$c(v) = U^{-1} \left( \int U d\mu \right) = U^{-1} \left( \mathbb{E}[U(X)] \right).$$

Im Kontext dieser Aufgabe gilt  $\mathbb{E}[U(X)] = -\mathbb{E}[e^{-\gamma X}]$ , wobei  $X \sim \mathcal{N}(v, \sigma^2)$ . Folglich erhalten wir

$$-\gamma X \sim \mathcal{N}(-\gamma v, \gamma^2 \sigma^2)$$

und somit

$$e^{-\gamma X} \sim \mathcal{LN}(-\gamma v, \gamma^2 \sigma^2).$$

Für eine logarithmisch normalverteilte Zufallsvariable  $Z \sim \mathcal{LN}(a, b^2)$  gilt  $\mathbb{E}[Z] = e^{a + \frac{b^2}{2}}$ . Im Kontext dieser Aufgabe erhalten wir somit

$$\mathbb{E}[U(X)] = -\mathbb{E}[e^{-\gamma X}] = -e^{-\gamma v + \frac{\gamma^2 \sigma^2}{2}}.$$

Um nun das Sicherheitsäquivalent zu erhalten, muss dieser Erwartungswert in die Umkehrfunktion  $U^{-1}$  von  $U$  eingesetzt werden. Es gilt hierbei

$$U^{-1}: (-\infty, 0) \rightarrow \mathbb{R}, \quad U^{-1}(y) = -\frac{1}{\gamma} \ln(-y).$$

Wir erhalten damit schlussendlich

$$c(\mu) = U^{-1} \left( \mathbb{E}[U(X)] \right) = -\frac{1}{\gamma} \ln \left( e^{-\gamma v + \frac{\gamma^2 \sigma^2}{2}} \right) = v - \frac{\gamma \sigma^2}{2}.$$

## Aufgabe 3 (HARA-Nutzenfunktionen)

Eine streng wachsende und streng konkave Nutzenfunktion  $U: (0, \infty) \rightarrow \mathbb{R}$  liegt in der Menge HARA, wenn die absolute Risikoaversion eine hyperbolische Funktion ist, d.h. falls

$$A(x) = \frac{1}{ax + b}, \quad a, b \geq 0, \quad a + b > 0, \quad x \in (0, \infty).$$

Charakterisieren Sie alle solchen Nutzenfunktionen.

### Lösungsvorschlag:

Sei  $U: (0, \infty) \rightarrow \mathbb{R}$  in HARA. Dann ist  $U$  nach Definition streng wachsend und streng konkav und wir finden reelle Zahlen  $a, b \geq 0$  mit  $a + b > 0$  sowie

$$A(x) = -\frac{U''(x)}{U'(x)} = \frac{1}{ax + b}, \quad x \in (0, \infty). \quad (1)$$

Aus streng wachsend folgt  $U' > 0$ , aus streng konkav  $U'' < 0$ , also  $ax + b > 0$  für alle  $x \in (0, \infty)$ . Das erklärt die Nebenbedingungen an  $a$  und  $b$  und wird im Folgenden weitere Anforderungen an freie Parameter implizieren.

Setze  $y(x) := U'(x)$  und  $h(x) := -\frac{1}{ax+b}$ . Dann ist (1) gleichbedeutend mit der Richtigkeit der homogenen, linearen Differentialgleichung erster Ordnung

$$y'(x) = h(x)y(x), \quad x \in (0, \infty). \quad (2)$$

Deren allgemeine Lösung ist von der Form

$$y(x) = ce^{H(x)}, \quad x \in (0, \infty),$$

wobei  $c \in \mathbb{R}$  und  $H$  eine Stammfunktion von  $h$  ist (siehe Analysis II). Wir unterscheiden verschiedene Parameter.

