

Løsningsforslag

2.1

Hendelsen K har ikke inntruffet. I tillegg har ikke hendelsen \emptyset inntruffet. I eksempelet hvor $\Omega = \mathbf{R}$ finnes det uendelig mange hendelser som ikke har inntruffet, blant annet alle hendelser på formen $B = (-\infty, t]$, hvor $t < 0$.

2.3

$\{\{1,2\},\emptyset\}$ er en familie av mengder, men det er ikke en hendelsesfamilie, siden $\{1,2\}^c = \{3\}$, som ikke er et medlem av familien.

Familien $\{\emptyset,\Omega,\{1,2\},\{3\}\}$ er en hendelsesfamilie, siden kravene fra (2.2) er oppfylt.

1 er et utfall, siden det er et element av Ω . $\{1\}$ er derimot ikke en hendelse, siden det ikke er et element av ε . Siden vi har sett at det kan skje vet vi derfor at det er mulig å ha delmengder av utfallsrommet som ikke er hendelser.

2.4

ε_d er familien av alle delmengder av \mathbf{R} . For å vise at denne er inneholdt i A må vi vise at ε_d er en hendelsesfamilie, og at den inneholder alle intervall i \mathbf{R} . Siden den inneholder alle delmengder av \mathbf{R} må den også inneholde alle intervaller. For en hvilken som helst delmengde av \mathbf{R} vil også dets komplement være en delmengde av \mathbf{R} . Derfor er ε_d lukket under komplement. Den tellbare unionen av alle delmengder av \mathbf{R} vil også være en delmengde av \mathbf{R} , som betyr at ε_d er lukket under tellbar union. Dette betyr at ε_d er en hendelsesfamilie. Da må familien ε_d være inneholdt i A .

Vi ser nå på $\varepsilon = \bigcap_{G \in \mathcal{A}} G$. Dette er en familie med mengder, siden det er en familie som inneholder i det minste alle intervallene i \mathbf{R} . ε er også en hendelsesfamilie. Hvis et sett $B \in \varepsilon$ betyr det at B må være inneholdt i alle hendelsesfamiliene G . Siden $B \in G$ må også $B^C \in G$ for alle G . Det samme holder for union. Hvis settene B_i er i ε for $i \in I$, betyr det at de må være inneholdt i alle hendelsesfamilier G , som betyr at unionen deres også må være inneholdt i ε . ε er også den minste hendelsesfamilien som inneholder alle intervall. Dette ser vi fordi ε er snittet av alle mulige hendelsesfamilier som inneholder alle intervaller i \mathbf{R} . Dette betyr også at ε må være mindre eller lik alle hendelsesfamiliene G . Men ε må også inneholde alle intervallene i \mathbf{R} , siden dette er en fellesnevner for absolutt alle familiene G .

2.5

Akkurat som i eksempel 2.1 er det mulig å sette utfallsrommet for et enkelt kast til å være $\Omega = \mathbf{R}$, som resulterer i utfallsrommet $\Omega = \mathbf{R}^3$ for tre myntkast. Da setter vi $\omega = (\omega_1, \omega_2, \omega_3)$, hvor hver enkelt komponent av vektoren er $\omega_i = 0$ dersom resultatet er mynt i kast nr. i , og $\omega_i = 1$ dersom resultatet er kron. De mulige utfallene blir da

$$\omega \in \{(0, 0, 0), (0, 0, 1), (0, 1, 0), (0, 1, 1), (1, 0, 0), (1, 0, 1), (1, 1, 0), (1, 1, 1)\}$$

. Hvis vi tegner dette som punkter i \mathbf{R}^3 er resultatet alle kantene av en boks med volum 1.

Vi vil vise at $\{\omega\}$ er en hendelse. For å vise dette viser vi først at en hendelsesfamilie er lukket under tellbart snitt i tillegg til tellbar union. Anta at A og B er to hendelse. Da vet vi at også at både A^c , B^c og $A \cup B$ er hendelser. Da vet vi også at $(A^c \cup B^c)^c = (A \cap B)$ er en hendelse. Dette betyr at for alle hendelser A og B vet vi også at $A \cap B$ er en hendelse. Dette kan generaliseres til tellbar union og tellbart snitt. Definer nå boksen $B_i = (\omega_1 - t_i, \omega_1 + t_i) \times (\omega_2 - t_i, \omega_2 + t_i) \times (\omega_3 - t_i, \omega_3 + t_i)$, hvor t_i er et positivt tall. Vi lar rekken t_1, t_2, \dots konvergere mot null slik at $t_i > t_{i+1}$ for alle i , og $t_i \rightarrow 0$. Siden ε inneholder alle åpne bokser, er $B_i \in \varepsilon$ for alle i . ε er også lukket under tellbart snitt, som betyr at $\bigcap_{i=1}^{\infty} B_i = \{\omega\} \in \varepsilon$. Derfor er $\{\omega\}$ en hendelse.

