DISKUSSION

Einige Bemerkungen zur statistischen Kausalitätstheorie von P. Suppes

ANSGAR BECKERMANN

Zusammenfassung

In einer Kritik der Hempelschen Erklärungstheorie hat W. Stegmüller gezeigt, daß zur Erklärung nur die „wirklichen Realgründe", also die Ursachen eines Ereignisses herangezogen werden können, und W. C. Salmon hat darauf aufmerksam gemacht, daß in Erklärungen nur (statistisch) relevante Faktoren angeführt werden dürfen. Für die Theorie der wissenschaftlichen Erklärung ist daher heute die probabilistische Kausalitätstheorie von P. Suppes besonders interessant; denn Suppes versucht, den Begriff der Ursache statistisch zu fassen und auf den Begriff der (positiven) statistischen Relevanz zurückzuführen. In diesem Aufsatz werden deshalb die Grundzüge der Kausalitätstheorie von Suppes dargestellt und diskutiert. Dabei ergibt sich zunächst, daß Suppes' eigene Formulierung dieser Theorie nicht adäquat ist, da in ihr die Carnapsche Forderung des Gesamtdatums nicht hinreichend berücksichtigt wird. Diese Schwierigkeit kann jedoch überwunden werden, wenn man den Begriff der „kausalen Abschirmung" bzw. der „nur scheinbaren Ursache" — in engerer Anlehnung an die Überlegungen Salmons — etwas anders definiert als Suppes und wenn man darüberhinaus bei der Beurteilung der statistischen Relevanz einzelner Faktoren jeweils die Menge aller für ein gegebenes Ereignis statistisch relevanten Ereignisse berücksichtigt. Zum Abschluß wird kurz die Frage aufgeworfen, inwieweit es überhaupt sinnvoll sein kann, den Begriff der Kausalität statistisch zu definieren. Es wird argumentiert, daß sich diese Frage nicht definitiv beantworten läßt, da in diesem Zusammenhang Konventionen eine entscheidende Rolle spielen, daß es jedoch einige — wenn auch eher intuitive — Argumente gegen statistische Kausalitätstheorien gibt, die es wahrscheinlich machen, daß z.B. die Überlegungen J. L. Mackies zum Begriff der Kausalität unserem alltagssprachlichen Begriff der Verursachung sehr viel mehr gerecht werden als die Überlegungen von Suppes.

In den letzten Jahren ist die — zuvor fast allgemein akzeptierte — Erklärungstheorie von C. G. Hempel von zwei Seiten her auf besonders heftige Kritik gestoßen. Auf der einen Seite ist zunächst von prononcierten Gegnern der Hempelschen Theorie — wie etwa M. Scriven und W. Dray —, dann aber auch von eigentlichen Parteigängern Hempels — so z.B. von W. Stegmüller — gegen dessen Theorie eingewandt worden, daß sie keine ausreichende Unterscheidung zwischen *Erklärungen* und *Begründungen* erlaube, d.h. zwischen der Angabe wirklicher *Realgründe* und der Angabe bloßer *Vernunftgründe*[1]. Die Hauptursache dieser Schwierigkeit liegt sicher darin, daß Hempel den Zusammenhang zwischen Erklärungen und Voraussagen zu eng sieht, wenn er etwa schreibt:

[1] Diese Terminologie geht auf Stegmüller zurück (vgl. ‚Erklärung', S. 171); die entsprechende Unterscheidung liegt jedoch schon den Arbeiten etwa Scrivens und Drays zugrunde (vgl. Scriven, ‚Explanation' und Dray, ‚Laws', ch. IV).

Zeitschrift für allgemeine Wissenschaftstheorie VI/2 (1975)

„Eine Erklärung kann als ein Argument aufgefaßt werden, aus dem hervorgeht, daß das zu erklärende Ereignis aufgrund bestimmter erklärender Tatsachen zu erwarten war". (‚Explanation', S. 10).

Es gibt nämlich genügend Beispiele, die zeigen, daß durchaus nicht alle Argumente, die vor dem Eintreffen des zu erklärenden Ereignisses legitimerweise zu Voraussagezwecken hätten verwendet werden können, nach dessen Eintreten auch gute Erklärungen abgeben. Zwei seien hier erwähnt. Als erstes das Barometer-Beispiel Scrivens (vgl. ‚Explanation'), das in der Literatur eine große Rolle gespielt hat. Scriven argumentiert, daß es durchaus sehr wahrscheinlich sein kann, daß es Sturm geben wird (S), wenn das Barometer sehr tief steht (B), d.h. daß das statistische Gesetz $p(S/B) \approx 1$ wahr ist und daß daher das Argument

> Immer wenn das Barometer sehr tief steht, wird es sehr wahrscheinlich einen Sturm geben
>
> Vorgestern stand das Barometer sehr tief
>
> ——————————————— $[\approx 1]$
>
> Gestern gab es einen Sturm

ein gültiges induktives Argument darstellt, das uns vorgestern zu der legitimen Voraussage ermächtigt hätte, daß es gestern ein Sturm geben würde. Doch dieses Argument ist auch dann, wenn es gestern wirklich einen Sturm gab, niemals eine akzeptable Erklärung dieser Tatsache. Denn der Tiefstand eines Barometers ist zwar ein *Symptom* dafür, daß es Sturm geben wird, ein Ereignis, aus dem wir deshalb auf das Eintreffen eines Sturmes schließen können; aber er ist nicht die *Ursache* dieses Sturms und kann ihn daher auch nicht erklären.

Das zweite Beispiel stammt von Stegmüller, der ähnlich wie Scriven argumentiert: auch dann, wenn es wahr ist, daß jedermann stirbt, dem ein zwei Tonnen schwerer Meteor auf den Kopf fällt, ist das Argument

> Immer wenn jemandem ein zwei Tonnen schwerer Meteor auf den Kopf fällt, stirbt er
>
> Herr X.Y. ist am 22. 4. 1965 nicht gestorben
>
> ———————————————
>
> Herr X.Y. ist am 22. 4. 1965 kein zwei Tonnen schwerer Meteor auf den Kopf gefallen

niemals eine *korrekte Erklärung* dafür, daß ihm am 22.4.1965 kein zwei Tonnen schwerer Meteor auf den Kopf gefallen ist. Und zwar selbst dann nicht, wenn dieses Argument allen Bedingungen des Hempelschen Modells der deduktiv-nomologischen Erklärung genügen sollte. Denn aus der Tatsache, daß Herr X.Y. am 22.4.1965 nicht gestorben ist, kann man mit Hilfe des genannten Gesetzes zwar wiederum erschließen (dieses Mal sogar mit deduktiver Sicherheit), daß Herrn X.Y. an diesem Tag kein zwei Tonnen schwerer Meteor auf den Kopf gefallen ist. Doch auch sie ist nicht die *Ursache* dieses Ereignisses. Für das Stegmüllersche Beispiel-

Argument gilt insofern dasselbe wie für das Argument Scrivens: in beiden werden nur Vernunftgründe für das zu erklärende Ereignis angeführt und nicht die Realgründe, d.h. die Ursachen dieses Ereignisses. Aus der Tatsache, daß wir diese beiden Beispiel-Argumente nicht als korrekte Erklärungen akzeptieren, geht also hervor, daß die wirkliche Erklärung eines Ereignisses nur in der Angabe der *Ursachen* dieses Ereignisses bestehen kann und daß die Bedingungen der Hempelschen Erklärungsmodelle daher insofern nicht adäquat sind, als diesen Bedingungen zufolge auch Argumente als korrekte Erklärungen akzeptiert werden müssen, in denen nur etwas über die Vernunftgründe ausgesagt wird, die für das Eintreffen des zu erklärenden Ereignisses sprechen, aber nichts über die wirklichen Realgründe dieses Ereignisses.

