

Sandsynlighedsregning

8. forelæsning

Bo Friis Nielsen

Matematik og Computer Science
Danmarks Tekniske Universitet
2800 Kgs. Lyngby – Danmark
Email: bfni@dtu.dk

Lad X være en stokastisk variabel med fordelingsfunktion $F(x) = x^3$ for $0 < x < 1$.

Spørgsmål 1

Tætheden $f(x)$ for X er

- 1 $3x^2$ for $0 < x < 1$.
- 2 $\frac{1}{4}x^4$ for $0 < x < 1$.
- 3 1 for $0 < x < 1$.
- 4 $1 - x^3$ for $0 < x < 1$.
- 5 $\frac{3x^2}{x^3}$
- 6 Ved ikke



Dagens emner 5.1 og 5.2

- Ligefordeling med to variable (5.1): $P((x, y) \in C) = \frac{A(C)}{A(D)}$
- Simultane tætheder (5.2)
 $f(x, y)dxdy \approx P(x \leq X \leq x + dx, y \leq Y \leq y + dy), f(x, y) \geq 0$
- Simultan fordelingsfunktion (5.2)

$$F(x, y) = P(X \leq x, Y \leq y) = \int_{-\infty}^y \int_{-\infty}^x f(x, y)dxdy$$

- Repetition af maximum/minimum - 4.5
 $F_{max}(x) = \prod_{i=1}^n F_i(x)$ $G_{min}(x) = \prod_{i=1}^n G_i(x)$
- Simultan fordeling af minimum og maximum
- Repetition af "order statistics" - 4.6
$$f_{(k)}(x) = nf(x) \binom{n-1}{k-1} (F(x))^{k-1} (1-F(x))^{n-k}$$
- Simultan fordeling af "order statistics" (Example 3. p.352-355)

$$f(x, y) = 5!x(y-x)(1-y) , \quad \text{for } 0 < x < y < 1$$

Flerdimensionale uniformt fordelte variable

- Sandsynligheder som andele af areal
- Antag, at et punkt med sikkerhed falder i området D med areal $A(D)$.
- Sandsynligheden for, at et punkt (X, Y) falder i området C , hvor $C \subset D$, er lig den andel som $A(C)$ udgør af det totale areal: $P((X, Y) \in C) = \frac{A(C)}{A(D)}$.

Hvis X og Y begge er uniformt fordelte på et interval og uafhængige, da er (X, Y) uniformt fordelte på et rektangel (side 340).

Lad (X, Y) være ligefordelt på mængden
 $\{(x, y) \in \mathbf{R} \times \mathbf{R} : 0 < x < 2 \wedge 0 < y < 4 \wedge x < y\}$.

Spørgsmål 2

Hvad er $P(X < 1)$

- 1 $\frac{1}{2}$
- 2 $\frac{3}{5}$
- 3 $\frac{5}{8}$
- 4 $\frac{7}{10}$
- 5 $\frac{7}{12}$
- 6 Ved ikke

8. forelæsning

02405 — 5



Opgave 5.1.3

Antag at X og Y er uafhængige ligefordelte på enhedsintervallet $(0,1)$.

Spm: Find

$$P\left(Y \geq \frac{1}{2} \mid Y \geq 1 - 2X\right)$$

Svar: Først benytter vi $P(A|B) = \frac{P(A \cap B)}{P(B)}$

$$P\left(Y \geq \frac{1}{2} \mid Y \geq 1 - 2X\right) = \frac{P(Y \geq \frac{1}{2}, Y \geq 1 - 2X)}{P(Y \geq 1 - 2X)}$$

8. forelæsning

02405 — 6



- Først nævneren



$$P(Y \geq 1 - 2X) = 1 - P(Y < 1 - 2X) = 1 - \frac{1}{4} = \frac{3}{4}$$

- så tælleren

$$P\left(Y \geq \frac{1}{2}, Y \geq 1 - 2X\right) = \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{4} + \frac{1}{2} \cdot \frac{3}{4} = \frac{7}{16}$$

- således at

$$P\left(Y \geq \frac{1}{2} \mid Y \geq 1 - 2X\right) = \frac{\frac{7}{16}}{\frac{3}{4}} = \frac{7}{12}$$

8. forelæsning

02405 — 7

Simultan fordeling for kontinuerte variable



$$f(x, y) \geq 0, \quad \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) dx dy = 1$$

$$P((X, Y) \in B) = \int_B f(x, y) dx dy$$

- Marginale fordelinger

$$f_X(x) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) dy \quad f_Y(y) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) dx$$

$$P(x \leq X \leq x + dx, y \leq Y \leq y + dy) \approx f(x, y) dx dy$$

8. forelæsning

02405 — 8



Antag at (X, Y) er ligefordelt over området
 $\{(x, y) \in \mathbf{R} \times \mathbf{R} : 0 < |y| < x < 1\}$.

