

**Michczyńska, Danuta Joanna /
Michczyński, Adam**

**Niektóre problemy interpretacji
wyników kalibracji dat radiowęglowych**

Światowit 39, 105-116

1994

Artykuł został zdigitalizowany i opracowany do udostępnienia w internecie przez Muzeum Historii Polski w ramach prac podejmowanych na rzecz zapewnienia otwartego, powszechnego i trwałego dostępu do polskiego dorobku naukowego i kulturalnego. Artykuł jest umieszczony w kolekcji cyfrowej bazhum.muzhp.pl, gromadzącej zawartość polskich czasopism humanistycznych i społecznych.

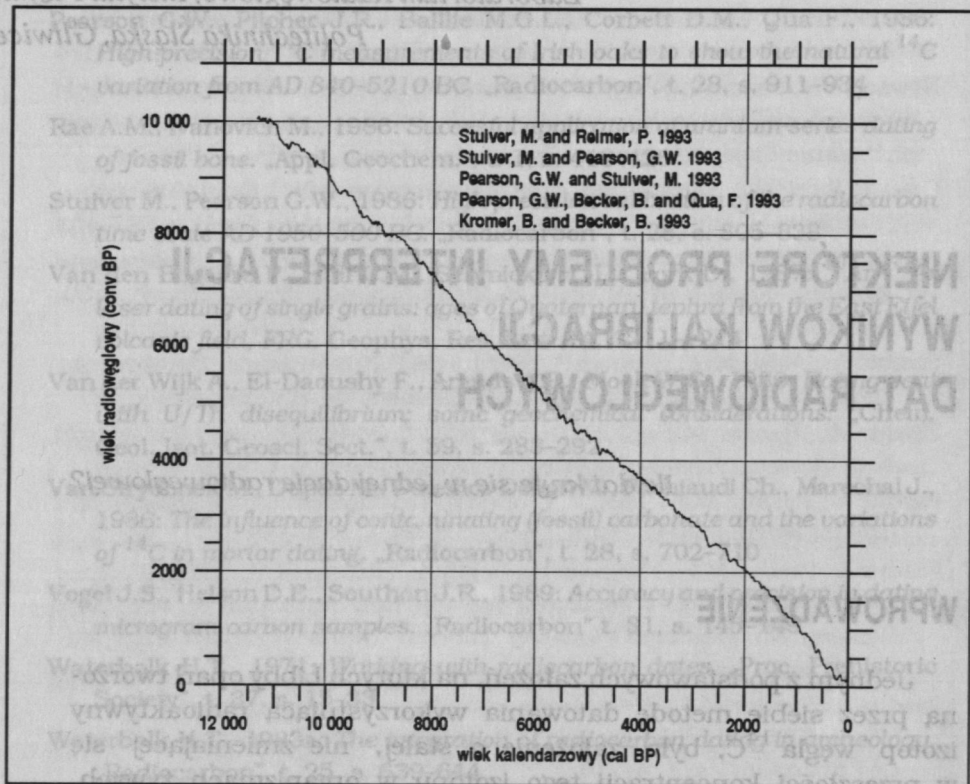
Tekst jest udostępniony do wykorzystania w ramach dozwolonego użytku.

NIKTÓRE PROBLEMY INTERPRETACJI WYNIKÓW KALIBRACJI DAT RADIOWĘGLOWYCH

Ile dat kryje się w jednej dacie radiowęglowej?

WPROWADZENIE

Jednym z podstawowych założeń, na których Libby oparł tworzona przez siebie metodę datowania wykorzystującą radioaktywny izotop węgla ^{14}C , było założenie o stałej, nie zmieniającej się w przeszłości koncentracji tego izotopu w organizmach żywych. Zostało ono potwierdzone przez Libby'ego na podstawie pomiarów koncentracji tego izotopu w kilkunastu próbkach o znanym wieku. Jednakże na początku lat sześćdziesiątych, w miarę postępującego rozwoju techniki pomiarów radiowęglowych oraz wzrostu dokładności otrzymywanych dat, okazało się, że założenie to nie jest niestety poprawne i koncentracja izotopu ^{14}C w biosferze zmieniała się w przeszłości. Aby metoda radiowęglowa pozostała w pełni użyteczna, stało się konieczne przeliczanie daty radiowęglowej na datę kalendarzową – kalibracja dat radiowęglowych. Dokonuje się tego w oparciu o krzywe kalibracyjne, które odzwierciedlając zmiany koncentracji izotopu ^{14}C w przeszłości, przyporządkowują każdej wartości wieku kalendarzowego odpowiadającą mu wartość konwencjonalnego wieku radiowęglowego (rycina 1). Niestety poważna trudność kryje się w fakcie, że przyporządkowanie odwrotne nie jest jednoznaczne, tzn. jednej dacie radiowęglowej może odpowiadać kilka dat kalendarzowych. Przykładem takiej niejednoznaczności może być sytuacja przedstawiona na rycinie 2, gdzie dacie radiowęglowej 4150 conv BP odpowiada aż pięć możliwych wartości wieku kalendarzowego. Dru-

