Wahrscheinlichkeitsrechnung im Gerichtssaal

RAJ SPIELMANN (GYMNASIUM KIRCHENFELD, BERN)

Wahrscheinlichkeiten sind bei Gericht allgegenwärtig, wenn Richter und Geschworene ihre Überzeugung zur Schuld oder Unschuld darlegen müssen. Eine Reihe von Justizirrtümern weist auf typische Fehler hin, die in der Interpretation von Zahlen oder im verwendeten Modell liegen. Hier sollen einige Fälle analysiert werden, darunter die Prozesse gegen den Footballprofi O. J. Simpson sowie gegen Sally Clark wegen doppeltem Kindsmord. Ein Ziel des Beitrags ist es, eine Brücke zwischen Mathematik und Geisteswissenschaften zu schlagen. Durch die Beleuchtung bekannter Konzepte der Wahrscheinlichkeitsrechnung in einem neuen Kontext erhalten diese mehr Anschaulichkeit. Zugleich wird deutlich, wie wichtig die Mathematik im Alltag eines jeden werden kann und insbesondere für Juristen und Sozialwissenschaftler unverzichtbar ist.

1. Einleitung

Bei der Urteilsverkündung im Gerichtssaal sind Wahrscheinlichkeiten fehl am Platz, denn die Verurteilung darf nur bei gesichertem Strafbestand erfolgen. Leider zeigt ein Blick in Geschichte, dass die Realität oftmals fern von der Norm lag. Schon vor 1600 Jahren schrieb der Kirchenlehrer Augustinus (354-430) in seiner Funktion als Bischof von Hippo in einem Brief an einen Strafrichter seiner Diöszese:

„Wir Menschen [...] lieben es, unsere Vermutungen Gewissheit zu nennen oder, wenn wir einige Wahrscheinlichkeitsgründe dafür haben, für sicher zu halten; und doch sind manche wahrscheinlichen Dinge unwahr, wie manche unwahrscheinlichen wahr."

Wie Max Hirschberg deutlich macht, zieht sich diese Überschätzung von Wahrscheinlichkeiten wie ein roter Faden durch Jahrhunderte der Justizgeschichte. Dem bekannten deutschen Strafverteidiger gelang in der ersten Hälfte des 20. Jahrhunderts eine Reihe spektakulärer Erfolge in schwierigen Revisionsprozessen, die er in seinem Buch (Hirschberg (1962)) untersuchte. Nach der umfangreichen Analyse von Justizirrtümern beschreibt er den Kern des Problems mit den Worten

„Die meisten Fehlurteile entstehen dadurch, dass der Richter bei der Wahrscheinlichkeit stehenbleibt, statt Gewissheit zu verlangen."

Zur Abgrenzung beider Begriffe führt er aus:

„Die Evidenz, das Bewusstsein der Gewissheit, ist nicht ein höherer Grad von Wahrscheinlichkeit [...]. Gewissheit ist vielmehr die Überzeugung von der [...] Unmöglichkeit des Andersseins."

Diese Überzeugung kann allein aus Untersuchung des konkreten Tatablaufs stammen. Insbesondere muss ein Motiv erkennbar und die Tat mit Hilfe gesicherter Spuren und Aussagen logisch nachvollziehbar sein. Fehlen Elemente, muss der Angeklagte aus Mangel an Beweisen freigesprochen werden.

Somit stellt sich die Frage, wie Wahrscheinlichkeiten überhaupt in den Gerichtssaal gelangen. Einer der Wege zur Beurteilung „wahrscheinlicher Vorgänge" ist das intuitive Denken. Es erlaubt die schnelle Einschätzung von Situationen, wobei unbewusst auf Erfahrungswerte zurückgegriffen wird. Plausibilitätsbetrachtungen sind ein unverzichtbarer Teil des abstrakten Denkens. In den letzten Jahrzehnten kamen technische Verfahren hinzu, die an eine mathematische Auswertung gekoppelt werden müssen. Ein Beispiel sind DNA-Tests oder Verfahren zur Gesichtserkennung bzw. Identifikation von Stimmen. Schließlich verspricht die Künstliche Intelligenz nahezu grenzenlose Möglichkeiten bei Risiko- Bewertungen für mögliche Rückfalltäter (siehe Angwin u.a. (2016)) oder in Zukunft sogar zur kompletten Prozessführung.

Auf den ersten Blick mag scheinen, dass die modernen Methoden überhaupt nichts mit traditioneller Intuition gemeinsam haben. Das ist ein Irrtum, denn in jedem Fall liegt ein Modell zugrunde. Deshalb stellen sich folgende Fragen.

- Ist das verwendete Modell mathematisch korrekt?
- Ist es realitätsnah?
- Welchen Einfluss haben ungenaue Ausgangsdaten, mit denen man zwangsläufig zu tun hat?

Im Folgenden werden vier Gerichtsprozesse geschildert, bei denen falsche Berechnungen und Fehlinterpretationen von Wahrscheinlichkeiten schließlich zu Justizirrtümern beigetragen haben. Wer von den Angeklagten hier tatsächlich schuldig oder unschuldig war, sei dahingestellt. Meist fehlen die Fakten, um die Schuldfrage rückblickend zu beurteilen. Unter einem Fehlurteil verstehen wir einen Urteilsspruch auf der Grundlage fehlerhafter Prozessführung, der entweder korrigiert wurde oder zumindest korrigiert werden sollte – selbst um den Preis, dass der Schuldige davonkommt. Denn wer die Rechtsstaatlichkeit für die „gute Sache“ opfert, wird früher oder später in Willkür enden.

2. People v. Collins

2.1. Tatablauf und Prozess

Im Juni 1964 kam es in Los Angeles zu einem Straßenraub. Das Opfer, die ältere Juanita Brooks, wurde rücklings zu Boden gestoßen und sah von hinten, wie eine jüngere Frau ihre Brieftasche entriss und flüchtete. Ein Zeuge beobachtete, wie die Diebin in ein gelbes Fluchtauto stieg, an dessen Steuer ein Afroamerikaner saß. Ein derartiges Paar fiel im Straßenbild schnell auf, denn die Rassentrennung war noch lebendig. (Ihre vollständige Aufhebung auf Bundesebene erfolgte erst im Civil Rights Act vom 2. Juli 1964.)

Der Zeuge erinnerte sich, dass die Diebin dunkelblonde Haare und einen Pferdeschwanz, der Komplize dagegen einen Bart trug. Von Frau Brooks erfuhr die Polizei dagegen nur wenig. Sie hatte weder das Fluchtfahrzeug noch den Komplizen beobachtet und konnte sich weder an die genaue Haarfarbe noch an die Frisur der Diebin entsinnen. Damit hatte die Polizei nur spärliche Anhaltspunkte zur Tätersuche. Der Sohn des Opfers schritt nun selbst zur Tat und befragte sämtliche Tankstellen in der Nachbarschaft nach einem gemischtrassigen Paar in einem gelben Auto. Auf diese Weise gelangte die Polizei zur Adresse des Ehepaares Janet und Malcolm Collins. Gleichzeitig endete die Glückssträhne der Ermittler. Weder Opfer noch Zeuge konnten die Verdächtigen identifizieren. Da auch die genaue Uhrzeit des Raubes nicht mehr feststellbar war, ließ sich das Alibi der Verdächtigen nicht widerlegen.

Ray Sinetar war damals ein dreißigjähriger Staatsanwalt mit zwei Jahren Berufserfahrung. Er konnte nicht akzeptieren, dass der Fall trotz ausgesprochen seltener Übereinstimmungen nicht aufgeklärt werden sollte. Seine mathematischen Kenntnisse mögen laienhaft gewesen sein, doch überschritten sie das Durchschnittsmaß. Er beschloss, den Fall zu lösen, indem er den beobachteten Merkmalen ihre Wahrscheinlichkeiten zuordnete.

