

Over voor juristen (on)begrijpelijke rapportages door deskundigen¹

Anne Ruth Mackor
Faculteit der Rechtsgeleerdheid, Rijksuniversiteit Groningen

Henry Prakken
Departement Informatica, Faculteit Bètawetenschappen, Universiteit Utrecht

18 juni 2026

Samenvatting

Forensisch deskundigen in strafzaken, waaronder deskundigen van het NFI, rapporteren steeds vaker in termen van de Bayesiaanse kansrekening. Ondanks de solide theoretische basis van dergelijke rapportages blijkt dat juristen moeite hebben de rapporten te begrijpen, onder meer doordat kansrekening geregeld tegen-intuïtief is en juristen meestal geen of slechts gebrekkige kennis van de kansrekening hebben. In dit artikel bespreken we hoe de wijze waarop deskundigen hun kansen rapporteren invloed kan hebben op de begrijpelijkheid van hun rapportages voor juristen. Onze bijdrage resulteert in enkele aanbevelingen aan het NFI, deskundigen en rechters.

1 Inleiding

Forensisch deskundigen in strafzaken rapporteren steeds vaker in termen van de Bayesiaanse kansrekening. Zo heeft het Nederlands Forensisch Instituut (NFI) sinds het begin van het nieuwe millennium als beleid dat deskundigen van het NFI rapporteren in termen van de Bayesiaanse kansrekening (NFI Vakbijlage waarschijnlijkheidstermen versie 2.2, 2017).² De onderliggende gedachte is dat strafrechtelijk bewijzen altijd een mate van onzekerheid inhoudt en dat de Bayesiaanse kansrekening een verhelderend of zelfs het correcte redeneermodel is voor redeneren onder onzekerheid (Berger 2010, Berger & Aben 2010a, 2010b, 2010c; Sjerps 2011; Sjerps & Berger 2011).

Ondanks de solide theoretische basis van dergelijke rapportages blijkt dat rechters en andere juristen moeite hebben de rapporten te begrijpen (Lindsey et al. 2003, Meester et al. 2006, De Keijzer et al. 2009, Prakken 2018, en onze eigen ervaringen bij het geven van tutorials voor de SSR). Een veel voorkomende fout is dat men op basis van

¹ Dit artikel is geschreven in het kader van het NWO-onderzoeksproject Voorkomen van Rechterlijke Dwalingen (no. 406.21.RB.004), waarvan Mackor hoofdonderzoeker is en Prakken geassocieerd lid. Het artikel bouwt voort op Mackor & Prakken (2025). Zie <https://preventingmiscarriagesofjustice.wordpress.com/>

² <https://www.forensischinstituut.nl/vakbijlage/waarschijnlijkheidstermen>

informatie dat een bepaalde gebeurtenis zeer zeldzaam is onterecht concludeert ‘dat kan geen toeval meer zijn, daar moet iets anders aan de hand zijn’.³

Dit onbegrip komt primair doordat kansrekening tegen-intuïtief is en juristen meestal geen of slechts gebrekkige kennis van de kansrekening hebben. Dit maakt het cruciaal dat deskundigen hun kansen rapporteren op een wijze die begrijpelijk is voor leken in de kansrekening. In dit artikel bespreken we hoe verschillende manieren om in strafzaken kansen te rapporteren gevolgen kunnen hebben voor de begrijpelijkheid daarvan voor de bij de strafzaak betrokken juristen. Aan het slot van deze bijdrage doen wij enkele voorlopige aanbevelingen voor het zodanig opstellen van rapportages dat de kans op misverstanden gereduceerd wordt. Onze aanbevelingen zijn tentatief, omdat meer empirisch onderzoek nodig is om te bepalen welke benadering het meest effectief is. Ons uitgangspunt daarbij is dat de kansinformatie die deskundigen aan rechters geven niet duidelijk genoeg geformuleerd kan worden.

Voor het doel van dit artikel nemen wij *for the sake of argument* aan dat de Bayesiaanse kansrekening een correct redeneermodel is voor redeneren onder onzekerheid in strafzaken. Deze claim is niet onbetwist; zie bijvoorbeeld Van Koppen (2017a, 2017b), Meester & Kerkvliet (2017), Van Koppen (2022), maar die discussie valt buiten het onderwerp van dit artikel.

Aanleiding voor het schrijven van dit artikel is onze analyse (Prakken & Mackor 2025) van een NFI-rapport in een recente strafzaak over beweerde verzekeringsfraude bij een groot aantal aanrijdingen met dezelfde verdachten (ECLI:NL:RBOBR:2024:3277, ECLI:NL:GHSHE:2025:2019). In deze zaak deden zich drie problemen voor die het voor rechters extra lastig maakten de NFI-rapportage te begrijpen. Omdat de zaak momenteel in cassatie is, kan het NFI-rapport niet in deze bijdrage besproken worden. We hopen er in een latere publicatie op terug te kunnen komen. In dit artikel illustreren we de problemen aan de hand van een Engelse strafzaak.

We beginnen in paragraaf 2 met een korte uitleg van de Bayesiaanse kansrekening. Lezers die hiermee bekend zijn kunnen deze paragraaf overslaan. In paragraaf 3 bespreken we welke misverstanden kunnen rijzen bij kansrapportages door deskundigen in paragraaf 4 illustreren we het tot dan besprokene aan de hand van een Engelse strafzaak waarin een moeder (Sally Clark) beschuldigd werd van dubbele moord op haar twee zeer jonge zoontjes. In paragraaf 5 doen we enkele aanbevelingen aan het NFI, deskundigen en rechters. Paragraaf 6 bevat de conclusies en enkele aanbevelingen voor verder onderzoek.

³ Velen maakten deze denkfout in de zaak Lucia de Berk, waarin een deskundige een zeer lage kans op 14 sterfgevallen van zieke kinderen in een ziekenhuis had gerapporteerd gegeven dat Lucia de Berk niets met deze sterfgevallen te maken had. Zie over deze zaak bijvoorbeeld Meester et al. (2006).

2 Bayesiaanse kansrekening

De Bayesiaanse benadering ziet juridisch bewijzen als denken over kansen. Een kans wordt uitgedrukt in een getal tussen 0 en 1, of met andere woorden: tussen 0% en 100%. Een kans van 1 (of 100%) betekent dat de bewering *zeker waar* is, een kans van 0 (of 0%) dat de bewering *zeker onwaar* is, en elke andere kans drukt een mate van *onzekerheid* uit over de waarheid van de bewering.