Die zweite Linie der Kritik an der Erklärungstheorie Hempels, die ich erwähnt hatte, ist erst in den letzten fünf Jahren und zwar besonders von W. C. Salmon, R. C. Jeffrey und J. G. Greeno[2] entwickelt worden. Sie beruht im wesentlichen auf dem Argument, daß zur Erklärung eines Ereignisses nur die für dieses Ereignis *relevanten* Tatsachen herangezogen werden dürfen, daß die Bedingungen der Hempelschen Theorie jedoch auch „Erklärungen" durch irrelevante Faktoren zulassen. Salmon demonstriert dies an einigen Beispiel-Erklärungen, die — so seine Voraussetzung — alle den Bedingungen der Hempelschen Erklärungsmodelle genügen sollen:

(1) John Jones hat sich innerhalb einer Woche von seiner Erkältung erholt, weil er Vitamin C genommen hat und weil fast alle Erkältungen innerhalb einer Woche zurückgehen, wenn sie mit Vitamin C behandelt werden;

(2) Das Tafelsalz hier auf dem Tisch hat sich im Wasser aufgelöst, weil es behext wurde und weil alles Tafelsalz, das behext wird, sich im Wasser auflöst;

(3) Herr X.Y. ist nicht schwanger geworden, weil er regelmäßig die Pille genommen hat und weil kein Mann, der regelmäßig die Pille nimmt, schwanger wird;

(4) Ein LSD-Freak hockt am Times Square und stöhnt und jammert. Jemand kommt vorbei und fragt: „Hey, warum jammerst Du denn so?" Und der Freak antwortet: „Mann, ich halte die wilden Tiger hier vom Platz fern". Der Passant darauf: „Aber hier gibt es gar keine wilden Tiger". Der Freak: „Da kannst Du mal sehen, wie gut ich das mache". (Moderne amerikanische Folklore).

Es ist klar, daß alle diese Beispiel-Erklärungen inadäquat sein müssen, da in ihnen zur Erklärung des Explanandums jeweils auf Tatsachen Bezug genommen wird, die für dieses Ereignis irrelevant sind:

[2] Vgl. bes. W. C. Salmon (Hrsg.), ‚Statistical Explanation', Pittsburgh 1970.

„Tafelsalz löst sich in Wasser auf, auch wenn es nicht behext wird, fast alle Erkältungen gehen innerhalb einer Woche zurück, ob sie nun mit Vitamin C behandelt werden oder nicht, Männer werden nicht schwanger auch wenn sie nicht die Pille nehmen,... und es gibt keine wilden Tiger, am Times Square, auch wenn niemand stöhnt und jammert". („Statistical Explanation", S. 36).

Auch die Salmonschen Beispiele zeigen also, daß die Bedingungen der Hempelschen Erklärungstheorie zu weit sind. Für Salmon zeigen sie jedoch noch mehr; für ihn sind sie ein Indiz dafür, daß die Hempelsche Theorie schon von der Grundidee her falsch ist. Denn wenn eine Erklärung darin besteht, daß man die für das zu erklärende Ereignis relevanten Tatsachen (und nur diese) anführt, dann können seines Erachtens Erklärungen keine Argumente sein, weder induktive noch deduktive:

„Unsere Beispiele zeigen, daß es nicht einmal in einer vorläufigen und ungenauen Weise richtig ist, Erklärungen als Argumente zu charakterisieren. Richtiger wäre schon, wenn man sagen würde, daß erklärende Argumente zeigen, daß die Wahrscheinlichkeit des zu erklärenden Ereignisses relativ zu den erklärenden Fakten größer war als seine Ausgangswahrscheinlichkeit". (eb.)

Denn — so könnte man hinzufügen — ein Ereignis B ist Salmon zufolge für das Ereignis A genau dann relevant, wenn die Wahrscheinlichkeit, die A relativ zu B hat (p(A/B)), signifikant größer ist als die Ausgangswahrscheinlichkeit von A (p(A)).

Es ist interessant zu sehen, daß die beiden Linien der Kritik gegen die Hempelsche Erklärungstheorie, die ich gerade kurz referiert habe, im Hinblick auf die Frage nach der Möglichkeit statistischer Erklärungen zu völlig entgegengesetzten Positionen geführt haben. Die Vertreter des ersten Arguments sind einhellig der Meinung, daß es statistische *Erklärungen* nicht geben kann, da die in induktiven Argumenten angeführten Anfangsbedingungen immer nur Vernunft- und niemals Realgründe für das zu erklärende Ereignis sein können[3]. Für Salmon gilt dagegen: alle wirklichen Erklärungen haben statistischen Charakter, wenn sie auch keine induktiven Argumente sind. Denn Erklärungen bestehen in der Angabe der für das zu erklärende Ereignis relevanten Tatsachen, und relevant ist die Tatsache B für das Ereignis A, wie gesagt, genau dann, wenn die bedingte Wahrscheinlichkeit p(A/B) signifikant größer ist als die einfache Wahrscheinlichkeit p(A).

Damit ist klar, worin die unterschiedlichen Auffassungen sagen wir von Stegmüller und Salmon begründet sind: für Stegmüller bestehen Erklärungen in der Angabe der Realgründe (d.h. der Ursachen) des zu erklärenden Ereignisses und für ihn scheint ausgemacht zu sein, daß Ursachen immer auch hinreichende Bedingungen für ihre Wirkungen sind. Für Salmon ist demgegenüber eine Erklärung die Angabe der für das zu

[3] Vgl. hierzu A. Beckermann, ‚Mentale Erklärungen', Kap. 4.

erklärende Ereignis relevanten Tatsachen, und Relevanz ist für ihn ein wesentlich statistischer Begriff.

Als einen Versuch, die Diskrepanz zwischen der Auffassung Stegmüllers und der Auffassung Salmons zu überwinden, könnte man allerdings die Kausalitätstheorie von P. Suppes verstehen. Denn Suppes geht von der These aus, daß die Annahme, die Ursache A eines Ereignisses B sei immer auch eine für B hinreichende Bedingung oder doch zumindest Element einer Menge von für B hinreichenden Bedingungen, unserem Alltagsverständnis von Kausalität nicht entspricht; daß diesem Alltagsverständnis zufolge vielmehr die Ursachen eines Ereignisses genau die für dieses Ereignis *statistisch positiv relevanten* Faktoren sind[4]. Suppes zufolge ist die Differenz zwischen Stegmüller und Suppes also nur scheinbar; denn in Wirklichkeit — so lautet seine These — sind die relevanten Bedingungen Salmons gerade die Realgründe Stegmüllers. Sicherlich verdient diese These, die für den Begriff der Kausalität offensichtlich ebenso relevant ist wie für die Theorie wissenschaftlicher Erklärung, eine ausführlichere Diskussion, als sie mir hier möglich ist. Ich kann an dieser Stelle im Rahmen einer Diskussionsbemerkung jedoch nur versuchen, zunächst die Grundzüge der Kausalitätstheorie von Suppes kurz zu erläutern und einige kritische Anmerkungen zu den grundlegenden Definitionen dieser Theorie zu machen, um dann — allerdings auch nur in sehr vorläufiger Weise und ebenso kurz — auf die Frage einzugehen, ob es überhaupt sinnvoll ist, den Begriff der Ursache in der von Suppes vorgeschlagenen Weise statistisch zu definieren.

II

Seiner Grundthese entsprechend lautet die grundlegende Definition der Suppesschen Theorie:

(D 1) Ein Ereignis $B_{t'}$ ist eine *prima facie* Ursache des Ereignisses A_t genau dann, wenn gilt:

(i) $t' < t$

(ii) $p(B_{t'}) > 0$

(iii) $p(A_t/B_{t'}) > p(A_t)$. (‚Causality', S. 12)

Die erste Bedingung dieser Definition besagt, daß $B_{t'}$ zeitlich vor A_t liegen muß[5]. Die zweite Bedingung ist eher technischer Natur; sie ist notwendig, da für den Fall $p(B_{t'}) = 0$ die bedingte Wahrscheinlichkeit $p(A_t/B_{t'})$ nicht definiert ist. Den Kern der Definition (D 1) macht somit die Bedingung (iii) aus, mit der Suppes — zunächst allerdings nur vorläufig — versucht, den Begriff der positiven statistischen Relevanz zu präzisieren. Kurz gesagt bedeutet diese Bedingung ganz im Sinne Salmons,

[4] S. P. Suppes, ‚Causality'.

