UiO : Det juridiske fakultet

Sannsynlighet og norsk bevisteori

Av: Calina Langguth

Leveringsfrist: 18. mai 2021

Antall ord: 17 999

Innhold

1 Introduksjon

Enhver rettsavgjørelse er et svar på to spørsmål: Hva er tilfellet? Og, hva har det vi tror er tilfellet å si for domsavsigelsen? Det første spørsmålet er empirisk, det andre er rettslig. På bakgrunn av bevismateriale forsøker man å gjøre seg opp en mening om hva som er tilfellet, deretter blir det man velger å tro om verden lagt til grunn ved anvendelse av rettsreglene. Som i all vitenskap bør empiriske spørsmål besvares ved å prøve hypoteser om virkeligheten mot observasjoner. Når observasjoner presenteres i en rettssak kalles de *bevis*, mens hypotesen man skal prøve mot observasjonene kalles *bevistemaet*. Bevisbedømmelsen i en rettssak handler om at dommere må fatte beslutninger under usikkerhet; en usikkerhet som i retten ofte omtales som tvil. Teori om hvordan bevismateriale tolkes eller bør tolkes, hører til emnet bevisteori. Denne oppgaven er bevisteoretisk, og den er normativ. Den beskjeftiger seg med teori om hvordan bevisbedømmeren *bør* resonnere rundt bevistema i lys av de fremlagte bevis. Oppgaven er konstruktiv fordi den foreslår metoder for å gjøre slutninger fra bevis til bevistema.

1.1 Tema og problemstilling

Et premiss for denne oppgaven er at det ikke er noen forskjell på hvordan en dommer bør slutte fra bevis til bevistema, og hvordan man i vitenskapen forøvrig bør slutte fra data til hypoteser. Med dette mener jeg ikke å underdrive de særlige utfordringene med bevisbedømmelse. Bevisene i en rettssak kan være vanskelige å vurdere ('er vitnet troverdig?'); det kan være kompliserte avhengighetsforhold mellom bevisene ('har vitnene snakket sammen?'); bevisene er ofte av vidt forskjellig karakter (hvordan sammenligner eller sammenholder man en DNA-prøve og en vitneforklaring?); og, ikke minst, *mengden* beviser kan i seg selv være overveldende. Man kan kanskje med rette hevde at å trekke slutninger fra data (bevis) til hypotese (bevistema) sjelden er så vanskelig som det er i en rettssak. Noe av det vanskeligste bevisbedømmeren blir konfrontert med, er hvordan de forskjellige bevisene skal sammenstilles til en helhetlig vurdering av bevistemaet.

Metodene jeg forslår i denne oppgaven, Wigmore-inspirerte beviskart og analyse av disse ved hjelp av sannsynlighetslære, mener jeg er gode hjelpemidler både i analysen av enkeltbevis og særlig i en samlet vurdering av bevisene. Selv om bruk av sannsynlighetsteori i bevisbedømmelse innebærer at matematisk formler blir anvendt på bevismaterialet, handler det på ingen måte om å redusere komplekse bevisvurderinger til anvendelsen av enkle ligninger. Tvert imot vil jeg vise at metodene jeg tar til orde for, kan bidra til å synliggjøre nyanser av usikkerhet i vurderingene som må gjøres. Det sannsynlighetslæren gir oss, er et verktøy for å gjøre helhetsvurderingen av bevisene koherent og gjennomsiktig. Som Markus Jerkø skriver om regnereglene i sannsynlighetslæren (Jerkø, 2017, s. 410),

> [...] alt regnereglene kan bidra med, er å gjøre våre oppfatninger koherente, slik at vår oppfatning om bevistemaets sannsynlighet på en koherent måte henger sammen med våre oppfatninger om hva de forskjellige bevisene kan fortelle oss.

At våre oppfatninger er koherente betyr ikke at de er sanne, men at våre oppfatninger er koherente er et minstekrav i vår streben etter sannhet. Hva jeg mener med koherens og hvorfor det burde være en minimumsstandard, kommer jeg tilbake til i delkapittel 2.1 og 2.3. At bevisvurderingen er gjennomsiktig betyr blant annet at det er tydelig hva som er kildene til tvil. Sannsynlighetslæren kombinert med Wigmore-inspirerte beviskart gjør det tydelig i hvilke slutninger tvilen dukker opp. I tillegg gjør bruken av sannsynlighetsteori det mulig å analysere betydningen av utvalgte bevis gjennom såkalte sensitivitetsanalyser (se delkapittel 4.1.3).

Denne oppgaven er sterkt inspirert av boken *A Probabilistic Analysis of the Sacco Vanzetti Evidence* av Joseph B. Kadane og David A. Schum (1996(om bevisene i saken mot Nicola Sacco og Bartolomeo Vanzetti.[1] Da jeg leste boka til Kadane og Schum fant jeg det inspirerende at de viser nærheten mellom rettslig bevisbedømmelse og andre vitenskapelige disipliner, og hvordan disse kan informere metodeutviklingen i bevisvurdering. Det var spesielt overraskende å se Kadane og Schum vise frem sannsynlighetslærens anvendelighet i møte med kompliserte problemer. Begge deler mener jeg er underspilt i store deler av den bevisteoretiske litteraturen i Norge. Denne oppgavens problemstilling er derfor ganske enkelt: *kan sannsynlighetsteori brukes i bevisbedømmelse?*

[1] Sacco og Vanzetti var italienske anarkister som levde og arbeidet i USA. De ble i 1921 dømt til døden for et rovmord som fant sted i Braintree, Massachusetts året før. Det var en utbredt oppfatning at etterforskningen var politisk motivert, og at Sacco og Vanzetti ble ofre for justismord fordi de var radikale. Etter flere års kamp for frifinnelse ble de begge henrettet 23. august 1927. Saken vakte stor interesse over hele verden og skyldspørsmålet diskuteres den dag i dag. For en mindre bevisteoretisk skildring av saken, se Avrich (1991).

1.2 Begrepsforklaringer og avgrensninger

Først vil jeg avgrense oppgaven mot rettslige spørsmål som dreier seg om bevis, men som er uten betydning for selve bevisbedømmelsen. Så vil jeg forklare noen av begrepene jeg brukte i det innledende avsnittet, samt drøfte noen begreper som er mye brukt i den bevisteoretiske litteraturen, og som jeg vil bruke i denne oppgaven.

1.2.1 Bevisvurderingens rettslige rammer Et viktig utgangspunkt for denne oppgaven er at bevisvurdering grunnleggende sett ikke har så mye med jus å gjøre, selv om den ledes av jurister og er pakket inn i rettsregler.

Beviskravet kan tjene som eksempel for å illustrere skillet mellom jus og bevisbedømmelse som jeg vil legge grunn i denne oppgaven. I sivile saker er beviskravet *sannsynlighetsovervekt*, jf. H–2019–1225–A (avsnitt 73). En straffbar handling må derimot være *bevist utover enhver rimelig tvil*, jf. Rt. 2008 s. 1659 (avsnitt 17).[2] Som vi skjønner har beviskravet stor betydning for hvilke rettsvirkninger bevisvurderingen får, men det er uten betydning for hvordan vi bør vurdere bevisene for å komme frem til hvilke faktiske forhold som skal legges til grunn for rettsanvendelsen.[3]

De bevisteoretiske spørsmålene i denne oppgaven handler om hvordan bevisbedømmeren bør komme frem til et anslag på sannsynligheten for bevistemaet gitt bevisene. Når hun så har kommet frem til et slikt anslag, skal denne sannsynligheten sammenholdes med beviskravet (er den over eller under 50%? Er den over eller under 99%?). Dette fordrer selvfølgelig at beviskravet er, eller kan formuleres som, en sannsynlighet, av den enkle grunn at for å måle to størrelser mot hverandre må man benytte seg av samme måleenhet for begge størrelsene.

Mange rettsregler handler om bevis, men bare en regel handler om bevisvurdering og det er prinsippet om fri bevisbedømmelse. I sivile saker som i straffesaker står retten som hovedregel fritt i sin bevisvurdering. Dette følger av sikker ulovfestet rett, og prinsippet har for sivile sakers del blitt lovfestet i tvisteloven § 21-2 (1). Et prinsipp om fri bevisbedømmelse gjelder i alle vestlige rettssystemer (Løvlie, 2014, s. 270–272). Litt sleivete kan vi si at dette prinsippet befrir bevisvurderingen fra jussen. Det befrir oss også fra den nasjonale konteksten deler av den juridiske forskningen begrenser seg til.

[2] Det strenge beviskravet i straffesaker henger sammen med *uskyldspresumsjonen*, som er lovfestet i Grunnloven § 96 andre ledd og EMK art. 6 nr. 2. Se Kolflaath (2008) for en bevisteoretisk orientert diskusjon av hvordan det strafferettslige beviskravet kan presiseres.

[3] Det er altså grunnleggende sett ikke noe skille mellom sivile saker og straffesaker når det kommer til hvilke metoder vi burde bruke for å vurdere bevisene. Den eneste grunnen til at jeg i denne oppgaven bruker eksempler knyttet til imaginære straffesaker, er at så mange av detaljene i slike saker er kjent for oss på forhånd og derfor er lette å forestille seg.

1.2.2 Bevisteorier Hvilke metoder som er best egnet til å bedømme bevis blir behandlet i bevisteorien. For å skille mellom forskjellige bevisteorier bruker jeg samme inndeling som Christian Dahlman (2018, s. 21). Jeg skiller for det første mellom *deskriptive* og *normative* bevisteorier. Videre skiller jeg mellom *atomistiske* og *holistiske* bevisteorier, og til slutt, mellom *kvantitative* og *kvalitative* bevisteorier. Teorien jeg tar til orde for gjennom hele oppgaven og presenterer i kapittel 2 og 4 er normativ, atomistisk, og kvantitativ.

En *deskriptiv* teori beskriver hvordan noe *er*, mens en normativ teori beskriver hvordan noe *bør* være eller gjøres (Godfrey-Smith, 2003, s. 6). En teori om hvordan dommere faktisk resonnerer når de vurderer bevis, eller om hvordan dommere begrunner bevisvurderingen i domspremissene, er eksempler på deskriptiv bevisteori. Deskriptive bevisteorier kan testes gjennom empiriske studier, og flere slike er blitt gjennomført. I Norge har for eksempel Eivind Kolflaath gjort feltstudier i lagmannsretten (Kolflaath, 2013). Normativ bevisteori handler om hvordan bevisbedømmere bør vurdere bevisene. Dette betyr at hvorvidt en normativ bevisteori stemmer overens med hvordan bevisbedømmeren faktisk tenker, er irrelevant for den normative teoriens godhet (Dahlman, 2018, s. 23). En slik innvending er allikevel ikke irrelevant for teoriens anvendelighet.[4] En *atomistisk* bevisbedømmelse innebærer at man vurderer bevisene ved å først bryte det som skal bevises ned i mindre bevistema, og deretter vurdere hvor sterk støtte hvert enkelt bevis gir til hvert av disse mindre bevistema. Til slutt legges alle disse vurderingene sammen til én helhetlig bedømmelse av hele bevismaterialet opp mot det overordnede bevistemaet. I en *holistisk* bevisbedømmelse, gjøres det ingen slik oppdeling, det vil si at bevisene bedømmes i sin helhet (Dahlman, 2018, s. 24). Siden skillet mellom holistisk og atomistisk bevisteori virker å ha fått særlig mye oppmerksomhet i den norske bevisteoretiske litteraturen, vil jeg si mer om dette i kapittel 3.2.

Til slutt kan normativ bevisteori deles inn i *kvantitative* og *kvalitative* teorier. I kvantitativ bevisteori brukes matematikk, som regel sannsynlighetsregning, for å formalisere usikkerheten i bevisvurderingen. Enhver kvantitativ teori for bevisvurdering vil for eksempel bruke visse formelle metoder for å oppdatere usikkerheten knyttet til et bevistema i lys av nye bevis.

1.3 Den videre fremstillingen

Sannsynlighetsteori er viktig for denne oppgaven. Kapittel 2 inneholder derfor definisjonen av en sannsynlighetsfunksjon, definisjonen av betinget sannsynlighet, samt

[4]Eivind Kolflaath bruker anvendelighet som et normativt kriterium, se Kolflaath (2019).

noen av de viktigste konsekvensene av disse to definisjonene. Dette blir presentert i delkapittel 2.1. I delkapittel 2.2 presenterer jeg to tolkninger av sannsynlighet, den objektive tolkningen, der en sannsynlighet er forstått som hypotetiske frekvenser i det lange løp, og den subjektive tolkningen, der sannsynlighet blir forstått som uttrykk for en persons grad av overbevisning. I delkapittel 2.3 presenterer jeg et argument for hvorfor sannsynlighetslæren er det riktige verktøyet for å fatte beslutninger under usikkerhet. Argumentet jeg presenterer kalles et hollandsk bok-argument, og går ut på at ingen rasjonelle mennesker vil inngå veddemål der man taper penger uansett utfall. I delkapittel 2.4 diskuterer jeg et viktig skille når man bruker sannsynlighetslæren i rettslig bevisbedømmelse: det mellom mer eller mindre subjektive anslag på beviskraften i hvert enkelt bevis på den ene siden, og sammenstillingen av disse anslagene til en helhetlig vurdering på den andre. Jeg argumenterer for at det er i sammenstillingen av anslagene at sannsynlighetslæren spiller sin viktigste rolle i bevisbedømmelse.

Kapittel 3 inneholder kritiske lesninger av flere bidrag og debatter i den norske bevisteoretiske litteraturen. I delkapittel 3.1 tar jeg først for meg problemer knyttet til en frekvensbasert (objektiv) tolkning av sannsynlighet, og hvordan denne kan ha påvirket synet på sannsynlighetslærens anvendelighet i rettslig bevisvurdering. Jeg drøfter også utfordringer knyttet til, og viktigheten av, å ha klart for seg hvilke sannsynligheter en bevisbedømmer ønsker å anslå. I delkapittel 3.2 foretar jeg en kritisk drøftelse av holisme-atomisme-debatten i norsk bevisteori, og viser at en karikert fremstilling av den atomistiske tilnærmingen kan ha vært til hinder for de sannsynlighetsteoretiske metoders gjennombrudd, og hevder at en atomistisk tilnærming kombinert med sannsynlighetsteoretiske metoder er forenlig med de helhetlige vurderingene holistiske bevisteorier etterstreber. Spørsmålet om kumulering av tvil (multiplikasjonsregelen) har blitt mye diskutert i juridisk litteratur, og har ofte fungert som et argument for sannsynlighetsteoriens tilkortkommenhet i bevisvurdering. I delkapittel 3.3 forklarer jeg hva denne debatten består i, og argumenterer for at konklusjonen om sannsynlighetsteoriens tilkortkommenhet er forhastet. I de to siste delkapitlene, delkapittel 3.4 og 3.5, gjør jeg kritiske lesninger av bidrag av Hans Petter Graver og Eivind Kolflaath til den bevisteoretiske litteraturen. I diskusjonen av Gravers artikkel, argumenterer jeg for at de konsekvensene av å bruke sannsynlighetslæren i bevisbedømmelse som han hevder er paradoksale, ikke er det. Et viktig poeng i denne analysen er at Graver ikke gjør det tydelig hvilke sannsynligheter han ønsker å si noe om. Når det gjelder Kolflaaths artikkel viser jeg at de bevisteoretiske metodene han presenterer er fullt forenlige med sannsynlighetsteoretiske metoder. Mer enn det, jeg argumenterer for at det han beskriver som slutning til beste forklaring kan leses som en beskrivelse av Bayes' teorem.

I kapittel 4 vil jeg demonstrere hvordan sannsynlighetslæren som jeg presenterer i delkapittel 2.1 kan anvendes i praksis ved å analysere et fiktivt eksempel. For å gjøre dette tar jeg som nevnt utgangspunkt i metoden utviklet av Kadane og Schum (1996). Metoden går ut på å strukturere og analysere bevis i beviskart, utviklet av og oppkalt etter den amerikanske juristen John Henry Wigmore (1913). Jeg vil forklare hvordan slike kart fungerer delkapittel 4.1.2. Avslutningsvis vil jeg anvende metoden på et fiktivt eksempel i delkapittel 4.2, der jeg både tegner et Wigmore-kart og demonstrerer hvordan utregningen som ligger til grunn for analysen gjennomføres.

2 Sannsynlighetslæren

Med sannsynlighetslæren menes den matematiske teori om sannsynlighet som bygger på Kolmogorovs aksiomer (Kolmogorov, 1933). I dette kapittelet vil jeg først introdusere disse aksiomene, og gi enkle eksempler på hva de innebærer i en mindre abstrakt forstand. Jeg vil deretter forklare hvorfor sannsynlighet ikke trenger å være objektivt, og argumentere for nytten av en subjektiv tolkning av sannsynlighet. Til slutt vil jeg si noe om hvorfor en matematisk teori – sannsynlighetslære – i det hele tatt er relevant når en forsøker å si noe om virkeligheten.

2.1 Definisjoner og regneregler

Anta at vi er opptatt av utfallet av to kast med en sekskantet terning, og spesielt av hvor ofte vi kan forvente at summen av to slike kast ikke overstiger fire. For å besvare dette spørsmålet trenger vi først å ha kontroll på to ting: (i) Hvor mange og hvilke forskjellige ting kan skje når vi kaster en sekskantet terning to ganger? (ii) På hvor mange måter kan summen av to kast være mindre enn eller lik fire? Spørsmålet om terningens beskaffenhet (er den rettferdig?), må man også ha kontroll på. Svaret på det første spørsmålet er det vi kaller *utfallsrommet*, svaret på det andre spørsmålet er en beskrivelse av en delmengde av utfallsrommet, kalt en *hendelse*. I terningeksperimentet har utfallsrommet 36 elementer, det vil si at det er 36 forskjellige ting som kan skje. Vi bruker symbolet Ω for utfallsrommet. I terningeksperimentet er

$$\Omega = \{\{1,1\},\{1,2\},\{1,3\},\ldots,\{6,4\},\{6,5\},\{6,6\}\}.$$

Her betyr $\{1,1\}$ at vi kaster 1 på første kast og 1 på andre kast, $\{1,2\}$ betyr at vi kaster 1 på første kast og 2 på andre kast, $\{2,1\}$ betyr at vi kaster 2 på første kast og 1 på andre kast, og så videre. For hendelser, altså delmengder av Ω, brukes gjerne $A, B, C, \ldots$. La for eksempel A være hendelsen

$$A = \{\text{summen av terningskastene overstiger ikke } 4\}.$$

Da inneholder A seks elementer, og

$$A = \{\{1,1\},\{1,2\},\{1,3\},\{3,1\},\{2,1\},\{2,2\}\}.$$

Sannsynligheten til hendelsen, eller delmengden, A er et mål på hvor stor A er relativ til Ω. Som vi forstår handler sannsynlighet om å måle størrelsen til mengder, og det er derfor viktig å ha kjennskap til hvordan man kan sette sammen og dele opp mengder til nye mengder. La A og B være to delmengder av Ω. Vi skriver $A \subset B$ dersom alle elementene inneholdt i A også er inneholdt i B, og vi skriver $A = B$ dersom $A \subset B$ og $B \subset A$. *Unionen* av A og B betegnes $A \cup B$, og er mengden av alle elementer som er i A *eller* i B, som betyr at et element er i $A \cup B$ dersom elementet er i A, eller i B, eller i A og B samtidig. *Snittet* av A og B betegnes $A \cap B$, og består av alle elementer som både er i A *og* er i B. *Komplementet* til A betegnes A^c, og inneholder alle elementer som ikke er i A. Jeg vil ofte omtale A^c som nektelsen til A. Merk at $A^c = \Omega \cap A^c$. To svært nyttige konsekvenser av disse definisjonene er De Morgans lover. De sier at $(A \cup B)^c = A^c \cap B^c$ og at $(A \cap B)^c = A^c \cup B^c$. Vi trenger også mengden som ikke inneholder noen elementer. Den betegnes $\emptyset$ og kalles den tomme mengden. To mengder er *disjunkte* dersom de ikke har noen elementer felles, så hvis A og B er to disjunkte mengder er $A \cap B = \emptyset$.