Festgestelltes Merkmal für Paare	**Wahrscheinlichkeit**
M_1: blonde jüngere Frau	1/3
M_2: jüngere Frau mit Pferdeschwanz	1/10
M_3: gelbes Auto	1/10
M_4: Mann mit Schnurrbart	1/4
M_5: bärtiger Afroamerikaner	1/10
M_6: gemischtrassiges Paar im Auto	1/1000

Tabelle 1: Wahrscheinlichkeiten im Fall People v. Collins

Anschließend multiplizierte er und erhielt als Wahrscheinlichkeiten für ein weiteres Täterpaar

$$p = \prod_{k=1}^{6} p(M_k) = \frac{1}{12 \cdot 10^6} \tag{1}$$

Ein 26-jähriger Wahrscheinlichkeitstheoretiker, der an der California State University tätig war, bestätigte vor Gericht die Gültigkeit der Produktregel. Damit war die Jury überzeugt und das Ehepaar Collins wurde zu einer einjährigen Haftstrafe verurteilt.

2.2. Kritikpunkte und Revision

In den Medien rief der Fall ein beachtliches Echo hervor und selbst das Time Magazine berichtete im Januar 1965 von der ungewöhnlich scharfsinnigen Methode, mit welcher der junge Staatsanwalt den Fall gelöst hatte. Dennoch entschloss sich Malcolm Collins zum Antrag auf Revision. Zu seinem Glück war der 25-jährige Laurence Tribe am Obersten Gericht von Kalifornien als Assistent eines Richters tätig. Tribe hatte in Havard zunächst Mathematik studiert, bevor er zu den Rechtswissenschaften wechselte. Geübt erkannte er Schwachpunkte bei der Urteilsfindung:

- Die Werte aus Tabelle 1 sind Schätzwerte des Staatsanwalts und können nicht belegt werden.
- Ihre Multiplikation setzt die Unabhängigkeit voraus. Jedoch sind M_1, M_5 und M_6 abhängig.
- Da weder Opfer noch Zeuge die Angeklagten identifizieren konnten und die Mehrzahl der Angaben nur von einer Person stammten, sind die Aussagen mit einer gewissen Unsicherheit behaftet.

Hauptkritikpunkt ist jedoch ein mathematischer Fehler, der seitdem in der Literatur als „Trugschluss des Staatsanwalts“ bezeichnet wird:

Aus $p(\text{Tätermerkmale zutreffend}) \approx 0$ folgt keineswegs $p(\text{schuldig} \mid \text{Tätermerkmale zutreffend}) \approx 1$.

Auch mit seltenen Tätermerkmalen ist man nicht sofort schuldig, solange es genügend andere gibt.

Die folgende Argumentation bleibt sogar mit der stark herabgesetzten Wahrscheinlichkeit (1) aussagekräftig. Zur Veranschaulichung betrachten wir das untenstehende Baumdiagramm und berücksichtigen, dass es um 1964 in Kalifornien etwa 24 Mio. Paare im tatverdächtigen Alter ab.

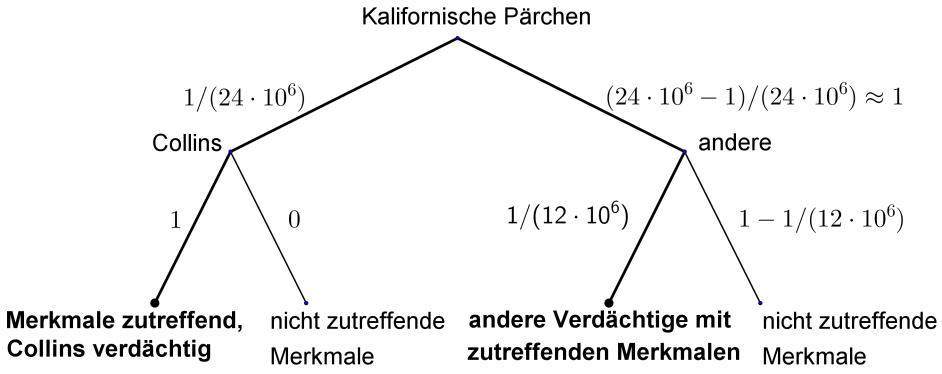

Abbildung 1: Baumdiagramm zur Täterwahrscheinlichkeit im Fall Collins

Bezeichnen wir die Ereignisse:

- T = „Die Tätermerkmale treffen zu.“
- Cs = „Die Collins sind schuldig.“

Dann gilt für die bedingte Wahrscheinlichkeit

$$p(Cs \mid T) = \frac{p(T \cap Cs)}{p(T)} = \frac{p(Cs)}{p(T)} = \frac{\frac{1}{24 \cdot 10^6}}{\frac{1}{24 \cdot 10^6} + \frac{1}{12 \cdot 10^6}} = \frac{1}{3},$$

was zur Verurteilung bei weitem nicht ausreicht. Das Oberste Gericht von Kalifornien entschied folgerichtig auf Freispruch.

Unter den verschiedenen mathematischen Fehlern vor Gericht kann der „Trugschluss des Staatsanwalts“ als häufigster angesehen werden. Ein prominentes Beispiel ist das Verfahren gegen den französischen Hauptmann Alfred Dreyfus, der 1894 wegen Spionage verurteilt wurde. Der von Unregelmäßigkeiten und Vertuschungen überschattete Prozess führte zu innenpolitischen Spannungen, die bis zur Begnadigung im Jahre 1899 anhielten. Freispruch und Rehabilitation erfolgten erst im Juli 1906, nachdem der wahre Schuldige längst feststand. Neben dem Schriftsteller Emile Zola engagierte sich auch der Mathematiker Henri Poincare für Dreyfus, indem er ein Entlastungsgutachten mit Berechnungen in Wahrscheinlichkeiten vorlegte (vgl. Ranicki (2018), Colmez/Schneps (2013)). Zu den prominenten Fällen neuerer Zeit gehören die „Birmingham Six“ (Großbritannien, 1991) und „Guilford Four“ (Großbritannien, 1975), bei denen mehrere Iren fälschlicherweise beschuldigt wurden, an Attentaten der IRA beteiligt gewesen zu sein. Auch hier dauerte es Jahre, um die Gerichte von der Unschuld der Angeklagten zu überzeugen.

Der Freispruch für die Collins übte bedeutenden Einfluss auf die US-amerikanische Rechtssprechung aus, indem er die Aussagekraft kleiner Wahrscheinlichkeiten zum Nachweis der Einzigartigkeit relativierte. Es sollte Jahrzehnte dauern, bis man die alten Fehler im neuen Gewand von Hochtechnologien wiederholte. Auswertungen von DNA-Tests liefern ebenso geringe Wahrscheinkeiten, die unkritisch aufgenommen wurden, bis eine Reihe offensichtlicher Fehlinterpretationen ihre Grenzen deutlich machte (siehe Spielmann (2017)).

3. State v. Sneed

3.1. Tatablauf und Prozess

Am 18. August 1964 kehrte der 29-jährige Joe Sneed nach längerer Abwesenheit in seine alte Heimatstadt Silver City im US-Bundesstaat New Mexiko zurück und fand beide Eltern erschossen im Schlafzimmer ihres Hauses vor. Unverzüglich benachrichtigte er die Polizei. Bei der Autopsie stellte sich heraus, dass die tödlichen Schüsse von einem Revolver Kaliber 22 stammen.