Spørgsmål 3

Den simultane (joint) tæthed $f(x, y)$ af (X, Y) findes til

- 1 $f(x, y) = \frac{1}{2}, \quad 0 < |y| < x < 1$
- 2 $f(x, y) = 1, \quad 0 < |y| < x < 1$
- 3 $f(x, y) = x|y|, \quad 0 < |y| < x < 1$
- 4 $f(x, y) = x, \quad 0 < |y| < x < 1$
- 5 $f(x, y) = |y|, \quad 0 < |y| < x < 1$
- 6 Ved ikke



8. forelæsning

02405 — 9

Opgave 5.2.3



Et punkt vælges i enhedskvadratet i henhold til den simultane tæthed $f(x, y) = c(x^2 + 4xy)$ for $0 < x < 1$ og $0 < y < 1$, for en konstant c .

Spm: Bestem c

Svar:

$$\begin{aligned} 1 &= \int \int f(x, y) dx dy = \int_0^1 \int_0^1 c(x^2 + 4xy) dy dx \\ &= \int_0^1 c(x^2 + 2x) dx = \frac{4c}{3} \end{aligned}$$

Så $c = \frac{3}{4}$

8. forelæsning

02405 — 11

Antag at (X, Y) er ligefordelt over området
 $\{(x, y) \in \mathbf{R} \times \mathbf{R} : 0 < |y| < x < 1\}$.

Spørgsmål 4

Den marginale tæthed $f_X(x)$ af X findes til

- 1 $f_X(x) = 1, \quad 0 < x < 1$
- 2 $f_X(x) = 2, \quad 0 < x < 1$
- 3 $f_X(x) = 2x, \quad 0 < x < 1$
- 4 $f_X(x) = 3x^2, \quad 0 < x < 1$
- 5 $f_X(x) = 2x|y|, \quad 0 < x < 1$
- 6 Ved ikke



8. forelæsning

02405 — 10

Spm: Find $P(X \leq a), \quad 0 < a < 1$



Svar:

$$\int_0^a \int_0^1 \frac{3}{4}(x^2 + 4xy) dy dx = \int_0^a \frac{3}{4}(x^2 + 2x) dx = \frac{3}{4} \left(\frac{a^3}{3} + a^2 \right)$$

dette er *fordelingsfunktionen* for X evalueret i a

Spm: Find $P(Y \leq b), \quad 0 < Y < 1$

Svar:

$$\int_0^b \int_0^1 \frac{3}{4}(x^2 + 4xy) dx dy = \int_0^b \frac{3}{4}(\frac{1}{3}x^3 + 2xy) dy = \frac{3}{4} \left(\frac{b}{3} + b^2 \right)$$

fordelingsfunktionen for Y evalueret i b

8. forelæsning

02405 — 12

Uafhængige kontinuerte variable



- De stokastiske variable X og Y med simultan tæthed $f(x, y)$ og marginale tætheder henholdsvis $f_X(x)$ og $f_Y(y)$ er uafhængige hvis og kun hvis

$$f(x, y) = f_X(x) \cdot f_Y(y)$$

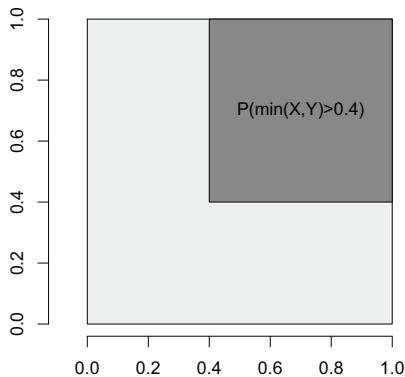
for alle (x, y) .

