

# O pewnym zastosowaniu analizy harmoniczej w rachunku prawdopodobieństwa

Krzysztof OLESZKIEWICZ, Warszawa

Jest to zapis odczytu wygłoszonego na XXVI Szkole Matematyki Poglądowej: Twierdzenia z pogranicza.

Związki analizy harmoniczej z rachunkiem prawdopodobieństwa dotyczą na ogół własności przekształcenia Fouriera i szeregów trygonometrycznych. Tym razem rozważymy jednak jej inne, znacznie bardziej elementarne zastosowanie probabilistyczne. Wśród wszystkich funkcji o wartościach rzeczywistych określonych na kostce dyskretnej  $\{-1, 1\}^n$  (czyli na zbiorze  $2^n$  wierzchołków  $n$ -wymiarowej kostki  $[-1, 1]^n$ ) wyróżnijmy rodzinę  $2^n$  funkcji  $(w_A)_{A \subset \{1, 2, \dots, n\}}$ , zwaną układem Walsha. Funkcja  $w_A$  przyjmuje w punkcie  $x = (x_1, x_2, \dots, x_n)$  wartość będącą iloczynem tych współrzędnych  $x_i$ , których indeks  $i$  należy do  $A$ . Innymi słowy

$$w_A(x) = \prod_{i \in A} x_i,$$

przy czym przyjmujemy, że  $w_\emptyset$  przyjmuje na całym zbiorze  $\{-1, 1\}^n$  wartość 1. Jeśli zdefiniujemy iloczyn skalarny funkcji  $f, g : \{-1, 1\}^n \rightarrow R$  wzorem

$$\langle f, g \rangle = \frac{1}{2^n} \sum_{x \in \{-1, 1\}^n} f(x)g(x),$$

to łatwo będzie sprawdzić, że  $\langle w_A, w_B \rangle = 0$ , jeśli  $A \neq B$ , oraz  $\langle w_A, w_A \rangle = 1$  (dowód pozostawiamy Czytelnikowi jako proste ćwiczenie). Wynika stąd, że układ Walsha jest układem ortonormalnym względem wprowadzonego iloczynu skalarnego. Zatem każda funkcja  $f : \{-1, 1\}^n \rightarrow R$  daje się w co najwyżej jeden sposób zapisać jako kombinacja liniowa  $\sum_{A \subset \{1, 2, \dots, n\}} a_A w_A$ , ( $a_A \in R$ ), bo wówczas

$$\langle f, w_B \rangle = \sum_{A \subset \{1, 2, \dots, n\}} a_A \langle w_A, w_B \rangle = a_B,$$

czyli z funkcji  $f$  można odczytać jej współczynniki  $a_A$ . Z drugiej strony każdą funkcję  $f : \{-1, 1\}^n \rightarrow R$  można zapisać w postaci takiej kombinacji. Można to uzasadnić na dwa sposoby. Po pierwsze, można powołać się na fakt, że wymiar liniowy przestrzeni wszystkich funkcji rzeczywistych na  $\{-1, 1\}^n$  (nad  $R$ ) jest równy  $2^n$  i w związku z tym układ Walsha, jako układ  $2^n$  funkcji niezależnych liniowo (bo ortogonalnych) jest bazą, a więc także rozpinają liniowo tę przestrzeń. Po drugie, można uniknąć odwoływania się do zaawansowanej algebry liniowej – oczywiście (dlaczego?) każdą funkcję rzeczywistą na  $\{-1, 1\}^n$  można zapisać jako kombinację liniową funkcji  $(f_y)_{y \in \{-1, 1\}^n}$ , przyjmujących wartości  $f_y(y) = 1$ ;  $f_y(x) = 0$  dla  $x \neq y$ . Zatem wystarczy przedstawić każdą z funkcji  $f_y$  jako kombinację liniową funkcji Walsha, to zaś jest proste:

$$f_y(x) = \prod_{i=1}^n \frac{x_i + y_i}{2} = \frac{1}{2^n} \sum_{A \subset \{1, 2, \dots, n\}} \left( \prod_{i \in \{1, 2, \dots, n\} \setminus A} y_i \right) \cdot w_A(x)$$

(zauważmy, że iloczyn jest zerem, jeśli którykolwiek z jego czynników jest zerem).

