

1954 E.O. 2507

H. STEINHAUS (Wrocław)

### O DOCHODZENIU OJCOSTWA<sup>1)</sup>

Przedmiotem niniejszej pracy jest dochodzenie ojcostwa przed sądem w tych przypadkach, w których sąd powołuje eksperta i otrzymuje od niego orzeczenie oparte na badaniu serologicznym krwi matki, dziecka i mężczyzny wskazanego przez pozw. Chodzi o oświetlenie ekspertyz przez rachunek prawdopodobieństwa i nadanie im właściwej formy, a także o wskazanie niewyzyskanych dotąd możliwości ukrytych w materiale ekspertyz serologicznych i wyroków sądowych.

**1. Zagadnienie prawnicze.** Zarówno nasze dawniejsze ustawy jak polski kodeks rodzinny z dnia 27 czerwca 1950 r. przewidują dochodzenie ojcostwa przed sądem. Cytowany kodeks mówi w artykule 47, § 1: „W braku uznania zarówno dziecko jak matka mogą żądać sądowego ustalenia ojcostwa”. To sformułowanie mileżąco przyjmuje zasadę „*mater semper certa est*”, jakkolwiek zdarzają się także inne przypadki dochodzenia ojcostwa, które tutaj pomijamy. Będę nazywał  $F(X)$  fakt, że pozwany przez matkę  $M$  dziecka  $D$  mężczyzna  $X$  jest ojcem dziecka  $D$ . Żądanie sądowego ustalenia ojcostwa ma zwykle na celu obarczenie pozwanego kosztami utrzymania dziecka lub uzyskanie dla niego praw spadkowych, jednak kodeks postępowania cywilnego wymaga wyraźnego oddzielenia w pozwie żądania ustalenia  $F(X)$  od dalszych żądań opartych na supozycji  $F(X)$ . Także w sentencji wyroku musi się znaleźć *primo loco* orzeczenie  $F(X)$  albo non- $F(X)$ , a konsekwencje tego orzeczenia *secundo loco* (por. Art. 337 k. p. c. z 25 sierpnia 1950 r.). Tym samym zarówno w pozwie jak w wyroku fakt  $F(X)$  jest wyraźnie odizolowany.

---

<sup>1)</sup> Praca przedstawiona przez Hugona Steinhausa na posiedzeniu Wydziału Nauk Społecznych Wrocławskiego Towarzystwa Naukowego w dniu 15 marca 1952 r.

Cytowany wyżej artykuł 47 kodeksu rodzinnego stwierdza w § 2: „Istnieje domniemanie, że ojcem jest ten, kto obcował z matką dziecka w czasie od trzechsetnego do sto osiemdziesiątego dnia przed jego urodzeniem“. Jest rzeczą strony pozywającej udowodnić, że pozwany  $X$  obcował z  $M$  w czasie od 300-ego do 180-ego dnia przed urodzeniem  $D$ ; bez tego dowodu pozew upada. Jeżeli jednak sąd uzna dowód — nazwijmy tezę tego dowodu  $E(X)$  — to powstanie *praesumptio iuris* przeciw pozwanemu  $X$  i sędzia orzeknie  $F(X)$  na podstawie  $E(X)$ , o ile  $X$  nie udowodni non- $F(X)$ . Do środków dowodowych zalicza kodeks postępowania cywilnego także opinię biegłych czyli ekspertów, których powołuje sąd po wysłuchaniu wniosków stron co do liczby biegłych i ich wyboru (Art. 293, §§ 1 i 2 k. p. c. z 25 sierpnia 1950 r.).

Z powyższych uwag widać, że: 1<sup>o</sup> do ekspertyzy dochodzi w procesie tylko po udowodnieniu  $E(X)$  przez powódkę, przeciw któremu to dowodowi stawia  $X$  tezę non- $F(X)$ , która zresztą nie jest sprzeczna z  $E(X)$ ; 2<sup>o</sup> ekspertyza ma na celu rozstrzygnięcie alternatywy  $F(X)$  — non- $F(X)$  w stadium określonym w 1<sup>o</sup>; 3<sup>o</sup> rozstrzygnięcie, które nie musi być zgodne z wynikami ekspertyzy, znajduje osobny wyraz w wyroku. Zwróćmy jeszcze uwagę na to, że gdy ograniczymy się do tych spraw sądowych, w których doszło do ekspertyzy, to wyłączymy zarówno te przypadki, w których dowód  $E(X)$  się nie udał, jak te, w których wprowadził dowód się udał, ale pozwany nie podtrzymuje tezy non- $F(X)$ ; w tym ostatnim przypadku teza  $F(X)$  może się utrzymać w prawniczym sensie, choć nie jest zgodna z prawdą materialną. Unikamy tej sprzeczności przez ograniczenie naszego studium do spraw z ekspertyzą; dzięki temu fakt  $F(X)$ , o którym mówią strony i wyrok, jest identyczny z faktem  $F(X)$ , o którym mówi ekspertyza.

**2. Grupy krwi.** Teoria grup krwi powstała na początku bieżącego stulecia. Jednym z twórców tej teorii jest polski uczony Ludwik Hirszfild, autor licznych publikacji z tego zakresu. Niektóre z nich są przeznaczone dla szerszego ogółu i zajmują się także kwestią ojcostwa oświetlając biologiczne podłoże zagadnienia i pokazując na konkretnych przykładach związki między teorią grup krwi a problemem prawniczym<sup>2)</sup>. Pierwszy K. Landsteiner odkrył pewne cechy krwi ludzkiej, które dzielą ludzkość na grupy ozna-

<sup>2)</sup> L. Hirszfild, *Dochodzenie ojcostwa w świetle nauki o grupach krwi*, Wrocław 1948.

czane dziś symbolami O, A, B, AB. Tenże badacz wraz z Levine'em znalazł później inne cechy prowadzące do podziału na grupy M, N i MN. Podczas ostatniej wojny odkryto cechę Rh, która jest podstawą nowej klasyfikacji. Trzy wymienione tu klasyfikacje są wzajemnie niezależne statystycznie. Obecność we krwi elementów oznaczonych powyższymi symbolami, czy brak tych elementów, daje się stwierdzić obiektywnie za pomocą odpowiednich surowic, które zmieszane z krwią pobraną z badanego człowieka wywołują zjawisko aglutynacji lub nie, zależnie od tego do jakiej grupy należy badany, a do jakiej ten, od którego pochodzi surowica. Bliższe informacje co do tych zjawisk można znaleźć we wspomnianych pracach Hirszfelda.