Een belangrijke eigenschap van kansen is dat de kansen op twee toestanden of gebeurtenissen die elkaar uitsluiten en gezamenlijk alle mogelijkheden afdekken opgeteld 1 oftewel 100% moeten zijn. Een tweetal beweringen over dergelijke toestanden of gebeurtenissen die elkaar uitsluiten en geen andere mogelijkheden toelaten wordt ‘uitputtend’ genoemd.⁴ Bij wijze van voorbeeld: als de kans dat de verdachte op een bepaald tijdstip aanwezig was op de plaats delict 70% is, dan is de kans dat hij daar op dat moment niet aanwezig was 30%. Merk op dat dit niet geldt voor beweringen die niet alle mogelijkheden afdekken, zoals ‘Jan is de bron van dit DNA-spoor’ en ‘Marie is de bron van dit DNA-spoor’. Deze beweringen laten open dat iemand anders dan Jan of Marie de bron van het DNA-spoor is.

Kansen kunnen onvoorwaardelijk zijn, zoals de kans dat Jan op plaats delict was. Kansen kunnen ook voorwaardelijk zijn, zoals de kans dat Jan op de plaats delict was, gegeven dat getuige Latoya zegt hem daar gezien te hebben. De optelregel voor uitputtende kansen geldt ook voor voorwaardelijke kansen, althans als het gaat om dezelfde voorwaarden. Als de kans dat Jan op de plaats delict aanwezig was, gegeven dat getuige Latoya zegt hem daar gezien te hebben 65% is, dan is de kans dat Jan niet op de plaats delict aanwezig was gegeven dat getuige Latoya zegt hem daar te hebben gezien 35%. In strafzaken gaat het de rechter uiteindelijk om de voorwaardelijke kans op schuld gegeven het beschikbare bewijs. Die kans is immers bepalend voor de vraag of deze veroordeelt of vrijspreekt.

De regel van Bayes is een formule die uit de axioma’s van de kansrekening kan worden afgeleid.⁵ Kort gezegd geeft deze formule een methode om verhouding van de kansen op de juistheid van twee hypothesen gegeven het beschikbare bewijs (de *a-posteriori kansverhouding* oftewel de *posterior ratio*) te berekenen uit (1) de verhouding van de kansen op de juistheid van de hypothesen voordat het bewijs beschouwd is (de *a-priori kansverhouding* oftewel de *prior ratio*) en (2) De verhouding van de voorwaardelijke kans op het aantreffen van het bewijs wanneer de eerste hypothese waar is en de voorwaardelijke kans op het aantreffen van het bewijs

⁴ In de literatuur wordt vaak expliciet onderscheiden tussen hypothesen die ‘exclusive and exhaustive’ zijn. Dat wil zeggen tussen hypothesen die elkaar uitsluiten (niet beide waar kunnen zijn) en die uitputtend zijn (geen andere hypothesen openlaten). Hier gebruiken we kortheidshalve de term “uitputtend” om de combinatie aan te duiden.

⁵ Deze alinea is gebaseerd op een overeenkomstige alinea in Prakken & Meester (2017).

wanneer de tweede hypothese waar is (de *likelihood ratio* oftewel de *LR*).⁶ De Bayesiaanse benadering is een *relatieve* benadering, in de zin dat het om kansverhoudingen tussen twee hypothesen gaat. Alleen als die twee hypothesen tezamen uitputtend zijn (elkaar uitsluiten en geen andere mogelijkheid toelaten) kunnen uit die verhouding ook de kansen op de hypothesen zelf worden uitgerekend.⁷

Stel dat we de verhouding willen weten tussen de kansen dat Jan wel, respectievelijk niet de dader is gegeven dat Latoya getuigt dat zij zag dat Jan het delict pleegde (de a posteriori kansverhouding). Dan moeten we de kans bepalen dat Latoya getuigt dat zij Jan zag gegeven dat Jan al dan niet de dader is (de likelihood ratio) en de kans dat Jan al dan niet de dader is voorafgaand aan het bewijs (de a-priori kansverhouding).

De regel van Bayes maakt een correcte analyse van kansinformatie mogelijk. Schematisch zegt de regel:

$$\begin{array}{c} \textbf{a-posteriori kansverhouding:} \\ \frac{\text{De kans dat hypothese 1 waar is gegeven het bewijs}}{\text{De kans dat hypothese 2 waar is gegeven het bewijs}} \\ = \\ \textbf{likelihood ratio:} \\ \frac{\text{De kans op het bewijs gegeven dat hypothese 1 waar is}}{\text{De kans op het bewijs gegeven dat hypothese 2 waar is}} \\ \times \\ \textbf{a-priori kansverhouding:} \\ \frac{\text{De kans dat hypothese 1 waar is}}{\text{De kans dat de hypothese 2 waar is}} \end{array}$$

Oftewel: a-posteriori kansverhouding = LR x a-priori kansverhouding

Vaak wordt gezegd dat als de LR van het bewijs groter dan 1 is, het bewijs hypothese 1 ondersteunt ten opzichte van hypothese 2, dat als de LR kleiner dan 1 is, het bewijs hypothese 2 ondersteunt ten opzichte van hypothese 1, en dat als de LR gelijk aan 1 is, het bewijs neutraal of irrelevant is omdat het niet discrimineert tussen de hypothesen. Als hypothese 1 een schuldhypothese is, wordt bewijs met LR groter dan 1 ook wel belastend bewijs genoemd en bewijs met een LR kleiner dan 1 ontlastend bewijs.

⁶ De likelihood ratio wordt ook wel de aannemelijkheidsverhouding of de bewijskracht genoemd, maar in deze bijdrage zullen we ten behoeve van de overzichtelijkheid alleen de term likelihood ratio (afgekort LR) gebruiken. Voor de a-priori en a-posteriori kansverhouding zullen we soms de termen prior ratio en posterior ratio gebruiken.

⁷ Dit is zo omdat hun kansen in dat geval zoals gezegd optellen tot 100%. Bijvoorbeeld, als de verhouding tussen de a posteriorikansen op een tezamen uitputtende schuld- en onschuldhypothese 9:1 is, dan is gegeven het bewijs de kans op de schuldhypothese 9 maal zo groot is als de kans op de onschuldhypothese, dus dan is de kans op de schuldhypothese gegeven het bewijs 90%, want 90 is negenmaal zo groot als 10.

