

VĚDECKÝ ČASOPIS



ŽIVOČIŠNÁ VÝROBA

**TEMATICKÉ ČÍSLO:
GENETIKA A REPRODUKCE**

5

ROČNÍK 28 (LVI)
PRAHA
KVĚTEN 1983
CENA 10 Kčs
CS ISSN 0044-4847

ČESKOSLOVENSKÁ AKADEMIE ZEMĚDĚLSKÁ
ÚSTAV VĚDECKOTECHNICKÝCH INFORMACÍ
PRO ZEMĚDĚLSTVÍ

Vědecký časopis

ŽIVOČIŠNÁ VÝROBA

Redakční rada: Ing. František Kašpar, CSc. (předseda), ing. Otto Adamec, DrSc., doc. dr. ing. Miroslav Dvořáček, CSc., ing. Václav Janeček, CSc., dr. ing. Ivo Kolář, CSc., prof. ing. Lubomír Kratochvíl, CSc., ing. Dušan Ochodnický, CSc., ing. Štefan Páleník, CSc., ing. Vít Prokop, CSc., doc. ing. Ján Pšenica, CSc., prof. ing. Josef Stodola, CSc., prof. dr. ing. Josef Šmerha, DrSc., prof. ing. František Špaček, CSc.

Za vedení časopisu odpovídá ing. František Kašpar, CSc.

Redaktorka ing. Marie Černá

© Ústav vědeckotechnických informací pro zemědělství,
Praha 1983

■

Vědecký časopis ŽIVOČIŠNÁ VÝROBA uveřejňuje studie, rozborů a vědecká pojednání o vyřešených úkolech výzkumu v oboru živočišné výroby. Vydává Československá akademie zemědělská — Ústav vědeckotechnických informací pro zemědělství. Vychází měsíčně. Redakce: 120 56 Praha 2, Slezská 7, telefon 257541. Celoroční předplatné Kčs 120,—.

■

Научный журнал — ЖИВОЧИШНА ВÝРОБА публикует обзоры анализы и научные статьи о решенных заданиях по научному исследованию в области животноводства. Издаёт Чехословацкая сельскохозяйственная академия — Институт научно-технической информации по сельскому хозяйству. — Выход в свет ежемесячно. Редакция 120 56 Прага 2, Слезска 7.

■

The scientific journal ŽIVOČIŠNÁ VÝROBA publishes studies, analyses and scientific treatises about the solved research tasks in the line of the animal production. Published by the Czechoslovak Academy of Agriculture — the Institute of Scientific and Technical Information for Agriculture. Issued monthly. Editorial office 120 56 Prague 2, Slezská 7.

ZHODNOCENÍ PLEMENNÉ HODNOTY BÝKŮ S RŮZNÝM GENOVÝM PODÍLEM ČERVENÉHO HOLŠTÝNSKÉHO SKOTU

J. Váchal, J. Příbyl, L. Vondrášek

VÁCHAL, J. — PŘIBYL, J. — VONDRÁŠEK, L. (Výzkumný ústav živočišné výroby, Praha - Uhřetěves; Státní plemenářské podniky, GR, Hradištko pod Medníkem): *Zhodnocení plemenné hodnoty býků s různým genovým podílem červeného holštýnského skotu*. Živoč. Vyr., 28, 1983 (5) : 321-328.

Hodnocení potomstva 151 býků v 33 stádech, seřazených do devíti skupin podle plemenné příslušnosti, resp. podle úrovně plemenné hodnoty, bylo provedeno zdokonalenou metodou vrstevnic podle Příbyla a Váchala (1979), která bere v úvahu genetickou úroveň vrstevnic a úroveň užitkovosti ve stádech/období. Potvrdila se převaha kříženek s plemenem červené holštýnské — 25% kříženky (skupina testovaných býků RED 50%) byly lepší než ostatní vrstevnice, a to včetně kříženek s ostatními dojnými plemeny, takže předpokládaná a realizovaná selekce mezi testovanými býky 50CR povede k dalšímu zvyšování zjištěné difference. Potvrzená individualita plemenné hodnoty jednotlivých býků podtrhuje správnost původního záměru, tj. využívat při daném zušlechťovacím křížení jen nejlepších býků s vysokou plemennou hodnotou. Použitá metoda hodnocení umožnila přesnější posouzení úrovně chovů. Potvrdila se vysoká úroveň genetického trendu v populaci českého strakatého skotu.

křížení plemen české strakaté X červené holštýnské; plemenná hodnota býků; zdokonalená metoda vrstevnic

V posledních desetiletích se v celém světě věnuje mimořádná pozornost křížení u všech druhů hospodářských zvířat až po rozpracování a realizaci komplexních hybridizačních programů. U skotu (s ohledem na mléčnou užitkovost, resp. souběžnou užitkovost mléka a masa) jde jak o využívání heterozy v některých formách křížení (F₁ metoda; rotační křížení), tak i o substituci (částečnou až úplnou) genů ze zušlechťující populace či více zušlechťujících populací. V prvním případě se jedná o hybridizační programy, v druhém případě o tvorbu tzv. syntetických populací.

Teoretické aspekty metod hybridizace byly komplexně zhodnoceny předními specialisty na jejich zasedání v Holandsku v roce 1974 a zveřejněny v publikaci *Proceedings of the Working Symposium on Breed Evaluation and Crossing Experiments with Farm Animals* (1974). Také v ČSSR je otázkám křížení skotu věnována maximální pozornost.

Pokud jde o zušlechťovací křížení českého strakatého skotu, soustředila se v posledních desetiletí pozornost na účelné využívání ayrshirského a nověji červeného holštýnského skotu, přičemž cílem je dosáhnout u výsledných nízkopodílových kříženek produkční schopnosti 5000 kg mléka, 4% tuku a 3,5% bílkovin při růstové schopnosti býků ve výkrmu 1,0 až 1,20 kg na kus a den. Úspěšnou základnou pro realizaci tohoto zušlechťovacího křížení je do praxe již zavedený kom-

plexní selekční program (Šereda, Váchal, 1980), protože právě ve spojení s intenzivní selekcí býků podle výsledků kontroly dědičnosti nabylo zušlechťovací křížení požadované jistoty v dosahovaných výsledcích.

Relativně největšího rozšíření zušlechťovacího křížení s červeným holštýnským skotem bylo dosaženo ve Švýcarsku (Crettenand, Meyer, 1972; Komárek, 1975; Märki, 1975; Rüegsegger, 1978; Anonym, 1976a, b, 1978; Reichen, 1977).

Kromě Švýcarska, kde je červený holštýnský skot používán v relativně největším rozsahu, bylo toto křížení použito v Bavorsku (Averdunk, 1974), dále v Baden-Würtenbergu u plemene rotbunt (Brilling, 1977, cit. Suchánek, 1978), ve značném rozsahu v MLR (Bózo et al., 1973; Dohy, 1975), v Jugoslávii (Suchánek, 1978), v Rakousku (Essl, Heiger, 1977) a v dalších zemích.

Dosavadní výsledky křížení českého strakatého skotu s červeným holštýnským skotem popisují Suchánek (1975, 1976, 1977, 1978) a Brauner (1980) a u slovenského strakatého skotu Kliment, Uhlár (1977a, b, 1979), Psota, Hranka (1978), Kliment, Pšenica (1979), Kliment (1979), Uhlár (1977) a Vrchlabský (1979).

Používání býků plemene červené holštýnské, resp. kříženců Si X Red ve Švýcarsku již od roku 1967 umožnilo Schmidlinovi (1980) vyčíslit efekt heteroze a ztrátový rekombinační efekt při vzájemném připařování kříženců. Tento autor zpracoval 25 550 prvních laktací ze 2460 chovů za léta 1974 až 1976 a získal tyto hodnoty parametrů křížení:

	Mléko	Tuk v %	Tuk v kg
Diference genotypů	1387	-0,25	43,1
Heteroze	282	0,06	13,8
Rekombinace	-383	0,23	-7,8

Naše dosavadní výsledky zatím neumožnily podobné šetření. Mohly však být použity pro zhodnocení plemenné hodnoty býků s různým podílem genů plemene červené holštýnské ve srovnání s plemennými hodnotami býků-vrstevníků plemene české strakaté, působících ve stejných obdobích v týchž stádech.

MATERIÁL A METODA

Do hodnocení byly zařazeny chovy ze Středočeského, Jihočeského a Západočeského kraje s výsledky kontroly užitkovosti za období únor 1978 až duben 1980, v nichž probíhalo křížení s červeným holštýnským skotem (experimentální chovy) nebo testace býků s podílem červeného holštýnského skotu (testační obvody). Celkem se jednalo o 33 stád.

V daném období a v daných chovech byly krávy-prvotelky dcerami celkem 151 býků. Vzhledem k tomu, že cílem práce bylo posouzení plemenné hodnoty býků s různým genovým podílem červeného holštýnského skotu ve srovnání s býky českého strakatého skotu, a vzhledem k tomu, že mnoho býků bylo zastoupeno nereprezentativními soubory dcer v hodnocených stádech, byli všichni býci rozděleni do skupin s podobným genotypem. Býci plemene české strakaté byli rozděleni do tří skupin (1 — převážně testovaní býci, 2 — býci s plemennou hodnotou CC-testu 0 až 350 kg, 3 — býci s plemennou hodnotou nad 350 kg), čtvrtou a pátou skupinu tvořili býci české strakaté X ayrshire s podílem 31 až 75 % plemene A, resp. 12 až 25 % plemene A, šestou skupinu býci evropského fríského červeného skotu a jejich kříženci s plemenem holštýnsko-fríské, sedmou skupinu býci s podílem 50 % evropského fríského červeného skotu, osmou skupinu býci plemene červené holštýnské (100 %) a devátou skupinu býci s 50 % plemene červené holštýnské (Red Holstein). Protože býk LC 58 měl genový podíl 25 % plemene ayrshire, ale měl dostatečný počet dcer ($n = 168$), byl hodnocen jednak jako samostatná skupina (10) a jednak spolu se skupinou 5; podobně býk Red 14 ($n = 419$) byl hodnocen samostatně i spolu s příslušnou skupinou 8.

Za účelem vyloučení vlivu období otelení na mléčnou užitkovost bylo každé stádo rozděleno na několik období zhruba po třech měsících podle data otelení, a to

tak, aby v každém období bylo podchyceno potomstvo několika skupin býků. Celkem tak vzniklo ve sledovaných stádech 109 období.

Vlastní hodnocení bylo provedeno uvnitř každého období zdokonalenou metodou vrstevnic podle Příbyla a Váchala (1979), která zahrnuje a bere v úvahu genetickou úroveň vrstevnic a úroveň užítkovosti ve stádech.

Pro konečné hodnocení jednotlivých plemenných skupin byla jako základ použita první skupina, ve které jsou otci převážně mladí býci v testaci (plemeno české strakaté), a k této skupině (jejím plemenným hodnotám pro sledované vlastnosti) byly všechny ostatní skupiny býků vyjadřovány příslušnými odchylkami.

VÝSLEDKY A DISKUSE

V tab. I jsou uvedeny souhrnné výchozí informace o počtech a průměrných užítkovostech dcer v první a druhé laktaci a o počtech období, jakož i hodnoty reziduálního rozptylu (po vyloučení efektu stádo/období) a hodnoty parametru k , vyjadřujícího podíl reziduální a genetické (11 genotypů) variance

$$k = \frac{s_e^2}{s_g^2}$$

Celý soubor má mírně nadprůměrnou užítkovost ve srovnání s celostátními údaji za stejné období. Se zvětšující se délkou užítkovosti klesá přirozeně počet laktací, takže vlastní hodnocení jsme omezili jen na 100denní druhou laktaci, přičemž nejlepší informace poskytuje 100denní první laktace; s postupující laktací klesá počet případů v hodnocení, a tím i věrohodnost výsledků. Údaje za 100denní druhou laktaci

I. Průměry a proměnlivosti užítkovosti — Means and variability of production

Vlastnost		n	Průměr	Počet období	s_e^2	k^{++}
I. laktace	věk	2350,0	811,883	109	5 529,825	19,96662
	M 100	2350,0	1180,239	109	57 506,84	11,94867
	t % 100	2350,0	3,92921	109	0,1354201	116,8746
	t kg 100	2350,0	46,3878	109	103,8678	10,9101
	M 200	1702,0	2141,989	99	152 508,9	6,280493
	t % 200	1702,0	3,998	99	0,08049	125,85
	T kg 200	1702,0	85,80828	99	315,2682	10,21666
	M 305	712,0	3061,371	80	269 828,4	14,91284
	t % 305	712,0	4,07629	80	0,0573627	253,9041
	T kg 305	712,0	124,1805	80	512,0621	20,36647
II. laktace	věk ⁺	732,0	805,0874	75	4 067,886	2,165266
	M 100	732,0	1528,359	75	78 419,23	9,057604
	M 200	462,0	2663,253	60	194 067,6	7,055281
	M 305	122,0	3584,270	27	256 611,0	6,162016

⁺ věk při prvním otelení u zvířat, která jsou v druhé laktaci

$$^{++} k = \frac{s_e^2}{s_g^2}$$

II. Věk a užitkovost za 100denní I. laktaci — Age and production for 100-day first lactation

Otcové plemenných skupin	n_i	w_i	Věk	Mléko v kg	Tuk v kg	Po korekci na věk	
						mléko v kg	tuk v kg
1. C-test	222	168,0	0	0	0	0	0
2. C 0—350	498	305,0	2,756	— 11,32	— 0,4099	— 12,32	— 0,4100
3. C nad 350	317	216,0	— 6,883	27,21	0,9706	39,14	1,2601
4. CA 31—75 % A	52	44,2	0,657	42,77	1,05035	60,29	1,7520
5. CA 12—25 % A	195	141,3	— 6,175	— 4,39	— 0,2285	— 8,64	— 0,4170
6. F 100 % + F + kNH	133	99,0	— 15,953	37,51	1,8424	53,84	2,1942
7. CF 50 % F	17	15,3	— 3,135	39,62	1,2952	55,99	1,5141
8. R 100 %	98	77,8	— 22,286	80,60	3,6444	111,25	4,0937
9. CR 50 % R	221	137,0	— 11,336	48,78	1,5462	73,11	2,1705
10. LC 58 25 % A	168	129,0	— 2,218	64,93	2,8636	93,53	3,5961
11. RED 14 R 100 %	419	245,0	— 15,583	96,44	4,3282	139,05	5,4397
5 společně s 10	363	270,0	— 4,525			40,18	1,5
8 společně s 11	517	322,8	— 18,036			132,35	5,12

ci je proto nutné považovat jen za velmi hrubou orientaci, a to i přesto, že tendence a celkový trend výsledků zůstávají v hrubých rysech podobné (převaha Red 14, resp. Red 100 %).

