

Instytut Biologicznych podstaw Produkcji Zwierzęcej
Wydziału Zootechnicznego AR w Lublinie

Mieczysław PIECH, Janusz TARKOWSKI

**Próba określenia postępu hodowlanego cech mleczności
krów rasy ncb regionu lubelskiego w latach 1975—1981**

Попытка определения племенного прогресса качеств молочности коров низинной
черно-пестрой породы Люблинского региона в 1975—1981 гг.

An Attempt at Breeding Progress Determination of Milking Capacity of Lowland
Black and White Cows in the Lublin Region in 1975—1981

Zachodzące w długim okresie zmiany w produkcyjności zwierząt określane są jako trend fenotypowy, na który składają się dwa komponenty: jeden wynikający ze zmiany warunków środowiskowych oraz drugi spowodowany zmianami średniej wartości genetycznej populacji.

Rozdzielenie wpływów czynników środowiskowych i genetycznych jest trudne mimo istnienia wielu metod szacowania zmian genetycznych zachodzących w populacjach zwierzęcych. Metody oceny trendu genetycznego oparte są na różnych założeniach teoretycznych, które nie zawsze w praktyce są spełniane. Z tego powodu wyniki uzyskane przy użyciu odmiennych metod mogą znacznie odbiegać od siebie. Szczególnie znaczenie przy ocenie trendu genetycznego ma więc dobór właściwej metody. Kilku autorów (3, 4, 10) porównywało efektywność różnych metod. Okazało się, że metoda Hendersona oraz I modyfikacja metody Smitha były najbardziej miarodajne.

Teoretyczne rozważania Rendela i Robertsona (12) wykazują, że w zamkniętym stadzie bydła można oczekiwać rocznego postępu hodowlanego, wynoszącego 1% średniej wydajności tego stada. Z badań różnych autorów wynika, że w populacjach sztucznie unasienianych możliwy jest (w skali rocznej) postęp genetyczny wynoszący 2% średniej wydajności, a nawet więcej. Jednak różne czynniki mogą spowodować, że optymalny zysk genetyczny może być inny, najczęściej mniejszy od tego, którego można oczekiwać na podstawie teoretycznych rozważań.

W literaturze krajowej mało spotyka się prac na temat efektywności prowadzonej w kraju pracy hodowlanej nad bydłem. W naszym kraju, a szczególnie w regionie lubelskim, hodowla bydła jest rozdrobniona. W wymienionym regionie ponadto istnieje przewaga gospodarstw indywidualnych. Stąd też interesujące jest określenie postępu hodowlanego zarówno w sektorze państwowym, jak i prywatnym w tym regionie. W pracy wykorzystano metody Smitha jako metody nieskompli-

kowane. Wyniki uzyskane tymi metodami w dalszym etapie badań będą porównane z metodami szacowania trendów genetycznych, opartymi na analizie wariancji (które są w trakcie opracowywania), dostosowanymi do struktury danych w tym rejonie.

MATERIAŁ I METODY

Szacowanie trendów genetycznych przeprowadzono na podstawie wydajności 13 387 krów pierwsiastek regionu lubelskiego, których laktacja trwała 200—305 dni. Z gospodarstw indywidualnych pochodziło 8321 zwierząt, a z sektora państwowego 5066. Pierwiastki te pochodziły po 295 ojcach, z których 221 buhajów miało swoje potomstwo w gospodarstwach indywidualnych, a 187 w państwowych. Trendy genetyczne wydajności mleka, tłuszczu i zawartości tłuszczu w mleku szacowano metodą Smitha (I metoda) i jej jedną modyfikacją (II metoda). Metoda Smitha (13) oparta jest na zasadzie porównania wyników oceny rozplodników, których potomstwo występuje w dwóch różnych pokoleniach. Przyjmuje się, że przy losowym kojarzeniu różnicowanie, które się obserwuje w wydajności urodzonego w różnych latach potomstwa po tym samym rozplodniku, zawiera w sobie całość zmienności środowiskowej oraz połowę zmienności genetycznej. Przyjmuje się następujące założenia dotyczące oczekiwanych wartości współczynników regresji:

$$E(b_{PT}) = \Delta g + \Delta e$$

$$E(b_{PT/S}) = 0,5\Delta g + \Delta e$$

gdzie: b_{PT} — oznacza współczynnik regresji produktywności na lata liczony dla całej populacji — trend fenotypowy, $b_{PT/S}$ — jest współczynnikiem regresji produktywności na lata liczony w obrębie ojców, Δe i Δg — oznaczają odpowiednio trend środowiskowy i genetyczny.

