

ADAM WALANUS

ARCHEOLOGIA AWANGARDA NAUK ŚCISŁYCH.
O FORMIE KALIBROWANYCH DAT ^{14}C

Pojęcie nauki ścisłej nie jest jednoznaczne, zapewne obejmuje ono również matematykę, na pewno nauki techniczne i przyrodnicze, z których przede wszystkim fizykę. Wyróżnikiem ścisłości mogłoby być stosowanie metody ilościowej, liczbowej, co jednak nie rozstrzygałoby chyba przynależności matematyki. Wydaje się, że zupełnie jednoznaczne będzie wskazanie na pomiar jako narzędzie, którego istotne stosowanie nadaje dziedzinie aktywności poznawczej pewną cechę ścisłości. Z nauk humanistycznych w socjologii wykonuje się badania, które nazwać można pomiarami, a na pewno ich wyniki analizuje się stosunkowo zaawansowanymi metodami. Humanisci korzystają z pomiarów, lecz wykonywanych zwykle przez przyrodników.

Pomiar jest czynnością poznawczą zawierającą koniecznie dwa elementy: porównywanie i zliczanie. Przykładając linijkę do naczynia porównujemy położenie kreski milimetrowej z pozycją krawędzi naczynia, po czym „liczymy” kreski milimetrowe. Mierząc liczbę jabłek w koszyku, porównujemy kolejne sztuki z wzorcem jabłka i zliczamy. Woltomierz cyfrowy i inne zaawansowane technicznie mierniki również działają podobnie. Nieco bliższy wgląd w pomiar ujawnia jednak pewien kłopot. W jaki sposób w pomiarze otrzymuje się liczbę (w zasadzie naturalną) nie podlega kwestii, problem jest jednak z poznawczym statusem otrzymanej liczby — wyniku pomiaru. Otóż wynik pomiaru (w postaci liczby [z wymiarem]) jest wątpliwym obrazem prawdy. Z bardzo wielu powodów nie całkiem wierzymy, że naczynie ma 345 mm wysokości, jabłek jest 34, a napięcie wynosi 543 mV. Chodzi tu o możliwość błędów, mniejszych, większych, a nawet tzw. grubych.

Nie jest oczywiste, czy tzw. ocena niepewności wyniku pomiaru jest elementem pomiaru, czy też nie dałoby się w niektórych wypadkach doszukać w procesie wyznaczania wielkości błędu elementów cechujących właśnie pomiar. Na pewno z sensem można mówić o błędzie błędu. Ze względu na charakter pomiarów, które są tu zasadniczym tematem, warto, być może, przytoczyć przykład dość ścisłego wyznaczenia wielkości niepewności pomiarowej. Niech pomiarowi podlega liczba atomów ^{14}C w drewnianym szczątku (metoda ^{14}C , patrz np. A. Walanus, T. Goslar 2004). Atomy liczy się jednak nie w całym obiekcie, a w małym jego kawałku. Atomów zliczono, powiedzmy, 1000. Ponieważ atomy ^{14}C rozłożone są losowo pomiędzy „zwykłymi” atomami ^{12}C , to stwierdzić można, że w określonej części jest ich zapewne 1000, ale z błędem równym pierwiastkowi z 1000, czyli wynoszącym około 32 (wynik ma postać: 1000 ± 32 sztuk). Podstawą obliczeń jest tu tzw. rozkład prawdopodobieństwa Poissona (patrz np. P.J. Durka 2003.). Podstawą wnioskowania najczęściej jest twierdzenie Bayesa (T.R. Bayes 1763; C.E. Buck, J.B. Kenworthy, C.D. Litton, A.F.M. Smith 1991; C.E. Buck, W.G. Cavanagh, C.D. Litton 1996; D.J. Michczyńska, M.F. Pazdur, A. Walanus 1989; A. Walanus 1983; 2000). Nie wchodząc w zawsze budzące wątpliwości zagadnienie rozkładu *a priori* (przed pomiarem), można przyjąć, że wynikiem pomiaru jest rozkład prawdopodobieństwa (Poissona, z parametrem 1000).

W pomiarze wysokości naczynia czy napięcia nieco inne jest źródło błędu, a właściwie źródła, których wielość jest istotna. Tu wynik opisywany jest rozkładem prawdopodobieństwa normalnym, który tym głównie różni się od rozkładu Poissona, że jego „szerokość” (odchylenie standardowe, sigma) nie jest związana z wartością oczekiwaną (średkową). Poza tym, w typowych sytuacjach rozkład Poissona można traktować jak rozkład normalny.