Już pierwsi badacze grup krwi spostrzegli, że cechy krwi są dziedziczne. Dungern i Hirszfeld, Landsteiner z Levine'em, a także F. Bernstein sformułowali prawa dziedziczenia cech krwi posługując się schematem Mendla. Olbrzymi materiał eksperymentalny potwierdza te prawa ilościowo: mechanizm dziedziczości cech krwi idzie wiernie za urnowym modelem klasycznego rachunku prawdopodobieństwa. Ekspertyza serologiczna opiera się w sposób istotny na prawach dziedziczenia cech krwi, a w niniejszej pracy przyjmujemy bez zastrzeżeń zarówno założenia teoretyczne eksperta-biologa jak jego obserwacje.

**3. Serologiczne wyłączenie ojcostwa.** Zastosowanie nauki o grupach krwi do dochodzenia ojcostwa polega na prawach dziedziczenia cech krwi. Tak na przykład każda z cech A, B, M, N, Rh+ ma tę własność, że nie może się znaleźć u dziecka, jeżeli nie ma jej ani we krwi matki, ani we krwi ojca. Przez *cechę* rozumiemy tu obecność elementu oznaczoną odpowiednią literą, a dającą się wykryć przez właściwą surowicę. Powiemy wtedy, że cecha jest typu Z. Jeżeli badanie serologiczne stwierdzi brak jakiejś cechy C typu Z u matki dziecka  $D$  i u pozwanego  $X$ , i obecność tejże cechy u  $D$ , to tym samym udowodni non- $F(X)$ . Mówimy wtedy, że wyłączenie ojcostwa  $X$ -a udało się za pomocą cechy C. To wyłączenie jest sformułowane kategorycznie w ekspertyzie:  $X$  nie jest ojcem dziecka  $D$ . Stworzy się sytuacja bardziej skomplikowana, gdy, jak to zwykle się czyni w praktyce, bada się krew osób  $M, D, X$  od razu na zespoły kilku cech. Dla jasności zasadniczego wywodu pomijamy tutaj szczegóły; tabelka wyników ekspertyz sądowych podana w ustępie 9 odnosi się właśnie do takich przypadków. Powołując eksperta sąd za-

klada, że jest to specjalista dysponujący właściwymi surowicami i że można polegać na jego umiejętności posługiwania się nimi. Wobec identyczności faktu  $\text{non-}F(X)$ , orzeczonego kategorycznie przez eksperta, z faktem prawniczym  $\text{non-}F(X)$ , którą to identyczność wyjaśniliśmy w ustępie 1, sentencja wyroku powinna zawierać orzeczenie  $\text{non-}F(X)$  i rzeczywiście judykatura trzyma się tej zasady w praktyce, choć ustawa jej do tego nie zmusza. Może się zdarzyć, że wyłączenie za pomocą cechy  $C$  nie uda się. Tu trzeba odróżnić dwa przypadki: 1<sup>o</sup>  $M$  ma cechę  $C$  lub  $D$  jej nie ma — wtedy nie ma założeń potrzebnych do wyłączenia, tak że z góry wiadomo, iż badanie  $X$ -a nie wyłączy jego ojcostwa; 2<sup>o</sup>  $M$  nie ma  $C$ ,  $D$  ma  $C$ , więc badanie  $X$ -a rokuje wyłączenie, lecz badanie to wykrywa u niego  $C$ . Także przy użyciu cechy innego typu niż  $Z$  jest możliwa sytuacja analogiczna do 1<sup>o</sup> i sytuacja analogiczna do 2<sup>o</sup>. Ekspert posłuży się wtedy innymi cechami, ale za każdym razem może się powtórzyć fiasko 1<sup>o</sup> lub 2<sup>o</sup>. Po wyczerpaniu wszystkich możliwości swojego laboratorium ekspert wyda orzeczenie: „Badanie *nie* wyłączyło ojcostwa pozwanego  $X$ -a;  $X$  może być ojcem dziecka  $D$ , ale z badań serologicznych nie wynika, że *jest* ojcem  $D$ “. Wyłączenie ojcostwa definitywnie się nie udało. Statystyka wykazuje, że mniej niż 10% ekspertyz (około 9,1%) orzeka wyłączenie ojcostwa, a przeszło 90% nie wypowiada się kategorycznie ani za  $F(X)$ , ani za  $\text{non-}F(X)$ . Można by sądzić, że tak powinno być, bo chyba pozwy w większości przypadków wskazują rzeczywistego ojca. Zostawmy chwilowo na uboczu tę statystyczną kwestię i zajmijmy się inną: Jaką informację daje sędziemu negatywna ekspertyza? Czy nieudanie się wyłączenia wzmacnia — *a contrario* — domniemanie, o którym mówi kodeks, zmieniając je na prawdopodobieństwo, i czy to prawdopodobieństwo tezy  $F(X)$  da się wyrazić ilościowo? Odpowiedź na to pytanie jest jednym z zadań niniejszej pracy.

**4. Serologiczne orzekanie ojcostwa.** Gdy w populacji cecha  $C$  przypada  $m$  osobnikom, a cała populacja składa się z  $n$  osobników, to ułamek  $f=m/n$  nazywamy *frekwencją cechy  $C$*  w owej populacji. Frekwencje różnych cech krwi znane są dosyć dokładnie z zapiszków instytutów hematologicznych, a ułatwia ich szacowanie okoliczność, że cechy krwi są ukryte i niezależne od cech widocznych, tak że niemal każdy kolektyw złożony z osób dobranych w jakimś kraju, np. w Polsce, według kryteriów innych niż grupy krwi, jest próbką reprezentacyjną. W szczególności jest taką próbką także

kolektyw mężczyzn pozwanych o ojcostwo. Ułamek  $f$  jest zarazem prawdopodobieństwem napotkania cechy  $C$  u osoby wybranej na oślepek z całej populacji.

