Zygmunt Hajduk

C. G. Hempla model wyjaśniania probabilistycznego

Studia Philosophiae Christianae 6/1, 5-40

1970

Studia Phil. Christianae
ATK
6/1970/1

ZYGMUNT HAJDUK

C. G. HEMPLA MODEL WYJAŚNIANIA PROBABILISTYCZNEGO [1]

I. Uwagi wstępne; II. Stosunek praw uniwersalnych praw statycznych; III. Współczesne interpretacje terminu „prawdopodobieństwo"; IV. Analiza związku między explanans i explanandum wyjaśniania probabilistycznego; V. Dwuznaczność wyjaśniania probabilistycznego; VI. Niekoniunktywność tłumaczenia indukcyjno-statystycznego; VII. Tłumaczenie a przewidywanie probabilistyczne; VIII. Refleksje końcowe.

I. Wyjaśnanie probabilistyczne [1], nazywane również tłumaczeniem indukcyjno — statystycznym (skrót: I—S) [2], indukcyjno — probabilistycznym [3] jest tłumaczeniem nomologicznym.

---

* Od redakcji: treść tego artykułu Autor zreferował na posiedzeniu naukowym Komitetu Redakcyjnego, dnia 28 kwietnia 1969 r.

[1] C. G. Hempel, Explanation and Prediction by Covering Laws, W: Philosophy of Science, London 1963, t. I. B. Baumrin (ed), 107. Wyjaśnianie przez indukcyjną subsumpcję względem praw statystycznych jest też nazywane wyjaśnianiem indukcyjnym. Por. C. G. Hempel, The Logic of Functional Analysis, W: Aspects of Scientific Explanation and Other Essays in the Philosophy of Scince, New York 1965, s. 302. To określenie stanie się jasne po przeprowadzeniu analizy stosunku, jaki zachodzi między explanandum (zdanie wyjaśniane) i explanans (zdania wyjaśniające) tego typu wyjaśniania.

[2] C. G. Hempel, Aspects of Scientific Explanation, W: Aspects..., 381.

[3] C. G. Hempel, Explanation in Science and in History, W: Frontiers of Science and Philosophy, London 1962, R. G. Colodny (ed), 13.

Dokonuje się więc przez odwołanie do praw (hipotez) ogólnych, przy czym — posługując się terminologią R. B. Braithwaite'a — mogą to być hipotezy nie tylko pierwszego poziomu „ogólności". Przedmiotem takiego tłumaczenia są zdarzenia jednostkowe określonego rodzaju. Łącznie z tłumaczeniem dedukcyjnym mieści się ono w ramach wyjaśniania generalizującego.

Wprawdzie już w pierwszych pracach Hempla na temat wyjaśniania są wzmianki o różnych jego typach, jednak w artykule napisanym wspólnie z Oppenheimem[4] jest mowa o ekstensji wyjaśniania dedukcyjnego (przyczynowego) na wyjaśnianie przez prawa statystyczne. W późniejszych pracach zostaje podjęta próba wyraźnego uwydatnienia różnic, jakie zachodzą pomiędzy dwoma schematami wyjaśniania generalizującego. Po tej linii pójdą również rozważania w tym artykule: uwzględni się mianowicie momenty różniące wyjaśnianie probabilistyczne od wyjaśniania dedukcyjnego.

Znaczenie terminu „model" w zwrotach" model dedukcyjny", „model probabilistyczny" jest tego rodzaju, że te dwa typy wyjaśniania stanowią pewnego rodzaju stylizację, która nie jest literalną kopią faktycznego sposobu wyjaśniania spotykanego w praktyce przyrodnika. Są to raczej teoretycznie zrekonstruowane modele określonych sposobów naukowego wyjaśniania. W tym względzie modele te dają się porównać z pojęciem dowodu matematycznego, skonstruowanego w metamatematyce, gdzie nie próbuje się opisać sposobu formułowania dowodów, z jakimi spotykamy się w podręcznikach matematyki. Teoretyczny model pełni w tym przypadku inne funkcje, a mianowicie: przy jego pomocy ukazuje się podstawy dowodu, formalne związki pomiędzy krokami dowodowymi, uzyskuje się pewien standard użyteczny przy analizie dowodu, skonstruowanego w ramach określonego systemu matematycznego, do którego model się odnosi. Model taki daje w końcu podstawę do zbudowania precyzyjnej teorii dowodu. Podobne funkcje spełniają

---

[4] C. G. Hempel, P. Oppenheim, Studies in the Logic of Explanation, W: Aspects..., 278.

wyróżnione modele wyjaśniania. Zrekonstruowane np. w ramach tych modeli wnioskowania wyjaśniające pozwalają wskazać logiczne podstawy jak również logiczną strukturę tłumaczenia określonego typu [5].

II. Ze względu na zależność wjaśniania od odkreślonego typu prawa przyrody podejmujemy zagadnienie stosunku praw statystycznych do praw uniwersalnych. We współczesnej literaturze z zakresu teorii przyrodoznawstwa spotyka się rozbieżne na ten temat opinie: albo sprawdza się prawa statystyczne (probabilistyczne) do przyczynowych (dynamicznych) (M. Planck), albo też prawa przyczynowe do statystycznych (H. Reichenbach)[6]. Pomiędzy tymi ujęciami krańcowymi stosunku praw uniwersalnych do probabilistycznych spotyka się cały szereg poglądów pośrednich: (1a) prawa przyczynowe i statystyczne są w pewnym sensie zbieżne (Ph. Frank) [7], istnieją bowiem prawa statystyczne, których granicznymi przypadkami są prawa przyczynowe, ale są też prawa statystyczne, które nie posiadają tego rodzaju przypadków granicznych; (1b) są prawa uniwersalne i statystyczne (K. Szaniawski) [8]. Pierwsze z nich, przypisujące wszystkim obiektom danego typu pewne właściwości, nie są w zasadzie niezależne od prawidłowości statystycznych, najpierw pod względem genetycznym (w genezie i uzasadnieniu praw zasadniczą rolę odgrywa pomiar, który z kolei, służąc wy-

---

[5] C. G. Hempel, Explanation in Science..., 15—6.

[6] Powstanie filozofii naukowej, Warszawa 1960, 167—8. Daje się dostrzec współczesną reperkusję stanowiska Plancka, o ile ma się na uwadze stosunek praw dynamicznych do statystycznych w aspekcie wyjaśniania. Utrzymuje się bowiem, że wyjaśniający walor posiadają jedynie tzw. potencjalnie statystyczne zdania przyczynowe, które odróżnia się od zdań czysto statystycznych. O ile powyższe twierdzenie mogłoby być zasadne na poziomie rozważań określonej teorii przedmiotu, to nie wydaje się być takim w płaszczyźnie metodologicznej. Por. A. W. Collins, The Use of Statistics in Explanation, **Brit Jour. Phi. Sci.** 17 (1966) 127 nn.

[7] Philosophy of Science, Englewood Cliffs 1957, 290—6.

[8] Prawo, prawidłowość statystyczna, prawdopodobieństwo, W: Prawa nauki Warszawa 1957, 74

znaczaniu liczbowych wartości wielkości mierzonej, opiera się na statystycznej teorii błędów systematycznych i przypadkowych), następnie w aspekcie prognostycznym (przebieg konkretnego zdarzenia ustala się z określonym stopniem prawdopodobieństwa); (1c) obok praw dynamicznych i statystycznych wymienia się prawa dynamiczne o podkładzie statystycznym jak również statystyczne prawa przyczynowe (W. Krajewski) [9].

Wspólną cechą przykładowo wyróżnionych stanowisk jest brak wyraźnej rozłączności, czego nie spotyka się w następnej grupie poglądów, do której, jak się okaże, można zaliczyć również naszego autora.

(2a) Prawa przyczynowe dotyczą zdarzeń jednostkowych, prawa statystyczne mówią o masach statystycznych czyli zjawiskach masowych (H. Mehlberg) [10]; (2b) w przeciwieństwie do jednoznacznej relacji między prawem przyczynowym a jednostkowym zdaniem przyczynowym, zdania o zdarzeniach ujmowanych statystycznie nie pozostają w relacji jednoznacznej do statystycznych, ponieważ na ich podstawie w relacji przewidujemy zdarzenia przyszłe tylko z pewnym stopniem prawdopodobieństwa (A. Pap) [11]; (2c) stanowisko reprezentowane przez E. Nagla [12] i Hempla przedstawiamy na przykładzie tego ostatniego autora. Wyjaśnianie statystyczne dokonuje się poprzez odwołanie się do tzw. podstawowych praw statystycznych, które głoszą, że statystyczne prawdopodobieństwo zdarzenia klasy F, będącego zarazem zdarzeniem klasy G jest r. Schematycznie: (p) (G, F) = r. Zdanie to stwierdza, że w dostatecznie długim szeregu zdarzeń stosunek zdarzeń klasy F, będących zarazem zdarzeniami klasy G jest równe w przybliżeniu r [13]. Tak np. półokres rozpadu radonu wynosi 3,82 dnia.

---

[9] O prawach dynamicznych i statystycznych w fizyce, W: Szkice filozoficzne, Warszawa 1963, 73; Związek przyczynowy, Warszawa 1967, 236.

[10] The Reach of Science, Toronto 1958, 163—200.

[11] Analytische Erkenntnistheorie, Wien 1955, 120 nn.

[12] Carnap's Theory of Induction, W: Philosophy of R. Carnap, La Salle 1963, P. A. Schilp (ed), 787.

[13] C. G. Hempel, Aspects..., 376.

Statystyczne prawdopodobieństwo promieniotwórczego rozpadu atomu radonu w czasie 3,82 dnia wynosi 1/2. Zatem w próbce radonu, gdzie znajdjue się wielka liczba atomów tego pierwiastka, 1/2 z tej liczby ulegnie promieniotwórczemu rozpadowi w okresie 3,82 dnia.

Tego rodzaju prawa statystyczne są przeciwstawiane prawom uniwersalnym typu (x) (Fx ⊃ Gx). Wspólną jest dla nich cecha nomologiczności, czyli to, że stanowią one twierdzenia o potencjalnie nieskończonej klasie przypadków. Zdanie logicznie równoważne skończonej koniunkcji zdań jednostkowych, będące twierdzeniem, które się odnosi do skończonej klasy przypadków nie jest prawem przyrody i nie posiada mocy wyjaśniającej zdania nomologicznego. Zdania prawopodobne (lawlike sentences [14]), bez względu na wartość logiczną nie są odpowiednio skróconą sumą skończonego układu zdań jednostkowych. Np. prawo rozszerzania gazów nie jest równoważne ze zdaniem, że we wszystkich zaobserwowanych przypadkach podwyższania temperatury gazu przy stałym ciśnieniu wzrasta odpowiednio objętość gazu. Sens tego prawa jest raczej taki, że przyrost objętości gazu zależnie od przyrostu temperatury przy stałym ciśnieniu zachodzi niezależnie od czasu, czy też aktualnie przeprowadzanych obserwacji. Prawo to spełnia zatem warunek subjunktywności, jak również jest kontrfaktycznym zdaniem warunkowym [15].