[5] Die zeitliche Asymmetrie der Kausalrelation wird also schon in die Definition aufgenommen!

daß $B_{t'}$ — *prima facie* — für A_t genau dann positiv relevant ist, wenn die bedingte Wahrscheinlichkeit $p(A_t/B_{t'})$ größer ist als die einfache Wahrscheinlichkeit $p(A_t)$. Suppes erläutert diese Bedingung u.a. am folgenden Beispiel einer medizinischen Untersuchung.

Von 818 beobachteten Personen wurden 279 gegen Cholera geimpft, 539 nicht; von den Geimpften erkrankten drei an Cholera, von den nicht Geimpften 66.

	nicht erkrankt	erkrankt	Gesamt
geimpft	276	3	279
nicht geimpft	473	66	539
Gesamt	749	69	818

Suppes zufolge zeigen diese Zahlen deutlich die kausale Relevanz von Impfungen für das Nicht-Erkranken an Cholera. Denn aus ihnen ergibt sich, daß die einfache Wahrscheinlichkeit, nicht an Cholera zu erkranken $p(\bar{C}) = 749/818 = 0{,}912$ ist, während die bedingte Wahrscheinlichkeit, nicht an Cholera zu erkranken, wenn man geimpft wird, $p(\bar{C}/I) = 276/279 = 0{,}989$ ist; daß die bedingte Wahrscheinlichkeit $p(\bar{C}/I)$ also deutlich größer ist als die einfache Wahrscheinlichkeit $p(\bar{C})$.

Am Barometer-Beispiel Scrivens kann man sich jedoch leicht klar machen, daß die Definition (D1) den Begriff der positiven statistischen Relevanz nicht ganz korrekt präzisiert und daß sie daher tatsächlich nur eine Explikation des Begriffs „prima facie Ursache" sein kann. Scrivens Argument war, daß das Tiefstehen eines Barometers auch dann, wenn die Wahrscheinlichkeit, daß ein Sturm ausbricht, wenn das Barometer sehr tief steht, sehr groß sein sollte, niemals den Ausbruch eines Sturmes erklären kann, weil der Barometertiefstand nur ein Symptom, aber nicht die Ursache dafür ist, daß ein Sturm ausbricht.

Der Punkt dieses Arguments ist, daß die hohe Korrelation zwischen dem Tiefstand des Barometers (B) und dem Ausbrechen eines Sturmes (S) nicht darauf zurückzuführen ist, daß B die Ursache von S ist, sondern darauf, daß S und B Wirkungen derselben Ursache, des Vorliegens eines starken Tiefdruckgebietes (T), sind. B kann S nicht erklären, weil trotz der hohen Korrelation zwischen B und S die tatsächlichen Kausalzusammenhänge nicht durch das Diagramm

$$B \rightarrow S\,,$$

sondern durch das Diagramm

$$\begin{tikzcd}[row sep=small] & S \\ T \arrow[ur] \arrow[dr] & \\ & B \end{tikzcd}$$

wiedergegeben werden.

Diese Überlegung ist nicht nur für die Erklärungstheorie Hempels relevant, sondern auch für die Kausalitätstheorie Suppes'. Wenn wir nämlich mit Scriven annehmen, daß die bedingte Wahrscheinlichkeit $p(S/B)$ relativ groß ist — sagen wir $p(S/B) = 0{,}8$ —, dann gilt sicher

(a) $p(S/B) > p(S)$;

denn die Wahrscheinlichkeit, daß überhaupt ein Sturm ausbricht, ist sicher eher gering — sagen wir $p(S) = 0{,}1$. Sicher ist jedoch auch die Wahrscheinlichkeit, daß ein Sturm ausbricht, wenn ein kräftiges Tief vorliegt, relativ groß, sogar größer als die Wahrscheinlichkeit $p(S/B)$. Nehmen wir also an, $p(S/T) = 0{,}85$, dann gilt auch

(b) $p(S/T) > p(S)$.

Wäre die Definition (D1) schon eine korrekte Definition des Begriffs „statistisch positiv relevante Bedingung" bzw. des Begriffs „Ursache", müßten wir also den Tiefstand des Barometers ebenso für eine Ursache für das Ausbrechen des Sturmes halten wie das Vorliegen eines kräftigen Tiefs[6]. Das wäre aber, wie Scriven zurecht betont, gegen jede Intuition. Denn die Ursache für das Ausbrechen des Sturms ist nur das Vorliegen des Tiefdruckgebiets; der Barometertiefstand ist nur ein Symptom.

Tatsächlich läßt sich der Unterschied zwischen diesen beiden Bedingungen aber auch statistisch belegen. Denn auf der einen Seite gilt sicher:

(c) $p(S/T) = p(S/TB) = p(S/T\bar{B})$,

d.h. wenn ein kräftiges Tief vorliegt, ist es für das Ausbrechen eines Sturmes statistisch irrelevant, ob auch noch das Barometer tief steht oder nicht. Auf der anderen Seite gilt jedoch:

(d) $p(S/B\bar{T}) \ll p(S/B) < p(S/BT)$.

Wenn das Barometer tiefsteht, ist es also für das Ausbrechen eines Sturms durchaus nicht irrelevant, ob außerdem auch ein Tiefdruckgebiet vorliegt. Denn die Wahrscheinlichkeit, daß ein Sturm ausbricht, wenn das Barometer tiefsteht, aber kein Tief vorliegt, ist sicher sehr gering (wenn nicht sogar gleich Null), während die Wahrscheinlichkeit, daß es Sturm gibt, wenn das Barometer tiefsteht und ein Tief vorliegt ($p(S/BT) = p(S/T) = 0{,}85$), zumindest etwas größer ist als die Wahrscheinlichkeit $p(S/B)$ ($= 0{,}8$). Der Tiefstand des Barometers wird also in seiner statistischen Relevanz für das Ausbrechen eines Sturmes durch das Vorliegen eines Tiefs — wie Salmon sagt — „abgeschirmt", während das Umgekehrte nicht gilt. Und daher kann man sagen, daß der Tiefstand des Barometers nicht wirklich, sondern nur scheinbar eine statistisch positiv relevante Bedingung und deshalb auch keine Ursache für das Ausbrechen eines Sturmes ist.

[6] Die Erfüllung der Bedingungen (i) und (ii) der Definition (D1) sei hier vorausgesetzt.

Suppes definiert daher unter Berücksichtigung von (c) und (d):

(D2) Ein Ereignis $B_{t'}$ ist dann und nur dann eine nur scheinbare bzw. unechte Ursache des Ereignisses A_t, wenn $B_{t'}$ eine prima facie Ursache von A_t ist und wenn es ein Ereignis $C_{t''}$ gibt mit $t'' < t'$, so daß gilt:

(i) $p(B_{t'} C_{t''}) > 0$

(ii) $p(A_t/B_{t'} C_{t''}) = p(A_t/C_{t''})$

(iii) $p(A_t/B_{t'} C_{t''}) \geqslant p(A_t/B_{t'})$.

(‚Causality', S. 23)

Daß diese Definition nicht ganz unproblematisch ist, zeigt sich jedoch sofort, wenn man die Formulierung der Bedingung (iii) dieser Definition mit dem Salmonschen Überlegungen zum Begriff der Abschirmung vergleicht. Salmon zufolge schirmt ein Ereignis C die Relevanz des Ereignisses B für das Ereignis A nämlich genau dann ab, wenn gilt:

(e) $p(A/BC) = p(A/C) \neq p(A/B)$.

Nach Salmon müßte die Bedingung (iii) der Definition (D2) daher so formuliert werden:

(iii') $p(A_t/B_{t'} C_{t''}) \neq p(A_t/B_{t'})$.

