

BOLESŁAW NOWICKI, BOLESŁAW ŻUK  
*Katedra Ogólnej Hodowli Zwierząt WSR we Wrocławiu*

## POSZUKIWANIA GENETYCZNYCH PARAMETRÓW SŁUŻĄCYCH DO TRAFNEGO DOBIERANIA PAR DO ROZPŁODU U BYDŁA

W wyniku rozwoju genetyki cech ilościowych, hodowcy uzyskali szereg cennych metod (2 — 5, 7 — 11), umożliwiających szacowanie wartości hodowlanej zwierząt gospodarskich. Metody te niewątpliwie pomogły przy selekcji, w wyniku czego zatrzymano do reprodukcji najcenniejsze sztuki. Wykładnikiem postępu w hodowli jest wyższa wartość użytkowa uzyskanego potomstwa. Efekt pracy hodowlanej uwarunkowany jest nie tylko sumaryczną wartością hodowlaną rodziców lecz także trafnym doborem par, tj. przydzieleniem wybranego buhaja lub grupy buhajów do określonej grupy krów. Dotychczas hodowcy dobierając pary do rozplodu sugerowali się znanym twierdzeniem: „dobre z dobrym daje lepsze”. Okazuje się, że nie jest to regułą. Pruski 6 pisze: „Nie zawsze łączenie najlepszych pod względem wydajności samic i samców daje wyniki pozytywne”. W zakresie tego problemu niewiele uczyniono. Świadczy o tym inne zdanie Pruskiego 6: „... w sprawach... doboru par przy kojarzeniu rozrodczym pomoc genetyki jest całkiem nikła i hodowcy są zdani tylko na samych sobie”. W takiej sytuacji uzasadnione było poszukiwanie takich parametrów, które mogą udzielić informacji czy zamierzony dobór par da dobry przychówek, czy mierny ze względu na badaną cechę.

Obserwacje produkcji potomstwa rodziców o różnej wartości hodowlanej i stopnia spokrewnienia sugerowały, że takimi parametrami powinny być: wartość hodowlana, wskaźnik nasilenia hodowli krewniaczej (współczynnik inbredu) i wskaźnik pokrewieństwa kojarzonych partnerów (współczynnik pokrewieństwa). Pomyślnie rozwiązanie tego problemu znalazłoby zastosowanie w oborach zarodowych nastawionych szczególnie na produkcję materiału zarodowego męskiego przeznaczonego do masowej reprodukcji, poprzez zakłady unasienniania zwierząt. W przypadku tych obór dobieranie par jest umożliwiające, do pewnego stopnia, bo nie jest ściśle zależne od planu rotacji buhajów w danym terenie.

Celem pracy było stwierdzenie przydatności wyżej wymienionych parametrów przy dobieraniu par u bydła ze względu na produkcję tłuszczu mleka.

### Badania własne

Materiał do badań stanowiło stado bydła z obór ZZD w Pawłowicach, tj. 13 buhajów i 361 krów. Wartość hodowlaną obliczono metodą Robertsona 9, 11. Współczynniki inbredu i pokrewieństwa liczone wzorami Wright'a. Rodowody obejmowały przeciętnie pięć pokoleń przodków. Badaną cechą była ilość wyprodukowanego tłuszczu mleka w ciągu laktacji. Uwzględniano poprawkę na wiek krowy przy ocieleniu i dni doju. Średnia wartość współczynnika inbredu krów inbredowanych wynosiła 0,0425 (wahając się od 0,02 do 0,25), a buhajów 0,0221 (wahając się od 0,01 do 0,07). Badana populacja obejmowała 138 krów (38,2%) i 6 buhajów (46,2%) inbredowanych. Wśród zbadanych 361 krów 167 krów (46,2%) wykazywało spokrewnienie z buhajami (partnerami) wynoszące 0,07 (wahania od 0,01 do 0,56). Średnia wartość hodowlana buhajów wynosiła 218,1 kg tłuszczu, a dla krów 195,5 kg tłuszczu. Średnia produkcja potomstwa wynosiła dla I laktacji 212,4 kg tłuszczu, a dla wszystkich laktacji 217,7 kg tłuszczu.

Z uwagi na szczupły materiał pochodzący tylko z jednego zespołu obór, autorzy odnoszą uzyskane wyniki tylko do warunków istniejących w badanych oborach.