---

[14] Zdania te spełniają z wyjątkiem prawdziwości pozostałe warunki praw ogólnych. Por. N. Goodman, The Problem of Counterfactual Conditionals, *Jour. Phil.* 44 (1947) 125.

[15] Wiedza wyrażana tego rodzaju zdaniami dotyczy przypadków, jakie mogłyby mieć miejsce, gdyby zostały zrealizowane pewne warunki. Tego rodzaju problematyka nie jest uważana współcześnie za pseudoproblem (Mach), chociaż dla niektórym (K. R. Popper, The Demarcation between Science and Metaphysics, W: Philosophy of R. Carnap, s. 210) nie jest dostatecznie czytelna. Analizy takie traktuje się innym razem głównie w aspekcie lingwistycznych (D. J. O'Connor, The Analysis of Conditional Sentences, *Mind* 60 (1951) 351 nn.); na ich podstawie trudno odróżnić prawa przyrody od przypadkowych zdań uniwersalnych

Podobnie ma się rzecz z prawami probabilistycznymi, stwierdzającymi statystyczny związek pomiędzy potencjalnie nieskończonymi klasami zdarzeń. Ogólny zapis bazowego prawa statystycznego: p(G, F) = r interpretujemy w ten sposób, że dotyczy ono nie tylko aktualnych przypadków odnoszących się do klasy F, ale do wszystkich, nawet potencjalnych przypadków. Przypuśćmy np., że dany jest jednorodny czworościan foremny, którego ściany oznaczamy numerami I, II, III. IV. Można przyjąć, że prawdopodobieństwo otrzymania ścianki z numerem III w odpowiednio długiej serii rzutów wynosi 1/4. Tego rodzaju wynik nie jest uważany za konstrukcję otrzymaną jedynie z faktycznie przeprowadzonych rzutów. Hipoteza określająca powyższą częstość jest również zasadną w przypadku wykonania kilku tylko rzutów a nawet w przypadku, kiedy nie wykonamy żadnego rzutu. To bowiem, co zdanie probabilistyczne przypisuje czworościanowi nie jest częstością rezultatu III, otrzymanego w aktualnych, przeszłych, czy też przyszłych rzutach, lecz dyspozycją do tego, by w dostatecznie długiej serii rzutów rezultat III był określony jako 1/4. Tę dyspozycję daje się scharakteryzować poprzez warunkowe zdanie subjunktywne: jeśli czworościan rzucono by dostateczną ilość razy, wtedy rezultat III otrzymano by jako 1/4 ogólnej liczby rzutów. Zarówno zatem prawopodobne zdania uniwersalne jak i statystyczne [16] daje się skonstruować jako subjunktywne oraz kontrfaktyczne zdania warunkowe [17].

(M. Scriven, The Key Property of Physical Laws — Inaccuracy, W: Current Issues in the Philosophy of Science, New York 1961, H. Feigl, G. Maxwell(eds), 100). Stanowisko wręcz przeciwne zajmuje A. Pap, argumentując za tezą, iż tego rodzaju zdania nie zaś język ekstencjonalny stanowią właściwą formę wyrażania praw przyrody. Por. Analytische..., 139 nn.

[16] S. Amsterdamski, O obiektywnych interpretacjach empirycznych wypowiedzi probabilistycznych, *Studia Filoz.* 1962, 3 (30), s. 68 n.; R. Carnap, Inductive Logic and Science, *Proc. Amer. Acad. Art. Sci.* 80 (1951) 190—2; K. P. Popper, The Propensity Interpretation of the Cal-

Przy okazji wyróżnienia między prawami uniwersalnymi oraz probabilistycznymi zaznacza się, że nawet prawa uniwersalne — ze względu na skończoną liczbę instancji potwierdzających, jak i na ewentualne nieodkryte wyjątki — powinno się kwalifikować jako probabilistyczne. W powyższym rozumowaniu [18] nie rozróżniono jednak pomiędzy treściową stroną zdania, a jego empirycznym potwierdzeniem. Odnośnie tego ostatniego należy dodać, że każde zdanie empiryczne jest w mniejszym lub większym stopniu potwierdzone przez doświadczenie, innymi słowy, posiada mniejszy lub większy stopień prawdopodobieństwa indukcyjnego [19]. Hempla rozróżnienie zdań uniwersalnych od probabilistycznych nie jest zaś dokonane na podstawie potwierdzenia tych zdań. Zależy ono od tego, czy zdania orzekają (prawdziwie lub fałszywie) pewną cechę o wszystkich elementach określonej klasy (prawa uniwersalne), czy też o pewnym stosunkowym przysługiwaniu cechy elementom (prawa probabilistycznego) [20].

Gdyby nawet okazało się, że prawa uniwersalne należy uważać za odzwierciedlenie prawidłowości statystycznych — w kinetyczno-molekularnej teorii materii interpretuje się w ten sposób prawa termodynamiki — to różnica między wymienionymi typami praw, a konsekwentnie między odpowiednimi typami wyjaśniania też nie zostałaby wyeliminowana.

Uniwersalne zdanie warunkowe: $(x)\ (Fx \supset Gx)$ nie jest równoważne bazowemu zdaniu statystycznemu: $p\ (G, F) = 1$, ponieważ

culus of Probability and Quantum Theory, W: Obsevation and Interpretation, London 1957, S. Körner (ed), 65—70 oraz dyskusja nad tym artykułem: Tamże, 78—89.

[17] C. G. Hempel, Aspects.., 377—8; Deductive-Nomological vs. Statistical Explanation, W: *Minnesota Studies in the Philosophy of Science*, Minneapolis 1962, t. III, H. Feigl, G. Maxwell (eds), 123.

[18] S. E. Gluck, Do Statistical Laws have Explanatory Efficacy, *Phil. Sci.* 22 (1955), s. 365.

[19] W. Leinfellner, Struktur und Aufbau wissenschaftlichen Theorien, Wien 1965, 103.

[20] C. G. Hempel, Philosophy of Natural Science, Englewood Cliffs 1966, 66; Explanation in Science.., 15.

stwierdza ono z praktyczną pewnością, że w odpowiednio wielkiej liczbie przypadków F, prawie wszystkie są przypadkami G. Stąd zdanie probabilistyczne może być prawdziwe nawet wtedy, gdy odpowiadające mu zdanie uniwersalne jest fałszywe [21].

Dotychczas mieliśmy na uwadze bazowe prawa statystyczne. Uogólniając powiemy, że prawo posiada charakter probabilistyczno-statystyczny, o ile jest sformułowane przy pomocy terminów prawdopodobieństwa statystycznego. Prawo takie zawiera terminy zaczerpnięte ze słownika statystyki (np. statystyczne prawdopodobieństwo, średnia wartość parametrów, okres półtrwania) [22].

Wyeksponowana wyżej problematyka stosunku praw uniwersalnych do statystycznych z pewnością nie wyczerpuje tego zagadnienia [23]. W naszym przypadku chodziło o ukazanie tego aspektu relacji tych praw, jaki jest doniosły ze względu na ich wyjaśniającą funkcję.

Z kolei zajmiemy się logiczną strukturą wyjaśniania statystycznego, czyli takiego, w którym występuje co najmniej jedno prawo statystyczne, jakiemu jest podporządkowane w sensie indukcyjno-statystycznym zdarzenie jednostkowe [24].

---

[21] C. G. Hempel, Aspects.., 379.

[22] Tamże, 379—80.

[23] Ks. St. Mazierski, Prawa przyrody jako uogólnienia indukcyjne, *Rocz. Fil.* 11 (1963) z. 3, 22 nn.; R. Ackermann, Inductive Simplicity, *Phil. Sci.* 28 (1961) 152—60; E. Simard, La nature et la portée de la methode scientifique, Quebec 1958, 131 nn.; A. March, Das neue Denken der modernen Physik, Hamburg 1957, 43 nn.; R. B. Braithwaite, Scientific Explanation, Cambridge 1959 (1953), 115 nn.

[24] C. G. Hempel, Aspects.., 380. Wyjaśnieniem quasi-statystycznym nazywa się tłumaczenie, w którym element statystyczny występuje jedynie w zdaniach jednostkowych explanans, nie występuje zaś w prawach. W takim przypadku (np. niedokładność pomiaru etc.) statystyczne fluktuacje nie są transferowane na explanandum. Tego rodzaju wyjaśnianie nie jest przedmiotem zainteresowania artykułu. Na ten temat por. N. Resher, The Stochastic Revolution and the Nature of Scientific Explanation, *Synthese* 14 (1962) 202.

III. Najpierw zwrócimy uwagę na różne znaczenia, czy też interpretacje „prawdopodobieństwa". Współcześnie nie ma zgodności co do liczby jego znaczeń. Jedni przyjmują jedno tylko znaczene [25], inni natomiast łączą z tym terminem różne pojęcia. Nie wchodząc w szczegółową dyskusję tych interpretacji [26] wyróżnimy aspekt historyczny oraz systematyczny zagadnienia. Historycznie rzecz biorąc wyróżniamy interpretację klasyczną, relacyjną oraz częstościową, zaś w aspekcie systematycznym prawdopodobieństwo empiryczne (statystyczne) oraz indukcyjne (logiczne).

Interpretacja klasyczna była wynikiem przekonania, jakoby wiedza ludzka posiadała jedynie charakter prawdopodobieństwowy, a to ze względu na brak dostatecznej informacji o przeszłości, by dokładnie przewidzieć przyszłość. Od strony matematycznej chodzi tu o metodę szacowania stopnia prawdopodobieństwa. Interpretacja ta w wersji Laplace'a była podejmowana przez XIX-wiecznych teoretyków prawdopodobieństwa (np. Poisson, Quetelet, De Morgan, Boole), jak również przez niektórych współczesnych teoretyków (np. Borel, Cantelli, Castelnuovo). Powyższa koncepcja prawdopodobieństwa jako miara mocy przekonania napotyka na wiele trudności [27] i dlatego wysunięto pogląd, iż prawdopodobieństwo stanowi obiektywną relację logiczną pomiędzy zdaniami i jest podobna do tej, jaka zachodzi w przypadku dedukcji. Stopień prawdopodobieństwa wyraża zaś to, co czasem nazywa się „logicznym dystansem" pomiędzy konkluzją a przesłankami. Stanowisko to, zaznaczające się już w pracach Leibniza i Bolzany, reprezentują von Kries, Keynes, Nicod, Waismann. Według trzeciej interpretacji prawdopodobieństwo stanowi względną częstość (jej granica), z jaką określona cecha występuje w danej klasie elementów. To sta-

---

[25] J. R. Lucas, The one Concept of Probability, *Phil. Phenom. Res.* 25 (1965) 180—99.