Zajmijmy się cechą  $C$  typu  $Z$  i to cechą rzadką, na przykład cechą o frekwencji 5%. Wynik ekspertyzy niech będzie

- (1)  $M$  nie ma  $C$ ,  $D$  ma  $C$ ,  
 (2)  $X$  ma  $C$  ( $f=0,05$ ).

Oczywiście (1) i (2) nie dają podstaw do wyłączenia ojcostwa  $X$ -a. Powstaje pytanie, czy znalezienie owej rzadkiej cechy właśnie u mężczyzny wskazanego przez pozew, której obecność w jego krwi jest niezbędną do tego, by mógł być ojcem dziecka  $D$  (mającego tę cechę, choć matka jej nie ma), wzmacnia domniemanie, że  $F(X)$  jest prawdą? Na to pytanie nieostrożny ekspert skłonny jest odpowiedzieć: „Wobec (1) i (2) prawdopodobieństwo  $F(X)$  jest 95%“. Ta odpowiedź jest błędna. Bo jeżeli w Polsce jest 7 milionów dorosłych mężczyzn, to 350 000 spośród nich ma cechę  $C$  (5% z 7 000 000 jest 350 000) i z punktu widzenia nauki o grupach krwi każdy z nich może być równie dobrze ojcem dziecka  $D$  z matki  $M$  — prawdopodobieństwo, że jest nim właśnie pozwany  $X$  jest  $1/350\,000$ , a więc znikomo małe. Przed zbadaniem  $M$ ,  $D$  i  $X$  prawdopodobieństwo faktu  $F(X)$  było  $1/7\,000\,000$ , a więc wzrosło dwudziestokrotnie wskutek rezultatu (1) i (2) ekspertyzy serologicznej, ale było i jest nadal takie małe, że sędzia w ogóle nie powinien go brać pod uwagę.

Ostrożny ekspert powie: „Ojcem dziecka  $D$  może być tylko ktoś, kto ma cechę  $C$ . Jest to cecha rzadka, zaledwie co dwudziesty człowiek ją ma, a właśnie  $X$  ją ma“. Ta poprawna odpowiedź nie jest niestety odpowiedzią na pytanie sędziego: „Jakie jest prawdopodobieństwo, że  $F(X)$ ?“ U nieobeznanego z rachunkiem prawdopodobieństwa może ona wzbudzić mniemanie, że jest tylko przetłumaczeniem na inny język zdania „prawdopodobieństwo  $F(X)$  jest 95%“, które potępiliśmy jako błędne.

Nasze rozumowanie z pewnością nie spodoba się praktykowi, gdyż sprzeczne jest z jego wyczuciem, że znalezienie cechy  $C$  u  $X$ -a, właśnie u pozwanego  $X$ -a, jest okolicznością, której nie można pominąć, zwłaszcza, gdy cecha  $C$  jest rzadka. Nie jest ona dowodem, lecz jest wskazówką, *indicium*, jak mówią prawnicy. Praktyk ma rację. Nasz rachunek operuje fikcyjnym założeniem, że  $X$ -a wybrano

na oślepie z populacji wszystkich dorosłych mężczyzn w Polsce; wtedy rzeczywiście prawdopodobieństwo  $F(X)$  będzie przed ekspertyzą  $1/7000000$ , po wyniku zaś (1) i (2) będzie  $1/350000$ . Ten rachunek jednakże nie uwzględnia wcale tego, że  $X$  jest wskazany przez pozew, i tego, że już przed ekspertyzą istniało domniemanie jego ojcostwa. Toteż prawdopodobieństwo faktu  $F(X)$  już w chwili powołania eksperta było znaczne. Jest rzeczą niezmiernie ciekawą, której nigdzie dotąd nie wyzyskano, że to tak zwane prawdopodobieństwo *a priori* da się wcale dokładnie obliczyć. Przeprowadzimy ten rachunek posługując się materiałem 1515 ekspertyz sądowych, który to materiał zawdzięczam profesorowi Hirszfelowi.

**5. Prawdopodobieństwo *a priori* faktu  $F(X)$ .** Przypuśćmy, że dla pewnej cechy  $C$  typu  $Z$ , której frekwencja w populacji jest  $f$ , zachodzi (1). Tylko osoby  $X$  spełniające (2) wchodzi w rachubę jako możliwi ojcowie dziecka  $D$  z matki  $M$ .

Przypuśćmy, że ta właśnie sytuacja, którą opisaliśmy, wystąpiła  $n$  razy w materiale spraw sądowych oddanych do ekspertyzy. Ilu wyłączeń należy się spodziewać wśród tych  $n$  przypadków? Niech  $p$  oznacza frakcję tych domniemanych ojców  $X$ , którzy są rzeczywiście ojcami; żaden z nich nie zostanie wyłączony. Pozostaje frakcja  $1-p$  domniemanych ojców, którzy nie są naprawdę ojcami w sensie pozwu — jest to próbka o liczebności  $(1-p)n$  wybrana na oślepie z całej populacji, gdyż między ich cechami krwi a cechami pozywającej pary  $MD$  nie ma żadnego związku. Prawdopodobieństwo, że  $X$ , należący do takiej populacji, zostanie wyłączony przez badanie na cechę  $C$  jest  $1-f$ , a ponieważ liczebność próbki jest  $(1-p)n$ , więc oczekiwana liczba wyłączeń wśród owych  $n$  spraw jest równa  $n(1-f)(1-p)$ . Materiał 1515 spraw składa się z 15 klas, a w każdej z nich rezultat badania  $M$  i  $D$  określa nam zbiór możliwych ojców i jego frekwencję  $f_i$  w populacji; liczebność  $n_i$  każdej grupy też jest znana. Oczekiwana liczba wyłączeń jest w  $i$ -tej grupie  $n_i(1-f_i)(1-p)$ , oczekiwana zaś liczba wyłączeń w całym kolektywie 1515 spraw jest