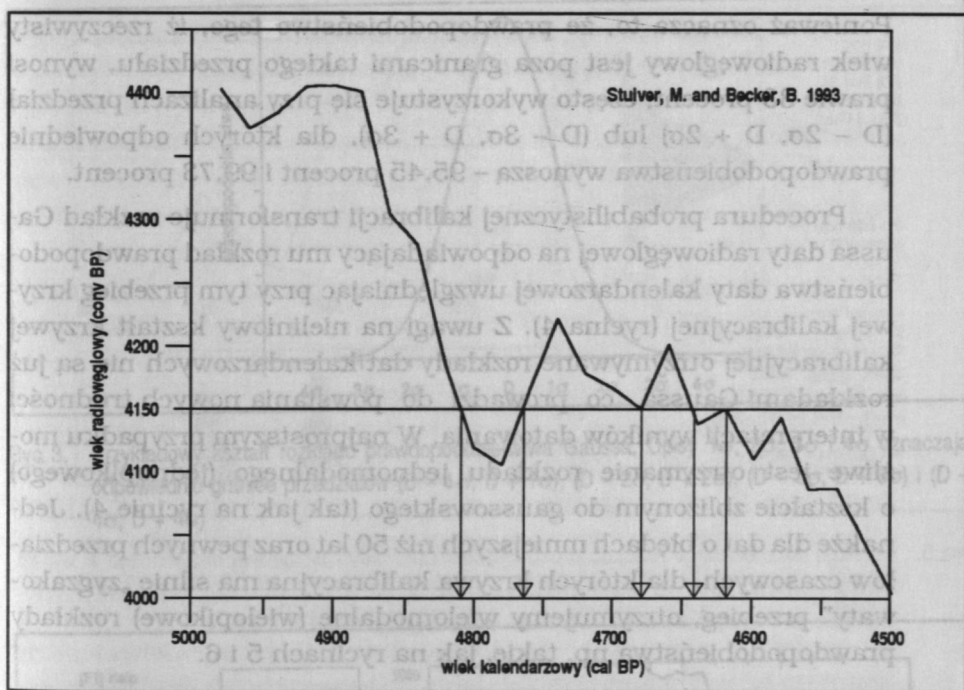


Ryc. 1. Krzywa kalibracyjna będąca połączeniem krzywych kalibracyjnych opublikowanych w 1993 roku w czasopiśmie „Radiocarbon-Calibration 1993”

gim problemem, który wymagał rozwiązania, był sposób uwzględnienia przy kalibracji błędu daty radiowęglowej. Rozwiązaniem tych problemów jest powszechnie uznawana i stosowana metoda probabilistycznej kalibracji dat radiowęglowych.

PROBABILISTYCZNA KALIBRACJA DAT RADIOWĘGLOWYCH I PROBLEMY INTERPRETACJI JEJ WYNIKÓW

Najczęściej wynik datowania radiowęglowego jest podawany w postaci wartości zmierzonego wieku konwencjonalnego oraz błędu wyznaczenia tego wieku. Przyczyną tego błędu jest występowanie w trakcie procesu pomiarowego bardzo wielu trudnych do uchwycenia czynników, które mogą w sposób przypadkowy zakłócać przebieg



Ryc. 2. Ilustracja niejednoznaczności przyporządkowania konwencjonalnej dacie radiowęglowej daty kalendarzowej. Dacie 4150 conv BP odpowiada pięć możliwych wartości wieku kalendarzowego (Goslar, Michczyńska, Pazdur, 1990)

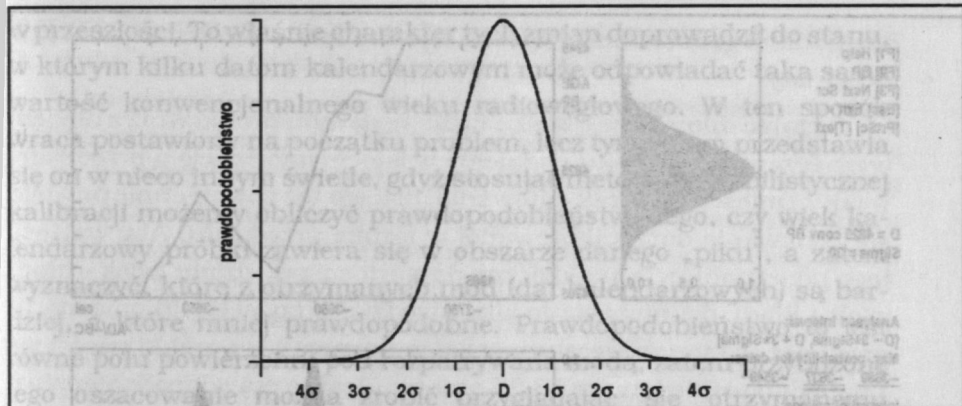
pomiaru. W takim przypadku wielokrotne powtarzanie pomiaru daje za każdym razem nieco inne wyniki, które jednakże podlegają określonym prawidłowościom statystycznym. Dla konwencjonalnej daty radiowęglowej powszechnie przyjmuje się, że jest to rozkład Gaussa.