[26] Dictionary of Philosophy, New York 1942, D. D. Runes (ed), 252—54.

[27] Tamże, 253, oraz w pracach Peirce'a, Venna, von Kriese, Keynesa.

nowisko, reprezentowane już — według niektórych [28] — przez Arystotelesa a podjęte przez Cournota, było opracowane przez Venna, Peirce'a, współcześnie zaś między innymi przez von Misesa.

Mając na uwadze głównie dwe prace Hempla na temat zdań probabilistycznych i samego pojęcia prawdopodobieństwa [29] trzeba go zaliczyć do grona przedstawicieli interpretacji częstościowej.

Wśród współczesnych teoretyków prawdopodobieństwa [30] przyjęło się nieomal powszechnie rozróżniać pomiędzy prawdopodobieństwem statystycznym (empirycznym) i prawdopodobieństwem indukcyjnym (logicznym). Pierwsze, nazywane czasem względną częstością (Carnap), matematycznym prawdopodobieństwem (Russell), przypadkiem (Kneale) prawdopodobieństwem (Braithwaite) wyraża w sposób liczbowy relację pomiędwoma zbiorami zdarzeń; drugie zaś, nazywane też konfirmacją (Carnap), wiarogodnością (Russell), akceptacją (Kneale), słusznością (Braithwaite) wyraża relację pomiędzy zdaniami. Prawdopodobieństwo statystyczne występuje we wszystkich prawach probabilistycznych nauk empirycznych. Natomiast prawdopodobieństwo indukcyjne występuje np. między explanans i explanandum wyjaśniania probabilistycznego, czy też w takim przypadku, kiedy stwierdzamy, że pewne zdanie (ich układ) jest prawdopodobne, względnie bardziej

---

[28] E. Nagel, Principles of the Theory of Probability, W: Intern. Enc. of Unified Sci., Chicago 1955, t. I, 360.

[29] C. G. Hempel, On the Logical Form of Probability Statements, *Erkenntnis* 7 (1937) 154—59; Supplementary Remarks on the Form of Probability Statements, suggested by the Discussion, *Erkenntnis* 7 (1937) 360—63.

[30] K. R. Popper, The Logic of Scientific Discovery, London 1959, 354 nn; R. Carnap, The Two Concepts of Probability, *Phil. Phenom. Res.* 5 (1945) 513—32; Logical Fundations of Probability, Chicago 1950, rozdz. II J. O. Urmson, Two of the Senses of „probable", *Analysis* 18 (1947) 9 nn; W. Kneale, Probability and Induction, Oxford 1949, 22; H. Reichenbach The Theory of Probability, Berkeley 1949.

prawdopodobne od innego zdania (ich układu)[31]. Momentem wspólnym dla tych pojęć prawdopodobieństwa od strony matematycznej jest to, że spełniają zasady matematycznej teorii prawdopodobieństwa[32].

IV. Dla bliższego określenia relacji, jaka zachodzi między explanans i explanandum wyjaśniania probabilistycznego rozważmy taki prosty przypadek: zachorowanie J. Janesa (j) na infekcję streptokokową (Sj). W wyniku zastosowania penicyliny (Pj) statystyczne prawdopodobieństwo p (R, S. P) wyzdrowienia w przypadkach obecności S i P jest bliskie jedności; stąd powrót do zdrowia (R) uważa się za praktycznie pewny. Schemat tego wnioskowania daje się przedstawić następująco:

(2a) p(R,S • P) jest bliskie 1
Sj • Pj
―――――――――――――――――――
(stąd) jest praktycznie pewnym, że Rj

Tego rodzaju wnioskowanie indukcyjne jest niepoprawne, ponieważ wyrażenie typu: „jest praktycznie pewne (wysoce prawdopodobne), że p", (gdzie p jest zmienną zdaniową) nie można uważać za prawdziwe lub fałszywe przy podstawieniu odpowiedniej stałej za p. Zdanie podstawione za p — np. Rj — można kwalifikować jako prawdziwe lub fałszywe niezależnie od innych zdań[33], natomiast jako mniej lub bardziej prawdopodobne (nieprawdopodobne) może być kwalifikowane tylko ze względu na inne zdania[34]. Zależnie od tego do jakich zdań Rj jest odniesione, będzie ono pewne, prawdopodobne, nieprawdobodobne. Wyrażenie „jest praktycznie pewne, że Rj" wzięte w sensie absolutnym nie jest ani prawdziwe ani fałszywe, nie można też wyprowadzić takiego zdania z przesłanek podanych w 2a), ani też z żadnych innych zdań.

---

[31] R. B. Braithwaite, Scientific.., 119—20.
[32] C. G. Hempel, Aspects.., 385; Philosophy.., 63.
[33] W. Leinfellner, Struktur.., 101.
[34] J. M. Keynes, A Treatise on Probability, London 1957, 8.

Wyrażenie „prawie pewny", „wysoce prawdopodobny" itp., jakie występują w wyjaśnieniu statystycznym wskazują, że ze względu na explanans explanandum jest praktycznie pewne, czyli Rj jest praktycznie pewne relatywnie do explanans, w którym występują: „P(R,S • P) jest bliskie 1" oraz „Sj • Pj". Wnioskowanie (2a) należało by więc przedstawić w takim schemacie:

(2b) p(R,S•P) jest bliskie 1

Sj • Pj

════════════ (wysoce uprawdopodabnia, czyni praktycznie pewnym)

Rj

W tym schemacie pierwsze zdanie traktuje się jako prawo statystyczne [35], zaś drugie zdanie jest odpowiednikiem zdań C_1, C_2,.., C_n w schemacie wyjaśniania dedukcyjno-nomologicznego [36]. Podwójna linia odgraniczająca „przesłanki" od „konkluzji" symbolizuje wnioskowanie indukcyjne [37]. Podany schemat uwyraźnia ten moment, że wyrażenia, prawie pewny", „wysoce prawdopodobny" „praktycznie niemożliwy" itp. używane we wnioskowaniu probabilistycznym, mającym charakter wyjaśniania, nie stanowi cechy zdań, ale dotyczą relacji jednych zdań

---

[35] I. Scheffler, The Anatomy of Inquiry, London 1964, s. 34 podaje przykład relacji niededukcyjnej pomiędzy przesłankami a wnioskiem dla przypadku, kiedy w przesłankach nie występuje uogólnienie statystyczne. Zabieg ten nazywa niestatystycznym wnioskowaniem indukcyjnym. Por. również W. Stegmüller, Explanation, Prediction, Scientific Systematization and non explanatory Information, *Ratio* 8 (1966) 6 nn.

[36] W modelu dedukcyjnym symbole C_1, C_2, C_n służą do określenia układu zdań odnoszących się do warunków determinujących zdarzenie wyjaśniane i łącznie z układem praw stanowią explanans tego wyjaśniania.

[37] C. G. Hempel, Explanation in Science.., 14. Zagadnienie wnioskowania statystycznego jako określonego sposobu wnioskowania indukcyjnego rozpatruje K. Ajdukiewicz, Logika pragmatyczna, Warszawa 1965, 338 nn.

do drugich [38]. Zgodnie z tą interpretacją pojęcie explanans uprawdopodabniającego explanandum jest szczegółowym zastosowaniem idei, według której dane zdanie (względnie ich układ) — nazywane też: podstawą, „ewidencją" *e* w znaczeniu faktu doświadczalnego, zdania obserwacyjnego raportu z przeprowadzonego doświadczenia, statystycznego opisu stanu układu [39] — uzasadnia indukcyjnie, konfirmuje uwiarygadnia pewne zdanie *h*.

Systematyczne opracowanie powyższej idei jest przedmiotem różnych teorii wnioskowania indukcyjnego. Do dziś jednak jest dyskusyjny problem logicznej teorii uzasadniania indukcyjnego oraz sposobu jego gradacji. Zane są w tym względzie Keynesa teoria prawdopodobieństwa, głównie zaś Carnapa system logiki indukcyjnej [40]. W ostatnim przypadku stopień potwierdzenia hipotezy *h* przez zdanie *e* wyraża się funkcją c (h, e) o wartościach od 0—1 spełniającej zasady teorii prawdopodobieństwa oraz odnoszącej się do logicznego prawdopodobieństwa zdania *h* ze względu na *e* [41]. W teorii Carnapa podana jest wyraźna definicja funkcji c (h, e) dla przypadku kiedy *h* oraz *e* są elementami względnie prostego języka sformalizowanego. Rozszerzenie tego podejścia na język adekwatny pod względem struktury logicznej językowi złożonej teorii fizykalnej, jest do dziś problemem otwartym. Niezależnie od zasięgu, w jakim relacja explanandum do explanans może być analizowana w języku ilościowego pojęcia prawdopodobieństwa indukcyjnego, wyjaśnianie probabilistyczne uważa się za wnioskowanie indukcyjne w sensie wyżej zarysowanym. Odwołując się do ogólnego po-

---

[38] C. G. Hempel, Aspects..., 384.

[39] W. Leinfellner, Struktur.., 102; N. Resher, A Theory of Evidence, *Phil. Sci.* 25 (1958) 83—94.

[40] R. Carnap, On Inductive Logic, *Phil. Sci.* 12 (1945) 72—97; Logical Foundations.., 50 nn.; The Continuum of Inductive Methods, Chicago 1952; The Aim of Inductive Logic, W: Logic, Methodology and Philosophy of Science, Standford 1962, E. Nagel, P. Suppes, A. Tarski (eds) 303—318; J. M. Keynes, A Treatise on Probability. London 1957.

[41] C. G. Hempel, Deductive.., 137.

jęcia gradacyjnego uzasadniania indukcyjnego Hempel posługuje się zwrotem „stopień indukcyjnego uzasadnienia *h* ze względu na *e*" w celu uniknięcia zobowiązań w stosunku do określonej teorii uzasadniania indukcyjnego, względnie konfirmacji [42].

Tłumaczenie jednostkowego zdarzenia poprzez prawa probabilistyczne jest więc wyjaśnianiem indukcyjnym względnie probalistycznym w tym sensie, że explanans uprawdopodabnia w mniejszym lub większym stopniu explanandum. Tego rodzaju tłumaczenie nazywane indukcyjno-statystycznym w przypadku, gdy prawa wyjaśniające mają charakter podstawowy, nazywa się wyjaśnianiem o formie bazowej [43].

Można okazać, że scharakteryzowana cecha „indukcyjności" wyjaśniania statystycznego występuje również, zgodnie ze współczesnymi wersjami teorii prawdopodobieństwa statystycznego w empirycznej interpretacji praw probabilistycznych.

