Archeologia Polski, t. XXVIII: 1983, z. 1
PL ISSN 0003-8180

ADAM WALANUS

ZAGADNIENIA PODSTAWOWE INTERPRETACJI WYNIKÓW POMIARÓW FIZYCZNYCH NA PRZYKŁADZIE DATOWAŃ METODĄ ^{14}C

WSTĘP

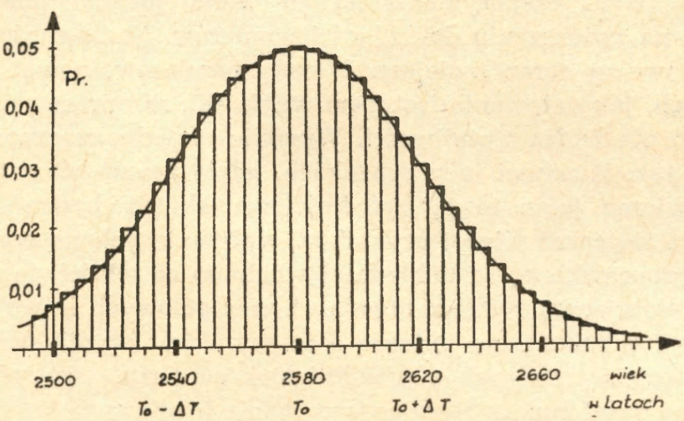
Rozwój fizyki eksperymentalnej od wielu już lat polega przede wszystkim na zwiększaniu dokładności pomiarów. Niepewności czyli błędy pomiarowe są coraz mniejsze. Metody pomiarów, nawet tak skomplikowanych, jak datowanie izotopem węgla ^{14}C, są opracowane i wyniki tych badań nie budzą wątpliwości. Wszelkie niejednoznaczności są kontrolowane tak, iż nawet w przypadkach, gdzie pewne elementy są nieznane, wiadomo jakie mogą być ilościowe skutki braku informacji. Uwzględnia się coraz więcej czynników wpływających na wynik, wprowadza się poprawki, coraz dokładniej wiadomo co właściwie się mierzy. W tym narastającym gąszczu zagadnień szczegółowych łatwo mogą ulec zagubieniu fundamentalne pytania o to czym jest wynik pomiaru, jaki jest jego logiczny związek z przedmiotem pomiaru, jego własnościami i z tym o co pytał badacz zlecając wykonanie pomiaru.

Jedną z podstawowych cech materii jest nieokreśloność, cecha o charakterze probabilistycznym dostrzegalna w mikroświecie atomów i cząstek elementarnych. Przyjęta była ona do wiadomości przez fizyków nie bez oporu (Bóg nie gra w kości, twierdził Einstein). Zrozumienie jej spowodowało przełamanie bariery między doskonale określoną liczbową charakterystyką przedmiotu a niedokładnym wynikiem jej pomiaru. Przedmiot mierzony i przyrząd pomiarowy stanowią całość w procesie pomiaru. Wynik tego procesu charakteryzuje ową całość, charakteryzuje w sposób probabilistyczny. Losowość zjawisk obecna w życiu codziennym jest immanentną cechą materii. Prawdopodobieństwo wyrzucenia orła lub reszki ma taki sam charakter jak prawdopodobieństwo rozpadnięcia się lub nie atomu ^{14}C. Obydwa te typy zdarzeń losowych obecne są w procesie pomiaru, ich obecność odzwierciedla się w istnieniu „błędu" pomiarowego. Losowy charakter wyniku pomiaru jest jego cechą konieczną, lecz nie w takim sensie, jak nieunikniona jest niedoskonałość eksperymentatora.