Na úrovni 100denní první laktace (tab. II) se v mléčné užitkovosti ukazují jako nejlepší genotypové skupiny 11 (Red 14) a 8 (Red 100 %) a dále skupina 9 (Red 50 %), resp. 7 (CF 50 %). Ve vzájemném srovnání jsou lepší též skupiny 4 a 5 (CA do 25 % A) ve srovnání s býky plemene české strakaté všech kategorií.

Navíc se dcery po býcích nejlepších skupin 11, 9 a částečně i 7 teřily o 3,135 až 22,286 dnů dříve než dcery ve skupině 1; nižší věk při otelení měly ostatně všechny kříženky.

Proto byla také provedena příslušným regresním koeficientem korekce všech hodnocených údajů na věk. Po provedené korekci se hodnocené difference ještě zvětšily ve prospěch mladších kříženek.

Z uvedených výsledků zasluhuje pozornost individualita jednotlivých plemenů (skupina 11 — Red 14, resp. skupina 10 — býk LC 58), kteří vynikali nad průměr svých skupin, což potvrzuje nezbytnost přesně prováděné selekce na bázi výsledků kontroly dědičnosti.

Dalším zajímavým výsledkem, který lze ze získaných hodnot odvodit, je vysoký genetický trend v užitkovosti býků českého strakatého skotu, protože převážně mladí býci v testaci (skupina 1) mají v mléčné užitkovosti lepší výsledky než kladně prověřeni býci s hodnotou 0—350 CC; diferenci ve věku obou těchto kategorií můžeme vyjádřit zhruba jednou generací, jejíž délka je cca šest až sedm roků. Tím se

III. Přehled o výsledcích kontroly dědičnosti plemenných býků vybraných k dalšímu využití v inseminaci — A survey of the results of progeny testing of sires selected for further use in artificial insemination

Pořadové číslo	Registr	Počet dcer	Výsledky KDM		Mléko v kg		Tuk PH	Tuk v kg		KDD RV3	KDM	
			mléko kg	tuk %	CC	RPH		CC	RPH		netto přírůstek g	index netto přírůstku
1	REN 52	113	3280	4,08	297	111	0,00	11	110	90,3	600	96
2	REN 53	117	3319	3,96	272	110	-0,08	7	106	88,0	580	95
3	REN 55	66	3711	4,00	331	110	0,06	13	110	89,6	660	105
4	REN 56	88	3278	4,04	319	110	0,01	12	109	90,0	640	103
5	REN 79	79	3085	4,06	365	114	-0,02	12	111	88,3	620	99
6	REN 85	58	3414	4,09	634	124	0,02	26	124	89,6	620	99
7	REN 96	218	3399	4,14	254	109	0,07	14	112	89,9	580	103
8	REN 109	219	3390	4,00	282	110	-0,02	8	107	88,9	650	105
9	REN 111	78	3304	4,02	365	113	-0,05	13	112	80,5	—	—
10	REZ 50	72	3212	4,20	262	108	0,06	13	109	96,4	630	101
11	REZ 52	55	3764	4,16	709	122	0,00	30	123	92,4	647	102
12	REZ 54	81	3659	4,20	373	114	0,20	24	123	92,2	620	107
13	REZ 56	290	3076	4,03	65	102	-0,01	1	101	91,2	620	104
14	REZ 57	90	2916	4,05	270	110	-0,05	7	107	96,3	—	—
Celkem (průměr)		116	3343	4,07	342,7	111,9	+0,01	13,6	111,7	90,3	621,7	101,6

nepřímě potvrzuje i dříve odhadnutý genetický zisk ve výši cca 35 kg za rok (Váchal, Šereda, 1976).

Kladem je, zejména u skupiny 9 (50 % Red), do které byli zařazeni mladí testovaní býci-kříženci, že v průměru celé skupiny vykázali býci zvýšení mléčné produkce u svých dcer. Po provedené selekci nejlepších z nich, což je vlastním prostředkem prováděného křížení, bude tato diference podstatně příznivější.

V tab. III. je uvedena kompletní informace o výsledcích kontroly dědičnosti plemenných býků, vybraných k dalšímu využití po provedené selekci z prvních testovaných 50 býků-kříženců; v příčinách vyřazování negativně selektovaných býků převládá hledisko mléčné užitkovosti.

Literatura

- ANONYM.: Besamungen mit Red Holstein. Mitt. Schweiz. Fleckviehz.-Verb., 5, 21, 1976a, č. 5, s. 21.
- ANONYM.: Red Holstein Kreuzungsvertrag. Mitt. Schweiz. Fleckviehz.-Verb., 1, 73, 1976b, č. 1, s. 73.
- ANONYM.: Neuerungen in Red Holstein Kreuzung. Mitt. Schweiz. Fleckviehz.-Verb., 1978, č. 4, s. 72.
- AVERDUNK, G.: Vorläufige Ergebnisse aus der Kreuzung von Rottbunten Holstein-Friesian mit Fleckvieh in Bayern. 75. Jahrestagung der EAAP, Kopenhagen, 1974.
- BÓZO, S. — DUNAY, A. — RADA, K.: Erste Ergebnisse der Kreuzung ungarisches Fleckvieh × Holstein Friesian Rasse. Allattenyésztes, 22, 1973, s. 265.
- BRAUNER, P.: Zhodnocení masné užitkovosti kříženců českého strakatého skotu se skotem červeným holštýnským a ayrshirským ve srovnání s českým strakatým skotem. [Závěrečná zpráva.] Brno, VŠV 1980.
- CRETENAND, J. — MEYER, N.: Vorläufige Ergebnisse aus dem Kreuzungsversuch Simmentaler Fleckvieh und Red Holstein. Mitt. Schweiz. Fleckviehz.-Verb., 1972, č. 5, s. 25.
- DOHY, J.: Kreuzungszucht und Selektion zur Spezialisierung der Rindertypen in Ungarn. Bayer landwirtsch. Jb., 52, 1975, s. 752.
- ESSL, A. — HAIGER, A.: Ergebnisse eines Kreuzungsversuches Pinzgauer × Red Holstein Friesian. Züchtungskunde, 49, 1977, s. 282.
- KLIMENT, J. — PŠENICA, J.: Zhodnotenie kríženík F₁ generácie slovenské strakaté × holštajnsko-frízské červenostrakaté plemeno. I. časť. Poľnohospodárstvo, 25, 1979, s. 648.
- KLIMENT, J. — PŠENICA, J. — HORVÁTH, A.: Mlieková užitkovosť F₁ generácie slovenského strakatého plemena s holštajnsko-frízskymi červenostrakatými býkmi. Živoč. Vyr., 24, 1979, č. 7, s. 513-523.
- KLIMENT, J. — UHLÁR, J.: Rast a jatočná hodnota býkov slovenského strakatého plemena a jeho kříženců F₁ generácie s holštajnsko-frízským červenostrakatým dobyt看m kanadského typu. I. časť. Poľnohospodárstvo, 23, 1977a, s. 894.
- KLIMENT, J. — UHLÁR, J.: Rast a jatočná hodnota býkov slovenského strakatého plemena a jeho kříženců F₁ generácie s holštajnsko-frízským červenostrakatým dobyt看m kanadského typu. II. časť. Poľnohospodárstvo, 23, 1977b, s. 963.
- KLIMENT, J. — UHLÁR, J.: Rast a jatočná hodnota býkov F₁ generácie slovenského strakatého plemena s holštajnsko-frízským červenostrakatým plemenom pri polointenzívnej výžive. I. časť. Poľnohospodárstvo, 25, 1979, s. 81.
- KOMÁREK, L.: Körpermasse und Gewichte von Simmentaler und 1/2 Red-Holstein Stieren. Mitt. Schweiz. Fleckviehz.-Verb., 1975, č. 2, s. 78.
- MÄRKI, H.: Rote Holsteiner — Einkreuzungen, wie weiter? Mitt. Schweiz. Fleckviehz.-Verb., 1975, č. 6, s. 63.
- PŘIBYL, J. — VÁCHAL, J.: Ověření vhodných metod odhadu plemenné hodnoty býků. [Dílčí závěrečná zpráva.] Praha - Uhřetěves, VÚZV 1979.
- PSOTA, T. — HRANKA, J.: Správanie sa chovných jalovic slovenského strakatého plemena a jeho kříženců F₁ generácie s holštajnsko-frízským červenostrakatým dobyt看m kanadského typu v maštali. Poľnohospodárstvo, 24, 1978, s. 333.
- REICHEN, F.: KB und Kreuzungszucht. Mitt. Schweiz. Fleckviehz.-Verb., 1977, č. 2, s. 48.

RÜEGSEGGER, A.: Die wichtigsten Milchleistungsergebnisse der Simmental X Red Holstein Kreuzungstiere im Kontrolljahr 1976/1977. Mitt. Schweiz. Fleckvieh-Z.-Verb., 1978, č. 2, s. 17.

SCHMIDLIN, J.: Kreuzungsparameter für Eigenschaften der Milchleistung bei der Rassenkreuzung Simmental X Red Holstein. 31. Jahrestagung EAAP, 1980.

SUCHÁNEK, B.: První výsledky zušlechťovacího křížení českého strakatého skotu s plemenem červeným holštýnským a Maas Rhein Yisselským. [Dílčí závěrečná zpráva.] Rapotín, VÚCHS 1975.

SUCHÁNEK, B.: Průběh porodů, mortalita a hmotnost telat u kříženců F₁₀ generace český strakatý X červený holštýnský skot. [Dílčí závěrečná zpráva.] Rapotín, VÚCHS 1976.

SUCHÁNEK, B.: Masná užitkovost kříženců českého strakatého plemene s červeným holštýnským. [Dílčí závěrečná zpráva.] Rapotín, VÚCHS 1977.

SUCHÁNEK, B.: Mléčná užitkovost kříženek českého strakatého plemene s červeným holštýnským (CR 25) za zkrácené 100denní laktace. [Dílčí závěrečná zpráva.] Rapotín, VÚCHS 1978.

ŠEREDA, L. — VÁCHAL, J.: Zvyšování produkce čistokrevnou plemenitbou s maximální selekcí býků v podmínkách inseminace. [Závěrečná zpráva.] Praha - Uhřetěves, VÚŽV 1980.

UHLÁR, J.: Mäsová užitkovosť bykov slovenského strakatého plemena a jeho kříženců F₁ generácie s holštajnsko-frízskym červenostrakatým dobytkom. [Kandidátská disertační práce.] Nitra, VŠP 1977.

VÁCHAL, J. — ŠEREDA, L.: Zhodnocení efektu záměrné selekce podle jednotlivých vlastností u skotu s kombinovanou užitkovostí. [Průběžná závěrečná zpráva.] Praha - Uhřetěves, VÚŽV 1976.

VRCHLABSKÝ, J.: Technologická využitelnost masa vyráběného ve velkovýrobě. [Závěrečná zpráva.] Brno, VÚMP 1979.

Proceedings of the Working Symposium on Breed Evaluation and Crossing Experiments with Farm Animals. Schoonoord-Zeist, 15—21. September 1974.

Došlo dne 26. 1. 1982

ВАХАЛ, Я. — ПРЖИБЫЛ, Я. — — ВОНДРАШЕК, Л. (Научно-исследовательский институт животноводства, Прага - Угржинец; Государственные племенные предприятия, ГД, Градишко под Медником): Оценка племенной ценности быков с разной генной долей красного голштинского крупного рогатого скота. *Živoč. Výr.*, 28, 1983 (5): 321-328.

Оценка потомства 151 быка в 33 разведениях, разделенного на девять групп по породной принадлежности, или же по уровню племенной ценности, была проведена модифицированным методом сверстниц согласно Пржибыла и Вахала (1979) с учетом генетического уровня сверстниц и уровня продуктивности и разведениях/периодах. Было подтверждено преобладание помесей с красной голштинской породой — 25% помесей (группа тест-быков RED 50%) были лучшими, чем остальные сверстницы, а именно, включая помеси с остальными дойными породами, так что предполагаемая и проведенная селекция между тест-быками 50 CR будет все больше повышать установленные дифференции. Подтвержденная индивидуальность племенной ценности отдельных быков подчеркивает правильность исходного направления, т. е. при данном улучшающем скрещивании следует использовать только самых лучших быков с высокой племенной ценностью. Примененный метод оценки позволил точнее определять уровни разведений. Был подтвержден высокий уровень генетического тренда в популяции чешского пестрого крупного рогатого скота.

скрещивание пород чешская пестрая X красная голштинская; племенная ценность быков; совершенный метод сверстниц

VÁCHAL, J. — PŘIBYL, J. — VONDRÁŠEK, L. (Research Institute of Animal Production, Praha - Uhřetěves; State Animal-Breeding Enterprises, General Directorate, Hradištko pod Medníkem): *An Evaluation of the Breeding Value of Sires with Different Gene Proportions of the Red Holstein Cattle*. *Živoč. Výr.*, 28, 1983 (5): 321-328.