Beim Mord wurden keinerlei Einbruchsspuren entdeckt, was den Verdacht nahelegte, dass der Täter einen Hausschlüssel benutzt hatte. Zwar war das zeitliche Zusammentreffen des seltenen Besuchs mit dem Doppelmord ungewöhnlich, doch einige der Polizisten kannten Sneed aus früheren Zeiten und die Befragung lief in einem freundlichen Ton ab. Die Hände wurden auf Schmauchspuren untersucht. Doch der Paraffintest zeigte nichts Auffälliges, ebenso ein Lügendetektortest. Als sich herausstellte, dass sein Auto noch vor dem Haus der Eltern stand, händigte er den Polizisten bereitwillig die Schlüssel aus, damit sie es ihm zurückbringen konnten. Zu ihrer Überraschung fanden diese im Auto die Quittung einer Hotelübernachtung auf den Namen Robert Crosset sowie eine weitere Quittung, die sich als Kaufbeleg für Munition erwies. Inzwischen war bekannt geworden, dass ein Unbekannter am Vortag des Mordes in der Nachbarstadt eine Pistole Kaliber 22 gekauft und dabei denselben Namen Robert Crosset mitsamt einer fiktiven Postadresse verwendet hatte. Joe Sneed wurde der Ermordung seiner Eltern angeklagt.

Auch hier war also eine beträchtliche Anzahl von Indizien vorhanden, doch die Beweislast blieb gering. Die Staatsanwaltschaft wendete sich an Prof. Edward Thorp, der als Professor an der New Mexico State University tätig war. Thorp galt als ausgewiesener Experte der Angewandten Wahrscheinlichkeitsrechnung, insbesondere in Verbindung mit Finanzen. Durch die Entwicklung einer Gewinnstrategie im Casinospiel Black Jack hatte er landesweit Berühmtheit erlangt. Sein Bestseller „Beat the Dealer“ erreichte märchenhafte Auflagen und man konnte davon ausgehen, dass es seine Autorität bei der Jury hoch verstärkte.

Thorp berechnete zunächst die Wahrscheinlichkeit für den im Westen der USA seltenen Familiennamen Crosset und multiplizierte den Wert mit der Wahrscheinlichkeit des Vornamens Robert und einiger anderer Merkmale. Er erhielt $p = \frac{1}{2{,}4 \cdot 10^{11}}$. Damit erschien die Existenz eines Namensdoppelgängers ausgeschlossen. Da Sneed durch die Quittung als Einziger mit dem Namen in Verbindung gebracht werden konnte und der Waffenkauf am Vortag des Mordes ebenfalls über diesen Namen lief, sah das Gericht seine Schuld als erwiesen an. Er wurde zu lebenslanger Haft verurteilt.

3.2. Kritikpunkte und Revision

Der Waffenkauf erfolgte unter einem fiktiven Namen, da es unter der angegebenen Adresse keinen Robert Crosset gab. Damit ist die Wahrscheinlichkeit für die Existenz des ominösen „Robert Crosset, Box 210, Las Cruces“ gleich Null, wie es auch bei jedem anderen erfundenen Namen wäre. Sicherlich ist die Quittung in Sneeds Auto ein Indiz gegen ihn, doch vielleicht könnte ihm auch jemand eine Falle gestellt haben. Warum sollte man sich ausgerechnet mit demselben Pseudonym belasten, wenn man es problemlos wechseln kann? Entscheidend ist, dass alle polizeilichen Identifizierungen erfolglos blieben und die Spurensicherung keinerlei Beweise lieferte.

Thorps Rechnung wurde dem Gericht suspekt, sodass der Fall in Revision kam. Doch plötzlich geschah ein Wunder. Zwei Angestellte eines Hotels, die im ersten Prozess nichts beitragen konnten, waren imstande, ihren ehemaligen Gast Joe Sneed als Robert Crosset zu identifizieren. Bedenkt man, dass seit der Mordtat bereits zwei Jahre vergangen waren, klang das wenig glaubwürdig. Trotzdem bestätigte das Gericht das Urteil und Joe Sneed blieb weiter in Haft.

4. People v. O.J. Simpson

4.1. Tatablauf und Prozess

Im Juni 1994 wurde Nicole Brown in ihrem Haus in Los Angeles tot aufgefunden, zusammen mit ihrem Bekannten, dem ebenfalls ermordeten Ronald Goldman. Nicole Brown war die geschiedene Ehefrau von Orenthal James Simpson, einem legendären Footballspieler, der auch als Schauspieler in Fernsehserien auftrat. Der Verdacht lenkte sich schnell gegen O.J. Simpson, der seine Frau des öfteren schwer geschlagen hatte. Die Anklage ging von einem Streit aus, der zum Mord eskalierte.

O.J. Simpson war Multimillionär und setzte alle Mittel ein, um sich zu retten. Insgesamt ließ er sich den Prozess 6 Mio. Dollar kosten und gewann damit nicht nur die bestmöglichen Anwälte, sondern auch Experten der Spurensicherung, die über lange Jahre mit den Fehlern der Polizeiarbeit vertraut waren.

Einer der Verteidiger, der Havard-Professor Alan Dershowitz, versuchte die vorangegangene Misshandlung mit Hilfe der Statistik als Mordmotiv zu entkräften. Da von 2500 Männern, die ihre Partnerin oder Ex-Partnerin schlagen, nachweislich weniger als einer bis zum Mord ging, wäre die Misshandlung nicht prozessrelevant.

Auch die Spurensuche brachte wenig Überzeugendes. Als Hauptbeweisstück präsentierte die Anklage einen blutigen Handschuh, der jedoch Simpson bei der Anprobe im Gerichtssaal nicht passte. Zudem stand das Gericht von Anbeginn unter beträchtlichem öffentlichen Druck, da die Verteidiger dem Hauptermittler rassistische Äußerungen nachwiesen. Der Prozess, überschattet von lautstarken Protesten, die teilweise in Plünderungen ausarteten, endete im Oktober 1995 in einem Freispruch.

4.2. Kritikpunkte

Wir beschränken uns hier auf das Argument der Verteidigung.

$$p(\text{„Partner tötet Frau“} \mid \text{„Partner misshandelte Frau“}) = \frac{1}{2500} = 0,04\,\%$$

Das ist zwar korrekt, doch entkräftet es keineswegs das Mordmotiv. Da ein Mord begangen wurde, müssen wir stattdessen die bedingte Wahrscheinlichkeit

$$p(\text{„Partner tötet Frau“} \mid \text{„Partner misshandelte Frau“ und „Frau wurde ermordet“})$$

untersuchen, wobei zunächst offen bleibt, wer den Mord begangen hat. Unter „Partner“ verstehen wir auch Ex-Partner.

Die jährliche Mordrate für Frauen lag damals in den USA bei 0,005 %. Mit dieser Wahrscheinlichkeit fiel auch eine misshandelte Frau einem fremden Mörder zum Opfer, denn dieser wählt seine Opfer eher

nach einer günstigen Gelegenheit, ohne ihre Vorgeschichte zu kennen. Damit erhalten wir den folgenden Baum.

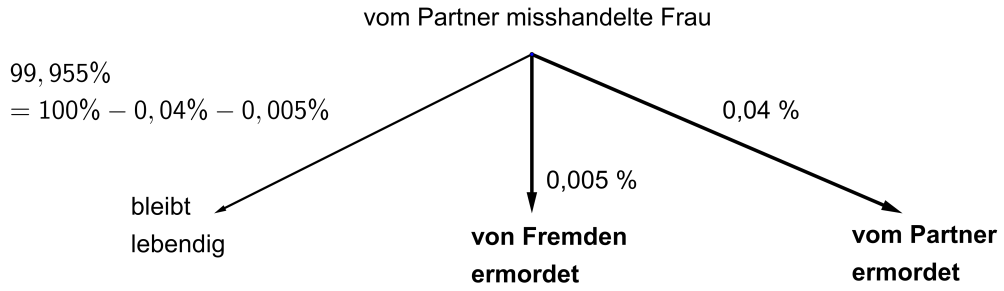

Abbildung 2: Baumdiagramm zur Täterwahrscheinlichkeit im Fall O.J. Simpson

Unter Kenntnis der vorangegangenen Misshandlung hat O.J. Simpson den Mord mit einer Wahrscheinlichkeit von 89 % begangen. Das allein ist kein Schuldbeweis. Doch es zeigt, dass die Misshandlung ein belastendes Moment gegen ihn darstellt.