- Ist  $a = 0$  (und damit  $b > 0$ ), ist  $h(x) \equiv -\frac{1}{b}$  und  $y$  von der Form  $y(x) = c \exp(-\frac{1}{b}x)$ ,  $x \in (0, \infty)$  für ein  $c > 0$ . Wegen  $U(x) = \int_0^x y(t)dt + C$ ,  $C \in \mathbb{R}$ , finden wir  $U(x) = -bc \exp(-\frac{1}{b}x) + C$ .
- Für  $a \neq 0$  gilt  $y(x) = c \exp(H(x))$ ,  $x \in (0, \infty)$ , wobei  $H(x) = \int_0^x h(t)dt = -\frac{1}{a} \log(ax + b)$  die Stammfunktion ohne Integrationskonstante ist. Letztere wird durch die Wahl von  $c > 0$  abgedeckt. Entsprechend finden wir  $y(x) = c(ax + b)^{-\frac{1}{a}}$  und müssen beim Suchen einer Stammfunktion zwei Fälle unterscheiden:
  - $a = 1$ . Dann ist schlicht  $y(x) = \frac{c}{x+b}$  und die Stammfunktionen sind  $U(x) = c \log(x + b) + C$ ,  $C \in \mathbb{R}$ .
  - $a \neq 1$ . Polynomielles Integrieren liefert  $U(x) = \frac{c}{a(1-\frac{1}{a})} (ax + b)^{1-\frac{1}{a}} + C$ ,  $C \in \mathbb{R}$ .

Insgesamt haben wir

$$U(x) = C + \begin{cases} -bc \exp(-\frac{1}{b}x), & a = 0 \\ c \log(x + b), & a = 1 \\ \frac{c}{a(1-\frac{1}{a})} (ax + b)^{1-\frac{1}{a}}, & a \in (0, \infty) \setminus \{1\} \end{cases} \quad c > 0, C \in \mathbb{R}, x \in (0, \infty).$$

Insbesondere sind der exponentielle, logarithmische und Power-Nutzen in HARA enthaltene Spezialfälle.

#### Aufgabe 4 (Stochastische Dominanz erster Ordnung bei Exponentialverteilungen)

Seien  $\mu$  und  $\nu$  Exponentialverteilungen mit Parametern  $\lambda_\mu, \lambda_\nu > 0$ . Zeigen Sie:

$$\mu \succeq_{\text{FSD}} \nu \iff \lambda_\mu \leq \lambda_\nu.$$

#### Lösungsvorschlag:

Seien  $\mu$  und  $\nu$  Exponentialverteilungen mit Parametern  $\lambda_\mu, \lambda_\nu > 0$ . Um die gewünschte Äquivalenz

$$\mu \succeq_{\text{FSD}} \nu \iff \lambda_\mu \leq \lambda_\nu$$

zu zeigen, nutzen wir Theorem 9.11:

$$\mu \succeq_{\text{FSD}} \nu \iff F_\mu(x) \leq F_\nu(x) \quad \forall x \in \mathbb{R},$$

wobei  $F_\mu$  die Verteilungsfunktion von  $\mu$  und  $F_\nu$  die Verteilungsfunktion von  $\nu$  darstellt. Im Fall der Exponentialverteilung bedeutet dies

$$F_\mu(x) = \begin{cases} 1 - e^{-\lambda_\mu x}, & x \geq 0, \\ 0, & x < 0, \end{cases}$$

$$F_\nu(x) = \begin{cases} 1 - e^{-\lambda_\nu x}, & x \geq 0, \\ 0, & x < 0. \end{cases}$$

Für  $x < 0$  gilt  $F_\mu(x) \leq F_\nu(x)$  trivialerweise. Sei also  $x \geq 0$ . Dann gilt

$$F_\mu(x) \leq F_\nu(x) \iff e^{-\lambda_\mu x} \geq e^{-\lambda_\nu x} \iff \lambda_\mu \leq \lambda_\nu.$$

Wir erhalten insgesamt

$$\mu \succeq_{\text{FSD}} \nu \iff \lambda_\mu \leq \lambda_\nu.$$