Matematyczna teoria prawdopodobieństwa statystycznego daje teoretyczny opis statystycznego aspektu powtarzających się zdarzeń (doświadczeń) przypadkowych pewnego rodzaju. Przez takie doświadczenie rozumiemy takie zdarzenie, które daje się powtarzać nieograniczoną ilość razy, przy czym otrzymane wyniki szeregujemy w ten sposób, że chociaż od przypadku do przypadku zmieniają się nieprawidłowo i w sposób nieprzewidziany to jednak względna częstość zmierza do pewnej stałej wartości, ze wzrostem liczby wykonywanych prób. Wyrzucanie orła lub resztki monety stanowi przykład takiego doświadczenia.

---

[42] Próby podania precyzyjnych eksplikacji tego ogólnego pojęcia doprowadziły do określeń, które nie posiadają wymaganych cech funkcji prawdopodobieństwa. Próby takie podali m. in. O. Helmer, P. Oppenheim, A syntactical definition of probability and of dedree of confirmation, *Jour. Symb. Log.* 10 (1945) 25—60; C. G. Hempel, P. Oppenheim, A Definition of Degree of Confirmation, *Phil. Sci.* 12 (1945) 98—115; pojęcie faktualnego uzasadnienia zaproponowali i teoretycznie opracowali J. G. Kemeny, P. Oppenheim, Degree of Factual Support, *Phil. Sci.* 19 (1952) 307—24.

[43] C. G. Hempel, Aspects.., 386.

Teoria prawdopodobieństwa oferuje „matematyczny model" ogólnych matematycznych własności i relacji właściwych odpowiednio długim ciągom częstości związanych z wynikami doświadczenia przypadkowego. W tymże modelu serie wyników wyróżnionych oznaczamy przez G, zaś serie wszystkich wykonywanych prób oznaczamy przez F. Prawdopodobieństwo otrzymania wyniku serii G przy dokonywaniu prób F oznaczamy przez $p_F(G)$ lub p(G, F). Postulaty teorii matematycznej specyfikują p_F w ten sposób, że maksymalna jego wartość jest równa 1 czyli dla dowolnego wyniku G przy próbach F : $p_F(G) \geqslant 0$. Jeśli zaś G_1 oraz G_2 stanowią serie wzajemnie wykluczające się, wtedy $p_F(G_1 v G_2 = p_F(G_1) + p_F(G_2)$, zaś $p_F(F) = 1$.

Abstrakcyjną teorię aplikuje się do doświadczenia przy pomocy reguł interpretacji wiążących zdania, w których występuje teoretycznie sformułowane prawdopodobieństwo ze zdaniami relacjonującymi odpowiednio długie ciągi częstości względnych, otrzymanych w przypadkowym doświadczeniu. Tę interpretację formułuje Hempel odwołując się do prac H. Cramera i A. Kołmogorowa [44].

(2c) Częstościowa interpretacja prawdopodobieństwa statystycznego. Jeśli F oznacza eksperyment przypadkowy, zaś G — możliwy rezultat tego eksperymentu, wtedy p (G, F) = r znaczy, że w długiej serii powtarzanych eksperymentów F, jest praktycznie pewne, iż względna częstość wyniku G będzie aproksymatywnie zdążać do *r*. Z tą interpretacją pozostają w związku dwa doniosłe dla wyjaśnienia probabilistycznego przypadki, kiedy mianowicie *r* różni się nieznacznie od 0, względnie od 1 : (2c. 1) jeśli 1 — p(G, F) $< \varepsilon$, gdzie ε jest bardzo małą liczbą dodatnią, wtedy, gdy F wystąpi tylko raz, to jest praktycznie pewne, że wystąpi ε G; (2c 2) jeśli p(G,F) $< \varepsilon$, przy tym samym znaczeniu ε, wtedy, gdy wystąpi F, choćby tylko jeden raz, jest praktycznie pewne, że G nie wystąpi [45].

[44] H. Cramer. Mathematical Methods of Statistics, Princeton 1946, 148—150; A. Kołmogorow, Grundbegriffe der Wahrscheinlichkeitsrechnung, Berlin 1933, 4.

[45] C. G. Hempel, Deductive.., 130.

W sformułowanej interpretacji częstościowej niejasne są zwroty: „odpowiednio długi ciąg", „praktycznie pewny" itp., stąd trudno mówić o precyzyjnej definicji prawdopodobieństwa statystycznego w terminach obserwowalnych częstości względnych. Pewne niejasności wydają się wszakże nieuniknione, jeśli zważy się fakt, iż rachunek prawdopodobieństwa stanowi teoretyczną interpretację ilościowych relacji, jakie zachodzą pomiędzy empirycznie danymi częstościami względnymi, zmierzającymi aproksymatywnie do określonych stałych przy wzroście liczby eksperymentów [46].

W zdaniach (2c), (2c. 1), (2c. 2) występuje wyrażenie: „jest praktycznie pewne, że...". Wyraża ono indukcyjny związek pomiędzy prawdopodobieństwem statystycznym a empirycznie danymi częstościami. Twierdzenie to można określić wyraźnie. Ad 2c: to, że p(G, F) = r, zaś S jest serią n przypadków F, gdzie n jest liczbą dostatecznie wielką, uzasadnia indukcyjnie prawdopodobieństwo bliskie 1 (zdanie, że liczba przypadków S, będących G jest w przybliżeniu $n \cdot r$). Podobnie można sformułować (2c. 1) oraz (2c. 2). Np. ad 2c. 1: to, że $1 - p(G, F) < \varepsilon$ oraz indywidualne zdarzenie i jest przypadkiem F(Fi). uzasadnia indukcyjnie zdanie, że i jest G(Gi). Innymi słowy Gi jest praktycznie pewne ze względu na: p(G, F) jest bliskie 1 oraz Fi.

Przyjmując indukcyjny charakter wyjaśniania przez prawa

---

[46] Statystyczne prawdopodobieństwo przy pewnych ujęciach (Mises, Reichenbach) bywa definiowane jako granica względnej częstości. Nieskończone serie doświadczeń nie są wszakże do zrealizowania, nie są też obserwowalne. Tego rodzaju definicja nie daje kryteriów aplikacji tego pojęcia do doświadczenia i dlatego tak skonstuowane pojęcie prawdopodobieństwa jest wyidealizowanym pojęciem teoretycznym. Następnie zdanie określające granicę względnej częstości dla przypadku G w nieskończonym ciągu doświadczeń, F nie implikuje dedukcyjnie częstości G w dowolnym skończonym ciągu doświadczeń. Stąd też relacja pomiędzy tak skonstruowanymi zdaniami probabilistycznymi a odnośnymi zdaniami o częstościach względnych, otrzymanych w skończonej liczbie doświadczeń, ma charakter indukcyjny.

probabilistyczne, zilustrowany przez (2b), Hempel jest zasadniczo zgodny z empiryczną interpretacją praw probabilistycznych, jaką spotyka się we współczesnej teorii prawdopodobieństwa statystycznego.

Wyżej podany przykład powrotu do zdrowia z infekcji streptokokowej zawierał prawo statystyczne, nie określając liczbowo prawdopodobieństwa tego zdarzenia. Można podać przypadki wyjaśniania I-S, gdzie analogiczne zdanie prawdopodobieństwowe jest liczbowo określone. Niech w eksperymencie D będzie dana urna, w której znajduje się 999 białych kul oraz jedna kula czarna. Są one zbudowane z takiego samego materiału i mają takie same rozmiary. Po każdym ciągnieniu kulę umieszcza się z powrotem w urnie. Konstruujemy hipotezę statystyczną, według której prawdopodobieństwo trafienia białej kuli określa się jako p(W,D) = 0.999. Reguła (2c. 1) pozwala przyjąć wyjaśniającą wartość tej hipotezy dla konkretnego ciągnienia z urny, a więc dla pewnych wyników doświadczenia D. Przypuśćmy, że w konkretnym ciągnieniu *d* otrzymano białą kulę. Ponieważ p(W, D) różni się nieznacznie (ok. 0,001) od 1, reguła (2c. 1) sugeruje następujący schemat wnioskowania wyjaśniającego, analogiczny do schematu (2b):

(2d)
$$\begin{array}{l} 1 - p(W,D) < 0.001 \\ \quad Dd \\ \hline\hline \quad Wd \end{array} \quad \text{(czyni praktycznie pewnym)}$$

Explanans nie implikuje logicznie explanandum, czyli explanandum nie wystąpi „na pewno" przy założeniu prawdziwości explanansa. Pozwala tylko „z praktyczną pewnością" przypuszczać, że zdarzenie, którego explanandum jest raportem, zostanie zrealizowane. Na tym prostym przykładzie dało by się również okazać, że wartość liczbowa prawdopodobieństwa logicznego równałaby się liczbowej wartości prawdopodobieństwa statystycznego. Np. to, że statystyczne prawdopodobieństwo wyciągnięcia z urny białej kuli wynosi 0.999, oraz, że konkretny przypadek *d* jest ciągnieniem z urny sprawia, że prawdopodobieństwo logiczne 0.999 przechodzi na przesłankę głoszącą, że w doświadczeniu *d* kula jest biała. Uogólniając otrzymujemy następującą regułę:

(2e) jeśli *e* jest zdaniem $[p(G,F) = r] \cdot Fb$, zaś *h* jest Gb, wtedy $c(h,e) = r$.

Ta reguła pozostaje w zasadniczej zgodności ze stanowiskiem Carnapa według którego logiczne prawdopodobieństwo, opartej na ewidencji *e* hipotezy głoszącej, że szczególny przypadek *b* będzie posiadał cechę M można uważać za ocenę opartej na *e* częstości względnej cechy M w klasie przypadków K, do której ewidencja *e* nie odnosi się [47]. Według Carnapa bowiem logiczne prawdopodobieństwo zdania Mb ze względu na *e* w pewnych przypadkach można uważać jako ocenę statystycznego prawdopodobieństwa cechy M [48]. Dlatego, jeśli *e* zawiera informację, iż statystyczne prawdopodobieństwa ze względu na *e*, a w ten sposób ocena logicznego prawdopodobieństwa zdania Mb ze względu na *e*, byłaby też równa *r*.

