

ANDRZEJ FILISTOWICZ

*Instytut Hodowli i Technologii Produkcji Zwierzęcej
Akademia Rolnicza, Wrocław*

METODY UPRASZCZAJĄCE KONTROLĘ UŻYTKOWOŚCI MLECZNEJ KRÓW

Efekty pracy hodowlanej na dużych populacjach zależą od gromadzenia informacji o wartości użytkowej jak największej liczby zwierząt. Wartość użytkową zwierząt najlepiej można ocenić na podstawie ilości i jakości produktów wytwarzanych przez nie w określonych warunkach produkcyjnych. W ramach oceny użytkowości mlecznej krów kontroluje się szereg elementów, a przede wszystkim: ilość udojonego mleka, procentową zawartość tłuszczu (niekiedy również białka) w mleku i inne.

Kontrola użytkowości mlecznej trwa cały rok kalendarzowy. W oparciu o comiesięczne próby mleczności, sporządza się wydajności roczne krów oraz wydajności laktacyjne, obejmujące 305-dniowy okres wydajności; stanowią one podstawę do wykonania oceny i selekcji bydła.

System kontroli użytkowości mlecznej krów łączy się z poważnym wysiłkiem organizacyjnym oraz znacznymi nakładami finansowymi. Stąd, ze względów organizacyjnych i ekonomicznych, a także praktyczno-hodowlanych podejmowano próby upraszczania metod kontroli użytkowości mlecznej krów. Badania nad uproszczeniem kontroli szły w następujących kierunkach:

1. Znalezienia w laktacji dni, w których przeprowadzone kontrole dałyby jak najdokładniejsze wyniki (1, 11, 12, 13, 16, 18, 25, 26).
2. Wnioskowania o wydajności krów na podstawie części laktacji (4, 6, 8, 10—25).
3. Określenia najwłaściwszej częstotliwości próbnych udojów w laktacji (1, 2, 3, 5, 9, 18, 25).
4. Wnioskowania o pełnej wydajności na podstawie jednego z udojów w ciągu dnia, przy próbach pobieranych co miesiąc (9, 18).

Każde (lub prawie każde) z omawianych uproszczeń wiąże się z zastosowaniem pewnych poprawek, których zadaniem jest zachowanie jak największych dokładności wyników. Oczywiście, wyniki użytkowości mlecznej uzyskane na podstawie uproszczonych systemów kontroli będą przedstawiały wartość praktyczną tylko wtedy, gdy zachowana zostanie dostateczna dokładność kontroli. Ponieważ najczęściej spotykanymi forma-

mi metod uproszczenia kontroli jest skracanie okresu kontroli (kontrola nie pełnej, lecz określonego odcinka laktacji) oraz zmniejszanie częstotliwości prób w laktacji, dlatego im poświęci się najwięcej uwagi.

Tabela 1

Współczynniki obliczone dla przewidywania 305-dniowej wydajności mleka na podstawie trzech prób kontrolnych pobieranych w odstępach 90-dniowych za Flockiem (3)

| Kontrole w dniach | Regresja zwykła | | Korelacja r | Regresja wieloraka | | | | Korelacja wielokrotna R |
|-------------------|-----------------|-----|----------------|--------------------|----------------|----------------|----------------|----------------------------|
| | a | b | | b ₀ | b ₁ | b ₂ | b ₃ | |
| 6—15 | 312 | 238 | 0,921 | 257 | 33 | 106 | 123 | 0,949 |
| 16—25 | 194 | 244 | 0,940 | 184 | 47 | 103 | 114 | 0,954 |
| 26—35 | 143 | 252 | 0,953 | 136 | 57 | 103 | 110 | 0,962 |
| 36—45 | 201 | 257 | 0,961 | 204 | 68 | 94 | 107 | 0,966 |
| 46—55 | 199 | 266 | 0,968 | 202 | 84 | 84 | 105 | 0,970 |
| 56—65 | 225 | 276 | 0,970 | 221 | 95 | 84 | 96 | 0,970 |
| 66—75 | 293 | 283 | 0,966 | 285 | 110 | 82 | 83 | 0,969 |
| 76—85 | 452 | 287 | 0,958 | 350 | 123 | 81 | 73 | 0,966 |
| 86—95 | 608 | 289 | 0,945 | 382 | 136 | 80 | 63 | 0,963 |

Hodowlany aspekt uproszczenia metod kontroli

Głównym celem genetycznego doskonalenia bydła mlecznego jest maksymalne zwiększenie wydajności mlecznej w laktacji 305-dniowej. Praktycznie sprowadza się to do uzyskiwania jak największej wydajności w laktacji 305-dniowej z wycieleniami co 12—13 miesięcy. Cel ten osiągnie się pod warunkiem prawidłowej selekcji i odpowiedniego wykorzystania rozplodników. Zagadnienie wczesnej i dokładnej znajomości faktycznej wartości hodowlanej buhajów nabrało szczególnego znaczenia z chwilą upowszechnienia się sztucznego unasieniania (17). Wycena buhajów przeprowadzona szybko i dokładnie zwiększy skuteczność sztucznego unasieniania, wyrażającą się między innymi przyspieszeniem postępu hodowlanego. Zarówno skrócenie czasu oczekiwania na wynik, jak też zwiększenie dokładności oceny wartości hodowlanej buhaja można osiągnąć przez wykorzystanie w jego ocenie córek z laktacjami niepełnymi. Do korzyści wynikających z przeprowadzania oceny w oparciu o laktacje córek krótsze niż 305 dni zaliczyć należy (24): a) możliwość wcześniejszego wybrakowania lub ograniczenia użytkowania buhajów pogar-

szających wydajność potomstwa; b) objęcie oceną wszystkich córek buhaja, będących pod kontrolą, łącznie z tymi, które na skutek niskiej wydajności są brakowane przed ukończeniem pierwszej laktacji, padły z przyczyn losowych, a więc nie związanych z produkcją i nie spowodowanych stanami chorobowymi lub zostały sprzedane albo zakupione przez gospodarstwo w różnych okresach laktacji.