The progenies of 151 bulls in 33 herds ordered into nine groups according to breeds, or according to breeding value, were evaluated by the improved herd-mate method after Přibyl and Váchal (1979) where the genetic level of herd mates and

efficiency level in herds/periods are taken into account. The results demonstrated the superiority of the crossbreds with the Red Holstein breed: 25% crossbreds (tested RED bull group 50 %) were better than the other herd mates, including the crossbreds with the other dairy breeds; hence the assumed and realized selection among 50CR bulls will lead to further increase in the difference. The demonstrated individuality of the sires as to their breeding value proves how correct it is to use only the best sires with the highest breeding value in improvement crossing. The applied method of evaluation enables an exacter evaluation of the quality of breeding herds. A high standard of genetic trend in the population of Bohemian Spotted cattle was proved.

crossing of Bohemian Spotted X Red Holstein breeds; breeding value of sires; improved herd-mate method

Adresy autorů:

Prof. ing. Jan Váchal, DrSc., ing. Josef Příbyl, CSc., Výzkumný ústav živočišné výroby, 251 61 Praha 10 - Uhřetěves
Ing. Ladislav Vondrášek, Státní plemenářské podniky, generální ředitelství, 252 09 Hradištko pod Medníkem

ZMENY DYNAMIKY GENETICKÉHO POLYMORFIZMU PLEMENNÝCH BÝKOV PÔSOBIACICH V INSEMINÁCI V SSR

J. Kliment, J. Nový

KLIMENT, J. — NOVÝ, J. (Vysoká škola poľnohospodárska, Nitra): *Zmeny dynamiky genetického polymorfizmu plemenných býkov pôsobiacich v inseminácii v SSR*. Živoč. Výr., 28, 1983 (5) : 329-334.

V práci sú porovnávané frekvencie alel šiestich genetických systémov (Tf, Cp, Am, Pa, Ca, Hb) súborov plemenných býkov z inseminačných staníc v SSR v rokoch 1976 až 1979 a 1982. U niektorých systémov sa frekvencia alel zmenila. Určité rozdiely sú podľa plemien a typov kríženia. Percentuálne podiely dihomozgotov, trihomozgotov, resp. diheterozgotov a triheterozgotov prejavujú určité tendencie medzi čistokrvnými zvieratami a krížencami.

biochemický polymorfizmus; plemenné býky; plemená a krížence; frekvencia alel; podiely viacnásobných homozygotov a heterozygotov

Štúdium genetického polymorfizmu je súčasťou vyšších foriem plemenárskej práce, nakoľko umožňuje nielen potvrdzovať pôvod a charakterizovať genetickú štruktúru populácie, ale v niektorých prípadoch jeho poznatky slúžia aj ako doplňujúce selekčné kritérium.

V domácej aj zahraničnej literatúre bola venovaná zvyčajne pozornosť frekvenciám alel a genotypov v populáciách kráv. U populácií, resp. súborov plemenných býkov je prác menej.

Z uvedených dôvodov sme sledovali dynamiku genetického polymorfizmu u plemenných býkov pôsobiacich v inseminácii v SSR.

MATERIÁL A METÓDA

Vzorky krvi plemenných býkov pôsobiacich v inseminácii v SSR sme analyzovali z hľadiska biochemického polymorfizmu za dve časové obdobia, a to 1976—1979 a 1982. Vyhodnocovali sme výsledky analýz u čistokrvných býkov štyroch plemien: slovenské strakaté (SS), slovenské pinzgauské (SP), čiernostrakaté nížinné (NČ) a červenostrakaté nížinné európske (ČS — len 1982) a štyroch typov krížencov: slovenské strakaté (SS) × červenostrakaté holštajnsko-frízské (ČSHF) 75 % a 25 %, slovenské strakaté (SS) × nížinné čiernostrakaté (NČ) 75 % a slovenské pinzgauské (SP) × ayshire (A) 25 %.

Sledovali sme šesť genetických systémov, a to transferíny, ceruloplazmín, amyλάzu, postalbumíny, karbonickú anhydrazu a hemoglobín. Detekciu jednotlivých fenoskupín a výpočet frekvencií jednotlivých alel sme uskutočňovali podľa určených metód Smithies (1955) a Schröffela (1965).

Na základe poznatkov z našich predchádzajúcich prác (Nový, 1976) sme urobili aj vyhodnotenie percentuálnych podielov dihomozgotov a trihomozgotov, resp. diheterozgotov a triheterozgotov.

I. Frekvencie alel sledovaných genetických systémov (1982) — Allele frequency of determined genetic systems (1982)

Alely	Plemeno							
	SS	SP	ČS	NČ	SS × ČSHF = = 75 %	SS × ČSHF = = 25 %	SS × NČ = = 75 %	SP × A = = 25 %
Transferíny								
<i>Tf^A</i>	0,3317	0,4412	0,5454	0,6666	0,5278	0,4250	0,6296	0,4750
<i>Tf^{D1}</i>	0,3020	0,2206	0,2727	0,1667	0,2500	0,2500	0,2037	0,2250
<i>Tf^{D2}</i>	0,3663	0,3088	0,1364	0,1667	0,1944	0,2750	0,1667	0,2250
<i>Tf^E</i>	—	0,0294	0,0455	—	0,0278	0,0500	—	0,0750
Ceruloplazmín								
<i>Cp^A</i>	0,6485	0,6029	0,6818	0,7222	0,6666	0,8000	0,5556	0,6250
<i>Cp^B</i>	0,1386	0,1471	0,1364	0,1111	0,1667	0,1250	0,2037	0,1250
<i>Cp^C</i>	0,2129	0,2500	0,1818	0,1667	0,1667	0,0750	0,2407	0,2500
Amyláza								
<i>Am^A</i>	0,4802	0,3529	0,2727	0,1667	0,1944	0,3250	0,4630	0,2750
<i>Am^B</i>	0,3168	0,2353	0,1364	0,2778	0,2222	0,3750	0,2222	0,1500
<i>Am^C</i>	0,2030	0,4118	0,5909	0,5555	0,5832	0,3000	0,3148	0,5750
Postalbumíny								
<i>Pa^A</i>	0,4851	0,6029	0,2727	0,2778	0,3056	0,3250	0,5000	0,4000
<i>Pa^B</i>	0,5148	0,3971	0,7273	0,7222	0,6944	0,6750	0,5000	0,6000
Karbonická anhydráza								
<i>Ca^S</i>	0,5545	0,6912	0,8636	0,5556	0,4444	0,5250	0,5556	0,7250
<i>Ca^F</i>	0,4455	0,3088	0,1364	0,4444	0,5556	0,4750	0,4444	0,2750
Hemoglobín								
<i>Hb^A</i>	0,8119	0,9853	1,0000	1,0000	0,9167	0,9000	0,9259	1,0000
<i>Hb^B</i>	0,1881	0,0147	—	—	0,0833	0,1000	0,0741	—

II. Frekvencie alel sledovaných genetických systémov (1976—1979) — Allele frequency of determined genetic systems (1976—1979)

Alely	Plemeno						
	SS	SP	NČ	SS × ČSHF = = 75 %	SS × ČSHF = = 25 %	SS × NČ = = 75 %	SP × A = = 25 %
Transferíny							
<i>Tf^A</i>	0,2359	0,5000	0,5000	0,5833	0,3000	0,5000	0,4583
<i>Tf^{D1}</i>	0,3310	0,3276	0,2386	0,2500	0,6000	0,3214	0,3750
<i>Tf^{D2}</i>	0,4225	0,1724	0,1932	0,1667	0,1000	0,1786	0,1250
<i>Tf^E</i>	0,0106	—	0,0682	—	—	—	0,0417
Ceruloplazmín							
<i>Cp^A</i>	0,7254	0,7759	0,5227	0,6667	0,9000	0,6429	0,7083
<i>Cp^B</i>	0,1197	0,1034	0,2273	0,0833	—	0,2857	0,1250
<i>Cp^C</i>	0,1549	0,1207	0,2500	0,2500	0,1000	0,0714	0,1667
Amyláza							
<i>Am^A</i>	0,3873	0,2586	0,2386	0,0833	0,2000	0,2143	0,3750
<i>Am^B</i>	0,3803	0,3276	0,2159	0,1667	0,4000	0,3214	0,3333
<i>Am^C</i>	0,2324	0,4138	0,5455	0,7500	0,4000	0,4543	0,2917
Postalbumíny							
<i>Pa^A</i>	0,2852	0,3621	0,3295	0,3333	0,1000	0,2500	0,3750
<i>Pa^B</i>	0,7148	0,6379	0,6705	0,6667	0,9000	0,7500	0,6250
Karbonická anhydráza							
<i>Ca^S</i>	0,7570	0,9310	0,8636	0,9167	0,8000	0,7857	0,8333
<i>Ca^F</i>	0,2430	0,0690	0,1364	0,0833	0,2000	0,2143	0,1667
Hemoglobín							
<i>Hb^A</i>	0,8451	1,0000	0,9773	1,0000	0,8000	0,9643	0,9583
<i>Hb^B</i>	0,1549	—	0,0227	—	0,2000	0,0357	0,0417

VÝSLEDKY

Keď porovnávame frekvencie alel v rámci sledovaných genetických systémov za rok 1982 (tab. I) s údajmi za roky 1976 až 1979 (tab. II), vidíme, že v niektorých prípadoch došlo u viacerých plemien k určitej zmene.

Napr. alela Tf^E sa „stratila“ u plemien slovenské strakaté a čier-nostrakaté nižinné, ale „objavila“ sa u krížencov SS × ČSHF 75 % a 25 %.

Vyššia frekvencia alel Cp^B a Cp^C sa prejavila u plemien slovenské strakaté a slovenské pinzgauské; u krížencov SS × NČ 75 % a SP × A 25 % sa zvýšila frekvencia alely Cp^C . Naopak, u čiernostrakatého ple-mena sa frekvencia alely Cp^C znížila.

U všetkých skupín býkov (okrem SP × A 25 %) sa podstatne vy-rovnal pomer alel karbonickej anhydrázy smerom 1 : 1. Frekvencia alel D_1 a D_2 sa zvýšila nepatrne u býkov slovenského pinzgauského dobytká a u krížencov SS × ČSHF 75 %.

Pri hodnotení percentuálnych podielov dihomozygotov a trihomozy-gotov (tab. III a IV) vidíme, že dihomozygotov je vždy viac (okrem kombinácie $Ca - Pa - Hb$ pri plemenách SP a ČS a $Tf - Am - Hb$ pri plemene NČ). Je zaujímavé aj to, že pri čistokrvných býkoch sa ne-vyskytli triheterozygoty 11-krát (t. j. 39,3 %), zatiaľ čo pri býkoch — krížencoch len šesťkrát (t. j. 21,4 %).

III. Percentuálne podiely jednotlivých fenoskupín podľa plemien — Percent ratios of studied phenogroups in different breeds

Kombinácie GS		$Tf-Cp-$ $-Pa$	$Tf-Cp-$ $-Ca$	$Tf-Cp-$ $-Hb$	$Tf-Am-$ $-Pa$	$Tf-Am-$ $-Ca$	$Tf-Am-$ $-Hb$	$Ca-Pa-$ $-Hb$
Plemeno	Skupina							
Slovenské strakaté $n = 101$	di-homo	35,7	39,6	45,6	39,6	36,6	50,5	42,57
	di-hetero	37,6	38,6	32,7	35,6	41,6	30,7	34,65
	tri-homo	15,8	9,9	15,8	6,9	5,0	7,9	17,83
	tri-hetero	10,9	11,9	5,0	17,8	16,8	10,9	4,95
Slovenské pinzgauské $n = 34$	di-homo	35,3	38,2	44,1	35,3	29,4	50,0	29,41
	di-hetero	29,4	35,3	23,5	35,3	44,1	35,3	29,41
	tri-homo	20,6	17,7	32,4	8,8	11,8	14,7	38,24
	tri-hetero	14,7	8,8	—	20,6	14,7	—	2,94
Červeno-strakaté $n = 11$	di-homo	36,4	36,4	45,4	27,3	45,5	54,5	45,45
	di-hetero	45,4	54,5	45,5	54,5	45,5	36,4	—
	tri-homo	—	9,1	9,0	9,1	9,0	9,1	54,55
	tri-hetero	18,2	—	—	9,1	—	—	—
Čier-no-strakaté $n = 9$	di-homo	66,7	55,6	77,8	22,2	44,5	11,1	55,6
	di-hetero	33,3	44,4	—	44,5	22,2	55,6	33,3
	tri-homo	—	—	22,2	11,1	—	33,3	11,1
	tri-hetero	—	—	—	22,2	33,3	—	—

GS = genetický systém

IV. Percentuálne podiely jednotlivých fenoskupín u krížencov — Percent ratios of studied phenogroups in the crossbreds

Kombinácie GS		<i>Tf-Cp- -Pa</i>	<i>Tf-Cp- -Ca</i>	<i>Tf-Cp- -Hb</i>	<i>Tf-Am- -Pa</i>	<i>Tf-Am- -Ca</i>	<i>Tf-Am- -Hb</i>	<i>Ca-Pa- -Hb</i>
Dedičný podiel	Skupina							
SS × × ČSHF 25 % n = 20	di-homo	30,0	50,0	40,0	25,0	40,0	35,0	40,0
	di-hetero	40,0	20,0	30,0	55,0	45,0	45,0	40,0
	tri-homo	20,0	10,0	25,0	10,0	—	15,0	20,0
	tri-hetero	10,0	20,0	5,0	10,0	15,0	5,0	—
SS × × ČSHF 75 % n = 18	di-homo	33,3	22,2	50,0	27,8	22,2	38,9	33,3
	di-hetero	44,5	50,0	33,3	44,4	38,9	44,4	38,9
	tri-homo	11,1	11,1	11,1	11,1	11,1	11,1	27,8
	tri-hetero	11,1	16,7	5,6	16,7	27,8	5,6	—
SS × NČ 75 % n = 27	di-homo	33,4	37,0	37,0	29,6	25,9	48,1	48,2
	di-hetero	29,6	29,7	29,6	40,8	40,8	33,4	37,0
	tri-homo	22,2	18,5	33,4	11,1	11,1	14,8	11,1
	tri-hetero	14,8	14,8	—	18,5	22,2	3,7	3,7
SP × A 25 % n = 20	di-homo	45,0	55,0	60,0	35,0	45,0	55,0	55,0
	di-hetero	40,0	25,4	25,0	45,0	45,0	35,0	15,0
	tri-homo	—	10,0	15,0	—	5,0	10,0	30,0
	tri-hetero	15,0	10,0	—	20,0	5,0	—	—

GS = genetický systém

U šiestich kombinácií s transferínmi sme zovšeobecňovali percentuálne podiely homozygotov a heterozygotov pre plemená (súbor A) a pre krížence (súbor B). Ako vyplýva z uvedených hodnôt, vo väčšine prípadov je vyššie percento diheterozygotov u krížencov. Táto tendencia platí aj pri triheterozygotoch (cca 50 %), ale pri trihomozygotoch nie.