Ohne die Information der Misshandlung würde man als Mordwahrscheinlichkeit für O.J. Simpson einen geringeren Wert erhalten. Im Jahre 1992 wurden in den USA 4936 Frauen ermordet, davon 1430 von Partnern bzw. Ex-Partnern. Damit ist

$$p(\text{Partner tötet Frau} \mid \text{Frau wurde ermordet}) = \frac{1430}{4936} = 29\,\%$$

Selbst diese Wahrscheinlichkeit liegt wesentlich höher als der vom Verteidiger angegebene Wert von $0,04\,\%$. Der Trick des Entlastungsarguments besteht in der Vernachlässigung des Fakts, dass Nicole Brown ermordet wurde.

Da die Medien vom Prozess berichteten, blieb der Fehler nicht unbemerkt. Mehrere Mathematiker, darunter der emeritierte Statistikprofessor Irving John Good erkannten das Problem. Er schrieb an die Zeitschrift „Nature“ (siehe Good (1995)), Simpsons Verteidigung und die Polizei, jedoch ohne Erfolg.

5. Regina v. Sally Clark

5.1. Tatablauf und Prozess

Im Laufe eines Jahres verlor die Familie Clark aus der Grafschaft Cheshire in England zwei neugeborene Kinder. Im Dezember 1996 starb ihr Sohn Christopher im Alter von 11 Wochen. Als Todesursache wurde ein Atemwegsinfekt diagnostiziert. Etwa ein Jahr später folgte sein nachgeborener Bruder Harry, der nur 8 Wochen alt wurde und am selben Tag eine reguläre Impfung erhalten hatte (siehe Hodgkinson (2007), Colmez/Schneps (2013)). Da der Arzt keine eindeutige natürliche Todesursache feststellen konnte und der Körper einige Verletzungsspuren aufwies, kam es automatisch zur Mordanklage gegen die Mutter Sally Clark. Gleichzeitig wurde eine Überprüfung des ersten Todesfalls angeordnet.

Als Gutachter wurde der Pädiater Dr. Roy Meadow engagiert. Der Professor hatte sich bei der Untersuchung des Münchhausen-Stellvertretersyndrom, subtiler Kindesmisshandlung durch ein Elternteil, einen Namen gemacht. Sein Forschungsgebiet ging also eher in Richtung Mord. Als Alternative zog er den plötzlichen Kindstod (SIDS, sudden infant death syndrome) in Betracht.

Per Definition ist SIDS der „plötzliche Tod eines Säuglings oder Kleinkinds, für den trotz Autopsie und Untersuchung des Auffindeortes keine Ursache – wie zum Beispiel Krankheit oder Unfall – ermittelt werden kann“ (siehe Poets/Jorch (2020), Duncan/Byard (2018)).

Der Begriff ist eine Sammelbezeichnung für den Tod für Säuglinge unter einem Jahr, der durch mehrere natürliche Faktoren herbeigeführt wurde. Inbegriffen sind Todesfälle unbekannter Ursache, solange sie nicht vorsätzlich herbeigeführt wurden. Schon die Definition zeigt eine gewisse Problematik. Wenn eine Ursache unbekannt ist, dann muss sie nicht nicht zwangsläufig natürlich sein.

SIDS tritt in Mitteleuropa relativ selten auf, was die Untersuchung seiner Einflussfaktoren erschwert. Bekannt ist, dass neben dem Gesundheitszustand des Kindes und Lebensgewohnheiten der Eltern (z.B. Zigaretten- und Alkoholkonsum) auch die Gewohnheiten des Kindes eine beträchtliche Rolle spielen. Risiken stellen beispielsweise die Schlafposition auf dem Bauch, ungeeignete bzw. überwärmte Betten oder auch das Teilen eines gemeinsamen Betts mit der Mutter dar (siehe Blair (2009)).

Da Säuglinge leicht verletzbar sind und wichtige Organe sowie das Immunsystem noch nicht vollständig funktionieren, ist die Unterscheidung von SIDS und Mord eine anspruchsvolle Aufgabe. Die Relevanz von Vorerkrankungen sowie die Unterscheidung zwischen bewusster und unbewusster Fehlbehandlung, beispielsweise durch einen ungeschickten Wiederbelebungsversuch, erfordert beträchtliche Erfahrung.

Untersucht man SIDS auf Basis der Statistik, so teilt man die Eltern in Risikogruppen ein. Zur damaligen Zeit lag in England die Wahrscheinlichkeit für SIDS in der höchsten Risikogruppe bei 1/1303, während sie in der niedrigsten Risikogruppe nur 1/8500 betrug.

Zur Abschätzung eines wiederholten SIDS-Falls begutachtete Prof. Meadow die Lebensumstände der Familie Clark. Beide Eltern waren relativ jung und gehörten zum wohlsituierten, akademischen Mittelstand. Da keinerlei Risikofaktoren sichtbar waren, ordnete Meadow die Familie in die tiefste Risikogruppe ein. Als Wahrscheinlichkeit eines doppelten SIDS erhielt er

$$\left(\frac{1}{8500}\right)^2 = 1{,}37 \cdot 10^{-8}$$

Da ein derartiges Doppelereignis in England nur etwa alle 104 Jahre auftritt, betrachtete er Mord als wahrscheinlich.

Der Pathologe Dr. Williams stellte beim toten Harry zwar keine Krankheiten, jedoch eine Reihe von Verletzungen fest, darunter ein vier Wochen alter Rippenbruch. Dem erstgeborenen Christopher attestierte er einen unnatürlichen Erstickungstod. Damit ließ sich die Jury vom Doppelmord überzeugen und das Gericht verurteilte Sally Clark im November 1999 zu lebenslanger Haft.

5.2. Kritikpunkte und Revision

Nach der Urteilsverkündung mehrten sich die Proteste. Sie wurden von der Presse und Abgeordneten getragen, doch zu den Kritikern gehörten auch namhafte Biologen, Mathematiker und Statistiker, darunter die Präsidenten der Royal Statistical Society (RSS) und der Mathematical Association (MA). Zu offensichtlich war die Existenz genetischer Faktoren, die zu einer gewissen Abhängigkeit bei wiederholtem SIDS führen mussten. Meadows pauschalisierter Ausspruch

„One sudden infant death is a tragedy, two is suspicious and three is murder, unless proven otherwise."

rief Widerspruch hervor, da er ein vereinfachtes Modell verabsolutierte.

Zu den Autoren von Entlastungsgutachten gehörte der Mathematiker Ray Hill. Als Datenbasis benutzte er die britische CESDI-Studie mit dem Untersuchungszeitraum 1993-1996 (siehe Fleming (2000)). Bezeichnet man mit S_1 den ersten und mit S_2 den zweiten SIDS-Fall innerhalb einer Familie, so lässt sich aus den statistischen Daten eine Abhängigkeit ablesen:

$$p(S_2 \mid S_1) = \frac{1}{100} \tag{2}$$

Trat SIDS innerhalb einer Familie mehrfach auf, so müssen zumindest versteckte Risikofaktoren vorhanden sein. Eine derartige Familie läge nicht in der tiefsten, sondern in der höchsten Risikoklasse:

$$p(S_1) = \frac{1}{1303}$$

Als Wahrscheinlichkeit für einen doppelten SIDS-Fall berechnet man

$$p = p(S_1) \cdot p(S_2 \mid S_1) = 7{,}67 \cdot 10^{-6}$$

Mit welcher Wahrscheinlichkeit wäre Ende der 90er-Jahre jährlich mindestens ein Wiederholungsfall von SIDS in einer britischen Familie zu erwarten gewesen? In England und Wales wurden damals jährlich etwa 650.000 Kinder geboren. Circa 60 % der jungen Familien mit Kindern hatten mindestens zwei Kinder. Damit war die jährliche Anzahl der Geburten mit einem irgendwann vorangegangenem Geschwisterkind

$$n = 60\,\% \cdot 650.000 = 390.000$$

und wir erhalten $n \cdot p = 2{,}993$ als jährlich zu erwartende Anzahl doppelter SIDS-Fälle in England und Wales. Da die Sterblichkeiten in Mehrfachgeburten verschiedener Familien unabhängig voneinander sind, können wir zur Abschätzung doppelter SIDS-Fälle eine Poisson-Verteilung

$$p_\lambda(X = k) = \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}, \quad k = 0, 1, \ldots$$

mit dem Erwartungswert $\lambda = 2{,}993$ benutzen. Die leicht berechenbare Poisson-Verteilung tritt hier als praktische Näherung der Binomialverteilung

$$p(X = k) = \left(\begin{array}{c} n \\ k \end{array} \right) \cdot p^k \cdot (1-p)^{n-k}, \quad k = 0, 1, \ldots, n,$$

auf, da die Versuchsserie n groß und die Erfolgswahrscheinlichkeit p klein ist. (Als Faustregel gilt allgemein, dass die Approximation mittels Poisson-Verteilung für $n > 50$ und $p < 0{,}05$ brauchbar ist.)