Okres kontroli krótszy od 305 dni może oddziaływać na postęp hodowlany w dwojaki sposób: a) z jednej strony będzie obniżać postęp przez zmniejszenie dokładności oceny (w stosunku do wydajności pełnej), b) z drugiej strony przez wcześniejszą ocenę zwierząt pozwoli na skrócenie odstępu pokoleń, a więc zwiększenie postępu hodowlanego na 1 rok użytkowania.

Tabela 2

Korelacje fenotypowe pomiędzy wydajnościami pojedynczych miesięcy laktacji i wydajnością 305-dniową za McDanielem (18)

| Miesiąc laktacji | Mleko | | Tłuszcz | |
|------------------|-------------------|--------------|-------------------|--------------|
| | średnie korelacje | zasięg od—do | średnie korelacje | zasięg od—do |
| 1 | 0,63 | 0,54—0,68 | 0,62 | 0,56—0,71 |
| 2 | 0,78 | 0,71—0,80 | 0,69 | 0,64—0,75 |
| 3 | 0,83 | 0,78—0,86 | 0,74 | 0,69—0,81 |
| 4 | 0,86 | 0,81—0,89 | 0,79 | 0,76—0,83 |
| 5 | 0,87 | 0,84—0,91 | 0,81 | 0,78—0,83 |
| 6 | 0,87 | 0,83—0,90 | 0,81 | 0,79—0,84 |
| 7 | 0,85 | 0,82—0,91 | 0,80 | 0,78—0,83 |
| 8 | 0,82 | 0,77—0,90 | 0,77 | 0,73—0,82 |
| 9 | 0,74 | 0,69—0,85 | 0,71 | 0,68—0,76 |
| 10 | 0,61 | 0,54—0,74 | 0,58 | 0,56—0,63 |
| Liczba laktacji | 47 411 | | 48 566 | |

Selekcja na podstawie wydajności jednego miesiąca laktacji będzie mniej dokładna, niż selekcja w oparciu o wydajność pełną, lecz w przypadku zastosowania wydajności miesięcy sekwencyjnych¹⁾ lub kumulowanych, względna efektywność selekcji zwiększać się będzie wraz z każdym dołączonym miesiącem laktacji.

¹⁾ Wydajnościami miesięcy sekwencyjnych nazywać będziemy wydajności kolejnych miesięcy (1, 2; 1, 2, 3; 1, 2, 3, 4 itd.) traktowane oddzielnie. Sumę wydajności kolejnych miesięcy (1+2; 1+2+3 itd.) wydajnościami kumulowanymi.

W pewnych warunkach zmniejszenie dokładności selekcji będzie tak małe, że nie zrównoważy dodatniego wpływu odstępu pokoleń na postęp hodowlany. Jednocześnie nie bez znaczenia pozostaje fakt, że krótkookresowa wydajność, szczególnie początkowych miesięcy pierwszej laktacji, lepiej odzwierciedla dziedzicznie uwarunkowaną zdolność produkcyjną, ponieważ mniejszy wpływ wywierają na nią zmienne warunki otoczenia oraz następna kolejna ciąża (6, 17). Stąd w wielu krajach (Dania, NRF, Polska, Szwecja) ocenę buhajów wykonuje się również na podstawie wydajności kumulowanych pierwszej laktacji do 100, 130, 150 lub 200 dni (24). W Nowej Zelandii (21, 22, 23) używa się wydajności kumulowanych do określonego miesiąca roku, tj. do listopada, grudnia lub stycznia, co dla krów testowanych po raz pierwszy w sierpniu oznacza część laktacji 4-, 5- lub 6-miesięczną, a dla testowanych (wycielonych) później odpowiednią liczbę miesięcy mniej. Wynik oceny uzyskany na podstawie laktacji krótkookresowej uważany jest zwykle za wstępny (24) i buhaja testuje się powtórnie, gdy córki jego ukończą pierwszą 305-dniową laktację. Druga ocena nie uwzględnia krów wybrakowanych w trakcie laktacji. Badania dowodzą (20), że wartość hodowlana buhaja jest tym gorsza im więcej jego córek zostało wybrakowanych do chwili pełnej oceny. Dlatego też, aby uniknąć ewentualnego niebezpieczeństwa — błędnego uszeregowania buhajów — należałoby przy powtórnej ocenie uwzględnić również córki wybrakowane, wydłużając poprawkami na dni doju ich wydajności krótkookresowe do wydajności pełnych. Zatem niepełne wydajności służyć mogą do: a) wykonania wczesnej, wstępnej oceny wartości hodowlanej rozplodników (ustalony 100- lub 200-dniowy okres kontroli — w tym wypadku poprawki nie są potrzebne, bo każda córka ma ten sam okres kontroli; b) wcześniejszej oceny i selekcji młodych krów; c) oceny buhajów na podstawie wydajności z okresów kontroli o różnych długościach. W obu ostatnich przypadkach potrzebne jest wydłużenie wszystkich wydajności do takiej samej długości okresu kontroli przez zastosowanie poprawek.