W badaniach wzięto pod uwagę takie wielkości, jak wartość hodowlana ojca i matki ( $S$ ,  $D$ ), współczynniki inbredu ojca i matki ( $F_S$ ,  $F_D$ ) oraz współczynniki pokrewieństwa między ojcem i matką ( $r_{SD}$ ). Wpływ tych czynników na produkcję przyszłego potomstwa ( $P$ ) można przedstawić równaniem:

$$a_0 + (a_1 + a_2 F_S + a_3 r_{SD}) S + (a_4 + a_5 F_D + a_6 r_{SD}) D = P \quad (1)$$

Równanie to interpretuje się następująco. Na produkcję przyszłego potomka oddziałują genotypy ojca i matki.  $S$  i  $D$  są estymatorami prawdziwych wartości genotypowych (ściślej — wartości hodowlanych). Wpływ każdego z tych genotypów można podzielić na:

1. Wpływ, jaki miałby genotyp, gdyby rodzic nie był inbredowany ani spokrewniony z drugim rodzicem ( $a_1$ ,  $a_4$ ).
2. Wpływ spowodowany faktem, że rodzic jest inbredowany ( $a_2$ ,  $a_5$ ).
3. Wpływ spowodowany faktem, że rodzic jest spokrewniony z drugim rodzicem ( $a_3$ ,  $a_6$ ).

Wymnażając równanie (1) i podstawiając  $S = x_1$ ,  $F_S S = x_2$ ,  $r_{SD} S = x_3$ ,  $D = x_4$ ,  $F_D D = x_5$ ,  $r_{SD} D = x_6$  otrzymujemy równanie liniowej regresji wielokrotnej:

$$a_0 + a_1 x_1 + \dots + a_6 x_6 = P \quad (2)$$

Cząstkowe współczynniki regresji  $a_1, \dots, a_6$  oraz stałą  $a_0$  wyznaczyć można według metody najmniejszych kwadratów sposobem opisanym między innymi przez Craméra 1. Można także obliczyć współczynnik korelacji wielokrotnej, który pokaże, w jakim stopniu produkcja potomka zależy od kombinacji liniowej  $x_1, \dots, x_6$ .

Obliczenia zostały wykonane w Katedrze Metod Numerycznych Uniwersytetu Wrocławskiego przy pomocy maszyny cyfrowej Elliott 803. Rozpatrzone zostały zależności:

1.  $P$  od wartości hodowlanych — równanie:

$$a_0 + a_1 S + a_3 D = P \quad (3)$$

2.  $P$  od wartości hodowlanych i współczynników inbredu — równanie:

$$a_0 + (a_1 + a_2 F_S) S + (a_4 + a_5 F_D) D = P \quad (4)$$

3.  $P$  od wartości hodowlanych i współczynnika pokrewieństwa — równanie:

$$a_0 + (a_1 + a_3 r_{SD}) S + (a_4 + a_6 r_{SD}) D = P \quad (5)$$

4.  $P$  od wartości hodowlanych, współczynników inbredu i współczynnika pokrewieństwa — równanie:

$$a_0 + (a_1 + a_2 F_S + a_3 r_{SD}) S + (a_4 + a_5 F_D + a_6 r_{SD}) D = P \quad (6)$$

W każdym wypadku używano jako  $P$  raz produkcję córki w pierwszej laktacji, a drugi raz przeciętną produkcję córki ze wszystkich laktacji. Zależności takie zostały rozpatrzone raz dla wszystkich córek, a drugi raz dla córek, których rodzice byli inbredowani i ze sobą spokrewnieni (tzn. w grupie tej nie było rodziców, którzy by nie byli ani inbredowani ani spokrewnieni). Taka kolejność rozpatrywania zależności miała na celu określenie dokładności oszacowania produkcji potomka na podstawie tylko wartości hodowlanych rodziców (równanie 3), następnie na podstawie wartości hodowlanych i współczynników inbredu rodziców (równanie 4), dalej na podstawie wartości hodowlanych i współczynnika pokrewieństwa między rodzicami (równanie 5) i wreszcie na podstawie wartości hodowlanych, współczynników inbredu rodziców oraz współczynnika pokrewieństwa między rodzicami (równanie 6). Dla każdego z tych równań obliczone zostały cząstkowe współczynniki regresji  $a_i$ , a następnie współczynniki korelacji wielokrotnej, tzn. współczynniki korelacji między rzeczywistą produkcją córek a produkcją wyliczoną przy pomocy danego równania. Tabela 1 przedstawia współczynniki regresji cząstkowej i współczynniki korelacji wielokrotnej dla całej populacji.