$$(3) \quad \sum n_i(1-f_i)(1-p) = (1-p) \sum n_i(1-f_i).$$

Stosunek liczby (3) do rzeczywistej liczby  $g$  udanych wyłączeń jest wobec dużej liczby spraw (1515) bliski jedności w myśl prawa wielkich liczb, co daje przybliżoną równość

$$(1-p) \sum n_i(1-f_i) = g,$$

z której natychmiast obliczymy  $p$ :

$$(4) \quad p = 1 - \frac{g}{\sum n_i(1-f_i)}$$

Po prawej stronie związku (4) mamy same liczby znane ze statystyki ekspertyz, więc (4) pozwala obliczyć szukane  $p$ , czyli frakcję domniemanych ojców  $X$ , którzy są rzeczywiście ojcami w sensie pozwu. Oczywiście  $p$  jest zarazem prawdopodobieństwem *a priori* faktu  $F(X)$  odniesionego do któregokolwiek pozwanego  $X$ , co do którego udowodniono  $E(X)$  i zarządzono ekspertyzę. To prawdopodobieństwo *a priori* należy odróżnić od prawdopodobieństwa *a posteriori*, czyli od prawdopodobieństwa  $F(X)$  po ekspertyzie; obliczenie tego drugiego prawdopodobieństwa nastąpi za chwilę.

Liczba  $p$  obliczona według wzoru (4) z 1515 ekspertyz sądowych na podstawie materiału dostarczonego mi z Zakładu Mikrobiologii Akademii Medycznej we Wrocławiu wynosi 71,3%<sup>3)</sup> z błędem średnim około 2%. Była ona znana prof. Hirsfeldowi, który nazwał ją *miarą prawdomówności* kobiet; znalazła się ona w jego rachunkach jako produkt uboczny i nie była nigdy dotąd ani obliczana dokładnie, ani używana do zagadnienia dochodzenia ojcostwa.

**6. Prawdopodobieństwo *a posteriori* faktu  $F(X)$ .** Znajomość liczby  $p$ , którą można uzyskać dla każdej populacji z materiału ekspertyz sądowych dzięki wzorowi (4), pozwala rozwiązać poprawnie zagadnienie, którego dotychczas nie umiał opanować żaden z autorów piszących o dochodzeniu ojcostwa, a które poruszyliśmy krytycznie w ustępie 4. Jak wspomnieliśmy na końcu ustępu 3, ekspertyzy serologiczne w 9 przypadkach na 10 dopuszczają obie tezy  $F(X)$  i non- $F(X)$  nie podając prawdopodobieństwa tezy  $F(X)$  wcale lub też obliczając je niewłaściwie. Dzięki znalezieniu  $p$  możemy wyciągnąć z arsenału klasycznego rachunku prawdopodobieństwa zarzewiałą broń zwaną *regułą Bayesa* i obliczyć z wyniku ekspertyzy prawdopodobieństwo  $P$  faktu  $F(X)$ .

Reguła Bayesa uczy obliczać prawdopodobieństwo *a posteriori*  $P$  z prawdopodobieństw *a priori* i tak zwanych *prawdopodobieństw*

<sup>3)</sup> Dopisano 2. VIII. 1952 r.:

W tekście zgłoszonym dnia 15 marca 1952 r. figurowała tu liczba 71,1% oparta na obliczeniach prowizorycznych. Przed rozpoczęciem druku zrewidowano obliczenia i uzupełniono materiał nowymi ekspertyzami, co dało na  $p$  liczbę 71,3%. Widać tu, że różnica o kilkaset pozycji nie wpłynęła istotnie na wynik.

*warunkowych*. Pokażemy to na przykładzie cechy C typu Z w sytuacji (1) określonej w ustępie 4; w nawiasach piszemy konkretne wartości. Prawdopodobieństwo *a priori*, że  $F(X)$  jest  $p$  ( $=71,3\%$ ), prawdopodobieństwo *a priori* że  $\text{non-}F(X)$  jest  $1-p=q$  ( $=28,7\%$ ), prawdopodobieństwo warunkowe, że gdy  $F(X)$ , to  $X$  ma C, jest  $r$  ( $=100\%$ ), prawdopodobieństwo warunkowe, że gdy  $\text{non-}F(X)$ , to  $X$  ma C, jest  $f$  ( $=5\%$ ), prawdopodobieństwo, że gdy (1) i (2), to  $F(X)$ , jest  $P$ , gdzie

$$P = \frac{pr}{pr + qf},$$

czyli

$$(5) \quad P = \frac{p}{p + f - pf} \quad (=98\%).$$

Wzoru (5) możemy używać w ogólnej formie, albo też — w Polsce w 1952 r. — podstawiając w nim odrazu za  $p$  liczbę 0,713. Dla każdej cechy C typu Z znamy jej frekwencję  $f$  i trzeba to  $f$  wstawić w ułamek po prawej stronie wzoru (5).

**7. Znaczenie i zastosowanie wzorów (4) i (5).** Sędzia, otrzymawszy pozew z żądaniem orzeczenia  $F(X)$  i odpowiedź  $X$ -a „ $\text{non-}F(X)$ “, powinien przypisać obu tezom równe prawdopodobieństwo, to jest 50% tezie  $F(X)$  i 50% tezie  $\text{non-}F(X)$ . Jest to postulat bezstronności, którego nie chcemy w tej chwili podważać. Ale po spełnieniu przez stronę pozywającą warunku, który według § 2 artykułu 47 polskiego kodeksu rodzinnego z 27. VI. 1950 r. stwarza domniemanie  $F(X)$ , i po podtrzymaniu przez pozwanego tezy  $\text{non-}F(X)$ , staje się aktualna ekspertyza serologiczna; w tym momencie, a więc w chwili powołania eksperta, lecz przed uzyskaniem ekspertyzy, szala przechyla się na stronę powódki pokazując na skali prawdopodobieństwa liczbę  $p$ , która według ustępu 5 wynosi w tej chwili w Polsce 71,3%. Takie jest prawdopodobieństwo tezy  $F(X)$ . Możemy powiedzieć, że dzięki wzorowi (4) obliczyliśmy wartość przeciętną tego, co kodeks nazywa *domniemanem*, używając terminu, który w języku prawniczym jest odpowiednikiem prawdopodobieństwa. Widać, że dowód tezy  $E(X)$  powiększa prawdopodobieństwo tezy  $F(X)$  z 50% na 71,3%. Gdy serolog znajdzie cechę C typu Z u dziecka, nie znajdzie zaś jej u matki i u pozwanego  $X$ -a, to ojcostwo  $X$ -a zostało wyłączone i wskazówka u wagi pokaże 0 jako prawdopodobieństwo