Rodzaje poprawek

Przewidywanie wydajności 305-dniowej na podstawie danych z niepełnego okresu kontroli względnie uzyskanych w oparciu o różną częstotliwość prób kontrolnych wymaga zastosowania poprawek na dni doju. Stosowane są zasadniczo dwa typy poprawek: poprawki proporcjonalne (*ratio factors*) oraz regresyjne (*regression factors*).

P o p r a w k i p r o p o r c j o n a l n e. Historycznie wcześniejszymi, ale mniej dokładnymi (11, 12, 13, 14, 16, 19, 21, 26) są poprawki proporcjonal-

ne. Oblicza się je jako stosunek średniej wartości zmiennej zależnej (\bar{y}) do średniej wartości zmiennej niezależnej (\bar{x}).

$$C = \frac{\bar{y}}{\bar{x}} \quad \text{lub też} \quad c = \frac{\sum y}{\sum x} \quad (1)$$

gdzie \bar{y} oznacza przeciętną wydajność 305-dniową, a \bar{x} — przeciętną wydajność niepełną, zaś c jest współczynnikiem proporcjonalnym. Dla tego typu poprawek trzeba znać tylko wartości współczynników, a wartość zmiennej zależnej (przewidywaną wydajność 305-dniową) oblicza się wg wzoru

$$y = c \cdot x \quad (2)$$

gdzie x oznacza niepełną wydajność, będącą podstawą przewidywania wydajności 305-dniowej (y).

Zastosowanie poprawek proporcjonalnych zilustrujemy następującym przykładem.

Rzeczywista wydajność krowy (tzn. obliczona na podstawie codziennych udojów) wyniosła 5150 kg mleka. W trzech pierwszych udojach kontrolnych dokonywanych co miesiąc krowa dała 24, 23 i 22 kg mleka. Wydajność 305-dniowa, przewidywana na podstawie kontroli tylko w pierwszym miesiącu laktacji, wyniesie 5342 kg. $Y = 7,42 (24 \text{ kg} \cdot 30 \text{ dni}) = 5342 \text{ kg.}^2)$

Przewidywana wydajność 305-dniowa określona zostanie dokładniej, jeśli w obliczeniach użyjemy wyników trzech pierwszych miesięcy kontroli mleczności: $Y = 2,53 (24 \text{ kg} \cdot 30 \text{ dni} + 23 \text{ kg} \cdot 30 \text{ dni} + 22 \text{ kg} \cdot 30 \text{ dni}) = 5237 \text{ kg.}$

Poprawki regresyjne. Równaniem najlepiej wiążącym obserwowaną wydajność krótkookresową (x) z przewidywaną na jej podstawie wydajnością pełną (y) jest równanie regresji:

$$y - \bar{y} = b(x - \bar{x}) \quad (3)$$

albo $y = a + bx$, gdzie $a = \bar{y} - b\bar{x}$.

W równaniu tym y oznacza przewidywaną wydajność 305-dniową, a x zmierzoną wydajność, będącą podstawą przewidywania. Powyższe symbole z kreskami oznaczają odpowiednie wartości średnie w populacji.

²⁾ Wielkości współczynników proporcjonalnych c przyjęto za Maddenem i in. (16).

Współczynnik regresji b mówi o ile (średnio) wzrośnie wydajność 305-dniowa (y), jeżeli wydajność niepełna (x) wzrośnie o 1 jednostkę. Jest on równy

$$b = r \frac{\delta x}{\delta y} \quad (4)$$

gdzie δy i δx oznaczają standardowe odchylenia wydajności 305-dniowej i niepełnej, zaś r oznacza korelację³⁾ pomiędzy tymi wydajnościami. Zgodność między przewidywaną wydajnością 305-dniową, a wartością prawdziwą zależy od wielkości korelacji. Korelacja jest zatem miernikiem dokładności szacowania wydajności pełnej.

W wypadku gdy podstawę przewidywania wydajności 305-dniowej stanowią wydajności miesięcy sekwencyjnych lub próby pobierane w różnych okresach laktacji, wygodniej jest posłużyć się równaniem regresji wielorakiej:

$$y - \bar{y} = b_1 (x_1 - \bar{x}_1) + b_2 (x_2 - \bar{x}_2) + \dots + b_k (x_k - \bar{x}_k) \quad (5)$$

$$\text{albo } y = b_0 + b_1 x_1 + b_2 x_2 + \dots + b_k x_k,$$

$$\text{gdzie } b_0 = \bar{y} - \bar{x}_1 b_1 - \bar{x}_2 b_2 - \dots - \bar{x}_k b_k.$$

W powyższym równaniu y i \bar{y} posiadają takie same znaczenie jak w równaniu regresji prostej; x_1, x_2, \dots, x_k oznaczają zmierzone wydajności, będące podstawą przewidywania (np. wydajności miesięcy sekwencyjnych), a $\bar{x}_1, \bar{x}_2, \dots, \bar{x}_k$, odpowiadające im wartości średnie w populacji. Współczynniki regresji (b_1, b_2, \dots, b_k) mówią o ile wzrośnie (średnio) wydajność 305-dniowa (y), jeżeli wydajności niepełne (x_1, x_2, \dots, x_k) wzrosną o 1 jednostkę. Dla równania regresji wielorakiej miarą dokładności przewidywania jest współczynnik korelacji wielokrotnej R . Mówi on o wielkości zależności między wydajnością 305-dniową (y), a wszystkimi wydajnościami niepełnymi (x_1, x_2, \dots, x_k) występującymi w równaniu. Jest on po

³⁾ Zależność między fenotypami cech tego typu samego osobnika (np. wydajnościami niepełną i 305-dniową) mierzy współczynnik korelacji fenotypowej (r_p). Analogicznie, zależność między wartościami hodowlanymi (genetycznymi) tych cech mierzyć będzie współczynnik korelacji genetycznej (r_G).

prostu współczynnikiem korelacji pomiędzy prawdziwą wydajnością 305-dniową, a wydajnością obliczoną na podstawie równania regresji wielorakiej.