8. forelæsning

02405 — 13

Opgave 5.1.7

- Lad U og V være to uafhængige ligefordelte $(0,1)$ variable. Lad X være den mindste af U og V .
 - Repræsenter hændelsen $(X \geq x)$ ($0 < x < 1$) som et område i planen og find $P(X \geq x)$ som arealet af dette område.



$$P(X \geq x) = (1-x)^2.$$

$$\begin{aligned} \text{Eller: } F(x) &= P(X \leq x) \\ &= 1 - (1-x)^2 \\ (F_{\min}(x) &= P(X_{(1)} \leq x) \\ &= 1 - (1 - F(x))^n \end{aligned}$$

Fordeling af maximum og minimum



- n identisk fordelt stokastiske variable X_i med fordelingsfunktion $F(x)$
- Den sorterede sekvens indekseres med $X_{(i)}$ således at $X_{(min)} = X_{(1)} \leq X_{(2)} \leq \dots \leq X_{(n)} = X_{(max)}$

$$P(X_{(n)} \leq x) = P(\max_i (X_i) \leq x) = P(X_1 \leq x, X_2 \leq x, \dots, X_n \leq x)$$

- Hvis vi har uafhængighed får vi

$$P(X_{(n)} \leq x) = P(X_1 \leq x)P(X_2 \leq x) \cdots P(X_n \leq x) = F(x)^n$$

$$P(X_{(1)} \leq x) = 1 - P(X_1 > x)P(X_2 > x) \cdots P(X_n > x)$$

$$= 1 - (1 - F(x))^n$$

8. forelæsning

02405 — 14

- Find fordelingsfunktionen og tætheden af X og skitser grafen af disse funktioner.



$$P(X \leq x) = F_X(x) = 1 - P(X \geq x) = 1 - (1-x)^2$$

- Vi finder tætheden ved differentiation

$$f_X(x) = \frac{dF_X(x)}{dx} = 2(1-x)$$

8. forelæsning

02405 — 16

Lad $X = \min(U, V)$ og $Y = \max(U, V)$, hvor U og V er uafhængige uniformt(0,1) fordelte.



Spørgsmål 5

Sandsynligheden $P(x < X, Y \leq y)$ hvor $x \leq y$ findes til

- $y^2 - x^2$
- $(y - x)^2$
- $\frac{1}{y-x}$
- $y - x$
- $2xy - x^2$
- Ved ikke

8. forelæsning

02405 ————— 17

$$P(x < X, Y \leq y) = P(x < U \leq y \wedge x < V \leq y)$$



$$= P(x < U \leq y)P(x < V \leq y) = (y - x)^2$$



Idet hændelsen ($Y \leq y$) kan skrives som foreningen af de to disjunkte hændelser ($x < X \wedge Y \leq y$) og ($X \leq x \wedge Y \leq y$) får vi

$$\begin{aligned} P(X \leq x, Y \leq y) &= F(x, y) = P(Y \leq y) - P(x < X, Y \leq y) \\ &= y^2 - (y - x)^2 = 2xy - x^2 \end{aligned}$$

Den simultane fordeling af maksimum og minimum af to ligefordelte variable.

Alternativt til den første udledning kunne vi benytte:

$$\begin{aligned} P(x < X, Y \leq y) &= \int_x^y \int_u^y 2dvdu = \int_x^y 2[y - u] du = \\ &[2yu - u^2]_x^y = 2y^2 - y^2 - 2xy + x^2 = (y - x)^2 \end{aligned}$$

Tilsvarende kunne vi udlede den simultane fordeling

$$\begin{aligned} P(X \leq x, Y \leq y) &= \int_0^x \int_u^y 2dvdu = \int_0^x 2[y - u] du = \\ &[2yu - u^2]_0^x = 2xy - x^2 \end{aligned}$$

8. forelæsning

02405 ————— 19

8. forelæsning

02405 ————— 18

Fordeling af ordnede variable side 326



Lad X_i , være i.i.d. ($i = 1, \dots, n$) med fordelingsfunktion $F(x)$ og tæthed $f(x)$.

Lad $X_{(k)}$ igen benævne den k 'te mindste, så

$$X_{(1)} \leq X_{(2)} \leq \dots \leq X_{(n-1)} \leq X_{(n)}.$$

$X_{(k)}$ har tæthed $f_k(x)$ givet ved

$$f_k(x) = n \binom{n-1}{k-1} f(x)F(x)^{k-1}(1-F(x))^{n-k}$$

8. forelæsning

02405 ————— 20

Ordning af uniforme variable



Hvis X_i er $U(0,1)$ (d.v.s. uniformt fordelt på $[0,1]$) er $F(x) = x$.

Dermed bliver tæthedsfunktionen for $X_{(k)}$:

$$f_k(x) = n \binom{n-1}{k-1} x^{k-1} (1-x)^{n-k}$$

(Tætheder side 328)

8. forelæsning

02405 — 21



Betafordelingen

Lidt mere generelt siges en stokastisk variabel med tæthed

$$f(x) = \frac{1}{B(r,s)} x^{r-1} (1-x)^{s-1}, \quad 0 < x < 1$$

for vilkårlige $r > 0, s > 0$ at være beta(r, s) fordelte.