tezy  $F(X)$  pozwu. Jeżeli jednak znalazłszy u  $D$  cechę  $C$ , której nie ma  $M$ , sercog znajdzie ją także u pozwanego  $X$ -a i jeżeli  $C$  jest jedyną cechą (lub zespołem) uwzględnioną w ekspertyzie, to powinien użyć wzoru (5) i podać  $P$  obliczone z tego wzoru w ekspertyzie jako prawdopodobieństwo tezy  $F(X)$ . Jeżeli np. trekwencja  $f$  cechy  $C$  (typu  $Z$ ) jest 5%, to  $P=98\%$ : wskazówka u wagi przesunęła się po myśli pozwu niemal do 100%. Zauważmy tu nawiasowo, że także, gdy  $M$  i  $D$  mają oboje  $C$ , to fakt, iż  $X$  ma  $C$ , przesunęła wskazówkę z 71,3% w stronę pomyślną dla pozwu, a fakt przeciwny — w stronę przeciwną, ale tutaj nie będziemy podawali sposobów obliczania; ograniczamy się do przykładów typowych.

Każdemu prawnikowi, a zwłaszcza praktykowi, nasuną się tutaj różne wątpliwości, które przejdziemy po kolei.

1<sup>o</sup> Czy nawet wysokie, np. 99-procentowe prawdopodobieństwo, może być podstawą do wyroku orzekającego  $F(X)$ ? Czy nie powinno ono ustąpić przed swobodną oceną sędziego, który z bezpośredniego wglądu w sprawę, w zachowanie się stron i świadków i w wartość dowodów innych niż ekspertyza serologiczna, doszedł dzięki swemu doświadczeniu i znajomości świata i ludzi do wniosku, że non- $F(X)$ ?

Na to pytanie odpowiemy: Obliczone  $P$  nie zmusza wcale sędziego ani według kodeksu postępowania cywilnego, ani według intencji tego studium do orzeczenia  $F(X)$ . Podaje ono tylko ilościowo wartość pewnych faktów, z którymi sędzia *nie* będzie się liczył, jeżeli zna inne, oczywiste, które mówią co innego, ale z którymi powinien się liczyć, jeżeli sprawa jest dla niego niejasna. Pamiętajmy, że sąd zarządził ekspertyzę — były więc powody ku temu. Wprawdzie nasz oponent może się powołać na to, że sąd oczekuje ekspertyzy kategorycznej, to jest wyłączającej, a nie probabilistycznej, ale przecież dopuszcza on w codziennej praktyce dowody niekategoryczne: zeznania świadków są takimi dowodami.

2<sup>o</sup> Przyjąwszy nawet wysokie  $P$  jako dostateczną rację do orzeczenia  $F(X)$ , czy wolno na tej podstawie obciążyć pozwanego konsekwencjami ekonomicznymi i innymi tego orzeczenia? Czy mała choćby szansa, że jest non- $F(X)$ , nie powinna powstrzymać sędziego od orzeczenia  $F(X)$ ? Nie! Bo jeżeli sędziemu nie wystarcza 99% pewności do obarczenia  $X$ -a kosztami wychowania dziecka, to będzie musiał zadowolnić się jednym procentem pewności i przerzucić te koszty na matkę lub trzecią osobę: *tertium non datur*, bo sentencja wyroku musi zawierać  $F(X)$  albo non- $F(X)$  i sędzia nie może się uchylić od rozstrzygnięcia.

3<sup>o</sup> Czy słuszne jest identyfikowanie ojcostwa w sensie prawdy materialnej, której dochodzi ekspert-serolog, z prawdą w sensie prawniczym? Bo przecież sędzia uważa za prawdziwe te fakty, co do których nie ma różnicy zdań między stronami, nie wchodząc wcale w ich prawdziwość materialną?

Wydaje mi się, że ten zarzut polega na pomieszaniu żądań stron, które sędzia powinien uznać za słuszne, gdy co do nich nie ma sprzeczności między stronami, a nie dotyczą interesów osób trzecich, z takim żądaniem, jak pozew o orzeczenie ojcostwa. Nawet wtedy, gdy pozwany nie przeczy, sędzia nie może orzec ojcostwa wbrew swemu przekonaniu, że  $F(X)$  jest materialnie fałszywe, gdyż orzeczenie  $F(X)$  implikuje konsekwencje dla osób trzecich (np. uniemożliwia małżeństwo syna  $D$  matki  $M$  z córką  $X$ -a z matki  $M'$ ). Ale nawet wtedy, gdy sędzia nie podziela tego poglądu autora, można identyfikować obydwie pojęcia ojcostwa w wywodach tego studium — z takich spraw wzięto statystykę i do takich spraw chcemy stosować wyniki naszych badań. Jest jasne, że tam, gdzie okaże się zgodność stron, do ekspertyzy nie dojdzie i ów rzadki przypadek pozostanie bez wpływu na statystykę i bez kolizji z naszymi wskazówkami, jak zaznaczyliśmy na końcu ustępu 1.