Tabela 3

Współczynniki korelacji fenotypowych pomiędzy wydajnością 305-dniową i wydajnościami poszczególnych miesięcy (r_1); kumulowanymi (r_2) lub traktowanymi sekwencyjnie (R) — za Van Vleckiem i Hendersonem (25)

| Miesiące laktacji | Wskaźniki korelacji | | R |
|-------------------|---------------------|-------|------|
| | r_1 | r_2 | |
| 1 | 0,57 | 0,57 | 0,57 |
| 2 | 0,75 | 0,75 | 0,77 |
| 3 | 0,81 | 0,82 | 0,84 |
| 4 | 0,85 | 0,87 | 0,88 |
| 5 | 0,85 | 0,90 | 0,92 |
| 6 | 0,85 | 0,93 | 0,94 |
| 7 | 0,83 | 0,95 | 0,96 |
| 8 | 0,78 | 0,97 | 0,98 |
| 9 | 0,66 | 0,99 | 0,99 |
| 10 | 0,53 | 1,00 | 1,00 |

Poprawki regresyjne były przedmiotem licznych badań (3, 4, 5, 7, 14, 15, 16, 19, 21, 22, 25, 27). Zastosowanie poprawek zilustrowano przykładem przytoczonym za Flockiem (3). Autor badał problem kontroli co 3 miesiące. Na podstawie 645 laktacji krów obliczył współczynnik korelacji zwykłej (r) i wielokrotnej (R). Następnie na podstawie wyników pierwszej próby, która przypadła w okresie od 6 do 95 dnia laktacji (druga o 90 dnia, a trzecia o 180 dni później), obliczył współczynnik regresji prostej (b) i wielorakiej (b_1 , b_2 i b_3) oraz wielkości a i b_0 . Obliczone przez Flocka wartości przedstawiono w tab. 1. Rzeczywista wydajność krowy wynosiła 5180 kg mleka. Pierwsza kontrola miała miejsce w 10 dniu laktacji krowy i wykazała 24 kg mleka, druga (90 dni później, a więc w 100 dniu) 22 kg i trzecia (w 190 dniu) 14 kg. Zatem przeciętna z trzech kontroli wynosi 20 kg. Po odczytaniu wartości a , b_0 i współczynników regresji z tabeli (pierwsza kontrola miała miejsce między 6 i 15 dniem laktacji) wynika, że na podstawie regresji prostej $Y = 312 + 238 (20 \text{ kg}) = 5072 \text{ kg}$, a na podstawie regresji wielorakiej $Y = 257 + 33 (24) + 106 (22) + 123 (14) = 5103 \text{ kg}$ mleka.

Większą zgodność z wydajnością rzeczywistą wykazuje wydajność obli-

czona z równania regresji wielorakiej, co potwierdza wielkość korelacji ($r = 0,921$ w porównaniu do $R = 0,949$).

Metoda zmodyfikowanej regresji (modified regression)

Poprawki proporcjonalne mogą zaniżyć pełną produkcję krów niskowydajnych i przeceniać wysokowydajnych, ponieważ metoda ta poprawia laktację na dni doju, a nie bierze pod uwagę niekompletnej powtarzalności części laktacji. Odwrotny błąd będą powodowały poprawki regresyjne, gdy współczynnik korelacji odpowiadający współczynnikowi regresji będzie mniejszy od 1. Błąd ten spowodowany jest własnością współczynnika regresji — regresją w kierunku średniej. A więc wydajności poprawione byłyby bardziej »wyrównane« i połączenie ich (np. przy ocenie buhaja) z wydajnościami nie wymagającymi poprawek mogłoby wprowadzić błąd do oceny.

Miller i in. (19) spróbowali połączyć zalety obu metod, zastępując we

wzorze na współczynnik regresji $b = r \frac{\overline{\delta y}}{\overline{\delta x}}$ standardowe odchylenia przecięnymi 305-dniowej i kumulowanej części laktacji

$$\frac{\delta y}{\delta x} = \frac{\overline{y}}{\overline{x}}$$

Stąd równanie regresji można obecnie przedstawić jako

$$y = (1 - r)\overline{y} + r \cdot c \cdot x$$

gdzie $c = \frac{\overline{y}}{\overline{x}}$ jest współczynnikiem proporcjonalnym.

Metoda zmodyfikowanej regresji łączy prostotę metody proporcjonalnej z dokładnością metody regresyjnej — unikając niepotrzebnego „wyrównania” wydajności wprowadzonego przez metodę regresyjną.