De toepassing van de regel van Bayes op het voorbeeld van Jan en Latoya ziet er als volgt uit:

posterior ratio:

De kans dat Jan **wel** op plaats delict was, gegeven dat Latoya zegt dat zij Jan daar gezien heeft

De kans dat Jan **niet** op plaats delict was, gegeven dat Latoya zegt dat zij Jan daar gezien heeft

=

likelihood ratio:

De kans dat Latoya zegt dat zij Jan op plaats delict gezien heeft, gegeven dat Jan **wel** op plaats delict was

De kans dat Latoya zegt dat zij Jan op plaats delict gezien heeft, gegeven dat Jan **niet** op plaats delict was

x

prior ratio:

De kans dat Jan **wel** op plaats delict was

De kans dat Jan **niet** op plaats delict was

Vaak is er meer bewijs ten aanzien van dezelfde hypothesen. Als al het bewijs statistisch onafhankelijk van elkaar is gegeven de hypothesen, dan kan de regel van Bayes herhaald op het bewijs toegepast worden. Bewijs is statistisch onafhankelijk als bewijs dat A waar is de kans op het aantreffen van bewijs B gegeven een beschouwde hypothese niet verandert. De regel van Bayes wordt in dat geval toegepast door de prior ratio t.a.v. de twee hypothesen achtereenvolgens te vermenigvuldigen met de bewijskracht (de LR) van elk beschikbaar bewijs. Zo wordt de posterior ratio gegeven het eerste bewijs dat beschouwd is, de nieuwe prior ratio in de berekening met het volgende bewijs dat beschouwd wordt, enzovoorts. Zo zou er in ons voorbeeld een DNA-spoor van Jan gevonden kunnen zijn. De posterior ratio, die het resultaat is van het verdisconteren van Latoya's getuigenverklaring, wordt dan de prior ratio waarmee de LR van het DNA-bewijs wordt vermenigvuldigd. En zo verder als er nog ander bewijs is, totdat een zogenaamde 'ultieme' posterior ratio berekend is (meer hierover in paragraaf 3). Dit proces wordt wel Bayesiaans 'updaten' genoemd. Overigens kan dit alleen als bij elk nieuw bewijs, precies dezelfde hypothesen beschouwd worden. De rechter moet zich hiervan terdege bewust zijn.

3 Misverstanden en problemen

Om te begrijpen welke misverstanden kunnen rijzen bij rapportages door deskundigen moeten we ons allereerst realiseren dat de rechter met enige regelmaat voor de vraag wordt gesteld hoe groot de kans is dat iets specifiek gebeurd is in het licht van het beschikbare bewijs (de posterior kans). In die gevallen vraagt de rechter of de rechter-commissaris soms een deskundige naar de verhouding tussen de kans dat iets al dan niet gebeurd is, gegeven het beschikbare bewijs (de posterior ratio).

Volgens veel forensisch deskundigen, waaronder die van het NFI, kan de deskundige deze vraag van de rechter echter niet beantwoorden. De deskundige kan zich volgens deze visie doorgaans alleen uitspreken over de omgekeerde vraag, te weten de

verhouding tussen de kansen op het bewijs gegeven de door de rechter beschouwde hypothesen (de likelihood ratio). Dit is volgens het NFI zo omdat doorgaans alleen een LR binnen het expertisegebied van de deskundige zou liggen. Als de deskundige iets zou zeggen over de prior ratio, dan treedt deze volgens het NFI buiten zijn of haar expertisegebied en gaat hij op de stoel van de rechter zitten. Zie Berger (2010) en de NFI vakbijlage waarschijnlijkheidstermen 2017, waarin het als volgt wordt geformuleerd: “Bij toepassing van het Bayesiaanse model beperkt de onderzoeker zich tot een uitspraak over de waarschijnlijkheid van de resultaten, in het licht van twee hypothesen.” Sjerps (2011, p. 26) vindt zelfs dat een deskundige zijn of haar deskundigheid altijd in een likelihood ratio moet uitdrukken. Dezelfde opvatting werd eerder al verdedigd door Wagenaar (1988). Als de deskundige niets over de prior ratio kan zeggen, kan deze uiteraard ook niets over de posterior ratio zeggen.

De visie dat een deskundige alleen de vraag naar de LR kan beantwoorden is echter betwistbaar. Hierbij is het onderscheid relevant tussen de initiële prior ratio en de ‘ultieme’ prior ratio. De initiële prior ratio is de verhouding waarmee het Bayesiaans ‘updaten’ begint. De ‘ultieme’ prior ratio is het resultaat van het successievelijk ‘updaten’ van deze initiële verhouding met de LR's van al het overige bewijs, zoals uitgelegd aan het eind van paragraaf 2. De LR van het door de deskundige beschouwde bewijs moet uiteindelijk vermenigvuldigd worden met de ‘ultieme’ prior ratio. De deskundige kan uiteraard niets over deze ‘ultieme’ prior ratio zeggen. Het is immers de taak van de rechter om het overige bewijs te selecteren en te waarderen. Dit betekent echter niet dat de deskundige nooit iets over de initiële prior ratio kan zeggen. Als er bijvoorbeeld statistische gegevens beschikbaar zijn, dan kan een deskundige de vraag naar de initiële prior ratio wel beantwoorden. Dat geldt bijvoorbeeld in de verderop te bespreken Sally Clark-zaak, waarin, gegeven een keuze voor een bepaald hypothesenpaar, een schatting moest worden gemaakt van de prior ratio van dubbele moord en dubbele wiegendood. Als de deskundige deze vraag beantwoordt, dan gaat deze niet noodzakelijk op de stoel van de rechter zitten. Verderop zullen we bovendien laten zien dat het logisch gezien niet altijd uitmaakt of iets als initiële prior ratio of als LR wordt gepresenteerd, maar dat een presentatie als initiële prior ratio soms duidelijker is dan één als LR. In de rest van deze bijdrage verstaan we onder ‘prior ratio’ altijd de initiële prior ratio, tenzij we anders aangeven.

We zullen dit illustreren aan de hand van de Sally Clark-zaak.

De situatie waarin de deskundige een andere vraag (naar de LR) beantwoordt dan de vraag waarop de rechter een antwoord zoekt (de posterior kans), kan tot verschillende misverstanden leiden. In deze bijdrage bespreken we drie problemen aan de hand van de strafzaak tegen Sally Clark.

We zijn deze paragraaf begonnen met de constatering dat de rechter soms aan de deskundige naar de posterior ratio vraagt, terwijl de deskundige zelf een antwoord geeft op de vraag naar de LR. Er is dus een risico dat de rechter een antwoord van de deskundige in termen van een LR ten onrechte begrijpt als een antwoord op de gestelde vraag naar een posterior ratio. Concreet kunnen zich de volgende drie problemen voordoen.

Probleem 1 De visie dat een deskundige doorgaans alleen de vraag naar de LR mag beantwoorden leidt tot misverstanden.

Deze visie is problematisch omdat de rechter daardoor geconfronteerd wordt met het probleem dat hij of zij de prior ratio moet schatten (of zoals sommige rechters in onze tutorials hebben gezegd: ‘de prior ratio uit hun duim moeten zuigen’). Soms kan dat op basis van officiële statistieken zoals van het CBS, maar vaak zullen die niet beschikbaar zijn. Dat brengt bovendien met zich mee dat rechters moeten begrijpen wat de regel van Bayes voorschrijft. Uit onderzoek, onder andere naar rechterlijke uitspraken,⁸ blijkt regelmatig dat dit begrip in onvoldoende mate aanwezig is. In het bijzonder vatten rechters de conclusie van het rapport van de deskundige geregeld op als antwoord op de door hen gestelde vraag naar de posterior ratio. De rechter begaat daarmee een denkfout.

Dit probleem doet zich in de Sally Clark-zaak voor.