Vi er nå klare for definisjonen av sannsynlighet.

Definisjon 1. En funksjon $\Pr(\cdot)$ som returnerer et tall når man gir den en hendelse er en sannsynlighetsfunksjon dersom

(i) $\Pr(A) \geq 0$ for alle hendelser A,

(ii) $\Pr(\Omega) = 1$, for utfallsrommet Ω,

(iii) $\Pr(A \cup B) = \Pr(A) + \Pr(B)$ for alle disjunkte hendelser A og B.

Det er disse tre kravene til funksjonen $\Pr(\cdot)$ som kalles Kolmogorovs aksiomer. Fra disse tre aksiomene følger flere egenskaper. Blant de viktigste konsekvensene av Aksiom (i)–(iii) for denne oppgaven er at:

(a) $\Pr(\emptyset) = 0$,

(b) $\Pr(A) \leq 1$ for alle hendelser A,

(c) Hvis $A \subset B$ er $\Pr(A) \leq \Pr(B)$,

(d) $\Pr(A) = 1 - \Pr(A^c)$ for alle hendelser A.

To definisjoner som vil være viktige i denne oppgaven, er definisjonen av betinget sannsynlighet og definisjonen av uavhengige hendelser. Den *betingede sannsynligheten* til A gitt B er definert ved

$$\Pr(A \mid B) = \frac{\Pr(A \cap B)}{\Pr(B)}, \quad \text{dersom } \Pr(B) > 0. \tag{2.1.1}$$

Dersom $\Pr(B) = 0$ vil $\Pr(A \cap B) = 0$,[5] og vi setter $\Pr(A \mid B) = 0$. Det kan vises at den betingede sannsynligheten $\Pr(A \mid B)$ tilfredsstiller Kolmogorovs aksiomer, altså er den en sannsynlighet, og har alle egenskapene til sannsynligheter. Ved å gange med $\Pr(B)$ på begge sider av likheten i (2.1.1) får vi den nyttige faktoriseringen $\Pr(A \cap B) = \Pr(A \mid B)\Pr(B)$.

I resten av oppgaven vil jeg bruke begrepene *marginale* og *betingede* sannsynligheter. Forskjellen mellom dem vil det tidvis bli gjort et viktig poeng ut av. Dersom A og B er to hendelser, er $\Pr(A)$ den marginale sannsynligheten til hendelsen A, mens $\Pr(A \mid B)$ er den betingede sannsynligheten til hendelsen A gitt hendelsen B. I denne oppgaven vil jeg noen ganger bruke betingede sannsynligheter uten å spesifisere hvilke hendelser det betinges med hensyn på, men dette vil da alltid være tydelig fra konteksten.

At to hendelser A og B er *uavhengige* betyr at

$$\Pr(A \cap B) = \Pr(A)\Pr(B). \tag{2.1.2}$$

Jeg vil understreke at (2.1.1) og (2.1.2) er definisjoner, og ikke konsekvenser av Aksiom (i)–(iii). To konsekvenser av definisjonene gitt så langt er loven om total sannsynlighet og Bayes' teorem. For loven om total sannsynlighet, la A være en mengde og $B_1, \ldots, B_k$ en partisjon av utfallsrommet Ω. Det vil si at $B_1 \cup B_2 \cup \cdots \cup B_{k-1} \cup B_k = \Omega$, og at $B_i \cap B_j = \emptyset$ når $i \neq j$. Ved hjelp av denne partisjonen kan vi splitte opp hendelsen A slik

$$A = (A \cap B_1) \cup (A \cap B_2) \cup \cdots (A \cap B_{k-1}) \cup (A \cap B_k).$$

Merk at hendelsene $(A \cap B_i)$ og $(A \cap B_j)$ er disjunkte når $i \neq j$. Ved Aksiom (iii) er derfor

$$\Pr(A) = \Pr(A \cap B_1) + \cdots + \Pr(A \cap B_k).$$

Ved definisjonen av betinget sannsynlighet er $\Pr(A \cap B_j) = \Pr(A \mid B_j)\Pr(B_j)$ for $j = 1, \ldots, k$, og følgelig er

$$\Pr(A) = \Pr(A \mid B_1)\Pr(B_1) + \cdots + \Pr(A \mid B_k)\Pr(B_k). \tag{2.1.3}$$

Denne måten å spalte opp sannsynligheten $\Pr(A)$ på kalles loven om total sannsynlighet. For å utlede Bayes' teorem, la A være en hendelse og $B_1, \ldots, B_k$ en partisjon av utfallsrommet Ω. Sannsynligheten for B_j gitt A er da

$$\Pr(B_j \mid A) = \frac{\Pr(A \cap B_j)}{\Pr(A)} = \frac{\Pr(A \mid B_j)\Pr(B_j)}{\Pr(A \mid B_1)\Pr(B_1) + \cdots + \Pr(A \mid B_k)\Pr(B_k)}.$$

[5] Fordi $A \cap B \subset B$, og ved konsekvens (c) over, vil da $\Pr(A \cap B) \leq \Pr(B) = 0$, som betyr at $\Pr(A \cap B) = 0$, ved Aksiom (i).

Dette er Bayes' teorem. En enkel versjon av dette, som vil være viktig for denne oppgaven er at dersom A og B er hendelser, så er $B \cup B^c = \Omega$ og $B \cap B^c = \emptyset$, dvs. at B, B^c er en partisjon av utfallsrommet, og dermed er

$$\Pr(B \mid A) = \frac{\Pr(A \mid B)\Pr(B)}{\Pr(A \mid B_1)\Pr(B_1) + \Pr(A \mid B^c)\Pr(B^c)}. \tag{2.1.4}$$

Nesten alle sannsynligheter som opptrer i bevisvurdering er betingede sannsynligheter. Bevisbedømmeren er, for eksempel, opptatt av sannsynligheten til bevistema gitt bevisene, sannsynligheten til bevisene gitt bevistema, og så videre, mens den marginale sannsynligheten til bevistema ikke avhenger av beviser, og den marginale sannsynligheten til bevisene skal vi se at vi ikke bryr oss om i det hele tatt. Et viktig konsept er at to hendelser er betinget uavhengige.

Definisjon 2. At A og B er uavhengige gitt C betyr at

$$\Pr(A \cap B \mid C) = \Pr(A \mid C)\Pr(B \mid C).$$

Merk at betinget uavhengighet ikke medfører marginal uavhengighet, det vil si at vi kan ha $\Pr(A \cap B \mid C) = \Pr(A \mid C)\Pr(B \mid C)$ selv om $\Pr(A \cap B) \neq \Pr(A)\Pr(B)$, og motsatt, to hendelser kan være marginalt uavhengige uten å være betinget uavhengige. Det neste lemmaet vil bli brukt aktivt i kapittel 4.

Lemma 2.1.1. *Hendelsene A og B er uavhengige gitt hendelsen C, hvis og bare hvis*

$$\Pr(A \mid B \cap C) = \Pr(A \mid C). \tag{2.1.5}$$

Bevis. Anta at $\Pr(A \cap B \mid C) = \Pr(A \mid C)\Pr(B \mid C)$. Da er

$$\begin{aligned}\Pr(A \mid B \cap C) &= \frac{\Pr(A \cap B \cap C)}{\Pr(B \cap C)} = \frac{\Pr(A \cap B \mid C)\Pr(C)}{\Pr(B \mid C)\Pr(C)} = \frac{\Pr(A \cap B \mid C)}{\Pr(B \mid C)} \\ &= \frac{\Pr(A \mid C)\Pr(B \mid C)}{\Pr(B \mid C)} = \Pr(A \mid C),\end{aligned}$$

der jeg i den fjerde likheten har brukt antagelsen om betinget uavhengighet, som definert i Definisjon 2. For å vise implikasjonen den andre veien, anta at $\Pr(A \cap B \mid C) = \Pr(A \mid C)$, da er

$$\Pr(A \cap B \mid C) = \Pr(A \mid B \cap C)\Pr(B \mid C) = \Pr(A \mid C)\Pr(B \mid C).$$

□

2.2 Tolkninger av sannsynlighet

Aksiomene (i)–(iii) i Definisjon 1 forteller oss hvilke funksjoner som er sannsynlighetsfunksjoner. Dersom du blir gitt en funksjon, og denne funksjonen tilfredsstiller (i)–(iii), så er funksjonen din en sannsynlighetsfunksjon. Det aksiomene *ikke* sier noe om er hva en sannsynlighet er. Hva er den riktige tolkningen av sannsynlighet? Hva menes med at et kronestykke har 50 prosent sjanse for å vise kron når det kastes? Aksiomene sier heller ingenting om hvorfor vi bør bruke sannsynlighet når vi skal fatte beslutninger under usikkerhet. Jeg vil først si noe om *tolkningen* av sannsynlighet, før jeg i Seksjon 2.3 presenterer argumenter for hvorfor sannsynlighet er det riktige verktøyet for å fatte beslutninger under usikkerhet.

Det skilles gjerne mellom objektive eller frekvensbaserte tolkninger av sannsynlighet på den ene siden, og subjektive tolkninger av sannsynlighet på den andre.[6] Jeg bruker 'objektiv', 'frekvensbasert', og 'frekventistisk', synonymt.[7] Ifølge den objektive tolkningen er en sannsynlighet en hypotetisk frekvens i det lange løp. Dette betyr at dersom vi flipper et kronestykke uendelig mange ganger, vil andelen kron konvergere mot et tall, og dette tallet er sannsynligheten for kron. Siden denne tolkningen av sannsynligheten for kron bygger på uendelig mange myntkast, snakker vi om *hypotetiske* frekvenser. Ifølge den objektive tolkningen er denne sannsynligheten en egenskap ved mynten på samme måte som høyde og vekt er egenskaper ved et menneske. Og på samme måte som vi bruker et målebånd og en baderomsvekt for å måle henholdsvis høyden og vekten til et menneske, bruker vi et endelig antall myntkast for å måle egenskapen 'sannsynlighet' til et kronestykke.

Det er ikke så vanskelig å forestille seg forferdelig mange myntkast. Den hypotetiske frekvensen av kron i uendelig mange myntkast fremstår med andre ord ikke alt for hypotetisk. Men hva med påstanden 'den tiltalte har gjort det han er tiltalt for'. Det er *ikke* like lett å forestille seg uendelig mange verdener som er helt like, der den tiltalte i noen verdener har gjort det han er tiltalt for, mens han i andre ikke har gjort det. I den verdenen vi lever i har han enten gjort det eller ikke gjort det. En frekvensbasert forståelse av dommerens usikkerhet knyttet til skyldspørsmålet blir fort så hypotetisk at det blir vanskelig å holde på en objektiv/frekventistisk tolkning av sannsynlighet. En løsning på dette er å mene at sannsynlighet uttrykker en persons tro på at en setning er sann, denne personens grad av overbevisning i sannheten til en påstand. I delkapittel 2.3 vil jeg presentere

[6] Her lener jeg meg på Stoltenberg (2017), som er en veldig pedagogisk gjennomgang av temaet. For en like lettlest, men mer omfattende fremstilling, se kapittel 1–3 i Stoltenberg (2020).

[7] Kolflaath (2004, s. 284) bruker begrepet 'aletisk sannsynlighet' for det jeg kaller 'objektiv sannsynlighet' og 'epistemisk sannsynlighet' for det jeg kaller 'subjektiv sannsynlighet'.

et argument for hvorfor dette er en god tolkning av sannsynlighet.

Man trenger ikke ta et kategorisk valg i sin tolkning av sannsynlighet. Tenk på når kortene er stokket og deles ut i poker. Sannsynligheten for at hun som sitter over deg på bordet får utdelt en royal flush kan man regne seg frem til, og det virker rimelig å anse denne sannsynligheten som objektiv. Samtidig er det slik at enhver pokerspiller er enig i at det er informasjon i motspillerens ansiktsuttrykk om hvilke kort de har på hånden. Hvor mye informasjon det er, det vil si hvordan jeg skal justere sannsynligheten min for at hun over meg på bordet faktisk har en royal flush på hånden, er en subjektiv sak. Juridisk bevisbedømmelse er full av sannsynligheter som er mer eller mindre objektive (et DNA-bevis), av sannsynligheter som er mer eller mindre subjektive (et vitnes troverdighet), og alle graderinger av disse. Et premiss for metodene jeg presenterer i kapittel 4, og for mitt argument for at sannsynlighetsteori er et viktig verktøy i juridisk bevisbedømmelse, er at ens tolkning av sannsynlighet ikke har noe å si for hvilke regneregler man skal følge. At et regnestykke inneholder noen sannsynligheter man tenker på som objektive, og andre man tenker på som subjektive er ikke noe problem. Det er det vanlige.

2.3 Hvorfor sannsynlighet?

Usikkerhet er en del av livet. Livet er fullt av beslutninger vi må fatte under usikkerhet. Om man tenker etter litt, innser man fort at vi bruker store deler av dagen på å avveie fordeler og ulemper knyttet til ting vi er usikre på. Faktisk er vi så vant til å gjøre slike avveininger at vi knapt tenker over at vi gjør dem. I dette delkapittelet vil jeg presentere et argument for hvorfor sannsynlighetslæren er et godt verktøy for å behandle usikkerhet.[8]

Veddemål mellom to eller flere parter inngås når partene som inngår veddemålet er usikre om utfallet (dette er så åpenbart at bare å si det kan virke forvirrende). Ingen vil spille kvitt-eller-dobbelt med et juksetyvekronestykke med bilde av Kong Harald på begge sider. Når man velger seg ting å vedde på er et minstekrav til rasjonalitet at man ikke vil tape penger uansett hva utfallet blir. Dersom man vedder på en måte som ikke er i tråd med sannsynlighetslærens regler, altså Aksiom (i)–(iii) i Definisjon 1, gjør man seg selv sårbar for et sikkert tap. Jeg vil nå forklare hvorfor.

Når trikken kommer buldrende ned Theresesgate og studenten Peder Ås løper for å rekke den mens han vurderer om han skal kjøpe billett eller ikke (ny utbetaling fra Lånekassen kommer ikke før om noen dager), er Peder usikker på om han kommer til å få bot dersom han ikke kjøper billett. Siden noen billettkontrollører er snille og

[8] I det som følger lener jeg meg på Kadane (2020, s. 1-8).

aksepterer en god unnskyldning for å reise billettløst, er det tre ting som kan skje på reisen fra Bislett til Tullinløkka:

$$A = \{\text{Billettkontroll og bot}\};$$
$$B = \{\text{Billettkontroll og ikke bot (snill kontrollør)}\};$$
$$C = \{\text{Ikke billettkontroll}\}.$$

At Peder Ås er usikker betyr at han ikke vet hvilke av disse tre hendelsene som kommer til å inntreffe i løpet av trikketuren. Nå stopper jeg tiden og trer inn i Peder Ås' morgen. Jeg spør Peder om å angi hvilke av de tre hendelsene han tenker på som mer eller mindre trolig. Dette gjør jeg ved å spørre ham om for hvilken pris, i norske kroner, han er villig til å kjøpe eller selge lodd for, der loddene er knyttet til de tre hendelsene, og gir 100 kroner til eieren av loddet dersom hendelsen på loddet inntreffer, og null kroner dersom hendelsen ikke inntreffer.

Peder kan skrive ut lodd hvis han vil selge dem til meg, og jeg kan skrive ut slike lodd hvis jeg selger dem og Peder kjøper dem. Vi antar at vi begge kan skrive ut så mange lodd vi vil, kjøpe så mange lodd vi vil, og at veddemålene vi inngår ikke kan bli brutt. Peder og jeg kan skrive ut lodd på alle mulig kombinasjoner av hendelsene A, B, og C, for eksempel er det lov å lage lodd på hendelsen $\{\text{Billettkontroll}\} = A \cup B$. Hvis Peder selger meg et lodd på hendelsen A for 30 kroner, betyr det at Peder betaler meg 100 kroner dersom A inntreffer, og ingenting hvis A ikke inntreffer. Et avgjørende premiss for argumentet som følger er at prisen man er villig til å selge et lodd for, er den samme som prisen man er villig til å kjøpe et lodd for.[9]

For et lodd på en generisk hendelse H, skriver jeg

$$\text{pris}(H) = \text{prisen på et lodd som gir 100 kroner dersom } H \text{ inntreffer.}$$

Vi skal nå se at dersom prisene du er villig til å kjøpe og selge lodd strider mot Kolmogorovs aksiomer, kan du bli påført et sikkert tap av penger, det vil si at du taper penger *uansett hva som skjer*. En strategi som påfører deg et sikkert tap av penger kalles en *hollandsk bok* (oversatt fra det engelske *Dutch books*).[10] Ved å

[9]Hvorfor må det være slik? Anta et Peder sier at han vil kjøpe lodd på en hendelse for 60 kroner, og selger for 50 kroner. Dette er åpenbart en meget dårlig idé, fordi jeg da vil trykke opp forferdelig mange lodd, selge dem til Peder for 60 kroner, og kjøpe dem tilbake for 50 kroner. Da vil Peder garantert tape masse penger, og det vil han ikke. Motsatt, hvis Peder sier at han vil kjøpe lodd på en hendelse for 50 kroner, og selge lodd for 60 kroner, antar han at jeg er villige til å inngå en forferdelig dårlig avtale. Det er jeg ikke. Poenget er at for å få handelen av lodd mellom Peder og meg til å starte, *må* prisen Peder er villig til å selge et lodd for være den samme som han er villig til å kjøpe dette loddet for, være den samme. Det samme gjelder for meg.

[10]Kadane unngår dette uttrykket og bruker i stedet 'avoiding being a sure loser' (2020, s. 1).

bruke hendelse A, B, og C som definert over, vil jeg nå vise hvordan Peder Ås kan bli påført sikre tap dersom hans funksjon pris$(\cdot)$ ikke tilfredstiller Aksiom (i)–(iii) i Definisjon 1 (når vi deler den på 100). Med andre ord, hvis Peders pris$(\cdot)/100$ ikke er en sannsynlighetsfunksjon er han en sikker taper.

(i) *Alle prisene må være ikke-negative.* Anta at Peder Ås angir en negativ pris, for eksempel pris$(A) = -10$. Om jeg da kjøper et lodd av Peder, er han 10 kroner fattigere uansett om A inntreffer eller ikke.

(ii) *Prisen til hendelsen som må inntreffe er* 100 *kroner.* Hvis Peder sier at

$$\text{pris}(A \cup B \cup C) = 110,$$

da kan jeg selge et lodd til Peder for 110 kroner, og når hendelsen $A \cup B \cup C$ inntreffer, hvilket den må gjøre, gir jeg ham 100 kroner. Peder er da 10 kroner fattigere. Dersom Peder sier at $\Pr(A \cup B \cup C) = 90$, da kan jeg kjøpe et lodd av Peder for 90 kroner, og når $A \cup B \cup C$ inntreffer gir Peder meg 100 kroner. Peder er da 10 kroner fattigere.