Kształt funkcji rozkładu prawdopodobieństwa Gaussa dla przykładowej daty radiowęglowej oznaczonej symbolem D przedstawiono na rycinie 3. Otrzymany w wyniku pomiaru wiek radiowęglowy D jest również wartością o największym prawdopodobieństwie, a także medianą tego rozkładu, tj. wartością, dla której prawdopodobieństwa tego, że rzeczywisty wiek radiowęglowy jest od niej większy i tego, że jest od niej mniejszy, są jednakowe (i oczywiście równe 50 procent). Szerokość krzywej Gaussa zależy od wielkości błędu pomiaru – im większy błąd tym szersza krzywa. Wartość błędu pomiaru jest określona jako odchylenie standardowe i oznaczana jako σ . Dla rozkładu Gaussa prawdopodobieństwo tego, że rzeczywisty wiek radiowęglowy mieści się w przedziale $(D - 1\sigma, D + 1\sigma)$, wynosi 68,26 procent.

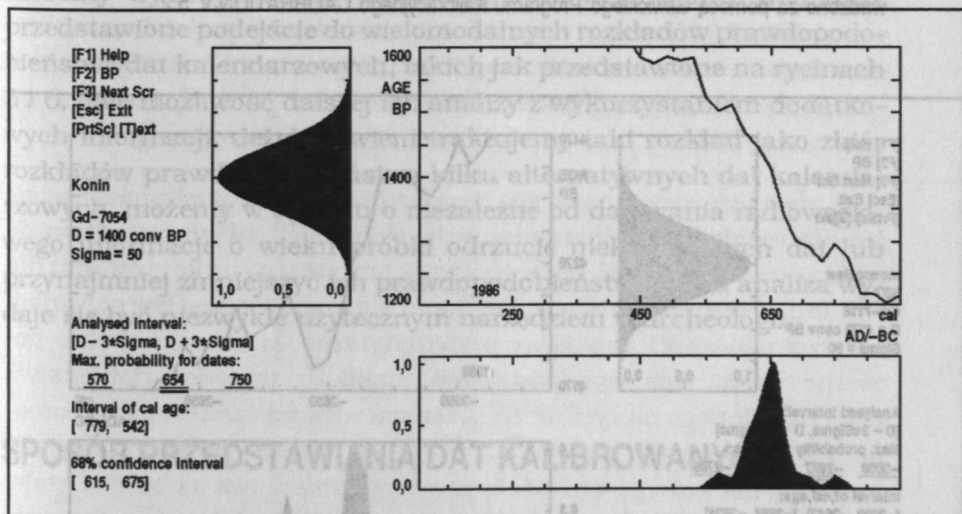
Ponieważ oznacza to, że prawdopodobieństwo tego, iż rzeczywisty wiek radiowęglowy jest poza granicami takiego przedziału, wynosi prawie 33 procent, często wykorzystuje się przy analizach przedział ($D - 2\sigma$, $D + 2\sigma$) lub ($D - 3\sigma$, $D + 3\sigma$), dla których odpowiednie prawdopodobieństwa wynoszą – 95,45 procent i 99,73 procent.

Procedura probabilistycznej kalibracji transformuje rozkład Gaussa daty radiowęglowej na odpowiadający mu rozkład prawdopodobieństwa daty kalendarzowej uwzględniając przy tym przebieg krzywej kalibracyjnej (rycina 4). Z uwagi na nieliniowy kształt krzywej kalibracyjnej otrzymywane rozkłady dat kalendarzowych nie są już rozkładami Gaussa, co prowadzi do powstania nowych trudności w interpretacji wyników datowania. W najprostszym przypadku możliwe jest otrzymanie rozkładu jednomodalnego (jednopikowego) o kształcie zbliżonym do gaussowskiego (tak jak na rycinie 4). Jednakże dla dat o błędach mniejszych niż 50 lat oraz pewnych przedziałów czasowych, dla których krzywa kalibracyjna ma silnie „zygzakowaty” przebieg, otrzymujemy wielomodalne (wielopikowe) rozkłady prawdopodobieństwa np. takie, jak na rycinach 5 i 6.