http://rcin.org.pl

WYNIK POMIARU JAKO ROZKŁAD PRAWDOPODOBIEŃSTW

Wynik pomiaru składa się z dwóch liczb, „wyniku właściwego” i „błędu” (np. T = 2580 ± 40 lat); znaczenie tych liczb jest różne, lecz nazywanie drugiej błędem, negatywne emocjonalnie, powodować może niewłaściwe rozumienie wyniku. Odpowiedniejszą nazwą jest niepewność pomiarowa, a ideałem, zdaniem autora, odchylenie prawdopodobne. Obie liczby składowe wyniku są jednakowo ważne a sam wynik właściwy bez podania błędu w ogóle nic nie mówi [1]. Oburzenie być może wywołane tym stwierdzeniem złagodzić można przez zastanowienie się nad faktem, że niepewność pomiarowa jest zwykle znana nawet, gdy nie jest podana *explicite* lub gdy się o niej nie mówi. Dokładność jaką daje metoda pomiarowa jest znana użytkownikowi wyniku (nie kupował chyba kota w worku). Samo podanie wyniku w postaci np. 2580 lat sugeruje dokładność rzędu 10-20 lat, gdyż na miejscu jednostek figuruje



Ryc. 1. Rozkład prawdopobieństw wieku próbki na przykładzie wyniku datowania T = 2580 ± 40 lat. Wysokość prostokątów równa jest prawdopodobieństwu, że wiek zawiera się w granicach wyznaczonych przez podstawę prostokąta. Krzywa ciągła to wykres równania:

$$p = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \cdot 40} \cdot \exp\left[-\frac{1}{2}\frac{(T-2580)^2}{40^2}\right]$$

Fig. 1. Example of the probability distribution of the sample's age when the radiocarbon dating result is: T = 2580 ± 40 years. The hight of the rectangulars is fitted to the probability that age lies within the boundaries given by the rectangular's base. The solid line is a graph of the function:

$$p = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \cdot 40} \cdot \exp\left[-\frac{1}{2}\frac{(T-2580)^2}{40^2}\right]$$

[1] W. B. Mann, 1980, s. 619-620 — apel pracownika National Bureau of Standards w Waszyngtonie o wyraźne podawanie wartości niepewności pomiarowych, opublikowany w 33 czasopismach fizycznych.

http://rcin.org.pl

zero. Gdyby zupełnie nic nie było wiadomo o dokładności wyniku, byłby on mało użyteczny. Czy na przykład wynik datowania 1000 lat oznacza, że coś zaszło w roku 981, a może i dzień miesiąca jest określony, czy też oznacza, że wiek wynosi raczej 1000 lat niż 100 lat lub 10 000 lat?

Obie składowe wyniku są równorzędnymi parametrami rozkładu prawdopodobieństw określającego wiedzę o wielkości mierzonej uzyskaną z pomiaru. Wynik to rozkład prawdopodobieństw a nie liczba czy dwie liczby. Skrót polegający na tym, że podaje się dwie liczby możliwy jest dzięki temu, że w przeważającej większości przypadków rozkład ten jest znanego typu, określonego zupełnie właśnie przez dwie liczby (jest dwuparametrowy). Rozkład prawdopodobieństw określa, jak rozłożone jest prawdopodobieństwo tego, że prawdziwy wiek wynosi tyle a tyle, pomiędzy różne wartości wieku. Jak bardzo prawdopodobne jest, że rzeczywisty wiek próbki wynosi 2580 lat, jak bardzo, że 2585, jak, że 2590 itd. [2] Rozkład taki można przedstawić na rysunku za pomocą słupków, których wysokość jest równa prawdopodobieństwu przypadku, że rzeczywisty wiek próbki wynosi tyle ile napisano pod słupkiem (ryc. 1), można też przedstawić go za pomocą tabeli. Obie formy są przytoczone na przykładzie wyniku T = 2580 ± 40 lat.

Tabela 1.

Wiek w latach	2500	2505	...	2540	...	2575
Prawdopodobieństwo	0,0068	0,0086	...	0,030	...	0,049

Wiek w latach	2580	2585	2590	2595	...	2700
Prawdopodobieństwo	0,050	0,049	0,048	0,046	...	0,00055

Wiek w latach	3000
Prawdopodobieństwo	0,000000000000000000000000057

Aby odpowiedzieć na pytanie, jakie jest prawdopodobieństwo, że próbka na przykład jest młodsza od 2565 lat trzeba dodać do siebie prawdopodobieństwa, że próbka ma 2560 lat, że ma 2555 lat, 2550 itd. aż do zera. Podobnie, na zasadzie sumowania oblicza się prawdopodo-