Oceny trendu genetycznego dokonuje się przez podwojenie różnicy między wymienionymi współczynnikami regresji:

$$\Delta g = 2(b_{PT} - b_{PT/S})$$

U podstaw metody Smitha i omówionej dalej jej modyfikacji leży założenie, że takie same zmiany genetyczne zachodzą w obrębie obu płci, nawet jeśli selekcję prowadzi się tylko na materiale męskim (10, 13). Wymienione założenie nie oznacza, że obie płcie mają jednakowy udział w osiąganym postępie genetycznym. Znanych jest wiele modyfikacji metody Smitha. Jedną z nich zastosowano w niniejszej pracy. Smith (13) i Langholz (8) zasugerowali, że użycie współczynnika regresji odchyłań średnich grup córek ojców od średnich rocznych na lata liczonego w obrębie ojców — $b_{(p-p)T/S}$ pozwala na eliminację wpływów środowiskowych między poszczególnymi latami (modyfikacja I — metoda II).

Przyjmuje się następujące założenia:

$$E[b_{(p-p)T/S}] = -0,5 \Delta g$$

$$\Delta g = -2 \cdot b_{(p-p)T/S}$$

Dodatkowo według Żuka (15) obliczono błędy standardowe szacowanych współczynników regresji.

OMÓWIENIE WYNIKÓW

W rozważanym okresie 1975—1981 w badanej populacji pierwsiatek stwierdzono obniżenie wydajności mleka, tłuszczu i procentowej zawartości tłuszczu w mleku (tab. 1). Zmienność wymienionych cech w analizowanym okresie wyniosła dla wydajności mleka — S (odchylenie standardowe) = 786,9 kg; wydajności tłuszczu — S = 33,85 kg oraz procentowej zawartości tłuszczu w mleku — S = 0,27%. Oszacowany jako współ-

Tab. 1. Średnie wydajności mleka, tłuszczu i zawartości tłuszczu w mleku krów pierwsiatek rasy nizinnej czarno-białej regionu lubelskiego w latach 1975—1981
Average milking capacity, fat and fat content in milk in primipara Lowland Black and White cows in the Lublin region in 1975—1981

Sektor	1975			1976			1977			1978			1979			1980			1981		
	Mleko	Tłuszcz		Mleko	Tłuszcz		Mleko	Tłuszcz		Mleko	Tłuszcz		Mleko	Tłuszcz		Mleko	Tłuszcz		Mleko	Tłuszcz	
	[kg]	[kg]	[%]	[kg]	[kg]	[%]	[kg]	[kg]	[%]	[kg]	[kg]	[%]	[kg]	[kg]	[%]	[kg]	[kg]	[%]	[kg]	[kg]	[%]
prywatny	n = 357			376			1262			1862			2096			2091			277		
	3301			3291			3572			3474			3549			3431			3104		
	131,5			133,6			148,9			136,9			140,7			137,3			121,4		
		4,0			4,0			4,2			3,9			4,0			4,0			3,9	
państwowy	n = 468			616			753			930			1083			1042			174		
	2884			3015			3073			3129			3085			2774			2523		
	119,6			123,6			126,3			121,3			121,4			108,8			97,1		
		4,0			4,1			4,1			3,9			3,9			3,9			3,8	

czynnik regresji średnich rocznych wydajności krów na lata b_{PT} (tab. 2) trend fenotypowy wyniósł w gospodarstwach indywidualnych i państwowych odpowiednio: -8,14 kg mleka na rok, -1,11 kg tłuszczu i -0,017% tłuszczu oraz -55,67 kg mleka, -3,0 kg tłuszczu i -0,04% tłuszczu.