Der Unterschied zwischen der Formulierung (iii) und der Formulierung (iii') bzw. zwischen der Auffassung Suppes' und der Auffassung Salmons läßt sich inhaltlich so fassen:

1. Für Suppes ist das Ereignis B dann eine unechte Ursache von A, wenn die Bedingungen (i) und (ii) der Definition (D2) erfüllt sind und wenn gilt:

$$p(A/BC) = p(A/B);$$

für Salmon ist jedoch B in diesem Fall keine nur scheinbare Ursache von A[7].

2. Für Suppes ist das Ereignis B dann *keine* nur scheinbare Ursache von A, wenn außer den Bedingungen (i) und (ii) der Definition (D2) gilt:

$$p(A/BC) < p(A/B),$$

während für Salmon wieder das Gegenteil gilt: für ihn ist B in diesem Fall nur eine scheinbare Ursache von A.

Im 1. Fall ist die Auffassung Suppes' vielleicht nicht falsch, aber doch etwas fragwürdig. Denn wenn gilt:

$$p(A_t/B_{t'} C_{t''}) = p(A_t/C_{t''}) = p(A_t/B_{t'}),$$

[7] Ich werde im folgenden der Einfachheit halber überall dort, wo das ohne weiteres möglich ist, auf Zeitindizes verzichten.

dann läßt sich die Relevanz von $B_{t'}$ für A_t von der Relevanz von $C_{t''}$ für A_t *statistisch* nicht mehr unterscheiden; der einzige Unterschied zwischen den beiden Ereignissen $B_{t'}$ und $C_{t''}$ ist in diesem Fall ihr Zeitindex. Die Frage ist jedoch, ob die Tatsache, daß $C_{t''}$ zeitlich früher ist als $B_{t'}$, tatsächlich ausreicht, um $B_{t'}$ als eine nur scheinbare Ursache von A_t zu qualifizieren. M.E. ist das etwas fragwürdig; denn soweit ich sehen kann, entspricht der Fall $p(A/BC) = p(A/C) = p(A/B)$ ziemlich genau dem Fall der Überdetermination in deterministischen Zusammenhängen. Falls ein Ereignis A nicht nur eine, sondern zwei Ursachen hat B und B′, reicht nämlich auch die Tatsache, daß z. B. B vor B′ stattgefunden hat, nicht aus, um B als die eigentliche und B′ als eine nur unechte Ursache von A zu qualifizieren.

Interessanter als der 1. Fall ist jedoch der Fall 2., d.h. der Fall $p(A/C) = p(A/BC) < p(A/B)$. In diesem Fall wird für Salmon die kausale Relevanz von B für A durch C abgeschirmt. Suppes schreibt jedoch:

„Es scheint wenig vernünftig zu sein, $B_{t'}$ eine nur scheinbare Ursache zu nennen, wenn $B_{t'}$ allein das Auftreten von A_t mit einer größeren Wahrscheinlichkeit voraussagt als das Gemeinschaftsereignis $B_{t'} \cap C_{t''}$." (‚Causality', S. 23).

Dieses Argument Suppes' ist aber nicht sehr überzeugend; denn in ihm wird der in statistischen Zusammenhängen fundamentale Grundsatz außer acht gelassen, daß man bei der *Anwendung* statistischer Überlegungen zu Erklärungs- oder Prognosezwecken immer *alle* relevanten statistischen Daten berücksichtigen muß (die Carnapsche Forderung des Gesamtdatums bzw. das Hempelsche Prinzip der maximalen Bestimmtheit). Dies zeigt sich ganz deutlich, wenn man die Argumentation Suppes' mit dem Streptokokken-Beispiel Hempels konfrontiert.

Hempel konstruiert dieses Beispiel zunächst so: die Wahrscheinlichkeit, daß jemand, der an einer Streptokokkeninfektion erkrankt ist, wieder gesund wird, wenn er mit Penicillin behandelt wird, sei sehr groß, d.h. $p(SG/P)$ sei fast gleich 1; auf der anderen Seite sei aber die Wahrscheinlichkeit, daß ein an einer Streptokokkeninfektion Erkrankter wieder gesund wird, wenn er über achtzig Jahre alt ist, sehr gering, also $p(SG/A)$ fast gleich Null. Dann lassen sich für den Fall, daß ein über achtzig Jahre alter Mann an einer Streptokokkeninfektion erkrankt und dann mit Penicillin behandelt wird, zwei gleich starke induktive Argumente angeben, die jedoch zu einander entgegengesetzten Konklusionen führen.

Für unseren Zusammenhang müssen wir die Angaben Hempels etwas präzisieren: nehmen wir an, die Wahrscheinlichkeit $p(SG/P)$ sei gleich 0,9; die Wahrscheinlichkeit $p(SG)$ sei gleich 0,4, und die Wahrscheinlichkeit $p(SG/A)$ sei gleich 0,1. Außerdem gelte, daß die Wahrscheinlichkeit, daß ein über Achtzigjähriger wieder gesund wird, der an einer Streptokokkeninfektion erkrankt ist, auch dann nicht größer als 0,1 ist, wenn er mit Penicillin behandelt wird. Auch $p(SG/AP)$ sei also gleich 0,1.

Dann wäre der Definition Suppes' zufolge die Behandlung mit Penicillin auch dann ein positiv relevanter Faktor für das Gesundwerden eines an einer Streptokokkeninfektion Erkrankten, wenn dieser älter als achtzig Jahre ist. Denn es gilt zwar

1. $p(SG/P) \quad > p(SG)$ und
2. $p(SG/AP) = p(SG/A)$; aber auch
3. $p(SG/AP) < p(SG/P)$.

Aus den gegebenen Daten geht aber doch eindeutig hervor, daß die Einnahme von Penicillin auf die Chancen, daß ein Mensch, der an einer Streptokokkeninfektion erkrankt und über achtzig Jahre alt ist, wieder gesund wird, keinerlei Einfluß hat. Das Suppessche Argument ist also falsch. Wenn man weiß, daß jemand, der an einer Streptokokkeninfektion erkrankt ist, mit Penicillin behandelt wurde *und* daß er über achtzig Jahre alt ist, dann hat es keinen Sinn mehr sich auf die Wahrscheinlichkeit $p(SG/P)$ zu berufen, so groß sie auch sein mag. Denn aus der Tatsache, daß $p(SG/P)$ größer ist als $p(SG/AP)$, folgt nicht, wie Suppes glaubt, daß die Einnahme von Penicillin auch für das Gesundwerden eines über Achtzigjährigen, der an einer Streptokokkeninfektion erkrankte, von positiver statistischer Relevanz ist. Vielmehr folgt aus der Tatsache $p(SG/AP) = p(SG/A)$, daß es bei über Achtzigjährigen an einer Streptokokkeninfektion Erkrankten gleichgültig ist, ob man sie mit Penicillin behandelt oder nicht, daß A — wie man sagen könnte — also die kausale Relevanz von P für SG neutralisiert.