Die jährliche Wahrscheinlichkeit für mindestens eine Familie mit doppeltem SIDS-Fall beträgt

$$p_\lambda(X \geq 1) = 1 - p_\lambda(X = 0) = 1 - e^{-\lambda} = 0{,}95$$

Somit wiederholte sich in England und Wales fast jedes Jahr ein SIDS-Fall innerhalb einer Familie.

Im Oktober 2001 veröffentlichte die Royal Statistical Society eine Stellungnahme zu „invalid probabilistic reasoning in court“, worin auf den Fall Sally Clark Bezug genommen wurde. Eine dramatische Wendung nahm der Fall jedoch, als im Folgejahr bekannt wurde, dass der Gerichtsmediziner bei Harry eine Staphylokokken-Infektion verheimlicht hatte. Es kam zur Revision und im Januar 2003 wurde Sally Clark freigesprochen. Der Prozess hatte die Revision sämtlicher Urteile zur Folge, in denen Prof. Meadow auf ähnlicher Grundlage als Gutachter tätig war. Drei weitere Freisprüche folgten, von denen zwei Mütter des Doppelmordes und eine des Dreifachmords beschuldigt waren.

Im Jahre 2005 kamen weitere Details über den Pathologen Dr. Williams ans Licht. Als er den Beschluss zum Verschweigen der Staphylokokken-Infektion bei Harry fasste, änderte er auch die Meinung zum ersten Todesfall. Zunächst hatte er für Christopher einen Atemwegsinfekt angenommen, dann wechselte die Diagnose zum unnatürlichen Erstickungstod. Eine derart unkommentierte Meinungsänderung ist für einen beauftragten Pathologen unzulässig und er erhielt eine dreijährige Berufssperre, da ihn das Gericht nicht mehr als zuverlässig ansah. Für Prof. Meadow hatten die Revisionsprozesse weitaus schwerwiegendere Folgen, denn er verlor die ärztliche Zulassung.

Die inzwischen freigelassene Sally Clark starb im März 2007 an einer Alkoholvergiftung. Sie konnte die Tragödie ihres Lebens nicht überwinden.

5.3. Revision der Entlastungsgutachten

Es wäre zu simpel, den Prozessverlauf einzig durch ein falsches Gutachten zu charakterisieren, welches mit einer achtsamen Analyse richtiggestellt wurde. Im Todesjahr von Sally Clark unterzog Sesardic auch die Entlastungsgutachten von Dawid (2002), Hill (2004), Hill (2005) und Joyce (2002) einer Kritik. Als Datenbasis verwendete er die bereits erwähnte CESDI-Studie (siehe Fleming (2000)) aus SIDS- und Mordfällen, deren Aussagekraft jedoch hinterfragt wird. Im Folgenden soll nur die Idee skizziert werden, während für Details auf Sesardic (2007) verwiesen wird.

Sesardic's Modell

Wir bezeichnen mit den Ereignissen S_1, S_2 zwei aufeinanderfolgende hypothetische SIDS-Fälle und mit M_1, M_2 zwei aufeinanderfolgende entsprechende Kindesmorde innerhalb einer Familie. T ist ein Todesfall, S ein SIDS- bzw. M ein Mordfall. Aus der Formel von Bayes folgt jeweils

$$\begin{aligned} p(TT) \cdot p(S_1S_2 \mid TT) &= p(S_1S_2) \cdot p(TT \mid S_1S_2) && \text{bei SIDS} \\ p(TT) \cdot p(M_1M_2 \mid TT) &= p(M_1M_2) \cdot p(TT \mid M_1M_2) && \text{bei Mord} \end{aligned}$$

und wir erhalten nach Division

$$\frac{p(S_1S_2 \mid TT)}{p(M_1M_2 \mid TT)} = \frac{p(S_1S_2)}{p(M_1M_2)} \cdot \frac{p(TT \mid S_1S_2)}{p(TT \mid M_1M_2)} \tag{3}$$

Bekanntlich ist

$$p(S_1S_2) = p(S) \cdot p(S_2 \mid S_1), \qquad p(M_1M_2) = p(M) \cdot p(M_2 \mid M_1) \tag{4}$$

$$\frac{p(S)}{p(M)} = \frac{p(S \cap T)}{p(M \cap T)} = \frac{p(S \mid T) \cdot p(T)}{p(M \mid T) \cdot p(T)} = \frac{p(S \mid T)}{p(M \mid T)} \tag{5}$$

Unter Benutzung von (4) und (5) folgt aus (3) für das Verhältnis wiederholter SIDS-Fälle zu wiederholten Morden

$$\frac{p(S_1S_2 \mid TT)}{p(M_1M_2 \mid TT)} = \frac{p(S \mid T)}{p(M \mid T)} \cdot \frac{p(S_2 \mid S_1)}{p(M_2 \mid M_1)} \cdot \frac{p(TT \mid S_1S_2)}{p(TT \mid M_1M_2)} \tag{6}$$

Die benötigten Eingangsparameter bezeichnen die Verhältnisse

$$\text{für SIDS-Fälle zu Morden} \qquad \frac{p(S \mid T)}{p(M \mid T)} \tag{7}$$

$$\text{für die Wiederholungs-Wahrscheinlichkeiten} \qquad \frac{p(S_2 \mid S_1)}{p(M_2 \mid M_1)} \tag{8}$$

$$\text{für die Wahrscheinlichkeiten für beide Hypothesen} \qquad \frac{p(TT \mid S_1S_2)}{p(TT \mid M_1M_2)} \tag{9}$$

In (9) wird $p(TT \mid S_1S_2)$ als Wahrscheinlichkeit der SIDS-Hypothese (likelihood of a hypothesis) bezeichnet. Das ist die Wahrscheinlichkeit eines entsprechenden Tatbestands unter der Annahme, dass zwei SIDS-Fälle aufgetreten sind. Analog interpretiert man $p(TT \mid M_1M_2)$.

Nun soll untersucht werden, wie stark sich (6) verändert, wenn die Dunkelziffer der CESDI-Studie sowie Ergebnisse vergleichbarer Studien berücksichtigt werden.

Schätzung für das Verhältnis von SIDS-Fällen zu Morden

Wie seine Vorgänger geht Sesardic bei einem vergleichbaren Todesfall davon aus, dass SIDS die einzige Alternative zu Mord ist. Dann folgt

$$\begin{aligned} p(S \mid T) + p(M \mid T) &= 1 \\ \frac{p(S \mid T)}{p(M \mid T)} &= \frac{1}{p(M \mid T)} - 1 \end{aligned} \tag{10}$$

Damit hängt der erste Parameter (7) in Form einer Hyperbel von der Mordwahrscheinlichkeit ab.