(iii) *Prisen til loddet på unionen av to disjunkte hendelser er lik summen av prisene på loddene til de to hendelsene.* Hendelsene $A = \{\text{Billettkontroll og bot}\}$ og $C = \{\text{Ikke billettkontroll}\}$ er disjunkte (gjensidige utelukkende). Hvis Peder angir pris$(A \cup C) = 70$, men også pris$(A) = 40$ og pris$(C) = 40$, kan jeg kjøpe et lodd av ham på hendelsen $A \cup C$ for 70 kroner, og selge et lodd på A og et lodd på C for pris$(A) +$ pris$(C) = 80$ kroner. Hvis A inntreffer betaler jeg 100 kroner til Peder fordi han eier et lodd på A, og Peder betaler 100 kroner til meg fordi jeg eier loddet på $A \cup C$. Hvis C inntreffer betaler jeg 100 kroner til Peder fordi han eier et lodd på C, og Peder betaler 100 kroner til meg fordi jeg eier et lodd på $A \cup C$. Dersom $B = (A \cup C)^c$ inntreffer, skylder ikke Peder meg noen penger, og jeg skylder ikke Peder penger. I alle tre tilfeller er Peder 10 kroner fattigere.

Dersom Peder angir prisene pris$(A \cup C) = 80$, mens pris$(A) = 40$ og pris$(C) = 30$, kan jeg selge ham et lodd på hendelsen $A \cup C$, og kjøpe et lodd av ham på hendelsen A og et lodd på hendelsen C. Hvis A inntreffer, skylder Peder og jeg hverandre 100 kroner hver, hvis C inntreffer skylder vi hverandre 100 kroner, og dersom $B = (A \cup C)^c$ inntreffer skylder vi hverandre ingenting. I alle tre tilfeller er Peder 10 kroner fattigere.

Argumentene som viste at Peder Ås med sikkerhet kan bli påført et tap dersom prisene han angir for loddene ikke tilfredsstiller Aksiom (i)–(iii) i Definisjon 1 kalles *hollandske bøker*. Det kan også vises at dersom prisene dine tilfredsstiller Aksiom (i)–(iii), kan ingen hollandsk bok bli konstruert mot deg. Dette er mer komplisert å vise, og jeg tar ikke med argumentet for det her. For et slikt argument, se for eksempel Kadane (2020, s. 25), se også Kadane og Schum (1996, s. 160), Dahlman (2018, p. 38) og de Finetti (1937). Priser eller usikkerhetsanslag som tilfredsstiller (i)–(iii) kalles gjerne koherente. Hollandske bøker er en måte å argumentere for at det er irrasjonelt å ikke være koherent i sine usikkerhetsanslag. I et så viktig beslutningsproblem som bevisbedømmelse er vil man gjerne være rasjonell. Dette er et argument for å bruke sannsynlighetsteori i bevisbedømmelse. Jeg mener ikke med dette at å bruke sannsynlighetsteori er tilstrekkelig for en rasjonell bevisvurdering, det er den ikke. Men jeg mener at en bevisvurdering som strider mot sannsynlighetslæren regler, og derfor ikke er koherent, er irrasjonell. Poenget er at sannsynlighetslæren hjelper oss i å få våre vurderinger til å henge sammen på en rasjonell måte, hvilket er et viktig første steg i streben etter å finne ut av hva som faktisk er tilfellet.

2.4 Sannsynlighet og bevisbedømmelse

En bevisvurdering vil bestå av et stort antall sannsynligheter bevisbedømmeren må anslå. Sannsynlighetslæren sier i seg selv ingenting om hvordan bevisbedømmeren bør anslå hver enkelt sannsynlighet. Det sannsynlighetslæren forteller oss er hvilke sannsynligheter som må anslås, og hvordan disse sannsynlighetene skal settes sammen til et endelig anslag på bevistemates sannsynlighet gitt bevisene.

Når jeg i denne oppgaven argumenterer for sannsynlighetsteori i bevisbedømmelse er dette altså *ikke* fordi jeg tror at anslagene vil bli objektive bare fordi de handler om sannsynligheter, men fordi sannsynlighetsteorien kan gjøre oss oppmerksom på feilslutninger som kan ligge innbakt i en 'skjønnsmessig helhetsvurdering'. Hver enkelt subjektive sannsynlighet blir ikke mer objektiv av at man setter dem sammen på riktig måte, men det er irrasjonelt å sette dem sammen på feil måte.

Her er et eksempel jeg analyserer i kapittel 4.1.2, som fint illustrerer forskjellen mellom subjektive anslag og en riktig måte å samordne disse anslagene på. Bevistemaet er at Peder Ås stjal en bil i Sinsenveien, og det eneste beviset i saken er et vitne som hevder at hun så Peder Ås i Sinsenveien rett før bilen ble stjålet. Jeg skriver Π for bevistema, og A^* for vitnesbyrdet. Det er bevisbedømmerens oppgave å komme frem til et anslag på sannsynligheten for vitnesbyrdet gitt at Peder Ås faktisk er biltyven, og sammenligne denne sannsynligheten med sannsynligheten for vitnesbyrdet gitt at Peder Ås ikke er biltyven. Ratioen av disse to sannsynlighetene kaller jeg beviskraften til A^* på Π, og betegner L_{A^*}. Jeg vil ha mye mer å si om denne i kapittel 4. Beviskraften i dette tenkte eksempelet er da $L_{A^*} = \Pr(A^* \mid \Pi)/\Pr(A^* \mid \Pi^c)$. Når man forsøker å anslå denne ratioen er det naturlig å splitte opp problemet i mindre biter, og man bør for eksempel tenke på om vitnet har sett, husker, og gjengir riktig (Andenæs, 2009, p. 167). Dette kan vi få til ved å tenke på hendelsen $A = \{\text{Peder Ås var i Sinsenveien}\}$, og deretter gjøre anslag på $\Pr(A^* \mid A)$ og $\Pr(A^* \mid A^c)$, som er henholdsvis sannsynligheten for at vitnet sier hun så Peder Ås i Sinsenveien, gitt at Peder var i Sinsenveien og sannsynligheten for at vitnet sier hun så Peder Ås i Sinsenveien, gitt at Peder *ikke* var i Sinsenveien. Anslagene på disse sannsynlighetene kan bygge på subjektive vurderinger av vitnets troverdighet, innsikt fra vitnepsykologi, og så videre. Bevisbedømmere vil også tenke på muligheten for at Peder Ås ikke er biltyven, men at han befant seg i Sinsenveien rett før biltyveriet, og derfor gjøre et anslag på $\Pr(A \mid \Pi^c)$. Dette anslaget kan også være subjektivt, det kan bygge på data om hvor trafikkert Sinsenveien vanligvis er på det aktuelle tidspunktet, og så videre. Når bevisbedømmeren har kommet til anslag på de tre sannsynlighetene $\Pr(A^* \mid A)$, $\Pr(A^* \mid A^c)$, og $\Pr(A \mid \Pi^c)$ er spørsmålet hvordan disse skal samordnes for å komme til et anslag på beviskraften til A^* på Π, altså L_{A^*}. I motsetning til de tre anslagene på sannsynlighetene kan denne samordningen *ikke* være skjønnsmessig, og jeg tror de fleste trenger hjelp av sannsynlighetslæren for å komme frem til at

$$L_{A^*} = \frac{\Pr(A^* \mid A)}{\Pr(A^* \mid A)\Pr(A \mid \Pi^c) + \Pr(A^* \mid A^c)\{1 - \Pr(A \mid \Pi^c)\}},$$

er den riktige måten å samordne de tre sannsynlighetene på.

Det som er enda vanskeligere å tenke seg frem til, er hvordan beviskraften til vitnesbyrdet endrer seg når vi endrer litt på en eller flere av de tre sannsynlighetene. Dette gjøres vanskeligere av at beviskraften ikke er lineær i noen av sannsynlighetene. Hvordan beviskraften endrer seg når man endrer litt på sannsynlighetene som inngår i den kalles sensitivitetsanalyse, et tema jeg kommer tilbake til i kapittel 4.1.3.

3 Norsk bevisteori

I dette kapittelet vil jeg gi en kritisk lesning av noen debatter og bidrag i norsk bevisteori. Flere norske bidrag til den bevisteoretiske litteraturen har som utgangspunkt at sannsynlighetsteoretiske tilnærminger til bevisbedømmelse er utilstrekkelige. Uansett hvordan man velger å tolke den matematiske definisjonen av sannsynlighet, må enhver normativ bevisteori ta på alvor den generelle versjonen av bevisbedømmerens problem: *Hvordan bør man fatte beslutninger under usikkerhet?*

Bevisbedømmelse er såpass vanskelig og viktig, at dersom en teori om bevisvurdering skal ta utgangspunkt i noe annet enn det mest velutviklede verktøyet vi har for å håndtere usikkerhet, nemlig sannsynlighetslæren, bør man ha gode argumenter. I det følgende viser jeg at de resonnementene som blir presentert i to sentrale norske bidrag på feltet ikke er overbevisende.

3.1 Om det subjektive og det betingede

Bevisbedømmelse må være subjektivt. Sannsynlighet oppfattes av mange som uttrykk for noe objektivt og vitenskapelig, hvilket gjør det lett å tenke at sannsynlighet ikke er riktig verktøy for bevisbedømmelse. Et eksempel på denne tankerekken er å finne i prossesslitteraturen, der Skoghøy (2001, s. 674) skriver[11]

> I sannsynlighetsteori blir 'sannsynlighet' vanligvis definert som den relative hyggighet [sic] forekomsten av en omstendighet i et tilfeldig utvalg går mot når størrelsen av utvalget går mot uendelig, eller sagt med andre ord: antallet gunstige tilfeller av antallet mulige. Etter min mening passer ikke denne definisjonen ved bevisvurdering.

Jeg er enig med Skoghøy i at sannsynlighet forstått som relativ hyppighet er vanskelig overførbart til bevisvurdering. Men det er ikke korrekt at sannsynlighet vanligvis blir *definert* som den relative hyppighet av en omstendighet.[12] Sannsynlighet som

[11] I en nyere utgave av boken har Skoghøy (2017, s. 912) endret dette avsnittet.

[12] Definisjonen av sannsynlighet er den som er gitt i Definisjon 1 på side 8. Dette er en ren matematisk definisjon, og den har ingenting med hyppigheten av omstendigheter å gjøre.

relativ hyppighet er en *tolkning* av sannsynlighet. For bevisbedømmelse mener jeg at den *subjektive* tolkningen av sannsynlighet er nyttigere. Denne tolkningen ble presentert i kapittel 2.2, og videre motivert i kapittel 2.3. Ifølge denne tolkningen er sannsynlighet et uttrykk for en persons grad av overbevisning. Dette betyr at det relevante spørsmålet for en bevisbedømmer (i en straffesak) *ikke* er i hvor mange hypotetiske tilfeller med de nøyaktig samme bevis den tiltalte har gjort det han er tiltalt for, men i stedet: *til hvilke odds er jeg villig til å vedde på at den tiltalte har gjort det han er tiltalt for*?

Eivind Kolflaath er kritisk til den subjektive tolkningen av sannsynlighet. Han skriver (Kolflaath, 2004, s. 286) (gjengitt uten fotnoter)

> Andre har forkastet begrepet om frekvenser som tolkning av ordet sannsynlighet [. . .] Det kan synes som om alternativet er å forstå tallet som et uttrykk for i hvilken grad bevisbedømmeren er overbevist, med andre ord at sannsynligheten betraktes som en størrelse på det psykologiske nivået. Men i så fall er det ikke veldig treffende å bruke ordet sannsynlighet, som vitterlig gir inntrykk av noe mer objektivt enn bevisbedømmerens grad av overbevisning.

Kolflaath mener altså at problemet med den subjektive tolkningen av sannsynlighet er bruken av ordet 'sannsynlighet' som han mener 'vitterlig gir inntrykk av noe mer objektivt'. Hvordan ordet sannsynlighet blir oppfattet er et empirisk spørsmål, og det er godt mulig Kolflaath har rett i sin påstand om at sannsynlighet oppfattes som noe objektivt. Men hvorvidt ordet 'sannsynlighet' oppfattes som noe objektivt har ingenting å si for spørsmålet om sannsynlighetlæren er det riktige verktøyet for bevisvurdering.

For sannsynlighetsteoriens omdømme i norsk bevisteori har det muligens vært uheldig at bevisteorier som tar til orde for bruk av sannsynlighetsteori blir omtalt som 'frekvensteorier'. Strandbakken (2003, s. 216 og s. 219) omtaler for eksempel temametoden til Eckhoff og bevisverdimetoden til Ekelöf som frekvensteorier. Metodene til både Eckhoff (1943, 1988, 1992) og Ekelöf (1989) bygger på sannsynlighetsteori, men det betyr ikke at de har noe med frekvenser å gjøre. Et nyere eksempel på dette er å finne i avgjørelsen fra Kommisjonen for gjenopptakelse av straffesaker (18. februar 2021) om gjenåpning av saken mot Viggo Kristiansen. I sin generelle fremstilling av bevisvurdering i straffesaker skriver kommisjonen at '[v]ed vurdering av bevisenes styrke, både enkeltvis og samlet, kan man ikke bare bygge på statistisk beregnet sannsynlighet' (s. 22). Statistisk beregnet sannsynlighet må bety sannsynlighetsanslag basert på data. Vil man for eksempel anslå sannsynligheten for at et kronestykke lander med kron opp når det blir kastet, kan man flippe det opp i lufta noen ganger, telle antall kron, og dele dette på antallet kast. Tallet man da får er en statistisk beregnet sannsynlighet. Jeg mistenker at kommisjonens tankerekke her er at sannsynlighet i bevisvurdering betyr frekvensbaserte sannsynligheter som betyr statistisk beregnet sannsynlighet. For hvis ikke dette er kommisjonens tankerekken er det ikke lett å forstå hvem kommisjonen føler behov for å fortelle at bevisenes styrke ikke kan vurderes ut i fra statistisk beregnet sannsynlighet alene. Jeg tviler på at man finner noen som mener at bevisenes styrke *kan* vurderes ut i fra statistisk beregnet sannsynlighet alene.

Når en bevisbedømmer skal gjøre subjektive anslag på sannsynligheter, er det helt avgjørende at bevisbedømmeren har det helt klart for seg hvilke sannsynligheter hun ønsker å si noe om. For eksempel, dersom H er et bevistema og B er en samling beviser, er det i vurderingen av bevisene viktig å klargjøre om det er $\Pr(H \mid B)$, eller $\Pr(B \mid H)$, eller noe annet, man vil gjøre anslag på. Se Eide (2016, Seksjon 3.1.4) for en gjennomgang av feilslutninger knyttet til forveksling av betingede sannsynligheter med eksempler fra rettspraksis. I internasjonal litteratur har denne typen feilslutninger fått kallenavnet 'the prosecutor's fallacy' (Eide, 2016, s. 80). En annen ting bevisbedømmeren må ha klart for seg er om det er en marginal eller en betinget sannsynlighet hun vil gjøre et anslag på (se side 9). Skillet mellom marginale og betingede sannsynligheter kommer jeg tilbake til i delkapittel 3.3 om kumulering av tvil, og delkapittel 3.4 der jeg ser på en bevisteoretisk artikkel av Hans Petter Graver.

3.2 Atomisme og holisme

Skillet mellom atomistisk og holistisk bevisteori har fått mye oppmerksomhet i den norske bevisteoretiske litteraturen, se særlig Jerkø (2015) og Kolflaath (2007). En atomistisk bevisvurdering går ut på å vurdere hvert enkelt bevis for seg og å bryte bevistemaet ned til mindre vurderingstema, for så å sette sammen delene til en sammenlagt vurdering av hele bevismengden. En holistisk bevisvurdering bedømmer bevismaterialet som helhet, uten å dele det opp. I praksis går det selvfølgelig ikke noe skarpskårent skille mellom hva som er en holistisk bevisvurdering og hva som er en atomistisk bevisvurdering. En holistisk teori kan for eksempel foreskrive å dele opp ett bevistema i et visst antall delbevistema, for så å se disse i lys av det helhetlige bevismateriale. Samtidig er det klart at en atomistisk teori ikke kan foreskrive å bryte opp bevisvurderingen i stadig mindre bestanddeler. På ett punkt må atomisten si stopp. Kort fortalt, det er en glidende overgang fra en holistisk til en atomistisk bevisvurdering, og ikke ett klart skille (Jerkø, 2015, s. 357).

Bruk av sannsynlighetsteori i bevisvurdering har vært forbundet med en atomistisk tilnærming. I flere bevisteoretiske bidrag blir ønsket om å anvende sannsynlighetslære og muligheten for en holistisk tilnærming til bevismaterialet sett på som uforenlige med hverandre. Påstanden er at bevisbedømmelse basert på sannsynlighet innebærer at hvert enkelt bevis vurderes isolert, altså upåvirket av de øvrige bevisene. Kolflaath (2007, s. 210) skriver at (gjengitt uten fotnoter)

> En atomistisk tilnærming til bevisbedømmelse innebærer [...] at det enkelte bevis vurderes uavhengig av sakens øvrige bevis, i motsetning til en holistisk tilnærming hvor bevisene også vurderes i lys av hverandre. Bevisteori basert på sannsynlighet (frekvenser) har en atomistisk tilnærming til juridisk bevisbedømmelse. Ekelöfs fokusering på bevisverdien ved det enkelte bevis [...] er et åpenbart eksempel på dette, men det samme gjelder enhver teori som anbefaler sannsynlighetsteoretiske regneregler i bevisbedømmelsen.

Fordi det ganske riktig fremstår som absurd å ikke se bevisene i lys av hverandre, blir konklusjonen at sannsynlighetsteorien ikke kan brukes i bevisvurdering. I samme artikkel skriver Kolflaath (2007, s. 211) at (gjengitt uten fotnoter)

> I en holistisk bevisbedømmelse blir hvert enkelt bevis betraktet i lys av de øvrige bevis, og dette innebærer at uansett hvor bevisbedømmeren begynner, så skulle han eller hun i prinsippet ha begynt et annet sted. Dette betyr selvsagt ikke at juridisk bevisbedømmelse er umulig, eller at den ikke kan være grundig og samvittighetsfull – det betyr bare at bevisbedømmelsen har form av en vekselvirkning mellom ulike bevis. Men i så fall kan ikke sannsynlighetsteoretiske regneregler anvendes, fordi slike regneregler forutsetter at bevisbedømmeren begynner med et bestemt bevis og så anser *seg ferdig med dette beviset* når han eller hun går over til neste bevis. Denne forutsetningen er selve kjernen i bevisteoretisk atomisme.

Jeg er enig med Kolflaath i at bevis bør sees i lys av hverandre. Jeg er derimot ikke enig i at bruk av sannsynlighetslære utelukker dette. Et av formålene med eksemplene jeg presenter i kapittel 4 er å vise frem at vekselvirkninger mellom bevis kan, og jeg mener bør, analyseres ved bruk av sannsynlighetsteoretiske metoder. De sannsynlighetsteoretiske metodene jeg presenterer tillater blant annet at bevis er avhengige, at de er uavhengige, eller at de er betinget uavhengige. Videre tillater disse metodene en presis analyse av synergieffekter mellom bevis, det vil si at to eller flere bevis har større beviskraft sett i lys av hverandre enn de har hver for seg. Metodene tillater også en presis analyse av bevismessig overflødighet. Bevismessig overflødighet oppstår når et bevis ikke gir noe ekstra beviskraft sett i lys av et annet bevis. Sensitivitetsanalyse, som jeg presenterer i kapittel 4.1.3, innebærer blant annet analyse av synergieffekter og bevismessig overflødighet. En sannsynlighetsteoretisk tilnærming tillater også en presis definisjon av hva et hjelpebevis er, altså et bevis som i seg selv ikke har noe å si for bevistemaet, men som styrker eller svekker et annet bevis som har innvirkning på hva vi bør tro om bevistemaet. Alle disse konseptene vil bli grundigere presentert i kapittel 4. Her nevner jeg dem fordi jeg mener de alle er eksempler på hvordan sannsynlighetslæren gjør det mulig å på en presis og oversiktlig måte se bevis i lys av hverandre.