Salmon hat Suppes gegenüber also recht, wenn er definiert:

(D3) Das Ereignis C schirmt die Relevanz des Ereignisses B für das Ereignis A genau dann ab, wenn gilt: $p(A/BC) = p(A/C) \neq p(A/B)$. (Vgl. „Statistical Explanation", S. 55)

Der Genauigkeit halber sollte man aber vielleicht unterscheiden zwischen den beiden Fällen, daß gilt:

(1) $\quad p(A/BC) = p(A/C) > p(A/B)$,

und daß gilt:

(2) $\quad p(A/BC) = p(A/C) < p(A/B)$,

und sagen, daß C im Fall (1) die kausale Relevanz von B für A *abschirmt* und im Fall (2) die kausale Relevanz von B für A *neutralisiert.*

Aus der Carnapschen Forderung des Gesamtdatums folgt jedoch nicht nur, daß die Definition (D2) der Theorie von Suppes in der angegebenen Formulierung nicht korrekt ist, sondern auch, daß diese Definition auch dann nicht korrekt wird, wenn man in ihr die Bedingung (iii) durch die Bedingung (iii') ersetzt. Denn wenn die Bedingungen (i), (ii) und (iii') der Definition (D2) erfüllt sind und wenn z. B. gilt

$$p(A_t/B_{t'}C_{t''}) > p(A_t/B_{t'}) \,,$$

ist ja immer noch nicht ausgeschlossen, daß es ein Ereignis $D_{t'''}$ gibt, für das gilt:

$$p(A_t/B_{t'}D_{t'''}) > p(A_t/C_{t''}) \text{ und}$$
$$p(A_t/B_{t'}D_{t'''}C_{t''}) = p(A_t/B_{t'}D_{t'''})$$

In diesem Falle würde jedoch nicht nur $C_{t''}$ die kausale Relevanz von $B_{t'}$ für A_t abschirmen, sondern auch das Gemeinschaftsereignis $B_{t'} \cap D_{t'''}$ die kausale Relevanz von $C_{t''}$ für A_t. Dann wäre also zwar nicht $B_{t'}$ allein, aber doch das Gemeinschaftsereignis $B_{t'} \cap D_{t'''}$ für A_t statistisch positiv relevant, und man wäre geneigt zu sagen, $B_{t'}$ sei als Teil von $B_{t'} \cap D_{t'''}$ zumindest eine Teilursache von A_t. Doch auch das ist nicht sicher. Denn vielleicht wird ja auch die positive Relevanz von $B_{t'} \cap D_{t'''}$ für A_t durch ein weiteres Ereignis $E_{t''''}$ abgeschirmt oder neutralisiert.

Ich hoffe, diese kurzen Andeutungen reichen aus, um deutlich zu machen, daß die Definitionen (D1) und (D2) der Suppesschen Kausalitätstheorie in der hier referierten Form nicht adäquat sein können, da in ihnen außer acht gelassen wird, daß man bei der Beantwortung der Frage, ob ein bestimmtes Ereignis B für ein vorgegebenes Ereignis A statistisch (positiv) relevant ist, nicht darum herumkommt, *alle* für A statistisch relevanten Ereignisse zu berücksichtigen, und daß eine adäquate statistische Definition des Begriffs „Ursache" nur möglich ist, wenn zuvor der Begriff „alle für das Ereignis A statistisch relevanten Ereignisse" geklärt werden kann.

Zur Klärung dieses Begriffs kann man aber offenbar von der folgenden Überlegung ausgehen: wenn die Ereignisse $A_1, \ldots, A_n$ *alle* für A statistisch relevanten Ereignisse sind, dann ist jedes weitere Ereignis B für A bzgl. $A_1, \ldots, A_n$ irrelevant, d.h. es gilt:

$$p(A/A_1 \ldots A_n) = p(A/A_1 \ldots A_nB)$$

für jedes weitere Ereignis B. Der Begriff „alle für das Ereignis A statistisch relevanten Ereignisse" steht also offensichtlich in einem engen Zusammenhang mit dem Begriff der homogenen Bezugsklasse, den Salmon so definiert:

Zunächst schreibt er:

„Eine Eigenschaft C heiße *statistisch relevant* für B in A genau dann, wenn gilt: $p(B/AC) \neq p(B/A)$". („Statistical Explanation", S. 42)

Und dann zu definieren:

„Wenn jede Eigenschaft, die eine Stellenauswahl bestimmt, für B in A statistisch irrelevant ist, dann nenne ich A eine *homogene Bezugsklasse* für B". (op. cit., S. 43).

Ich will hier auf die technischen Details dieser Definition nicht weiter eingehen[8]. Aber mir scheint klar zu sein, wie man von dieser Definition zu einer Bestimmung der Menge aller für ein Ereignis A statistisch rele-

[8] Vgl. dazu Stegmüller, ‚Wahrscheinlichkeit II', S. 342ff.

vanten Ereignisse kommen kann. Denn die Menge $\{A_1, \ldots, A_n\}$ ist offenbar genau dann die Menge aller für A statistisch relevanten Ereignisse, wenn die Ereignisse $A_1, \ldots, A_n$ stattgefunden haben und das Ereignis $A_1 \ldots A_n$ eine minimale homogene Bezugsklasse für A ist. Ich möchte deshalb die folgende Definition vorschlagen:

(D4) Die Ereignisse $A_1, \ldots, A_n$ sind genau dann *alle* für das Ereignis A *statistisch relevanten Ereignisse,* wenn sie stattgefunden haben und wenn das Ereignis $A_1 \ldots A_n$ eine minimale homogene Bezugsklasse für A ist.

Um einen probabilistischen Verursachungsbegriff im Sinne von Suppes definieren zu können, brauchen wir jedoch nicht nur die Menge aller für ein Ereignis A statistisch relevanten Ereignisse; wir benötigen auch eine Methode, die es uns erlaubt herauszufinden, ob ein einzelnes Ereignis B für A statistisch positiv relevant war oder nicht.

Klar ist zunächst, daß nicht alle Ereignisse der Menge $\{A_1, \ldots, A_n\}$ für A statistisch positiv relevant sein müssen; denn diese Menge kann auch für A statistisch negativ relevante Faktoren enthalten. Zur Identifizierung der für A statistisch positiv relevanten Bedingungen kann jedoch die Überlegung verwendet werden, daß B offenbar genau dann für A statistisch positiv relevant war, *wenn A unwahrscheinlicher gewesen wäre, falls B nicht stattgefunden hätte.* Jedenfalls kann man, wenn man diese Überlegung akzeptiert, den Begriff der positiven statistischen Relevanz bzw. einen entsprechenden Kausalitätsbegriff unter Bezugnahme auf die Menge aller für das Ereignis A relevanten Bedingungen folgendermaßen definieren:

(D5) B ist genau dann für A statistisch positiv relevant bzw. B ist genau dann eine Ursache von A, wenn B Element der Menge $\{A_1, \ldots, A_n\}$ aller für A statistisch relevanten Ereignisse ist (d.h. $B = A_i$ für ein $i = 1, \ldots, n$) und wenn gilt:

$$p(A/A_1 \ldots A_n) > p(A/A_1 \ldots A_{i-1}A_{i+1} \ldots A_n)$$

bzw.

$$p(A/A_1 \ldots A_n) > p(A/A_1 \ldots A_{i-1}\bar{A}_iA_{i+1} \ldots A_n)$$ [9] [10].

Soweit ich sehen kann wäre diese Definition jedenfalls eine vollständige Definition des Begriffs der probabilistischen Ursache und eine Definition, die nicht mehr den Einwänden ausgesetzt ist, die ich gegen die Definitionen Suppes' erhoben habe.

[9] Diese beiden Bedingungen sind gleichwertig wegen $p(A/BC) > p(A/B)$ gdw $p(A/BC) > p(A/B\bar{C})$.

[10] Es ist sicher nicht unproblematisch, daß ich in dieser Definition und in den vorhergehenden Überlegungen auf Zeitindizes verzichtet habe. Auf die Komplikationen, die sich bei der Berücksichtigung von Zeitindizes ergeben würden, kann ich jedoch hier nicht eingehen.