4<sup>o</sup> Czy nie popełniamy zasadniczego błędu stosując do indywidualnej sprawy wnioski wysnute z całego kolektynu spraw? Czy to nie jest namawianie sądów do poprawiania statystyki: „za mało ludzi zasądziście na płacenie alimentów — w najbliższym kwartale macie zasądzić wszystkich pozwanych!“

Otóż tego błędu nie ma, gdyż nasza statystyka w ogóle nie obejmuje orzeczeń sądowych, lecz same ekspertyzy i z nich wysnuwa instrukcję dla ekspertów, która się streszcza we wzorze (5). Sędzia otrzyma poprawnie obliczone  $P$ , a jaki użytek z tego zrobi, jest jego rzeczą.

5<sup>o</sup> Czy wolno nam uważać  $p$  (wzór (4)) za niewzruszoną stałą? Czy nie ulega ono zmianie z upływem lat?

Tak,  $p$  jest parametrem społecznym i ze zmianą stosunków ekonomicznych i obyczajowych ulega zmianie, ale ta zmiana jest powolna i wystarcza aktualizować co roku  $p$  przez uzupełnienie statystyki.

**8. Obiektywność sądowych ustaleń i wyłączeń ojcostwa.** Zajmiemy się teraz inną stroną zagadnienia. Znajomość liczby  $p$  daje obiektywną informację o tym, ilu jest rzeczywistych ojców wśród

pozwanym. Liczbę  $p$  obliczono ze statystyki cech krwi u osób  $M$ ,  $D$  i  $X$  występujących w 1515 sprawach i ze statystyki tychże cech w całej populacji, bez innych dat, w szczególności bez znajomości wyroków, które zapadły w owych sprawach. Wobec tego uzyskamy nową informację wynikającą z dotychczasowych wywodów, gdy sięgniemy do aktów sądowych i obliczymy frakcję  $p'$  orzeczeń  $F(X)$  wśród wyroków ogłoszonych w tych samych 1515 sprawach.

Różnica  $p - p'$  może się okazać znaczna lub nieznaczna. Miara jest tu błąd średni tej różnicy, który łatwo obliczyć — za znaczną będziemy uważali różnicę, która przewyższa kilkakrotnie ten błąd. Znaczna różnica dodatnia będzie dowodem forytowania przez judykaturę strony pozwanej, a znaczna różnica ujemna — dowodem forytowania strony pozwywającej. Nieznaczność różnicy usunie zarówno zarzut systematycznego forytowania pozwanych jak zarzut przeciwny, ale nie będzie jeszcze dowodem poprawności wyroków, czyli ich zgodności z prawdą materialną. Ale i ta kwestia jest dostępna dla badania matematycznego. Statystyka 1515 spraw zebrana przez prof. Hirszfelda jest podzielona na 15 klas; każdej klasie odpowiada inny zbiór możliwych ojców (por. ust. 5). Możemy obliczyć dla każdej klasy z osobna „oczekiwaną liczbę ojców“ i porównać ją z liczbą sentencji  $F(X)$  dotyczącą tejże klasy. Tak np. w klasie nr 2 obejmującej 193 sprawy, w których  $M$  jest MN, a  $D$  jest MN i OO, zbiór możliwych ojców składa się z OO, AA i BB. Frekwencja tego zbioru  $f_2$  jest 0,91. W klasie tej mamy 6 wyłączeń. W pozostałych 187 przypadkach prawdopodobieństwo  $P$ , że  $F(x)$ , jest w myśl wzoru (5) równe 0,74, a oczekiwana liczba rzeczywistych ojców  $0,74 \cdot 187 = 138$ . Tym sposobem obliczymy oczekiwane liczby w każdej klasie, a potem porównamy je z pomocą testu chi-kwadrat z liczbami sentencji  $F(X)$ . Test rozstrzygnie, czy i w jakim stopniu wiarogodna jest hipoteza, iż orzeczenia sądowe ojcostw w omawianych 1515 sprawach są zgodne z prawdą materialną.

Chcielibyśmy zwrócić uwagę czytelnika na to zupełnie nowe zastosowanie nauki o grupach krwi, które jest jednym z głównych owoców tej pracy: obiektywne badanie sprawiedliwości wyroków sądowych.

Ponieważ serologiczne badanie Temidy dotąd nie było praktykowane, musimy poświęcić jeszcze kilka słów tej sprawie; także inne szczegóły naszej pracy wymagają komentarzy.

**9. Uzupełnienia i konkluzje.** a) Błędne byłoby mniemanie, jakoby projektowane w ustępie 8 badanie sprawiedliwości wyroków

polegało na sprawdzaniu zgodności sentencji z ekspertyzami w każdej sprawie z osobna. Taka zgodność wcale nie jest wymagana. Co więcej, nasza metoda nie wyłącza tej ewentualności, że kolektyw wyroków, które z osobna często orzekają  $F(X)$  dla małego  $P$  i przeciwnie,  $\text{non-}F(X)$  dla dużego  $P$ , zda egzamin testu z celującą cenzurą. Taki wynik będzie dowodem na to, że doświadczenie i intuicja sędziego w sposób istotny korygują wskazówki ekspertyzy. Ale jest i wręcz przeciwna możliwość. Można mianowicie obliczyć teoretycznie (przy użyciu parametru  $p$  i frekwencji cech krwi w populacji) liczbę graniczną  $G$  tak, by frakcja ekspertyz, w których jest  $P \geq G$  była równa  $p$ . Wtedy można by wyobrazić sobie automat sądzący, który ogłasza  $F(X)$  w każdej sprawie, w której ekspertyza dała  $P \geq G$ , a  $\text{non-}F(X)$  w pozostałych sprawach. Można łatwo (za pomocą testu chi-kwadrat) wyrazić niesprawiedliwość tego automatu liczbowo i porównać z niesprawiedliwością rzeczywistych wyroków wyrażoną analogicznie. Otóż nie można z góry odrzucić możliwości, że automat okaże się lepszy od sądu. Znaczyłoby to, że — statystycznie — różne uprzedzenia i przyzwyczajenia myślowe sędziów oddalają ich od poznania stanu faktycznego, a jedynie ekspertyza daje pozytywną informację. Jesteśmy w tej chwili dalecy od tych konkluzyj, ale znajdują się one w naszym zasięgu, gdy ankieta rozesłana do sądów przez Zakład Mikrobiologii Akademii Medycznej we Wrocławiu dostarczy teksty wyroków<sup>4)</sup>.