Her er

$$B(r,s) = \int_0^1 x^{r-1} (1-x)^{s-1} dx = \frac{\Gamma(r) \Gamma(s)}{\Gamma(r+s)}$$

Idet $\Gamma(r) = (r-1)!$ for r heltallig.

Dermed er $X_{(k)}$ fra før beta($k, n-k+1$) -fordelt.

8. forelæsning

02405 — 22

Example 3. p.352-355

Vi har $U_i \in U(0,1), i = 1, \dots, 5$. Definer $X = U_{(2)}$ og $Y = U_{(4)}$.

Spm: bestem den simultane tæthed $f(x,y)$ af (X, Y) .

Svar:

$$f(x,y) dx dy = P(x \leq U_{(2)} \leq x + dx, y \leq U_{(4)} \leq y + dy)$$

$$= P(U_{(1)} \leq x \leq U_{(2)} \leq x + dx \leq U_{(3)} \leq y \leq U_{(4)} \leq y + dy \leq U_{(5)} \leq 1)$$

$$= \frac{5!}{1!1!1!1!1!} x^1 dx^1 (y-x)^1 dy^1 (1-y)^1$$

$$= 5 \cdot x \cdot 4 \cdot dx \cdot 3 \cdot (y-x) \cdot 2 \cdot dy \cdot (1-y)$$

$$= 5!x(y-x)(1-y) dx dy$$

Så:

$$f(x,y) = 5!x(y-x)(1-y)$$



Marginale fordelinger:

$$\begin{aligned} f_X(x) &= \int_x^1 5!x(y-x)(1-y) dy \\ &= 20x(1-x)^3 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} f_Y(y) &= \int_0^y 5!x(y-x)(1-y) dx \\ &= 20y^3(1-y) \end{aligned}$$

Begge er Beta fordelinger som de skulle være!

8. forelæsning

02405 — 24

Opgave 5.2.9

Lad $X = \min(S, T)$ og $Y = \max(S, T)$, hvor S og T er uafhængige exponentialfordelte med intensitet λ , i.e.

$$F(t) = 1 - e^{-\lambda t}.$$

Spørgsmål: Find den simultane fordeling af X og Y . Er X og Y uafhængige? Svar:

$$\begin{aligned}\mathbb{P}(x < X, Y \leq y) &= \mathbb{P}(x < S \leq y \wedge x < T \leq y) = (F(y) - F(x))^2 \\ &= (e^{-\lambda x} - e^{-\lambda y})^2\end{aligned}$$



$$\begin{aligned}F_{X,Y}(x, y) &= F_Y(y) - \mathbb{P}(x < X, Y \leq y) = (1 - e^{-\lambda y})^2 - (e^{-\lambda x} - e^{-\lambda y})^2 \\ &= 1 - e^{-2\lambda x} - 2e^{-\lambda y} + 2e^{-\lambda(x+y)} \quad f_{X,Y}(x, y) = 2\lambda^2 e^{-\lambda(x+y)}\end{aligned}$$

Vi har $F_X(x) = 1 - e^{-2\lambda x}$ så $F_{X,Y}(x, y) \neq F_X(x)F_Y(y)$ - dvs. X og Y ikke uafhængige. **Overraskende?**

Opgave 5.2.9 alternativt

Svar:



Vi kan alternativt benytte et hazardrate argument til at udlede den simultane tæthed for X og Z :

$$f(x, z) = 2\lambda e^{-2\lambda x} \lambda e^{-\lambda z}$$

- Bestem den marginale fordeling af X og Z .

$$f(x) = 2\lambda e^{-2\lambda x} \quad f(z) = \lambda e^{-\lambda z}$$

- X og Z er uafhængige

Definer yderligere $Z = Y - X$. Spørgsmål: Find den simultane fordeling af X og Z . Er X og Z uafhængige? Svar: Vi har

$$\begin{aligned}F_{X,Z}(x, z) &= \mathbb{P}(X \leq x, Z \leq z) = \mathbb{P}(X \leq x, Y - X \leq z) \\ &= \mathbb{P}(X \leq x, Y \leq X + z) .\end{aligned}$$

Ved brug af definitionen på tætheden får vi

$$\begin{aligned}F_{X,Z}(x, z) &= \int_0^x \int_t^{t+z} 2\lambda^2 e^{-\lambda(t+y)} dy dt \\ &= (1 - e^{-\lambda z})(1 - e^{-2\lambda x}) \quad x \geq 0, z \geq 0\end{aligned}$$