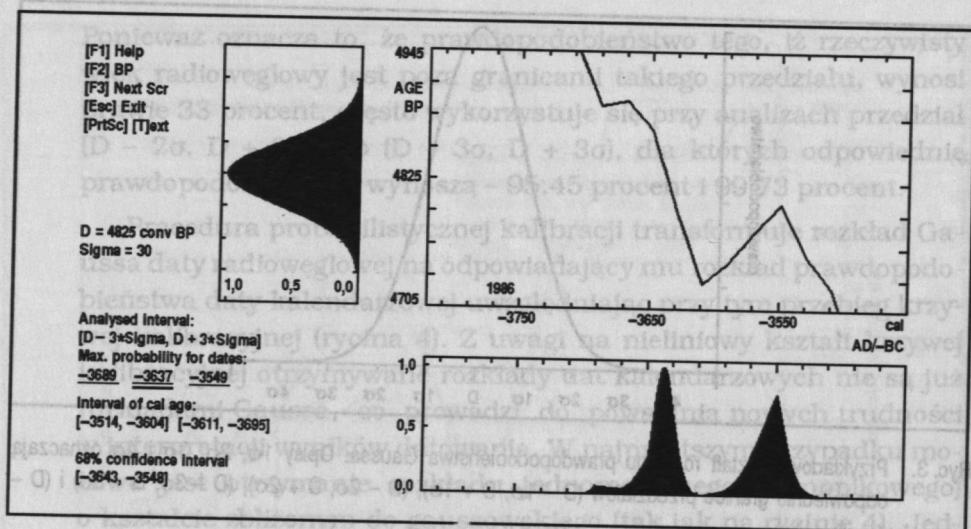
W przypadku rozkładu jednomodalnego mamy wskazaną w sposób wyraźny najbardziej prawdopodobną datę kalendarzową, wokół której jest skupiony rozkład prawdopodobieństwa, czyli obszar wartości jakie może przyjąć określany wiek kalendarzowy. W przypadkach takich, jak przedstawione na rycinach 5 i 6, sytuacja jest bardziej skomplikowana. Przede wszystkim otrzymany rozkład prawdopodobieństwa może mieć kilka maksimów lokalnych o jednakowej lub zbliżonej wartości (np. rozkład przedstawiony na rycinie 5 jest dwumodalny, a „wysokości” jednej i drugiej mody są w przybliżeniu jednakowe). Ponadto szerokość przedziału zajmowanego przez rozkład jest zazwyczaj duża w porównaniu z wartością błędu daty radiowęglowej (dla rozkładu z ryciny 6 jest to 420 lat, przy błędzie daty ^{14}C równym 50 lat) przy jednoczesnym przyjmowaniu przez rozkład prawdopodobieństwa na niektórych odcinkach wartości niemal równych zeru. Oznacza to, że w wyniku kalibracji otrzymujemy nie jedną, lecz dwie (rycina 5) lub kilka możliwych dat kalendarzowych (rycina 6) odpowiadających poszczególnym, większym modom rozkładu prawdopodobieństwa. Interpretacja taka wynika z faktu, iż przyczyną otrzymywania wielomodalnych rozkładów prawdopodobieństwa daty kalendarzowej jest „zygzakowaty” przebieg krzywej kalibracyjnej spowodowany zmianami koncentracji izotopu ^{14}C



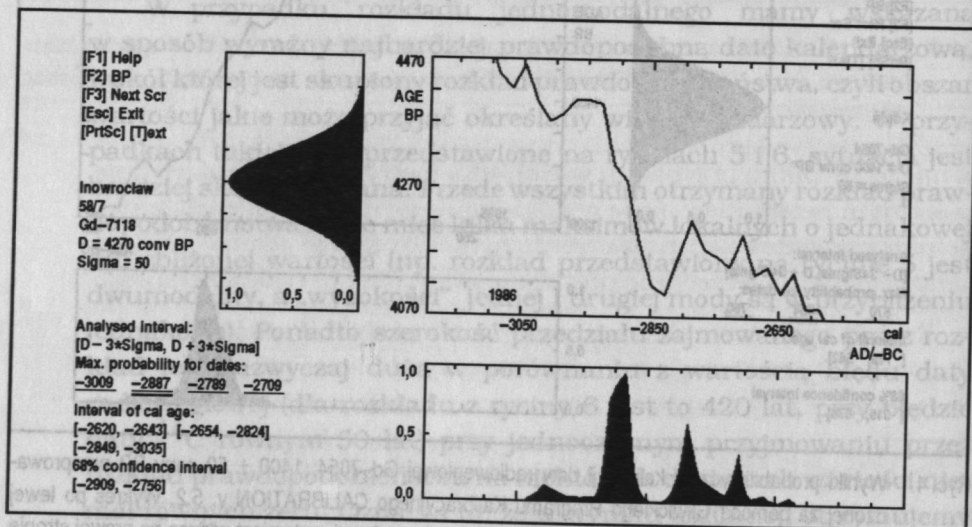
Ryc. 3. Przykładowy kształt rozkładu prawdopodobieństwa Gaussa. Opisy 1σ , 2σ , 3σ i 4σ oznaczają odpowiednio granice przedziałów $(D - 1\sigma, D + 1\sigma)$, $(D - 2\sigma, D + 2\sigma)$, $(D - 3\sigma, D + 3\sigma)$ i $(D - 4\sigma, D + 4\sigma)$