I sitatene over er det vanskelig å lese Kolflaath annerledes enn at sannsynlighetsteori ikke kan anvendes i juridisk bevisvurdering, som han skriver '[...] bevisbedømmelsen har form av en vekselvirkning mellom ulike bevis. Men i så fall kan ikke sannsynlighetsteoretiske regneregler anvendes [...]'. Et problem med denne påstanden, er at siden sannsynlighetslæren er det best utviklede verktøyet vi har for å fatte beslutninger under usikkerhet, og bevisbedømmelse handler nettopp om å fatte beslutninger under usikkerhet, gjør man det svært vanskelig for seg selv ved å ikke ville bruke sannsynlighetslæren. Det er rett og slett krevende å starte med blanke ark. I tillegg utelukker man å lære av andre vitenskapelige fagfelt som benytter seg av sannsynlighetslære i sine slutninger fra data til hypoteser, det vil si nesten all empirisk vitenskap. Kort fortalt blir livet til en bevisbedømmer veldig vanskelig dersom påstanden til Kolflaath er sann. Jeg mener at den heldigvis ikke er sann.

Som nevnt i kapittel 1 tar jeg i denne oppgaven til orde for en atomistisk tilnærming til bevisbedømmelse og bruk av sannsynlighetsteoretiske metoder. En grunn til dette bygger på kunnskap fra moderne psykologisk forskning som kartlegger såkalt 'kognitiv bias', det vil si typiske tankefeil (mange kjenner til dette gjennom bestselgeren til Daniel Kahneman (2011)). I Norge har blant annet Erling Eide (2016), Markus Jerkø (2015), og Svein Magnussen (Magnussen og Teigen, 2020) vært opptatt av rollen til slike biaser i bevisbedømmelse, og hvordan de kan unngås. Påstanden til blant annet Eide, Jerkø, og Christian Dahlman (2018) i Sverige, er at en atomistisk tilnærming og sannsynlighetslære kan hjelpe oss i å unngå slike tankefeil. Beslektet med dette er at atomisme tillater oss å fokusere på enkelte bevis, slik at vi for eksempel kan nyttiggjøre oss kunnskap fra forskning på vitnepsykologi når vi analyserer vitneforklaringer (se for eksempel Magnussen (2017).

Et annet argument for en atomistisk tilnærming til bevisbedømmelse er at en slik tilnærming gjør det enklere, sammenlignet med en holistisk tilnærming, å oppdage kilder til usikkerhet. I kapittel 4 viser jeg hvordan dette kan gjøres. Skal tvilen komme den tiltalte til gode, så må vi finne denne tvilen. Det er dette en atomistisk tilnærming legger til rette for. Et beslektet argument for en atomistisk og sannsynlighetsteoretisk tilnærming til bevisbedømmelse bygger på en empirisk påstand, nemlig den at i en straffesak vil en analytisk anlagt forsvarer intuitivt dekomponere påtalemyndighetens bevisførsel for å vise frem tvil knyttet til ulike slutninger fra bevisene. Dommerens utfordring er hvordan denne tvilen skal håndteres på en rasjonell og gjennomsiktig måte når bevisene skal samordnes. Det vil si, når en såkalt helhetsvurdering skal gjøres før beslutningen må fattes og begrunnelsen skal skrives. For å gjøre slike helhetsvurderinger er sannsynlighetslæren, godt hjulpet av de Wigmore-inspirerte tankekartene jeg introduserer i kapittel 4, gode verktøy.

En fullendt atomistisk analyse krever ikke bare at bevismaterialet spaltes opp, men at den identifiserte tvilen syntetiseres på en koherent måte, der jeg med koherent mener en måte som er i tråd med sannynlighetslæren. Om svenske domstoler skriver (Dahlman, 2018, s. 24) at

> Mitt intryck av hur det faktiskt går till i svenska domstolar är att bevisvärderingen har en atomistisk ansats, men att domare verkar ha svårt att fullfälja den atomistiska metoden hela vägen till slutsatsen. [...] Den sammantagna bevisvärderingen blir ett helhetsintryck mot bakgrund av de bedömningar som gjorts av enskilda delar.

Metodene jeg presenterer i kapittel 4, som er meget nært beslektet med de metodene Dahlman (2018) foreslår i sin lærebok, er nettopp metoder for en fullendt atomistisk tilnærming til bevisbedømmelse. Jeg vil hevde at en fullendt atomistisk tilnærming tilfredsstiller de kravene til en helhetsvurdering av bevismaterialet som de holistiske teoriene forsøker å oppfylle.

3.3 Kumulering av tvil

Et gjennomgangstema i norsk bevisteori og prosesslitteratur er spørsmålet om kumulering av tvil. Kolflaath (2008) er en god gjennomgang av noen av de viktigste standpunktene knyttet til dette spørsmålet i den norske juridiske litteraturen. Rettsvirkningen i en rettsregel skal kun inntreffe dersom vilkårsleddet i regelen er oppfylt. Som et eksempel, ta alkoholloven § 8-9 første ledd nummer fem, som sier at det er forbudt å drikke i park. For at en rettsvirkning skal inntre må det bevises at personen som står anklaget for å ha drukket i en park, kall ham Peder Aass, både har drukket *og* befunnet seg i en park. Drikking og å befinne seg i park er rettsvilkårene i denne rettsregelen, og bevistema, det vil si *det som skal bevises*, er

$$\text{bevistemaet} = \text{Peder Aass drakk } \textit{og} \text{ Peder Aass var i en park.}$$

For å spare plass, definerer jeg

$$A = \{\text{Peder Aass drakk}\}, \quad \text{og} \quad B = \{\text{Peder Aass var i en park}\},$$

slik at bevistemaet $= A \cap B$. Dersom man angir en sannsynlighet for at Peder Aass drakk og en sannsynlighet for at Peder Aass var i en park, kalles den kjensgjerning at sannsynligheten for at Peder Aass drakk i en park må være mindre enn (eller lik) sannsynligheten for den isolerte sannsynligheten for at Peder Aass drakk, og mindre enn den isolerte sannsynligheten for at Peder Aass var i en park, for kumulering av tvil. Mer konsist, den kjensgjerning at

$$\Pr(A \cap B) \leq \Pr(A), \quad \text{og} \quad \Pr(A \cap B) \leq \Pr(B),$$

fordi $A \cap B \subset A$ og $A \cap B \subset B$ (se Konsekvens (c) på side 8). Tanken er at tvilen knyttet til at A er sann, og tvilen knyttet til at B er sann, *kumuleres* slik at man tviler mer på at $A \cap B$ er sann. Hvis man for eksempel anslår sannsynligheten for at Peder Aass drakk til 0.70, og anslår sannsynligheten for at Peder Aass befant seg i en park til 0.60, vil sannsynligheten for at Peder Aass drakk i en park være mindre enn 0.60. Dersom man anser hendelsen som uavhengige vil sannsynligheten for at Peder Aass drakk i en park være $0.70 \times 0.60 = 0.42$.[13] Dette siste er en anvendelse av det som i den juridiske litteraturen gjerne kalles multiplikasjonsregelen for uavhengige hendelser, som ikke er annet enn definisjonen av uavhengige hendelser (se side 9). Debatten om kumulering av tvil handler om hvorvidt tvilen om A og om B skal 'legges sammen' på denne måten eller ikke.

Grunnen til at kumulering av tvil får den oppmerksomheten det får, er at det i visse tilfeller kan fremstå kontraintuitivt at selv om sannsynligheten for hvert av vilkårene i en rettsregel isolert sett er høyere en beviskravet, kan den samlede sannsynligheten til vilkårene, altså sannsynligheten til bevistemaet, være lavere enn beviskravet. Eivind Kolflaath skiller mellom det han kaller Hovs hovedregel (etter professor Jo Hov): at tvil skal kumuleres; og det Kolflaath kaller Skoghøys hovedregel (etter høyesterettsdommer Jens Edvin A. Skoghøy): tvil skal ikke kumuleres (Kolflaath, 2008, s. 152-153). Dersom man mener at sannsynlighet er riktig verktøy for å fatte beslutninger under usikkerhet, kan man ikke samtidig mene at tvil ikke skal kumuleres: Man kan ikke selv velge når sannsynlighetsteoriens regneregler skal komme til anvendelse. Dette poenget blir overbevisende formulert av Kolflaath (2008, s. 152 og 156). Videre, dersom man velger å se bort fra sannsynlighetslæren stiller man seg også åpen for såkalte hollandske bøker, som diskutert i delkapittel 2.3.

[13] Her kan vi tenke på denne uavhengigheten som at sannsynligheten for at Peder Aass drikker, er den samme som at han drikker gitt at han er i en park.

Kan det være at man finner kumulering av tvil kontraintuitivt fordi man for ofte tenker på hendelser som uavhengige? Markus Jerkø går i sin avhandling grundig gjennom hvordan sammenblandingen av uavhengige og betingede sannsynligheter tar form i ulike typer rettsspørsmål og skaper problemer for mange forfattere (Jerkø, 2015, s. 319 flg.). Han fremfører også poenget at denne misforståelsen har bidratt til at det har 'oppstått et gap mellom det som intuitivt føles som korrekte vurderinger, og det som påstås å være vurderinger basert på ufeilbarlig matematikk. Dette har igjen ført til foreslåtte mottiltak, i form av å dele opp bevistemaet, og det har nok også medført en skepsis mot anvendelsen av sannsynlighetsteori i retten' (Jerkø, 2015, s. 324–325). Se Dahlman (2018, s. 169–173) om det samme.

For å illustrere betinget sannsynlighet med vårt lille eksempel, la oss gå tilbake til Peder Aass som står anklaget for å ha drukket i en park. Vi hadde $\Pr(A) = 0.7$ og $\Pr(B) = 0.6$, slik at $\Pr(A \cap B) = \Pr(A)\Pr(B) = 0.42$, dersom A og B ansees som uavhengige. Men hva om det kommer frem at Peder Aass nesten bare drikker når han er ute blant venner, slik at sannsynligheten for at Peder Aass befant seg i en park, gitt at han drakk, er høyere enn sannsynligheten for at Peder Aass befant seg i en park, si 0.80. Da er

$$\Pr(\text{bevistema}) = \Pr(A \cap B) = \Pr(B \mid A)\Pr(A) = 0.80 \times 0.7 = 0.56,$$

som er godt over alminnelig sannsynlighetsovervekt (selv om det ikke er nok til at Peder kan få bot). Poenget med dette noe tøysete eksempelet, er at tvilen ikke nødvendigvis kumuleres like raskt i situasjoner der man tenker på hendelser som avhengige, som i situasjoner der de ansees som uavhengige.[14]

3.4 Gravers koherensteori

Hans Petter Graver har forsket på og skrevet om et bredt spekter av temaer. I 2009 publiserte han artikkelen 'Bevisbedømmelse – uvitenskapelig magefølelse eller rasjonell helhetsvurdering?' i *Tidsskrift for Rettsvitenskap.*

Graver hevder innledningsvis at 'norsk bevisteori har vært inne i en sannsynlighetsteoretisk blindgate siden 1950-tallet' (Graver, 2009, s. 197). Hans begrun-

[14] I lys av dette eksempelet er det foruroligende at Skoghøy (2017, s. 939) skriver (gjengitt uten fotnoter): 'Det er imidlertid en forutsetning at tvil om flere kumulative betingelser skal kumuleres, at betingelsene er uavhengige av hverandre. Hvis betingelsene ikke er uavhengige av hverandre, kan sannsynligheten for det samlede bevistema ikke løses gjennom en matematisk formel. I slike tilfeller må den samlede tvil bedømmes skjønnsmessig.' At sannsynligheten ikke kan 'løses gjennom en matematisk formel' stemmer ikke. Alt man trenger å gjøre er å faktorisere sannsynligheten for en samlet hendelse opp i betingede sannsynligheter. For eksempel er $\Pr(A \cap B \cap C) = \Pr(A \cap B \mid C)\Pr(C) = \Pr(A \mid B \cap C)\Pr(B \mid C)\Pr(C)$.

nelse for dette er at bevisbedømmeren ofte befinner seg i situasjoner der summen av sannsynligheten til en hypotese og sannsynligheten til dens nektelse overstiger 1, eller ligger strengt under 1. Siden en hypotese eller dens nektelse er uttømmende (beskriver alt som kan være tilfellet), er slike overskudd eller underskudd sannsynlighetsteoretiske umuligheter. Men nettopp fordi disse sannsynlighetsteoretiske umulighetene ifølge Graver ofte opptrer i virkeligheten, hevder han å ha vist at i stedet for å lete etter den forklaring som er mest sannsynlig, er bevisbedømmelse et 'spørsmål om å finne den forklaringen som er mest *koherent*' (Gravers egen kursivering) (Graver, 2009, s. 201). Derfor vil Graver erstatte spørsmålet om sannsynlighet med spørsmålet om koherens. Graver (2009, s. 226) presenterer en sjekkliste for koherente forklaringer.[15] Jeg vil ta for meg det første av kriteriene på denne sjekklisten, nemlig *sammenhengsprinsippet*.

Selv om det skulle være slik at vi mennesker kan *føle* at summen av sannsynlighetene til en hypotese og dens nektelse kan være strengt over eller strengt under en, er det vanskelig å se at dette betyr at vi burde erstatte sannsynlighetsteorien som verktøy i bevisbedømmelse. Hvorfor er det ikke heller vår egen tenkning vi bør gjøre noe med? Slik jeg oppfatter Gravers konklusjon om å erstatte spørsmålet om sannsynlighet med et spørsmål om koherens, er den i konflikt med oppfordringen til en forfatter han aktivt bruker i artikkelen, nemlig Daniel Kahneman. Kahnemans oppfordring til å 'tenke langsomt' handler jo nettopp om at vi mennesker burde ta oss tid til å tenke mer i tråd med de sannsynlighetsteoretiske lover. Ta for eksempel Kahneman og Amos Tverskys nå klassiske eksperimenter der forsøkspersoner blir spurt om hva de tror trettien år gamle Linda gjør i dag (Kahneman, 2011, s. 156–158). Forsøkspersonene får blant annet opplyst at Linda har studert filosofi, er opptatt av rettferdighet, og har deltatt i demonstrasjoner mot atomvåpen. Blant Kahnemans forsøkspersoner er det mange som anser sannsynligheten for at Linda er bankkasserer *og* er aktiv i feministbevegelsen som høyere enn sannsynligheten for at Linda er bankkasserer. Dette må være feil, siden alle bankkasserere som er aktive i feministbevegelsen er bankkasserere, men ikke alle bankkasserere er aktive i feministbevegelsen. For å unngå slike feilslutninger ber Kahneman oss om å tenke langsomt. Graver derimot, mener tilsynelatende at det i situasjoner der vår intuisjon er i konflikt med sannsynlighetsteoriens lover ikke nødvendigvis er vår tenkning det er noe feil med, men at sannsynlighetsteorien kommer til kort. Slik jeg leser Graver må det være en slik idé som gjør at Gravers 'overskudd' eller 'underskudd' av sannsynlighet kan fungere som motivasjon for en ny teori; koherensteorien.

[15]Gravers bruk av begrepet 'koherent' er annerledes enn slik jeg bruker begrepet. Se delkapittel 2.3.

Slik jeg forstår Graver, har han det ikke klart for seg *hvilke* sannsynligheter han ønsker å si noe om. Kort fortalt virker det som om Graver blander *marginale* sannsynligheter og *betingede* sannsynligheter. Dette kommer tydelig til uttrykk i Gravers diskusjon av noen spørsmål som blir vurdert i Høyesteretts dom Rt. 2007 s. 1573 i saken mot Najmuddin Faraj Ahmad, kjent som mulla Krekar.

> Ser man på saksforholdet ut fra sannsynlighetsteori, er det klart mer sannsynlig at mulla Krekar utgjør en sikkerhetsrisiko enn at han har fortsatt tilknytning til Ansar al-Islam, har forbindelse til Al-Qaida-nettverket *og* utgjør en sikkerhetsrisiko. Han kan jo utgjøre en sikkerhetsrisiko selv om han ikke lenger har noen forbindelse til disse to organisasjonene, og det kan være usikkert om det er riktig at han har slike forbindelser uten at det av den grunn behøver å være mer usikkert at han utgjør en sikkerhetsrisiko. Likevel oppfatter vi konklusjonen om at han utgjør en sikkerhetsrisiko som mer sikker når vi finner 'dekning for' hans forbindelse til de to organisasjonene enn om vi ikke hadde funnet dekning for det. Dette er et tilsynelatende paradoks.

Jeg tror grunnen til at dette eksemplet i det hele tatt fremstår som et 'tilsynelatende paradoks' er at Graver ikke har det klart for seg om det er marginale eller betingede sannsynligheter han ønsker å si noe om. Når Graver skriver at det er 'klart mer sannsynlig at mulla Krekar utgjør en sikkerhetsrisiko enn at han har fortsatt tilknytning til Ansar al-Islam, har forbindelse til Al-Qaida-nettverket *og* utgjør en sikkerhetsrisiko' er det marginale sannsynligheter han snakker om. Når Graver skriver at '[l]ikevel oppfatter vi konklusjonen om at han utgjør en sikkerhetsrisiko som mer sikker når vi finner "dekning for" hans forbindelse til de to organisasjonene enn om vi ikke hadde funnet dekning for det', er det derimot betingede sannsynligheter han beskriver. En konklusjon er noe som følger fra premisser. Vi legger premissene til grunn for å trekke en konklusjon, oversatt til sannsynlighet betyr dette at vi *betinger* på premissene for å konkludere. Tilbake til mulla Krekar så er det, *gitt* hva vi vet om Ansar al-Islam og Al-Qaida, ingenting overraskende eller paradoksalt ved at vi oppfatter

$$\Pr(\text{sikkerhetsrisiko} \mid \text{Ansar al-Islam og Al-Qaida}) > \Pr(\text{sikkerhetsrisiko}).$$

At vi skulle trenge et nytt og lite utviklet mål på usikkerhet, i stedet for å bruke sannsynlighetsteori for å løse paradokser som ikke er paradokser, er vanskelig å argumentere for, og Gravers diskusjon av Krekar-saken er lite overbevisende. Dette kommer også tydelig frem i Gravers diskusjon av Kahnemans Linda-eksperiment introdusert ovenfor.