[1] W celu zachowania pewnej poprawności matematycznej konieczna jest uwaga, że mówienie o wieku z dokładnością do 5 lat implikuje, iż zdanie: „wiek próbki wynosi 2580 lat" jest skrótem zdania: „wiek próbki zawiera się w przedziale od 2577,5 do 2582,5 lat". Przyjęcie wartości 5 lat jest umowne, jest to wielkość kilkakrotnie mniejsza od $\Delta T = 40$ lat, a więc pozwoli w miarę precyzyjnie podać rozkład prawdopodobieństw. W matematyce, gdzie liczby są abstrakcją i nie trzeba ich wypisywać, przedział wieku dT zmierza do zera ($dT \to 0$), mówi się wtedy o rozkładzie gęstości prawdopodobieństwa.

http://rcin.org.pl

bieństwo znalezienia się rzeczywistego wieku w pewnym zakresie (np. między 2565 a 2595 lat). Postępowanie takie wygląda na żmudne, w praktyce korzysta się z następujących informacji:

— prawdopodobieństwo, że wiek jest większy od T_0 (tu $T_0 = 2580$ lat) wynosi 1/2,

— prawdopodobieństwo, że wiek jest mniejszy od T_0 wynosi oczywiście również 1/2,

— prawdopodobieństwo, że wiek jest większy od T_0-ΔT a mniejszy od $T_0 + \Delta T$ (gdzie ΔT oznacza niepewność pomiarową, tu $\Delta T = 40$ lat) wynosi 0,68,

— prawdopodobieństwo, że wiek jest większy od T_0-$3\Delta T$ a mniejszy od $T_0 + 3\Delta T$ wynosi 0,997,

— prawdopodobieństwo, że wiek jest większy od $T_0 + 3\Delta T$ lub mniejszy od T_0-$3\Delta T$ wynosi 1-0,997 = 0,003,

— prawdopodobieństwo, że wiek jest jakikolwiek wynosi oczywiście 1.

Przytoczone liczby znaleźć można w tablicach rozkładu Normalnego (Gaussa), który to właśnie rozkład najczęściej pojawia się w praktyce.

PRAWDOPODOBIEŃSTWO ODWROTNE

W poprzednim rozdziale była mowa o wieku próbki jako nieznanej zmiennej, której wartość została określona w pomiarze jedynie w sposób probabilistyczny. Traktując wiek jak zmienną losową, można powiedzieć jaka wartość jest najbardziej prawdopodobna, jaka mniej, a jakie wartości są bardzo mało prawdopodobne. Rzeczywisty wiek próbki jednakże ma pewną ściśle określoną wartość, ta wartość istnieje, tyle że jest nam nie znana. Tak więc pojawia się pozorna sprzeczność, gdyż wielkość zdeterminowaną nazywa się tu zmienną losową. Celem dalszej części artykułu jest naszkicowanie toku rozumowania, jaki prowadzi do probabilistycznego widzenia wieku próbki.

Na początku jest próbka, jedną z jej cech jest wiek, wiek ten ma konkretną wartość, którą można sobie wyobrazić jako liczbę lat, liczbę nie zapisaną nigdzie teraz ani w przyszłości. Celem pomiaru jest określenie w jakiś sposób wieku próbki. Określenie to może mieć tylko charakter probabilistyczny. Pomiar to pewien proces fizyczny, zwykle złożony z wielu etapów, jednak najczęściej dobrze znany i kontrolowany. W procesie takim można przeważnie wyróżnić etap wprowadzający czynnik losowości w największym stopniu. W przypadku datowań ^{14}C tradycyjnymi technikami, etapem tym jest zliczanie ilości atomów ^{14}C, które spośród wszystkich atomów ^{14}C obecnych w próbce rozpadną się w czasie dwudobowej obserwacji. Zjawisko rozpadu promieniotwórczego jest w swej istocie losowe, dlatego wynik pomiaru związany jest z wiekiem