Vi finder tætheden ved differentiation $f(x, z) = 2\lambda e^{-2\lambda x} \lambda e^{-\lambda z}$ og den marginale fordeling af X og Z

$$f(x) = 2\lambda e^{-2\lambda x} \quad f(z) = \lambda e^{-\lambda z} \quad X \text{ og } Z \text{ er uafhængige}$$

Summer af uafhængige variable

- Med $X \in bin(n, p)$ og $Y \in bin(m, p)$ er $Z = X + Y \in bin(n+m, p)$
- Med $X \in NB(n, p)$ og $Y \in NB(m, p)$ er $Z = X + Y \in NB(n+m, p)$
- Med $X \in P(\lambda)$ og $Y \in P(\mu)$ er $Z = X + Y \in P(\lambda + \mu)$
- Med $X \in Gamma(r, \lambda)$ og $Y \in Gamma(s, \lambda)$ er $Z = X + Y \in Gamma(r+s, \lambda)$
- Summer af mange har normalfordelingen som grænse
- Hvad med summer af normalfordelte variable?
- Med $X \in N(\mu_1, \sigma_1^2)$ og $Y \in N(\mu_2, \sigma_2^2)$ er $Z = X + Y \in N(\mu_1 + \mu_2, \sigma_1^2 + \sigma_2^2)$
- Med $X \in N(\mu_1, \sigma_1^2)$ og $Y \in N(\mu_2, \sigma_2^2)$ er $W = aX + bY \in N(a\mu_1 + b\mu_2, a^2\sigma_1^2 + b^2\sigma_2^2)$



Hændelserne A, B og C er defineret i et udfaldsrum. Find udtryk for de følgende sandsynligheder i form af $P(A), P(B), P(C), P(A \cap B), P(A \cap C), P(B \cap C)$ og $P(A \cap B \cap C)$.



Spørgsmål 6

Sandsynligheden for at netop to ud af A, B og C indtræffer.

- $P(A \cap B) + P(A \cap C) + P(B \cap C)$
- $P(A)P(B)(1 - P(C)) + P(A)(1 - P(B))P(C) + (1 - P(A^c))P(B)P(C)$
- $P(A \cap B) + P(A \cap C) + P(B \cap C) - 3P(A \cap B \cap C)$
- $1 - P(A)P(B)P(C) - P(A^c)P(B^c)P(C^c)$
- Ingen af de ovenstående
- Ved ikke

8. forelæsning

02405 — 29

Spørgsmål 8



Tjener denne udskiftningsstrategi et fornuftigt formål, og med hvilken begrundelse?

- Ja der bliver færre nedbrud
- Nej, der bruges flere komponenter end nødvendigt uden at få færre nedbrud
- Ja, middellevetiden af komponenterne øges
- Nej, der bruges det samme antal komponenter og man får hverken færre eller flere nedbrud
- Det gør ingen forskel
- Ved ikke

8. forelæsning

02405 — 31

En type af elektriske komponenter har exponentialfordelte levetider med middelværdi 48 timer. I en type af udstyr udskiftes komponenten straks hvis den fejler og altid efter 48 timers funktionstid.



Spørgsmål 7

Middelfunktionstiden af en komponent findes til (afrund eventuelt til nærmeste heltal)

- 24 timer
- 30 timer
- 36 timer
- 42 timer
- 48 timer
- Ved ikke

8. forelæsning 02405 — 30

Dagens emner 5.1 og 5.2

- Ligefordeling med to variable (5.1): $P((x, y) \in C) = \frac{A(C)}{A(D)}$
- Simultane tætheder (5.2)
- $f(x, y)dxdy \cong P(x \leq X \leq x + dx, y \leq Y \leq y + dy), f(x, y) \geq 0$
- Simultan fordelingsfunktion (5.2)

$$F(x, y) = P(X \leq x, Y \leq y) = \int_{-\infty}^y \int_{-\infty}^x f(u, v)dudv$$

- Repetition af maximum/minimum - 4.5
- $F_{max}(x) = \prod_{i=1}^n F_i(x)$ $G_{min}(x) = \prod_{i=1}^n G_i(x)$
- Simultan fordeling af minimum og maximum
- Repetition af "order statistics" - 4.6
- $$f_{(k)}(x) = nf(x) \binom{n-1}{k-1} (F(x))^{k-1} (1 - F(x))^{n-k}$$
- Simultan fordeling af "order statistics" (Example 3. p.352-355)

$$f(x, y) = 5!x(y-x)(1-y) , \quad \text{for } 0 < x < y < 1$$