W naukach ścisłych wynikiem pomiaru jest normalny rozkład prawdopodobieństwa; krzywa dzwoniowa o szerokości określonej mniej lub bardziej dokładnie. Warto zauważyć, że błąd pomiarowy (sigma), będący wyznacznikiem jakości, a więc i wartości pomiaru, podlega, niestety, zwykłemu prawu rynkowemu i jest często zaniżany. Tak więc w technice i w naukach przyrodniczych wiadomo, że zapis 1000 ± 32 oznacza, że z prawdopodobieństwem 0,68 rzeczywista wartość wielkości mierzonej mieści się między $1000 - 32$, a $1000 + 32$, natomiast, dla osiągnięcia większej pewności, na poziomie 0,95, rozszerzyć trzeba przedział do ± 2 sigma, itd. Prawdopodobieństwa równego jeden nie osiąga się nigdy, bo osiąga się je w nieskończoności.

Archeolodzy są w znacznie trudniejszej sytuacji (A. Walanus 2004). Banalna krzywa dzwoniowa odeszła w przeszłość w momencie, gdy fizycy udoskonalili metodę ^{14}C pomiaru wieku. Źródłem niepewności pomiarowej pozostaje Poissonowska natura zliczania atomów; na pewnym etapie pomiaru wynik nadal opisywany jest rozkładem normalnym i jego forma (5670 ± 50 lat) odnosi się do dwóch parametrów tego rozkładu. Jednak obecnie fizycy dysponują kalibracją swej metody pomiarowej („Radiocarbon”, t. 46: 2004; C. Bronk Ramsey 1998). Kalibracja oznacza, że np. zamiast 5670 lat przyjąć trzeba jako poprawną wartość raczej 6450 lat. Różnica jest dość duża (w porównaniu z ± 50 lat), jednak nie o to chodzi. Otóż kalibracja nie oznacza po prostu korygującego dodawania czy mnożenia. Nie wystarcza też żadna „zwykła” funkcja, na przykład jakiś wielomian. Zależność kalibrująca jest empiryczną (otrzymaną w pomiarach) funkcją mającą formę tabeli lub zębatej, nieregularnej krzywej. Postać funkcji kalibracyjnej odzwierciedla złożoność przyrody (powstawania ^{14}C , obiegu węgla itp.). Niepewność pomiarowa krzywej kalibracyjnej w większości typowych sytuacji nie ma praktycznego znaczenia i nie będzie tu omawiana.

Wynik pomiaru wieku obiektu archeologicznego, po obowiązkowym zastosowaniu kalibracji, jest rozkładem prawdopodobieństwa, którego kształt przypomina pasmo górskie typu alpejskiego. Gęstość prawdopodobieństwa w pewnym zakresie wieku wielokrotnie wzrasta i opada, osiągając maksimum w środku lub na skraju. Nierzadko też w środku rozkładu (mediana) przyjmuje wartość bliską zeru. Skomplikowany graficzny obraz tego rozkładu sugeruje jakoby niósł on ogromną ilość informacji. Tymczasem jest raczej odwrotnie.

Funkcja gęstości prawdopodobieństwa ma interpretację dość prostą, pozwala powiedzieć, jakie jest prawdopodobieństwo, że wiek wynosi np. 6444 lata.

W tym miejscu należałoby, być może, sprecyzować rozumienie pojęcia prawdopodobieństwa. Traktując jako darwinowską wytyczną dążenia do prawdy, zgodzić się wystarczy, że archeolog zobowiązany jest przyjąć rozwiązanie (wiek) najbardziej do prawdy podobne. Oczywiście po Bayesowskim uwzględnieniu (przez pomnożenie) swych prawdopodobieństw *a priori*, o czym będzie jeszcze mowa niżej.