http://rcin.org.pl

próbki w sposób losowy. Sytuacja przed pomiarem jest taka: istnieje wiek próbki i rozkład prawdopodobieństw możliwych wyników pomiaru określony przez ten wiek i proces pomiaru. Najbardziej prawdopodobny jest wynik równy wiekowi, mniej prawdopodobny jest wynik różniący się niewiele i bardzo mało prawdopodobny jest wynik różniący się znacznie od wieku. Po pomiarze natomiast sytuacja się zmienia, eksperymentator zna wynik pomiaru, ma do dyspozycji liczbę, już nie abstrakcyjną wartość, lecz konkretną liczbę zapisaną przez komputer na arkuszu wyników. Liczba ta jest realizacją jednej z wielu możliwości, które były mniej lub bardziej prawdopodobne. Czy w związku z wykonaniem pomiaru wiek próbki natychmiast staje się zmienną losową? Wiek próbki nie jest znany. Różnica między wiekiem i wynikiem pomiaru przed pomiarem miała charakter losowy, po pomiarze jest zdeterminowana tak jak zdeterminowany jest wiek próbki, ale nawet w małej części nie tak jak wynik pomiaru, którego realność osiągnęła najwyższy szczebel. Gdyby upierać się dalej, że wiek próbki jest ściśle określoną liczbą, to nie można by o tej liczbie nawet po pomiarze nic powiedzieć. Wynik pomiaru nie jest tą liczbą, bo proces pomiaru jest losowy i generuje pewien rozrzut. Powiedzieć natomiast, że wiek ma wartość bliską wynikowi pomiaru jest już przyjęciem interpretacji probabilistycznej. Jeżeli istnieją dwie liczby, które różnią się o wartość będącą zmienną losową i jedna z nich jest znana a druga nie, to ta druga musi być interpretowana w terminach wielkości losowych bez względu na to, że istnieje ona (w sferze ideałów Platona?) jako konkretna, zdeterminowana wartość. Takie odwrócenie ról, wielkości losowej i zdeterminowanej nazywane jest wnioskowaniem fiducjalnym, rozkład prawdopodobieństw opisujący w wyniku tego odwrócenia ról wiek próbki nazywany jest rozkładem fiducjalnym (R. A. Fisher 1930, s. 528-535). Prawdopodobieństwo odwrotne czy fiducjalne to w dalszym ciągu prawdopodobieństwo, choć są pewne subtelności interpretacyjne uzasadniające odróżnienie nazwą od „zwykłego" prawdopodobieństwa. Chodzi przede wszystkim o interpretację częstotliwościową; bardziej prawdopodobne, to częściej występujące. W pomiarze wyznacza się wiek jednej próbki. Gdyby chcieć, zgodnie z tradycyjnym podejściem do prawdopodobieństwa, interpretować je jako częstość pojawiania się danego wyniku, trzeba by wprowadzić hipotetyczny zbiór wielu identycznych próbek, których wiek mógłby być wyznaczony w takich warunkach, jak wiek rzeczywiście mierzonej próbki. W podejściu fiducjalnym rezygnuje się z tego i prawdopodobieństwo traktuje się jako miarę poziomu ufności, że wiek zawiera się w pewnych granicach lub jako miarę poziomu istotności odchylenia wieku od jakiejś zadanej wartości (np. spodziewanego wieku). Inaczej rzecz wygląda w alternatywnym podejściu do zagadnienia prawdopodobieństwa przyczyn (wiek próbki jest przyczyną takiego a nie innego wyniku).

http://rcin.org.pl

REGUŁA BAYESA

Twierdzenie Bayesa (G. A. Barnard 1958, s. 293)[3] pochodzące z 1763 r. przeżywa obecnie na łamach czasopism statystycznych renesans. To proste, znane licealistom twierdzenie, mimo wielu krytyk okazuje się bardzo użyteczne przy rozwiązywaniu zagadnienia prawdopodobieństwa odwrotnego, czyli interpretacji statystycznej wyników pomiarów. Wzór Bayesa wynika w elementarny sposób z określenia prawdopodobieństwa warunkowego. Pojęcie prawdopodobieństwa warunkowego nie zawiera żadnych zawiłości i właściwie wyjaśnia się samo przez się, najlepiej będzie przypomnieć je na przykładzie: sześcienna kostka do gry ma ścianki z parzystą liczbą oczek pomalowane na zielono, a ścianki z nieparzystą liczbą oczek pomalowane na czerwono. Prawdopodobieństwo wyrzucenia np. pięciu oczek wynosi oczywiście 1/6, ale prawdopodobieństwo warunkowe wyrzucenia pięciu oczek z zastrzeżeniem, że wyrzucona będzie ścianka czerwona wynosi 1/3. Jeżeli wiadomo, że wypadła czerwona ścianka, to mogło na niej być jedno, trzy lub pięć oczek, tylko trzy możliwości a nie sześć.