Pri podrobnejšej analýze výskytu jednotlivých dihomozygotov a trihomozygotov, resp. heterozygotov sa prejavujú určité špecifiká plemien (pinzgaušké a jeho krížence), resp. kombinácie genetických systémov.

Výsledky štúdia dynamiky biochemického polymorfizmu u plemených býkov poukazujú na skutočnosť, že frekvencie alel a jednotlivých kombinácií fenoskupín sú ovplyvňované plemennou príslušnosťou sledovaných zvierat a daným genetickým systémom.

DISKUSIA

V súlade s prácami autorov Mácha, Dvořák (1980, 1982) sme zistili, že u súboru býkov se menia frekvencie alel a genotypov podľa plemien a typov kríženia, pričom v karbonickej anhydráze je vyššia frekvencia alely Ca^S , ale oproti minulému obdobiu sa táto frekvencia znížila. S citovanými autormi je v súlade aj zistenie o vplyve plemennej príslušnosti, resp. typu kríženia na frekvenciu genotypov (homozy-

gotov a heterozygotov). Zákonite a s väčším počtom sledovaných genetických systémov sa znižuje podiel 100% homozygotov, resp. 100% heterozygotov.

Keď porovnáme frekvencie u býkov, zistené nami v roku 1982, s frekvenciami u dojníc (Kliment et al., 1977), rozdiely sú tieto: frekvencie alel Pa^A , Cp^B a Am^A sú vyššie u dojníc slovenského strakatého plemena. U dojníc slovenského pinzgauského plemena sú vyššie frekvencie alel Cp^C , Am^C a Tf^{D2} . Naopak nižšie frekvencie ako u býkov mali dojnice plemien slovenské strakaté a slovenské pinzgauské pri Ca^S , Cp^A a Am^B a dojnice plemena slovenské pinzgauské aj pri Tf^A .

Literatúra

KLIMENT, J.: The utilization of biochemical polymorphic markers as a contributed selection criterion. XIV. JCG, Moskva, 1978, č. 1, s. 516.

KLIMENT, J.: Relation between polymorphic proteins of blood serum of cattle and important traits of performance. 1st World Congress on Genetics Applied to Livestock Production, III, 1974, s. 231-233.

KLIMENT, J. et al.: Štúdium genetického polymorfizmu niektorých bielkovín a fermentov v krvi a mlieku hovädzieho dobytká. [Priebežná správa z úlohy 2.3.1 programu RVHP.] 1977.

MÁCHA, J. — DVORÁK, J.: Genetická štruktúra populáci plemenných býkov. X. dni genetiky hospodárskych zvierat, Nitra, 1980, s. 484-487.

MÁCHA, J. — DVORÁK, J.: Variabilita prírústkú v teste býkov rôzneho genotypu. XI. genetické dny hospodárskych zvierat, Hradec Králové, 1982, s. 44-47.

NOVÝ, J.: Štúdium premenlivosti živej váhy dojníc vo vzťahu k produkcii mlieka pri zohľadnení fenokupín biochemického polymorfizmu. Acta zootechn. Univ. agric. (Nitra), 1976, č. XXXI, s. 37-48.

SCHROFFEL, J.: Sérové biochemické polymorfni znaky u hospodárskych zvierat. [Kandidátska disertačná práca.] Liběchov, CSAV 1965.

SMITHIES, O.: Zone electrophoresis in starch gel group variations in the serum protein of normal human adults. Biochem. J., 61, 1955, s. 629.

Došlo dňa 3. 1. 1983

КЛИМЕНТ, Я. — НОВЫ, Я. (Сельскохозяйственный институт, Нитра): Изменения динамики генетического полиморфизма быков-производителей, используемых в искусственном осеменении в СССР. Животн. Выр., 28, 1983 (5) : 329-334.

V статье сравниваются частоты аллелей шести генетических систем (Tf , Cp , Am , Pa , Ca , Hb) совокупности быков-производителей станций по искусственному осеменению в СССР в 1976—1979 гг. и 1982 г. В некоторых системах частота аллелей менялась. Определенные различия были согласно породам и типам скрещивания. Процентные доли дигомозигот, тригомозигот, или же дигетерозигот и тригетерозигот проявляют определенные тенденции между чистокровными животными и помесами.

биохимический полиморфизм; быки-производители; породы и помеси; частота аллелей; доли многократных гомозигот и гетерозигот

KLIMENT, J. — NOVÝ, J. (University of Agriculture, Nitra): *Changes in the Dynamics of Genetic Polymorphism of Sires Used for Artificial Insemination in the Slovak Socialist Republic*. Živoč. Výr., 28, 1983 (5) : 329-334.

Allele frequencies of six genetic systems (Tf , Cp , Am , Pa , Ca , Hb) were compared in sets of sires from A. I. stations in Slovakia for the period from 1976 to 1979 and for 1982. Allele frequency changed in some systems. There are some differences between breeds and between cross types. The percentual proportions of dihomozygotes, trihomozygotes, or diheterozygotes and triheterozygotes show certain tendencies different in purebred animals and crossbreds.

biochemical polymorphism; breeding bulls; breeds and crossbreds; allele frequencies; proportions of multiple homozygotes and heterozygotes

Adresa autorov:

Prof. ing. Jozef Kliment, DrSc., doc. ing. Jaroslav Nový, CSc., Vysoká škola poľnohospodárska, 949 67 Nitra

OPAKOVATELNOST VYBRANÝCH PARAMETRŮ METABOLICKÉHO PROFILU DOJNIC

J. Stodola, V. Řehout

STODOLA, J. — ŘEHOUT, V. (Vysoká škola zemědělská, Praha, provozně-ekonomická fakulta České Budějovice): *Opakovatelnost vybraných parametrů metabolického profilu dojníc*. Živoč. Výr., 28, 1983 (5) : 335-341.

V souboru 236 krav českého strakatého plemene byla metodou interklasní korelace odhadnuta opakovatelnost devíti hematologických parametrů (methemoglobin, kyselina močová, AST, ALT, leukocyty, celkové lipidy, vápník, fosfor, hořčík) mezi prvním a čtvrtým měsícem laktace. Prakticky nulovou opakovatelnost vykazovaly koncentrace vápníku, fosforu a celkových lipidů ($-0,008$, $-0,022$ a $0,007$), jen velmi nízkou aktivitu AST a ALT a počet leukocytů ($0,052$, $0,084$ a $0,114$) a pouze koncentrace kyseliny močové, magneziumu a methemoglobinu naznačovaly výraznější podíl genetické determinace ($0,373$, $0,170$ a $0,188$).

opakovatelnost; genetické parametry; metabolický profil; hematologické parametry

Z hlediska širšího využití základních parametrů metabolického profilu dojníc vystupuje do popředí nutnost poznání stupně jejich genetické determinace. V této souvislosti se jedná především o možnost jejich využití pro stále diskutovanou oblast nepřímé selekce, event. genetickou prevenci metabolických poruch. Hodnocení dědivosti, zvláště některých parametrů metabolického profilu skotu, zůstává stále otevřeným problémem, a to především vzhledem k obtížnosti a pracnosti při získávání dostatečně početného a statisticky hodnotitelného materiálu.

LITERÁRNÍ PŘEHLED

Údaje v literatuře o genetické determinaci krevních metabolitů organického i anorganického charakteru jsou poměrně sporé, mnohdy rozporného charakteru a jak připomínají Bondarenko et al. (1977), jsou závislé na celé řadě činitelů.

Na genetickou podmíněnost patologicky zvýšené koncentrace methemoglobinu v krvi lidí upozorňuje např. Brunecký (1972). U skotu se literární poznatky soustřeďují především na analýzu fenotypové proměnlivosti methemoglobinu v souvislosti s odlišnou dotací dusičnanového a dusitanového dusíku v krmivech (např. Čollák, Klein, 1978).

O studiu dědivosti kyseliny močové jsou zprávy v literatuře rovněž jen ojedinelé. Např. Bettini et al. (1972) zjistili ve skupinách polosester italského fríského skotu pro koncentraci kyseliny močové $h^2 = 0,47$. Nepoměrně vyšší hodnotu ($h^2 = 0,75$) uvádějí Obeidah et al. (1978) u slepic, u kterých je však kyselina močová na rozdíl od skotu konečným produktem metabolismu bílkovin.

Studiem genetické podmíněnosti aktivity aminotransferáz s využitím opakovatelnosti mezi laktacemi u krav holštýnsko-fríského skotu se zabývali Graf et al.

(1979), přičemž stanovené hodnoty r_{op} se pohybovaly v rozsahu od 0,10 do 0,52 pro AST. Merkulová et al. (1972) uvádějí u mléčných plemen skotu hodnoty r_{op} nepoměrně vyšší (0,86 až 0,89). Také pokud se týká odhadů h^2 , uvádí většina autorů střední až vysoké hodnoty pro asparagát i alanin aminotransferázu, např. Smirnov (1970) uvádí $h^2 = 0,52$ až 0,60.

Heritabilitu počtu leukocytů u selat vypočítal Gabriš (1973) a konstatuje velmi variabilní hodnoty h^2 , které kolísaly v rozmezí od 0,160 do 0,832. Současně je upozorňováno na skutečnost, že zřetelnější vliv genotypu se uplatňuje při zjišťování nižšího počtu leukocytů. Na dílčí meziplemenné rozdíly u skotu v počtu bílých krvinek poukazují ve své genetické analýze Kudrjavcev et al. (1977).

Na existenci výrazných meziplemenných rozdílů v lipémii u skotu poukazuje např. O'Kelly (1972), zatímco Yamdagni a Schultz (1970) rozdíly v lipémii mezi genotypy plemen skotu nezjistili. Obdobně Kot (1976) u krav jaroslavského plemene zjistil jen nízkou opakovatelnost během 40 dnů a nulovou během 180 dnů pro všechny parametry lipidového metabolismu.

Na intergenotypové rozdíly v koncentraci minerálních látek v krevním séru dojných plemen skotu (jako odraz funkce vnitřních regulačních mechanismů zvířete) upozorňuje Littledike (1976), zatímco např. Lellis et al. (1977) jednoznačně meziplemenné difference nepotvrdili. Z výsledků studia opakovatelnosti koncentrace vápníku, fosforu a hořčíku v krevním séru slovenského strakatého skotu uvádějí Simon et al. (1978) odhady hodnot r_{op} 0,19, 0,34 a 0,30. Opakovatelnost fosfatémie mezi různými laktacemi skotu studovali rovněž Graf a Osterhorn (1976) a uvádějí hodnoty r_{op} od 0,10 do 0,38. Naproti tomu dědivost fosfatémie stanovili Fischer a Sommer (1978) opakovaně jako nulovou, přičemž kalcémie vykazovala hodnoty odhadu h^2 od 0,14 do 0,33. Rozdílné hodnoty odhadů h^2 jsou uváděny i pro magneziemii — Henricson et al. (1975) uvádějí v souboru prvo-telek $h^2 = 0,19$, zatímco např. Simon et al. (1978) u dojnic $h^2 = 0,57$.

Z literárního přehledu je patrná vysoká variabilita genetických parametrů metabolického profilu dojnic a lze ji klást, v souladu se závěry, které uvádějí Vasilevová (1972), Mojsejevoá (1973), Bondarenko et al. (1977) a další, do souvislosti s rozdílností ekologických a zootechnických podmínek, různorodostí genotypů v populacích a metod plemenářské práce, nestejnou aktivitou genů v průběhu ontogeneze, změnami interakce genů s faktory prostředí v průběhu života jedince, rozdílnými metodami výpočtu apod.

MATERIÁL A METODA

Vybrané parametry metabolického profilu dojnic (methemoglobin, kyselina močová, aminotransferázy AST a ALT, leukocyty, celkové lipidy, vápník, fosfor, hořčík) byly sledovány u souboru 236 dojnic českého strakatého plemene, chovaných na OP Státní statky Šumava a v JZD Netřebice. Do sledování byly zařazeny dojnice v II. až IV. laktaci s rovnoměrnou distribucí telení v průběhu celého roku, chované v klasických technologiích a krmené běžnými dávkami navazujícími na spektrum krmných plodin pěstovaných v dané oblasti. Průměrná dojivost krav ve sledovaném období představovala 12,2 kg mléka při tučnosti 4,1 %. Klinické příznaky chorob nebo metabolických poruch se u pokusných krav nevyskytovaly.

U každé ze sledovaných krav byly provedeny dva odběry — vždy v prvním a čtvrtém měsíci laktace. Krevní parametry byly stanoveny podle běžných metodik s využitím Bio-testů.

Pro odhad dědivosti bylo použito koeficientu opakovatelnosti — r_{op} . Vlastní hodnoty r_{op} byly vypočteny metodou interklasní korelace, podle níž lze vypočtený koeficient lineární korelace považovat za koeficient opakovatelnosti, nakolik korelační koeficient vyjadřuje stupeň závislosti mezi dvěma opakováními sledované vlastnosti, tj.

$$r_{op} = r_{P_1 P_2}$$

kde P jsou fenotypové hodnoty konkrétního krevního parametru z prvního (P_1) a opakovaného (P_2) měření.

Protože obecně je r_{op} jako poměr variancí vždy kladný, byly z grafického znázornění vypuštěny nereálné, záporné hodnoty. Střední chyby koeficientů opakovatelnosti byly stanoveny podle obecně udávaných vztahů pro koeficient lineární korelace (Strnad, 1977):

$$s_r = \sqrt{\frac{1 - r^2}{n - 2}}$$

Zjištěné koeficienty opakovatelnosti byly doplněny odhadem intervalu spolehlivosti pro $P = 0,05$, definovaným nerovností

$$r_{op} - t \cdot s_r \leq r_{op} \leq r_{op} + t \cdot s_r$$

Střední chyba koeficientu opakovatelnosti ($s_{r_{op}}$) je z popisných důvodů značena jako s_r .

VÝSLEDKY A DISKUSE

Pro charakteristiku sledovaného souboru z hlediska stupně fenotypové proměnlivosti jednotlivých hematologických parametrů jsou v tab. I uvedeny jejich základní statistické hodnoty při prvním a opakovaném měření. Z tabulky je patrné, že u většiny ukazatelů došlo ve čtvrtém měsíci laktace k jejich určitému zvýšení, statisticky významnému při $P = 0,01$ u ALT, celkových lipidů, vápníku a hořčíku.