Probleem 2 Het risico op misverstanden is met name groot als de deskundige over zeldzame gebeurtenissen rapporteert.

Juist bij zeldzame gebeurtenissen kan er, afhankelijk van de geselecteerde hypothesen, sprake zijn van een hoge LR. Een hoge LR bevestigt de algemeen menselijke intuïtie dat zeldzame gebeurtenissen ‘geen toeval kunnen zijn’. De gekozen wijze van rapporteren kan echter verhullen dat de hoge LR gepaard kan gaan met een lage prior ratio. Een algemene waarschuwing dat de rechter zelf de prior ratio moet schatten is wellicht niet voldoende om denkfouten te voorkomen. Het NFI kiest doorgaans een wijze van rapporteren waarin een hoge kansverhouding niet in de prior ratio maar in de LR wordt gestopt, misschien omdat zij de prior ratio in die gevallen interpreteren als wat wij hierboven de ultieme prior ratio hebben genoemd.

Dit probleem doet zich in de Sally Clark-zaak voor.

Probleem 3 Er is een risico op misverstanden als de deskundige de LR van niet-uitputtende hypothesen rapporteert.

Soms wordt gevraagd om een vergelijking van twee niet-uitputtende hypothesen; soms kiest de deskundige zelf voor zo’n vergelijking. Het risico is hier dat de rechter niet begrijpt dat uit een LR van niet-uitputtende hypothesen (plus de bijbehorende ultieme prior ratio) wel iets over de posterior *ratio*, maar nog niets over de a-posteriori *kans* op de onderzochte hypothese kan worden afgeleid.

.

Dit derde risico doet zich niet voor als de hypothesen tezamen redelijkerwijs als uitputtend mogen worden opgevat. “Redelijkerwijs” houdt in dat er in de casus geen redelijke andere hypothesen denkbaar zijn, bijvoorbeeld als het op basis van overig bewijs redelijk is aan te nemen dat een van twee broers de dader is. Uiteindelijk moet de vraag of de hypothesen redelijkerwijs als uitputtend mogen worden opgevat door de rechter beantwoord worden. Wel kan de deskundige soms op basis van statistieken adviseren of hypothesen redelijkerwijze als uitputtend kunnen worden opgevat. In paragraaf 4.5 komen wij hierop terug.

Deze situatie doet zich voor in de Sally Clark-zaak.

⁸ Zie o.a. de in de inleiding genoemde literatuur.

4 De Sally Clark-zaak

In deze paragraaf illustreren we het tot nu toe besprokene aan de hand van een Engelse strafzaak waarin een moeder (Sally Clark) beschuldigd werd van dubbele moord op haar twee zoontjes.⁹

4.1 Inleiding: de zaak

In december 1996 stierf het eerste zoontje van Sally Clark, 2,5 maand oud, terwijl hij alleen met zijn moeder thuis was. In januari 1998 stierf Clarks tweede zoontje, 2 maanden oud, ook terwijl hij alleen met zijn moeder thuis was. Clark werd vervolgd voor dubbele moord. Sally Clark claimde dat beiden door een onverklaarde natuurlijke oorzaak overleden waren, ook wel wiegendood genoemd. Deskundigen schatten de kans op twee sterfgevallen door wiegendood in een gezin als dat van de Clarks op grond van statistieken als 1 op de 850.000.¹⁰ Veel mensen hebben de neiging deze kans te interpreteren als ‘De kans dat de twee kinderen aan wiegendood overleden zijn is 1 op de 850.000, dus ze zijn vrijwel zeker niet aan wiegendood overleden, dus Sally Clark heeft hen vrijwel zeker gedood’. Dit is echter een statistische drogreden, die de prosecutor’s fallacy wordt genoemd (Thompson & Schumann 1987; zie ook Jellema & Dahlman 2025). De fout bestaat erin dat de kans op het bewijs (de twee overleden baby’s) gegeven de hypothese ‘ze zijn niet vermoord’ (onderdeel van de likelihood ratio) wordt begrepen als de kans op de hypothese gegeven het bewijs (onderdeel van de posterior ratio). In de Sally Clark-zaak waren veel mensen geneigd te denken dat de kans op de dood van de twee baby’s gegeven dat ze niet zijn vermoord zo klein is, dat er wel iets anders, meer specifiek iets strafbaars, moet zijn gebeurd.

Om deze fout te vermijden is het belangrijk te zien dat er bij zeldzame gebeurtenissen (zoals hier het overlijden van twee baby’s in hetzelfde gezin) een vergelijking moet worden gemaakt tussen de zeldzaamheid van twee mogelijke verklaringen, niet alleen die van dubbele wiegendood maar ook die van dubbele moord. Om dit te zien, moeten we twee mogelijke analyses van de zaak met de regel van Bayes bespreken.

4.2 Hypothesenpaar 1: Sally Clark heeft haar kinderen vermoord – Sally Clark heeft haar kinderen niet vermoord

⁹ Onze bespreking is ontleend aan Dawid (2005). Ook Lagnado (2022) en Meester & Stevens (2025) bespreken deze zaak.

¹⁰ Een eerste deskundige in de zaak rapporteerde zelfs een kans van 1 op de 73 miljoen maar andere deskundigen lieten zien dat dit veel te hoog geschat was. Onder meer vermenigvuldigde de deskundige ten onrechte de twee kansen op wiegendood, wat neerkomt op een onterechte aanname dat de gebeurtenissen van het overlijden van de twee baby’s statistisch onafhankelijk van elkaar waren. Zie paragraaf 2 slot voor een uitleg van statistische onafhankelijkheid. Deze aanname is onterecht omdat wiegendood bijvoorbeeld erfelijke oorzaken kan hebben, en/of oorzaken die met Sally Clark, haar familie en de huiselijke omstandigheden te maken hebben. Zie hiervoor o.a. Dawid (2005).

We kunnen deze casus op verschillende manieren modelleren. We beschouwen eerst de likelihood ratio van het uitputtende hypothesenpaar: moord – geen moord. Toepassing van de regel van Bayes ziet er dan als volgt uit:

A-posteriori kansverhouding:

De kans dat Sally Clark haar baby's vermoord heeft gegeven hun overlijden
De kans dat Sally Clark haar baby's niet vermoord heeft gegeven hun overlijden

=

Likelihood ratio:

De kans op het overlijden van de baby's gegeven dat Sally Clark hen vermoord heeft
De kans op het overlijden van de baby's gegeven dat Sally Clark hen niet vermoord heeft

X

A-priori kansverhouding:

De kans dat Sally Clark haar baby's vermoord heeft
De kans dat Sally Clark haar baby's niet vermoord heeft

De kans op het overlijden van de baby's gegeven de hypothese dat Sally Clark hen vermoord heeft is 100%, want vermoorde baby's zijn per definitie overleden: de schuldhypothese impliceert hier het bewijs. Wat is de kans op het overlijden van de baby's gegeven dat Sally Clark ze niet vermoord heeft? De kans op dubbele wiegendood werd, zoals gezegd, door deskundigen geschat op 1 op de 850.000. Onder de aanname dat dubbele wiegendood de enige andere mogelijke oorzaak van het overlijden van de twee baby's is, is de kans op het overlijden van de baby's gegeven dat Sally Clark ze niet vermoord heeft ook 1 op de 850.000. Dit geeft een likelihood ratio van $850.000:1 = 850.000$. Hierbij geldt de kanttekening dat de aanname dat dubbele moord en dubbele wiegendood de enig mogelijke oorzaken zijn van het overlijden van de twee baby's betwistbaar is, maar voor onze analyse is dit irrelevant. We komen hierop in paragraaf 4.5 terug.