Posłużmy się przykładem zastosowania poprawki nowego typu, używając wydajności przytaczanej już krowy. Rzeczywista wydajność krowy wynosi 5150 kg mleka, średnia populacji $\overline{y} = 5000$ kg. Kumulowana wydajność trzech pierwszych miesięcy laktacji krowy wynosi 2070 kg (24 kg · 30 dni + 23 kg · 30 dni + 22 kg · 30 dni). Współczynnik proporcjonalny równy jest 2,53, natomiast korelacja $r = 0,82$ (tab. 4). A zatem, podstawiając w.w. wartości do wzoru (6) otrzymujemy $Y = (1 - 0,82) \cdot 5000 + 0,82 \cdot 2,53 \cdot 2070 = 5194$ kg mleka.

Tabela 4

Korelacje fenotypowe pomiędzy wydajnościami kumulowanymi i wydajnością 305-dniową — za McDanielem (18)

| Kumulowane miesiące laktacji | Mleko | | Tłuszcz | |
|------------------------------|-------------------|----------------|-------------------|----------------|
| | średnie korelacje | zasięg od — do | średnie korelacje | zasięg od — do |
| 1 | 0,69 | 0,54—0,77 | 0,70 | 0,60—0,77 |
| 1—2 | 0,78 | 0,70—0,85 | 0,79 | 0,72—0,84 |
| 1—3 | 0,84 | 0,79—0,90 | 0,84 | 0,79—0,89 |
| 1—4 | 0,89 | 0,84—0,93 | 0,88 | 0,85—0,92 |
| 1—5 | 0,92 | 0,88—0,95 | 0,92 | 0,89—0,94 |
| 1—6 | 0,94 | 0,91—0,97 | 0,94 | 0,92—0,96 |
| 1—7 | 0,96 | 0,94—0,98 | 0,96 | 0,95—0,97 |
| 1—8 | 0,98 | 0,97—0,99 | 0,98 | 0,96—0,99 |
| 1—9 | 0,99 | 0,98—1,00 | 0,99 | 0,98—1,00 |
| Liczba laktacji | 63 297 | | 48 562 | |

Poszukiwanie „najpewniejszych” dni w laktacji

Zagadnienie to nie może stanowić podstawy programu uproszczenia kontroli mleczności, a powinno raczej być traktowane jako przyczynek do badań nad prawidłowościami zachodzącymi w laktacji krowy. W oborach wielkostadnych krowy poddawane kontroli znajdują się w różnych stadiach laktacji, w związku z czym należałoby tylokrotnie częściej przeprowadzać kontrole, ile grup z różnym stadium laktacji znajduje się w oborze.

Niemniej w wypadku, gdy trudne są do uzyskania nawet wydajności z kilku miesięcy laktacji, a w posiadaniu gospodarstwa znajdują się fragmentaryczne dane kontroli użytkowości (np. przy przerzutach krowy między gospodarstwami), uzasadnione będzie oparcie szacowania wydajności 305-dniowej na wydajnościach z pojedynczych miesięcy laktacji.

Wydajności miesięcy pojedynczych

Uzyskane w badaniach (12, 13, 16, 18, 25) korelacje fenotypowe pomiędzy wydajnościami pojedynczych miesięcy i wydajnością 305-dniową mleka (tab. 2 i 3) wskazują, że wydajności środkowych miesięcy laktacji (czwarty do siódmego, tj. od ok. 100 do 200 dni) są najwyżej skorelowane ($r_p \approx 0,87$) z wydajnością 305-dniową. Niewiele mniej dokładnych danych

($r_p \approx 0,82$) dostarczają miesiące trzeci i ósmy. Korelacje genetyczne (13) również rosną do 5, 6 miesięcy ($r_G \approx 0,90$ i wyższe), a następnie maleją, są jednak zawsze wyższe od korelacji fenotypowych.

Zależności pomiędzy wydajnościami tłuszczu poszczególnych miesięcy i laktacyjną wydajnością tłuszczu (tab. 2) również rosną do 5 miesiąca, a następnie maleją, są jednak znacznie niższe od analogicznych korelacji fenotypowych dla wydajności mleka. Genetyczne korelacje (22) dla wydajności tłuszczu rosną tylko do 3 miesiąca, a następnie maleją.

Duża zgodność wyników opartych na wydajnościach pojedynczych miesięcy (szczególnie ze środka laktacji) oraz podobne uszeregowanie krów (18) jak na podstawie wydajności 305-dniowej, sugerują możliwość wykorzystaniu tych wydajności po uprzednim poprawieniu ich na dni doju za pomocą poprawek regresyjnych lub proporcjonalnych.

Sekwencyjne wydajności krótkookresowe

Korelacje pomiędzy sekwencyjnymi wydajnościami krótkookresowymi (wydajności kolejnych miesięcy laktacji traktowane oddzielnie) i wydajnością laktacyjną (tab. 3) wskazują mniejsze różnice w dokładności, niż korelacje między wydajnościami poszczególnych miesięcy, a wydajnością 305-dniową. Fakt ten można wytłumaczyć występowaniem istotnych zależności pomiędzy próbami poszczególnych miesięcy laktacji. Próby sąsiadujące są skorelowane w wyższym stopniu (22), więc wygodniej jest operować wydajnościami krótkookresowymi traktowanymi sekwencyjnie.

Wydajności kolejnych trzech lub czterech pierwszych miesięcy laktacji traktowane oddzielnie wykazują wyższą zależność ($r_p \cong 0,84—0,88$) od wydajności 305-dniowej (tab. 3), niż wydajności pojedynczych miesięcy ze środka laktacji ($r_p = 0,85$) i wydajności pierwszych miesięcy kumulowanych ($r_p \cong 0,82—0,87$). Fenotypowe korelacje dla wydajności sekwencyjnych rosną szybciej w początkowym okresie laktacji, niż dla wydajności kumulowanych, jednak już od 6 miesiąca laktacji różnice w dokładności są nieistotne. Zatem jeśli podstawę przewidywania laktacji 305-dniowej stanowią wydajności pierwszych miesięcy laktacji, lepiej jest posługiwać się próbami sekwencyjnymi.