For å gjøre mine innvendinger mot Gravers diskusjon av Linda-eksperimentet så klare som mulig, la

$$A = \{\text{Aktiv i feministbevegelsen}\}, \quad \text{og} \quad B = \{\text{Bankkasserer}\},$$

og la $C = (A \cup B)^c = A^c \cap B^c$, slik at $A \cup B \cup C$ uttømmer mulighetsrommet. Vi vil også trenge

$$E = \{\text{Det vi vet om Linda som student}\}.$$

Feilslutningen til Kahnemans forsøkspersoner beror på at mengden $A \cap B$ er inneholdt i mengden B, vi skriver $A \cap B \subset B$, og følgelig er $\Pr(A \cap B) \leq \Pr(B)$ (se konsekvens (c) på side 8), med likhet kun dersom $A \cap B = B$, altså kun dersom alle bankkasserere også er aktive i feministbevegelsen. Ulikhetene gjelder også for $\Pr(A \cap B \mid E) \leq \Pr(B \mid E)$. Graver ser ut til å mene at denne typen feilslutninger ikke er relevant for bevisbedømmelse fordi 'det viktige i praksis er jo ikke hvordan folk bedømmer sannsynlighet, men hva de bruker den til' (Graver, 2009, s. 222). Graver stiller her opp en motsetning mellom å bedømme sannsynligheter og det å bruke disse sannsynlighetene til noe. I hans videre bruk av Linda-eksperimentet blir det klart at også denne motsetningen beror på at Graver ikke er tydelig på om det er marginale og betingede sannsynligheter han ønsker å si noe om. Det følgende er illustrerende (Graver, 2009, s. 222) (gjengitt uten fotnoter):

> Leter vi etter Linda, er det klart mer fornuftig å lete etter en aktiv feminist enn etter en bankkasserer, og leter vi blant kassererne gjør vi lurt i først å lete blant de av dem som er aktive feminister. Skal vi bedømme sannsynligheten for om hun er en feministisk bankkasserer, bør vi kanskje først se om vi har noen holdepunkter for om hun er bankkasserer. Har vi det, bør vi holde en knapp på at hun er en feministisk bankkasserer. Men skal vi sette penger på de to alternativene, vil sjansen for å tape innsatsen være minst om vi vedder på at hun er en bankkasserer, for da vinner vi jo både om hun er feminist og om hun ikke er det, såfremt hun er en bankkasserer. Så en kritikk om at vi forholder oss til det minst sannsynlige alternativet er bare relevant under bestemte forutsetninger.

I den første leddsetningen – 'Leter vi etter Linda, er det klart mer fornuftig å lete etter en aktiv feminist enn etter en bankkasserer' – skriver Graver, slik jeg forstår det, at $\Pr(A \mid E) \geq \Pr(B \mid E)$. Altså, gitt det vi vet om Linda, er sannsynligheten for at hun er aktiv feminist større enn sannsynligheten for at hun er bankkasserer. Bortsett fra at dette utsagnet ikke virker å ta høyde for de marginale sannsynlighetene $\Pr(A)$ og $\Pr(B)$, altså grunnfrekvensene, virker denne vurderingen av sannsynligheter helt rimelig: Basert på det vi vet om Linda som student (dvs. E), anser Graver det slik at mengden $A \cap E$ er større enn mengden $B \cap E$. Poenget er at denne innsikten ikke har noe å si for Linda-eksperimentet til Kahneman. I neste leddsetning skriver Graver, slik jeg leser ham, at han anser at $\Pr(A \mid B \cap E) \leq \Pr(A^c \mid B \cap E)$, som også er helt rimelig, og like irrelevant for Kahnemans eksempel.

Videre skriver Graver at når vi skal forsøke å 'bedømme sannsynligheten for om [Linda] er en feministisk bankkasserer, bør vi kanskje først se om vi har noen holdepunkter for om hun er bankkasserer. Har vi det, bør vi holde en knapp på at hun er en feministisk bankkasserer.' Her er Graver opptatt av sannsynligheten til $A \cap B$ gitt E, og skriver at for å anslå denne sannsynligheten bør man kanskje først anslå sannsynligheten til B gitt E. Sannsynligheten for at Linda er bankkasserer og aktiv i feministbevegelsen, gitt det vi vet om Linda, kan ved definisjonen av betinget sannsynlighet spaltes opp i to deler, slik

$$\Pr(A \cap B \mid E) = \Pr(A \mid B \cap E)\Pr(B \mid E). \tag{3.4.1}$$

Dersom man vurderer det som enklere å anslå $\Pr(B \mid E)$ og $\Pr(A \mid B \cap E)$, enn å gjøre et direkte anslag på $\Pr(A \cap B \mid E)$, er jeg enig med Graver i at det er en god strategi å spalte opp sannsynligheten på denne måten. Fra faktoriseringen i (3.4.1) ser vi også at $\Pr(A \cap B \mid E)$ blir større når $\Pr(B \mid E)$ blir større. Om dette betyr at vi bør 'holde en knapp på at hun er en feministisk bankkasserer' kommer an på hva vi sammenligner med: Kanskje vil $\Pr(A \cap B \mid E)$ etterhvert være større enn $\Pr((A \cap B)^c \mid E) = 1 - \Pr(A \cap B \mid E)$ når $\Pr(B \mid E)$ blir stor, men at $\Pr(A \cap B \mid E) \leq \Pr(B \mid E)$ er alltid sant uansett hvor stor $\Pr(B \mid E)$. Som jeg viser i kapittel 4 er faktorisering av sannsynligheter ofte svært nyttig, og mye av teorien jeg presenterer der bygger nettopp på slike faktoriseringer. Men hva det har å si for Kahnemans Linda og hvordan det er et argument for koherensteori er høyst uklart.

Etter diskusjon av Linda-eksperimentet som jeg nå har analysert, konkluderer Graver (2009, s. 222) med at

> Derfor kan vi heller ikke kritisere koherensprinsippet om at koherensen øker med hvor mye som forklares og med hvor mange påstander som inngår i settet som er forklart ut fra sannsynlighetsteori, uten å se nærmere etter måten sannsynlighet brukes på i resonnementet.

Som vi har sett er det ingenting i Gravers diskusjon av Linda-eksperimentet som taler for behovet for en ny teori om kvantifisering av usikkerhet. Han påviser ingen paradokser, og det er ingenting som ikke kan bli analysert eller forstått med helt grunnleggende bruk av betinget sannsynlighet. Min innvending er at et argument for en teori om bevisbedømmelse som skal erstatte sannsynlighetsteorien, tydelig må vise hvorfor man trenger en slik teori: Hva er det den kan hjelpe oss med å forstå eller analysere som vi ikke kan forstå eller analysere med sannsynlighetsteorien? Polemisk kan man kanskje hevde at argumentene for koherens blir fremsatt fordi man så gjerne vil kunne måle usikkerhet med et betinget mål, kalt koherens, som er slik at

$$\text{Koherens}(A \cap B \mid E) > \text{Koherens}(B \mid E).$$

Som jeg diskuterte i kapittel 2.3 om hollandske bøker er det å utvikle et slikt mål, gitt at man ikke vil bryte grunnleggende prinsipper om rasjonalitet, en meget krevende oppgave.

3.5 Kolflaath og slutning til beste forklaring

Eivind Kolflaath er en av de mest produktive norske bevisteoretikerne. Han holder også kurs for dommere (Kolflaath, 2019, s. 122). Kolflaath har spilt en viktig rolle i å introdusere teorier fra den internasjonale litteraturen for et norsk publikum. Flere av disse teoriene blir presentert som motsatser til teorier basert på sannsynlighetslæren. Som med Gravers koherensteori er motivasjonen for disse teoriene ofte det som blir betraktet som svakheter ved sannsynlighetsteorien. Det er imidlertid ikke alltid like lett for leseren å forstå om teorien som blir presentert er deskriptiv eller normativ. I dette kapittelet vil jeg analysere teorien som Kolflaath presenterer i artikkelen 'Bevisbedømmelse som slutning til beste forklaring', publisert i *Tidsskrift for rettsvitenskap* (Kolflaath, 2007), og, med fare for å ta feil, leser jeg denne teorien som et normativt bidrag.[16]

Kolflaath (2007, s. 174) gir det jeg oppfatter som en definisjonen av en slutning til beste forklaring. Jeg velger å sitere dette i sin helhet her (med unntak av Kolflaaths fotnote 6 og 7), før jeg under vil analysere dette. Arbeidene det refereres til er Josephson (2000b,a).

> I tråd med dette har Josephson i en rekke artikler fremstilt slutning til beste forklaring som et resonnement av følgende form:
>
> D er en gitt samling av data (fakta, observasjoner);
> Hypotesen H forklarer D (ville, hvis den var sann forklare D);
> Ingen andre hypoteser forklarer D så godt som H;
> Konklusjon: H er trolig sann.

[16] Jeg oppfatter Kolflaath (2007) som en tydelig normativ artikkel. I en artikkel fra 2019 skriver imidlertid Kolflaath at 'I think the theory of relative plausibility is a very promising starting point for a prescriptive theory of evidence assessment' (Kolflaath, 2019, s. 126).

> Josephson har fremhevet at konklusjonens styrke generelt er avhengig av tre forhold, nemlig (1) hvor god hypotesen H er i seg selv (absolutt godhet), (2) hvor mye bedre H er enn de øvrige mulige forklaringene som har vært tatt i betraktning (relativ godhet), og (3) hvor grundig søket etter andre forklaringer har vært.

Slik jeg leser beskrivelsen av dette resonnemmentet, supplert med punkt (1), er dette en beskrivelse av Bayes' teorem, se (2.1.4). Oversatt til sannsynlighet betyr 'Hypotesen H forklarer D' at den betingede sannsynligheten til data D gitt hypotesen H er større enn null: $\Pr(D \mid H) > 0$. Videre leser jeg 'Ingen andre hypoteser forklarer D så godt som H' som at dersom $H_1, \ldots, H_k$ er andre konkurrerende hypoteser til H, så er

$$\Pr(D \mid H) > \Pr(D \mid H_j), \quad \text{for } j = 1, \ldots, k.$$

Her betraktes den betingede sannsynligheten til D gitt en hypotese som en funksjon av hypotesen, altså en likelihoodfunksjon. På bakgrunn av disse premissene kan man konkludere 'H er trolig sann'. At H trolig er sann må bety at vi anser sannsynligheten til H som høy nok til at vi tror H er sann, og siden vi er presentert med data (fakta, observasjoner) D, virker det rimelig at det her er snakk om den betingede sannsynligheten til H gitt D: $\Pr(H \mid D)$. Men ved Bayes' teorem er $\Pr(H \mid D) = \Pr(D \mid H)\Pr(H)/\Pr(D)$. Her dukker to ytterligere sannsynligheter opp på høyresiden, nemlig den marginale sannsynligheten til hypotesen H (eller *a priori* sannsynligheten til H), og den marginale sannsynligheten til data D. Men for å sammenligne sannsynligheten $\Pr(H \mid D)$ med enhver $\Pr(H_j \mid D)$ er den marginale sannsynligheten til data ikke viktig, fordi den ikke endrer seg med hvilken hypotese vi ser på den betingende sannsynligheten til, det vil for eksempel si

$$\frac{\Pr(H \mid D)}{\Pr(H_j \mid D)} = \frac{\Pr(D \mid H)\Pr(H)}{\Pr(D \mid H_j)\Pr(H_j)}, \tag{3.5.1}$$

for alle konkurrerende hypoteser H_j. Her ser vi at $\Pr(D)$ *ikke* inngår på høyresiden. Med andre ord, trenger vi ikke å bry oss om den marginale sannsynligheten til data D når vi sammenligner de betingede sannsynlighetene til forskjellige hypoteser gitt D (dette kommer jeg tilbake til i kapittel 4.1). De marginale sannsynlighetene vi må bry oss om er *a priori* sannsynlighetene til H og H_j, som er tilstede på høyresiden i (3.5.1). Men det er nettopp det Kolflaath sier at man skal, når han skriver at konklusjonens styrke avhenger av tre forhold, hvor punkt (1) er 'hvor god hypotesen H er i seg selv (absolutt godhet)'. Lest med sannsynlighetsbrillene på er en hypotese vi gir høy a priori sannsynlighet en hypotese som er god *i seg selv*. Dette 'i seg selv' understreker at det er en marginal, og ikke en betinget sannsynlighet, det er snakk om.

Som Kolflaath (2007, s. 201) skriver innebærer en slutning til beste forklaring et kriterium for å sammenligne forklaringers godhet. Kolflaath bygger her på Lipton (2008) og hans ideer om 'the likeliest explanation' og 'the loveliest explanation' for å presentere et slikt kriterium. Jeg vil nå gi min lesning av forskjellen på disse to typene forklaring, og forklare hvorfor de grunnleggende ideene Kolflaath her fremsetter er i tråd med en bayesiansk tilnærming til bevisbedømmelse. En 'lovely explanation', en elskverdig hypotese, er en hypotese med stor *forklaringskraft*. Med forklaringskraft menes her at hypotesen er i stand til å forklare de observerte data. Dersom Peder Ås' elskede katter er forsvunnet mens han sov, vil både hypotesen H_1: Peders forlover har stjålet begge kattene; og hypotesen H_2: Peders forlover har hyret en honningfelle som stjal Peders reservenøkler under en date, overleverte dem til forloveren som låste seg inn og stjal begge kattene, forklare de observerte data (forsvunnede katter mens Peder sov). Hypotese H_2 har større forklaringskraft enn hypotese H_1, fordi H_2 også forklarer hvorfor Peder ikke våknet da kattene forsvant. Slik jeg forstår forklaringskraft, betyr dette at dersom vi skriver $D = \{\text{forsvunnede katter mens Peder sov}\}$, er $\Pr(D \mid H_2) > \Pr(D \mid H_1)$.[17] Her ser vi at forklaringskraft er et spørsmål om å sammenligne likelihooden til konkurrerende hypoteser, slik som beskrevet i det tredje punktet til Kolflaath, som sitert på side 29 ('Ingen andre hypoteser forklarer D så godt som H').

'The likeliest explanation', den mest sannsynlige eller plausible hypotesen, forstår jeg som den hypotesen som har størst a priori sannsynlighet. Som Kolflaath skriver er dette noe ganske annet enn at hypotesen har høy forklaringskraft. Når det gjaldt Peder Ås sine forsvunnede katter så vi at forklaringskfraften til H_2 var større enn forklaringskraften til H_1, men siden hypotese H_2 er inneholdt i hypotese H_1, må sannsynligheten til H_2 være lavere enn sannsynligheten til H_1 (se konsekvens (c) av Kolmogorovs aksiomer på side 8), mer konsist er $\Pr(H_2) \leq \Pr(H_1)$ fordi $H_2 \subset H_1$. Kolflaath trekker frem konspirasjonsteorier som eksempel på lite sannsynlige forklaringer med høy forklaringskraft.

Med utgangspunkt i Liptons begreper om 'likely' og 'lovely' forklaringer (eller hypoteser) ender altså Kolflaath på et kriterium for forklaringers godhet som avhenger både av sannsynligheten til de observerte data gitt forklaringen, og av den marginale sannsynligheten til forklaringen, det vil si av $\Pr(D \mid H)$ og $\Pr(H)$. Den naturlige

[17]Med denne lesningen av begrepet 'forklaringskraft' ser vi at forklaringskraft og Per Olof Ekelöfs begrep om 'bevisverdi' har mye til felles, om det ikke er helt det samme. Dahlman (2018, s. 26) skriver at 'bevisvärdet hos ett bevisfaktum är, enligt bevisvärdmetoden, lika med sannolikheten för at bevisfaktumet orsakats av bevistemat'. De to begrepene er det samme dersom sannsynlighetene for at E *orsakats* av H er den betingede sannsynligheten til E gitt H.

måten å kombinere disse to sannsynlighetene på er ved å multiplisere dem,[18] slik at

$$\text{Forklaringen } H \text{ sin godhet} = \Pr(D \mid H)\Pr(H).$$

Men da ser vi at forklaringen H sin godhet er proporsjonal med $\Pr(H \mid D)$,

$$\Pr(H \mid D) = \frac{\text{Forklaringen } H \text{ sin godhet}}{\Pr(D)},$$

og siden $\Pr(D)$ ikke endrer seg med hvilken hypotese vi vurderer, ser vi at det kriterium Kolflaath foreslår er ekvivalent med å sammenligne a posteriori sannsynlighetene til konkurrerende hypoteser gitt data. Anbefalingene til Lipton (som sitert i Kolflaath (2007)) om å tenke nøye på en hypoteses forklaringskraft (hvor 'lovely' den er) og hvor sannsynlig ('likely') den er, er en anbefaling om å tenke nøye gjennom likelihooden $\Pr(D \mid H)$ til en hypotese og a priori-sannsynligheten $\Pr(H)$ til hypotesen før man via Bayes' teorem konkluderer med a posteriori-sannsynligheten $\Pr(H \mid D)$ til denne hypotesen gitt data.

[18]Jeg mener dette er den naturlig måten å kombinere dem på fordi dette leder til Bayes' teorem, og dersom man kombinerer dem på en måte som ikke leder til Bayes' teorem, er ikke oppfatningene koherente. Se delkapittel 2.3 om hollandske bøker.

4 Et forslag: Wigmore og Bayes

I dette kapittelet vil jeg introdusere metoden for bevisvurdering som blir utviklet av Kadane og Schum (1996). Deres metode benytter seg av idéer om beviskart opprinnelig utviklet av Wigmore (1913). Kadane og Schum kombinerer slike wigmorske beviskart med sannsynlighetsregning for å gjøre grundige analyser av beviskraften til hvert eneste bevis i Sacco–Vanzetti-saken, for så å sammenstille disse til en vurdering av hele bevismaterialet i saken. I delkapittel 4.1.3 vil jeg vise hvordan Kadane og Schums metoder naturlig innbyr til sensitivitetsanalyse som et ledd i bevisvurdering, og argumentere for at slike analyser bygger bro mellom en atomistisk og en holistisk tilnærming til bevisbedømmelse. Til slutt, i delkapittel 4.2 vil jeg vise hvordan metodene til Kadane og Schum kan anvendes ved hjelp av et fiktivt eksempel.

4.1 Wigmore-Bayes-syntesen til Kadane og Schum

De to viktigste ingrediensene i metodene til Kadane og Schum (1996) er beviskart og sannsynlighetsteori. Man tegner et kart over bevisene der hvert enkelt bevis og hver enkelt hendelse betegnes med en boks (en node), deretter tegner man piler mellom boksene for å illustrere hvordan bevis og hendelser henger sammen. Beviskraften til et bevis på nærmeste hendelse i kartet identifiseres da som pilen mellom boksen til beviset og boksen til hendelsen, og styrken i dette leddet angis som beviskraften til dette beviset på nærmeste hendelse. En presis definisjon av beviskraft vil bli gitt i Definisjon 3. De Wigmore-inspirerte beviskartene som Kadane og Schum introduserer er tett knyttet til det som i dag kalles bayesianske nettverk. Se for eksempel Dahlman (2018, Kap. 7.3) eller Taroni et al. (2014) for bruk av bayesianske nettverk i bevisvurdering.