Ryc. 4. Wyniki probabilistycznej kalibracji daty radiowęglowej Gd-7054; 1400 ± 50 conv BP przeprowadzonej za pomocą Gliwickiego Programu Kalibracyjnego CALIBRATION v. 5.2. Wykres po lewej stronie u góry przedstawia rozkład Gaussa daty radiowęglowej, natomiast wykres po prawej stronie u góry – fragment krzywej kalibracyjnej. Na dolnym wykresie pokazano otrzymany w wyniku kalibracji rozkład prawdopodobieństwa daty kalibrowanej



Ryc. 5. Przykład dwumodalnego rozkładu prawdopodobieństwa daty kalibrowanej otrzymanego w wyniku obliczeń kalibracyjnych dla daty o wysokiej dokładności (4825 ± 30 conv BP). Obliczenia przeprowadzono za pomocą Gliwickiego Programu Kalibracyjnego CALIBRATION v. 5.2



Ryc. 6. Przykład wielomodalnego rozkładu prawdopodobieństwa daty kalibrowanej otrzymanego w wyniku obliczeń kalibracyjnych dla daty Gd-7118; 4270 ± 50 conv BP. Obliczenia przeprowadzono za pomocą Gliwickiego Programu Kalibracyjnego CALIBRATION v. 5.2

w przeszłości. To właśnie charakter tych zmian doprowadził do stanu, w którym kilku datom kalendarzowym może odpowiadać taka sama wartość konwencjonalnego wieku radiowęglowego. W ten sposób wraca postawiony na początku problem, lecz tym razem przedstawia się on w nieco innym świetle, gdyż stosując metodę probabilistycznej kalibracji możemy obliczyć prawdopodobieństwa tego, czy wiek kalendarzowy próbki zawiera się w obszarze danego „piku”, a zatem wyznaczyć, które z otrzymanych mod (dat kalendarzowych) są bardziej, a które mniej prawdopodobne. Prawdopodobieństwo to jest równe polu powierzchni pod rozpatrywaną modą, zatem przybliżone jego oszacowanie można zrobić przyglądając się otrzymanemu w wyniku kalibracji rozkładowi prawdopodobieństwa – np. prawdopodobieństwa znalezienia się wieku próbki w przedziale jednej lub drugiej mody rozkładu przedstawionego na rycinie 5 są w przybliżeniu jednakowe (czyli obie otrzymane daty kalendarzowe są równie prawdopodobne). Na tym niestety kończą się informacje, które możemy wydobyć dzięki datowaniu radiowęglowemu. Jednakże przedstawione podejście do wielomodalnych rozkładów prawdopodobieństwa dat kalendarzowych, takich jak przedstawione na rycinach 5 i 6, daje możliwość dalszej ich analizy z wykorzystaniem dodatkowych informacji. Jeżeli bowiem traktujemy taki rozkład jako zbiór rozkładów prawdopodobieństwa kilku alternatywnych dat kalendarzowych, możemy w oparciu o niezależne od datowania radiowęglowego informacje o wieku próbki odrzucić niektóre z tych dat lub przynajmniej zmniejszyć ich prawdopodobieństwo. Taka analiza wydaje się być niezwykle użytecznym narzędziem w archeologii.

SPÓŚÓB PRZEDSTAWIANIA DAT KALIBROWANYCH

Z wcześniejszych rozważań widać, że najlepszym sposobem przedstawiania dat kalibrowanych byłoby bez wątpienia prezentowanie całych rozkładów prawdopodobieństwa tych dat. Jednakże sposób taki jest, zwłaszcza przy rozważaniu wielu dat, bardzo niewygodny. Stąd dążenie, aby wyniki kalibracji przedstawiać w formie jak najbardziej zbliżonej do powszechnie używanej formy przedstawiania dat radiowęglowych, tj. wiek \pm błąd. Ponieważ jednak, jak już wspominaliśmy, rozkłady prawdopodobieństwa dat kalibrowanych nie są