Podobnie jak reguła (2c. 1) stanowi logiczną podstawę dla wyjaśniania statystycznego o schemacie (2d), tak reguła (2e) stanowi logiczną podstawę dla podobnego typu wyjaśniania probabilistycznego, w którym występują ilościowo określone prawa statystyczne. Stosuje się w takim przypadku następujący schemat:

$$\text{(2f)}\quad \begin{array}{l} p(G,F) = r \\ Fi \\ \hline\hline Gi \end{array} \; (r)$$

W ten sposób wyjaśnia się posiadanie cechy G okazując, że *i* jest przypadkiem F. Statystyczne prawdopodobieństwo, iż przypadek F posiada cechę G równa się *r*. Według zaś reguły (2e) powyższa informacja wyjaśniająca pozwala przypisać ex-

---

[47] C. G. Hempel, Aspects.., 389—90.
[48] R. Carnap, Logical Foundations.., 168—75.

planandum logiczne prawdopodobieństwo r, które można uważać za prawdopodobieństwo związane z tłumaczeniem. To wnioskowanie posiada bowiem charakter wyjaśniający wtedy tylko, gdy r jest bliskie 1 [49]. Nie wydaje się możliwa do określenia najmniejsza dopuszczalna wartość prawdopodobieństwa r. Wyjaśnianiu probabilistycznemu wyciągnięcia białej kuli można więc przypisać formę (2f).

(2g)
$$\begin{array}{c} p(W,D) = 0{,}999 \\ Dd \\ \hline\hline Wd \end{array} \quad (0{,}999)$$

Utrzymuje się, że prawa probabilistyczne tłumaczą statystyczny aspekt zbioru zdarzeń, a nie indywidualne przypadki. Następujący przykład wydaje się to twierdzenie potwierdzać. Prawo, według którego prawdopodobieństwo otrzymania orła przy rzucaniu monetą wynosi 1/2, nie tłumaczy, dlaczego w poszczególnym rzucie otrzymujemy orła. To samo prawo (przy założeniu, że wyniki rzutów są wzajemne niezależne) tłumaczy fakt, że liczba orłów otrzymana w serii 10 000 rzutów zawiera się pomiędzy 4900 i 5100. Dla takiego wyniku prawdopodobieństwo przekracza 0,95. Skoro ten wynik uważa się za wytłumaczony ze względu na wysoki stopień prawdopodobieństwa przy uwzględnieniu explanans, to trzeba przyjąć wyjaśniający status wnioskowania (2g), gdzie explanans czyni wysoce prawdopodobnym wystąpienie wyniku w doświadczeniu przypadkowym.

---

[49] Stanowisko Reshera w tym wypadku jest inne. Wyróżnia on dwa typy wyjaśniania probabilistycznego: bardziej i mniej rygorystyczne. Pierwsze zachodzi, gdy przy danym explanans, wystąpienie explanandum jest bardziej prawdopodobne, aniżeli nieprawdopodobne (jest bardziej prawdopodobne aniżeli jego alternatywy wzięte łącznie; posiada prawdopodobieństwo większe od $1/2$). W drugim wypadku prawdopodobieństwo występowania explanandum jest większe w porównaniu z jakąkolwiek jego alternatywną. Por. The Stochastic Revolution..., 204.

Do przedyskutowanego zagadnienia logicznej relacji explanans do explanandum w wyjaśnieniu probabilistycznym teoretycy przyrodoznawstwa odnoszą się w rozmaity sposób. Stanowisko M. Brodbecka [50], według którego tłumaczenie probabilistyczne ma charakter dedukcyjny, jest uwarunkowane bardzo szerokim, odosobnionym jednocześnie rozumieniem dedukcji. Stanowisko K. R. Poppera [51], utrzymującego, że brak jest pewności odnośnie do zagadnienia, czy w ogóle można mówić o wnioskowaniu indukcyjnym, jest uwarunkowane jego koncepcją antyindukcjonizmu [52]. Utrzymuje się w końcu, że ze względu na brak logicznej konkluzywności we wnioskowaniu probabilistycznym, nie posiada ono wartości wyjaśniającej. Gdyby bowiem explanans był prawdziwy, to jest możliwe, że zjawisko wyjaśniane nie wystąpi [53]. Tego rodzaju obiekcja zakłada wszakże restryktywną koncepcję wyjaśniania naukowego. W praktyce naukowej bowiem (np. prawa radioaktywnego rozpadu pierwiastków promieniotwórczych, tłumaczenie pewnych liczbowych aspektów ruchów Browna itp. [54]) czyni się użytek z praw statystycznych łącznie ze szczegółową informacją wyjaśniającą, na podstawie czego explanandum staje się w mniejszym lub większym stopniu prawdopodobne [55].

---

[50] Explanation, Prediction and „Imperfect Knowledge", W: Minnesota Studies.., 245—9.

[51] The Logic.., 27—30.

[52] J. Kotarbińska, The Controversy: Deductivism vs. Inductivism, W: Logic, Methodology..., 265—74.

[53] M. Scriven, Truisms as the Grounds for Historical Explanation, W: Theories of History, Glencoe 1959, P. Gardiner (ed), 467; W. Dray, The Historical Explanation of Actions Reconsidered, W: Philosophy and History, New York 1963, S. Hook (ed), 119.

[54] C. G. Hempel, Aspects.., 392—3; R. Mises, Probability, Statistics and Truth, London 1939, 259—68.

[55] Dalsze racje za twierdzeniem, by wyjaśnianie probabilistyczne uważać za wyjaśnianie autentyczne, właściwe dla poznania naukowego podaje N. Resher, Fundamental Problems in the Theory of Scientific Explanation, W: Philosophy of Science, New York 1963, t. II, B. Baumrin ed) 46.

V. Ostatnia obiekcja nasuwa teoretycznie doniosły problem, właściwy tylko dla wyjaśniania probabilistycznego, nazywany jego dwuznacznością. Dla ilustracji tego problemu zwróćmy uwagę na schemat (2b). Prawo statystyczne, jakie tutaj występuje pozwala wnosić z wysokim stopniem prawdopodobieństwa o powrocie do zdrowia w przypadku infekcji streptokokowej. Nie dotyczy jednak każdego przypadku. Znane są bowiem odmiany streptokoków, opornych na działanie stosowanego antybiotyku. Przypuśćmy, że konkretny przypadek zachorowania posiada cechę S^+ (należy do klasy S^+). Mamy więc do czynienia z infekcją przez uodpornioną na działanie penicyliny odmianę streptokoków. Prawdopodobieństwo powrotu do zdrowia przy zastosowaniu penicyliny: $p(R, S^+ \cdot P)$ jest bliskie 0, czyli prawdopodobieństwo kontynuacji choroby: $p(\bar{R}, S^+ \cdot P)$ jest bliskie 1. Oto odpowiedni schemat:

(2h) $$\frac{\begin{array}{l} p(\bar{R}, S^+ \cdot P) \text{ jest bliskie } 1 \\ S^+j \cdot Pj \end{array}}{\bar{R}j} \quad \text{(czyni praktycznie pewnym)}$$

Ten „konkurencyjny" w stosunku do (2b) schemat posiada taki sam kształt, co (2b). Przesłanki z założenia są prawdziwe. Konkluzja zaś jest sprzeczna w stosunku do konkluzji (2b). Pochodzi to stąd, że zdarzenie jednostkowe jest wynikiem realizacji jednego z całego szeregu zdarzeń możliwych. Określone tłumaczenie probabilistyczne o prawdziwym explanans, które uprawdopodabnia dany przypadek, posiada„ konkurencyjne" tłumaczenie probabilistyczne, którego przesłanki są również prawdziwe i które uprawdopodabnia niezachodzenie tego samego przypadku. Każde tłumaczenie (I-S) wydaje się więc problematyczne, skoro można podać logicznie i empirycznie poprawne wyjaśnienie niezachodzenia tego zdarzenia. Taka sytuacja nie ma miejsca przy wyjaśnianiu dedukcyjnym. Jeśli bowiem przesłanki takiego tłumaczenia są prawdziwe, to prawdziwą jest konkluzja. Sprzeczne zaś zdanie z tą konkluzją, jako fałszywe, nie stanowi logicznej konsekwencji „konkurencyjnego" układu prawdziwych przesłanek [56].

Problem dwuznaczności odnosi się na razie do wnioskowania I-S, gdzie występują przesłanki prawdziwe, niezależnie od tego, czy są znane jako prawdziwe. Daje się okazać, że to zagadnienie posiada tego rodzaju wariant wyjaśniania, w którym zdania explanans, niezależnie od tego, czy są faktycznie prawdziwe, czy też nie, są akceptowane w danej nauce empirycznej. W takim przypadku mówi się o epitemistycznej dwuznaczności wyjaśniania statystycznego. Dla uwyraźnienia przedstawionego problemu przyjmiemy, że K_t jest klasą wszystkich zdań zaakceptowanych przez daną naukę empiryczną w czasokresie *t*. Odnośnie do elementów klasy K_t nie zakłada się kwalifikacji prawdy. Zdanie empiryczne jest elementem klasy K_t tak długo, dopóki nie zostanie ujawniona instancja przeciwna. Elementy tej klasy zmieniają się z rozwojem nauki. Klasę zdań zaakceptowanych daje się oznaczać przez K, kiedy nie postuluje się odniesienia do określonego czasokresu. Załóżmy, że K jest logicznie konzystentne i domknięte ze względu na logiczną implikację. K zawiera więc każde zdanie logicznie implikowane przez dowolną podklasę. Epistemiczną dwuznaczność można wtedy scharakteryzować następująco: klasa K zaakceptowanych zdań zawiera szereg podklas zdań, mogących pełnić funkcję przesłanek we wnioskowaniach probabilistycznych i uprawdopodabniających sprzeczne „konkluzje". Jeśli jedno z dwu „konkurencyjnych" wnioskowań o przesłankach z klasy K stanowi tłumaczenie danego zdarzenia, wtedy konkluzja wnioskowania należy również do tej klasy. Trudno jednak zgodzić się z takim twierdzeniem: niezależnie od posiadania informacji na temat, czy dane zdarzenie miało miejsce, czy też nie, można podać tłumaczenie tego zdarzenia w jednym i drugim przypadku. Jego przesłankami są zdania zaakceptowane w nauce.

Opisana dwuznaczność epistemiczna nie posiada odpowiednika

---

[57] C. G. Hempel, Deductive.., 131—33; Aspects.., 396.

w wyjaśnianiu dedukcyjnym. Ze względu bowiem na logiczną konsystentność klasy K nie zawiera ona układów przesłanek, implikujących sprzeczne konkluzje [57].

Dwuznaczność występuje również przy predyktywnym wykorzystaniu wnioskowań probabilistycznych. Nasuwa się więc uzasadniona potrzeba ustosunkowania się do tego problemu.

Sformułowany przez Carnapa warunek całkowitej ewidencji [58], konieczny do racjonalnej aplikacji logiki indukcji może się okazać pomocny przy próbie rozwiązania wyłuszczonego problemu. Nie postuluje się wszakże, by explanans zawierał całkowitą informację empiryczną, wyłącznie dostępną na danym etapie rozwoju nauk przyrodniczych. Racją jest okoliczność, że każde tłumaczenie (I-S) posiadało by ten sam explanans, które jako niedostatecznie sprawdzone nie zostałyby jeszcze włączodo K_t.