4.1.1 Beviskraft Se for deg en stor bøtte med $r > 0$ røde kuler og $b > 0$ blå kuler. Vi rister bøtten og trekker en tilfeldig kule. Sannsynligheten for at vi trekker en blå kule er da antallet blå kuler, b, delt på det totale antallet kuler i bøtten, som er $b + r$, det vil si

$$\Pr(\text{blå kule}) = \frac{b}{b+r}.$$

Oddsen for at vi trekker en blå kule er antallet blå kuler delt på antallet røde kuler,

$$\text{Odds for blå kule} = \frac{b}{r}.$$

Odds og sannsynlighet henger sammen på følgende måte

$$\text{Odds for blå kule} = \frac{\Pr(\text{blå kule})}{1 - \Pr(\text{blå kule})} = \frac{\Pr(\text{blå kule})}{\Pr(\text{rød kule})} = \frac{b/(b+r)}{r/(b+r)} = \frac{b}{r}.$$

Fra nå av vil jeg skrive odds(H) for oddsen til en hendelse eller hypotese, H, og skrive $\text{odds}(H \mid B)$ for oddsen til H gitt B. Disse to størrelsene er altså definert ved

$$\text{odds}(H) = \frac{\Pr(H)}{\Pr(H^c)}, \quad \text{og} \quad \text{odds}(H \mid B) = \frac{\Pr(H \mid B)}{\Pr(H^c \mid B)}.$$

I kapittel 2.1 så vi at ved Bayes' teorem er sannsynligheten til H gitt B

$$\Pr(H \mid B) = \frac{\Pr(B \mid H)\Pr(H)}{\Pr(B)}.$$

Tilsvarende er sannsynligheten til H^c gitt B,

$$\Pr(H^c \mid B) = \frac{\Pr(B \mid H^c)\Pr(H^c)}{\Pr(B)}.$$

Oddsen til H gitt B er da

$$\text{odds}(H \mid B) = \frac{\Pr(H \mid B)}{\Pr(H^c \mid B)} = \frac{\Pr(B \mid H)\Pr(H)}{\Pr(B \mid H^c)\Pr(H^c)} = \text{odds}(H)\frac{\Pr(B \mid H)}{\Pr(B \mid H^c)}.$$

Denne formelen er veldig viktig. Dersom vi tenker på H som en hypotese eller et bevistema, og B som data eller bevis, viser formelen hvordan observasjon av data endrer det vi tror om hypotesen H. Før vi observerer data er vår odds for hypotesen $\text{odds}(H)$. Når data kommer inn ganges dette tallet med ratioen $\Pr(B \mid H)/\Pr(B \mid H^c)$, og vårt oppdaterte syn på H er $\text{odds}(H \mid B)$. Dette betyr at dersom $\Pr(B \mid H)/\Pr(B \mid H^c) < 1$ svekkes vår tiltro til H ved observasjon av B, dersom $\Pr(B \mid H)/\Pr(B \mid H^c) > 1$ styrkes vår tiltro til H, og dersom $\Pr(B \mid H)/\Pr(B \mid H^c) = 1$ har B ingenting å si om hva vi tror om H. Fra nå av vil jeg skrive

$$L_B = \frac{\Pr(B \mid H)}{\Pr(B \mid H^c)},$$

der det vil fremgå av sammenhengen hvilke hypoteser det betinges på. Med notasjonen innført så langt har vi altså at Bayes' teorem på odds form er

$$\text{odds}(H \mid B) = \text{odds}(H)L_B. \tag{4.1.1}$$

Her er et eksempel. Se for deg at venninnen din flipper et kronestykke opp i luften, tar det i mot med venstrehånden, og skjuler utfallet med høyrehånden. Du skal gjette om kronestykket viser kron eller mynt. Siden du tror kronestykket er rettferdig, tenker du at det ikke har noe å si hva du gjetter, og gjetter kron. Dette betyr at dersom $H = \{\text{kron}\}$, er din odds for kron før venninnen din trekker vekk høyrehånden $\text{odds}(H) = \Pr(H)/\Pr(H^c) = \Pr(\text{kron})/\Pr(\text{mynt}) = (1/2)/(1/2) = 1$. Venninnen din titter under hånden sin og smiler litt lurt, og det får deg til å tenke at kronestykket kanskje viser mynt. Du tenker at din venninnes lure smil er mer sannsynlig dersom kronestykket viser mynt, enn dersom det viser kron, hvilket betyr at $L_B < 1$, der B er smilet til venninnen din. Nå justeres det du tror om H ned, $\text{odds}(H \mid B) = \text{odds}(H)L_B < \text{odds}(H)$, og hvor mye ned avhenger av hvor avslørende du tror din venninnes smil er.

Definisjon 3. (Beviskraft). La A og B være to bevis, og H et bevistema. Beviskraften til B på H er $L_B = \Pr(B \mid H)/\Pr(B \mid H^c)$. Beviskraften til B på H *gitt* A er $L_{B|A} = \Pr(B \mid A \cap H)/\Pr(B \mid A \cap H^c)$.[19]

Vi ser at L_B er ratioen mellom sannsynligheten til B gitt H, og sannsynligheten til B gitt H^c. Sannsynligheten i telleren kalles ofte *likelihooden* til H, og sannsynligheten i nevneren kalles *likelihooden* til H^c. Beviskraften er da en *likelihood ratio*. Dersom beviskraften til et bevis er større enn 1 styrkes vår tro på at hypotesen er sann, dersom den er mindre enn 1 svekkes vår tro på at hypotesen er sann, og dersom den er lik 1 har beviset ingenting å si for hva vi tror om hypotesen.

Fra Definisjon 3, kombinert med Bayes' teorem på odds form, ser vi at beviskraften til et bevis, er faktoren vi endrer oddsen for H med etter å ha blitt presentert for bevisene. Definisjon 3 er utbredt både i den bevisteoretiske litteraturen og i praktisk arbeid med bevismateriale. Kadane og Schum (1996, s. 125) benytter denne definisjonen (på engelsk kalles L_B for 'the probative force of evidence'), Lindley (1977, s. 208) anbefaler denne måten å vurdere bevis på og den svenske bevisteoretikeren Christian Dahlman definerer beviskraft på denne måten i sin lærebok (2018, s. 69). I Sverige benytter også *Nationellt Forensiskt Centrum* i Linköping seg av denne definisjonen av beviskraft (se Dahlman (2018, s. 78) for en diskusjon).[20]

[19] Her antar jeg at både $\Pr(A \cap H) > 0$ og $\Pr(A \cap H^c) > 0$, og at $0 < \Pr(H) < 1$, som selvfølgelig må være tilfellet for bevistemaet.

[20] Jeg har spurt Kripos om de benytter seg av en lignende definisjon, men har ved tidspunktet for levering ikke fått svar.

4.1.2 Bevistyper og Wigmore-inspirerte beviskart Beviskartene (som jeg også kommer til omtale som bevistrær) og notasjonen jeg bruker i denne oppgaven, er hentet fra Kadane og Schum (1996). I likhet med Kadane og Schum (1996, s. 41), skiller jeg mellom hendelser og påstander om hendelser. La oss, for eksempel, si at et vitne sier at hun så Peder Ås på åstedet. For hendelsen dette vitnet hevder fant sted, bruker jeg store bokstaver,

$$A = \{\text{Peder Ås var på åstedet}\}.$$

For vitnesbyrdet om A skriver jeg A^*, det vil si

$$A^* = \{\text{Vitnet sier at } A \text{ er sann}\}.$$

Tilsvarende vil et vitnesbyrd om en hendelse B betegnes ved B^*, og så videre. Dette skillet mellom hendelser og påstander om hendelser er viktig fordi det tillater oss å stykke opp bevisvurderingen i håndterlige biter. Dersom bevistemaet i en sak er om Peder Ås stjal en bil i Sinsenveien den 4. mai 2021 klokken 12:22, og vitnet hevder at hun så Peder i Sinsenveien (åstedet) på denne datoen klokken 12:21, kan vi tegne dette tankekartet, som er et enkelt Wigmorsk tre.

$$A^* \to \{A, A^c\} \to \{\Pi, \Pi^c\}, \tag{4.1.2}$$

der $\Pi = \{\text{Peder Ås stjal en bil}\}$, og Π^c er nektelsen til bevistemaet. I beviskartet i (4.1.2) gjør jeg en antagelse om at vitnesbyrdet er uavhengig av bevistemaet når vi betinger på A. Ved Definisjon 2 betyr dette at

$$\Pr(A^* \cap \Pi \mid A) = \Pr(A^* \mid A)\Pr(\Pi \mid A), \tag{4.1.3}$$

og følgelig er også A^* uavhengig av Π^c når vi betinger på A, det vil si $\Pr(A^* \cap \Pi^c \mid A) = \Pr(A^* \mid A)\Pr(\Pi^c \mid A)$.

I saken jeg har illustrert med Wigmore-treet i (4.1.2) er det bare ett eneste bevis, nemlig vitnesbyrdet A^*, og for at Peder Ås skal dømmes for biltyveri må sannsynligheten $\Pr(\Pi \mid A^*)$ være høyere enn beviskravet. Som vi så over er

$$\text{odds}(\Pi \mid A^*) = \text{odds}(\Pi) L_{A^*},$$

så bevisvurderingen går ut på å si noe om hvor stor L_{A^*} er. For å vurdere $L_{A^*} = \Pr(A^* \mid \Pi)/\Pr(A^* \mid \Pi^c)$ kan man gjøre et direkte anslag på denne ved å tenke nøye på hvor mye mer eller mindre sannsynlig det er at vitnet hevder at hun så Peder Ås i Sinsenveien gitt at Peder er biltyven, sammenlignet med hvor sannsynlig det er at vitnet sier dette gitt at Peder ikke er biltyven. Dette vil være en *holistisk* vurdering av beviskraften. Anslaget på beviskraften kan også gjøres ved å spalte vurderingen opp i mindre biter. Poenget med en slik oppspaltning er at når man skal vurdere

$$L_{A^*} = \frac{\Pr(A^* \mid \Pi)}{\Pr(A^* \mid \Pi^c)},$$

kan det være vanskelig å tenke på sannsynligheten for at vitnet sier hun så Peder Ås i Sinsenveien gitt at Peder er biltyven, altså telleren i L_{A^*}, uten å først tenke på sannsynligheten for at vitnet sier at hun så Peder Ås i Sinsenveien gitt at han var i Sinsenveien, uavhengig av om han var biltyven eller ikke (vitnet hevder jo ikke at hun så Peder stjele bilen); og også på sannsynligheten for at Peder Ås var i Sinsenveien, selv om han ikke var biltyven, og så videre. Tenker vi slik er vi i gang med en *atomistisk* vurdering av beviset. Spørsmålet blir da hvordan vi skal sette sammen puslespillet av slike vurderinger til et anslag på beviskraften L_{A^*}. Her kan det lille Wigmorske treet i (4.1.2) hjelpe oss.

Det er to verdener der vitnet hevder hun så Peder Ås i Sinsenveien, én der Peder Ås vitterlig var i Sinsenveien, og én der han *ikke* var i Sinsenveien. Vi kan derfor spalte opp A^* i disse to mulige verdenene, slik

$$A^* = (A^* \cap A) \cup (A^* \cap A^c).$$

Siden hendelsen $(A^* \cap A)$ og hendelsen $(A^* \cap A^c)$ er gjensidige utelukkende, (her bruker jeg Aksiom (iii) fra side 8) kan vi skrive telleren i L_{A^*} som

$$\Pr(A^* \mid \Pi) = \Pr(A^* \cap A \mid \Pi^c) + \Pr(A^* \cap A^c \mid \Pi) = \Pr(A^* \cap A \mid \Pi),$$

der jeg i den siste likheten bruker at $\Pr(A^* \cap A^c \mid \Pi) = 0$, fordi Peder Ås må ha vært i Sinsenveien dersom han er biltyven, $A^c \cap \Pi = \emptyset$. Videre har vi at

$$\begin{aligned} \Pr(A^* \cap A \mid \Pi) &= \frac{\Pr(A^* \cap A \cap \Pi)}{\Pr(\Pi)} = \frac{\Pr(A^* \mid A \cap \Pi)\Pr(A \cap \Pi)}{\Pr(\Pi)} \\ &= \Pr(A^* \mid A)\Pr(A \mid \Pi) = \Pr(A^* \mid A). \end{aligned} \tag{4.1.4}$$

Her bruker jeg definisjonen av betinget sannsynlighet (et par ganger), og at A^* og Π er uavhengige gitt A, og at sannsynligheten for at Peder Ås var i Sinsenveien gitt at han er biltyven er én, det vil si $\Pr(A \mid \Pi) = 1$. Nå ser vi at telleren i L_{A^*} er sannsynligheten for at vitnet sier at Peder Ås var i Sinsenveien gitt at Peder Ås faktisk var i Sinsenveien.

Vi kan gjøre tilsvarende oppspaltninger av nevneren i L_{A^*}, én slik er

$$\Pr(A^* \mid \Pi^c) = \Pr(A^* \cap A \mid \Pi^c) + \Pr(A^* \cap A^c \mid \Pi^c).$$

Om vi ser på den første sannsynligheten på høyresiden, vil vi ved de samme grepene som jeg brukte i utledningen (4.1.4) få at $\Pr(A^* \cap A \mid \Pi^c) = \Pr(A^* \mid A)\Pr(A \mid \Pi^c)$. For det andre leddet har vi at $\Pr(A^* \cap A^c \mid \Pi^c) = \Pr(A^* \mid \Pi^c \cap A^c)\Pr(A^c \mid \Pi^c) = \Pr(A^* \mid A^c)\{1 - \Pr(A \mid \Pi^c)\}$, slik at nevneren i L_{A^*} er $\Pr(A^* \mid \Pi^c) = \Pr(A^* \mid A)\Pr(A \mid \Pi^c) + \Pr(A^* \mid A^c)\{1 - \Pr(A \mid \Pi^c)\}$. Med denne oppspaltningen kan beviskraften i vitnesbyrdet E^* på bevistema Π uttrykkes som

$$L_{A^*} = \frac{\Pr(A^* \mid A)}{\Pr(A^* \mid A)\Pr(A \mid \Pi^c) + \Pr(A^* \mid A^c)\{1 - \Pr(A \mid \Pi^c)\}}. \tag{4.1.5}$$

Her er det tre sannsynligheter bevisbedømmeren må ta stilling til.

(1) $\Pr(A^* \mid A)$: Gitt at Peder Ås var i Sinsenveien, hvor sannsynlig er det at vitnet sier hun så Peder i Sinsenveien minuttet før tyveriet;

(2) $\Pr(A \mid \Pi^c)$: Gitt at Peder Ås ikke er biltyven, hvor sannsynlig er det at Peder var i Sinsenveien minuttet før tyveriet;

(3) $\Pr(A^* \mid A^c)$: Gitt at Peder Ås ikke var i Sinsenveien minuttet før tyveriet, hvor sannsynlig er det at vitnet hevder at han var det.

4.1.3 Sensitivitetsanalyse Sensitivitetsanalyse handler om å undersøke hvordan beviskraften i en samling bevis endrer seg når man gjør endringer i et eller flere av anslagene på sannsynlighetene som inngår i beviskraften. Slike analyser kan avsløre at bevis man trodde var viktige for den endelig konklusjonen ikke har så stor betydning, og motsatt, at bevis man tenkte på som uviktige, viser seg å ha stor betydning for konklusjonen (Kadane og Schum 1996, s. 149). I eksempelet over, der jeg endte opp med uttrykket for beviskraften L_{A^*} i (4.1.5), kan man for eksempel undersøke hvor sensitiv konklusjonen er for antagelsen om hvor trafikkert Sinsenveien er på tiden rundt biltyveriet. Konkret betyr dette at bevisbedømmeren har kommet frem til anslag på alle de tre sannsynlighetene som inngår i L_{A^*}, og nå har lyst til å undersøke hva som skjer med beviskraften dersom hun endrer litt på $\Pr(A \mid \Pi^c)$, mens hun holder $\Pr(A^* \mid A)$ og $\Pr(A^* \mid A^c)$ konstant. Dersom bevisbedømmeren har kommet til at $\Pr(A^* \mid A) = 0.96$ og $\Pr(A^* \mid A^c) = 0.05$, og vil undersøke hvor mye beviskraften endrer seg når $\Pr(A \mid \Pi^c)$ beveger seg fra 0.05 til 0.35, kan hun regne ut L_{A^*} for noen verdier av $\Pr(A \mid \Pi^c)$ mellom 0.05 og 0.35. Jeg har regnet ut tre slike i tabellen under.

$\Pr(A \mid \Pi^c)$	0.05	0.20	0.35
L_{A^*}	10.10	4.13	2.61

4.2 En fiktiv sak: skilpadder på Texburger

I det følgende vil jeg anvende metodene jeg nettopp har presentert på en fiktiv sak. Beviskartet i figur 4.1 er laget etter modell av beviskartet 'Figure 4.2 Concomitant identification evidence concerning Sacco' til Kadane og Schum (1996, s. 134). Åstedet er inspirert av scenen som beskrives i punkt 8.2.17 i Oslo tingretts dom TOSLO–2015–153804–5 i korrupsjossaken mot Eirik Jensen og Gjermund Cappelen.

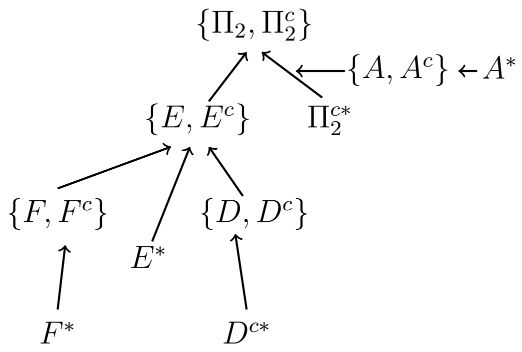
I Oslo tingrett står J.C. tiltalt for ulovlig innførsel av eksotiske skilpadder. Aktor hevder at det er J.C. man kan se på overvåkningsbildene fra Texburger på Sjølyst den 19. desember 2020, i tidsperioden 22:13 til 23:01. På bildene fra overvåkingskameraet kan man se en lastebil med nederlandske skilter ankomme Texburger klokken 22:40, sjåføren går ut og overleverer en kasse til en person, før lastebilen kjører videre i retning Lysaker klokken 22:55. Lastebilen blir klokken 23:14 stoppet i en fartskontroll på Mosseveien (retning sør), hvor politiet beslaglegger materiale for oppbevaring av eksotiske skilpadder.

I tillegg til J.C.s egen forklaring, består bevismaterialet av fem vitner: klassekameraten, elbileieren, Texburgermannen, trailersjåføren, og trailersjåførens ekskjæreste. Klassekameraten er en tidligere klassekamerat av J.C. som hevder at hun så J.C. på parkeringsplassen på det aktuelle tidspunktet. Med andre ord, klassekameraten plasserer J.C. på gjerningsstedet. Elbileieren ble fanget opp på overvåkningskameraet til YX 7-Eleven (der ladestasjonen er), kalt inn som vitne, og etter å ha blitt vist bilder av J.C. har han sagt at han så en person som ligner på J.C. på parkeringsplassen i det aktuelle tidsvinduet. Texburger-mannen sier at det var fem kunder innom Texburger i den aktuelle perioden, og at ingen av disse fem var J.C. Trailersjåføren sier han ikke vet hvem han leverte kassen med skilpadder til, men hevder hardnakket at det ikke var J.C. Ekskjæresten til trailersjåføren har i avhør sagt at trailersjåføren er en notorisk løgner. Det overordnede bevistema i saken er

> $U:$ J.C. mottok en kasse med skilpadder på Texburger ved Sjølyst den 19. desember 2020.

For at dette bevistemaet skal bli etablert, må både Π_1 og Π_2 være bevist. Disse delbevistema er

> $\Pi_1:$ Lastebilsjåføren avleverte en kasse med skilpadder på Texburger den 19. desember 2020.
>
> $\Pi_2:$ Det var J.C. som mottok en kasse skilpadder på Texburger den 19. desember 2020.



Figur 4.1: Et Wigmore-Kadane-Schum-tre til Skilpadde-på-Texburger saken i Oslo tingrett, våren 2021.

Ingen betviler at Π_1 er sann. Overvåkningskameraene viser det, og lastebilsjåføren innrømmer det. I analysen under vil jeg derfor konsentrere meg om bevistemaet Π_2. De relevante bevisene er listet opp i tabellen under, sammen med de betegnelser jeg bruker i den videre analysen.