Kumulowane wydajności krótkookresowe

Wartości korelacji fenotypowych dla wydajności kumulowanych rosną wraz z każdym dołączonym miesiącem laktacji (tab. 3, 4, 6) przy czym współczynniki uzyskane dla wyników kumulowanych są tylko nieco

mniej dokładne (24), niż dla odpowiadających im wyników traktowanych sekwencyjnie (np. $r_p = 0,95$ w porównaniu do $r_p = 0,96$ dla 7 pierwszych miesięcy). Korelacje pomiędzy krótkookresową produkcją, a wydajnością 305-dniową wskazują na możliwość użycia tych wydajności do oceny buhajów na podstawie potomstwa. Ocena ta może być dokonana dokładnie (18), jeśli oprzemy ją o wydajności sekwencyjne lub kumulowane już z dwóch, czy trzech miesięcy, albo nawet o pojedynczy miesiąc ze środka laktacji. Takie postępowanie pozwoli na skrócenie odstępu pokoleń, a więc uzyskanie wcześniejszej oceny, bez zbytniego zmniejszenia jej dokładności. Jednak liczyć się należy wówczas z koniecznością uwzględnienia większej liczby córek i stad (18).

Dla przyspieszenia oceny buhajów badano możliwość bezpośredniego wykorzystania (w ocenie buhaja) danych z pierwszych udojów kontrolnych. Problem zastosowania wskaźników średnich z 3 i 4 pierwszych udojów kontrolnych (przeprowadzanych w odstępach miesięcznych), szczególnie zbadała Stolzman (24). Autorka porównała zastosowanie wspomnianych wskaźników z krótkookresowymi wydajnościami kumulowanymi i wydajnością 305-dniową (tab. 6). Korelacja między średnią z 3 i 4 udojów kontrolnych, a wydajnością 305-dniową ($r_p = 0,82$ i $0,87$ dla mleka oraz $0,77$ i $0,81$ dla procentowej zawartości tłuszczu) są podobne do uzyskanych pomiędzy kumulowanymi wydajnościami 90 i 120-dniowymi, a wydajnością 305-dniową ($r_p = 0,83$ i $0,88$ dla ilości mleka oraz $0,74$ i $0,81$ dla zawartości tłuszczu).

Wyniki oceny 19 buhajów (na podstawie wydajności 1757 pierwiastek) wykazały dobrą zgodność z wynikami obliczonymi dla laktacji 305-dniowych. Autorka podkreśla, że szczególnie średnia z pierwszych 4 udojów kontrolnych stanowi dobrą podstawę do wstępnej oceny rozplodników.

Wydajności krótkookresowe są zupełnie wystarczające dla przewidywania wydajności pełnej, po poprawieniu ich na dni doju za pomocą poprawek regresyjnych lub proporcjonalnych. Ze względu na częstą niekompletność danych z kontroli użytkowości mlecznej, wykorzystanie laktacji niepełnych jest bardzo pożądane (wg źródeł amerykańskich 20% krów poddanych kontroli nie uzyskuje wydajności 305-dniowych z powodu sprzedaży lub śmierci).

Określanie częstotliwości próbnych udojów w laktacji

Przy badaniu częstotliwości prób kontrolnych opierano się na wydajności rzeczywistej, tzn. sporządzonej na podstawie codziennych próbnych udojów lub określano współzależność pomiędzy próbami pabieranymi co

miesiąc i co dwa lub więcej miesięcy. Niewielkie i statystycznie nieistotne różnice uzyskano przy prowadzeniu kontroli co 2, 3 lub 4 tygodnie, przy czym wydajność oparta o próby pobierane raz w miesiącu różniła się od rzeczywistej tylko o 2—5%. W kontroli co miesiąc najmniejsze błędy wykazano przy długości pierwszego odcinka kontrolnego nie przekraczającego 26 do 45 dni (7). Zarówno skracanie, jak i wydłużanie pierwszego odcinka kontrolnego powodowało wzrost błędów kontroli.

Kontrola co 2 miesiące różni się bardziej od rzeczywistej ($9,5 \pm 3,0\%$). Jednak wysokie korelacje pomiędzy kontrolą co miesiąc i co 2 miesiące ($r_p = 0,98$), niemal identyczne uporządkowanie krów wewnątrz stad oraz znaczne obniżenie kosztów, służy za podstawę do stwierdzenia, że metoda ta w zupełności wystarczy do oceny wartości hodowlanej buhajów na podstawie potomstwa. Zaznaczyć przy tym należy, że nie wszystkie wyniki były zgodne. Niektórzy autorzy (2, 9) widzą zastosowanie kontroli co 2 miesiące lub rzadszą, jedynie w przypadku prowadzenia kontroli wstępnej (o ile taka miałaby miejsce), obliczania średniej wydajności grupy krów czy stada, uważając jednak, że wydajności te nie są wystarczająco dokładne do porównań między stadami. Z kolei inne badania (1, 3, 25) dowodzą, że również testowanie 3 razy w laktacji ($r_p = 0,94—0,96$) jest wystarczające dla oceny wartości buhajów na podstawie potomstwa. W wypadku gdy częste kontrole są trudne do przeprowadzenia, zaleca się (1) pobieranie prób nawet 2 razy w laktacji, o ile testowanie odbywać się będzie w 2 i 10 lub 4 i 8 miesiącach laktacji.