Het overlijden van de baby's is binnen deze modellering zodoende zeer sterk bewijs voor Sally Clarks schuld. Het probleem is echter dat de rechter zich mogelijk niet realiseert dat deze hoge LR wordt gecompenseerd door een lage prior ratio. De a-priorikans dat twee kinderen in een gezin als dat van de Clarks vermoord worden is zeer laag, want dubbele kindermoord komt zeer weinig voor. Een tentatieve schatting op basis van Dawid (2005) is dat de a-priorikans hierop 1 op de 1,7 miljoen is.¹¹ Omdat de schuld- en onschuldhypothese tezamen uitputtend zijn, is de a-priorikans dat Sally Clark haar baby's *niet* vermoord heeft 1 min 1 op de 1,7 miljoen, dus vrijwel

¹¹ De werkelijke kans kan hiervan afwijken, maar groot zal het verschil niet zijn, en daarmee blijft de kernboodschap van Dawids en onze analyse van kracht. We hebben dit getal mede gekozen omdat dit de berekening vereenvoudigt. 1,7 miljoen is precies 2 keer 850.000.

gelijk aan 1. Het is dus a-priori vrijwel zeker dat Sally Clark haar kinderen niet vermoord heeft. De prior ratio is dus vrijwel gelijk aan 1:1,7 miljoen. Vermenigvuldigd met de bewijskracht van 850.000, geeft dit een posterior ratio van 1:2.¹² Gegeven de prior ratio en het bewijs is de onschuldhypothese dus tweemaal zo waarschijnlijk als de schuldhypothese. Omdat de hypothesen tezamen uitputtend zijn, volgt hieruit dat de a posteriorikans dat Sally Clark haar baby vermoord heeft slechts ongeveer 33,3% is. De Sally Clark-zaak illustreert hoe het begaan van de prosecutor's fallacy in combinatie met een lage prior ratio tot rechterlijke dwalingen kan leiden. In deze zaak was de jury niet voor deze drogreden gewaarschuwd en heeft haar mogelijk begaan (Lagnado, 2022).

4.3 Hypothesenpaar 2: Sally Clark heeft haar kinderen vermoord – Sally Clarks kinderen zijn overleden aan wiegendood

Voor ons betoog is het belangrijk te zien dat dit niet de enig mogelijke analyse van de zaak is. Een alternatieve en meer specifieke onschuldhypothese dan 'Sally Clark heeft haar kinderen niet vermoord' is 'Sally Clarks baby's zijn aan wiegendood overleden'. Gegeven deze hypothese is de kans op hun overlijden 100%, want nu impliceren zowel schuld- als onschuldhypothese dat beide baby's overleden zijn. Dat geeft een likelihood ratio van $1:1 = 1$. Binnen deze modellering onderscheidt het bewijs (dat de baby's overleden zijn) dus niet tussen de schuld- en onschuldhypothese en is het strikt logisch beschouwd irrelevant.¹³

Maar dat is niet alles, want ook de prior ratio is nu anders dan die tussen de oorspronkelijke schuld- en onschuldhypothese. Nu moet onder de streep de kans geschat worden dat twee baby's in een gezin als dat van de Clarks aan wiegendood overlijden. Die kans is 1 op de 850.000. Dat was immers de kans die deskundigen op grond van statistieken bepaalden. Dit geeft een prior ratio van 1 op de 1,7 miljoen gedeeld door 1 op de 850.000 en dat is 1 op de 2.¹⁴ Vermenigvuldigd met de likelihood ratio van 1 geeft dit een posterior ratio van ook 1 op de 2 oftewel 33%, precies als in de eerste modellering van de zaak.

4.4 Niet 'de' maar 'een' LR: een LR is relatief t.o.v. het gekozen hypothesenpaar

Een belangrijke les uit deze modelleringen is dat er niet zoiets is als 'de' likelihood ratio in een strafzaak; men heeft immers de keus uit verschillende hypothesenparen.¹⁵ In de Sally Clark-zaak moeten twee zeer zeldzame gebeurtenissen vergeleken worden: dubbele kindermoord en dubbel overlijden door iets anders dan moord, in het bijzonder door dubbele wiegendood.

¹² Oftewel: $1 \text{ op de } 1,7 \text{ miljoen gedeeld door } 1 \text{ op de } 850.000 = \frac{1}{2}$ en $\frac{1}{2} \times 1 = \frac{1}{2}$.

¹³ Het bewijs is natuurlijk wel relevant voor het starten van het onderzoek en eventueel voor de beslissing te vervolgen.

¹⁴ Oftewel: $1 \text{ op de } 1,7 \text{ miljoen} \times 850.000 = \frac{1}{2}$.

¹⁵ Zie hiervoor behalve Dawid (2005) ook o.a. Meester & Sjerps (2005).

Het punt dat we hier willen maken is dat de zeldzaamheid van beide gebeurtenissen afzonderlijk logisch gezien naar keuze in de prior ratio of in de LR gestopt kan worden. Welke keuze men maakt bepaalt niet alleen de LR, maar ook de prior ratio. Een keuze die tot een hogere LR leidt, kan tot een lagere prior ratio leiden, zoals ons voorbeeld laat zien.

Het praktische belang van deze les kan niet overschat worden. Rechters moeten uit een rapportage kunnen begrijpen of een dergelijk compenserend effect van een lagere prior ratio zich voordoet of niet.¹⁶ Stel dat een deskundige in de Sally Clark-zaak voor het eerste hypothesenpaar (moord-geen moord) gekozen heeft en dus een zeer hoge LR van 850.000 gerapporteerd heeft. Dan moet een rechter kunnen begrijpen dat deze LR gepaard gaat met een zeer lage prior ratio. De zeldzaamheid van dubbele wiegendood zit hier immers in de LR, terwijl de zeldzaamheid van dubbele kindermoord in de prior ratio zit. Bij het tweede hypothesenpaar (moord-wiegendood) is de LR 1, omdat onder beide hypothesen de kans dat de kinderen overleden zijn 100% is. Zowel de zeldzaamheid van dubbele moord als van dubbele wiegendood zit hier in de prior ratio.