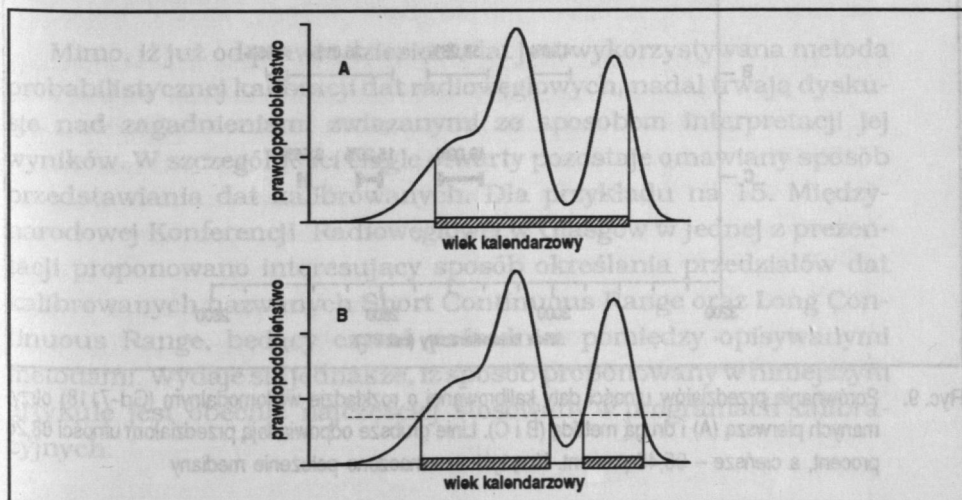
rozkładami gaussowskimi sposób w jaki należy to zrobić nie jest wcale oczywisty.

Podając informacje o wieku radiowęglowym próbki wraz z błędem wyznaczenia tego wieku podajemy w istocie informację o przedziale, w jakim mieści się wynik datowania, dlatego też powszechnie przyjęło się podawanie daty kalibrowanej w formie przedziału. Aby wartość tego przedziału była analogiczna do wartości przedziału (wiek - błąd, wiek + błąd), definiuje się go jako przedział ufności 68,26 procent, tj. przedział, w którym rzeczywisty kalendarzowy wiek próbki mieści się z prawdopodobieństwem 68,26 procent. Jest to prawdopodobieństwo odpowiadające przedziałowi $(D - 1\sigma, D + 1\sigma)$ dla rozkładu Gaussa daty radiowęglowej (rycina 3). Zazwyczaj podaje się także drugi przedział ufności 95,45 procent odpowiadający przedziałowi $(D - 2\sigma, D + 2\sigma)$. Sposób określania tych przedziałów przedstawia rycina 7A. Rozkład prawdopodobieństwa jest równomiernie obcinany z obu stron tak, aby pole pod wykresem obcięty przez pionowe linie wynosiło 68,26 procent bądź 95,45 procent pola pod całym wykresem. Informacje o tak obliczonych przedziałach często uzupełnia się poprzez podanie wartości mediany rozkładu prawdopodobieństwa daty kalibrowanej, jako odpowiednika daty radiowęglowej.

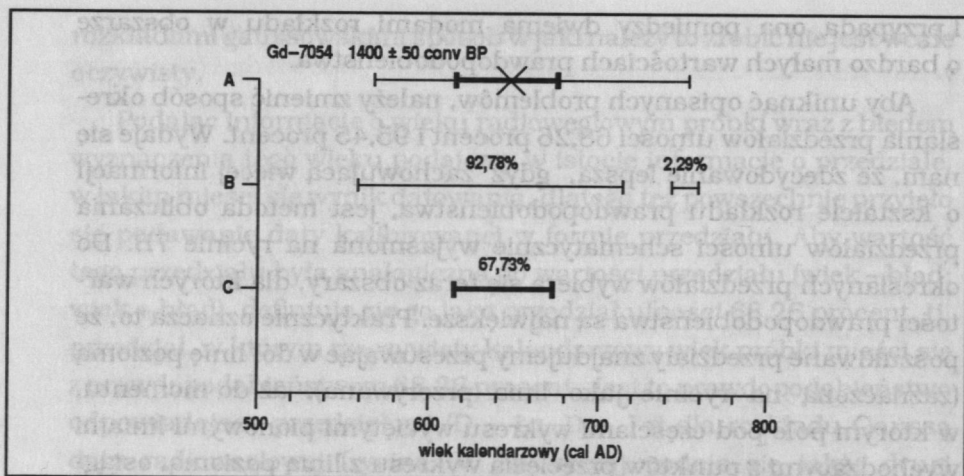
Łatwo jest zorientować się, że powyższy sposób doskonale nadaje się dla rozkładów jednodalnych, zbliżonych swym kształtem do rozkładu Gaussa. Jeśli jednak przyjrzymy się jego wykorzystaniu dla rozkładów wielomodalnych, to - mimo iż sposób ten jest bez najmniejszych wątpliwości poprawny matematycznie - zauważymy jego poważne braki. Dla przykładowego rozkładu prawdopodobieństwa przedstawionego na rycinie 7A przedział ufności oznaczony za pomocą zakreskowanego prostokąta obejmuje obszar pomiędzy dwiema modami, dla którego wartości prawdopodobieństwa są bardzo małe, podczas gdy poza tym przedziałem pozostają obszary o znacznie większych wartościach prawdopodobieństwa. Ponadto w myśl przedstawionej we wcześniejszej części artykułu interpretacji rozkładów prawdopodobieństwa dat kalibrowanych obie wyraźnie rozdzielające się mody odpowiadają dwóm alternatywnym datom kalendarzowym, a co za tym idzie, przedstawienie wyniku kalibracji w postaci pojedynczego przedziału zaciera tę informację. Podobne problemy mogą wystąpić również przy stosowaniu mediany - np. dla rozkładu przedstawionego na rycinie 5 wartość mediany wynosi 3618 cal BC