Tabela 1

Współczynniki regresji cząstkowej i korelacji wielokrotnej dla całej populacji

| Równanie regresji   | Współczynniki korelacji wielokrotnej | Współczynniki regresji cząstkowej |       |       |       |       |       |       |
|---|--------------------------------------|-----------------------------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
|   |                                      | $a_0$                             | $a_1$ | $a_2$ | $a_3$ | $a_4$ | $a_5$ | $a_6$ |
| $a_0 + a_1S + a_4D = P$   | 0,503*                               | 55,0                              | 0,29  |       |       | 0,48  |       |       |
|   | 0,571                                | 38,6                              | 0,39  |       |       | 0,47  |       |       |
| $a_0 + (a_1 + a_2F_S)S + (a_4 + a_5F_D)D = P$                         | 0,506                                |                                   | 0,29  | -0,97 |       | 0,51  | 0,22  |       |
|   | 0,586                                | 25,1                              | 0,39  | -1,18 |       | 0,56  | -0,13 |       |
| $a_0 + (a_1 + a_3r_{SD})S + (a_4 + a_6r_{SD})D = P$                   | 0,500                                |                                   | 0,29  |       | -0,09 | 0,47  |       | 0,07  |
|   | 0,578                                |                                   | 0,38  |       | 0,04  | 0,47  |       | 0,02  |
| $a_0 + (a_1 + a_2F_S + a_3r_{SD})S + (a_4 + a_5F_D + a_6r_{SD})D = P$ | 0,504                                | 50,2                              | 0,29  | -1,01 | -0,10 | 0,51  | 0,22  | 0,08  |
|   | 0,584                                | 25,4                              | 0,38  | -1,19 | -0,03 | 0,56  | -0,12 | 0,03  |

\* W rubrykach współczynników górne liczby odnoszą się do przypadku, gdy  $P$  jest produkcją w pierwszej laktacji, a dolne — gdy  $P$  jest przeciętną produkcją wszystkich laktacji córki.

Różnice między współczynnikami korelacji dla produkcji córki w pierwszej laktacji (0,503; 0,506; 0,500; 0,504) są statystycznie nieistotne ( $P > 0,05$ ). Te same różnice dla produkcji za wszystkie laktacje są statystycznie istotne w następujących wypadkach: 0,571 i 0,586; 0,571 i 0,584. Różnica między 0,571 i 0,578 nie jest statystycznie istotna. Świadczy to, że wpływ inbredowania nie ujawnia się, gdy bierze się tylko 1 laktację, natomiast jest istotny, gdy bierze się większą ilość laktacji. Jednak przyrost dokładności oszacowania jest tak mały, że praktycznie nie ma znaczenia. Zatem do oceny produkcji przyszłego potomstwa najlepiej jest brać tylko wartości hodowlane rodziców tego potomstwa.

Fakt ujawniania wpływu inbredowania dopiero przy większej ilości laktacji tłumaczy się następująco. Produkcja w jednej laktacji jest w znacznym stopniu warunkowana środowiskiem i w stosunkowo małym stopniu czynnikami genetycznymi. Gdy ilość laktacji rośnie, rośnie także znaczenie czynników genetycznych (jeśli  $h^2$  oznacza odziedziczalność w jednej laktacji, to odziedziczalność  $n$  laktacji wyraża się wzorem:

$$h^2_n = \frac{nh^2}{1 + (n-1)r_g}$$

ułamek ten jest większy od  $h^2$ ). Współczynnik inbredu któregoś z rodziców charakteryzuje w pewien sposób, w jakim stopniu dany rodzic

ma podobne geny; jest więc ściśle związany z genotypem tego osobnika. Zatem, gdy wpływ genotypu jest niewielki (przy jednej laktacji), wpływ inbrodu może się jeszcze nie ujawnić. Natomiast przy kilku laktacjach wpływ inbrodu może się ujawnić.

Z tabeli 1 wynika również, że wartość hodowlana dokładniej przewiduje ogólną produkcję potomka, niż produkcję tylko pierwszej laktacji. Zatem do przewidywania produkcji przyszłego potomka najlepiej posłużyć się równaniem:

$$P = 55,0 + 0,29 S + 0,48 D$$

gdy chce się mieć wydajność tłuszczu mleka potomka w pierwszej laktacji, lub równaniem:

$$P = 38,6 + 0,39 S + 0,47 D$$

gdy się chce mieć przeciętną wydajność tłuszczu z kilku laktacji.