Ustalimy najpierw zasięg stosowalności warunku całkowitej ewidencji do wyjaśniania (I-S). Półokres rozpadu radonu stosuje się do tłumaczenia faktu, że pozostała ilość radonu, do jakiej próbka 10 mg została zredukowana w przeciągu 7,64 dni mieści się pomiędzy 2,4 do 2,6 mg. Wiadomo, że zmiana liczby atomów pierwiastka promieniotwórczego przypadająca na jednostkę czasu zależy od struktury atomowej pierwiastka, charakteryzującej się liczbą atomową oraz masową, nie zależy zaś od temperatury, ciśnienia, pól elektrycznych, magnetycznych itd. Dla określena półokresu rozpadu początkowej masy próbki

---

[57] C. G. Hempel, Aspects.., 396.

[58] Sugestię tego warunku spotykamy u C. J. Lewis, An Analysis of Knowledge and Valuation, La Salle 1946, 319 oraz u D. C. Williams, The Ground of Induction, Cambridge Mass. 1947, 72. Wyraźnie sformułowany przez R. Carnapa, Logical Foundations.., 211, 494. Hempel posłużył się tym warunkiem dla rozwiązania problemu dwuznaczności wyjaśniania statystycznego. Por. Deductive.., 138—41. Krytycznie ustosunkowali się do takiego zabiegu: S. F. Barker, Induction and Hypothesis, Ithaca 1957, 70—8; M. Scriven, Explanations, Predictions and Laws, W: Minnesota..., 228—31; The Limits of Physical Explanation, W: Philosophy.., t. II, B. Baumrin (ed) s. 115; A. Collins, The Use..., 130. W formie zmodyfikowanej podał ten warunek C. G. Hempel, Aspects..., 397 nn.

radonu wyszczególnia się w explanans informacje konieczne dla określenia prawdopodobieństwa danego wyniku w oparciu o prawa statystyczne. Innymi słowy całkowita informacja K odnosi rozważany przypadek do klasy przypadków F_1, kiedy mianowicie 10 mg radonu rozpada się w ciągu 7,68 dni. Półokres rozpadu radonu pozwala określić prawdopodobieństwo wyniku G, że mianowicie pozostała masa radonu leży pomiędzy 2,4 i 2,6 mg. Przypuśćmy, że K zawiera ponadto informacje o temperaturze, ciśnieniu i innych parametrach otoczenia próbki, tak, że K odnosi dany przypadek do klasy odniesienia przy uwzględnieniu nie tylko F_1, ale także F_2, F_3,.. Fn. Teoria promieniotwórczego rozpadu, będąca również elementem K, mówi, że prawdopodobieństwo przypadku G odnośnie do F_1, F_2,.. Fn jest takie samo, jak ze względu na F_1. W tłumaczeniu wystarczy więc odwołać się do prawdopodobieństwa $p(G,F_1)$.

Ogólna postać warunku maksymalnej specyficzności wyjaśniania I-S, przedstawiona wyżej przykładowo, wygląda następująco

(2i) $$p(G,F) = r$$
$$\frac{Fb}{Gb}\ (r)$$

Jeśli *s* będzie koniunkcją przesłanek i jeśli K jest układem wszystkich zdań zaakceptowanych przez naukę na danym etapie rozwoju (*k* jest logicznie równoważne z K), to dla racjonalnej akceptacji wiedzy, reprezentowanej przez K, tłumaczenie (2i) winno spełnić warunek maksymalnej specyficzności. Zgodnie z tym warunkiem, jeśli $s \cdot k$ implikuje to [59], że *b* należy do klasy F_1, oraz, że F_1 stanowi podklasę F, wtedy $s \cdot k$ musi także implikować zdanie określające statystyczne prawdopodobieństwo przypadku G w podklasie F_1, jako $p(G,F_1) = r_1$, gdzie r_1 musi być równe *r*, chyba że to zdanie jest matematycznym

[59] Odwołanie się do s · k a nie do k ma miejsce dlatego, że nie chodzi o skonstruowanie warunku postulującego, by każde zdanie explanans było zaakceptowane przez naukę tego okresu, by więc było włączone do klasy K.

twierdzeniem teorii prawdopodobieństwa. Zastrzeżenie to wydaje się konieczne, ponieważ twierdzenia matematycznego rachunku prawdopodobieństwa nie wyjaśniają zjawisk empirycznych. Można nie dawać im wiary, gdy pytamy, czy w ramach $s \cdot k$ nie występują prawa statystyczne, określające prawdopodobieństwo przypadku G w odniesieniu do klas zakresowo węższych aniżeli F. Pominięcie tej klauzuli nasuwa i tę trudność, że jeśli (2i) uważać za tłumaczenie, wtedy Gb przyjmuje się jako fakt, a więc należy do klasy K. Wtedy zaś K odnosi *b* do węższej zakresowo klasy F G, a dotyczące prawdopodobieństwa przypadku G w tej klasie, $s \cdot k$ implikuje p(G,F · G) = 1, co stanowi konsekwencję postulatów prawdopodobieństwa statystycznego. Ponieważ $s \cdot k$ implikuje bardziej specyficzne zdanie probabilistyczne dla G, aniżeli to, które występuje w (2i), warunek maksymalnej specyficzności nie byłby zachowany przez to wnioskowanie, gdyby się nie uwzględniło powyższej klauzuli.

Próbnie wysunięty warunek maksymalnej specyficzności ustala zakres, w jakim warunek całkowitej ewidencji stosuje się do wyjaśniania indukcyjno-statystycznego. Ogólnie zarysowaną ideę daje się streścić w ten sposób: formułując, względnie szacując tłumaczenie I-S należy mieć na uwadze całkowitą *informację* K o potencjalnie wyjaśniającej wartości w odniesieniu do zdarzenia wyjaśniającego, czyli wszystkie odnośne prawa statystyczne łącznie ze zdaniami o szczegółowych faktach, które są odpowiednio związane ze zdaniem o fakcie wyjaśnianym [60].

---

[60] Podany sposób wyeliminowania epistemicznej dwuznaczności wyjaśniania statystycznego różni się od tego, jaki autor podał w pracy Deductive.., 133—41. W tym studium nie są najpierw wyróżnione dwa typy dwuznaczności. Warunek całkowitej ewidencji aplikowano zaś do wyjaśniania statystycznego przy założeniu przynależności explanans dowolnego tłumaczenia akceptowalnego do klasy K. Uprawdopodobnienie explanandum jest co do stopnia równe prawdopodobieństwu, jakie K przekazuje explanandum. Taka interpretacja wspomnianego warunku wykluczałaby możliwość statystycznego tłumaczenia zdarzeń, których występowanie jest już ustalone a to dlatego, ponieważ zdanie opisujące takie zdarzenie jest logicznie implikowane przez K, wtedy zaś można

Warunek maksymalnej specyficzności uchyla zarzut epistemicznej dwuznaczności. Jedno bowiem z dwu konkurencyjnych wnioskowań statystycznych o wysokim stopniu prawdopodobieństwa, których przesłanki należą do K, nie spełnia proponowanego warunku. Niech

$$\begin{array}{l} p(G,F) = r_1 \\ Gb \\ \hline\hline Fb \end{array} \, (r_1) \qquad \text{i} \qquad \begin{array}{l} p(\bar{G},H) = r_2 \\ Hb \\ \hline\hline \bar{G}b \end{array} \, (r_2)$$

będą odnośnymi wnioskowaniami, gdzie r_1, i r_2 są bliskie 1. Ponieważ K zawiera przesłanki jednego i drugiego wnioskowania, stąd K odnosi b do F i H, a więc także do $F \cdot H$. Jeśli obydwa wnioskowania spełniają warunek maksymalnej specyficzności, wtedy K implikuje:

$$p(G,F \cdot H) = p(G,F) = r_1$$
$$p(\bar{G}(F \cdot H) = p(\bar{G},H) = r_2$$

Lecz [61]

$$p(G,F \cdot H) + p(\bar{G},F \,.\, H) = 1$$

Stąd

$$r_1 + r_2 = 1$$

co jest fałszem z punktu widzenia arytmetyki, ponieważ r_1 i r_2 są bliskie 1, co nie może być implikowane przez konsystentną klasę K.

W ten sposób dla tłumaczeń I-S, spełniających warunek maksymalnej specyficzności, trudność dwuznaczności epistemicznej można uważać za uchyloną. Nie zachodzi więc sytuacja po-

---

banalnie stwierdzić, że logiczne prawdopodobieństwo ze względu na K jest równe 1.

[61] C. G. Hempel, Philosophy.., 63.

znawcza, by bez względu na to, czy konkretne zdarzenie wystąpi, czy też nie, można było skonstruować tłumaczenie akceptowalne i określające wysoki stopień prawdopodobieństwa logicznego dla każdej z tych ewentualności [62].

Przeprowadzona analiza ujawnia tę cechę wyjaśniania statystycznego konkretnych zdarzeń, że uwzględnia się aktualny stan wiedzy, reprezentowanej przez K. Zrelatywizowanie tłumaczenia I-S do klasy K stanowi o tzw. epistemicznej relatywności wyjaśniania probabilistycznego.

Mogło by się wydawać, że wyjaśnianie dedukcyjne cechuje się podobną relatywnością, ponieważ jest ono zasadne nie tylko wtedy, gdy występują w nim określone elementy explanans i relacje logiczne, ale także, gdy przesłanki są uzasadnione przez zaakceptowany układ zdań. Ten warunek empirycznej konfirmacji dotyczy również wyjaśniania statystycznego. Relatywizacja epistemiczna — taką implikuje warunek maksymalnej specyficzności — jest czymś innym i nie posiada odpowiednika w wyjaśnianiu dedukcyjnym. Warunek ten nie dotyczy empirycznego uzasadniania zdań explanans na podstawie pozostałych zdań klasy K. Dotyczy raczej tego, co można by nazwać potencjalnym wyjaśnianiem probabilistycznym. Warunek ten wprowadza zastrzeżenie, by proponowane tłumaczenie I-S nie było akceptowane, jeśli jego potencjalna moc wyjaśniająca w odniesieniu do określonego explanandum nie jest spełniona przez prawa statystyczne, występujące w klasie K, lecz nie występujące w explanans i które dopuszczają skonstruowanie konkurencyjnych wnioskowań statystycznych [63].

---

[62] Odnośnie do pierwszej (w odróżnieniu od epistemicznej) dwuznaczności stwierdza się, że przynajmniej jedno z konkurencyjnych wnioskowań nie jest racjonalnie akceptowalne, ponieważ nie spełnia warunku maksymalnej specyficzności. C. G. Hempel, Aspects..., 402.