I. Základní statistické hodnoty opakovaně sledovaných hematologických ukazatelů (první a čtvrtý měsíc laktace) — The basic statistical values of repeatedly studied haematological parameters (the first and fourth month of lactation)

Ukazatel (jednotka)	Měsíc laktace	<i>n</i>	$\bar{x}$	<i>s</i>	<i>v</i>	$s_{\bar{x}}$	<i>F</i>	<i>t</i>
mthb %	1.	233	6,8	2,0	29,9	0,1	1,09	1,10
	4.	232	6,6	1,9	29,5	0,1		
Kyselina močová umol.l ⁻¹	1.	234	52,9	16,7	30,8	1,2	1,25	0,64
	4.	235	54,1	14,9	27,1	1,2		
AST nkat.l ⁻¹	1.	236	658,2	146,9	22,3	9,7	1,1	0,48
	4.	236	665,1	157,8	23,7	10,3		
ALT nkat.l ⁻¹	1.	235	315,4	124,6	39,5	8,2	1,37 ⁺	7,41 ⁺⁺
	4.	236	408,3	146,1	35,8	9,5		
Leukocyty G.l ⁻¹	1.	235	6,0	1,2	19,3	0,1	1,11	0,35
	4.	235	6,0	1,2	20,5	0,1		
Celkové lipidy g.l ⁻¹	1.	236	3,7	1,0	26,1	0,1	1,68 ⁺⁺	14,30 ⁺⁺
	4.	236	5,2	1,3	24,2	0,1		
Ca mmol.l ⁻¹	1.	235	1,9	0,3	13,5	0,02	1,08	3,70 ⁺⁺
	4.	236	2,0	0,3	12,4	0,02		
P mmol.l ⁻¹	1.	231	2,1	0,5	22,4	0,03	1,21	0,23
	4.	236	2,1	0,4	20,3	0,03		
Mg mmol.l ⁻¹	1.	228	0,8	0,1	7,9	0,00	1,27	5,74 ⁺⁺
	4.	236	0,9	0,1	6,7	0,00		

Hladiny sledovaných parametrů se ve většině případů shodovaly s oficiálně uznávanými fyziologickými rozpětími, která uvádějí např. Sova et al. (1981) a Jagoš et al. (1977). Vyšší hodnoty byly zjištěny pouze u methemoglobinu a AST v prvním a čtvrtém měsíci laktace a u ALT ve čtvrtém měsíci laktace. Naopak pod spodní hranici fyziologického rozpětí se pohybovaly koncentrace celkových lipidů a vápníku, zejména v prvním měsíci laktace. Tyto skutečnosti lze klást do souvislosti se specifickými podmínkami chovu a výživy dojnic v oblasti Šumavy.

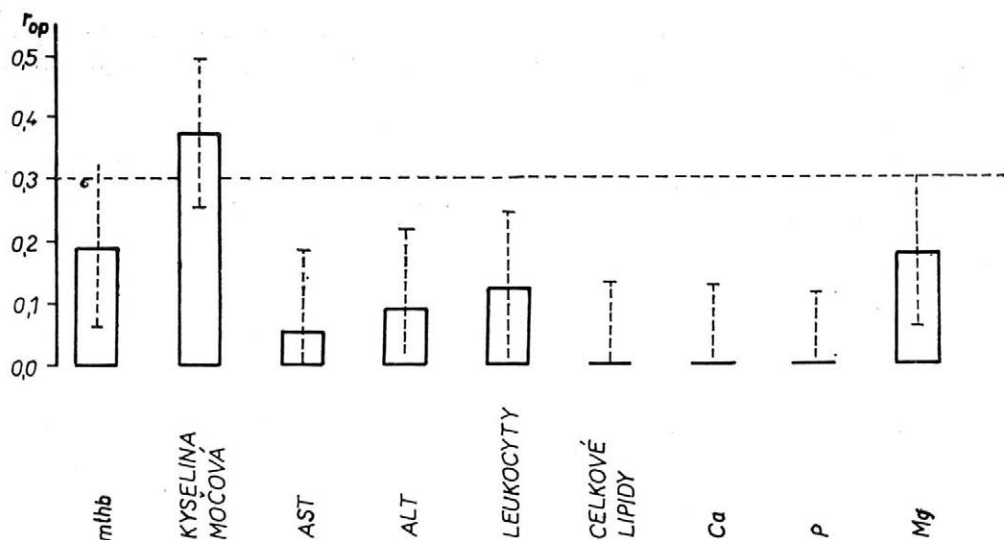
Odhad koeficientů opakovatelnosti byl realizován v souboru 236 krav, u nichž byly opakovaně provedeny analýzy sledovaných hematologických ukazatelů, což představuje nesrovnatelně vyšší četnost souboru ve srovnání s údaji uváděnými v literatuře a zatížení odhadů r_{op} relativně nízkou chybou ($s_r = 0,061$ až $0,066$), tj. v průměru 6,5 %. Edfords-Lilja et al. (1978) udávají s_h^2 až 0,28, Simon et al. (1978) až 0,41 apod. Přehled získaných odhadů r_{op} je uveden v tab. II.

II. Přehled koeficientů opakovatelnosti sledovaných hematologických ukazatelů — A survey of the repeatability coefficients of the studied haematological parameters

Ukazatel	Jednotka	<i>n</i>	r_{op}	s_r	Interval spolehlivosti $r_{op} \pm t \cdot s_r$
mthb	%	223	0,188	0,066	0,056–0,317
Kyselina močová	umol.l ⁻¹	234	0,373	0,061	0,253–0,493
AST	nkat.l ⁻¹	236	0,052	0,065	–0,075–0,179
ALT	nkat.l ⁻¹	235	0,084	0,065	–0,043–0,211
Leukocyty	G.l ⁻¹	235	0,114	0,065	–0,013–0,241
Celkové lipidy	g.l ⁻¹	236	0,007	0,065	–0,120–0,134
Ca	mmol.l ⁻¹	235	–0,008	0,065	–0,135–0,119
P	mmol.l ⁻¹	231	–0,012	0,065	–0,149–0,105
Mg	mmol.l ⁻¹	228	0,170	0,065	0,043–0,297

U všech sledovaných parametrů byl zjištěný r_{op} kladný, a to s výjimkou vápníku a fosforu, u nichž měla opakovatelnost slabý záporný charakter (–0,008 a –0,012), zatímco literární údaje o jejich dědivosti, resp. opakovatelnosti jsou zpravidla vyšší — např. podle Simona et al. (1978) 0,19 až 0,43, avšak při směrodatné odchylce až 0,33. Velmi nízké hodnoty r_{op} byly dále zjištěny i u celkových lipidů (0,007) a u obou aminotransferáz — AST (0,052) i ALT (0,084). Podobné výsledky u celkových lipidů uvádí i Kot (1976). Avšak pro AST i ALT jsou hodnoty udávané v literatuře většinou vyšší, např. Kuciel a Hejl (1974) uvádějí hodnotu h^2 až 0,97.

U ostatních sledovaných parametrů byly odhady r_{op} vyšší a i když se v absolutních hodnotách lišily od údajů jiných autorů (zjišťovaných jinými metodami a v jiných souborech), nejsou s nimi v zásadním rozporu. Výjimečné postavení mezi sledovanými hematologickými ukaza-



1. Porovnání hodnot koeficientů sledovaných parametrů krve v souboru celkem ($r_{op} = t \cdot s_r$), $P = 0,05$ — A comparison of the coefficient values of the studied blood parameters in the set of cows — total ($r_{rep} = t \cdot s_r$), $P = 0.05$

teli zaujímala koncentrace kyseliny močové, která vykazovala nejvyšší opakovatelnost (0,373).

Pro zvýšení statistické signifikance je odhad r_{op} doplněn v tab. II výpočtem intervalů spolehlivosti pro $P = 0,05$ a graficky znázorněn na obr. 1., z kterého je patrné, že pouze koncentrace methemoglobinu, kyseliny močové a hořčiku dosáhla horní mezí intervalu spolehlivosti hranice střední dědivosti, a proto naznačuje svoji platnost jen v oblasti nízké dědivosti (methemoglobin a hořčík) až střední dědivosti (kyselina močová). Ostatní sledované parametry dosahovaly spodní hranic intervalu spolehlivosti do oblasti nulové až záporné opakovatelnosti.

Ze souhrnného zhodnocení získaných výsledků, které u sledovaných hematologických ukazatelů dokumentují vesměs jen velmi nízké hodnoty opakovatelnosti, vyplývá, že v daném souboru byly rozdíly mezi jedinci determinovány především vlivy prostředí, tj. činiteli ovlivňujícími manifestaci parametrů metabolického profilu, a jen v malé míře proměnlivostí genotypovou. Tato skutečnost může souviset s projevem tzv. intradruhově homeostáze, která směřuje obecně k zachování určitého biologicky optimálního rozpětí hematologických ukazatelů. Rovněž v některých případech zjištěné rozdílné hodnoty odhadů dědivosti sledovaných znaků mezi námi sledovaným souborem a výsledky z literatury ukazují na zřejmou interakci genotypu a prostředí, což se může následně promítat do variability zjišťovaných genetických parametrů, které nejsou hodnotou neměnnou, ale mohou charakterizovat pouze určitý soubor v daných podmínkách a čase. S přihlédnutím k rozdílnosti literárních údajů i závěrům, které uvádí Mojsejevoová (1977), lze konstatovat, že optimální možnost srovnatelnosti mohou poskytnout jen takové genetické parametry, které byly pro jednotlivé hematologické hodnoty stanoveny v tomtéž souboru a jsou proto zatíženy i stejnou střední chybou.

Nízká genetická determinace parametrů metabolického profilu dojníc, vyplývající z našich výsledků, naznačuje, že jejich fyziologické rozpětí je ovlivněno především realizovanými činiteli prostředí. Případný vliv genotypu lze považovat pouze za sekundární. Z těchto aspektů se ukazuje jako problematické uvažovat o eventuální účinné selekci zvířat z hlediska usměrňování jejich metabolického profilu, event. o využití sledovaných parametrů jako selekčních markerů apod.

Literatura

- BETTINI, T. M. et al.: Su 12 parametri hematocimici in vacche di razza Frisona Italiana. *Prod. anim.*, 11, 1972, č. 3, s. 179-206.
- BRUNECKÝ, Z.: Genetická prognóza v lékařství. Praha, Avicenum 1972, 242 s.
- BONDARENKO, G. A. et al.: Nasleduemost' urovnej sođeržanija metabolitov krovi u krupnogo rogatogo skota v različnye vozrastnye periody i sezony goda. *Genetika*, 13, 1977, č. 3, s. 439-450.
- ČOLLÁK, D. — KLEIN, Z.: Výzkum vlivu zkrmování travního porostu intenzivně hnojeného zvláště N hnojiv na metabolismus jednotlivých složek krve a celkový zdravotní stav. [Závěrečná zpráva VÚ.] Č. Budějovice, VŠZ PEF 1978.
- EDFORDS-LILJA, I. et al.: Repeatability and genetic variation of cholesterol concentration in bovine blood plasma. Correlation with growth rate, carcass quality and production. *Swed. J. Agric. Res.*, 8, 1978, č. 2, s. 113-122.
- FISCHER, W. — SOMMER, H.: Untersuchungen zum Erblichkeitsgrad verschiedener Metaboliten und einiger Mineralstoffe im Blutserum von Schwarzbunten Jungbullen. *Züchtungskunde*, 50, 1978, č. 2, s. 114-126.
- GABRIŠ, J.: Genetisch bedingter Anteil an der Bildung des Blutbildes bei Ferkeln. *Z. Tierzücht. Zücht.-Biol.*, 90, 1973, č. 1, s. 42-55.
- GRAF, F. et al.: Enzymaktivitäten und Metabolitenkonzentrationen im Blutserum von Milchkühen als Messgrößen für die Reaktion auf die Leistungsbelastung. 2. Die Wirkung von Einflüssen auf die Serumwerte und die Wiederholbarkeit der Serumwerte von Laktation zu Laktation. *Z. Tierzücht. Zücht.-Biol.*, 95, 1979, č. 3/4, s. 232-239.
- GRAF, F. — OSTERHORN, K.: Individuelle genetische Einflüsse auf den Serumspiegel von Calcium und anorganischen Phosphat bei kalbenden Hochleistungskühen. *Züchtungskunde*, 48, 1976, č. 4, s. 289-295.
- HENRICSON, B. et al.: Serum calcium and magnesium levels during pregnancy and at calving in heifers and young cows, and the relationship between these components and the incidence of puerperal paresis in older half-sisters. *Zbl. Veter.-Med.*, R.A. 22, 1975, č. 8, s. 625-631.
- JAGOŠ, P. et al.: Metodika provádění a interpretace metabolického testu u skotu. *Veterinární péče ve velkochovech skotu*, 3, 1977, 33 s.
- KOT, M. M.: Izmenčivost i povtorjaemost' nekatorych pokazatelej karakterizujuščich lipidnyj i mineralnyj sostav krovi u korov. *Dokl. Timirjaz. sel. choz. Akad.*, 215, 1976, s. 33-37.
- KUDRJAČEV, A. A. — KRASOTA, L. A. — BOLŠAKOV, V. I.: Sezonnaja dinamika morfoložičeskogo sostava krovi u korov rozličnyh porod. *Bjull. VIEV*, 1977, č. 29, s. 21-26.
- LELLIS, W. H. E. et al.: The blood composition of different breeds of bulls undergoing beef performance tests. *Res. veter. Sci.*, 23, 1977, č. 3, s. 348-350.
- LITTLEDIKE, E. T.: Relationship of milk secretion to hypocalcemia in the dairy cow. *J. Dairy Sci.*, 59, 1976, č. 11, s. 1947-1953.
- MERKULEVA, E. K. et al.: Izmenčivost i nasledujemost' aktivnosti fermentov krovi i ich svjazj s produktivnostju u korov raznyh porod. *Dokl. VASCHNIL*, 32, 1972, č. 10, s. 28-38.
- MOJSEJEVA, I. G.: Izmenenie stepeni nasleduemosti produktivnyh priznakov pod vlijanijem različnyh faktorov. *Sel. Choz. za Rubež.*, Ser. B, 1973, č. 11, s. 19-24.
- OBEIDAH, A. et al.: Genetic and phenotypic parameters of egg production and some constituents of blood serum in Fayoumi layers. *Ann. Génét. Séléc. anim.*, 10, 1978, č. 1, s. 47-50.
- O'KELLY, J. C.: Seasonal variations in the plasma lipids of genetically different

types of cattle: grazing steers. Comp. Biochem. and Physiol., Pt B, 43, 1972, s. 283-294.