W części populacji obejmującej tylko rodziców inbredowanych i ze sobą spokrewnionych uzyskano podobne wyniki. Współczynniki korelacji wielokrotnej i współczynniki regresji cząstkowej dla dwóch tylko równań zawiera tabela 2.

Tabela 2

Współczynniki korelacji wielokrotnej i regresji cząstkowej

| Równanie regresji  | Współ-<br>czynnik<br>korelac-<br>wielo-<br>krotnej | $a_0$        | Współczynniki regresji cząstkowej |                |              |              |               |              |
|--|--|--------------|-----------------------------------|----------------|--------------|--------------|---------------|--------------|
|  |  |              | $a_1$                             | $a_2$          | $a_3$        | $a_4$        | $a_5$         | $a_6$        |
| $a_0 + a_1 S + a_4 D = P$  | 0,470<br>0,505                                     | 13,0<br>-2,0 | 0,34<br>0,45                      |                |              |              | 0,56<br>0,59  |              |
| $a_0 + (a_1 + a_2 F_S + a_3 r_{SD}) S +$<br>$+ (a_4 + a_5 F_D + a_6 r_{SD}) D = P$ | 0,470<br>0,518                                     | 7,5<br>-3,5  | 0,34<br>0,45                      | -0,55<br>-0,92 | 0,08<br>0,07 | 0,59<br>0,61 | 0,23<br>-0,14 | 0,08<br>0,03 |

Tutaj również uwzględnienie współczynników inbrodu i współczynnika pokrewieństwa rodziców niewiele zwiększy dokładność szacowania produkcji przyszłego potomstwa, ale różnica między 0,505 i 0,518 jest statystycznie istotna. Korelacje dla przeciętnej wszystkich laktacji są także większe od korelacji dla jednej tylko laktacji. Porównując tabelę 1 z tabelą 2 zauważa się niższe wartości współczynników korelacji w tabeli 2. Różnice między odpowiadającymi sobie współczynnikami korelacji są statystycznie istotne (0,503—0,470; 0,571—0,505; 0,504—0,470; 0,584—0,518). Można to wytłumaczyć tym, że metoda Robertsona, służąca do obliczania wartości hodowlanej, jest przystosowana do

populacji panmiktycznej, a więc do populacji, w której liczba rodziców inbredowanych i spokrewnionych ze sobą jest bardzo mała. Wynikałoby stąd, że w wypadku zwierząt nieinbredowanych łatwiej jest przewidywać ich produkcję, jak również u potomstwa od zwierząt ze sobą nie-spokrewnionych. Do przewidywania produkcji przyszłego potomka w grupie zwierząt inbredowanych i spokrewnionych najlepiej posłużyć się równaniem:

$$P = 13,0 + 0,345 S + 0,56 D$$

lub dla produkcji kilku laktacji równaniem:

$$P = - 2,0 + 0,45 S + 0,59 D$$

Przypuszczalnie w populacjach bydła o dużej wartości wskaźnika nasilenia hodowli krewniaczej uwzględnienie obok wartości hodowlanej takich parametrów, jak współczynnik inbredu czy pokrewieństwa zwiększyłoby dokładność oceny przyszłej produkcji potomka i umożliwiło jeszcze bardziej trafny dobór par. Jednak w praktyce nie spotyka się populacji krów o dużych wartościach współczynnika inbredu. Stąd z jednej strony niemożliwość sprawdzenia tych przypuszczeń, ale z drugiej strony — upoważnienie do ograniczenia się tylko do samych wartości hodowlanych rodziców w populacjach powszechnie spotykanych.