i przypada ona pomiędzy dwiema modami rozkładu w obszarze o bardzo małych wartościach prawdopodobieństwa.

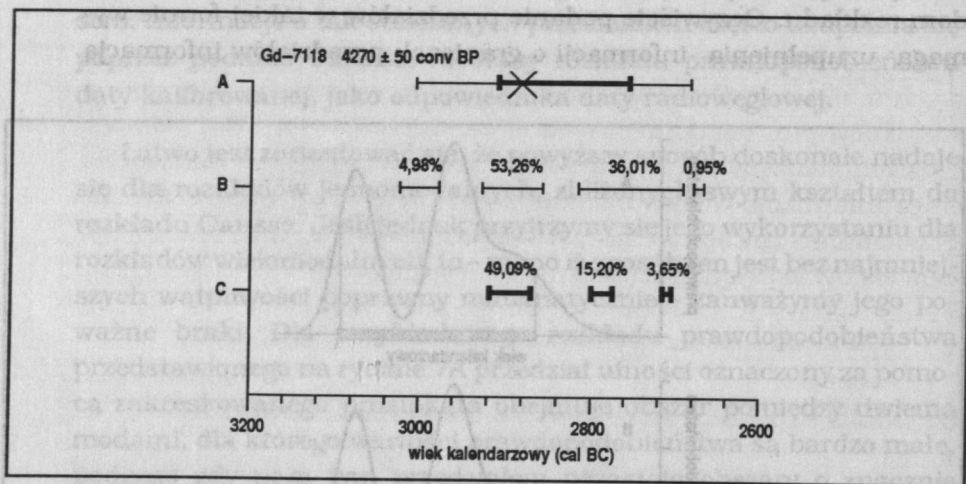
Aby uniknąć opisanych problemów, należy zmienić sposób określania przedziałów ufności 68,26 procent i 95,45 procent. Wydaje się nam, że zdecydowanie lepszą, gdyż zachowującą więcej informacji o kształcie rozkładu prawdopodobieństwa, jest metoda obliczania przedziałów ufności schematycznie wyjaśniona na rycinie 7B. Do określanych przedziałów wybiera się teraz obszary, dla których wartości prawdopodobieństwa są największe. Praktycznie oznacza to, że poszukiwane przedziały znajdujemy przesuwając w dół linię poziomą (zaznaczoną na rycinie jako linia przerywana), aż do momentu, w którym pole pod częściami wykresu wyciętymi pionowymi liniami wychodzącymi z punktów przecięcia wykresu z linią poziomą, osiągnie 68,26 procent lub 95,45 procent pola pod całym wykresem. Rycina 7B przedstawia przykładowe przedziały otrzymane za pomocą tej metody dla takiego samego rozkładu prawdopodobieństwa co prezentowany na rycinie 7A. Wyraźnie widać, że w tym przypadku otrzymujemy dwa rozdzielone przedziały odpowiadające dwóm modom rozkładu. Oczywiście podanie przedziałów w takiej formie wymaga uzupełnienia informacji o granicach przedziałów informacją



Ryc. 7. Porównanie dwóch sposobów przedstawiania przedziałów dat kalibrowanych. Przedziały ufności otrzymane za pomocą pierwszej (rycina 7A) i drugiej (rycina 7B) metody są oznaczone za pomocą zakreślonych prostokątów. Dokładniejsze objaśnienia znajdują się w tekście



Ryc. 8. Porównanie przedziałów ufności daty kalibrowanej o rozkładzie jednomodalnym (Gd-7054) otrzymanych pierwszą (A) i drugą metodą (B i C). Linie grubsze odpowiadają przedziałom ufności 68,26 procent, a cieńsze – 95,45 procent. Krzyżykiem oznaczono położenie mediany



Ryc. 9. Porównanie przedziałów ufności daty kalibrowanej o rozkładzie wielomodalnym (Gd-7118) otrzymanych pierwszą (A) i drugą metodą (B i C). Linie grubsze odpowiadają przedziałom ufności 68,26 procent, a cieńsze – 95,45 procent. Krzyżykiem oznaczono położenie mediany

o prawdopodobieństwie tego, że rzeczywisty wiek kalendarzowy zawiera się w danym przedziale.