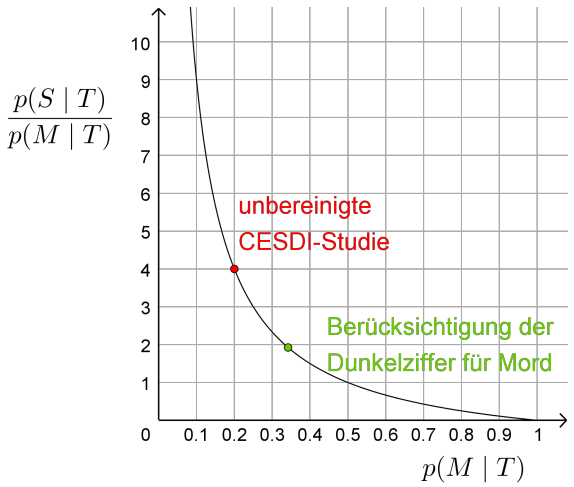

Abbildung 3: Abhängigkeit des ersten Eingangsparameters von der Mordwahrscheinlichkeit

Da SIDS selten und Mord noch seltener vorkommt, war der Datenumfang der dreijährigen CESDI-Studie nicht zu groß. Wenige falsch zugeordnete Fälle, ob Mord oder SIDS, führen zwar zu einer geringen Verschiebung der Mordrate, jedoch zur starken Verfälschung des Parameters (7).

Wie jede entsprechende Statistik enthält die CESDI-Studie eine Dunkelziffer. Sesardic (2007) zitiert Schätzungen, wonach bis zu 20 % der offiziellen SIDS-Fälle in Wirklichkeit unnatürliche Todesfälle und etwa 10 % versteckte Morde sind. Kindesmörder täuschen SIDS vor, weil das relativ leicht möglich ist. Im Gegensatz dazu würden Eltern, deren Kind durch SIDS stirbt, kaum einen Mord behaupten. Letzterer Fall, die fälschliche Klassifizierung von SIDS als Mord, ist bei einem Justizirrtum möglich. Doch die Justiz wird selten auf einen gutgetarnten Mord aufmerksam, wenn er erstmals begangen wird. In der Regel werden die Behörden erst im Wiederholungsfall misstrauisch.

Ein technisches Problem bei der Abschätzung von (7) besteht darin, dass SIDS und Mordfälle in getrennten Statistiken und auf unterschiedlicher Datenbasis erfasst wurden. Aus der allgemeinen Statistik für 1997 erhalten wir

$$t_M = 30 \text{ nachgewiesene Mordfälle bei} \quad G_{Stat97} = 642.093 \quad \text{Lebendgeburten,} \tag{11}$$

während die CESDI-Studie mit einer Stichprobe im Beobachtungszeitraum 1993-1996 arbeitet und dort

$$t_{SIDS} = 363 \text{ SIDS-Fälle bei} \quad G_{CESDI} = 472.823 \quad \text{untersuchten Lebendgeburten} \tag{12}$$

ausweist. Wenn die CESDI-Datenbasis (12) eine versteckte Mordrate r enthält, dann verbleiben

$$t_{r,SIDS} = (1-r) \cdot t_{SIDS} \qquad \text{echte SIDS-Fälle.}$$

Wollen wir die vermuteten Morde aus der Stichprobe (12) auf die Datenbasis (11) umrechnen, so müssen wir ihre Anzahl mit dem Faktor G_{Stat97}/G_{CESDI} multiplizieren. Zusammen mit den bewiesenen Mordfällen ergeben sich

$$t_{r,M} = t_M + \underbrace{r \cdot t_{SIDS} \cdot \frac{G_{Stat97}}{G_{CESDI}}}_{\text{versteckte Morde}} \qquad \text{Morde für 1997 unter Berücksichtigung der Dunkelziffer.}$$

Damit erhalten wir die

$$\text{nach unten korrigierte SIDS-Rate} \quad p_r(S) = \frac{t_{r,SIDS}}{G_{CESDI}} = \frac{(1-r) \cdot t_{SIDS}}{G_{CESDI}} \tag{13}$$

sowie die

$$\text{nach oben korrigierte Mordrate} \quad p_r(M) = \frac{t_{r,M}}{G_{Stat97}} = \frac{t_M}{G_{Stat97}} + \frac{r \cdot t_{SIDS}}{G_{CESDI}} \tag{14}$$

Unter der Annahme von $r = 10\ \%$ Mordanteil bei SIDS-Fällen folgt für das Verhältnis von SIDS zu Morden mit (7), (13) und (14)

$$\frac{p(S \mid T)}{p(M \mid T)} = \frac{p(S)/p(T)}{p(M)/p(T)} = \frac{p_r(S)}{p_r(M)} = 5,6 \tag{15}$$

Würde man den Parameter stattdessen auf Basis der *unbereinigten* CESDI-Studie berechnen, so überschätzt man den Wert nahezu um das Dreifache (siehe Tabelle 2).

versteckte Mordrate r	0 %	5 %	10 %	15 %	20 %
$p_r(S)/p_r(M)$	16,4	8,6	5,6	4,0	3,1

Tabelle 2: Verhältnis von SIDS-Fällen zu Morden bei CESDI-Studie mit versteckter Mordrate r

Schätzung für das Verhältnis wiederholter SIDS-Fälle zu wiederholten Morden

Untersuchen wir nun den zweiten Eingangsparameter (8). Eine kausale Abhängigkeit bei wiederholtem SIDS steht außer Zweifel, doch der Zahlenwert für $p(S_2 \mid S_1)/p(M_2 \mid M_1)$ muss hinterfragt werden. Ein Blick auf Studien aus Norwegen und den USA, die im Laufe von 14 bzw. 16 Jahren mit einem wesentlich höherem Datenvolumen durchgeführt wurden, zeigt keinen signifikanten Anstieg des SIDS-Risikos bei nachfolgenden Kindern.

Auch hier geht Sesardic davon aus, dass die starke Abhängigkeit (2) bei wiederholtem SIDS eher durch den geringen Datenumfang und Dunkelziffer der zugrundeliegenden CESDI-Studie bedingt war. Durch Vergleiche mit anderen Studien schätzt er $p(S_2 \mid S_1) \leq 4p(S_1)$, wonach er schließlich

$$p(S_2 \mid S_1) = 0,00069 \tag{16}$$

erhält. Bei Mord ist die Wiederholungsgefahr erheblich größer. Wenn sich eine überforderte Mutter zum Kindesmord entschließt und nicht entdeckt wird, dann ist die Versuchung hoch, das Problem später in einer ähnlichen Situation ähnlich zu „lösen“. Aufgrund seltener Daten erscheinen die Annahmen der verschiedenen Gutachter sehr willkürlich. Nach entsprechender Diskussion wählt Sesardic den im Entlastungsgutachten von Joyce (2002) verwendeten Wert

$$p_s(M_2 \mid M_1) = \frac{1}{10}, \tag{17}$$

während das Entlastungsgutachten von Hill (2004) mit der tieferen Zahl

$$p_h(M_2 \mid M_1) = 0,0078 \tag{18}$$

arbeitet. Setzt man alle Werte ein, so folgt im Modell von

$$\text{Hill:} \qquad \frac{p(S_2 \mid S_1)}{p(M_2 \mid M_1)} = 1,282 \tag{19}$$

$$\text{Sesardic:} \qquad \frac{p(S_2 \mid S_1)}{p(M_2 \mid M_1)} = 0,0069 \tag{20}$$

Das Verhältnis wiederholter SIDS-Fälle zu wiederholten Morden liegt bei Hill um den Faktor 186 höher als im Modell von Sesardic. Setzt man seine Werte (15),(20) in (6) ein, so erhält man

$$\frac{p(S_1S_2 \mid TT)}{p(M_1M_2 \mid TT)} = \frac{1}{25} \cdot \frac{p(TT \mid S_1S_2)}{p(TT \mid M_1M_2)} \tag{21}$$

Die Gleichung lässt eine bemerkenswerte Interpretation zu. A priori, also vor der Untersuchung des konkreten Falles, war die Hypothese des Doppelmordes 25 mal wahrscheinlicher als die Hypothese eines doppelten SIDS-Falles.