[63] N. Resher w artykule Discrete State Systems, Markov Chains and Problems in the Theory of Scientific Explanation and Prediction, *Phil. Sci.* 30 (1963) 325—46 analizuje logiczną strukturę, stosowalność wyjaśniania dedukcyjnego i probabilistycznego, ich wzajemne relacje z punktu widzenia nieciągłych stanów układu fizycznego, których zmiany w czasie rozpatruje się pod ogólną nazwą łańcuchów Markowa. Ich

VI. Tłumaczenie I-S różni się od dedukcyjnego jeszcze pod innym względem. Kiedy explanans wyjaśnia dedukcyjnie kilka oddzielnych zdań, stanowiących różne explananda, to tym samym nie wyklucza, lecz implikuje koniukację tych zdań. Natomiast w przypadku tłumaczenia I-S, explanans uprawdopodabniający w wysokim stopniu każdy z kilku explanadów, uprawdopodabnia ich koniukację w małym tylko stopniu. I w tym sensie wyjaśnianie I-S jest niekoniuktywne.

Dla przykładu zwróćmy uwagę na przypadkowe doświadczenie F, w którym występuje 10 rzutów monetą. Przy każdorazowym rzucie otrzymuje się jako wynik jeden z $2^{10} = 1024$ różnych możliwych w szeregi uorganizowanych rzutów, z których każdy jest albo orłem albo reszką. Oznaczmy przez 0_1, 0_2,... 0_{1024} poszczególne szeregi wyników. Zgodnie ze statystyczną hipotezą S prawdopodobieństwo otrzymania orła wynosi 1/2, przy czym rzuty są wzajemnie niezależne. Stąd prawdopodobieństwo otrzymania O_k w doświadczeniu F wynosi $p(O_k, F) = 1/1024$, zaś prawdopodobieństwo otrzymania rezultatu innego aniżeli O_k wynosi $p(\bar{O}_k F) = 1 - 1/1024 = 1023/1024$ [64].

Przypuśćmy, że 0_{500} jest konkretnym wynikiem f doświadczenia F, co zapisujemy: $0_{500}(f)$. Znaczy to, że f nie dało któregokolwiek z innych rezultatów: $\bar{O}_1(f) \cdot \bar{O}_2(f) .....\ \bar{O}_{499}(f) \cdot \bar{O}_{501}(f) \cdot .....\ \bar{O}_{1024}(f)$.

Statystyczna hipoteza S łączenie z informacją F(f) pozwala skonstruować tłumaczenie I-S o wysokim stopniu prawdopodobieństwa dla faktów opisanych przez każde z 1023 zdań, potraktowanych łącznie:

$$\frac{\begin{array}{l} p,\bar{O}_k(F) = 1023/1024 \\ F(f) \end{array}}{O_k(f)} \; (1023/1024)$$

studium zapoznaje czytelnika z zagadnieniem dwuznaczności, jak również pozwala dostrzec dodatkowe uzasadnienie zaproponowanego wyżej rozwiązania tego problemu. Por. C. G. Hempel, Aspects.., 403—5.

[64] F. Indan, Zarys rachunku prawdopodobieństwa i statystyki, Łódź 1961, 13.

Warunek maksymalnej specyficzności jest w tym przypadku spełniony, S bowiem nie dotyczy prawdopodobieństwa przypadku Ok. Chociaż jednak S łącznie z informacją F(f) wysoce uprawdopodabnia każde z 1023 zdań, to ich koniukację uprawdopodabnia w stopniu bardzo małym: (1/1024). Koniukacja ta jest równoznaczna ze zdaniem $O_{500}(f)$. Mamy więc

$$p(O_{500},F) = 1/1024$$

$$\frac{F(f)}{O_{500}(f)} \; (1/1024)$$

Widać więc, że jeżeli S łącznie z F(f) pozwala skonstruować wyjaśnianie I-S, gdzie jest wysoce prawdopodobne każde z 1023 zdań, to w przypadku koniukacji tych zdań prawdopodobieństwo jest bardzo małe [65].

Niekoniunktywność tłumaczenia I-S pochodzi stąd, że ten sam układ zdań może w wysokim stopniu konfirmować każde z „n" alternatywnych zdań jak również negację ich koniunkcji. Taki stan rzeczy jest wynikiem prawa iloczynu prawdopodobieństw, według którego prawdopodobieństwo iloczynu jest mniejsze od prawdopodobieństwa poszczególnych czynników [66]. Z kolei indukcyjny charakter związku między explanans i explanandum wyjaśniania probabilistycznego pociąga jego niekoniunktywność, która łącznie z innymi cechami wyróżnia tłumaczenie I-S od wyjaśnania dedukcyjnego.

VII. Podobnie jak w przypadku tłumaczenia dedukcyjnego, tak i tu zapytamy, czy wyjaśnianie I-S stanowi potencjalną prognozę zdarzenia. Ten problem daje się sformułować w takiej postaci: przypuśćmy, że wnioskowanie typu (2i) spełna warunek maksymalnej specyficzności, zaś explanans posiada odpowiedni stopień konfirmacji. Czy można wtedy zaakceptować prognostyczny aspekt tego wnioskowania mając na względzie aktualny

---

[65] C. G. Hempel, Aspects.., 410—1. Inne przykłady podaje w Deductive.., 165.

[66] F. Indan, Zarys.., 16 nn.

stan wiedzy? Odpowiedź jest uzależniona od warunków, jakie winno spełniać wnioskowanie statystyczne, jeśli mamy posłużyć się nim dla celów prognostycznych. Na to zagadnienie zwrócimy obecnie baczniejszą uwagę.

Postuluje się, by konstruując prognozy wziąć pod uwagę całą odnośną informację, dostępną na danym etapie rozwoju nauki. Jest to zasadnicza treść warunku całkowitej ewidencji, którą da się bardziej uszczegółowić mając na względzie ogólną definicję i teorię logicznego prawdopodobieństwa. Przekazane konkluzji prawdopodobieństwo przez przesłanki wnioskowania predyktywnego winno być równe prawdopodobieństwu konkluzji ze względu na całkowitą ewidencję K. W takim przypadku waga całkowitej ewidencji może być pominięta, ponieważ jej uwzględnienie w przesłankach nie zmieni prawdopodobieństwa wniosku. Dotychczas nie jest jednak znana zadowalająca definicja i teoria prawdopodobieństwa indukcyjnego. Gdyby skonstruować taką definicję — uogólniając np. odnośne sformułowania Carnapa — to mogło by się okazać, że wnioskowanie statystyczne o przesłankach uzasadnionych przez K, spełniających warunek maksymalnej specyficzności, nie spełna ilościowo doprecyzowanego warunku całkowitej ewidencji. Niech przykładowo elementami klasy K będą przesłanki (2i) oraz zdanie Hd, wtedy, chociaż intuicyjnie wydaje się, że ostatnie zdanie jest zgoła niedorzeczne ze względu na konkluzję Gb, to jest zrozumiałe, że logiczne prawdopodobieństwa Gb ze względu na K różniło by się od logicznego prawdopodobieństwa r zdania Gb ze względu na same tylko przesłanki (2i). Albo też przypuśćmy, że elementami K są zdania: (1) $p(G,F) = 0{,}9$, (2) $p(G,H) = 0{,}1$, (3) $p(G,F \cdot H) = 0{,}85$, (4) Fb, (5) Hb; wtedy statystyczne wnioskowanie, w którym przesłankami są trzy ostatnie zdania, zaś Gb jest konkluzją, spełnia warunek maksymalnej specyficzności ze względu na K. Logiczne prawdopodobieństwo Gb ze względu na K różni się od logicznego prawdopodobieństwa zdania Gb ze względu na układ przesłanek: (3), (4), (5).

Mimo braku ogólnej definicji logicznego prawdopodobieństwa, podane wnioskowanie predyktywne jest do przyjęcia ze względu na aktualną wiedzę K, zaś prawo statystyczne, określające prawodopodobieństwo G w F · H można uznać za prawo określające prawodopodobieństwo G ze względu odpowiednio na F oraz H. Również wnioskowanie typu (2i) o uzasadnionych przesłankach, spełniających warunek maksymalnej specyficzności, możnaby uważać za racjonalny sposób konstruowania prognoz. Ogólnie więc predyktywne wnioskowanie, oparte o prawa statystyczne, wydaje się spełniać warunek maksymalnej specyficzności oraz warunek adekwatnej konfirmacji przesłanek. A zatem wnioskowanie stanowiące akceptowalne wyjaśnianie statystyczne ze względu na K jest również akceptowalnym przewidywaniem potencjalnym ze względu na K [67].

Według Hansona [68] stanowisko Hempla, zgodnie z którym adekwatne wyjaśnianie stanowi równocześnie potencjalne przewidywanie, jest stosowalne jedynie w mechanice klasycznej, posiadającej charakter deterministyczny; jest natomiast niedorzeczne w przypadku teorii kwantowej, jako teorii indeterministycznej. Innymi słowy Hanson utrzymuje, że prawa teorii kwantowej nie dopuszczają prognozowania indywidualnego zjawiska kwantowego P, jak np. emisja cząstki β w promieniotwórczym rozpadzie pierwiastka. Zjawisko to daje się wytłumaczyć poprzez prawa teorii kwantowej, które nadają sens zwrotowi „tłumaczenie mikrozdarzeń" [69].

Wiadomo, że prawo radioaktywnego rozpadu pierwiastków promieniotwórczych posiada charakter statystyczny, stąd prognoza takich zdarzeń, jak emisja cząstki β jest probabilistyczna. Dla tej samej racji takie prawa dopuszczają probabilistyczne tłumaczenie zjawiska P. Jeśli zaś informacja ,że P nastąpiło, zostałaby włączona do explanans, wtedy otrzymalibyśmy błędne koło, co chyba nie leżało w intencjach Hansona. Jeśli zaś

---

[67] C. G. Hempel, Aspects.., 406—7.

[68] N. R. Hanson, On the Symmetry between Explanation and Prediction, *Phil. Rev.* 68 (1959) 349—58; The Concept of Positron, Cambridge 1963, 25—41.

[69] N. R. Hanson, On the Symmetry..., 354; The Concept..., 29.

explanans zawiera jedynie warunki początkowe łącznie z odpowiednimi prawami, wtedy wystąpienie zjawiska P jest jedynie wysoce prawdopodobne, a wtedy otrzymujemy tłumaczenie I-S, posiadające ten sam kształt formalny, co probabilistyczne przewidywanie zjawiska P [70].