Obserwacja praktyki wykorzystania dat ^{14}C skłania do zajęcia się kwestią ilości informacji zawartej w bardzo skomplikowanym rozkładzie prawdopodobieństwa, który archeolodzy czują się zobowiązani publikować *in extenso*. W zwykłych pomiarach, gdzie funkcjonuje rozkład normalny, opisywany wyczerpująco dwoma liczbami, również można by podawać wynik, pisząc, że prawdopodobieństwo wieku (by pozostać przy tej wielkości) $t_1 = p_1$, $t_2 = p_2$, ..., $t_n = p_n$. Jednak zwykła oszczędność, a właściwie nawet uczciwość, nakazuje odwołać się do powszechnie znanej funkcji Gaussa (rozkładu normalnego). Krzywa kalibracyjna ^{14}C nie ma tak mocnego statusu jak funkcja rozkładu normalnego, ma charakter empiryczny, ale globalny (w przybliżeniu). W każdym pomiarze wieku stosuje się tę samą krzywą kalibracyjną. Dwa wyniki identyczne przed kalibracją pozostaną takie po kalibracji. Jasne jest więc, że publikując wynik pomiaru wieku wystarczyłoby podać dwa parametry rozkładu normalnego (tzw. datę konwencjonalną) i,

być może, przypomnieć, że istnieje kalibracja. Tak też dzieje się w geologii, gdzie krótkowzrocznie, nie zaprzatając sobie głowy kalibracją, przyjęto tzw. radiowęglową skalę czasu (był ewidentnie zbędny), bo metoda ^{14}C dominuje tam na rynku pomiarów wieku. Archeolog jednak nie może sobie na takie uproszczenie pozwolić, gdyż zna wiele dat z innych źródeł. Tu dąży się do prawdy o zwykłym wieku kalendarzowym.

Z otrzymanego, wydawałoby się precyzyjnego, bo skomplikowanego, alpejskiego w kształcie, rozkładu prawdopodobieństwa, archeolog rezygnuje niechętnie. Fizycy sugerują użycie przedziału wieku jako końcowego wyniku pomiaru, przedziału obejmującego rzeczywisty wiek z prawdopodobieństwem 0,95 (stosuje się też wartość 0,68, odpowiadającą konwencji podawania wieku Gaussowskiego). Przedział określają dwie liczby, czyli jest to minimum informacji. Jednak naturalna dążność do „precyzji” rozczłonkowuje czasem ten przedział w imię minimalizacji sumarycznej długości przedziałów cząstkowych. Dzieje się tak, gdy w środku jest minimum prawdopodobieństwa, które warto ominąć. Podaje się wtedy dwa, trzy, rzadziej więcej przedziałów wraz z odpowiadającymi im prawdopodobieństwami (sumującymi się do 0,95). Względna klarowność takiej operacji mącą dwa fakty. Jeden wynika z ułomnego charakteru wiedzy empirycznej w ogóle, którego skutki tu właśnie podlegają, wydaje się, pewnemu wzmocnieniu. Otóż zawsze większe od zera (oceniane dla metody ^{14}C , na co najmniej 0,1) prawdopodobieństwo błędów „grubych” radykalnie psuje precyzyjny obraz przedziałów, nawet, gdy pomyłka, jaka zdarzyć się może od momentu odsłonięcia przez archeologa obiektu, poprzez wieloetapowy proces pomiaru, nie była zbyt wielka. Wystarczy, że błąd pomiarowy zaniżono np. dwukrotnie, co według krytycznych pomiarowców jest standardem. Drugi kłopot wynika ze zdrowej w zasadzie dążności do wydobycia maksimum wiedzy z wyniku pomiaru. Archeolog woli wyszukać odpowiadający mu wierzchołek góry prawdopodobieństwa i wskazać na jedną wartość wieku. Ma do tego prawo, ale jeśli chce uzasadniać dalej swą tezę wynikiem pomiaru, to zobowiązany jest do konsekwentnego przestrzegania reguł ilościowych.

Trudno dziwić się tendencji do uzyskania jako wyniku pomiaru jednej tylko wartości. Nawet fizyk zapytany o masę elektronu w pierwszym odruchu poda jedną wartość i dopiero w lepszych tablicach znajdzie aktualną wartość błędu pomiarowego. Jednak w przemyśle, w praktyce, która podlega ciągłym silnym naciskom w kierunku „dobrej roboty”, duże znaczenie przywiązuje się do poprawnej oceny błędu pomiarowego. A wszędzie tam funkcjonuje w zasadzie rozkład normalny, który jako tako umożliwiłaby podanie jednej liczby.