III

Im letzten Abschnitt habe ich versucht, die Grundzüge der statistischen Kausalitätstheorie von Suppes zu skizzieren, kurz auf einige kritische Punkte aufmerksam zu machen und eine Alternative zu den zentralen Definitionen der Suppesschen Theorie anzubieten. In diesem Abschnitt möchte ich jetzt noch einmal auf die grundlegendere Frage zurückkommen, inwieweit es überhaupt einen Sinn haben kann, den Begriff „Ursache" mit Hilfe statistischer Mittel zu definieren. Erinnern wir uns zunächst noch einmal an die vier Beispiele Salmons (das Pillen-Beispiel, das Times-Square-Beispiel, das Vitamin C-Beispiel und das Salz-Beispiel) und an den Kommentar, den Salmon selbst zu diesen Beispielen gegeben hat:

„Der offensichtliche Defekt dieser schrecklichen Beispiele ist, daß... die zur Erklärung herangezogenen Fakten für das Explanandum-Ereignis irrelevant sind, obwohl das Explanandum (deduktiv oder induktiv) aus ihnen folgt. Tafelsalz löst sich in Wasser auf, auch wenn es nicht behext wird, fast alle Erkältungen gehen innerhalb einer Woche zurück, ob sie behandelt werden oder nicht, Männer werden nicht schwanger, auch wenn sie die Pille nicht nehmen, ... und es gibt keine Tiger am Times Square, auch wenn unser Freund nicht stöhnt und jammert. Alle diese Explanandum-Ereignisse haben eine hohe Ausgangswahrscheinlichkeit, unabhängig von den zur Erklärung herangezogenen Fakten, und die Wahrscheinlichkeit, die sie relativ zu diesen Fakten haben, ist genau gleich der Ausgangswahrscheinlichkeit. *In diesem Sinne* sind die zur Erklärung herangezogenen Fakten für die zu erklärenden Ereignisse irrelevant". („Statistical Explanation", S. 36; die Hervorhebung stammt von mir — A.B.)

Sicher hat Salmon Recht, wenn er schreibt, der Defekt der Beispiel-Erklärungen läge darin, daß in ihnen auf für die zu erklärenden Ereignisse irrelevanten Fakten Bezug genommen wird. Die Frage ist jedoch: was heißt hier Relevanz bzw. Irrelevanz? Kann man Relevanz, wie Salmon es am Ende der zitierten Passage tut, einfach mit *statistischer* Relevanz gleichsetzen? Und kann man, wie Suppes es auf dem Hintergrund dieser Gleichsetzung tut, die Ursachen eines Ereignisses A einfach mit den für A statistisch positiv relevanten Bedingungen identifizieren?

M.E. ist das nicht ganz unproblematisch. Denn was ist eigentlich der Grund dafür, daß wir das Behexen des Salzes oder die Einnahme von Vitamin C im Hinblick auf die zu erklärenden Ereignisse für irrelevant halten? M.E. zunächst *nicht* die Tatsache, daß die Wahrscheinlichkeit dieser Explananda relativ zu den genannten Fakten nicht größer ist als ihre Ausgangswahrscheinlichkeit, sondern die Tatsache, *daß die jeweiligen Ereignisse auch dann stattgefunden hätten, wenn die zur Erklärung herangezogenen Fakten nicht der Fall gewesen wären.* Dies wird sogar an Salmons eigenen Formulierungen deutlich, wenn er schreibt: Männer werden nicht schwanger, *auch wenn sie nicht die Pille nehmen*; Salz löst sich in Wasser auf, *auch wenn es nicht behext wird;* usw. Wenn man prüfen will, ob das Ereignis A für das Ereignis B relevant war oder nicht, ist daher zunächst offenbar die Frage „Hätte B auch dann stattgefunden, wenn A nicht der Fall gewesen wäre?" von größerer Bedeutung als die Frage „Wäre B unwahrscheinlicher gewesen, wenn A nicht stattgefunden hätte?"

Ich glaube, daß sich dies sogar an Beispielen zeigen läßt, die normalerweise statistisch interpretiert werden. Nehmen wir etwa das in der Literatur häufig diskutierte Lungenkrebs-Beispiel. Unter der Annahme, daß die Wahrscheinlichkeit, daß jemand an Lungenkrebs erkrankt (L), der sein Leben lang mehr als 20 Zigaretten am Tag geraucht hat (R), sehr groß ist (sagen wir $p(L/R) = 0{,}6$) und daß die Wahrscheinlichkeit, überhaupt an Lungenkrebs zu erkranken, deutlich geringer ist (z.B. $p(L) = 0{,}1$), ist exzessives Rauchen offenbar eine starke prima facie Ursache für die Entstehung von Lungenkrebs. In einem *bestimmten Einzelfall,* in dem ein starker Raucher an Lungenkrebs erkrankt, könnten wir aus dieser Tatsache jedoch nicht schließen, daß auch in diesem Einzelfall das starke Rauchen des Erkrankten die Ursache für sein Krankwerden war. Denn es ist immerhin möglich, daß in diesem Fall, obwohl der Erkrankte ein starker Raucher war, die Entstehung des Lungenkrebses nicht auf sein Rauchen, sondern auf etwas anderes zurückzuführen ist: vielleicht eine erbliche Disposition, jahrelanges Wohnen in der Nähe eines Chemiewerkes, oder eine ähnliche Bedingung. Um herauszufinden, was denn nun wirklich die Ursache dieser Erkrankung war, ob es das starke Rauchen war, das zu diesem Krebs führte, oder eine andere Bedingung, würden wir daher die Frage stellen „Wäre dieser Patient auch dann an Lungenkrebs erkrankt, wenn er nicht oder weniger geraucht hätte?" Falls wir diese Frage mit „Ja" beantworten müssen, würden wir schließen, daß das Rauchen *keine* Ursache war; wenn die Antwort auf diese Frage jedoch „Nein" lautet, würden wir das Rauchen zumindest für eine Teilursache dieses Krebses halten.

Wenn wir eine Antwort auf die Frage, ob A eine Ursache von B war, von einer klaren Antwort auf die Frage abhängig machen „Hätte B auch dann stattgefunden, wenn A nicht der Fall gewesen wäre?", scheinen jedoch die Überlegungen Mackies zum Begriff der Kausalität[11] adäquater zu sein als die Kausalitätstheorie Suppes'. Denn Mackie schreibt u.a.:

„Ich denke, daß eine Aussage... der Art ‚A verursachte B' oft — implizit — die folgenden Behauptungen enthält:

(i) A ist wenigstens eine INUS-Bedingung von B — d.h. es gibt eine notwendige und hinreichende Bedingung für B, die entweder die Form hat (AX oder Y) oder die Form (A oder Y) oder die Form AX oder die Form A.

(ii) A war in der zur Debatte stehenden Situation der Fall.

[11] S. Mackie, ‚Causes'.

(iii) Die Faktoren, die durch das ‚X' in der Formel für die notwendige und hinreichende Bedingung repräsentiert werden, waren, falls es welche gab, in der zur Debatte stehenden Situation der Fall.

(iv) Jedes Disjunktionsglied von ‚Y', das ‚A' nicht als Konjunktionsglied enthält, war in der zur Debatte stehenden Situation nicht der Fall.“ (‚Causes', S. 247)

(Ich werde im folgenden in Fällen, in denen die Bedingungen (i)–(iv) erfüllt sind, sagen: A war eine Mackie-Bedingung für B).

Der in der zitierten Passage vertretenen These Mackies liegt folgende Überlegung zugrunde: Wenn Experten, die die Ursachen eines Brandes untersuchen, zu der Schlußfolgerung kommen „Die Ursache dieses Brandes war ein Kurzschluß in einem Fernseher“, dann sagen sie damit – im Gegensatz zu einer verbreiteten Auffassung – nicht, daß dieserKurzschluß eine notwendige und hinreichende Bedingung für das Ausbrechen des Brandes war. Denn sie wissen sehr wohl, daß auch andere Ursachen zu diesem Brand hätten führen können, daß der Kurzschluß also keine notwendige Bedingung für das Ausbrechen des Brandes war; und sie wissen auch, daß er für sich genommen keine hinreichende Bedingung für diesen Brand war; denn wenn z.B. der Kurzschluß in einem Raum stattgefunden hätte, dessen Luft keine brennbaren Gase enthielt, wäre es nicht zu diesem Brand gekommen. Wenn die Aussage der Experten „Die Ursache dieses Brandes war ein Kurzschluß in einem Fernseher“ aber nicht bedeutet, daß dieser Kurzschluß eine notwendige und hinreichende Bedingung für das Ausbrechen des Brandes war, was bedeutet sie dann? Auf diese Frage gibt Mackie folgende Antwort:

„At least part of the answer is that there is a set of conditions (of which some are positive and some are negative), including the presence of inflammable material, the absence of a suitably placed sprinkler, and no doubt quite a number of others, which combined with the short-circuit constituted a complex condition that was sufficient for the house's catching fire – sufficient, but not necessary, for the fire could have started in other ways. Also, of *this* complex condition, the short-circuit was an indispensable part: the other parts of this condition, conjoined with one another in the absence of the short-circuit, would not have produced the fire. The short-circuit which is said to have caused the fire is thus an indispensable part of a complex sufficient (but not necessary) condition of the fire. In this case, then, the so-called cause is, and is known to be, an *insufficient* but *necessary* part of a condition which is itself *unnecessary* but *sufficient* for the result. The experts are saying, in effect, that the short-circuit was a condition of this sort, that it occured, that the other conditions which conjoined with it form a sufficient condition were also present, and that no other sufficient condition of the house's catching fire was present on this occasion. ...let us call such a condition (from the initial letters of the words italicized above) an INUS condition“. (‚Causes', S. 245).