E: J.C. befant seg på parkeringsplassen ved Texburger på det aktuelle tidspunktet (dvs. 22:40–22:55);

E^*: En tidligere klassekamerat av J.C. som befant seg ved bensinpumpen sier at hun så J.C. rusle over parkeringsplassen;

F: En person som ligner på J.C. var på parkeringsplassen;

F^*: Elbileieren sier han så en person som ligner på J.C. fra ladestasjonen på parkingsplassen.

D: J.C. var kunde på Texburger en gang i den aktuelle perioden.

D^{c*}: Texburgermannen forteller at han *ikke* serverte en hamburger til J.C. den 19. desember 2020.

Π_2^{c*}: Trailersjåføren hevder at det ikke er J.C. han leverte til.

A: Trailersjåføren er en notorisk løgner.

A^*: Ekskjæresten til trailersjåføren sier at trailersjåføren er en notorisk løgner.

I Tabell 4.1 har jeg listet opp noen av sannsynligheten som dukker opp i analysen, samt notasjon jeg bruker for å korte ned uttrykkene. Hver av disse sannsynlighetene knytter seg til én og bare én pil i beviskartet i Figur 4.1. I kolonnen til høyre i tabellen har jeg skrevet ned hvilke verdier de forskjellige sannsynlighetene kan anta. I Figur 4.1 er det fem beviser, $F^*, E^*, D^{c*}, \Pi_2^{c*}$ og hjelpebeviset A^*. Jeg skriver S for hele bevismaterialet (det vil si de fem bevisene), slik at beviskraften til hele

Symbol	Likelihooder	Verdier
	$\Pr(E \mid \Pi_2)$, $\Pr(E \mid \Pi_2^c)$	$\Pr(E \mid \Pi_2) = 1$, $\Pr(E^c \mid \Pi_2) = 0$
	$\Pr(F \mid E)$, $\Pr(F \mid E^c)$	$\Pr(F \mid E) = 1$, $\Pr(F^c \mid E) = 0$
h_{Kam}	$\Pr(E^* \mid E)$	Må anslås
f_{Kam}	$\Pr(E^* \mid E^c)$	Må anslås
	$\Pr(D \mid E)$, $\Pr(D \mid E^c)$	$\Pr(D \mid E^c) = 0$, $\Pr(D^c \mid E^c) = 1$
h_{El}	$\Pr(F^* \mid F)$	Må anslås
f_{El}	$\Pr(F^* \mid F^c)$	Må anslås
h_{Tex}	$\Pr(D^{c*} \mid D^c)$	Må anslås
f_{Tex}	$\Pr(D^{c*} \mid D)$	Må anslås
	$\Pr(\Pi_2^{c*} \mid A \cap \Pi_2)$, $\Pr(\Pi_2^{c*} \mid A \cap \Pi_2^c)$	Må anslås
	$\Pr(\Pi_2^{c*} \mid A^c \cap \Pi_2)$, $\Pr(\Pi_2^{c*} \mid A^c \cap \Pi_2)$	Må anslås
	$\Pr(A \mid A^*)$	Må anslås

Tabell 4.1: Forskjellige sannsynligheter som dukker opp i analysen, tilhørende notasjon hvis nødvendig, samt en oversikt over noen sannsynligheter som med nødvendighet tar verdien null eller én.

bevismaterialet er $L_S = \Pr(S \mid \Pi_2)/\Pr(S \mid \Pi_2^c)$. Det er to piler som peker opp på bevistemaet. Jeg antar at bevisene som leder opp til den første pilen er uavhengige av bevisene som leder opp til den andre pilen, både betinget på Π_2 og betinget på Π_2^c. Da er

$$\begin{aligned} L_S &= \frac{\Pr(F^* \cap E^* \cap D^{c*} \cap \Pi_2^{c*} \cap A^* \mid \Pi_2)}{\Pr(F^* \cap E^* \cap D^{c*} \cap \Pi_2^{c*} \cap A^* \mid \Pi_2^c)} \\ &= \frac{\Pr(F^* \cap E^* \cap D^{c*} \mid \Pi_2)\Pr(\Pi_2^{c*} \cap A^* \mid \Pi_2)}{\Pr(F^* \cap E^* \cap D^{c*} \mid \Pi_2^c)\Pr(\Pi_2^{c*} \cap A^* \mid \Pi_2^c)} = L_{F^* \cap E^* \cap D^{c*}} L_{\Pi_2^{c*} \cap A^*}. \end{aligned}$$

Jeg vil først analysere beviskraften til $F^* \cap E^* \cap D^{c*}$. Denne kan spaltes opp slik

$$L_{F^* \cap E^* \cap D^{c*}} = L_{D^{c*} \mid E^* \cap F^*} L_{F^* \mid E^*} L_{E^*}.$$

Siden vitnesbyrdet til klassekameraten er det eneste vitnesbyrdet som direkte plasserer J.C. på åstedet, er det naturlig å starte med dette vitnesbyrdet. Det vil si $E^* \to \{E, E^c\} \to \{\Pi_2, \Pi_2^c\}$ og beviskraften L_{E^*}. Analysen av L_{E^*} er helt analog med den jeg gjorde av biltyv-eksemplet illustrert i (4.1.2). Klassekameratens vitnesbyrd impliserer ikke at J.C. var på åstedet, hun kan hevde hun så J.C. både dersom J.C. faktisk var der, og dersom J.C. ikke var der. Derfor kan vi spalte opp E^* slik $E^* = (E^* \cap E) \cup (E^* \cap E^c)$. Hendelsene $E^* \cap E$ og $E^* \cap E^c$ er disjunkte, derfor er $\Pr(E^* \mid \Pi_2) = \Pr\{(E^* \cap E) \cup (E^* \cap E^c) \mid \Pi_2\} = \Pr(E^* \cap E \mid \Pi_2) + \Pr(E^* \cap E^c \mid$

$\Pi_2) = \Pr(E^* \cap E \mid \Pi_2)$, fordi $\Pr(E^* \cap E^c \mid \Pi_2) = 0$ (gitt at J.C. er gjerningsmannen må J.C. ha vært på åstedet). Videre antar jeg at klassekameratens vitnesbyrd om at J.C. var på parkeringsplassen kun avhenger av om J.C. var på parkeringsplassen eller ikke, og ikke av om J.C. faktisk er gjerningsmannen eller ikke. Med andre ord, så antar jeg at E^* er uavhengig av Π_2 og Π_2^c både betinget på E og betinget på E^c. Da er

$$\begin{aligned}\Pr(E^* \cap E \mid \Pi_2) &= \Pr(E^* \mid E \cap \Pi_2)\Pr(E \mid \Pi_2)\\ &= \Pr(E^* \mid E)\Pr(E \mid \Pi_2) = \Pr(E^* \mid E) = h_{\text{Kam}},\end{aligned}$$

der jeg bruker uavhengighetsantagelsen og Lemma 2.1.1, og i den siste likheten at $\Pr(E \mid \Pi_2) = 1$, fordi dersom J.C. er gjerningsmannen så må han ha vært på parkeringsplassen. Ved tilsvarende utledninger i nevneren av L_{E^*} kan jeg skrive beviskraften til E^* på Π_2,

$$L_{E^*} = \frac{h_{\text{Kam}}}{h_{\text{Kam}}\Pr(E \mid \Pi_2^c) + f_{\text{Kam}}\{1 - \Pr(E \mid \Pi_2^c)\}}. \tag{4.2.1}$$

I dette uttrykket er det tre sannsynligheter som bevisbedømmeren må anslå. Sannsynligheten $\Pr(E \mid \Pi_2^c)$ er sannsynligheten for at J.C. var på parkeringsplassen gitt at han ikke er gjerningsmannen. Anslaget på denne sannsynligheten vil avhenge av hvor utrolig bevisbedømmeren synes det er å oppholde seg på parkingsplassen ved Texburger uten å være involvert i noe kriminelt. For å anslå denne vil det da være av betydning hvor trafikkert parkeringsplassen ved Texburger vanligvis er på det aktuelle tidspunktet. Rollen til denne sannsynligheten ligner dermed på rollen til grunnfrekvensen i resonnementer der man bruker Bayes' teorem (se Eide (2016, 2020, s. 79) for mer om grunnfrekvenser).

Det er to andre sannsynligheter i (4.2.1), og begge disse handler om troverdigheten til klassekameraten til J.C. som hevder hun så J.C. på parkeringsplassen. Sannsynligheten for at klassekameratens påstand er sann er $h_{\text{Kam}} = \Pr(E^* \mid E)$, og sannsynligheten for at klassekameraten tar feil er $f_{\text{Kam}} = \Pr(E^* \mid E^c)$.[21]

Jeg går nå videre til de to andre vitnesbyrdene som omhandler E, nemlig vitnesbyrdet til elbileieren og vitnesbyrdet til Texburger-mannen. Jeg starter med elbileieren. Elbileieren sier at han så en person som lignet på J.C. på parkeringsplassen. Dette betyr at elbileieren ikke vitner direkte om E, men om F som hvis sann øker vår tiltro til at E er sann. Utfordringen her er at vi ikke må telle

[21] Sannsynlighetene $\Pr(E^* \mid E)$ og $\Pr(E^* \mid E^c)$ tilsvarer det som i medisin kalles henholdsvis en *sann positiv* og en *falsk positiv*. Tenk for eksempel at E betegner at en person en smittet med covid-19, men E^* betegner et positivt testresultat. Da er $\Pr(E^* \mid E)$ det som kalles testens *sensitivitet*, og $1 - \Pr(E^* \mid E^c)$ det som kalles testens *spesifisitet*.

styrken i pilen fra $\{E, E^c\}$ til $\{\Pi_2, \Pi_2^c\}$ flere ganger. For å illustrere hva jeg mener, la oss anta at vi stoler fullt og helt på vitnesbyrdet til klassekameraten, hvilket betyr at vi legger E til grunn, J.C. var på parkeringsplassen. I dette tilfellet bør ikke vitnesbyrdet til elbileieren si oss noe vi ikke allerede visste, det ville, med andre ord, vært et helt overflødig bevis. Av denne grunn vurderer jeg vitnesbyrdet til elbileieren i lys av vitnesbyrdet til klassekameraten, mer presist vil jeg se på

$$L_{F^*|E^*} = \frac{\Pr(F^* \mid \Pi_2 \cap E^*)}{\Pr(F^* \mid \Pi_2^c \cap E^*)}.$$

I utledningene som følger antar jeg to ting. For det første antar jeg at elbileierens vitnesbyrd kun er avhengig av om J.C. var på parkeringsplassen eller ikke, og ikke av om J.C. faktisk er gjerningsmannen eller ikke, ei heller av vitnesbyrdet til klassekameraten. Mer presist så antar jeg at F^*, Π_2 og E^* er uavhengige gitt E og gitt E^c. For det andre antar jeg at F^* og E er uavhengige gitt F og gitt F^c. Først spalter jeg opp F^* i to gjensidige utelukkende hendelser, slik

$$F^* = (F^* \cap E) \cup (F^* \cap E^c).$$

Da er telleren i $L_{F^*|E^*}$

$$\begin{aligned}\Pr(F^* \mid \Pi_2 \cap E^*) &= \Pr(F^* \cap E \mid \Pi_2 \cap E^*) + \Pr(F^* \cap E^c \mid \Pi_2 \cap E^*) \\ &= \Pr(F^* \cap E \mid \Pi_2 \cap E^*),\end{aligned}$$

fordi $\Pr(F^* \cap E^c \mid \Pi_2 \cap E^*) = 0$. Videre er

$$\begin{aligned}\Pr(F^* \cap E \mid \Pi_2 \cap E^*) &= \Pr(F^* \mid \Pi_2 \cap E^* \cap E)\Pr(E \mid \Pi_2 \cap E^*) \\ &= \Pr(F^* \mid E)\Pr(E \mid \Pi_2 \cap E^*) = \Pr(F^* \mid E),\end{aligned}$$

der jeg i den første likheten bruker definisjonen av betinget sannsynlighet, i den andre likheten bruker den ene av uavhengighetsantakelsene jeg nevnte over, og i den tredje likheten bruker at $\Pr(E \mid \Pi_2 \cap E^*) = 1$. Nå kan vi spalte opp F^* i to nye disjunkte hendelser ved $F^* = (F^* \cap F) \cup (F^* \cap F^c)$. Da er

$$\begin{aligned}\Pr(F^* \mid E) &= \Pr(F^* \cap F \mid E) + \Pr(F^* \cap F^c \mid E) \\ &= \Pr(F^* \cap F \mid E) = \Pr(F^* \mid F \cap E)\Pr(F \mid E) \\ &= \Pr(F^* \mid F)\Pr(F \mid E) = \Pr(F^* \mid F) = h_{\text{El}},\end{aligned}$$

der jeg i den andre likheten har brukt $\Pr(F^* \cap F^c \mid E) = 0$, i den tredje likheten har brukt definisjonen av betinget sannsynlighet, i den fjerde likheten har brukt antagelsen om at F^* og E er uavhengige gitt F kombinert med Lemma 2.1.1, og i den siste likheten har brukt at $\Pr(F \mid E) = 1$ (antagelsen er her at J.C. ikke var utkledd, slik at dersom han var på parkeringsplassen så må det med nødvendighet ha vært en som lignet på parkeringsplassen). Tilsvarende utledninger for nevneren i $L_{F^*|E^*}$ gir at

$$\begin{aligned}\Pr(F^* \mid \Pi_2^c \cap E^*) &= h_{\text{El}}\Pr(E \mid \Pi_2^c \cap E^*) \\ &\quad + \{h_{\text{El}}\Pr(F \mid E^c) + f_{\text{El}}\Pr(F^c \mid E^c)\}\Pr(E^c \mid \Pi_2^c \cap E^*),\end{aligned}$$

der $h_{\text{El}} = \Pr(F^* \mid F)$ og $f_{\text{El}} = \Pr(F^* \mid F^c)$. Endelig er beviskraften til F^* gitt E^* gitt ved $L_{F^*|E^*} = h_{\text{El}}/\Pr(F^* \mid \Pi_2^c \cap E^*)$, med et uttrykk for nevneren som gitt over. Merk at sannsynligheten $\Pr(E \mid E^* \cap \Pi_2^c)$ som ser litt ubehagelig ut, viser seg å ikke være det fordi

$$\Pr(E \mid \Pi_2^c \cap E^*) = \frac{h_{\text{Kam}}\Pr(E \mid \Pi_2^c)}{h_{\text{Kam}}\Pr(E \mid \Pi_2^c) + f_{\text{Kam}}\{1 - \Pr(E \mid \Pi_2^c)\}} = L_{E^*}\Pr(E^c \mid \Pi_2),$$

som viser at den kun består av sannsynligheter vi allerede har tenkt på i fastsettelsen av beviskraften til E^*, det vil si L_{E^*}. Tilbake til det jeg sa om bevismessig overflødighet, nemlig at beviskraften i elbileierens vitnesbyrd avtar dess mer vi tror på klassekameraten. For å se dette, anta ekstremtilfellet der vi tenker at klassekameraten er et ufeilbarlig vitne, med dette mener jeg at hun har $h_{\text{Kam}} = \Pr(E^* \mid E) = 1$ og $f_{\text{Kam}} = \Pr(E^* \mid E^c) = 0$. Med disse verdiene er $\Pr(E \mid \Pi_2^c \cap E^*) = 1$, og setter vi denne verdien inn i $L_{F^*|E^*}$ så ser vi at $L_{F^*|E^*} = 1$, som betyr at i dette ekstremtilfellet har F^* ingen bevisverdi. Med andre ord, viktigheten av elbileieren øker dess mer vi tviler på klassekameraten.

Det siste beviset i den første grenen av beviskartet er Texburgermannens vitnesbyrd om at J.C. ikke var kunde på Texburger den 19. desember 2020. Dette vitnesbyrdet betegnes ved D^{c*}. Jeg antar at D^{c*} og $\{\Pi, \Pi^c\}$ er uavhengige gitt både E og gitt E^c. Videre antar jeg at D^{c*} og $\{E, E^c\}$ er uavhengige gitt både D og gitt D^c. Den første antagelsen betyr blant annet at hva vi skal tro om Texburgermannens vitnesbyrd gitt at J.C. var parkeringsplassen, ikke påvirkes av om J.C. faktisk er gjerningsmannen eller ikke. Mer konsist, $\Pr(D^{c*} \mid E \cap \Pi_2) = \Pr(D^{c*} \mid E \cap \Pi_2^c) = \Pr(D^{c*} \mid E)$ ved Lemma 2.1.1. Den andre antagelsen betyr blant annet at hva vi skal tro om Texburgermannens vitnesbyrd gitt at J.C. ikke var kunde på Texburger ikke påvirkes av hvorvidt J.C. var på parkeringsplassen eller ikke. Mer konsist, $\Pr(D^{c*} \mid D^c \cap E) = \Pr(D^{c*} \mid D^c \cap E^c) = \Pr(D^{c*} \mid D^c)$. Under disse antagelsene gir tilsvarende utledninger som de ovenfor at

$$L_{D^{c*}|E^*F^*} = \frac{f_{\text{Tex}}\Pr(D \mid E) + h_{\text{Tex}}\{1 - \Pr(D \mid E)\}}{K}, \tag{4.2.2}$$

der

$$\begin{aligned}K &= \{f_{\text{Tex}}\Pr(D \mid E) + h_{\text{Tex}}\Pr(D^c \mid E)\}\Pr(E \mid E^* \cap F^* \cap \Pi_2^c) \\ &\quad + (1 - \Pr(E \mid E^* \cap F^* \cap \Pi_2^c)h_{\text{Tex}},\end{aligned}$$

og $h_{\text{Tex}} = \Pr(D^{c*} \mid D^c)$ er sannsynligheten for at Texburgermannen vitner sant, og $f_{\text{Tex}} = \Pr(D^{c*} \mid D)$ er sannsynligheten for at han vitner usant. I uttrykket for K dukker sannsynligheten $\Pr(E \mid E^* \cap F^* \cap \Pi_2^c)$ opp. Denne er heldigvis bestemt av sannsynligheter som dukker opp i L_{E^*} og $L_{F^*|E^*}$,

$$\Pr(E \mid E^* \cap F^* \cap \Pi_2^c) = h_{\text{Kam}} h_{\text{El}} \Pr(E \mid \Pi_2^c)/C,$$

der $C = h_{\text{Kam}} h_{\text{El}} \Pr(E \mid \Pi_2^c) + f_{\text{Kam}}\{h_{\text{El}} \Pr(F \mid E^c) + f_{\text{El}} \Pr(F^c \mid E^c)\} \Pr(E^c \mid \Pi_2^c)$. Jeg er nå ferdig med dekomponeringen av beviskraften i den første grenen i beviskartet i Figur 4.1.