2.8

Hvis hendelsen \tilde{H} inntreffer betyr det at levetiden ω ligger i intervallet (t_1, ∞) , altså at $\omega > t_1$. Å vise at alle åpne intervall er hendelser i $\tilde{\Omega}$ er ganske tricky. Denne oppgaven burde vært merket med en T. Vi vet at intervallet (t, ∞) er en hendelse. Da må også intervallet $(-\infty, t]$ være en hendelse. Vi kan nå lage en konvergerende serie av t 'er, t_1, t_2, \dots . Vi lar denne konvergerende serien konvergere oppover mot verdien t , d.v.s. $\lim_{n \rightarrow \infty} t_n = t$. Vi kan nå se på den tellbare unionen av alle intervallene $(-\infty, t_n]$. Da får vi

$$\bigcup_{n=1}^{\infty} (-\infty, t_n] = (-\infty, t).$$

Dette betyr at, for alle t 'er er $(-\infty, t)$ en hendelse, som igjen betyr at komplementet $[t, \infty)$ må være en hendelse. Dette betyr at mengden $(-\infty, t_1] \cup [t_2, \infty)$ er en hendelse for alle verdier av t_1 og t_2 . Da får vi også at deres komplement, (t_1, t_2) er en hendelse for alle t_1 og t_2 . Altså er alle åpne intervall hendelser.

Fra eksempel 2.4 ser vi at $\omega_{10} = 188$. Hendelsen $H = (t_1, \infty) \times \dots \times (t_n, \infty)$ er hendelsen hvor $\omega_i > t_i$ for alle $i = 1, \dots, n$. For å vise at alle åpne bokser er hendelser kan vi generalisere beviset for at alle åpne intervall er hendelser.

2.9

Vi ser fra Tabell 2.1 at man kan dele tiden opp i intervaller, og så telle antall komponenter med levetid inni hvert enkelt tidsintervall. Dette kan derfor sees på som et eksperiment hvor man teller antall observasjoner i hvert intervall. Da kan man sette utfallsrommet for eksperimentet til å være $\Omega = N^k$, hvor k er antall tidsintervaller vi teller. Her kan det sies at et mer fornuftig valg av utfallsrom hadde vært $(\mathbf{N} \cup \{0\})^k$, slik at også utfallet 0 er et godkjent utfall. Slik tabellen ser ut er det derimot ingen rader med 0 målinger, som betyr at man kan si at dataene kommer fra utfallsrommet \mathbf{N}^k .

Vi kan blant annet estimere levetiden til en komponent ved å regne ut gjennomsnittet av alle de observerte levetidene. Da får vi

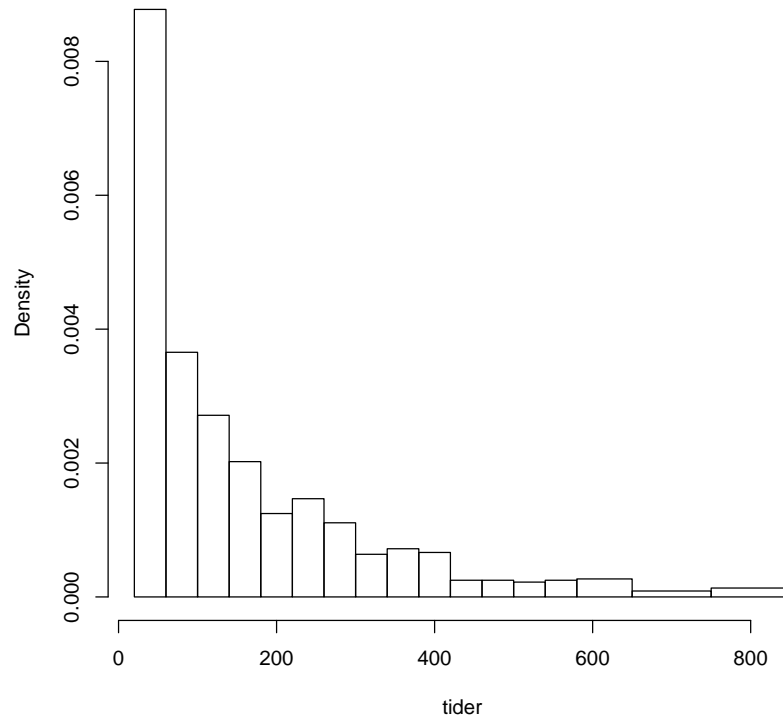
```
tid <- c(20, 60, 100, 140, 180, 220, 260, 300, 340,
        380, 420, 460, 500, 540, 580, 650, 750, 850)
antall <- c(166, 151, 132, 98, 73, 45, 53, 40, 23,
           26, 24, 9, 9, 8, 9, 17, 8, 12)
estimator <- sum(tid * antall) / sum(antall)
print(estimator)
```

```
[1] 178.66
```