Den Ausdruck INUS-Bedingung definiert Mackie an späterer Stelle noch genauer, indem er schreibt:

„A is an INUS condition of a result P if and only if, for some X and some Y, (AX or Y) is a necessary and sufficient condition of P, but A is not a sufficient condition of P and X is not a sufficient condition of P". (op. cit., S. 246).

Ich kann auf die Überlegungen Mackies hier nicht genauer eingehen, obwohl das sicher wünschenswert wäre. Doch es sollte klar geworden sein, daß die Thesen und Definitionen Mackies in diesem Zusammenhang von großer Bedeutung sind. Wenn nämlich ein Ereignis A im Sinne Mackies die Ursache eines Ereignisses B war, wenn also — wie ich sagen würde — A eine Mackie-Bedingung von B war, dann ist sicher, daß B nicht stattgefunden hätte, wenn A nicht der Fall gewesen wäre. Der Definition Mackies zufolge war A in diesem Fall nämlich eine unter den gegebenen Umständen — der Abwesenheit der durch Y repräsentierten Faktoren — notwendige Bedingung für B. Wenn A eine Mackie-Bedingung für B war, muß man auf die Frage „Hätte B auch dann stattgefunden, wenn A nicht der Fall gewesen wäre?" also mit einem klaren Nein antworten. Und entsprechend gilt auch, daß, wenn man auf die Frage „Hätte B auch dann stattgefunden, wenn A nicht der Fall gewesen wäre?" mit Ja antworten muß, A keine Mackie-Bedingung für B war. Denn aus dieser positiven Antwort geht klar hervor, daß A unter den gegebenen Umständen keine notwendige Bedingung für B war, da es nicht zu der Menge von hinreichenden Bedingungen für B gehörte, die dazu führte, daß B stattfand. *Falls* wir A nur dann eine Ursache von B nennen wollen, wenn wir auf die Frage „Hätte B auch dann stattgefunden, wenn A nicht der Fall gewesen wäre?" eine klare negative Antwort geben können, scheinen die Überlegungen Mackies[12] also zu einer adäquateren Explikation des Begriffs „Ursache" zu führen als die Kausalitätstheorie Suppes'.

Die Frage ist jedoch, ob wir diese Voraussetzung tatsächlich machen wollen bzw. machen sollen; d.h. ob wir A erst dann eine Ursache von B nennen wollen, wenn A eine Mackie-Bedingung von B ist, oder auch schon dann, wenn A „nur" statistisch positiv relevant für B ist. Um klar zu machen, vor welche Alternative uns diese Frage stellt, möchte ich zuzunächst zwei Dinge hervorheben:

(1) Wenn wir eine Antwort auf die Frage, ob A eine Ursache von B war, von einer klaren Antwort auf die Frage abhängig machen, ob B auch dann stattgefunden hätte, wenn A nicht der Fall gewesen wäre, dann beschränken wir damit den Begriff der Ursache in seiner Anwendung auf deterministische Fälle — d.h. auf Fälle, in denen es eine notwendige und hinreichende Bedingung im Sinne Mackies für B gab. Denn nur in solchen Fällen ist eine eindeutige Antwort auf die Frage „Hätte B auch dann stattgefunden, wenn A nicht der Fall gewesen wäre?" möglich. Ein klares Ja als Antwort auf diese Frage setzt nämlich voraus, daß es eine Menge

[12] Vgl. neuerdings auch Mackie, ‚Cement'.

von hinreichenden Bedingungen für B gab, zu der A nicht gehörte, daß B also eintreten „mußte", ganz unabhängig davon, ob A der Fall war oder nicht. Und ein klares Nein als Antwort setzt voraus, daß A zwar nicht eine notwendige, aber doch eine *unter den gegebenen Umständen notwendige* – in der Terminologie Nagels: eine unerläßliche („indispensable")[13] – Bedingung für B war; d.h. etwas formaler ausgedrückt, daß es eine Menge von Bedingungen $A_1, \ldots, A_n$ gab, zu der A gehörte ($A = A_i$ für ein $i = 1, \ldots, n$), daß die Disjunktion dieser Bedingungen $A_1 \vee A_2 \vee \ldots \vee A_n$ eine notwendige Bedingung für B war und daß A der Fall war, die übrigen A_j ($j \neq i$) aber nicht.

(2) In deterministischen Fällen unterscheiden sich Mackie-Bedingungen nicht von statistisch positiv relevanten Bedingungen; in diesen Fällen gilt nämlich, daß A genau dann eine Mackie-Bedingung für B ist, wenn A für B statistisch positiv relevant ist[14].

Die Frage, ob wir die Überlegungen Mackies oder die Theorie von Suppes für die adäquatere Explikation des Begriffs der Kausalität halten wollen, läuft wegen (1) und (2) also im Grunde auf die Frage hinaus: wollen wir, indem wir A nur dann eine Ursache von B nennen, wenn wir auf die Frage „Hätte B auch dann stattgefunden, „wenn A nicht der Fall gewesen wäre?" mit einem klaren „Nein" antworten können, den Begriff der Ursache in seiner Anwendung auf deterministische Fälle beschränken

[13] Vgl. z.B. ‚Structure', S. 559.

[14] Dies ergibt sich aus der folgenden Überlegung:

Nehmen wir zunächst an, daß A eine Mackie-Bedingung für B ist, dann liegt Mackie zufolge einer der folgenden vier Fälle vor:

1. Fall: $(AX \vee Y)$ ist eine notwendige und hinreichende Bedingung für B;
2. Fall: $(A \vee Y)$ ist eine notwendige und hinreichende Bedingung für B;
3. Fall: AX ist eine notwendige und hinreichende Bedingung für B;
4. Fall: A ist eine notwendige und hinreichende Bedingung für B.

Im 1. Fall gilt offensichtlich: $p(B/AX\bar{Y}) = 1$ und $p(B/\bar{A}X\bar{Y}) = 0$ und im 2. Fall: $p(B/A\bar{Y}) = 1$ und $p(B/\bar{A}\bar{Y}) = 0$; im 3. Fall: $p(B/AX) = 1$ und $p(B/\bar{A}X) = 0$ und im 4. Fall: $p(B/A) = 1$ und $p(B/\bar{A}) = 0$. In allen vier Fällen ist A also auch eine statistisch positiv relevante Bedingung für B.