SIMON, M. et al.: Geneticky podmíněná variabilita parametrů metabolického profilu u dojnic. Veter. Med. (Praha), 23, 1978, č. 12, s. 705-711.

SMIRNOV, O. K.: Vidovaja osobennost, porodnaja vzrostažnaja i polovaja izmenčivost i nasledujemost aktivnosti amino-transferaz syvorotki krovi u krupnogo rogatogo skota. Genetika i novyye metody selekcije moločnyh porod skota. Moskva, Kolos 1970, 369 s.

SOVA, Z. et al.: Anatomie a fyziologie hospodářských zvířat, Praha, SZN 1971, 421 s.

STRNAD, L.: Použití základních statistických metod v lékařském výzkumu. Hradec Králové, LFUK 1977, 86 s.

VASILEVA, E. A.: Kliničeskaja biochimija sel'skochozjajstvennyh životnyh. Moskva, Rosselchozizdat 1974, 176 s.

YAMDAGNI, S. — SCHULTZ, L. H.: Fatty acids compositions of blood plasma lipids of normal and ketotic cows. J. Dairy Sci., 1970, č. 8, s. 1046-1050.

Došlo dne 10. 12. 1982

СТОДОЛА, Й. — РЖЕГОУТ, В. (Сельскохозяйственный институт, Прага, Производственно-экономический факультет Ческе Будейовице): Повторимость выбранных параметров метаболического профиля дойных коров. Живот. Вѳр., 28, 1983 (5) : 335-341.

У совокупности 236 коров чешской пестрой породы методом интерклассной корреляции была определена повторимость девяти гематологических параметров (метгемоглобин, мочева я кислота, AST, ALT, лейкоциты, общие липиды, кальций, фосфор, магний) между первым и четвертым месяцами лактации. Практически нулевую повторимость показывали концентрации кальция, фосфора и общих липидов ($-0,008$, $-0,022$ и $0,007$), очень низкую активность — AST и ALT и число лейкоцитов ($0,052$, $0,084$ и $0,114$), причем концентрации мочево я кислоты, магнесии и метгемоглобинемии свидетельствовали о более явной доле генетической детерминации ($0,373$, $0,170$ и $0,188$).

повторимость; генетические параметры; метаболический профиль; гематологические параметры

STODOLA, J. — ŘEHOUT, V. (University of Agriculture, Praha, Faculty of Economics and Management, České Budějovice): The Repeatability of Selected Parameters of the Metabolic Profile of Dairy Cows. Živoč. Vѳr., 28, 1983 (5) : 335-341.

In a set of 236 cows of the Bohemian Spotted breed, the repeatability of nine haematological parameters (methaemoglobin, uric acid, AST, ALT, leucocytes, total lipids, calcium, phosphorus, magnesium) between the first and fourth month of lactation was estimated by the method of inter-class correlation. A practically zero-level repeatability was found in the concentrations of calcium, phosphorus and total lipids (-0.008 , 0.002 and 0.007). AST and ALT activity and leucocyte count showed only a very low repeatability (0.052 , 0.084 and 0.114). A more pronounced genetic determination was only found in uric acid concentration, magnesemia and methaemoglobinaemia (0.373 , 0.170 and 0.188).

repeatability; genetic parameters; metabolic profile; haematological parameters

Adresa autorů:

Prof. ing. Josef Stodola, CSc., ing. Václav Řehout, CSc., Vysoká škola zemědělská, 370 05 České Budějovice

Výběr z nových přírůstků

Ústřední zemědělské a lesnické knihovny ÚVTIZ

z úseku živočišná výroba

Uvedené publikace je možno si zapůjčit osobně nebo písemně v ÚZLK, výpůjční oddělení, Slezská 7, 120 56 Praha 2. Výpůjční doba: pondělí až pátek od 9 do 18 hodin. U každé žádané publikace uveďte signaturu.

Njakoi problemi na govedovadstvoto.

E 43.057

Sofija, Centar za nauč.-techn. i ikon. inf. 1981. 39 s., tab. (Varna — konference o některých problémech v chovu skotu — 1980 — sborník)

Cattle.

C 14.814/1/7-80

Washington, Crop reporting board, ESCS, USDA 1980. 7 s., tab., gr. (Skot — chov — USA — statistiky)

ČORNYJ, M. H.

E 42.977

Orhanizovana zymivlja tvaryn.

Kyjiv, Urožaj 1981. 31 s., tab. (Skot — chov — organizace — zimní období)

E 42.914

SOROKALIT, I. M. — KRUŠELNYCKYJ, Je. M. — LISOVEC, I. H.

Promyslove vyroščuvannja netelej.

Kyjiv, Urožaj 1981. 68 s., 28 tab., 11 sch. (Jalovice — odchov velkokapacitní / Jalovice — chov — efektivnost ekonomická — SSSR-USSR — kolchoz Majak)

D 69.889/2379

Rearing autumn born Friesian dairy heifers. To calve at two years.

Alnwick, MAFF 1982. 14 s., obr., tab. Booklet 2379. (Jalovice — skot friský — chov — metody)

BARTOSIEWICZ, L. — GERE, T.

C 27.657

Studies of Holstein cattle in Hungary.

Brattleboro, Holstein Association 1981. 4 s., 4 tab. Holstein science report. (Skot holštýnský — chov — Maďarsko)

Results of fattening Holstein bulls in Hungary.

C 27.658

Brattleboro, Holstein Association 1982. nestr., 2 tab. Holstein science report. (Skot holštýnský — výkrm — Maďarsko)

GENETICKÁ ANALÝZA RŮSTOVÝCH UKAZATELŮ BÝČKŮ V OBDOBÍ ODCHOVU

J. Mikšík, M. Tuček

MIKŠÍK, J. — TUČEK, M. (Vysoká škola zemědělská, Brno): *Genetická analýza růstových ukazatelů býčků v období odchovu*. Živoč. Vyr., 28, 1983 (5): 343-348.

Na souboru býčků českého strakatého plemene odchovávaných v centrálních odchovných byly posouzeny koeficienty heritability některých růstových ukazatelů a stanoveny fenotypové, genotypové a paratypové korelace mezi znaky. Odchov býčků tohoto plemene probíhal při této úrovni: denní přírůstek od narození do výběru $\bar{x} = 1100$ g, přírůstek v testu od 111 dní do 365 dní věku $\bar{x} = 1193$ g, živá hmotnost v 365 dnech věku $\bar{x} = 441$ kg. Nejvyšší koeficienty heritability byly zjištěny u živé hmotnosti býčků v 365 dnech věku ($h^2 = 0,516 \pm 0,182$) a u denního přírůstku od narození do výběru ($h^2 = 0,436 \pm 0,160$). Oba ukazatele lze považovat za vhodné pro selekci na kapacitu růstu. český strakatý skot; býci; dědivost; růst skotu

Kapacita růstu, která je vázána na genotyp zvířete, může být vyjádřena různými růstovými ukazateli. Správná volba ukazatele nejspolehlivějšího pro selekci ovlivňuje účinnost selekce v zušlechťovacím procesu. Cílem práce bylo posoudit v průběhu růstu základní genetické parametry růstových ukazatelů býčků odchovávaných v centrálních odchovných.

Odchov býčků v centrálních odchovných, spojený se zkouškou vlastní užitkovosti, se velmi rozšířil a stal se důležitou součástí plemenářských programů. Jednu z prvních prací o odhadu fenotypových a genotypových parametrů růstu mladých býčků pro inseminaci publikoval Fimland (1973). Zatímco dědivost pro živou hmotnost na začátku testu (v 90 dnech) dosáhla jen hodnoty $h^2 = 0,006 \pm 0,04$, na konci testu (v 360 dnech) se zvýšila na $h^2 = 0,37 \pm 0,16$. Nejvyšší koeficient heritability byl zaznamenán u konverze živin na 1 kg přírůstku ($h^2 = 0,59 \pm 0,26$).

Souhrnnou zprávu o dosavadních poznatcích z testace býčků na vlastní masnou užitkovost v odchovných ze zemí Evropského sdružení pro živočišnou výrobu (EAAP) podávají Andersen et al. (1981). V práci upozorňují na skutečnost, že heritabilita intenzity růstu se u býčků postupně zvyšuje do 10 nebo 11 měsíců věku a pak klesá. Pro živou hmotnost v 365 dnech udávají hodnotu $h^2 = 0,42$ a pro denní přírůstek $h^2 = 0,54$.

Z prací publikovaných v NDR, které hodnotí kapacitu růstu odchovávaných býčků, lze upozornit na práce autorů Leuthold, Leucht (1980) a Franz, Rybka (1980). Druhá práce upozorňuje na nízké hodnoty heritability pro živou hmotnost býčků v 360 dnech věku ($h^2 = 0,24$ až $0,37$) a pro kohoutkovou výšku ($h^2 = 0,26$ až $0,36$). Výsledky dávají autoři do souvislosti s vnějšími podmínkami během odchovu.

Rozsáhlý výzkum růstu býčků českého strakatého plemene v šesti centrálních odchovných provedli Pulkrábek et al. (1980). V navazující práci Šiler et al. (1981) stanovili koeficienty dědivosti živé hmotnosti v pravidelných 30denních intervalech ve věku od 30 do 390 dnů. Autoři dospěli k závěru, že hodnoty koeficientů dědivosti pro živou hmotnost býků ve věku 360 dnů ($h^2 = 0,62$), popř. 330 dnů ($h^2 = 0,55$) jsou selekčně dobře využitelné.

Z dalších publikovaných prací hodnotících růstové ukazatele býčků českého strakatého plemene v odchovných lze jmenovat práce těchto autorů: Frelich, Koníček (1974), Höll (1978), Mikšík (1979), Šereda et al. (1979).

Vedle genetických parametrů růstových ukazatelů zjišťovaných při odchovu býčků jsou v literatuře početně zastoupeny údaje o odhadu těchto hodnot u býčků ve výkrmu (Zemánek, 1977; Papstein et al., 1979; Nový, Pšenica, 1980; Nový et al., 1981; Smirnov, 1981 a další).

MATERIÁL A METODA

Šetření jsme provedli na základě prvotních údajů ze tří centrálních odchoven (Osík, Peškov, Bludoveček) za období od července 1979 do prosince 1981. Do sledování bylo zahrnuto celkem 1018 býčků předvedených k výběru do plemenitby. Odhad genetických parametrů růstu byl zpracován u nejpočetnější skupiny, a to u býčků českého strakatého plemene včetně kříženců s mléčnými plemeny (plemena ayrshire a červené holštýnské) do 25 % podílu těchto plemen.

Za ukazatele růstu byly zvoleny jednak denní přírůstky za různé časové úseky, hmotnosti dosažené ve 111 dnech věku, 365 dnech věku a při výběru a dále kohoutková výška při výběru. Pro výpočty denních přírůstků sloužily hmotnosti zjištěné ve 111 dnech a 365 dnech věku a při výběru. Hmotnost ve 274 dnech byla získána lineární interpolací. Při narození byla býčkům paušálně započítávána hmotnost 40 kg.

Koeficienty dědivosti jsme odhadovali na základě analýzy rozptylu skupin polosourozenců se strany otce. Výsledný koeficient intraklasní korelace (korelace mezi potomky stejného otce s různými matkami) $\hat{\rho} = \frac{\sigma_a^2}{\sigma_a^2 + \sigma_e^2}$ je odhadem vlivu dědičného založení a protože genetická podobnost polosourozenců je $r_G = 0,25$, činí odhadovaný koeficient dědivosti $h^2 = 4 \hat{\rho}$.

Analýzou kovariance skupin polosourozenců, doplněnou analýzami variance obou znaků, byly rozloženy rozptyly a kovariance na tyto komponenty:

$$\sigma_{P_x}^2 = \sigma_{G_x}^2 + \sigma_{E_x}^2$$

$$\sigma_{P_y}^2 = \sigma_{G_y}^2 + \sigma_{E_y}^2$$

$$\sigma_{P_{xy}} = \sigma_{G_{xy}} + \sigma_{E_{xy}}$$

Fenotypová korelace mezi znaky x a y je obecně

$$\rho_{xy} = \frac{\text{cov}_{xy}}{\sqrt{\text{var}_x \cdot \text{var}_y}},$$

v odhadech pak

$$r_P = \frac{\hat{\sigma}_{P_{xy}}}{\hat{\sigma}_{P_x} \cdot \hat{\sigma}_{P_y}}$$

Z komponent byla odhadnuta genetická korelace jako

$$r_G = \frac{\hat{\sigma}_{G_{xy}}}{\sqrt{\hat{\sigma}_{G_x}^2 \cdot \hat{\sigma}_{G_y}^2}}$$

a korelace podmíněné ostatními vlivy (především vlivem prostředí) jako

$$r_E = \frac{\hat{\sigma}_{E_{xy}}}{\sqrt{\hat{\sigma}_{E_x}^2 \cdot \hat{\sigma}_{E_y}^2}}$$

VÝSLEDKY A DISKUSE

Výsledky dosažené v somatickém růstu u býčků ve sledovaných centrálních odchovných za období od narození do výběru do plemenitby

	Celý soubor (<i>n</i> = 1018)			Z toho plemeno české strakaté (<i>n</i> = 759)		
	$\bar{x}$	<i>s_x</i>	<i>V</i> %	$\bar{x}$	<i>s_x</i>	<i>V</i> %
Denní přírůstek od narození do výběru (g)	1100	2,58	7,5	1100	3,04	7,6
Denní přírůstek od 111 do 365 dní věku (g)	1190	3,05	8,2	1193	3,48	8,0
Denní přírůstek od 365 dní do výběru (g)	1171	19,30	51,2	1160	23,00	52,7
Hmotnost ve 111 dnech (kg)	137	0,50	11,6	137	0,60	12,0
Hmotnost v 365 dnech (kg)	441	0,96	7,0	441	1,11	7,0
Hmotnost při výběru (kg)	473	1,19	8,0	474	1,39	8,1
Věk při výběru (dny)	394	0,60	4,9	395	0,69	4,8
Kohoutková výška při výběru (cm)	125	0,10	2,6	124	0,11	2,5

jsou uvedeny v tab. I. U celého souboru 1018 býčků bylo v období od narození do výběru dosaženo denního přírůstku $\bar{x} = 1100$ g ($V = 7,5$ %). V období testu, který je podle současně platné metodiky prováděn od 111 dní do 365 dní věku, se denní přírůstek rovnal $\bar{x} = 1190$ g ($V = 8,2$ %). Vysoká variabilita denního přírůstku od věku 365 dní do výběru ($V = 51,2$ %) byla ovlivněna krátkou délkou intervalu a nepřesnostmi při vážení. Pro selekci je tento ukazatel nepoužitelný. Do plemenitby byli býčci vybíráni ve věku 394 dnů ($V = 4,9$ %), při živé hmotnosti 473 kg ($V = 8,0$ %) a při kohoutkové výšce 125 cm. Hodnoty zjištěné u 759 býčků českého strakatého plemene jsou v podstatě shodné s údaji dosaženými u celého souboru, a to jak ve středních hodnotách, tak i ve variabilitě.