Przyjmując wyniki uzyskane II metodą jako najbardziej wiarygodne można stwierdzić, że trendy genetyczne okazały się ujemne dla wszystkich badanych cech z wyjątkiem procentowej zawartości tłuszczu w mleku krów sektora indywidualnego — wartość trendu wyniosła zero (tab. 3). Trendy genetyczne stwierdzone w gospodarstwach indywidualnych były znacznie wyższe (tab. 3) niż obliczone dla sektora państwowego. Trendy środowiskowe obliczono przez odjęcie trendu genetycznego (II metoda) od fenotypowego. Otrzymane wartości tych trendów na 1 rok wyniosły: -4,54 kg mleka, -0,47 kg tłuszczu i -0,017% tłuszczu oraz -10,21 kg mleka, -1,57 kg tłuszczu i 0,0% tłuszczu odpowiednio dla gospodarstw indywidualnych i uspołeczniionych.

Najczęstszym źródłem błędów oszacowań trendu genetycznego może być odchylenie od założeń, które stanowią podstawę poszczególnych metod oceny. Zdaniem wielu autorów (2, 4, 9) powinny być spełnione (przy

zastosowaniu użytych w tych badaniach metod) następujące założenia: 1) rozplodniki są kojarzone z samicami, które charakteryzują się jednakowym wiekiem i podobną wartością genetyczną, 2) posiadany materiał doświadczalny (córci po poszczególnych ojcach) jest reprezentatywną próbą wszystkich lat okresu, dla którego trend genetyczny jest szacowany, 3) samce nie są selekcjonowane na podstawie wydajności potomstwa we wczesnej fazie użytkowania, 4) wiek ojców nie wpływa na wydajność potomstwa, 5) różne lata są dobrze powiązane potomstwem tych samych ojców (zachodzenie pokoleń na siebie).

Tab. 2. Wartości współczynników regresji, z których oszacowano trendy genetyczne
Values of regression coefficients from which genetic trends were evaluated

Współczynnik regresji	mleko /kg/		tłuszcz /kg/		tłuszcz %/	
	gosp. pryw.	gosp. państw.	gosp. pryw.	gosp. państw.	gosp. pryw.	gosp. państw.
b_{PT}	-8,14 /±2,12/	-55,61 /±2,64/	-1,11 /±0,07/	-3,0 /±0,085/	-0,017 /±0,000/	-0,04 /±0,000/
$b_{PT/S}$	-21,07 /±1,7/	-31,07 /±2,13/	1,34 /±0,07/	2,14 /±0,09/	-0,024 /±0,000/	-0,01 /±0,000/
$b_{p-p}^{-}/T/S$	1,8 /±1,72/	22,7 /±2,16/	0,32 /±0,07/	0,71 /±0,095/	0 /±0,000/	0,02 /±0,000/

Wyniki badań Powella i Freemana (10) przeprowadzonych na dużym materiale wskazują, że uniknięcie błędów w ocenie trendu genetycznego spowodowanych niespełnieniem pierwszego z wymienionych założeń możliwe jest bądź przez zastosowanie poprawek na nielosowe kojarzenia rozplodników z krowami w różnym wieku i o różnej wartości genetycznej, bądź też przez nieuwzględnienie żadnej z tych poprawek. Uwzględnienie tylko jednej z nich powoduje obciążenie błędem uzyskaną wartość trendu genetycznego. Podobne wskazania wynikają z pracy Haussmanna i wsp. (4). W prezentowanych tutaj badaniach nie uwzględniono poprawek na wymienione cechy. Syrstad (14) oraz Haussmann i wsp. (4) twierdzą, że najpoważniejszym źródłem obciążeń błędem ocen trendu genetycznego jest selekcja rozplodników we wczesnej fazie ich użytkowania. W badaniach Lindströma (9) błąd z tego tytułu był niewielki. W niniejszych badaniach nie używano poprawek ze względu na niską selekcję ojców w pierwszym okresie ich użytkowania w naszej krajowej hodowli.