Hanson utrzymuje również ,że dla każdej prognozy daje się skonstruować odpowiednią postgnozę [71]. Rozumie przez nią logiczne odwrócenie prognozy. Przy prognozie postępuje się od warunków początkowych poprzez warunki graniczne do zdania opisującego pewne przyszłe zdarzenie *x*. Prognoza polega zaś na wyprowadzeniu ze zdania o pewnym zdarzeniu aktualnym *x*, poprzez warunki graniczne, znanych już warunków początkowych [72]. Hempel okazuje że teza Hansona jest niepoprawna. Dla przykładu zwróćmy uwagę na układ, którego trzy nieciągłe stany [73] S_1, S_2, S_3 są określone następującymi prawami: po S_1 jak również po S_2 następuje zawsze S_3; po S_3 następuje S_1 jak i S_2 z tym samym prawdopodobieństwem 0,5. Odpowiedni diagram przejść jest następujący:

Fakt, że w t_n układ znajduje się w stanie S_2, dopuszcza dedukcyjnonomologiczną (a więc ,inferencyjnie dopuszczalną" [74]) prognozę, a mianowicie w t_{n+1} układ znajduje się w stanie S_3.

---

[70] Do stanowiska Hansona ustosunkowuje się krytycznie P. K. Feyerabend w rececnzji pracy The Concept.., zamieszczonej w *Phil. Rev.* 73 (1964) 264—6.

[71] N. R. Hanson, The Concept.., 40.

[72] Tamże, 193.

[73] Nieciągły stan układu (DS) dotyczy układów fizycznych, które dla chwili t posiadają określoną wielkość wyróżnioną. Taki stan układu trwa pewien (krótki) czasokres. Parametr czasu jest nieciągły, tak, że nie mamy do czynienia z ciągłą zmienną czasową, lecz ze zmienną, reprezentującą okresy nieciągłe (sekundy, mikrosekundy etc). Układ o stanie nieciągłym znajduje się w danym okresie czasu w jednym z kilku możliwych stanów, S_1, S_2, S_3... Wystąpienie każdego z nich trwa skończony, zazwyczaj bardzo krótki okres czasu. Np. atom pierwiastka promieniotwórczego w sukcesywnych stanach rozpadu. Por. N. Resher, Discrete State..., 325.

[74] N. R. Hanson, The Concept.., 193.

Nie można zaś w tym przypadku skonstruować odpowiedniej postgnozy, czyli z ostatniej informacji wnosić o pierwszej [75].

W konkluzji Hempel odwołuje się do rozumowania Reschera, dotyczącego relacji wyjaśniania i przewidywania. Explanans wnioskowania wyjaśniającego nieciągłe stany dla czasokresu t może odnosić się do stanów układu czasowo wcześniejszych lub późniejszych aniżeli t. Zaś explanans wnioskowania prognostycznego dla nieciągłego stanu układu w czasie t może zawierać odniesienie tylko do stanów wcześniejszych. O ile więc dane jest przewidywanie, to dane jest też tłumaczenie ale nie odwrotnie. Przewidywanie winno bowiem spełniać pewne dodatkowe, dotyczące czasu warunki [76]. Stanowisko to uzasadnia Rescher następująco: niech przesłanki wnioskowania prognozującego stan układu dla czasu t zawierają zdanie, określające stan tego układu dla chwili t_1. Ponieważ wnioskowanie posiada charakter predyktywny, dlatego t jest późniejsze w stosunku do t_1. W takim przypadku istnieją dwie możliwości: (a) przesłankę odnoszącą się do t_1 można wyprowadzić w oparciu o prawa z przeszłych stanów układu i dlatego dane wnioskowanie predyktywne można zastąpić przez wnioskowanie, zawierające przesłanki dotyczące stanów układu wcześniejszych niż t, w wyniku czego warunek restryktywny jest spełniony. (b Przesłanki dotyczącej t_1 nie można wyprowadzić ze zdań o wcześniejszych stanach układu a wtedy nie mamy do czynienia z właściwym przewidywaniem ponieważ interesujące nas wnioskowanie predyktywne opiera się o przesłankę, która nie może być usprawiedliwiona poprzez dostępną informację [77].

Podana argumentacja nie obala tezy, że wyjaśnianie jest potencjalnym przewidywaniem tzn., że odnośne wnioskowanie może służyć do wyprowadzenia zdania predyktywnego o stanie układu w chwili t, o ile parametr czasu, występujący w prze-

---

[75] A. Grünbaum, Temporally Asymmetric Principles, Parity between Explanation and Prediction and Mechanism vs. Teleology, W: Philosophy.. t. I, B. Baumrin (ed) 76.

[76] N. Resher, Discrete State.., 329.

[77] Tamże, 333.

słankach jest wcześniejszy od *t* zdania predyktywnego. Przy wyjaśnieniu pytamy o stan układu, który już wystąpił, tzn. w naszym przypadku po *t*. Okazuje się, że można uzasadnić krytykowaną przez Reschera przesłankę, odwołując się do niedostatecznej przed czasem *t* ewidencji. Empiryczne uzasadnienie przesłanek nie ma zasadniczego wpływu na strukturalną relację wyjaśniania i przewidywania. Trudno też utrzymać restryktywny warunek, nałożony na wnioskowanie predyktywne. Wiadomo bowiem, że wzorcowe przykłady przewidywania naukowego odwołują się do zdań o przyszłości, których nie da się wyprowadzić tylko na podstawie informacji, dotyczącej zdarzeń przeszłych. Prognoza np. położeń planet w danym czasie na podstawie danych, dotyczących znajomość odpowiednio wcześniejszych danych, o ich położeniu i pędzie postuluje znajomość warunków granicznych, mówiących o tym, że w danym czasokresie rozważany układ nie będzie zakłócony z zewnątrz. Mimo, że nie wyprowadza się tego zastrzeżenia z innych zdań, wnioskowanie zakładające tego rodzaju warunki graniczne nie jest z tego względu uważane za niepredyktywne [78].

Za Schefflerem można w końcu stwierdzić [79], że są przypadki, kiedy mówi się zasadnie o wyjaśnianiu zdarzenia przyszłego, czyli jedno i to samo wnioskowanie można uważać za prognostyczne i wyjaśniające pewne zdarzenie. Wydaje się więc niewskazanym konstruowanie formalnie różnych wzorców dla wyjaśniania i przewidywania.

VIII. W przeprowadzonej analizie wyjaśniania indukcyjno-statystycznego wyłuszczono kilka zasadniczych różnić, jakie zachodzą pomiędzy wyjaśnieniem dedukcyjnym a tłumaczeniem probabilistycznym. Prawa, występujące w przesłankach wyjaśniania generalizującego są z jednej strony ściśle uniwersalne z drugiej zaś statystyczne. Konsekwencją tej różnicy jest relacja pomiędzy explanans a explanandum odpowiednich schema-

---

[78] C. G. Hempel, Aspects.., 410.

[79] I. Scheffler, Explanation, Prediction and Abstraction, *Brit. Jour. Phil. Sci.* 7 (1957) 300.

tów wyjaśniania. W przypadku wyjaśniania dedukcyjnego relacja ta ma charakter dedukcyjny, w przypadku tłumaczenia probabilistycznego — indukcyjny. W wyjaśnianiu I-S explanandum jest uprawdopodabniane w różnym stopniu przez explanans, co stanowi „novum" w stosunku do wyjaśniania dedukcyjnego. Następną cechą różnicującą to epistemiczna dwuznaczność wyjaśniania I-S oraz postulowana w związku z tym relatywizacja wyjaśniania do klasy zdań zaakceptowanych przez naukę na danym etapie jej rozwoju. W końcu tłumaczenie dedukcyjne w przeciwieństwie do wyjaśniania I-S posiada cechę koniunktywności.

ZYGMUNT HAJDUK

C. G. HEMPEL'S MODEL OF PROBABILISTIC EXPLANATION

SUMMARY

In this article we have stressed profound logical differences between two basic types of scientific explanation, deductive-nomological and inductive-statistical, each characterized by a schematic „model". In deductive-nomological explanation the laws and theoretical principles involved are of strictly universal form: they assert that in all cases in wchich certain specified conditions are realized an occurrence of such a kind will result. The law that any metal, when heated under constant pressure will increase in volume, is a typical example; Galileo's, Kepler's, Newton's, Boyle's, and Snell's laws, and many other, are of the same charakter. The second basic type of scientific explanation is, too, nomological, i. e., it accounts for a given phenomenon by reference to general laws or theoretical principles; but some or all of these are of probabilistic-statistical form, i. e., they are, generally speaking, assertions to the effect that if certain specified conditions are realized, then an occurrence of such and such a kind will come about with such and such a statistical probability.

Because general laws in probabilistic explanation are of statistical rather than of strictly universal form, the resulting explanatory arguments are inductive rather than deductive in character. An inductive argument of this kind explains a given phenomenon by showing that, in view of certain particular events and certain statistical laws, its occurrence was to be expected with high logical, or inductive probability. The difference in this aspect lies not in this, that in a statistical account the explanandum sentence is qualified by a modal clause such

as „probably" or „almost certainly"; the explanandum is a nonmodal sentence in probabilistic no less than in deductive-nomological explanation. But in inductive-statistical explanation in contrast to its deductive counterpart, the explanans makes the explanandum only more or less probable and does not imply it with deductive certainty. In this sense, probabilistic explanation admits of degrees, whereas deductive-nomological explanation appears an either or affair: a given set of universal laws and particular statements either does or does not imply a given explanandum statement.

Another difference is called the ambiguity of statistical explanation. This ambiguity derives from the fact that a given individual event will often be obtainable by random selection from any one of several „reference classes" with respect to which the kind of occurrence instantiated by the given event has very different statistical probabilities. Hence for a proposed probabilistic explanation with true explanans which confers near-certainty a particular event, there will often exist a rival argument of the same probabilistic form and with equally premises which confer near-certainty upon the non-occurrence of the same event. And any statistical explanation for the occurrence of an event seem suspect if there is the possibility of a logically and empirically equally sound probabilistic account for its nonoccurrence. This predicament has no analogue in the case of deductive explanation; for if the permises of a proposed deductive explanation are true so is its conclusion:, and its contradictory, being false, cannot be a logical consequence of a rival set of premises that are equally true. Illustrations of explanatory ambiguity suggest that a decision on the acceptability of a proposed probabilistic explanation will have to be made in the light of all the relevant information at our disposal. Statistical explanation must then satisfy the requirement of epistemic relativity, i. e., the fact that we can significantly speak of a probabilistic explanation only relative to some class K of statements representing a particular knowledge. The concept of deductive explanation requires no such relativisation.

Probabilistic explanation differs from its deductive counterparts in yet another important respect. When a given explanans deductively accounts for each of several explananda, then it also deductively accounts for their conjunction; but the analogue for statistical explanation does not generally hold because an explanans that confers high probability on each of several explananda may confer a very low probability on their conjunction. In this sense, then, statistcal explanation in contrast to deductive explanation, is non-conjunctive.