We hebben in paragraaf 3 echter aangegeven dat het NFI van oordeel is dat deskundigen in beginsel alleen over de LR en niet over de prior ratio kunnen rapporteren. Daar komt bij dat we voor de LR van het tweede hypothesenpaar überhaupt geen deskundige nodig hebben. Iedereen begrijpt dat zowel onder de hypothese van moord als van wiegendood de kans op het bewijs (overleden kinderen) 100% is. Het streven om de deskundigheid zoveel mogelijk in een LR te stoppen kan leiden tot een keuze voor het eerste hypothesenpaar. Deze keuze is echter problematisch, omdat – althans dat is ons vermoeden op basis van de literatuur en onze ervaringen in tutorials - het tweede hypothesenpaar (moord-wiegendood) minder snel tot de prosecutor's fallacy leidt dan het eerste hypothesenpaar (moord-geen moord). Onze hypothese zou uiteraard via empirisch onderzoek getoetst kunnen worden.

Bij een keuze voor de eerste methode moet een deskundige de rechter expliciet wijzen op het mogelijk compenserend effect van een lage prior ratio, bij voorkeur met voorbeelden die laten zien hoe groot het compenserend effect is. Dit om te voorkomen dat de rechter louter op basis van de gerapporteerde LR oordeelt, zonder de prior ratio daarin te betrekken. Door dit te doen zou de rechter zich schuldig maken aan de eerdergenoemde prosecutor's fallacy.

Uit het feit dat er niet zoiets is als 'de' likelihood ratio volgt nog een andere belangrijke les. Als voor meerdere hypothesenparen gekozen kan worden, dan kan de vraag of bepaald bewijs een veroordeling of vrijspraak kan ondersteunen niet relatief aan een gekozen hypothesenpaar beantwoord worden. Stel bijvoorbeeld dat de likelihood ratio ten aanzien van bepaald bewijs voor een bepaald hypothesenpaar zeer hoog is ten gunste van de schuldhypothese. Dan kan daaruit nog niet geconcludeerd worden dat het bewijs een veroordeling ondersteunt. We hebben immers gezien dat

¹⁶ Zie ook Derksen (2010, p. 202): "Een rechter alleen maar een hoge likelihood ratio meegeven is spelen met vuur".

bewijs afhankelijk van het gekozen hypothesenpaar belastend, ontlastend of neutraal kan zijn, terwijl toch alle mogelijke hypothesenparen tot dezelfde posterior ratio leiden. We hebben dit gezien in de Sally Clark-zaak. Bij de keuze voor het hypothesenpaar dubbele moord versus niet dubbele moord was het bewijs (de dood van de twee baby's) belastend; bij het hypothesenpaar dubbele moord versus dubbele wiegendood was het bewijs neutraal, terwijl beide hypothesenparen tot dezelfde posterior ratio leidden. Het feit dat het hypothesenpaar dubbele moord vs niet dubbele moord een hoge LR heeft ten gunste van dubbele moord, betekent dus niet dat het bewijs (de dood van de twee baby's) een veroordeling kan ondersteunen. Het is daarom van groot belang dat de rechter beseft heeft van de gevolgen van de keuze voor een bepaald hypothesenpaar en niet uit een hoge likelihood ratio ten gunste van een schuldhypothese concludeert dat het bewijs dus een veroordeling kan ondersteunen.

4.5 'Redelijkerwijs' uitputtende hypothesen

Bij dit alles geldt nog een kanttekening. Strikt logisch gezien is het tweede hypothesenpaar samen niet uitputtend. Het kan immers zijn dat de ene baby door Sally Clark vermoord is en de andere aan wiegendood is gestorven, of dat één of beide baby's door iemand anders vermoord zijn, of dat ze aan een andere aandoening zijn overleden. Logisch gesproken kan de rechter uit het tweede hypothesenpaar dus nog niets afleiden over de a-posteriori kans van de schuld-onschuldhypothese. Dit betekent dat de twee analyses van de Sally Clark-zaak alleen equivalent zijn als redelijkerwijs aangenomen kan worden dat ook het tweede hypothesenpaar uitputtend is. Anders kan in de tweede analyse niet de stap gemaakt worden van een a-posteriori kansverhouding tussen de hypothesen van 1 op de 2 naar een a-posteriorikans op schuld van 33,3%. Dit is overigens niet altijd problematisch. Ook als twee hypothesen logisch niet uitputtend zijn, kan de aanname van uitputtendheid wel redelijk zijn op grond van de context of het overige bewijs in de zaak (zie bijv. Buckleton et al. 2021). Gegeven het feit dat Sally Clark alleen thuis was en er geen aanwijzingen zijn van andere daders en van andere medische aandoeningen, kan het in deze zaak redelijk zijn geweest het tweede hypothesenpaar als uitputtend te beschouwen. In dat geval is de aan het eind van paragraaf 3 geschetste situatie in de Sally Clarkzaak niet problematisch.¹⁷

Meer in het algemeen kan, zoals al aangestipt aan het eind van paragraaf 3, een deskundige soms op grond van zijn expertise argumenten aandrazen waarom het wel of niet redelijk is niet-uitputtende hypothesen als uitputtend te beschouwen. Dit is iets dat de deskundige expliciet in diens rapport moet uitleggen, zodat de rechter zich van deze aanname bewust is en zo nodig een andere afweging kan maken.

¹⁷ Een andere casus waarin twee hypothesen vergeleken werden die logisch niet maar redelijkerwijs wel uitputtend waren, is de 'Rosmalense flatmoord'. Daarin kwamen slechts twee hypothesen in aanmerking voor vergelijking: (1) het slachtoffer heeft zich gesuïcideerd door zich met een mes de keel door te snijden, (2) de partner van het slachtoffer heeft haar keel met een mes doorgesneden. Andere mogelijke hypothesen konden door omstandigheden redelijkerwijs worden uitgesloten. Zie HR 13 oktober 2020, ECLI:NL:HR:2020:1604. In het kader van het Project Gereede Twijfel verscheen over deze zaak Stad en Van Koppen (2015).

Wel problematisch is het als een logisch gezien niet-uitputtend hypothesenpaar niet redelijkerwijs als uitputtend kan worden beschouwd. Als de rechter daarop niet expliciet gewezen wordt, dan bestaat het risico dat de rechter hieruit ten onrechte conclusies over de a-posteriori *kans* op de schuldhypothese afleidt. Dit is een drogredenering die de zero-sum fallacy wordt genoemd (Pilditch et al. 2019; Jellema & Dahlman 2025). Uiteindelijk gaat het in een strafproces niet om een a-posteriori kansverhouding met betrekking tot schuld maar om de a-posteriori *kans* op schuld. Bij een niet-uitputtend hypothesenpaar is het mogelijk dat de a-posteriori kansverhouding hoog is ten gunste van een schuldhypothese terwijl de a-posteriori *kans* op schuld laag is, omdat een niet beschouwde hypothese a posteriori waarschijnlijker is. Een voorbeeld kan dit verduidelijken. Stel dat een slachtoffer onderaan een trap wordt gevonden en dat uit onderzoek blijkt dat de kans op moord hoger is dan de kans op een hartaanval. Dit betekent niet dat de posteriorikans op moord hoog is. In onze fictieve casus zou bijvoorbeeld de niet onderzochte kans op een ongeval nog hoger kunnen zijn.