W literaturze archeologicznej twierdzenie Bayesa stosowane jest nawet na bardzo zaawansowanym poziomie (być może właśnie tu wykorzystywane jest najintensywniej, patrz: C.E. Buck, J.B. Kenworthy, C.D. Litton, A.F.M. Smith 1991; C.E. Buck, W.G. Cavanagh, C.D. Litton 1996). Sformułowanie własnej wiedzy *a priori* w postaci rozkładu prawdopodobieństwa nie musiałyby być trudne, wymaga jednak pewnego skoku myślowego. Przede wszystkim pogodzenia się z „rozmyciem” tej wiedzy, a po drugie ujęcia liczbowego tego „rozmycia”, podania prawdopodobieństwa (typu: 0,8; 0,2) konkretnych dat. W przypadku ciągłych rozkładów *a priori* będzie trudniej. We wzorze Bayesa po prostu mnoży się prawdopodobieństwo *a priori* przez prawdopodobieństwo z rozkładu otrzymanego w pomiarze (końcowy wynik normuje się do 1). Jeżeli archeolog proponuje przed pomiarem dwie daty, z których, po pomiarze, tylko jedna leży w sensownym zakresie rozkładu, to wynikiem *a posteriori* będzie jedna data i cel będzie osiągnięty. Nie ulega wątpliwości, że w takim wypadku, jak i w innych przypadkach realnego stosowania twierdzenia Bayesa, tzn. stosowania rozkładów *a priori* istotnie zmieniających rozkład pomiarowy, konieczne jest ujawnianie wkładu wiedzy *a priori*. Nie można jako wyniku pomiaru podawać, bez komentarza, wyłącznie rozkładu *a posteriori*. Nie można więc z wielomodalnego (alpejskiego) pomiarowego rozkładu prawdopodobieństwa wieku wybierać jednej wartości, nawet tej spod Mont Blanc, i podać jej jako wyniku pomiaru.

Zarysowane tu kłopoty z podstawowym w archeologii pomiarem wieku metodą ^{14}C występują w codziennej praktyce. Stąd ironiczny tytuł tej wypowiedzi w jakimś wąskim sensie mógłby być

zdaniami prawdziwym. Wymaga się od archeologów, z natury humanistów, tak zaawansowanego podejścia ilościowego, z jakim nieczęsto spotykają się nawet fizycy. Archeologia źle znosi tę sytuację.

Bynajmniej nie wyjątkowym przykładem będzie tu data radiowęglowa podana w następujący sposób (V. Mihailescu-Birliba, M. Szmyt 2003): BC 1 sigma (68,2%): 3500–3460 (9,5%), 3380–3330 (27,8%), 3220–3180 (14,5%), 3160–3120 (16,3%); BC 2 sigma (95,4%): 3500–3430 (13,6%), 3380–3260 (37,5%), 3240–3090 (44,3%). To jest jedna data (podawanie prawdopodobieństwa z dokładnością do 0,1% nie ma nigdzie uzasadnienia w naukach dedukcyjnych). W przekonaniu autora należy zapisać: 3500–3090 (95%) (A. Walanus, T. Goslar 2004).

Wiedza zdobyta przy zastosowaniu kosztownych pomiarów bywa zarówno nadużywana, jak i nie w pełni wykorzystana. Konieczne, wobec nadużyć, częste podważanie dat nie sprzyja współpracy interdyscyplinarnej, która przy dystansie dzielącym naukę instytucjonalnie humanistyczną od fizyki, nauki najściślejszej, jest i tak materia delikatną. Być może problem ma naturę socjologiczną i wystarczyłoby, gdyby archeolodzy zechcieli więcej energii włożyć w zrozumienie tego, co otrzymują od fizyków. Autor nie jest jednak kompetentny, by dokonać bilansu społecznych kosztów takiej, ewentualnej redystrybucji sił. Również nauki przyrodnicze, jak biologia, geografia, geologia, przymuszone wymogiem aktualności metod stosują zaawansowane procedury obliczeniowe w sposób przynoszący więcej szkody niż pożytku (A. Walanus 2000). Prosty postulat rzetelności w postępowaniu, który powinien tu wystarczyć, staje się coraz trudniejszy do spełnienia wobec rozwoju metod analitycznych. Nie można być jednocześnie archeologiem i fizykiem. A przecież i nie każdy fizyk wie, co to jest funkcja gęstości prawdopodobieństwa.

WYKAZ CYTOWANEJ LITERATURY

Bayes T. R.

1763 *An essay towards solving a problem in the doctrine of chances*, „Philosophical Transactions of the Royal Society”, t. 53, s. 370–418.

Buck C. E., Kenworthy J. B., Litton C. D., Smith A. F. M.

1991 *Combining archaeological and radiocarbon information: a Bayesian approach to calibration*, „Antiquity”, t. 65, nr 249, s. 808–821.