Vergleich der Wahrscheinlichkeiten beider Hypothesen

Zur Auswertung von (6) fehlt die Diskussion von (9). Der Gegengutachter Dawid (2002) wählte als Schätzwert

$$\frac{p(TT \mid S_1S_2)}{p(TT \mid M_1M_2)} = \frac{1}{5} \tag{22}$$

Demnach wäre ein ähnlich beunruhigender Tatbestand wie im Fall Sally Clark bei Doppelmord fünfmal so wahrscheinlich wie bei doppeltem SIDS. Zur Beurteilung von (22) rufen wir uns die Belastungsmomente in Erinnerung. Im zweiten Todesfall konstatierte der Pathologe

- ungewöhnliches Nasenbluten
- ein gerissenes Frenulum (kleine Schleimhautfalte zwischen zwei Organteilen)
- frische und umfangreiche Blutungen im Bereich der Wirbelsäule
- eine Hirnschädigung durch Sauerstoffmangel, die mindestens 3 Stunden vor dem Tod auftrat
- ein etwa vier Wochen alter Bruch der zweiten Rippe
- eine Dislokation der ersten Rippe
- petechiale Blutungen am Augenlid

Ein schwerwiegendes Indiz für Misshandlungen ist sicherlich der Rippenbruch, weil er nicht als Folge eines Wiederbelebungsversuchs erklärt werden konnte.

Wenngleich Sesardic grundsätzlich mit Dawids Wert (22) einverstanden ist, bleibt festzustellen, dass auch diese Schätzung sehr willkürlich gewählt wurde.

Bewertung der Entlastungsgutachten aus statistischer Sicht

Unter Berücksichtigung von (21) und (22) berechnen wir aus (6) für das Verhältnis wiederholter SIDS-Fälle zu wiederholten Morden

$$\frac{p(S_1S_2 \mid TT)}{p(M_1M_2 \mid TT)} = \frac{1}{125} \tag{23}$$

Die Wahrscheinlichkeit eines Doppelmordes liegt also um das 125-fache höher als die Wahrscheinlichkeit von doppeltem SIDS. Beschränkt man die Untersuchung ausschließlich auf die beiden Hypothesen Doppelmord und doppeltes SIDS, so ist

$$\begin{aligned} p(M_1M_2 \mid TT) + p(S_1S_2 \mid TT) &= 1 \\ p(M_1M_2 \mid TT) + \frac{1}{125} \cdot p(M_1M_2 \mid TT) &= 1 \\ p(M_1M_2 \mid TT) &= \frac{125}{126} \end{aligned} \tag{24}$$

Entsprechend finden wir als Wahrscheinlichkeit von wiederholtem SIDS

$$p(S_1S_2 \mid TT) = \frac{1}{126} = 0,008 \tag{25}$$

Die Werte stehen im starken Kontrast zu den Entlastungsgutachten von Dawid (2002), Hill (2004) und Joyce (2002), welche unter Verwendung des *gleichen Ansatzes* (6) die SIDS-These stützten, also zum *entgegengesetzten Ergebnis* gelangten. Doch das Ziel der voranstehenden Überlegungen sollte keinesfalls als nachträgliche Bewertung von Schuld oder Unschuld der zweifachen Mutter missverstanden werden. Stattdessen wird das Augenmerk darauf gelegt, wie unsicher viele Annahmen der obigen Entlastungsgutachten (einschließlich der Korrektur von Sesardic (2007)) waren und wie stark sich diese Unbestimmtheit auf die Aussagenbreite statistischer Analysen auswirkt. Ihre Zuverlässigkeit scheint ebenso zweifelhaft wie das Gutachten des Professors für Pädiatrie, obgleich sie von hochqualifizierten Statistikern stammten. Man sieht deutlich, dass ein Gericht in die Sackgasse käme, wenn es die Aussagekraft von Wahrscheinlichkeiten direkt in die Urteilsfindung einfließen lassen würde.

5.4. Ein unberücksichtiger Aspekt?

Mit Sally Clarks Freispruch im Januar 2003 wurde anerkannt, dass es keine Beweise gegen die Mutter gab, ihre Kinder ermordet zu haben. Eine Reihe ungewöhnlicher Verletzungen beim zweiten Kind kann durch unglückliche Wiederbelebungsversuche der in Panik geratenen Mutter erklärt werden. Wie kam es zu dieser Krise, die im nachhinein als SIDS, d.h. natürlicher Todesfall unbekannter Ursache bezeichnet wird? Ein im „Spectator“ erschienener Beitrag von Hodgkinson (2007) lenkt die Aufmerksamkeit auf einen weiteren Aspekt, der alle bisher diskutierten Gutachten in einem neuen Licht erscheinen lässt.

Trotz ihrer Gegensätzlichkeit in der Schuldfrage weisen die Gutachten eine Gemeinsamkeit auf. Von vornherein wird ausgeschlossen, dass die Impfung des zweiten Kindes seinen fünf Stunden später eintretenden Tod mitverursacht haben könnte. Die Möglichkeit einer Beteiligung wird als derart irrelevant betrachtet, dass selbst die Impfung in der Literatur nur selten und höchstens am Rande erwähnt wird. Der blinde Fleck ist umso erstaunlicher, da

- Harry zum Zeitpunkt der Impfung (Grundimmunisierung gegen DPT, Hib und Polio) an einer Staphylokokken-Infektion erkrankt und somit geschwächt war,
- er im Anschluss an die Impfung für die letzten fünf Stunden seines Lebens ungewöhnlich ermüdet wirkte,
- sein biologisches Alter aufgrund vorzeitiger Geburt nur 5 Wochen betrug, wogegen die Impfung im Alter von 8 Wochen vorgesehen war.

Die damalige DTP-Komponente gegen Keuchhusten war bereits durch ihr unverhältnismäßiges Risiko bei geringem Nutzen bekannt, sodass sie in Deutschland, Italien und Japan nicht mehr verwendet wurde. Schon 1986 hatte Prof. Gordon Stewart einen 150-seitigen internen Bericht an das Gesundheitsdepartement gesandt, wo er dasselbe für Großbritannien forderte (siehe Hodgkinson (2007), Medicolegal (1986)). Im Jahre 2006 führten seine Bemühungen zum Erfolg. Weiterhin enthielt ein Impfstoff das quecksilberhaltige Konservierungsmittel Thiomersal, das britischen Kinderimpfstoffen seit 2007 ebenfalls nicht mehr beigefügt wird.

Wenn Mord als einzige Alternative zu SIDS in Frage kommt, wird die Spureninterpretation von vornherein in eine vorgefasste Richtung gelenkt. So blieb unbeachtet, dass petechiale Blutungen am Augenlid keineswegs nur Zeichen zugefügter Verletzungen sind, sondern auch nach Infektionen beobachtet werden (siehe Mlekusch (2016)).

Ein Grund für das Ausblenden der Impfung lag darin, dass es nach geltender Lehrmeinung keinerlei Kausalität zwischen verabreichter Impfung und plötzlichem Versterben gibt (siehe Duncan/Byard (2018), Medsafe (2016)). Was nicht sein kann, sollte selbst im konkreten Fall nicht in Erwägung gezogen werden. In diesem Sinne lautete die knappe Auskunft von Prof. Meadow zu Prozessbeginn, der auch die Verteidigung nicht widersprach. Nochmals wird deutlich, wie wenig statistische Berechnungen beitragen können, wenn der Blick auf die Ausgangslage durch eine vorgefasste Meinung eingeschränkt wird.

Die vorangegangenen Überlegungen sollten nicht als Beweis fehlinterpretiert werden. Dazu hätte man weitergehende Untersuchungen benötigt, die leider nie durchgeführt wurden. Schließlich sei betont, dass

die Vorwürfe wegen Misshandlung des zweiten Kindes nie vollständig entkräftet werden konnten. Nach Aussagen von John L. Emery, eines Spezialisten für pädiatrische Pathologie, sind die Rippen bei Säuglingen unter einem Jahr sehr elastisch. Brüche nach Wiederbelebungsversuchen sind bedeutend seltener als Brüche nach gezieltem Griff an den Brustkorb, sodass der Tatbestand für eine vorsätzliche Gewalteinwirkung spricht (siehe Emery (1993)). Sally Clark konnte keine konsistenten Erklärungen für die Verletzungen liefern.