4.2.1 Hjelpebeviset I grenen til høyre i beviskartet i Figur 4.1 er det to bevis, de er betegnet Π_2^{c*} og A^*. Det første av disse er trailersjåføren som hevder at det *ikke* var J.C. han leverte kassen med skilpadder til. Trailersjåførens vitnesbyrd går altså direkte på bevistema. Vitnesbyrdet A^* peker på A som peker vider til pilen som binder Π_2^{c*} og $\{\Pi_2, \Pi_2^c\}$ sammen. Dette er Kadane og Schums beviskartnotasjon for såkalte *hjelpebevis* (se Kadane og Schum (1996, s. 87) om hjelpebevis og en diskusjon av denne notasjonen). Et hjelpebevis er et bevis som i seg selv ikke har noe å si for vår mening om bevistemaets sannhet, men som har noe å si for hva vi skal tro om et annet bevis. I beviskartet over har vi trailesjåførens forklaring som åpenbart er relevant for bevistema. Så har vi ekskjæresten som hevder at trailersjårføren er en notorisk løgner. Ekskjærestens vitnesbyrd er et hjelpebevis fordi det i seg selv ikke forteller oss noe om bevistema, samtidig som det kan fortelle oss en hel del om hvor mye vekt vi skal legge på trailersjåførens vitnesbyrd.

En presis definisjon av et hjelpebevis blir gitt av Dahlman (2018, s. 72). Dersom H er et bevistema og B er et bevis, definerer Dahlman et hjelpebevis som et bevis A som er slik at $\Pr(H \mid A) = \Pr(H)$ og $\Pr(H \mid A \cap B) \neq \Pr(H \mid B)$.[22] Et hjelpebevis kan også defineres ved bruk av beviskraft, og denne definisjonen er ekvivalent med Dahlmans definisjon.

Definisjon 4. (Hjelpebevis). Dersom H er et bevistema og B er et bevis, betyr det at A er et hjelpebevis at $L_A = 1$ og $L_{B|A} \neq L_B$.

Tilbake til analysen av høyre gren i beviskartet. Siden både A^* og A er hjelpebevis er $L_{A^*} = L_A = 1$ per definisjon, og den samlede beviskraften i denne grenen er da

$$L_{\Pi_2^{c*} \cap A^*} = L_{\Pi_2^{c*}|A^*} L_{A^*} = L_{\Pi_2^{c*}|A^*} = \frac{\Pr(\Pi_2^{c*} \mid A^* \cap \Pi_2)}{\Pr(\Pi_2^{c*} \mid A^* \cap \Pi_2^c)}.$$

[22] Dette betyr at H og A er marginalt uavhengige, men at de er betinget avhengige gitt B.

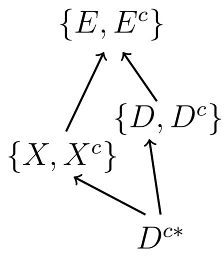
Dersom bevisbedømmeren stoler fullt og helt på ekskjærestens utsagn om at trailersjåføren er en notorisk løgner, det vil si at $\Pr(A \mid A^*) = 1$, så er det ingen usikkerhet å oppdage ved ytterlige dekomponering av beviskraften $L_{\Pi_2^{c*} \cap A^*}$. Men dersom bevisbedømmeren *ikke* stoler fullt og helt på ekskjæresten og vil analysere hvordan usikkerheten i slutningen $A^* \to \{A, A^c\}$ påvirker beviskraften, kan beviskraften deles opp i mindre biter. Jeg antar at trailersjåførens vitnesbyrd er uavhengig av ekskjærestens vitnesbyrd gitt at trailersjåføren faktisk er en notorisk løgner og J.C. er gjerningsmannen (og gitt at trailersjåføren faktisk er en notorisk løgner og J.C. ikke er gjerningsmannen).

$$L_{\Pi_2^{c*}|A^*} = \frac{\Pr(\Pi_2^{c*} \mid A \cap \Pi_2)\Pr(A \mid A^*) + \Pr(\Pi_2^{c*} \mid A^c \cap \Pi_2)\Pr(A^c \mid A^*)}{\Pr(\Pi_2^{c*} \mid A \cap \Pi_2^c)\Pr(A \mid A^*) + \Pr(\Pi_2^{c*} \mid A^c \cap \Pi_2^c)\Pr(A^c \mid A^*)}.$$

I dette utrykket er $\Pr(\Pi_2^{c*} \mid A \cap \Pi_2)$ sannsynligheten for at trailersjåføren snakker usant, betinget på at han er en notorisk løgner, $\Pr(\Pi_2^{c*} \mid A \cap \Pi_2^c)$ er sannsynligheten for at han ('for en gang skyld') snakker sant, gitt at han er en notorisk løgner, og så videre. Sannsynligheten som knytter seg til ekskjærestens troverdighet er $\Pr(A \mid A^*)$, som er sannsynligheten for at trailersjåføren er en notorisk løgner gitt at ekskjæresten hans hevder det. Merk at denne sannsynligheten er av en litt annen natur enn dem jeg i denne oppgaven som regel har fått frem i uttrykkene for beviskraften. Sannsynligheten for ekskjærestens utsagn gitt at trailersjåføren er en notorisk løgner, det vil si sannsynligheten $\Pr(A^* \mid A)$, ville vært en sannsynlighet mer i tråd med de andre i oppgaven. Ved Bayes' teorem kan jeg skrive $\Pr(A \mid A^*) = \Pr(A^* \mid A)\Pr(A)/\Pr(A^*)$, men de marginale sannsynlighetene for at trailersjåføren er en notorisk løgner og at ekskjæresten hans sier at han er det, $\Pr(A)$ og $\Pr(A^*)$, er såpass ubehagelige å anslå at det neppe er noe å tjene her.

4.2.2 Mer om en antagelse I utledningen av utrykket for beviskraften $L_{D^{c*}|E^* \cap F^*}$ i (4.2.2) antok jeg at $\Pr(D^{c*} \mid D^c \cap E) = \Pr(D^{c*} \mid D^c \cap E^c) = \Pr(D^{c*} \mid D^c) = h_{\text{Tex}}$. Med ord betyr denne antagelsen at: Gitt at J.C. *ikke* var kunde på Texburger, så vil ikke hva vi tror om Texburgermannens vitnesbyrd påvirkes av at J.C. var på parkeringsplassen. Dette er ikke nødvendigvis en rimelig antagelse. Det kan for eksempel tenkes at Texburger-mannen observerte J.C., og bet seg merke i at J.C. ikke lot seg friste av en hamburger. Et slik ressonement taler for at $\Pr(D^{c*} \mid D^c \cap E) > \Pr(D^{c*} \mid D^c)$, som vil bety at uavhengigehetsantagelsen jeg benyttet meg av over ikke holder. En måte å droppe uavhengigehetsantagelsen jeg benyttet meg av over er å innføre hendelsen

$$X = \{\text{Texburger-mannen så J.C. på parkeringsplassen}\}.$$



Figur 4.2: En ny hendelse og to nye piler i et utsnitt av beviskartet i Figur 4.1. Se diskusjonen i delkapittel 4.2.2.

Zoomer jeg inn på det relevante området av beviskartet i Figur 4.1 og legger til en pil fra D^{c*} via $\{X, X^c\}$ og videre opp til $\{E, E^c\}$, kan jeg tegne beviskartet i Figure 4.2. Grunnen til at jeg innfører hendelsen X er at det tillater en finere analyse av den koblingen mellom D^{c*} og E. Argumentet for at disse to hendelsen kunne være avhengige (gitt D^c) var jo at Texburger-mannen så J.C.. At J.C. var på parkeringsplassen er i seg selv ikke nok for å skape avhengigheten. Dette taler for at gitt at Texburger mannen så (eller ikke så) J.C. på parkingeringplassen, og gitt at J.C. ikke var kunde på Texburger, så er Texburger-mannens utsagn uavhengige av om J.C. var på parkeringsplassen. Mer konsist, så antar jeg at $\Pr(D^{c*} \mid D^c \cap X \cap E) = \Pr(D^{c*} \mid D^c \cap X^c \cap E) = \Pr(D^{c*} \mid D^c \cap X)$. Det virker også rimelig å anta at gitt at J.C. var på parkeringsplassen, så er hvorvidt Texburger-mannen så ham ikke påvirket av at J.C. ikke var kunde på Texburger. Under denne finere analysen av Texburger-mannens vitnesbyrd må h_{Tex} i (4.2.2) erstattes med

$$\begin{aligned}\Pr(D^{c*} \mid D^c \cap E) = \Pr(D^{c*} \mid D^c \cap X)&\Pr(X \mid E)\\ &+ \Pr(D^{c*} \mid D^c \cap X^c)\{1 - \Pr(X \mid E)\}.\end{aligned}$$

Slike finere analyser, eller stadig mer atomistiske analyser, kan foretas av alle bevis. Men den mulige analytiske gevinsten av å spalte et hendelsesforløp opp i stadig mer detaljerte hendelser, bør avveies mot det at hvert enkelt anslag på en sannsynlighet er nettopp det; et usikkert anslag. Som Markus Jerkø er inne på i sin avhandling (se Jerkø (2015, s. 376)), står en veldig detaljert analyse i fare for å bli en veldig støyete analyse. Samtidig er det nok slik at en detaljert analyse gir riktigere anslag. Det er kanskje denne balansen mellom målet om en presis og detaljert analyse på den ene siden, og epistemologisk støy (om du vil) på den andre, som setter grensen for hvor atomistisk en bevisvurdering bør være.

5 Konklusjon og avsluttende bemerkninger

I denne oppgaven har jeg argumentert for at sannsynlighetslæren bør brukes i bevisbedømmelse, og jeg har vist hvordan den kan brukes. Jeg har argumentert for at man i deler av den norske litteraturen om bevisteori har problematisert bruken av sannsynlighetslære på en litt for enkel måte, og har vært for rask til å etterlyse bevisteori som ikke bygger på sannsynlighet. Med andre ord, i store deler av den norske bevisteoretiske litteraturen mener jeg at sannsynlighetslæren ikke har blitt gitt en real sjanse.

Jeg har også argumentert for en atomistisk tilnærming til bevisbedømmelse. Et argument for en atomistisk tilnærming til bevisbedømmelse er at den, sammenlignet med en holistisk tilnærming, gjør det enklere å oppdage kilder til usikkerhet. I kapittel 4 viste jeg hvordan dette praktisk kan gjøres. Skal tvilen komme den tiltalte til gode, så må vi finne denne tvilen. Det er dette en atomistisk tilnærming legger til rette for.

Til slutt vil jeg si noe om hva jeg *ikke* har gjort i denne oppgaven. Legg merke til at jeg ikke anslår en eneste sannsynlighet i Texburger-eksempelet mitt. Ved å tegne beviskart og innføre notasjon, har jeg altså ikke kommet lenger enn til punktet der anslagene av konkrete sannsynligheter kan begynne. Hvordan man skal anslå de enkelte sannsynligheten, ligger utenfor denne oppgaven. Anslagene på de enkelte sannsynlighetene kan i prinsippet være basert på hva som helst, alt fra gjetning, via godt begrunnede subjektive anslag, til 'harde' vitenskapelig funn. Metoden jeg foreslår er ikke mer enn et verktøy for å lage orden i vurderingene og tankene våre: den forteller oss *hva* vi må si noe om, i form av hvilke konkrete sannsynligheter som vi må anslå, og *hvordan* disse sannsynligheten henger sammen og skal samordnes til en helhetsvurdering av bevisene. Metoden forteller oss ikke hvordan de enkelte anslagene bør gjøres, ei heller hvilken kunnskap anslagene bør være basert på.

'Skjønnsmessige helhetsvurderinger' er et uttrykk som går igjen i dommer. Selv om det ikke er til å unngå at det vil være stor usikkerhet og skjønn knyttet til enkeltvurderingene vi må foreta i løpet av en bevisvurdering, bør vi etterstrebe koherente helhetsvurderinger, fri for interne motsetninger. Metodene jeg foreslår er et verktøy for å lykkes med nettopp dette.

Det er to former for usikkerhet knyttet til metodene jeg foreslår som ikke har blitt diskutert i denne oppgaven. Den første er usikkerheten knyttet til beviskartet: Er beviskartet riktig? Som det fremgår av eksemplet i kapittel 4 er beviskartet helt avgjørende for resten av analysen. Dette betyr at to forskjellige bevisbedømmere som tegner to forskjellige beviskart, vil komme til to forskjellige svar. Dette har jeg ikke problematisert i mine eksempler. Et ambisiøst prosjekt er å gjøre analyser der usikkerhetene knyttet til beviskartet man velger å analysere tas i betraktning, og gjenspeiles i svarene man kommer frem til.

Den andre formen for usikkerhet jeg ikke har behandlet i oppgaven er den som knytter seg til hvert enkelt anslag på sannsynlighetene som dukker opp i beviskraftuttrykkene. Også denne usikkerheten bør gjenspeiles i det endelige anslaget på den samlede beviskraften.

Denne epistemologiske usikkerhetene kan kanskje fortelle oss noe om grensene for atomismen. Siden en bevisvurdering ikke kan brytes opp i stadig mindre bestanddeler er spørsmålet, som neppe har et presist svar, hvor den atomistiske bevisbedømmeren skal avslutte sin oppspalting av bevisene. Hvor detaljert og finkornet skal det være? Litt forenklet vil det ofte være slik at desto mer en bevisvurdering spaltes opp, dess flere mulige kilder til tvil vil kunne identifiseres, og desto mer korrekt blir det endelige anslaget på sannsynligheten for bevistema gitt bevisene. Samtidig vil det være slik at bevisbedømmeren er usikker i hvert usikkherhetsanslag hun må foreta seg, og at denne usikkerheten i hvert anslag vil kumuleres opp til en potensielt svært usikker endelig vurdering av bevisene. Samtidig vil en mindre detaljert og mer holistisk vurdering av bevisene overse flere kilder til usikkerhet, og potensielt lede til et mindre korrekt endelig anslag. Det er mulig at det i slike avveininger mellom usikkerhet og korrekthet at svaret på hvor atomistisk en bevisvurdering bør være er å finne.

Rettskilder

Lover og traktater

1814	Kongeriket Norges Grunnlov 17. mai 1814 (Grunnloven)
1989	Lov 2. juni 1989 nr. 27 om omsetning av alkoholholdig drikk m.v. (alkoholloven)
2005	Lov 17. juni 2005 nr. 90 om mekling og rettergang i sivile tvister (tvisteloven)
EMK	Konvensjon om beskyttelse av menneskerettighetene og de grunnleggende friheter, Roma, 4. november 1950

Dommer

Rt. 2007 s. 1573
Rt. 2008 s. 1659
TOSLO–2015–153804–5 (Oslo tingrett)
HR–2019–1225-A

Avgjørelser

Kommisjonen for gjenopptakelse av straffesaker. *Avgjørelse i sak om begjæring om gjenåpning*, 18. februar 2021. Saksnummer: 2020/82. Lest på www.gjenopptakelse.no.

Litteraturliste

ANDENÆS, J. (2009): *Norsk straffeprosess. 4. utgave. Samlet utgave ved Tor-Geir Myhrer*, Oslo: Universitetsforlaget.

AVRICH, P. (1991): *Sacco and Vanzetti: The anarchist background*, Princeton: Princeton University Press.

DAHLMAN, C. (2018): *Beviskraft: Metod för bevisvärdering i brottmål*, Stockholm: Norstedts Juridik.

DE FINETTI, B. (1937): "La prévision: ses lois logiques, ses sources subjectives," in *Annales de l'Institut Henri Poincaré*, vol. 7, 1–68.

ECKHOFF, T. (1943): *Tvilsrisikoen*, Oslo: Johan Grundt Tanum.

——— (1988): "Temametode eller verdimetode i bevisvurderingen," *Svensk Juristtidning*, 321–339.

——— (1992): "Temametode og bevisverdimetode på ny," in *Festskrift till Per Olof Bolding*, ed. by L. Heuman, Stockholm: Juristförlaget, 85–103.

EIDE, E. (2016): *Bevisvurdering. Usikkerhet og sannsynlighet.*, Oslo: Cappelen Damm Akademisk.

——— (2020): "Usikre bevis og juristutdannelsen," *Lov og Rett*, 59, 3–18.

EKELÖF, P.-O. (1989): "Bevisvärdemodellen kontra bevistemamodellen," *Svensk Juristtidning*, 26–38.

GODFREY-SMITH, P. (2003): *Theory and Reality: An Introduction to the Philosophy of Science*, Chicago: University of Chicago Press.

GRAVER, H. P. (2009): "Bevisbedømmelse - uvitenskapelig magefølelse eller rasjonell helhetsvurdering?" *Tidsskrift for rettsvitenskap*, 122, 191–233.

JERKØ, M. (2015): "Rettslig bevisvurdering - om dens rammer, redskaper og grensene for vår erkjennelse," Doktorgradsavhandling, Det juridiske fakultet, Universitetet i Oslo.

——— (2017): *Bevisvurderingens rettslige rammer. Bevistema, bevisbyrde, beviskrav.*, Oslo: Universitetsforlaget.

JOSEPHSON, J. R. (2000a): "On the proof dynamics of inference to the best explanation," *Cardozo Law Review*, 22, 1621–1643.

——— (2000b): "Smart inductive generalizations are abductions," in *Abduction and Induction. Essays on their Relation and Integration*, Dordrecht, 31–44.

KADANE, J. B. (2020): *Principles of Uncertainty*, CRC Press.

KADANE, J. B. OG D. A. SCHUM (1996): *A Probabilistic Analysis of the Sacco and Vanzetti Evidence*, New York: John Wiley & Sons.

KAHNEMAN, D. (2011): *Thinking, Fast and Slow*, Penguin Random House.

KOLFLAATH, E. (2004): "Bevisbedømmelse - sannsynlighet eller fortellinger?" *Jussens Venner*, 39, 279–304.

——— (2007): "Bevisbedømmelse som slutning til beste forklaring," *Tidsskrift for Rettsvitenskap*, 120, 171–219.

——— (2008): "Sannsynlighetsovervekt og kumulering av tvil," *Lov og Rett*, 47, 149–165.

——— (2013): *Bevisbedømmelse i praksis*, Bergen: Fagbokforlaget.

——— (2019): "Relative plausibility and a prescriptive theory of evidence assessment," *The International Journal of Evidence & Proof*, 23(1-2), 121–127.

KOLMOGOROV, A. N. (1933): *Grundbegriffe der Wahrscheinlichkeitsrechnung*, Berlin: Julius Springer.

LINDLEY, D. V. (1977): "Probability and the law," *Journal of the Royal Statistical Society: Series D (The Statistician)*, 26, 203–212.

LIPTON, P. (2008): *Inference to the Best Explanation*, Routledge.

LØVLIE, A. (2014): *Rettslige faktabegreper*, Oslo: Gyldendal.

MAGNUSSEN, S. (2017): *Vitnepsykologi 2.0*, Oslo: Abstrakt.

Magnussen, S. og K. H. Teigen (2020): "Kognitive slagsider og snarveier i vurdering av bevis," *Lov og rett*, 59, 19–42.

Skoghøy, J. E. A. (2001): *Tvistemål. 2. utgave*, Oslo: Universitetsforlaget.

——— (2017): *Tvistelosning. 3. utgave*, Oslo: Universitetsforlaget.

Stoltenberg, E. A. (2017): "Frekventisme, Bayes og likelihoodprinsippet," *Filosofisk supplement #2/2017*, 58–65.

——— (2020): "Epidemiological, econometric, and decision theoretic applications of statistical inference," Doktorgradsavhandling, Det matematisk-naturvitenskapelige fakultet, Universitetet i Oslo.

Strandbakken, A. (2003): *Uskyldspresumsjonen: "In dubio pro reo"*, Bergen: Fagbokforlaget.

Taroni, F., C. G. Aitken, P. Garbolino, og A. Biedermann (2014): *Bayesian Networks for Probabilistic Inference and Decision Analysis in Forensic Science. 2nd Edition*, Chichester: Wiley.

Wigmore, J. H. (1913): "The problem of proof," *Illinois Law Review*, 8, 77–103.