Ryciny 8 i 9 zawierają porównanie przedziałów obliczonych jedną i drugą metodą dla daty jednomodalnej Gd-7054 (rycina 8) i wielomodalnej Gd-7118 (rycina 9). Rozkłady prawdopodobieństwa dat wykorzystanych do obliczeń były przedstawione już wcześniej na rycinach 4 i 6. Jak łatwo zauważyć, przedziały obliczone obiema metodami dla daty Gd-7054 (jednomodalnej) różnią się niewiele (przedziały ufności 68,26 procent są wręcz identyczne), natomiast dla daty wielomodalnej różnice są bardzo duże. Przedziały obliczone sugerowaną przez nas metodą wyraźnie wydzielają trzy możliwe obszary, w których może zawierać się wiek kalendarzowy próbki – o prawdopodobieństwach 4,98 procent, 53,26 procent oraz 36,01 procent (przedział o prawdopodobieństwie 0,95 procent można pominąć). Warto zwrócić uwagę, że sumaryczna długość przedziałów ufności 95,45 procent określonych drugą metodą jest mniejsza od długości przedziału o tej samej ufności określonego pierwszą metodą.

UWAGI KOŃCOWE

Mimo, iż już od prawie dziesięciu lat jest wykorzystywana metoda probabilistycznej kalibracji dat radiowęglowych, nadal trwają dyskusje nad zagadnieniami związanymi ze sposobem interpretacji jej wyników. W szczególności ciągle otwarty pozostaje omawiany sposób przedstawiania dat kalibrowanych. Dla przykładu na 15. Międzynarodowej Konferencji Radiowęglowej w Glasgow w jednej z prezentacji proponowano interesujący sposób określania przedziałów dat kalibrowanych nazwanych Short Continuous Range oraz Long Continuous Range, będący czymś pośrednim pomiędzy opisywanymi metodami. Wydaje się jednakże, iż sposób proponowany w niniejszym artykule jest obecnie najczęściej stosowany w programach kalibracyjnych.

Podziękowania

Pragniemy podziękować Jackowi Plisakowi za dyskusje, które zainspirowały nas do napisania niniejszego artykułu.

BIBLIOGRAFIA

- Christen J.A., Kenworthy J.B., Ottaway B.S., Buck C.E., Litton C.D., 1994: *Archaeological interpretation of a suite of ^{14}C determinations: a Bayesian case study*. 15th International Radiocarbon Conference, Book of Abstracts
- Dalland M., 1994: *Some techniques for analyzing calibrated radiocarbon dates*. 15th International Radiocarbon Conference, Book of Abstracts
- Goslar T., Michczyńska D.J., Pazdur M.F., 1990: *Datowanie radiowęglowe wysokiej precyzji i probabilistyczna kalibracja dat radiowęglowych*. „Archeologia Polski”, t. XXXV, z. 2, 191-214
- Michczyńska D.J., Pazdur M.F., 1989: *Probabilistyczna kalibracja dat radiowęglowych*. „Zeszyty Naukowe Politechniki Śląskiej”, Seria Matematyka-Fizyka, z. 61, 37-60
- Michczyńska D.J., Pazdur M.F. and Walanus A., 1990: *Bayesian Approach to Probabilistic Calibration of Radiocarbon Ages*. PACT 29 - II.4, 69-79
- Pazdur A., Pazdur M.F., 1982: *Chronometria radiowęglowa jako metoda badawcza w archeologii. Możliwości, ograniczenia, perspektywy*. „Przegląd Archeologiczny”, Vol. 30, 545
- Stuiver M., Long A., Kra R.S., [ed.], 1993: „Radiocarbon-Calibration 1993”, Vol. 35, No 1
- Walanus A., 1983: *Zagadnienia podstawowe interpretacji wyników pomiarów fizycznych na przykładzie datowań metodą ^{14}C* . „Archeologia Polski”, t. XXVIII, z. 1, 7-17
- Walanus A., 1986: *Obiektywizacja subiektywnych elementów interpretacji wyników pomiarów fizycznych na przykładzie datowań metodą ^{14}C* . „Zeszyty Naukowe Politechniki Śląskiej”, Seria Matematyka-Fizyka, z. 46, 29-34