

Aufgabe 3.1:

$$\begin{aligned}
 E(\mathbf{x}) &= \sum_{m=1}^{\infty} m \cdot P(\mathbf{x} = m) = \sum_{m=1}^{\infty} \sum_{k=1}^m P(\mathbf{x} = m) \\
 &= \sum_{k=1}^{\infty} \sum_{m=k}^{\infty} P(\mathbf{x} = m) = \sum_{k=1}^{\infty} P(\mathbf{x} \geq k)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 D^2(\mathbf{x}) &= \sum_{k=1}^{\infty} (k - E(\mathbf{x}))^2 \cdot P(\mathbf{x} = k) = \sum_{k=1}^{\infty} (k^2 - 2k \cdot E(\mathbf{x}) + (E(\mathbf{x}))^2) \cdot P(\mathbf{x} = k) \\
 &= \sum_{k=1}^{\infty} (k^2 + (k - k) - 2k \cdot E(\mathbf{x})) \cdot P(\mathbf{x} = k) + (E(\mathbf{x}))^2 \\
 &= \sum_{k=1}^{\infty} k(k+1) \cdot P(\mathbf{x} = k) - E(\mathbf{x}) - 2(E(\mathbf{x}))^2 + (E(\mathbf{x}))^2 \\
 &= \sum_{k=1}^{\infty} \left(2 \sum_{m=1}^k m \right) \cdot P(\mathbf{x} = k) - E(\mathbf{x}) \cdot (E(\mathbf{x}) + 1) \\
 &= 2 \sum_{m=1}^{\infty} m \cdot P(\mathbf{x} \geq m) - E(\mathbf{x}) \cdot (E(\mathbf{x}) + 1) \qquad \text{q.e.d.}
 \end{aligned}$$

Aufgabe 3.2:

- Binomial-Verteilung : $P(\mathbf{x} = k) = \binom{n}{k} \cdot p^k (1-p)^{n-k}$ $k=0, \dots, n$

Es soll gelten $P(\mathbf{x} = k_0) \geq P(\mathbf{x} = k_0 - 1)$

$$\Rightarrow \binom{n}{k_0} p^{k_0} (1-p)^{n-k_0} \geq \binom{n}{k_0-1} p^{k_0-1} (1-p)^{n-k_0+1}$$

$$\frac{n-k_0+1}{k_0} p \geq 1-p \Rightarrow (n+1)p \geq k_0$$

Es soll gelten $P(\mathbf{x} = k_0) \geq P(\mathbf{x} = k_0 + 1)$

$$\Rightarrow \binom{n}{k_0} p^{k_0} (1-p)^{n-k_0} \geq \binom{n}{k_0+1} p^{k_0+1} (1-p)^{n-k_0-1}$$

$$(1-p) \geq \frac{n-k_0}{k_0+1} p \Rightarrow (k_0+1) \geq (n+1)p$$

Und somit ist schließlich $(n+1)p - 1 \leq k_0 \leq (n+1)p$

- Poisson-Verteilung: $P(\mathbf{x} = k) = \frac{\mathbf{I}^k}{k!} e^{-\mathbf{I}}$ $k=0,1,\dots$

Es soll gelten $P(\mathbf{x} = k_0) \geq P(\mathbf{x} = k_0 - 1)$

$$\Rightarrow \frac{\mathbf{I}^{k_0}}{k_0!} e^{-\mathbf{I}} \geq \frac{\mathbf{I}^{k_0-1}}{(k_0-1)!} e^{-\mathbf{I}}$$

$$\frac{\mathbf{I}}{k_0} \geq 1 \quad ,\text{d.h. } k_0 \leq \mathbf{I}$$

Es soll gelten $P(\mathbf{x} = k_0) \geq P(\mathbf{x} = k_0 + 1)$

$$\Rightarrow \frac{\mathbf{I}^{k_0}}{k_0!} e^{-\mathbf{I}} \geq \frac{\mathbf{I}^{k_0+1}}{(k_0+1)!} e^{-\mathbf{I}}$$

$$1 \geq \frac{\mathbf{I}}{k_0+1} \quad ,\text{d.h. } k_0+1 \geq \mathbf{I}$$

Und somit ist schließlich $\mathbf{I} - 1 \leq k_0 \leq \mathbf{I}$

- Hypergeometrische Verteilung: $P(\mathbf{x} = k) = \frac{\binom{M}{k} \binom{N-M}{n-k}}{\binom{N}{n}}$