Podstawowymi przyczynami błędów estymatorów trendu genetycznego są: losowy dryft genetyczny oraz błędy losowe związane przede wszystkim z oceną średniej wartości genetycznej na podstawie zmierzonej wartości fenotypowej (1, 5). Interakcja między trendem genetycznym

a zmianami środowiskowymi także wchodzi w skład błędu losowego (1), chociaż nie wydaje się być poważniejszym jego źródłem. Dla zwierząt wielorodnych, o mniejszym odstępzie czasu między pokoleniami, stosunek dryftu genetycznego do zmienności losowej jest znacznie większy niż dla innych gatunków (1). Tak więc, u bydła losowy dryft genetyczny ma proporcjonalnie mniejszy udział w wariancji oceny trendu genetycznego niż np. u trzody chlewnej czy drobiu.

Zmniejszenie wariancji błędu losowego jest w pewnych granicach możliwe przez: zwiększenie liczby potomstwa po ojcach, wydłużenie cza-

Tab. 3. Trendy genetyczne wydajności mleka i tłuszczu oraz procentowej zawartości tłuszczu w mleku oszacowane przy użyciu dwóch metod
Genetic trends in milk and fat yield and fat content in milk (%) using two methods

Metoda	mleko kg/rok		tłuszcz kg/rok		tłuszcz % rok	
	sektor prywat.	sektor państw.	sektor prywat.	sektor państw.	sektor prywat.	sektor państw.
I	25,86	-49,08	0,46	- 1,71	0,014	- 0,06
II	-3,6	-45,4	-0,64	- 1,43	0	- 0,04

su eksploatacji rozplodników oraz przez szacowanie postępu w możliwie najdłuższych okresach czasu. Jeśli chodzi o metodę Smitha (13), to zwiększenie liczby lat, w których potomstwo poszczególnych rozplodników ma wydajność, jest znacznie korzystniejsze pod względem dokładności uzyskanej oceny trendu niż zwiększenie liczby potomstwa tych rozplodników, ale zgrupowanego w niewielkiej liczbie lat. W prezentowanych badaniach wystąpił znaczny procent buhajów, których potomstwo było reprezentowane tylko w dwóch latach. W gospodarstwach indywidualnych takich buhajów było 27%, a w państwowych 60%. Mogło to częściowo wpłynąć na błąd obliczonego trendu szczególnie w gospodarstwach państwowych.

W przedstawionych badaniach stwierdzono przybliżone wartości trendów genetycznych w gospodarstwach państwowych metodą I i II (tab. 2), natomiast w gospodarstwach indywidualnych trendy obliczone tymi dwoma metodami odbiegały znacznie od siebie. Zbliżone wartości trendów genetycznych uzyskał Piech (11) na populacji krów gospodarstw państwowych w tym regionie w latach 1968—1975. Wyniosły one: -6,5 kg mleka, -1,11 kg tłuszczu oraz +0,003% tłuszczu (wg I metody) i -0,13 kg, -0,06 kg oraz 0,0% tłuszczu (metodą II). Kabat (7) również uzyskał zbliżone wartości trendów genetycznych dla populacji krów w południowo-zachodnim regionie Polski. Wyniosły one według dwóch wspomnia-

nych metod: dla wydajności mleka $-20,9$ kg, $-21,2$ kg, dla wydajności tłuszczu $-1,18$ kg, $-0,47$ kg oraz dla zawartości tłuszczu w mleku: $-0,004\%$, $+0,002\%$. Wielu autorów otrzymało znaczne różnice między ocenami zmian genetycznych, uzyskanymi przy użyciu różnych metod. Szczególnie uderzające są różnice między estymatorami trendu wydajności mleka uzyskanymi przez Harville'a i Hendersona (3) przy użyciu metody I (wartość trendu -12 kg) i II ($+58$ kg). To samo można powiedzieć o otrzymanych przez nich wielkościach trendów wydajności tłuszczu, wynoszących dla wymienionych metod odpowiednio: $-0,1$ kg i $1,6$ kg. Znaczne różnice między ocenami trendów uzyskanych przy użyciu metod I i II stwierdzili także Powell i Freeman (10) oraz Johnson (6).