Die zweifache Mutter wurde freigesprochen, weil der Pathologe wesentliche Untersuchungsergebnisse unterschlug, die eine Alternative zur Mordhypothese eröffneten. Die Korrektur des Urteils wäre auch mit Beibehaltung von Meadows Modell möglich gewesen. Das Gericht hätte erkennen können, dass man Berechnungen aus statistischen Modellen niemals absolute Aussagekraft zuordnen darf, solange sie nicht durch Beweise untermauert sind.

6. Schlussfolgerungen

Beim Vergleich unserer Beispiele stellen wir fest, dass außer den mathematischen noch weitere Fehler begangen wurden. Teils blieb eine Gegenüberstellung ergebnislos, teils waren pathologische Gutachten unvollständig oder die Spurensicherung mangelhaft. Durchgehend fehlten juristische Beweise. Die entstandenen Lücken wurden durch Hypothesen ersetzt, wobei man Wahrscheinlichkeiten wissentlich oder unwissentlich zur Verschleierung missbrauchte.

Zur Vermeidung derartiger Fehler sollten Juristen erkennen, ob konkrete Beweise durch Zahlenspiele ersetzt werden bzw. ein zusätzlicher Experte für Statistik benötigt wird. Wichtig ist ferner das Bewusstsein, dass die Aussagekraft einer Statistik bei mangelhafter Datenerfassung beeinträchtigt ist. Ein Grundverständnis von Wahrscheinlichkeiten, ihren Rechenregeln und der Interpretation ist für Juristen unverzichtbar. Dem Problem wurde in einigen Ländern Rechnung getragen, indem die nationale Gesellschaft für Statistik entsprechende Leitfäden für Juristen veröffentlichte (vgl. Spiegelhalter/Wood (2007)).

Als Grundsatz gilt, dass jede Wahrscheinlichkeit eine Abstraktion ist. Bei der Prozessführung und Analyse sind diese Wahrscheinlichkeiten nützlich. Indem sie zur Eingrenzung von Hypothesen bzw. dem Ausschluss falscher Hypothesen dienen, leisten sie eine Hilfe bei der Rekonstruktion des Tatablaufs. Zur Urteilsfindung müssen Wahrscheinlichkeiten ohne Beweise verworfen werden, denn sie beschreiben keinen konkreten Fall. Verurteilungen dürfen nur erfolgen, wenn Gewissheit beim vorliegendem Tatbestand erzielt wurde, die Tat also widerspruchsfrei und glaubhaft rekonstruiert werden konnte. Anderenfalls sollte „in dubio pro reo“ ein Freispruch verkündet werden.

Literatur

Angwin, J.; Larson, J., Mattu, S.; Kirchner, L. (2016): *Machine Bias.*
Online: www.propublica.org/article/machine-bias-risk-assessments-in-criminal-sentencing (Zugriff 16. 4. 2023).

Blair, PS.; Sidebotham, P.; Evason-Coombe, C.; Edmonds, M.; Heckstall-Smith, EMA.; Fleming, P. et al. (2009): *Hazardous cosleeping environments and risk factors amenable to change: case-control study of SIDS in south west England.* BMJ; 339 :b3666 doi:10.1136/bmj.b3666

Colmez, C.; Schneps L. (2013): *Wahrscheinlich Mord: Mathematik im Zeugenstand.* München: C. Hanser.

Dawid, AP. (2002): *Bayes's Theorem and Weighing Evidence by Juries,* in R. Swinburne (Hrsg.), *Bayes's Theorem*, Oxford: Oxford University Press.

Duncan, JR; Byard, RW (Hrsg.) (2018): *SIDS Sudden Infant and Early Childhood Death: The Past, the Present and the Future.* Adelaide (AU): University of Adelaide Press.

Emery, JL. (1993): *Child Abuse, Sudden Infant Death Syndrome and Unexpected Infant Death.* American Journal of Diseases in Childhood, 147, pp. 1097-100.

Fleming, P.; Blair, PS.; Bacon, C.; Berry, PJ. (2000): *Sudden Unexpected Death in Infancy. The CESDI SUDI Studies 1993-1996.* London: The Stationary Office.

Good, IJ. (1995): *When batterer turns murderer.* Nature, 375(6532):541.

Hill, R. (2004): *Multiple Sudden Infant Deaths. Coincidence or beyond Coincidence?* Paediatric and Perinatal Epidemiology, 18, pp. 320-6.
Hill, R. (2005): *Reflections on the Cot Death Cases.*, Significance, 2, pp. 13-6.
Hirschberg, M. (1962): *Das Fehlurteil im Strafprozess.* Frankfurt/Main: Fischer.
Hodgkinson, N.: *Was Sally Clarks child killed by a vaccine?* The Spectator Archive, 19. 05. 2007. Online: http://archive.spectator.co.uk/article/19th-may-2007/21/was-sally-clarks-child-killed-by-a-vaccine (Zugriff 20. 4. 2023).
Joyce, H. (2002): *Beyond Reasonable Doubt.* Plus, Issue 21, ¡plus.maths.org/issue21/features/clark/¿.
Medicolegal (1986): *The Law Tries To Decide Whether Whooping Cough Vaccine Causes Brain Damage: Professor Gordon Stewart Gives Evidence.* BMJ (Clinical Research Edition) Vol. 292, No. 6530 (May 10, 1986), pp. 1264-1266.
Medsafe (2016): *Sudden Unexpected Death in Infants: No Causal Link to Vaccination.* Prescriber Update 37(4): 56-57.
Online: https://medsafe.govt.nz/profs/PUArticles/December %202016/SuddenUnexpectedDeathInInfants.htm (Zugriff 26. 4. 2023).
Mlekusch, I. (2016): *Petechien: Alarmsymptome erkennen.* Österreichische Ärztezeitung. Online: https://aerztezeitung.at/2016/oaz-artikel/medizin/petechien-exercise-induced-purpura-sulfonamiden-fettembolien-univ-prof-norbert-sepp-priv-doz-karoline-gleixner/ (Zugriff 26. 4. 2023).
Poets, CF.; Jorch, G.: *Plötzlicher Kindstod.* In: Georg F. Hoffmann et al. (Hrsg.): Pädiatrie: Grundlagen und Praxis. Berlin: Springer.
Ranicki, A. (2018): *Poincaré and Dreyfus.*
Online: www.maths.ed.ac.uk/∼v1ranick/dreyfus.htm (Zugriff 16. 4. 2023).
Sesardic, N. (2007): *Sudden Infant Death or Murder? A Royal Confusion About Probabilities.* Brit. J. Phil. Sci. 58, 299-329
Spiegelhalter, D.; Wood, D. (Hrsg.) (2019): *Statistics and probability for advocates: Understanding the use of statistical evidence in courts and tribunals.* Guide designed to enable advocates to more effectively understand, recognise and manage statistics and probability statements used by expert witnesses. Endorsed by: The Inns of Court College of Advocacy, The Royal Statistical Society.
Online: http://www.rss.org.uk/Images/PDF/influencing-change/2017/ICCA-RSS-guide-version-6-branded-171019-REV03+designed-covers.pdf (Zugriff 20. 4. 2023).
Spielmann, R. (2017): *Wahrscheinlichkeitsrechnung und Statistik: Mathematische Anwendungen in Natur und Gesellschaft.* Berlin: De Gruyter.

Anschrift des Verfassers

Raj Spielmann

Gymnasium Kirchenfeld
Kirchenfeldstrasse 25
CH – 3005 Bern
Schweiz

raj.spielmann@bluewin.ch