b) Poniżej podajemy tablicę 1515 powojennych spraw sądowych z materiału ZMAMW podzielonych na wspomnianych 15 klas o różnych frekwencjach  $f_i$  zbioru możliwych ojców. Prócz efektywnych wyłączeń  $N_i$  (ich sumą jest całkowita liczba wyłączeń  $g$ ) znaleźć tam można w kolumnie V potrzebne do obliczenia  $p$  iloczyny  $n_i(1-f_i)$  oraz w kolumnie VI oczekiwane ilości wyłączeń  $N_i = n_i(1-f_i)(1-p)$ . Różnice liczb w kolumnie IV i VI skwadrowane i podzielone przez liczby kolumny VI dają kolumnę VII, a jej suma  $\chi^2$  jest 19,73.

Test  $\chi^2$  daje prawdopodobieństwo 0,10 przypadkowego przekroczenia znalezionej  $\chi^2$ ; jest to dosyć duże prawdopodobieństwo, by cały rachunek uznać za potwierdzenie hipotezy, że frakcja rzeczywistych ojców jest  $p$  i nie zależy od klasy hematologicznej, a więc jest parametrem charakterystycznym populacji podsądnych  $X$ -ów. To komentarz do końca ustępu 5.

<sup>4)</sup> Dopisano 3. XI. 1953 r.: Wyniki tej ankiety są przedmiotem pracy J. Łukaszewicza (w opracowaniu).

e) Wnioski ze statystyki b) są ważne także dla innych kolektywów, dla których tablica opisana w b) może być uznana za próbkę, a więc dla każdego kolektywu powojennych spraw o alimenty, w których doszło do ekspertyzy serologicznej; ograniczamy się do Polski i do najbliższych lat. Teoria jest ważna także dla innych krajów, ale trzeba dla każdego kraju i dla każdej epoki obliczyć  $p$  osobno. Hirszfild zauważył, że np. w Kopenhadze  $p$  jest znacznie niższe niż w Polsce; było ono takie, jak przed wojną na obszarze W. Miasta Gdańska.

d) Wskazówki praktyczne dla ekspertów: Każda ekspertyza powinna zawierać  $P$ , czyli prawdopodobieństwo  $F(X)$ . W razie wyłączenia  $P=0$  i ten rezultat zawsze bywa *explicite* stwierdzany w ekspertyzie jako kategoryczne wyłączenie ojcostwa pozwanego. Gorzej jest, gdy wyłączenie nie wystąpi. W ustępie 4 zwróciliśmy uwagę na błędne lub niedostateczne formułowanie ekspertyzy w tych częstych przypadkach, bo obejmujących 90% spraw. W ustępie 6 podaliśmy sposób obliczania  $P$  (wzór (5)), ale tylko dla cechy C typu Z i sytuacji (1), (2). Pamiętajmy jednak, że można obliczyć  $P$  we wszystkich możliwych przypadkach, nawet wtedy, gdy  $M$  i  $D$  mają oboje cechę C, albowiem obecność cechy C u  $X$  podwyższa  $P$  ponad  $p$ , nieobecność zaś obniża  $P$  poniżej  $p$ . Także rezultat badania  $D$  i  $X$ , gdy np.  $M$  nie żyje, pozwala obliczyć  $P$ . W tej pracy nie podajemy wzorów potrzebnych do objęcia wszystkich sytuacji; nie są one znane specjalistom-serologom i będzie naszym obowiązkiem ogłosić je w najbliższej przyszłości. Chcielibyśmy zaznaczyć, że skoncentrowanie całej uwagi na problemacie wyłączenia ojcostwa zepchnęło sprawę orzeczenia ojcostwa na drugi plan i odwróciło uwagę od obliczania  $P$ . To samo nastawienie doprowadziło do pojęcia przydatności zespołu cech, które jest określone jako prawdopodobieństwo, że uda się na tle tego zespołu wyłączyć mężczyznę wskazanego na oślep. Moim zdaniem istotniejsze jest pojęcie *użyteczności zespołu*; proponuję tak nazwać oczekiwaną frakcję trafnych wyroków  $t$ , gdy wyrokuje się  $F(X)$  dla  $P \geq G$ , a  $\text{non-}F(X)$  dla  $P < G$ , przy czym  $G$  dobiera się tak, by  $t$  było maksymalne.

e) Można przewidzieć sceptyczne ustosunkowanie się świata prawniczego do całego zagadnienia: gdyby się nawet okazało, że maszyna potrafi sądzić sprawiedliwiej niż sądy, nic z tego nie wyniknie dla praktycznego sądownictwa, bo każdy sędzia z osobna może uważać siebie za nieomylnego, a wszystkich innych za odpowiedzial-

nych za kompromitującą statystykę. Ale inny jest punkt widzenia ustawodawcy; gdy się okaże, że zmiana ustawy i procedury obowiązującej w epoce  $E$ , dała w następnej epoce  $E'$  więcej trafnych wyroków niż ich było w  $E$ , będzie to cenną wskazówką dla ustawodawcy w danym kraju, a także dla innych krajów.

f) W końcu wskaźmy źródło błędu wytkniętego w ustępie 4. Wiadomo z logiki, że sądy „Gdy  $R$ , to  $S$ “ i „Gdy non- $S$ , to non- $R$ “ są równoważne. Z tego wynika, że prawdopodobieństwo sądu „Gdy  $R$ , to  $S$ “ jest równo prawdopodobieństwu sądu „Gdy non- $S$ , to non- $R$ “. Powstaje złudzenie, że sąd „Gdy  $R$ , to z prawdopodobieństwem 5% non- $S$ “ jest równoważny z sądem „Gdy non- $S$ , to z prawdopodobieństwem 5% non- $R$ “. Sformułowanie to jest błędne i ono jest odpowiedzialne za grube błędy w dawnym obliczaniu  $P$ . Pozostawiamy czytelnikowi wytłumaczenie tego paradoksu, który zresztą pojawia się przy wszystkich dowodach sądowych *ex indicis*.