Es soll gelten $P(\mathbf{x} = k_0) \geq P(\mathbf{x} = k_0 - 1)$

$$\Rightarrow \binom{M}{k_0} \cdot \binom{N-M}{n-k_0} \geq \binom{M}{k_0-1} \cdot \binom{N-M}{n-k_0+1}$$

$$\frac{M-k_0+1}{k_0} \geq \frac{N-M-n+k_0}{n-k_0+1}$$

$$(M-k_0+1)(n-k_0+1) \geq (N-M-n+k_0)k_0$$

$$(1+M)(n+1) - k_0(M+n+2) + k_0^2 \geq (N-M-n)k_0 + k_0^2$$

$$(n+1)(M+1) - 2k_0 \geq N \cdot k_0$$

$$\Rightarrow k_0 \leq \frac{M+1}{N+2} (n+1)$$

Es soll gelten $P(\mathbf{x} = k_0) \geq P(\mathbf{x} = k_0 + 1)$

$$\Rightarrow \binom{M}{k_0} \cdot \binom{N-M}{n-k_0} \geq \binom{M}{k_0+1} \cdot \binom{N-M}{n-k_0-1}$$

$$\frac{N-M-n+k_0+1}{n-k_0} \geq \frac{M-k_0}{k_0+1}$$

$$(N-M-n+k_0+1)(k_0+1) \geq (M-k_0)(n-k_0)$$

$$k_0^2 + k_0(N-M-n+2) + (N-M-n+1) \geq k_0^2 - k_0(M+n) + M \cdot n$$

$$\Rightarrow (N+2) \cdot k_0 \geq n \cdot M \cdot n - N + M + n - 1$$

$$= (M+1)(n+1) - (N+2)$$

Und somit ist schließlich $(n+1) \frac{M+1}{N+2} - 1 \leq k_0 \leq (n+1) \frac{M+1}{N+2}$

Aufgabe 3.3:

$$\begin{aligned}1 - \Phi(x) &= \int_x^\infty \mathbf{j}(t) dt = \int_x^\infty \underbrace{\frac{1}{t}}_v \cdot \underbrace{\mathbf{j}(t)}_{u'} dt && \text{(partielle Integration)} \\&= -\frac{1}{t} \mathbf{j}(t) \Big|_x^\infty - \int_x^\infty \frac{1}{t^2} \cdot \mathbf{j}(t) dt = \frac{1}{x} \cdot \mathbf{j}(x) - \underbrace{\int_x^\infty \frac{1}{t^2} \cdot \mathbf{j}(t) dt}_{>0} && (\Rightarrow 1 - \Phi(x) < \frac{1}{x} \cdot \mathbf{j}(x)) \\&= \frac{1}{x} \cdot \mathbf{j}(x) - \int_x^\infty \frac{1}{t^3} \cdot t \cdot \mathbf{j}(t) dt && \text{(partielle Integration)} \\&= \frac{1}{x} \cdot \mathbf{j}(x) + \frac{1}{t^3} \cdot \mathbf{j}(t) \Big|_x^\infty + \int_x^\infty \left(-\frac{3}{t^4}\right) \cdot \mathbf{j}(t) dt \\&= \left(\frac{1}{x} - \frac{1}{x^3}\right) \cdot \mathbf{j}(x) + 3 \cdot \underbrace{\int_x^\infty \frac{1}{t^4} \cdot \mathbf{j}(t) dt}_{>0} \\&\Rightarrow 1 - \Phi(x) > \left(\frac{1}{x} - \frac{1}{x^3}\right) \cdot \mathbf{j}(x)\end{aligned}$$

Aufgabe 3.4:

Für $\mathbf{x} \sim B(n, p)$ ist $F_p(k) = P(\mathbf{x} \leq k) = \sum_{i=0}^k \binom{n}{i} \cdot p^i (1-p)^{n-i}$ $k=0, \dots, n$

Betrachte die Darstellung $F_p(k) = \int_{p_0}^p \frac{d}{dx} F_x(k) dx$

a) & b)

$$\begin{aligned}\frac{d}{dp} F_p(k) &= \sum_{i=0}^k \binom{n}{i} \cdot (i \cdot p^{i-1} (1-p)^{n-i} - p^i (n-i) (1-p)^{n-i-1}) \\&= n \sum_{i=1}^k \binom{n-1}{i-1} \cdot p^{i-1} (1-p)^{n-i} - n \sum_{i=0}^k \binom{n-1}{i} \cdot p^i (1-p)^{n-i-1} \\&= n \sum_{i=1}^k \binom{n-1}{i-1} \cdot p^{i-1} (1-p)^{n-i} - n \sum_{i=1}^{k+1} \binom{n-1}{i-1} \cdot p^{i-1} (1-p)^{n-i} \\&= -n \cdot \binom{n-1}{k} \cdot p^k (1-p)^{n-k-1} \leq 0\end{aligned}$$

Hieraus folgt die Behauptung aus b)

Bestimmung von p_0 :

$$\begin{aligned}k=0: \frac{d}{dp} F_p(0) &= -n(1-p)^{n-1} \\F_p(0) &= \int_{p_0}^p -n(1-x)^{n-1} dx \\&= (1-x) \Big|_{p_0}^p = (1-p)^n - (1-p_0)^n\end{aligned}$$

$$\text{Es ist aber auch } F_p(0) = \binom{n}{0} \cdot p^0 (1-p)^{n-0} = (1-p)^n \Rightarrow p_0 = 1$$

Somit ist

$$F_p(k) = \int_1^p -n \cdot \binom{n-1}{k} \cdot x^k (1-x)^{n-k-1} dx$$
$$= \binom{n}{k} \cdot (n-k) \cdot \int_p^1 x^k (1-x)^{n-k-1} dx$$

Hieraus folgt die Behauptung aus a)