Funkcji  $f : \{-1, 1\}^n \rightarrow R$  przyporządkujemy nową funkcję  $Lf : \{-1, 1\}^n \rightarrow R$  wzorem

$$(Lf)(x) = \sum_{y \in \{-1, 1\}^n : d(x, y) = 1} f(y),$$

gdzie  $d(x, y)$  oznacza liczbę współrzędnych, którymi różnią się punkty  $x, y \in \{-1, 1\}^n$ , tzn. liczbę tych  $1 \leq i \leq n$ , dla których  $x_i \neq y_i$  (jest to tzw. metryka Hamminga). Innymi słowy wartość funkcji  $Lf$  w punkcie  $x$  definiujemy jako sumę wartości funkcji  $f$  we wszystkich wierzchołkach sąsiadujących z  $x$ . Łatwo zauważyć, że operator  $L$  jest liniowy, czyli

$$L\left(\sum_{k=1}^m \alpha_k f_k\right) = \sum_{k=1}^m \alpha_k \cdot Lf_k; \quad \alpha_k \in R.$$

Pozostawmy Czytelnikowi sprawdzenie, że  $Lw_A = (n - 2|A|) \cdot w_A$ , gdzie  $|A|$  oznacza liczbę elementów zbioru  $A$  (co w języku algebry liniowej oznacza, że funkcje Walsha są wektorami własnymi operatora  $L$ ).

Czas na oczekiwane zastosowanie w rachunku prawdopodobieństwa. Rozważmy cząstkę błądzącą losowo po wierzchołkach  $n$ -wymiarowej kostki. Błądzenie zaczyna się w chwili  $t = 0$  w wierzchołku  $(1, 1, \dots, 1)$ , a potem błądzenie odbywa się według następujących reguł: jeśli cząstka w chwili  $t$  znajduje się w punkcie  $y$ , to w chwili  $t + 1$  z prawdopodobieństwem  $1/n$  będzie w wierzchołku z sąsiadującym z  $y$  (ponieważ każdy wierzchołek ma dokładnie  $n$  sąsiadów, znaczy to, że do każdego z nich cząstka przejdzie z jednakowym prawdopodobieństwem). Spróbujmy odpowiedzieć na pytanie, z jakim prawdopodobieństwem cząstka w chwili  $t$  będzie się znajdowała w punkcie  $x \in \{-1, 1\}^n$ .

Oznaczmy to prawdopodobieństwo przez  $p_t(x)$ . Z zasad błądzenia wynika, że  $p_{t+1} = Lp_t/n$ , a zatem  $p_t = n^{-t} \cdot L^t p_0$ , gdzie  $L^t$  oznacza  $t$ -krotne zastosowanie operatora  $L$ . Skoro na mocy założeń

$$p_0 = f_{(1,1,\dots,1)} = \frac{1}{2^n} \sum_{A \subset \{1,2,\dots,n\}} w_A,$$

z liniowości operatora  $L$  wynika, że

$$L^t p_0 = \frac{1}{2^n} \sum_{A \subset \{1,2,\dots,n\}} (n - 2|A|)^t \cdot w_A.$$

Otrzymujemy zatem jawny wzór

$$p_t(x) = \frac{1}{2^n} \sum_{A \subset \{1,2,\dots,n\}} \left(1 - \frac{2|A|}{n}\right)^t w_A(x).$$

Ponieważ  $|A| \in \{0, 1, \dots, n\}$ , więc  $|1 - \frac{2|A|}{n}| < 1$ , o ile  $A \neq \emptyset$  i  $A \neq \{1, 2, \dots, n\}$ . Wynika stąd, że dla dużych wartości czasu  $t$  prawdopodobieństwo  $p_t(x)$  można z bardzo dużą dokładnością przybliżyć przez  $\frac{1}{2^{n-1}}$ , jeśli liczba współrzędnych, którymi  $x$  różni się od  $(1, 1, \dots, 1)$  ma inną parzystość niż  $t$ , przez 0 zaś, jeśli ma tę samą parzystość.

Pozostawmy Dociekliwemu Czytelnikowi przemyślenie, jak zmieni się sytuacja, jeśli błądząca cząstka będzie z prawdopodobieństwem  $\frac{1}{n+1}$  przechodzić do sąsiedniego wierzchołka, a z prawdopodobieństwem  $\frac{1}{n+1}$  - pozostawać w tym samym wierzchołku.