W zagadnieniu interpretacji wyniku pomiaru występuje warunkowy rozkład prawdopodobieństw możliwych wyników datowania z zastrzeżeniem, że wiek wynosił tyle a tyle oraz warunkowy rozkład prawdopodobieństw wieku próbki z zastrzeżeniem, że wynik pomiaru wieku jest taki a taki. Wzór Bayesa wiąże te dwa rozkłady i pozwala przejść z jednego do drugiego na zasadzie ścisłej reguły. Okupione jest to jednak koniecznością wprowadzenia pewnego dodatkowego rozkładu prawdopodobieństw, którego interpretacja i w ogóle sensowność była przedmiotem krytyki od powstania twierdzenia Bayesa. Chodzi o rozkład prawdopodobieństw wieku próbki przed pomiarem, *a priori*. Przed wykonaniem datowania próbki jej wiek nie jest znany. Do wyrażenia niewiedzy nadaje się dobrze terminologia probabilistyczna. Nie wiadomo jaki jest wiek próbki, tak samo jak nie wiadomo jaki jest wynik rzutu monetą, która zaraz po upadnięciu na stół została zakryta ręką, wynik jakiś jest ale nie wiadomo jaki. Jeżeli nie wiadomo nic, to należy przyjąć, że wszystkie możliwe wyniki (wartości wieku) są jednakowo prawdopodobne. Jest to jeden z podstawowych postulatów, za pomocą którego można otrzymać rozkład prawdopodobieństw *a priori*. Poza wieloma zarzutami formalnymi przytoczyć można przeciwko niemu zarzut natury epistemologicznej. Co to znaczy nic nie wiedzieć? Zawsze coś wiemy na temat wielkości, którą się zajmujemy. O czymś, o czym zupełnie nic nie wiadomo nie można w ogóle mówić. Jeżeli próbką do

---

[3] Wzór Bayesa: P (B pod warunkiem, że A) = P (B) · P (A pod warunkiem, że B)/stała normalizacyjna.

http://rcin.org.pl

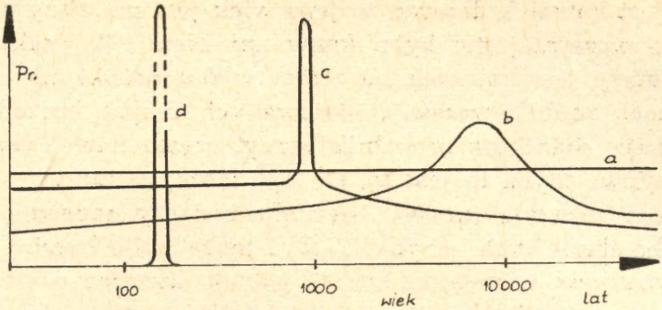
datowania jest kawałek drzewa, to jego wiek jest mniejszy niż 5 miliardów lat, bo wcześniej nie było drzew ani Ziemi. W praktyce ma się wiele informacji i wskazówek na temat wieku próbki, nie mówiąc już o przypadkach próbek wcześniej datowanych innymi metodami. Informacje te mają charakter probabilistyczny, często nawet wyraża się je za pomocą słów: chyba to jest to, ale być może, że tamto, a nie wykluczone, że coś zupełnie innego. Niewielu badaczy zapewne sili się na ilościowe określenie tych „chyba" i „być może". Nie byłoby to w większości przypadków celowe, niemniej jednak być może warto zdawać sobie sprawę z możliwości i sensowności ilościowego określenia przewidywań na temat wieku próbki przed pomiarem. W dziedzinie aktywności ludzkiej nazywanej biznesem od dawna znane są techniki ułatwiające sprecyzowanie liczbowe przewidywań menagera co do notowań giełdowych czy innych transakcji. Polegają one na stosowaniu analogii z prostymi grami losowymi typu rzutu kostką do gry (J. M. Hampton, P. G. Moore, H. Thomas 1973, s. 21-42; J. Kozielecki 1977).