Tablica 1515 ekspertyz powojennych z materiału Zakładu Mikrobiologii Akademii Medycznej we Wrocławiu

I	II	III	IV	V	VI	VII
nr klasy $i$	frekwencja niemożliwych ojców $1-f_i$	liczba ekspertyz $n_i$	liczba wyłączeń $N_i$	$n_i(1-f_i)$	oczekiwana liczba wyłączeń $\bar{N} = n_i(1-f_i)(1-p)$	$(N_i - \bar{N})^2$ $N_i$
1	0	173	-	-	-	-
2	0,09	128	5	11,5	3,3	0,88
3	0,16	286	17	45,8	13,1	1,16
4	0,23	197	17	45,3	13,0	1,23
5	0,33	195	11	64,4	18,5	3,04
6	0,36	8	-	2,9	0,8	0,80
7	0,42	148	12	62,2	17,9	1,94
8	0,44	13	4	5,7	1,6	3,60
9	0,53	62	11	32,9	9,4	0,27
10	0,57	7	1	4,0	1,1	0,01
11	0,61	79	15	48,2	13,8	0,10
12	0,70	62	10	43,4	12,5	0,50
13	0,72	32	12	23,0	6,6	4,42
14	0,79	73	11	55,5	15,9	1,51
15	0,82	52	14	42,6	12,2	0,27
Razem		1515	140	487,4	139,7	19,73

$$1-p = \frac{\sum N_i}{\sum n_i(1-f_i)} = \frac{140}{487,4} = 0,287; \quad p = 0,713.$$

Liczba stopni swobody 15 - 2 = 13.  $p_{13}(\chi^2 > 19,7) = 0,10$ .

Dziękuję profesorowi Hirszfeldowi za cierpliwe wy tłumaczenie mi zasad nauki o grupach krwi i za udostępnienie mi swoich prac przed ogłoszeniem, profesorowi Gwiazdomorskiemu za wyjaśnienie mi podstaw prawnych dochodzenia ojcostwa, a mojemu współpracownikowi z Ogólnej Grupy Zastosowań PIM, mgrowi J. Łukaszewiczowi, za pomoc przy opracowaniu materiału statystycznego i przy redagowaniu tekstu<sup>5)</sup>. Wyrażam także wdzięczność Wydziałowi Nauk Społecznych Wrocławskiego Towarzystwa Naukowego za zgodę na przedstawienie mu pracy przez autora należącego do innego wydziału.

Instytut Matematyczny Polskiej Akademii Nauk

(Praca wpłynęła dnia 22. 9. 1952 r.)

Г. ШТЕЙНГАУЗ (Вроцлав)

#### О РАССЛЕДОВАНИИ ОТЦОВСТВА

(Работа представлена Г. Штейнгаузом на заседании Отделения Общественных Наук Вроцлавского Научного Общества от дня 15 Марта 1952 г.)

#### РЕЗЮМЕ

При расследовании отцовства в суде 10% случаев, подвергнутых серологической экспертизе приводит к исключению отцовства вызванного мужчины. В остальных случаях не исключено ни отцовство ни противоположное. Следует тогда найти вероятность отцовства вызванного.

До сих пор или не учтено эту информацию в экспертизах или ошибочно вычислялась вероятность. Нужно именно здесь пользоваться правилом Бейеса, а для этого необходимо знать условную вероятность того, что в крови ребенка имеется некоторый признак крови отца, если вызванный является отцом, а также априорную вероятность отцовства вызванного, подвергнутого решением суда серологической экспертизе но до её проведения. Априорную вероятность можно найти на основании отношения числа произведенных исключений к ожидаемому числу исключений. Первое из этих чисел дает материал, насчитывающий около двух тысяч экспертиз, проведенных после войны Институтом Микробиологии Медицинской Академии во Вроцлаве, второе — теория наследственности групп крови при учитывании известной частоты их появления среди польского населения. Оказывается, что априорная вероятность отцовства в Польше равна около 71% (с погрешностью не превышающей 2%).

<sup>5)</sup> Та прaca wymagała krytycznego przeglądu przeszło 2000 екпертыз. Zastosowania Matematyki I.

Благодаря этому можно теперь не только безошибочно находить вероятность отцовства на основании результатов серологической экспертизы в каждом случае её проведения, но можно также проверять статистическое согласие судебных постановлений с материальной правдой.

H. STEINHAUS (Wrocław)

*ON ESTABLISHING PATERNITY*

(A paper submitted by Hugo Steinhaus at the meeting of Social Sciences Faculty of the Wrocław Scientific Society on March 15, 1952.)

SUMMARY \*)

In establishing paternity in court, about 10% of the cases in which a serological test has been made result in the exclusion of the paternity of the man in question. In the remaining cases there exist both possibilities: of the defendant's paternity and of his innocence of it. It is necessary to calculate the probability of the defendant's paternity. So far serological reports have either omitted this information or given a wrong calculation of probability. Actually, the Bayes' rule must be applied here, and this involves the necessity of knowing the probability of the defendant's paternity at the moment when the blood test has been ordered but has not been carried out yet. This *prior* probability can be calculated from the ratio between the number of successful exclusions and that of expected exclusions. The first number is supplied by the material of about 1515 post-war tests made in the Microbiological Institute of the Medical Academy in Wrocław, the second number is given by the theory of the heredity of blood groups together with their known frequency among the population of Poland. It has been found that the prior probability of paternity amounts, in Poland, to about 71% (with an error of not more than 2%). Consequently, it is now possible not only to calculate correctly, in every case where a serological test has been made, the probability of paternity on serological evidence, but also to check the statistical agreement of the court's pronouncements with material truth.

---

\*) A full English text will appear in *Prace Wrocławskiego Towarzystwa Naukowego*, Ser. A, Nr 55, 1953.