Odhadnuté koeficienty dědivosti růstových ukazatelů a jejich střední chyby u býčků českého strakatého plemene během odchovu jsou patrné z tab. II. Pro denní přírůstek za různé úseky růstu se koeficienty heritability pohybovaly na úrovni $h^2 = 0,120$ až $0,436$. Nejnížší hodnoty dosáhl koeficient dědivosti za nejkratší časový úsek. Na nespolehlivost tohoto ukazatele již bylo poukázáno. Z výsledků je zřejmé, že hodnota koeficientu heritability denního přírůstku se zvyšuje s prodlužováním sledovaného časového úseku. Andersen et al. (1981) uvádějí pro koeficient heritability denních přírůstků býků v odchovnách $h^2 = 0,54$. Vysoké hodnoty pro denní přírůstek u býčků ve výkrmu zaznamenali Zemánek (1977) — $h^2 = 0,72 \pm 0,12$ a Faško, Flak (cit. Nový, Pšenica, 1980 — $h^2 = 0,862$).

Nejvyšší koeficient heritability jsme zjistili u živé hmotnosti v 365 dnech věku ($h^2 = 0,516 \pm 0,182$). Koeficient dědivosti živé hmotnosti při výběru ($h^2 = 0,356 \pm 0,138$) byl nepříznivě ovlivněn rozdílným věkem předváděných býčků, který zvýšil variabilitu živé hmotnosti při předvádění. Koeficient heritability kohoutkové výšky při výběru do-

II. Hodnoty koeficientů dědivosti růstových ukazatelů býčků v odchovu — Values of the heritability coefficients of growth parameters of reared bullocks

	h^2	sh^2
Denní přírůstek:		
Od 111 dní do 274 dní věku	0,334	0,147
Od 111 dní do 365 dní věku	0,317	0,127
Od narození do výběru	0,436	0,160
Od 111 dní do výběru	0,381	0,163
Od 274 dní do výběru	0,341	0,149
Od 365 dní do výběru	0,120	0,074
Živá hmotnost:		
Ve 111 dnech věku	0,400	0,150
V 365 dnech věk	0,516	0,182
Při výběru	0,356	0,138
Kohoutková výška při výběru	0,332	0,131

sáhl hodnoty $h^2 = 0,332 \pm 0,131$. Dosažené hodnoty heritability živé hmotnosti jsou ve shodě s výsledky, které uvádějí Fimland (1973) a Šiler et al. (1981). Tito autoři rovněž zaznamenali zvyšující se hodnotu koeficientu heritability s pokračujícím věkem. Andersen et al. (1981) pro živou hmotnost býčků ve 12 měsících věku uvádějí $h^2 = 0,42$.

V další části práce jsme ověřovali vztah živé hmotnosti býčků v 365 dnech věku, tj. ukazatele s nejvyšším koeficientem heritability, k ostatním růstovým ukazatelům. Fenotypové korelace [tab. III], vyjádřené korelačním koeficientem, se pohybovaly v rozpětí od 0,026 do

III. Fenotypové korelace růstových ukazatelů býčků v odchovu — Phenotype correlations of the growth parameters of bullocks during rearing

	$n - 2$	r	Vážený počet jedinců	r_p
Hmotnost v 365 dnech věku × × denní přírůstek od 111 do 365 dní věku	757	0,820	28,4	0,822
Hmotnost v 365 dnech věku × × denní přírůstek od narození do výběru	755	0,913	28,3	0,914
Hmotnost v 365 dnech věku × × denní přírůstek od 365 dní do výběru	713	0,026	29,0	0,025
Hmotnost v 365 dnech věku × × hmotnost v 111 dnech	757	0,598	28,4	0,600
Hmotnost v 365 dnech věku × × hmotnost při výběru	755	0,788	28,3	0,790
Hmotnost v 365 dnech věku × × výška v kohoutku při výběru	757	0,515	28,4	0,514

IV. Genetická korelace (r_G) a korelace podmíněné vnějším prostředím (r_E) u růstových ukazatelů býčků v odchovu — Genetic correlation (r_G) and correlation conditioned by environment (r_E) in the growth parameters of bullocks during rearing

	Vážený počet jedinců	r_G	s_{rG}	r_E
Hmotnost v 365 dnech věku × × přírůstek od 111 do 365 dní věku	28,4	0,902	0,050	0,815
Hmotnost v 365 dnech věku × × přírůstek od narození	28,3	0,983	0,008	0,906
Hmotnost v 365 dnech věku × × přírůstek od 365 dní do výběru	29,0	0,290	0,303	0,047
Hmotnost v 365 dnech věku × × hmotnost v 111 dnech	28,4	0,859	0,067	0,568
Hmotnost v 365 dnech věku × × hmotnost při výběru	28,3	0,905	0,048	0,777
Hmotnost v 365 dnech věku × × výška v kohoutku při výběru	28,4	0,369	0,228	0,533

0,913. Nejvyšší fenotypový korelační koeficient byl zaznamenán ve vztahu hmotnost v 365 dnech věku × denní přírůstek od narození do výběru ($r = 0,913$). Hodnoty fenotypových korelačních koeficientů, vypočtené jak bez ohledu na členění souboru do potomstev jednotlivých otců (r), tak metodou odhadu na základě analýzy variance a analýzy kovariance (r_p), se prakticky shodují.

Genotypové korelace (r_G) a korelace podmíněné vnějším prostředím (r_E) jsou shrnuty v tab. IV. Genotypové korelace dosáhly vysokých hodnot ($r_G = 0,859$ až $0,983$) při nízkých středních chybách (s_{rG}), a to s výjimkou vztahu hmotnost v 365 dnech věku × denní přírůstek od 365 dní věku do výběru ($r_G = 0,290$) a vztahu hmotnost v 365 dnech věku × výška kohoutku při výběru ($r_G = 0,369$). Rovněž F i m l a n d (1973) uvádí pro vztah živá hmotnost v 365 dnech věku × denní přírůstek vysokou genetickou korelaci, a sice $r_G = 0,98$. Korelace podmíněné vnějším prostředím (r_E) jsou převážně nižší než korelace genotypové.

Literatura

- ANDERSEN, B. BECH (coordinator), — de BAERDEMAEKER, A. — BITTANTE, A. — BONAITI, B. — COLLEAU, J. J. — FIMLAND, E. — TEEHAN, T. J. — WERKMEISTER, F.: Performance testing of bulls in AI: report of a working group of the commission on cattle production. Livest. Prod. Sci., 8, 1981, s. 101-119.
- FIMLAND, A. E.: Estimates of phenotypic and genetic parameters for growth characteristics of young potential AI bulls. Acta Agric. scand., 23, 1973, č. 4, s. 209-216.
- FRANZ, H. — RYBKA, P.: Zur Berücksichtigung von Parametern des Wachstums in der Rinderzüchtung der DDR. Tierzucht, 34, 1980, č. 3, s. 108-111.
- FRELICH, J. — KONÍČEK, R.: Vliv otců na průběh odchovu býků v ústřední odchovně Koroseky. Výzk. Chovu Skotu, 16, 1974, č. 1, s. 33-40.
- HÖLL, Č.: Ukazatele růstové kapacity remontních býků při staničním odchovu a jejich heritabilita. Živoč. Vyr., 23, 1978, č. 2, s. 93-100.
- LEUTHOLD, G. — LEUCHT, W.: Untersuchungen Bewertung der Wachstumskapazität potentieller Milchrindbullen. Arch. Tierz., 1980, č. 3, s. 143-150.

MIKŠÍK, J.: Hodnocení růstové kapacity býků v centrálních odchovných. Acta Univ. agric. (Brno), fac. agron., 27, 1979, č. 1, s. 143-150.

NOVÝ, J. — PŠENICA, J.: Geneticko-plemenářský rozbor ukazovatelů masové užitkovosti býků slovenského pinsgauského plemene. Poľnohospodárstvo, 26, 1980, s. 268-277.

NOVÝ, J. et al.: Genetické aspekty intenzifikácie živočišnej výroby. Bratislava, Príroda 1981, s. 251.

PAPSTEIN, H. J. — OTTO, E. — TILSCH, K.: Ergebnisse der Genotypenprüfung von Milchrasenkreuzungsrindern auf Mast- und Schlachtleistung. Arch. Tierz., 22, 1979, č. 6, s. 405-410.

PULKRÁBEK, J. — HYÁNEK, J. — PŘIBYL, J. — ŠILER, R. — MEJSNAR, J. — ŠAFÁŘ, P.: Růst býků českého strakatého plemene. Živoč. Vyr., 25, 1980, č. 2, s. 143-151.

SMIRNOV, D.: Selekcijnnoe značenie ispytanj byčkov po sobstvennoj produktivnosti. Životnovodstvo, 1981, č. 10, s. 47-49.

SEREDA, L. — VÁCHAL, J. — ČERMÁK, V. — ŠAFÁŘ, P.: Vztah mezi růstovými ukazateli býků a korespondujícími hodnotami jejich potomstva. Živoč. Vyr., 24, 1979, s. 483-490.

ŠILER, R. — PULKRÁBEK, J. — HYÁNEK, J. — PŘIBYL, J.: Genetická proměnlivost živé hmotnosti býků českého strakatého skotu v průběhu růstu. Živoč. Vyr., 26, 1981, č. 10, s. 729-734.

ZEMÁNEK, F.: Výkrmové schopnosti býků českého strakatého skotu. [Disertační práce.] Brno, VŠZ 1977.

Došlo dne 12. 8. 1982

МИКШИК, Я. — ТУЧЕК, М. (Сельскохозяйственный институт, Брно): Генетический анализ показателей роста бычков в период выращивания. Живот. Вир., 28, 1983 (5): 343-348.

На совокупности бычков чешской пестрой породы, выращиваемых в центральных животноводческих фермах, оценивались коэффициенты наследуемости некоторых показателей роста и определялись фенотипические, генотипические и паратипические корреляции между признаками. Выращивание бычков такой породы проводилось на следующем уровне: суточный привес со дня рождения до отбора $\bar{x} = 1100$ г, прирост за опытный период от 111 сут до 365-суточного возраста $\bar{x} = 1193$ г, живая масса в 365-суточном возрасте $\bar{x} = 441$ кг. Самые высокие коэффициенты наследуемости были установлены у живой массы бычков в 365-суточном возрасте ($h^2 = 0,516 \pm 0,182$) и суточного прироста со дня рождения до отбора ($h^2 = 0,436 \pm 0,160$). Оба показателя следует считать пригодными для селекции на силу роста.

чешский пестрый крупный рогатый скот; быки; наследуемость; рост крупного рогатого скота

MIKŠÍK, J. — TUČEK, M. (University of Agriculture, Brno): Genetic Analysis of the Growth Traits of Bullocks in the Rearing Period. Živoč. Vyr., 28, 1983 (5): 343-348.

The heritability coefficients of some growth parameters were evaluated and the phenotype, genotype and paratype correlations between traits were determined in a set of bullocks of the Bohemian Spotted breed reared in central rearing houses. The bullocks of this breed were reared at the following levels of the studied parameters: daily gain from birth to selection $\bar{x} = 1100$ g, gain during the test from 111 days to 365 days of age $\bar{x} = 1193$ g, live weight at 365 days $\bar{x} = 441$ kg. The highest heritability coefficients were found in the live weight of the bullocks at the age of 365 days ($h^2 = 0.516 \pm 0.182$) and in the daily gain from birth to selection ($h^2 = 0.436 \pm 0.160$). Both parameters can be considered as suitable for selection for growth ability.

Bohemian Spotted breed; bulls; heritability; cattle growth

Adresy autorů:

Doc. ing. Jaroslav Mikšík, CSc., Vysoká škola zemědělská, katedra chovu skotu, koní a ovcí, Zemědělská 1, 662 65 Brno
Dr. Michal Tuček, promováný biolog, Ústav výpočetní techniky Vysoké školy zemědělské, Zemědělská 1, 662 65 Brno

DEDIVOSŤ PRODUKCIE MLIEKA Z JEDNOTLIVÝCH ČASTÍ VEMENA

J. Nový

NOVÝ, J. (Vysoká škola poľnohospodárska, Nitra): *Dedivosť produkcie mlieka z jednotlivých častí vemena*. Živoč. Výr., 28, 1983 (5) : 349-354.