Vi kan lage et histogram ved hjelp av R-kommandoen `hist()`.

```
tider <- rep(tid, antall)
hist(tider, breaks = tid)
```

Histogram of tider



2.12

A er en familie mengder, siden intervaller regnes som mengder. A er ikke en hendelsesfamilie, siden unionen av $[0, 1/4)$ og $[1/4, 1/2)$ er $[0, 1/2)$, som ikke finnes i A. Ω er utstyrt med den minste hendelsesfamilien som inneholder A. Vi "legger til" alle mengdene som kreves for å oppfylle kravene fra (2.2). Da får vi hendelsesfamilien

$$\varepsilon = \{[0, 1/4), [1/4, 1/2), [1/2, 1), [0, 1/2), ([0, 1/4) \cup [1/2, 1)), [1/4, 1), [0, 1), \emptyset\}$$

Mengden $[1/2, 3/4)$ er ikke et medlem av ε , så den er ikke en hendelse.

2.20

Vi bruker hintet og definisjonen av sannsynlighet til å si at $1 = P(\text{mindre kort}) + P(\text{større kort}) + P(\text{likt kort})$.

Siden vi ikke vet noe om hva slags kort vi trekker, kan vi se fra symmetri at $P(\text{mindre kort}) = P(\text{større kort})$. Sannsynligheten for at det andre kortet har samme tallverdi er $3/51$, siden det er 3 gjenværende muligheter å trekke blant de 51 gjenværende kortene. Da får vi

$$1 = 3/51 + 2 \cdot P(\text{større kort}),$$

som gir $P(\text{større kort}) = 24/51$.

2.22

Vi ser fra teksten at nA er definert som antall ganger hendelsen A inntreffer når et eksperiment utføres n ganger. Da har vi at $(\omega_i \in A)$ er en indikatorfunksjon, d.v.s. en funksjon som har verdi 1 hvis det er sant at $(\omega_i \in A)$, og verdi 0 hvis ikke. Vi utfører da n eksperimenter, og teller antall ganger hvor $\omega_i \in A$, altså at hendelsen A inntreffer. Den empiriske fordelingen $P_n(A) = nA/n$ er også en sannsynlighetsfordeling. Dette kan vi se ved å sjekke om de tre kravene fra Definisjon 2.3 holder.

1. For disjunkte hendelser A_1, A_2, \dots er det ikke mulig at flere enn en av hendelsene inntreffer samtidig, siden de er disjunkte. Da får vi at $(\omega \in (A_1 \cup A_2, \dots)) = (\omega \in A_1) + (\omega \in A_2) + \dots$, som betyr at $P_n(A) = P_n(A_1) + P_n(A_2) + \dots$
2. Indikatorfunksjonen er enten lik 0 eller 1. Det andre som inngår i $P_n(A) = nA/n$ er den positive konstanten n . Da ser vi at $P_n(A)$ må være større enn eller lik 0.
3. Indikatorfunksjonen $(\omega \in \Omega)$ er alltid lik 1, siden ω kun kan ta verdier i Ω . Da er $P_n(\Omega) = n\Omega/n = n/n = 1$.

2.24

Vi bruker definisjonen av sannsynlighet. Den tomme mengden er disjunkt med alle andre mengder. Derfor er

$$P(A) = P(A + \emptyset) = P(A) + P(\emptyset) \implies P(\emptyset) = 0.$$

Vi har også

$$P(A \cup B) = P(A \uplus (B \setminus (A \cap B))) = P(A) + P(B) - P(A \cap B).$$

Hvis $A \subset B$ så er $B = A \uplus B \setminus A$, som gir

$$P(B) = P(A) + P(B \setminus A) \implies P(B) \geq P(A).$$

Vi vet at $A \subset \Omega$ og $P(\Omega) = 1$. Dette gir

$$P(A) \leq P(\Omega) = 1.$$

Vi vet at $A \uplus A^c = \Omega$. Dette gir

$$P(\Omega) = 1 = P(A) + P(A^c).$$