Buck C. E., Cavanagh W. G., Litton C. D.

1996 *Bayesian approach to interpreting archaeological data*, Wiley.

Bronk Ramsey C.

1998 *Probability and dating*, „Radiocarbon”, t. 40, nr 1, s. 461–474.

Durka P. J.

2003 *Wstęp do współczesnej statystyki*, Warszawa.

Micheżyńska D. J., Pazdur M. F., Walanus A.

1989 *Bayesian approach to probabilistic calibration of radiocarbon ages*, PACT 29, s. 69–79.

Mihailescu-Birliba V., Szmyt M.

2003 *Radiocarbon chronology of the Moldavian (Siret) subgroup of the Globular Amphora culture*, [w:] *The foundations of radiocarbon chronology of cultures between the Vistula and Dnieper: 4000–1000 BC*, „Baltic-Pontic Studies”, t. 12, s. 82–112.

„Radiocarbon”, t. 46

2004 „Radiocarbon”, t. 46, s. 1029–1058.

Walanus A.

1983 *Zagadnienia podstawowe interpretacji wyników pomiarów fizycznych na przykładzie datowań metodą ^{14}C* , „Archeologia Polski”, t. 28, z. 1, s. 7–17.

- 2000 *Istotność statystyczna wniosków z analiz ilościowych na przykładzie badań górnego czwartorzędu*, „Kwartalnik AGH, Geologia”, t. 26, z. 4, s. 469–527.
- 2004 *Wyznaczanie wieku metodą ^{14}C* , „Czasopismo Archeologiczne Menhir”, nr 4, s. 72–73.
- Walanus A., Goslar T.
- 2004 *Wyznaczanie wieku metodą ^{14}C dla archeologów*, Rzeszów.

ADAM WALANUS

ARCHAEOLOGY AS THE AVANT-GARDE OF THE SCIENCES.
ON THE FORM OF CALIBRATED ^{14}C DATES

S u m m a r y

Radiocarbon dating is a typical example of physical measurement applied in archaeology. As in all measurements, the important thing is the random factor of measurement error. The commonly known form of the so-called conventional date, 5670 ± 50 BP, clearly gives the degree of measurement error (inaccuracy), in this case 50 years. The error is determined by Gaussian probability distribution applied to the actual age of a sample (which while determined, remains unknown). It means, among others, that the probability is 0.68 that the actual (radiocarbon) age of the sample is contained in the period ± 50 years before and after 5670 BP.

This situation, which is typical of the natural sciences, physics and technology, is easy and even banal compared to what archaeologists had to face once calibration was introduced in the radiocarbon method. Presently, the complexity of the probability distribution of the actual age of the sample (already the ordinary calendar age) matches that of the form of the so-called calibration curve. This distribution recalls a mountain ridge of the Alpine type, marked occasionally with many heights and valleys, separated from the main massif of the island of probability. One has to search far and wide to find an equally difficult measurement for interpretation in the sciences, hence the irony in the title of the present article.

It is not by accident that advanced methods of strict taking into account of *a priori* uncertain information, based on Bayes' theorem, have found application in archaeology. Inferences made with the benefit of high mathematical discipline make it possible to interpret as fully as possible the information contained in a calibrated date. Yet the information provided in a date hardly warrants the complicated form of the probability distribution of a calibrated age, so often cited *in extenso* in archaeological research. At this point matters take on a difficult turn.

Computer programs for calibrating radiocarbon dates, apart from giving the distribution in graphic form, also present the range of estimation in which the actual age of the sample falls with the set probability. Based on the normal distribution tradition, there are two probabilities in use: 0.68 and 0.95.

Archaeologists who do not feel obliged to be the avant-garde of the sciences are recommended to make use of the effect of the dating in the simplest form possible: as a range corresponding to the 0.95 probability, with the assumption that it is a continuous range uninterrupted by sections of slightly lower probability values. The 0.68 probability is merely 2 in 3; in one of three cases, the actual age will fall outside the given range. Even 0.95 is not equal to 1. Assuming ideal sampling and laboratory measurement conditions, it will still give an average of one date in twenty that will fall outside the given range (which, of course, we shall never be aware of).

Translated by Iwona Zych

Adres Autora:

Dr hab. Adam Walanus

Instytut Archeologii Uniwersytetu Rzeszowskiego

ul. Hoffmanowej 8

35-016 Rzeszów

e-mail: walanus@univ.rzeszow.pl