4.6 Conclusie

We hebben in deze paragraaf de drie in paragraaf 3 besproken problemen geïllustreerd aan de hand van de Sally Clark-zaak.

Probleem 1 Likelihood ratio of prior ratio?

NFI-deskundigen rapporteren doorgaans alleen LR's. In een zaak als die van Sally Clark maakt het rapporteren van de prior ratio (hypothesenpaar 2 moord-wiegedood) de bevindingen van de deskundige volgens ons echter beter inzichtelijk voor de rechter dan het rapporteren van de LR (hypothesenpaar 1 moord-geen moord). Bij hypothesenpaar 1 ligt het risico van een prosecutor's fallacy op de loer.

Probleem 2 Zeldzame gebeurtenissen

In de Sally Clark-zaak lag de focus op de zeldzaamheid van dubbele wiegedood. Hypothesenpaar 1 leidt daarom tot een hoge LR. Daardoor verdween uit beeld dat de a-priori kans op een dubbele moord lager is dan die op dubbele wiegedood. De hoge LR vergroot het risico van een prosecutor's fallacy, zo is althans ons vermoeden.

Probleem 3 Niet-uitputtende hypothesen

In navolging van Dawid hebben we de Sally Clark-zaak op twee manieren gemodelleerd: met een uitputtend hypothesenpaar en met een niet-uitputtend hypothesenpaar. Het risico van het gebruik van niet-uitputtende hypothesenparen is dat de rechter de zero-sum fallacy begaat. Als een niet-uitputtend hypothesenpaar redelijkerwijs als uitputtend kan worden opgevat (zoals volgens ons in de Sally-Clarkzaak), is het risico dat de rechter onjuiste conclusies trekt minder groot.

5 Aanbevelingen

In deze paragraaf doen we enkele aanbevelingen aan deskundigen, aan het NFI als instituut en aan rechters.

5.1 Aanbevelingen aan de deskundige

- Aanpak van probleem 1: Als de deskundige de vraag van de rechter niet letterlijk overneemt, moet de deskundige altijd uitleggen *dat* hij of zij de vraag niet overneemt en ook *waarom* hij of zij de vraag niet overneemt. In het bijzonder dient dit te gebeuren als de rechter naar de posterior ratio vraagt en de deskundige alleen een likelihood ratio kan of wil rapporteren. In dat geval moet expliciet vermeld worden dat de gerapporteerde LR geen antwoord is op de gestelde vraag naar de posterior (ratio).
- Aanpak van probleem 2: Als het gaat om de vergelijking van twee zeldzame gebeurtenissen, kies dan indien mogelijk¹⁸ een ‘symmetrische’ representatie, met de zeldzaamheid van beide gebeurtenissen of allebei in de LR of allebei in de prior ratio. Maak de rechter in ieder geval duidelijk dat in dergelijke zaken de zeldzaamheid van twee zeldzame gebeurtenissen vergeleken moet worden en dat de gedachte ‘de kans dat dit gebeurt als het toeval is, is zo klein, dit kan geen toeval zijn’ een denkfout is.
- Aanpak van probleem 3: Als de rechter naar de LR van niet uitputtende hypothesen vraagt, of als de deskundige zelf voor een vergelijking van niet-uitputtende hypothesen kiest, dan moet de deskundige hetzij
 - a. uitleggen dat uit deze LR geen conclusies over de posterior kans op schuld mogen worden afgeleid; of
 - b. beargumenteren dat deze hypothesen redelijkerwijs als uitputtend kunnen worden beschouwd, maar daarbij expliciet vermelden dat het uiteindelijk aan de rechter is om daarover een oordeel te vellen; of
 - c. de vraag herformuleren als een vraag naar uitputtende hypothesen. In dat geval moet de deskundige duidelijk vermelden dat de vraag geherformuleerd is.

5.2 Aanbevelingen voor aanpassing van de NFI Vakbijlage waarschijnlijkheidstermen versie 2.2, 2017

- Aanpak van probleem 1: Neem in de NFI Vakbijlage een duidelijke uitleg op dat de deskundige de vraag van de rechter niet altijd kan beantwoorden. Neem een instructie op dat als de deskundige de vraag van de rechter niet letterlijk overneemt, de deskundige dan altijd moet uitleggen *dat* deze de vraag niet overneemt en ook *waarom* de deskundige dat niet doet. In het bijzonder dient dit te gebeuren als de rechter naar de posterior ratio vraagt en de deskundige alleen een likelihood ratio kan of wil rapporteren. In dat geval moet gewezen worden op de prosecutor’s fallacy. Daar wordt nu alleen in paragraaf 11 van de NFI vakbijlage naar verwezen.

¹⁸ Bij vragen op bronniveau over DNA- en ander sporenbewijs lijkt een symmetrisch hypothesenpaar niet wenselijk en is onder forensisch deskundigen een asymmetrische modellering gebruikelijk. Zie bijv. Meester & Sjerps (2005) en Buckleton et al. (2021). Het voert te ver om dit in ons artikel te bespreken.

- Aanpak van probleem 2: Neem niet slechts een terloopse (zoals nu in paragraaf 10 van de NFI Vakbijlage) maar een expliciete uitleg op over het verschil tussen symmetrische en asymmetrische modelleringen en maak daarin duidelijk dat een hoge LR gecompenseerd kan worden door een lage prior ratio.
- Aanpak van probleem 3: Neem een uitleg op over het onderscheid tussen logisch uitputtende en niet-uitputtende hypothesen. Leg met name uit wat de implicaties zijn van het vergelijken van niet-uitputtende hypothesen voor de bepaling van de posterior kans op schuld. Geef ook uitleg over de betekenis van redelijkerwijs uitputtende hypothesen. Geef aan dat de deskundige hierover soms advies kan geven, maar dat het uiteindelijk aan de rechter is om over de redelijkheid een oordeel te vellen. Neem de zero-sum fallacy op als denkfout in paragraaf 11 van de NFI Vakbijlage.

5.3 Aanbevelingen aan de rechter

- Aanpak van probleem 1: Vraag een deskundige niet om een a-posteriori kans of kansverhouding, maar om een likelihood ratio. Overleg indien nodig, conform paragraaf 8 van de NFI Vakbijlage, met de deskundige over de specificatie van de te onderzoeken hypothesen.
- Aanpak van probleem 2: Bedenk dat een zeldzame gebeurtenis wel degelijk toeval kan zijn, namelijk als de kans op een niet-toevallige gebeurtenis ook heel klein is.
- Aanpak van probleem 3: Vraag een deskundige zoveel mogelijk om een vergelijking van logisch of redelijkerwijs uitputtende hypothesen.