Sporządzone w oparciu o różną częstotliwość prób kontrolnych serie miesięcy niesekwencyjnych (tab. 5) mogą służyć do przewidywania wydajności pełnej po zastosowaniu poprawek regresyjnych, jednak dokładność przewidywania w porównaniu z próbami kumulowanymi nie jest dużo większa.

Wprowadzenie tego systemu kontroli pozwoli na duże obniżenie kosztów i objęcie zasięgiem większej, niż dotychczas liczby krów. W wypad-

Tabela 5

Współczynniki korelacji wielokrotnej R przy częstości pobierania prób kontrolnych co 2 i co 3 miesiące — za Van Vleckiem i Hendersonem (25)

| Częstotliwość prób | Co 2 miesiące | | Co 3 miesiące | | |
|--------------------------------------|---------------|----------------|---------------|---------|---------|
| | 1, 3, 5, 7, 9 | 2, 4, 6, 8, 10 | 1, 4, 7 | 2, 5, 8 | 3, 6, 9 |
| Miesiące kontroli w laktacji | | | | | |
| Współczynniki korelacji wielokrotnej | 0,98 | 0,98 | 0,94 | 0,96 | 0,96 |

ku gdy metody pobierania prób co 2 miesiące okazałyby się niewystarczające w naszych warunkach, godnym rozważenia byłby system kombinowany (18) złożony z prób co miesiąc i co 2 miesiące (np. 8 próbnymi udojów w roku w miejsce 12). Metody uproszczenia kontroli poprzez zmniejszenie częstotliwości pobierania prób kontrolnych omawia obszernie McDaniel (18).

Określanie wydajności na podstawie 1 udoju w ciągu dnia

Jednym z najbardziej obiecujących systemów uproszczeń oceny mleczności jest sprowadzenie kontroli do 1 tylko próbnego udoju w ciągu dnia w odstępach miesięcznych. Dostępne badania (9, 18) przedstawiają tylko wyniki dla ilości mleka. Korelacje pomiędzy poszczególnymi udojami.

Tabela 6

Współczynniki korelacji pomiędzy kumulowanymi wydajnościami krótkookresowymi i wydajnością pełną, obliczone przez 8, 10, 17, 24, 28, dla ilości mleka i procentowej zawartości tłuszczu w mleku

| Autor | Rasa | Liczba zwierząt | Okres laktacji | Wskaźniki korelacji | |
|-----------------------------|-------|-----------------|----------------------|---------------------|-------------------|
| | | | | mleczność (kg) | zaw. tłuszczu (%) |
| Mandecki 1961 (17) | pc | 323 | 98 dni : 301 dni | 0,852 | — |
| | | | 126 dni : 301 dni | 0,878 | — |
| | | | 210 dni : 301 dni | 0,944 | — |
| Kurowski 1965 (10) | ncb | 130 | 100 dni : 305 dni | 0,885 | 0,830 |
| | | | 200 dni : 305 dni | 0,933 | 0,940 |
| Krempa 1966 (8) | ncb | 60 | 100 dni : 300 dni | 0,888 | — |
| | | | 120 dni : 300 dni | 0,911 | — |
| | | | 200 dni : 300 dni | 0,949 | — |
| Stolzman 1967 (24) | ncb | 135 1757 | 90 dni : 305 dni | 0,835 | 0,743 |
| | | | 90 dni *) : 305 dni | 0,822 | 0,768 |
| | | | 120 dni : 305 dni | 0,877 | 0,810 |
| | | | 120 dni**) : 305 dni | 0,873 | 0,810 |
| Zalewski i in. 1971 (28) | różne | 1503 | 100 dni : 305 dni | 0,809 | 0,601 |
| | | | | (0,69—0,85) | (0,43—0,8) |
| | | | 200 dni : 305 dni | 0,918 | 0,782 |
| | | | (0,88—0,96) | (0,53—0,85) | |

*) Zamiast kumulowanej wydajności 90-dniowej użyto średniej 3 pierwszych udojów kontrolnych.

**) Zamiast kumulowanej wydajności 120-dniowej użyto średniej 4 pierwszych udojów kontrolnych.

a wydajnością dobową mleka (9) są wysokie dla bydła różnych ras, zarówno przy doju trzykrotnym (ncb $r_p = 0,933 \pm 0,019$; pc $r_p = 0,942 \pm 0,016$; jersey $r_p = 0,845 \pm 0,030$), jak i dwukrotnym (jersey $r_p = 0,944$). Ponieważ brak jest badań na temat wydajności i procentowej zawartości tłuszczu, przed zaleceniem stosowania tej metody należałoby zbadać, jak wpływa ona na wartości tych cech. Dodatkowym przedmiotem badań winien być sposób wykorzystania uzyskanych wyników w ocenie rozplodników. Problem uproszczenia kontroli za pomocą zredukowania próbnych udojów do jednego w ciągu dnia w testowaniu comiesięcznym omawia obszernie McDaniel (18).