Celem sprawdzenia wzorów zostały obliczone wartości przewidywanej produkcji z 22 losowo wybranych kojarzeń, które dały potomka żeńskiego. Córki te pochodziły z badanej populacji lecz wartości ich laktacji nie były objęte badaniami. Teoretyczna wartość ich produkcji miała wynosić  $220,6 \pm 8,3$  kg tłuszczu mleka. W rzeczywistości, poprawiona na wiek krów, produkcja ich I laktacji wyniosła  $217,0 \pm 20,0$  kg tłuszczu mleka. Różnica 3,6 kg tłuszczu okazała się statystycznie nieistotna. Zaobserwowane odchylenia produkcji rzeczywistej od teoretycznej są wywoływane dwoma czynnikami: a) genetycznymi i b) środowiskowymi. Pierwsze wystąpiły w kojarzeniach buhaja Nerona 1926 W/W/K z jego partnerkami. Wszystkie córki z tego kojarzenia dały wyższą produkcję od przewidywanej. Przypuszcza się, że te różnice (39 kg tłuszczu) zostały wywołane zjawiskiem epistazy lub naddominacji. Spośród czynników środowiskowych istotne odchylenia zanotowano w przypadku poronienia lub innych schorzeń, które spowodowały obniżenie produkcji tłuszczu mleka mimo 300 dni doju. W takich wypadkach odchylenia in minus od teoretycznej produkcji wynosiły średnio 35 kg tłuszczu mleka. W pozostałych przypadkach, gdzie przebieg laktacji był prawidłowy i nie zaszły zjawiska natury genetycznej, odchylenia u poszczególnych potomków wahały się w granicach od 1,6 do 10 kg tłuszczu mleka.

## Wnioski

Na podstawie uzyskanych wyników wyciągnięto następujące wnioski:

1. Przy niskich wartościach współczynników inbrodu rodziców i współczynnika pokrewieństwa między rodzicami nie jest uzasadnione sugerowanie się tymi parametrami przy dobieraniu par do rozplodu, gdy idzie o cechę ilościową, jaką jest wydajność tłuszczu mleka. W takich wypadkach wystarczy brać same wartości hodowlane rodziców (równanie 3).

2. Oszacowanie uzyskane dla całej produkcji przyszłego potomstwa jest dokładniejsze, aniżeli dla jego pierwszej laktacji.

3. Rozbieżności między przewidywaną produkcją córek a ich rzeczywistą produkcją, już przy małej liczebności osobników (22 krowy), są niewielkie i będą maleć, jeżeli przebieg laktacji ich będzie prawidłowy i nie wystąpią zjawiska epistazy czy naddominacji w poszczególnych kojarzeniach par.

4. Przedstawione wzory mogą być pomocne przy dobieraniu par (grup) do rozplodu w oborach zarodowych, w których populacja bydła albo jest rozmnażana w pokrewieństwie bliskim, albo stosowane jest kojarzenie wolne lub krewniacze umiarkowane. Możliwość korzystania z maszyn matematycznych pozwala na szybkie uzyskanie potrzebnych informacji nawet dla licznego pogłowia.

## LITERATURA

1. Cramér H. — Metody matematyczne w statystyce. PWN. Warszawa, 1958.
2. Johansson I., Robertson A. — Progeny testing in the breeding of farm animals. Proc. Brit. Soc. Anim. Prod. 1952, s. 79—105.
3. Le Roy H. L. — Die Abstammungsbewertung. Zeitschr. f. Tierz. u. Zücht.-biol. t. 71. 4. 1958, s. 328—378
4. Lush J. L. — Family merit and individual merit as bases for selection. Amer. Naturalist. t. 81. 1947, s. 241—261 i 262—379.
5. Osborne R. — The use of sire and dam family averages in increasing the efficiency of selective breeding under a hierarchical mating system. Heredity. 11. 1957, s. 93—116.
6. Pruski W. — Studia z zakresu dziedziczenia uzdolnień do szczytowych wysiłków u koni. Roczn. Nauk Roln. t. 77-B-4, 1961.
7. Rios C. E., Bodisco V. — Pruebas de toros criollos lecheros en el Centro de Investigaciones Agronómicas. Bol. tech. Min. agric. y cria. Centro Investig. Agron. 1962. 15. s. 21.
8. Robertson A., Stewart A., Ashton E. D. — The progeny assessment of dairy sires for milk: the use of contemporary comparisons. Proc. British Soc. Animal Prod. 1956. s. 43—50.

9. R o b e r t s o n A. — A simple method of pedigree evaluation in dairy cattle. *Animal Production*, 1. 1959. s. 167—174.
10. S k j e r v o l d H., O d e g a r d A. K. — Estimation of breeding value on the basis of the individual's own phenotype and ancestor's merits. *Acta Agric. Scand.* 9. 1959. s. 341—354.
11. Ż u k B. — Ocena wartości hodowlanej zwierzęcia metodą Robertsona. *Post. Nauk Roln.* nr 5, 1962, s. 43—52.