Różne informacje dotyczące próbki, dostępne badaczowi stanowią podstawę wytworzenia „poglądu" na próbkę, na jej wiek. Badacz ma zawsze jakąś, niekoniecznie zwerbalizowaną, subiektywną ocenę wieku, która w zasadzie mogłaby być przedstawiona w postaci rozkładu prawdopodobieństw, subiektywnego rozkładu prawdopodobieństw. Epitet „subiektywny", wyklęty z nauki, wraca do niej nieuchronnie. Dopóki człowiek jest obecny w procesie uściślania wiedzy o pewnym szczególe otaczającej go rzeczywistości, to unikanie pojęcia subiektywności będzie raczej zaciemniało obraz tego procesu niż pomoże go lepiej zrozumieć (T. R. Gerholm 1973).

Subiektywny rozkład prawdopodobieństw (L. J. Savage 1962; B. de Finetti 1958, s. 140-147) wieku próbki *a priori*, przed pomiarem, najczęściej jest rozmyty i pozbawiony miejsc, gdzie prawdopodobieństwo wynosi zero. Prawdopodobieństwo jest rozłożone niemal równomiernie. Sformułowania typu „jestem pewien, że wiek wynosi tyle" nawet przez mówiącego są raczej interpretowane tak, że pewność odpowiada prawdopodobieństwu co najwyżej równemu 0,8 czy 0,9, a nie 1. Parę przykładów rozkładów subiektywnych *a priori* podano na ryc. 2.

Najwyższy czas odpowiedzieć na pytanie, jaki wpływ ma rozkład *a priori* na rozkład prawdopodobieństw wieku *a posteriori* po pomiarze. Zaniepokojonych tym, że w Laboratorium ^{14}C wymyśla się wiek próbki, uspokoić powinno stwierdzenie, że wpływ ten jest znikomy, praktycznie żaden. Według wzoru Bayesa rozkład *a posteriori* jest iloczynem rozkładu *a priori* i rozkładu prawdopodobieństw otrzymanego z pomiaru. Ten ostatni to rozkład normalny, skupiający prawie całe prawdopodobieństwo na małym obszarze wieków od $T-3\Delta T$ do $T + 3\Delta T$ czyli ok. 200 lat. Pomnożenie takiego rozkładu przez rozmyty rozkład *a priori*

http://rcin.org.pl



Ryc. 2. Przykłady subiektywnych rozkładów prawdopodobieństw wieku próbki *a priori,* przed pomiarem. Na osi pionowej odkładane jest prawdopodobieństwo, na poziomej wiek. Wykres *a* odzwierciedla zupełny brak informacji na temat wieku próbki, prawdopodobieństwo rozłożone jest równomiernie na wszystkie wartości wieku. Wykres *b* odpowiada przypadkowi gdy badacz spodziewa się, że próbka pochodzi z pewnego okresu. Wykres *c* opisuje przypadek gdy badacz przewiduje, że próbka z pewnym prawdopodobieństwem ma dokładnie 950 lat. Wykres *d* to rozkład normalny otrzymany w pomiarze lub tzw. ostra hipoteza zerowa

Fig. 2. Examples of the *a priori* (before measurement) probability distributions. Probability is plotted against the age. The graph *a* illustrates the complete lack of information about the sample's age before the measurement. The probability is distributed uniformly in this case. The curve *b* reflects the diffused ivestigator's expectations about the age. The curve *c* describes the case when investigator hoped for an exact value of age. The plot *d* is the normal distribution, it is so called sharp null hipothesis

praktycznie nie zmienia go. Inaczej ma się sprawa z tzw. ostrymi hipotezami zerowymi, czyli przypadkami, gdy rozkład *a priori* jest skupiony na niewielkim obszarze wieków rzędu kilkuset lat. Mowa tu o próbkach kalibracyjnych, próbkach kontroli międzylaboratoryjnej, standardach itp. Interpretacja wyników pomiarów w tych przypadkach ma jednak inny charakter.