Elektroniczne opracowanie danych liczbowych

We wszystkich dziedzinach gospodarki, gdzie chodzi o bardzo obszerny materiał liczbowy, coraz szersze zastosowanie znajduje system elektronicznej techniki obliczeniowej (ETO). System ten polega na zastosowaniu kart perforowanych, taśmy perforowanej lub taśmy magnetycznej. Za pomocą nowoczesnych elektronicznych systemów przetwarzania danych (elektroniczne maszyny cyfrowe) ogromne zadania, takie jak ewidencjonowanie, fakturowanie oraz obliczenia, których wykonanie wymagało szeregu dni, obecnie za pomocą ETO mogą być ukończone w ciągu kilku godzin, a nawet minut. W hodowli zwierząt ETO znajduje zastosowanie przede wszystkim przy opracowaniu danych dotyczących mleczności, gdyż chodzi tutaj o bardzo obszerny materiał liczbowy. Posługiwanie się ETO obniża znacznie (10—15-krotnie) nakład pracy i kosztów, a jednocześnie pojawiają się nieograniczone możliwości dla kompleksowych obliczeń i masowej analizy wyników pracy hodowlanej. Można więc uzyskać o każdej krowie informacje takie, jak: ilość wycieleń, ilość martwo urodzonych cieląt, padnięcia, brakowania, długość okresów: międzywycieleniowego, międzyciążowego, ciąży i zaususzenia, rejestrację terminów pokryć itp. Przede wszystkim jednak zastosowanie ETO pozwoli na przyspieszenie oceny rozplodników i analizy uszeregowania buhajów wg ich wartości hodowlanych (zwielokrotnienie szybkości obliczeń) oraz zebranie szczegółowych informacji o krowach, przyszłych matkach buhajów. Oczywiście, zastosowanie ETO wiąże się ściśle z opracowaniem nowych wzorów ksiąg oborowych, arkuszy obliczeń wydajności krów i pozostałej dokumentacji zootechnicznej. System ETO pozwoli jednocześnie na zastosowanie uproszczonych metod kontroli mleczności, odciążając zootechników od znużających obliczeń arytmetycznych (częste mnożenie i sumowanie) i pozwoli na uniknięcie szeregu pomyłek spotykanych w obliczeniach wydajności krów.

W krajach o wysokim poziomie hodowli zwierząt metody ETO są stosowane powszechnie. Również w Polsce czynione są próby w tym kierunku (system ETO zastosowano już w Wojewódzkiej Stacji Oceny Zwierząt w Szczecinie i w Gdańsku).

LITERATURA

1. Alexander M. H., Yapp W. W.: *J. Dairy Sci.*, 32(1949), s. 621—629.
2. Castle O. M., Searle S. R.: *J. Dairy Sci.*, 44 (1961), s. 1335—1343.
3. Flock D.: *Tierzüchter.*, 21 (1969), s. 38—39.
4. Fritz G. R., McGilliard L. D., Madden D. E.: *J. Dairy Sci.*, 43 (1960), s. 1108—1117.
5. Keown J. F., Van Vleck L. D.: *J. Dairy Sci.*, 54 (1971), s. 199—203.
6. Konicek R.: *Zivocis. Vyr.*, 15 (1970), s. 113—120.
7. Koubek K., Stodola J.: *Arch. Tierzücht.*, 9 (1966), s. 381—398.
8. Krempa T.: *RNR*, 88-B-2 (1966), s. 95—110.
9. Kurowska M.: *Nowe Rol.*, 17 (1968), s. 23—25.
10. Kurowski H.: *Biul. ZHDZ PAN*, 6 (1965), s. 161—173.
11. Lamb R. C., McGilliard L. D.: *J. Dairy Sci.*, 43 (1960), s. 519—528.
12. Lamb R. C., McGilliard L. D.: *J. Dairy Sci.*, 50 (1967), s. 1101—1108.
13. Lamb R. C., McGilliard L. D.: *J. Dairy Sci.*, 50 (1967), s. 1458—1467.
14. Madden D. E., Lush J. L., McGilliard L. D.: *J. Dairy Sci.*, 38 (1955), s. 1264—1271.
15. Madden D. E., McGilliard L. D., Ralston N. P.: *J. Dairy Sci.*, 39 (1956), s. 932 Abst.
16. Madden D. E., McGilliard L. D., Ralston N. P.: *J. Dairy Sci.*, 42 (1959), s. 319—326.
17. Mandeki S.: *ZHDZ PAN*, (1961), s. 167 (egzemplarz powielony).
18. McDaniel B. T.: *J. Dairy Sci.*, 52 (1969), s. 1742—1761.
19. Miller R. H., Hooven N. W., Smith J. W., Harvey W. R., Creegan M. E.: *J. Dairy Sci.*, 55 (1972), s. 208—213.
20. Rügsegger A.: *Mitt. Schweiz. Fleckviehzuchtverb.*, 1 (1970), s. 3—19.
21. Searle S. R.: *J. Dairy Sci.*, 44 (1961), s. 104—114.
22. Searle S. R.: *J. Dairy Sci.*, 44 (1961), s. 282—295.
23. Searle S. R.: *J. Dairy Sci.*, 44 (1961), s. 921—927.
24. Stolzman M.: *Inst. Zootechniki. Kraków* (1967), s. 51.
25. Van Vleck L. D., Henderson C. R.: *J. Dairy Sci.*, 44 (1961), s. 1085—1092.
26. Van Vleck L. D., Henderson C. R.: *J. Dairy Sci.*, 44 (1961), s. 1093—1102.
27. Van Vleck L. D., Henderson C. R.: *J. Dairy Sci.*, 44 (1961), s. 1519—1528.
28. Zalewski W., Trautman J., Bereza H.: *RNR*, 93-B-2 (1971), s. 103—108.