Na podstawie uzyskanych w niniejszej pracy wyników można stwierdzić, że w latach 1975—1981 nie zanotowano postępu hodowlanego, środowiskowego oraz fenotypowego w hodowli bydła regionu lubelskiego, a wręcz przeciwnie oszacowane trendy okazały się ujemne, z wyjątkiem procentowej zawartości tłuszczu w mleku w gospodarstwach prywatnych. Szczególnie niskie wartości trendów genetycznych wystąpiły w gospodarstwach państwowych, co może być tłumaczone tym, że gospodarstwa te w tym regionie stanowią niewielki procent i wykorzystywane są do oceny młodych buhajów. Natomiast do gospodarstw indywidualnych trafiały już wycenione buhaje. Dodatkowym czynnikiem ujemnych trendów w gospodarstwach państwowych mogło być pogorszenie się warunków środowiskowych, szczególnie żywienia. Mogły tu wystąpić ujemne interakcje genetyczno-środowiskowe objawiające się tym, że zwierzęta o dobrych genotypach mogły zareagować zmniejszeniem produkcji w złych warunkach środowiskowych. Stwierdzone w badaniach ujemne trendy fenotypowe stanowią niejako potwierdzenie ogólnej tendencji spadkowej produktywności krów rasy ncb w naszym kraju od pewnego okresu czasu, co można stwierdzić analizując wyniki oceny wartości użytkowej bydła z ostatnich kilku lat (Przeglądy hodowlane: 2/80, 2/81, 16/81 oraz 7—8/83). Natomiast stwierdzone w badanej populacji ujemne trendy środowiskowe świadczą o pogorszeniu warunków środowiskowych dla bytujących w nich zwierząt i o niekorzystnym oddziaływaniu tych warunków na poziom badanych cech mleczności pierwiastek regionu lubelskiego.

WNIOSKI

1. Trendy genetyczne dla badanej populacji krów wyniosły w gospodarstwach indywidualnych i państwowych odpowiednio: $-3,6$ kg mleka na rok, $-0,64$ kg tłuszczu i $0,0\%$ tłuszczu oraz $-45,5$ kg mleka, $-1,43$ kg tłuszczu i $-0,04\%$ tłuszczu.

2. Stwierdzono przybliżone wartości trendów genetycznych w sektorze państwowym oszacowanych metodą I i II, natomiast w gospodarstwach indywidualnych trendy obliczone tymi dwoma metodami odbiegały znacznie od siebie.

3. Trendy fenotypowe wyniosły w gospodarstwach indywidualnych i państwowych odpowiednio: $-8,14$ kg mleka na rok, $-1,11$ kg tłuszczu i $-0,017\%$ tłuszczu oraz $-55,67$ kg mleka, $-3,0$ kg tłuszczu i $-0,4\%$ tłuszczu.

4. Trendy środowiskowe, obliczone przez odjęcie trendu genetycznego (II metoda) od fenotypowego wyniosły: $-4,54$ kg mleka, $-0,47$ kg tłuszczu i $-0,017\%$ tłuszczu oraz $-10,21$ kg mleka, $-1,57$ kg tłuszczu i $0,0\%$ tłuszczu odpowiednio dla gospodarstw indywidualnych i społecznych.