Ciekawym przypadkiem wpływu rozkładu *a priori* na rozkład *a posteriori* jest sytuacja, gdy badacz wiąże próbkę z konkretnym zdarzeniem historycznym i przewidywany wiek próbki ma dokładnie określoną wartość. Może on wtedy powiedzieć, że z prawdopodobieństwem wynoszącym na przykład 1/3 próbka ma tyle a tyle lat, a z prawdopodobieństwem 2/3 jej wiek jest inny (jakikolwiek). Jeżeli wynik pomiaru będzie bliski, co trzeba podkreślić, przewidywanej wartości wieku, to rozkład prawdopodobieństw *a posteriori* będzie taki, że przewidywanemu wiekowi będzie odpowiadało prawdopodobieństwo prawie równe 1. Tylko znikome prawdopodobieństwo będzie przyporządkowane różnym wartościom wieku z pobliża przewidywanej wartości. Jest to przypadek potwierdzenia przewidywań. Wynik T = 2580 ± 40 lat potwierdza przewidywanie, że wiek wynosi 2554 lata, po uzyskaniu takiego wyniku ba-

http://rcin.org.pl

dacz jest już prawie pewien, że tyle on właśnie wynosi. Gdy wynik nie spełnia oczekiwań, tzn. gdy wartość otrzymana w pomiarze jest odległa od przewidywanego wieku, to rozkład *a priori* nie zmienia prawie wcale rozkładu prawdopodobieństw otrzymanego z pomiaru. Rozkład *a posteriori* wynikający z reguły Bayesa ignoruje niejako nietrafne przewidywania. Końcowy rozkład prawdopodobieństw w obu przypadkach, zgodności i niezgodności oczekiwań z wynikiem pomiaru nie przeczy intuicyjnym odczuciom.

Trzeba jeszcze wspomnieć o tzw. empirycznych metodach Bayesa (J. Maritz 1970). Rozkład *a priori* otrzymuje się w nich na podstawie analizy wyników dotychczasowych pomiarów innych próbek. Rozumowanie wygląda mniej więcej w ten sposób: ponieważ dotąd 75% datowanych próbek pochodziło z holocenu, to i ta, która będzie dopiero datowana, z prawdopodobieństwem 0,75 pochodzi z holocenu. Metoda jest empiryczna (w przeciwieństwie do subiektywnej), bo opiera się na tym co jest obiektywnie do policzenia. Czy jest to absolutny obiektywizm, gdy rozkład prawdopodobieństw *a priori* próbki zależy od tego do jakiego laboratorium zostanie wysłana i jakie próbki wcześniej były w nim datowane?

Wiele jest wersji i sposobów obliczania empirycznego rozkładu *a priori*; można dzielić próbki na klasy: archeologiczne, paleobotaniczne, historyczne itd., można też uwzględnić wszystkie próbki jakie były datowane na całym świecie. Ta wielość wersji, z których trzeba subiektywnie wybrać jedną, nie skłania do nazwania metody obiektywną.

ZAKOŃCZENIE

Problemy zasygnalizowane w tym artykule nie są najważniejsze przy praktycznym wykorzystywaniu dat radiowęglowych i ich poprawnej interpretacji [4]. Można wręcz stwierdzić, że jest wiele zagadnień o wiele ważniejszych, w tym sensie, że ich nieznajomość może prowadzić do nieporozumień pomiędzy fizykiem wykonującym pomiar wieku a zleceniodawcą wykorzystującym wynik, co dalej może być przyczyną błędów we wnioskach wysnutych z oznaczeń dat. Złożoność metody ^{14}C warunkowana wielością czynników zaburzających prostą relację między czasem astronomicznym a „wskazaniami zegara" ^{14}C powoduje, że nawet wśród fizyków nie ma zupełnej jednomyślności w kwestii korekcji metody. Im doskonalsza metoda i dokładniejsza aparatura pomiarowa, tym więcej pojawia się nowych problemów do przebadania. Jednym z nich,

---

[4] M. S. Barlett 1980 na s. 99: „It is not a valid criticism of his (scientist, *A. W.*) work to say he has not discussed its foundations; it would only be a valid criticism if it were established that he had never considered these".