6 Conclusies en aanbevelingen voor verder onderzoek

In deze bijdrage hebben we aan de hand van de Sally Clark-zaak drie problemen besproken die deskundigenrapportages kunnen veroorzaken in verband met de begrijpelijkheid daarvan voor juristen. We hebben beargumenteerd dat de visie dat een deskundige doorgaans alleen de vraag naar de LR kan beantwoorden tot misverstanden kan leiden, in het bijzonder als de deskundige over zeldzame gebeurtenissen rapporteert. Daarnaast hebben we betoogd dat er een risico op misverstanden is als de deskundige een LR van niet-uitputtende hypothesen rapporteert. Op basis van onze analyse hebben we aanbevelingen gedaan aan deskundigen, aan het NFI, en aan rechters. Onze hypothese dat de wijze van rapporteren die het NFI voorstaat tot misverstanden leidt en meer specifiek de kans op het maken van de prosecutor's fallacy en de zero-sum fallacy verhoogt, hebben we hoofdzakelijk theoretisch onderbouwd. Het is van belang dat ook empirisch onderzoek wordt gedaan naar de begrijpelijkheid van alternatieve wijzen van rapporteren. Een deel van dat empirische onderzoek vindt plaats binnen het onderzoeksproject Preventing Miscarriages of Justice.¹⁹

¹⁹ Zie voetnoot 1.

Literatuur

- Berger C.E.H. (2010), Criminalistiek is terugredeneren. Logisch rapporteren in forensische rapportages ... en in de rechtszaal. *Nederlands Juristenblad* 2010/646.
- Berger, C.E.H. & Aben, D.J.C. (2010a), Bewijs en overtuiging: Rationeel redeneren sinds Aristoteles. *Expertise en Recht* 2010-2, p. 52-56.
- Berger, C.E.H. & Aben, D.J.C. (2010b), Bewijs en overtuiging: Redeneren in de rechtszaal. *Expertise en Recht* 2010-3, p. 86-90.
- Berger, C.E.H. & Aben, D.J.C. (2010c), Bewijs en overtuiging: Een helder zicht op valkuilen. *Expertise en Recht* 2010-5/6, p. 159-165.
- Buckleton, J., Taylor, D., Bright, J.-A., Hicks, T. & Curran, J. (2021), When evaluating DNA evidence within a likelihood ratio framework, should the propositions be exhaustive? *Forensic Science International: Genetics* 2021, Vol 50, 102406.
- Dawid, A.P. (2005). Probability and proof. Online appendix to “Analysis of Evidence” by T.J. Anderson, D.A. Schum and W.L. Twining.
https://www.cambridge.org/us/download_file/203379/
- A.A. Derksen (2010), *De Ware Toedracht. Praktische Wetenschapsfilosofie voor Waarheidszoekers*. Veen Magazines, 2010.
- Jellema, H. & Dahlman, C. (2025), Probabilistische drogredenen in de rechtszaal: een systematisch overzicht. *Expertise en Recht* 2025-3, p. 64-74.
- Keijzer, J.W. de, Elffers, H., Kok, R.M. & Sjerps, M.J. (2018), *Bijkans begrepen? – feitelijk en vermeend begrip van forensische deskundigenrapportages onder rechters, advocaten en deskundigen*, Den Haag: Boom Juridische Uitgevers 2009.
- Koppen, P.J. van (2017a), De tengelhamer en het schedeldak. Over rapportages door het Nederlands Forensisch Instituut. *Nederlands Juristenblad* 2017/1121.
- Koppen, P.J. van (2017b), Hoe onlogisch werken toch logisch kan worden gevonden, *Nederlands Juristenblad* 2017/2141.
- Van Koppen, P.J. van (2022), *De Som van alle Bewijs: Scenario's in Strafzaken*. Amsterdam: De Kring.
- Lagnado, D.A. (2022), *Explaining the Evidence*. Cambridge, Cambridge University Press.
- S. Lindsey, R. Hertwig & G. Gigerenzer, Communicating statistical DNA evidence. *Jurimetrics* (43) 2003, p. 147-163.
- Mackor, A.R. & Prakken, H. (2025), On reporting likelihood ratio's of exhaustive and non-exhaustive hypotheses about rare events. *Proceedings of the JURIX 2025 Workshop on AI for Evidential Reasoning*, p. 1-7. CEUR-WS Vol 4157
- Meester, R., Collins, M., Gill, R. & Lambalgen, M. van (2006). On the (ab)use of statistics in the legal case against the nurse Lucia de B. *Law, Probability & Risk* 5: 233–250.

- Meester, R. & Kerkvliet, T. (2017), Waarom onzekerheid in het recht beter met belief functies dan met klassieke kansrekening benaderd kan worden: theorie en praktijk. *Expertise en Recht* 2017-2, p. 52-61.
- Meester, R. & Sjerps, M.J. (2005), Why the effect of prior odds should accompany the likelihood ratio when reporting DNA evidence. *Law, Probability and Risk* 3 (2004), p. 51–62.
- Meester, R. & Stevens, L. (2025), *Redeneren onder Onzekerheid in Strafzaken. Hoe een Bayesiaanse Benadering Behulpzaam kan zijn*. Den Haag: WJS Uitgevers, 2025.
- Prakken, H. (2018), Kansoordelen door deskundigen: over ‘logisch’ rapporteren en wat daarbij mis kan gaan. *Ars Aequi* 67 (2018), p. 740-747.
- Prakken, H. & Meester, R. (2017), Bayesiaanse analyses van complexe strafzaken door deskundigen. Betrouwbaar en zo ja: nuttig? *Expertise en Recht* 2017-5, p. 185-197.
- Pilditch, T.D., Fenton, N. & Lagnado, D. (2019), The zero-sum fallacy in evidence evaluation, *Psychological Science* 2019, p. 250-260
- Sjerps, M. (2011), *Bewijskracht 10, Volle Vaart Recht Vooruit*. Oratie Universiteit van Amsterdam, 4 november 2011.
- Sjerps, M.J. & Berger, C.E.H. (2011), Het Bayesiaanse model biedt een helder zicht op een complexe werkelijkheid. Den Haag: Nederlands Forensisch Instituut.
- Stad, D & Van Koppen, P.J., ‘*Het likkende hondje*’. *Het onderscheid tussen moord en zelfmoord*. Boom Juridisch 2015.
- Thompson, W.C. & Schumann, E.L. (1987), Interpretation of statistical evidence in criminal trials. The prosecutor's fallacy and the defense attorney's fallacy, *Law and Human Behavior* 11, p. 167-187.
- W.A. Wagenaar (1988), The proper seat. A Bayesian discussion of the position of expert witnesses, *Law and Human Behavior* 1988, afl. 4, p. 499-510.