PISMIENNICTWO

1. Dickerson G. E.: Techniques for research in quantitative animal genetics. Techniques and procedures in animal science research. Anim. Soc. Anim. Prod. 36—79, 1969.
2. Everett R. W., Meadows C. E., Gill J. L.: Estimation of genetic trends in simulated data. J. Dairy Sci. 50, 550—554, 1967.
3. Harwille D. A., Henderson C. R.: Environmental and genetic trends on production and their effects on sire evaluation. J. Dairy Sci. 50, 870—875, 1967.
4. Haussmann H., Na T. B., Fewson D.: Methods for measuring genetic progress in dairy traits. Livest. Prod. Sci. 1, 141—150, 1974.
5. Hill N. G.: Estimation of genetic change. I General theory and design of control population. Anim. Breed. Abstr. 40, 1—15, 1972.
6. Johnson D. G.: Genetic change in Minnesota dairy herds. Anim. Breed. Abstr. 42, 797, 1974.
7. Kabat Z.: Oszacowanie trendu genetycznego w stadach zarodowych bydła. Praca doktorska. Kraków 1975.
8. Langholz H. J.: Das Züchterische Hilfsmittel der Stationären Nachkommenprüfung beim Schwein. II. Die Verwendung eines gleitenden Stationsmittels zur unmittelbaren Erfassung temporärer Umweltveränderungen und die genetische Aussage der in der Stationären Nachkommenprüfung beobachteten Leistungsverschiebung. Acta Agric. Scand. 15, 181—203, 1965.
9. Lindström U.: Genetic change in milk and fat percentage in artificially bred populations of Finnish dairy cattle. Acta Agr. Fennica 114, 128, 1969.
10. Powell R. L., Freeman A. E.: Genetic trend estimators. J. Dairy Sci. 57, 1067—1075, 1974.
11. Piech M.: Próba oceny efektywności pracy hodowlanej nad bydłem rasy ncb na Lubelszczyźnie ze szczególnym uwzględnieniem obór RZD AR Lublin. Praca doktorska. Lublin 1981.
12. Rendel J. M., Robertson A.: Estimation of genetic gain in milk yield by selection in a closed of dairy cattle. J. Genet. 50, 1—8, 1950.
13. Smith C.: Estimation of genetic change in form livestock using field records. Anim. Prod. 4, 239—251, 1962.

14. Syrstad O.: Studies on dairy herd records. II. Effect of age and season of calving. *Acta Agric. Scand.* 15, 31—64, 1965.
15. Żuk B.: Metody genetyki populacji w hodowli. PWRiL, Warszawa 1979.

РЕЗЮМЕ

На основе данных 1975—1981 гг. оценено методом Смита и ее одной модификации генетические тренды в 3 качествах молочности первотелок Люблинского региона: 8321 из частного сектора, 5066 — из государственного. Оценки генетических трендов, полученные модификацией метода Смита, принято как репрезентативные. Их величины для единоличных хозяйств составляли: —3,6 кг молока в год, —0,64 кг жира и 0,0% жира, для обобществленных же: —45,4 кг молока, —1,43 кг жира и —0,04% жира в молоке. Тренды окружающей среды в исследуемый период составили: —4,54 кг молока в год, —0,47 кг жира и —0,017% жира, а также —10,21 кг молока, —1,57 кг жира и 0,0% жира, фенотипические же тренды —8,14 кг молока, —1,11 кг жира и —0,017% жира, а также —55,67 кг молока, —3,0 кг жира и —0,04% жира соответственно для единоличных и государственных хозяйств.

SUMMARY

Basing on the data from 1975—1981 genetic trends in three traits of milking capacity were estimated by the Smith's method and by its one modification in primiparas from the Lublin region: 8321 cows from private farms and 5066 from State-owned farms. Genetic trend estimations obtained with the Smith's modified method were accepted as representative. Their values for individual farms were: —3.6 kg milk a year, —0.64 kg fat and 0.0% fat in milk and for State-owned farms: —45.4 kg milk, —1.43 kg fat and —0.04% fat in milk. Environmental trends in the studied period were: —4.54 kg milk a year, —0.47 kg fat and —0.017% fat in milk and —10.21 kg milk, —1.57 kg fat and 0.0% fat in milk, but phenotypic trends: —8.14 kg milk, —1.11 kg fat and —0.017% fat and —55.67 kg milk, —3.0 kg fat and —0.04% fat for individual and State-owned farms, respectively.