http://rcin.org.pl

być może obecnie najważniejszym, jest problem kalibracji. Metoda ^{14}C przestaje być bezwzględna, wzorcem czasu przestaje być okres połowicznego zaniku izotopu ^{14}C, a staje się nim bezpośrednio czas astronomiczny. Mając do dyspozycji próbki o znanym wieku kalendarzowym, można po ich wydatowaniu metodą ^{14}C sprawdzić jaka jest zależność między latami radiowęglowymi a kalendarzowymi. Zależność ta nie jest po prostu równością, jak zakładano w początkach rozwoju metody, jeżeli jednak jest znana, to można przy jej użyciu znaleźć wiek kalendarzowy dysponując radiowęglowym. Kalibracja metody ^{14}C nie ma niestety jak się wydaje charakteru globalnego, jest inna dla każdej strefy klimatycznej. Co gorsza, w pewnym zakresie wieku jest wieloznaczna. Omówienie kwestii kalibracji i innych problemów z jakimi borykać się muszą eksperymentatorzy oznaczający wiek próbek zajęłoby dużo miejsca i nie było ono celem tego artykułu.

Na zakończenie, autor będąc przekonanym o ważności niepraktycznych zagadnień podstawowych chciałby podziękować dr. M. F. Pazdurowi, który kierując gliwickim Laboratorium ^{14}C znajduje czas na dyskutowanie z autorem tej tematyki.

WYKAZ CYTOWANEJ LITERATURY

Barnard G. A.
1958 *Thomas Bayes's essay towards solving a problem in the doctrine of changes*, „Biometrika", t. 45, s. 293.

Bartlett M. S.
1980 *Probability statistics and time*, London, New York.

Finetti de, B.
1958 *Foundations of probability*, [w:] *Phylosophy in the Mid-century*, Florence, s. 140-147.

Fisher R. A.
1930 *Inverse probability*, „Proceedings of the Cambridge Philosophical Society", t. 26, s. 528-535.

Gerholm, T. R.
1973 *The Meaning of Scientific Objectivity*, Stockholm.

Hampton, J. M., Moore P. G., Thomas H.
1973 *Subjective probability and its measurement*, „Journal of the Royal Statistical Society", t. A136, s. 21-42.

Kozielecki J.
1977 *Psychologiczna teoria decyzji*, Warszawa.

Mann W. B.
1980 *Nuclear decay data: the statement of uncertaintes*, „Nuclear instruments and Methods", t. 176, s. 619-620.

Maritz J.
1970 *Empirical Bayes's methods*, London.

Savage L. J.
1962 *The foundation of statistical inference*, London.

http://rcin.org.pl

ADAM WALANUS

FUNDAMENTAL QUESTIONS IN THE INTERPRETATION OF THE RESULTS OF PHYSICAL MEASUREMENTS ILLUSTRATED BY THE RADIOCARBON DATING METHOD

Summary

The paper concerns the statistical and probabilistic aspects of physical measurements. It is emphasized that any result of a measurement is not a number or two numbers (result and the so called „error") but it is a distribution of probabilities. Probability that is measured quantity has a given value is distributed on all possible values but of course not in uniform ways (see Fig. 1). For example the result of dating $T = 2580 \pm 40$ years means that most of the probability is concentrated near the value of 2580 years within the boundaries of about 80 years width. Exact distribution is given in the main text.

The problem of inverse probability is discussed next. From the physical analysis of the process of measurement the probabilistic character of its result arose. But the result is given after the measurement, while the real value of measured age of the sample remains unknown. So, this value must be considered as random variable, and our probabilistic view must be inversed after the measurement from the consequence (the result of measurement) to the cause (the real age of the sample). The fiducial and the Bayesian methods to do this is pointed to. In the Bayesian approach the distribution of probabilities of age of the sample a priori i.e. before measurement occurs (Fig. 2). This distribution comprises the subjective investigators' knowledge about the sample, before he obtained the result of the measurement.

At the end of the summary it must be noticed that the problems presented in the paper are of less practical importance, may be, however, that it is worth to know that they exist.

Translated by Adam Walanus

Adres autora:
Mgr Adam Walanus
Instytut Fizyki Politechniki Śląskiej
Laboratorium ^{14}C
44-100 Gliwice, ul. Krzywoustego 2

 http://rcin.org.pl

http://rcin.org.pl