Nehmen wir nun zweitens an, A ist *in einem deterministischen Fall* eine statistisch positiv relevante Bedingung für B, dann bedeutet das Vorliegen eines deterministischen Falls zunächst, daß es eine Reihe von hinreichenden Bedingungen $X_1, \ldots, X_m$ für B gibt, deren Disjunktion $(X_1 \vee X_2 \vee \ldots \vee X_m)$ eine notwendige Bedingung für B ist. Wenn wir den Fall der Überdetermination ausschließen (in überdeterminierten Fällen gibt es keine statistisch positiv relevanten Bedingungen), ist also, da B der Fall ist, genau eine der Bedingungen $X_1, \ldots, X_m$ gegeben, während alle anderen nicht der Fall sind. Nehmen wir o.B.d.A. an, daß es sich dabei um die Bedingung X_1 handelt und daß X_1 die Konjunktion der Bedingungen $A_1, \ldots, A_n$ ist, dann ist klar, daß gilt:

$$p(B/A_1 \ldots A_n) = 1 \text{ und}$$
$$p(B/A_1 \ldots A_{i-1}\bar{A}_i A_{i+1} \ldots A_n \bar{X}_2 \ldots \bar{X}_m) = 0$$

für alle $i = 1, \ldots, n$. Und es ist auch klar, daß die Bedingungen $A_1, \ldots, A_n$ alle für B statistisch relevanten Bedingungen sind. A muß also als statistisch positiv relevante Bedingung für B zur Menge dieser Bedingungen gehören, d.h. es gilt $A = A_i$ für ein $i = 1, \ldots, n$. Damit ist aber klar, daß A auch eine Mackie-Bedingung für B ist; denn offensichtlich gibt es ein X und ein Y – nämlich $A_1 \ldots A_{i-1}A_{i+1} \ldots A_n$ und $(X_2 \vee \ldots \vee X_n)$ –, so daß für A, X und Y die Bedingungen (i) – (iv) der Überlegungen Mackies erfüllt sind.

oder wollen wir auch in nicht deterministischen Fällen von Ursachen reden. Im letzteren Fall wäre der Begriff der statistisch positiv relevanten Bedingung sicher die geeignete Erweiterung des Begriffs der Mackie-Bedingung.

M.E. ist die so formulierte Frage nur sehr schwer entscheidbar; vielleicht handelt es sich sogar im wesentlichen um eine Frage der Konvention. Daß wir aber zumindest einige Schwierigkeiten haben, in rein statistischen Fällen (Fällen, in denen es weder eine hinreichende noch eine notwendige Bedingung für das zu erklärende Ereignis gab) von Ursachen und Wirkungen zu reden, Schwierigkeiten, die gerade darauf zurückgehen, daß wir in diesen Fällen auf die Frage „Hätte B auch dann stattgefunden, wenn A nicht der Fall gewesen wäre?" keine klare Antwort geben können, will ich zum Abschluß noch kurz an zwei Beispielen zu verdeutlichen versuchen.

Nehmen wir zunächst noch einmal ein Beispiel von Salmon. Vor uns liege eine Legierung aus Uran 238 und Polonium 214, wobei die Halbwertszeit für Uran 238 $4{,}5 \times 10^9$ Jahre, die Halbwertzeit für Polonium 214 aber nur $1{,}6 \times 10^{-4}$ Sekunden beträgt. Wenn wir nun von einem einzelnen Atom, das nach 40 Sekunden zerfällt, feststellen, daß es ein Polonium-Atom war, dann würden wir sicher sagen: das war zu erwarten, daß dieses Atom innerhalb von 40 Sekunden zerfallen würde. Würden wir aber auch sagen, dieses Atom zerfiel innerhalb von 40 Sekunden, *weil* es ein Polonium Atom war? Ich glaube, nicht unbedingt. Denn auch ein Uran Atom hätte in dieser Zeitspanne zerfallen können; auch das wäre *möglich* gewesen.

Der Punkt, um den es mir hier geht, wird an dem folgenden zwar fiktiven, aber doch ähnlich konstruierten Beispiel vielleicht noch deutlicher. Nehmen wir an, in einer bestimmten Versuchsanordnung wird ein Elektronenstrahl erzeugt, für den folgendes gilt: wenn das Ereignis A eintritt (wenn z.B. ein bestimmter Magnet eingeschaltet wird), werden 75% der emittierten Elektronen nach oben abgelenkt und 25% nach unten; wenn das Ereignis A nicht eintritt (wenn also z.B. der Magnet abgeschaltet ist), ist es genau umgekehrt, dann werden 25% der Elektronen nach oben abgelenkt und 75% nach unten.

Wenn wir nun den Fall untersuchen, daß ein bestimmtes Elektron nach oben abgelenkt wurde, während A der Fall war (also z.B. der Magnet eingeschaltet war), würden wir dann sagen, daß A die *Ursache* dafür war, daß dieses Elektron nach oben und nicht nach unten abgelenkt wurde, bzw. daß dieses Elektron nach oben abgelenkt wurde, *weil* A der Fall war. Ich glaube, wir wären zumindest unsicher dabei. Denn dieses Elektron hätte auch nach oben abgelenkt werden können, wenn A nicht der Fall gewesen wäre, wir können also auf die Frage „Wäre dieses Elektron auch dann nach oben abgelenkt worden, wenn A nicht der Fall gewesen wäre?" nicht mit einem klaren „Nein" antworten. Mit Sicherheit können wir nur sagen: das wäre weniger wahrscheinlich gewesen; aber aus dieser Aussage scheint für den Einzelfall nur wenig zu folgen. Denn auch wenn es weniger wahrscheinlich gewesen wäre, daß dieses Elektron nach oben abgelenkt worden wäre, wenn A nicht der Fall gewesen wäre, scheint es ja nicht sinnvoll zu sein zu sagen, es wäre *weniger möglich* gewesen. Es war einfach möglich, daß das Elektron auch dann nach oben abgelenkt worden wäre, wenn A nicht der Fall gewesen wäre; ebenso wie es einfach möglich war, daß es nach unten abgelenkt worden wäre, obwohl A der Fall. Wir wissen also nicht, was passiert wäre, wenn A nicht der Fall gewesen wäre, und das macht es uns unmöglich auf die Frage „Wäre dieses Elektron auch dann nach oben abgelenkt worden, wenn A nicht der Fall gewesen wäre?" eine klare Antwort zu geben. Wir können deshalb die Relevanz, die das Ereignis A in diesem Einzelfall dafür hatte, daß dieses Elektron nach oben abgelenkt wurde, nicht einschätzen; und darin scheint mir der Grund dafür zu liegen, daß wir zumindest zögern würden bei der Aussage „A war die Ursache dafür, daß dieses Elektron nach oben abgelenkt wurde".

LITERATUR-VERZEICHNIS

Beckermann, A.: (‚Mentale Erklärungen') Die logische Struktur mentaler Erklärungen menschlichen Handelns, Frankfurt 1974, unveröffentlichte Dissertation.

Dray, W.: (‚Laws') Laws and Explanation in History, Oxford 1957.

Hempel, C. G.: (‚Explanation') „Explanation in Science and History", in R. G. Colodny (Hrsg.), Frontiers of Science and Philosophy, Pittsburgh 1962, S. 9—33.

Mackie, J. L.: (‚Causes') „Causes and Conditions", in American Philosophical Quarterly 2 (1965), S. 245—264.

— (‚Cement') The Cement of the Universe, Oxford 1974.

Nagel, E.: (‚Structure') The Structure of Science, London 1961.

Salmon, W. C.: „Statistical Explanation", in Salmon (Hrsg.), ‚Statistical Explanation', S. 29—87.

— (Hrsg.) (‚Statistical Explanation') Statistical Explanation and Statistical Relevance, Pittsburgh 1970.

Scriven, M.: (‚Explanation') „Explanation and Prediction in Evolutionary Theory", in Science 130 (1959), S. 477—82.

Stegmüller, W.: (‚Erklärung') Wissenschaftliche Erklärung und Begründung, Berlin 1969.

— (‚Wahrscheinlichkeit II') Personelle und Statistische Wahrscheinlichkeit. 2. Halbband Statistisches Schließen — Statistische Begründung — Statistische Analyse, Berlin 1973

Suppes, P.: (‚Causality') A Probabilistic Theory of Causality, Amsterdam 1970.

Adresse des Autors:

Ansgar Beckermann, 45 Osnabrück, Bismarckstr. 42, BRD