Na základe analýz skúšok dojiteľnosti dojnic troch plemien boli odhadnuté koeficienty dedivosti pre produkciu mlieka z jednotlivých častí vemena. Pre jednotlivé štvrtky boli odhadnuté koeficienty dedivosti pre množstvo mlieka vydojeného za jednu minútu, dve minúty, tri minúty a štyri minúty. Hodnoty koeficientov dedivosti sa pohybovali v dosť veľkom rozpätí. Medzi plemenami boli rozdiely vo výške dedivosti aj vo vyrovnanosti hodnôt h^2 . Určité rozdiely boli aj medzi minútami. Prejavila sa tendencia vyšších hodnôt h^2 z ľavej časti vemena.

dedivosť produkcie mlieka; jednotlivé časti vemena; plemeno slovenské strakaté; plemeno čiernostrakaté nížinné; plemeno MRI

Pri štúdiu genetickej a negenetickej premenlivosti produkcie mlieka sa doteraz venovala malá pozornosť množstvu, ktoré sa vydojilo z jednotlivých častí vemena. Boli sledované a hodnotené len indexy predozadné (IPZ) a ľavo-pravé (IPL), ako napr. v prácach autorov Johansson (1959), Váchal (1964), Nenadovič (1973) a Pagačar (1974).

Pretože sme zistili veľmi rozdielnu opakovateľnosť produkcie mlieka podľa minút dojenia a podľa častí vemena (Nový et al., 1980), rozhodli sme sa na základe výsledkov kontroly dojiteľnosti odhadnúť príslušné koeficienty dedivosti.

MATERIÁL A METÓDA

Podkladové údaje pre geneticko-matematickú analýzu sme získali z výsledkov kontroly dojiteľnosti dojnic troch plemien: slovenské strakaté (SS): počet býkov 7, počet dcér 411; maas-rýn-iselské (MRI): počet býkov 6, počet dcér 204; nížinné čiernostrakaté (NČ): počet býkov 13, počet dcér 711.

Produkcii mlieka sme hodnotili za prvú minútu (1') až štvrtú minútu (4'), pričom sa vždy jedná o celkové množstvo vydojeného mlieka. Hodnotili sme zvlášť každú štvrtku vemena (ZP = zadná pravá; ZĽ = zadná ľavá; PĽ = predná ľavá; PP = predná pravá) a každú polovicu (pravá polovica = ZP + PP; ľavá polovica = ZĽ + PĽ; zadná polovica = ZP + ZĽ a predná polovica = PP + PĽ). Koeficienty dedivosti h^2 sme odhadovali pomocou korelácie polosúrodencov ($h^2 = 4 \cdot r$), a to pre večerné a ráňšie dojenie zvlášť. Pre úsporu miesta sú v tabuľkách uvedené hodnoty h^2 vynásobené 100, t. j. 0,25 = 25; 0,09 = 09 atd. Stredné chyby koeficientov dedivosti sme odhadli podľa vzorca

$$sh^2 = (h^2 + 4/n_o) \cdot \sqrt{2/p}$$

kde: n_o — priemerný počet potomkov na jedného otca
 p — počet otcov (býkov) u súboru dojnic daného plemena

Nakoľko sa neodporúča vyčíslieť priemerné hodnoty h^2 , pre názornú predstavu variability h^2 sme jednotlivé hodnoty u každého plemena znázornili graficky takým spôsobom, že každý stĺpec označuje absolútnu hodnotu h^2 v určitej minúte a v určitej časti vemena. Stĺpce (hodnoty) sú usporiadané podľa veľkosti bez ohľadu na časti vemena a minúty.

VÝSLEDKY A DISKUSIA

Zistené hodnoty koeficientov dedivosti pre produkciu mlieka z jednotlivých častí vemena za jednotlivé minúty dojenja sú uvedené v tab. I (podľa štvrtiek) a v tab. II (podľa polovic).

Keď porovnávame tendencie hodnôt jednotlivých h^2 pre produkciu mlieka z rôznych častí vemena, vidíme, že:

— u plemien MRI a NČ sú vyššie hodnoty h^2 pre produkciu mlieka z prednej polovice, zatiaľ čo u slovenského strakatého plemena pre produkciu mlieka zo zadnej polovice;

I. Hodnoty koeficientov dedivosti ($h^2 \cdot 100$) (podľa štvrtiek) — Coefficients of heritability ($h^2 \cdot 100$) (according to quarters of udder)

Časti vemena	Večer				Ráno			
	1'	2'	3'	4'	1'	2'	3'	4'
plemeno slovenské strakaté ($p = 7; n = 411$)								
ZP	58	47	26	14	75	68	59	63
ZL	60	79	35	27	77	79	68	62
PL	33	13	03	01	47	42	23	20
PP	22	14	02	06	32	28	18	19
plemeno MRI ($p = 6; n = 204$)								
ZP	11	02	11	24	14	33	17	23
ZL	04	17	12	09	02	01	16	16
PL	32	20	29	23	14	29	31	19
PP	24	35	25	21	14	19	24	15
plemeno nížinné čiernostrakaté ($p = 13; n = 711$)								
ZP	19	15	12	11	27	28	24	18
ZL	23	18	15	05	37	32	34	25
PL	24	34	25	19	29	38	32	29
PP	09	28	24	22	25	28	16	20

ZP — zadná pravá štvrtka, ZL — zadná ľavá štvrtka, PL — predná ľavá štvrtka, PP — predná pravá štvrtka (platí pre tab. I. a II.)

II. Hodnoty koeficientov dedivosti ($h^2 \cdot 100$) (podľa polovic) — Coefficients of heritability ($h^2 \cdot 100$) (according to halves of udder)

Časti vemena	Večer				Ráno			
	1'	2'	3'	4'	1'	2'	3'	4'
plemeno slovenské strakaté ($p = 7; n = 411$)								
ZP + PP	41	32	12	08	54	51	37	36
ZL + PL	48	31	19	03	66	61	43	35
ZP + ZL	62	51	34	21	77	59	67	66
PP + PL	32	16	06	07	47	39	22	22
plemeno MRI ($p = 6; n = 204$)								
ZP + PP	19	14	08	11	17	08	08	10
ZL + PL	16	19	20	14	11	09	06	11
ZP + ZL	06	13	12	10	13	08	21	25
PP + PL	33	37	31	26	20	28	37	24
plemeno nížinné čiernostrakaté ($p = 13; n = 711$)								
ZP + PP	13	20	16	17	27	29	20	18
ZL + PL	13	26	20	17	33	35	32	26
ZP + ZL	22	19	17	17	30	34	76	37
PP + PL	07	34	25	21	30	36	29	29

- vo všetkých prípadoch (aj keď sú často malé rozdiely v hodnotách h^2) bez ohľadu na plemeno a dobu dojenia je vyššia dedivosť pre produkciu mlieka z ľavej polovice;
- okrem kombinácie ZP : ZL u plemena MRI sú hodnoty h^2 vždy vyššie u ľavej štvrtky.

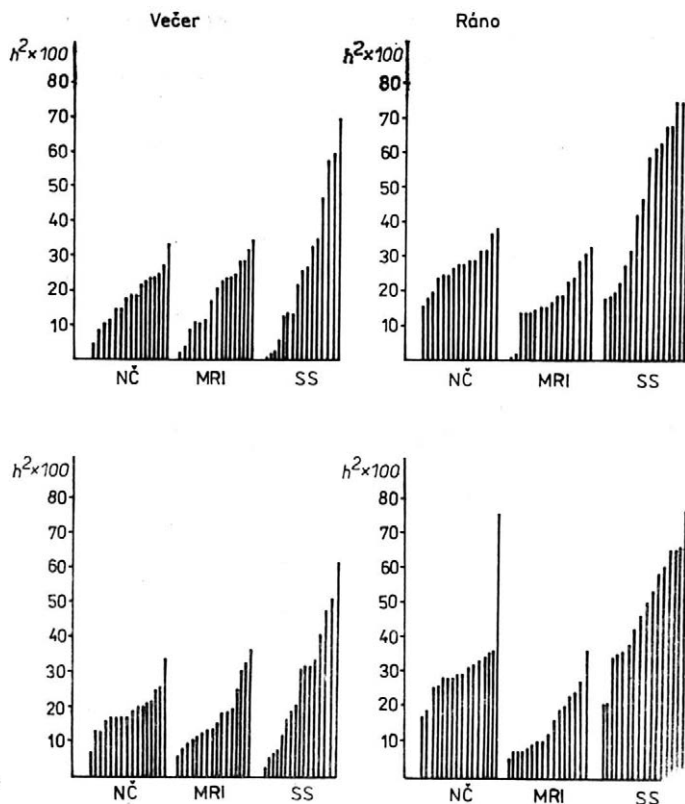
Z hľadiska času, t. j. doby dojenia (okrem niektorých kombinácií u dojníc plemena MRI), sú vyššie hodnoty h^2 pri rannom dojení.

Podľa jednotlivých minút dojenia je vyššia dedivosť produkcie mlieka z jednotlivých polovic za 1' a 2' (okrem jedného prípadu u plemena MRI) a najnižšia naopak pri produkcii mlieka za 4' (okrem jedného prípadu u plemena NČ). Pri hodnotení dedivosti produkcie mlieka z jednotlivých štvrtiek sú najvyššie hodnoty h^2 za 1' a 2' (okrem 3' u plemena MRI) a najnižšie za 4' (okrem 1' u plemena MRI).

Odhad hodnôt s_h^2 a ich porovnanie s hodnotami príslušných koeficientov dedivosti ukázali, že 40 až 45 % hodnôt h^2 je štatisticky nevýznamných. Pozoruhodné je však, že pri plemene MRI to bolo takmer 100 % večer aj ráno, zatiaľ čo pri ostatných plemenách bolo ráno nevýznamných len okolo 5 % hodnôt h^2 . Štatisticky významné rozdiely na základe porovnávania hodnôt

$$h^2 - 1,64 s_h^2 \text{ až } h^2 + 1,64 s_h^2$$

sa medzi hodnotami h^2 v rámci plemena nevyskytli ani raz.



1. Hodnoty koeficientov dedivosti ($h^2 \cdot 100$) podľa plemien a v rámci plemien pre jednotlivé štvrťky (horná polovica grafu), polovice (dolná polovica grafu) a minúty — Coefficients of heritability ($h^2 \cdot 100$) in different breeds and within breeds for quarters of udder (upper part of the figure) and halves of udder (lower part of the figure), and minutes

Na grafe (obr. 1) sme znázornili variabilitu hodnôt h^2 v rámci plemien a doby dojenia. Výskyt jednotlivých absolútnych hodnôt h^2 ako aj ich variabilitu charakterizujú príslušné obrazce.

Z rozloženia stĺpcov vidíme vlastnú variabilitu hodnôt koeficientov dedivosti v rámci plemena a pritom môžeme porovnávať plemeno medzi sebou, za večerňajšie a raňajšie dojenie (pre jednotlivé štvrťky horná časť grafu). Pre polovice vemena (predné, zadné, ľavé, pravé) sú hodnoty graficky vyjadrené v dolnej polovici grafu.

Hodnoty pre jednotlivé štvrťky, polovice a minúty sú usporiadané podľa veľkosti. V niektorých prípadoch je v rámci plemena a doby dojenia veľká vyrovnanosť (napr. nížinné čiernostrakaté plemeno — ráno, štvrťky). Inokedy je nevyrovnanosť vysoká (napr. slovenské strakaté plemeno — večer, štvrťky). Extrémne vysoké hodnoty sa vyskytli najmä pri kombinácii polovice — ráno.

V tab. III sú uvedené hodnoty koeficientov dedivosti pre produkciu mlieka podľa minút dojenia za celé vemenó.

Najväčšie variačné rozpätie večer je pri súbore dojníc plemena slovenské strakaté ($h^2_{\max} = 418\%$ od $h^2_{\min}$). Pri raňajšom dojení boli variačné rozpätia menšie okrem plemena MRI, kde sa naopak zvýšilo variačné rozpätie hodnôt h^2 za jednotlivé minúty a je vôbec najvyššie z porovnávaných plemien.

Pri raňajšom meraní a pri nížinnom čiernostrakatom plemene boli hodnoty vždy vyššie. Podobne aj pri slovenskom strakatom plemene,

III. Hodnoty koeficientov dedivosti ($h^2 \cdot 100$) (celé vemeno) — Coefficients of heritability ($h^2 \cdot 100$) (whole udder)

Plemeno	Večer				Ráno			
	1'	2'	3'	4'	1'	2'	3'	4'
Slovenské strakaté	46	31	17	11	42	58	42	38
MRI	17	12	15	18	17	09	13	16
Nížinné čiernostrakaté	14	24	15	17	48	54	55	53

a to okrem 1'. Pri plemene MRI boli naopak okrem 1' hodnoty h^2 vyššie za večer.

Nami zistené hodnoty koeficientov dedivosti pre produkciu mlieka z jednotlivých častí vemena nemáme možnosť porovnať s údajmi iných autorov.

Pokiaľ sa jedná o hodnoty h^2 pre celé vemeno, nami zistené hodnoty v podstate zodpovedajú hodnotám, ktoré uvádzajú K o l s k ý (1975) a N o v ý et al. (1980).

Pretože funkčné vlastnosti vemena sú pre veľkovýrobnú technológiu pri selekcii kráv veľmi dôležité, skúmaný problém vyžaduje ďalšie štúdium u súborov ďalších plemien a jednotlivých typov kríženia. Je však na škodu veci, že terajšie výsledky skúšok dojiteľnosti sa už neuvádzajú za každú štvrtku vemena zvlášť, a preto bude možné hodnotiť len prednú a zadnú polovicu.

Literatúra

- JOHANSSON, I.: In: Handbuch der Tierzüchtung. 2. Band. Hamburg, Berlin, Verlag Paul Parey 1959.
- KOLSKÝ, J.: Metody stanovení koeficientů dědivosti u hospodářských zvířat. Stud. Inform. ÚVTIZ. Živoč. Výr., 1975, č. 3.
- NENADOVIČ, M.: Ispitivanje fenotipova korelacija, heritabilnosti mlečnik osobina i muznik karakteristika populacije domacego šarengo goveda. [Doktorská dizertácia.] Nový Sad, 1973.
- NOVÝ, J. a kol.: Genetika. Nitra, Príroda 1980.
- PAGAČAR, J.: Pomen molznosti za selekciju krav. [Dizertácia.] Nový Sad, 1974.
- VÁCHAL, J.: In: Genetika hospodářských zvířat. Bratislava, SVPL 1964.

Došlo dňa 3. 1. 1983

НОВЫ, Я. (Сельскохозяйственный институт, Нитра): Наследуемость продукции молока из отдельных четвертей вымени. Живот. Выр., 28, 1983 (5): 349-354.

На основе анализов испытаний удойливости дойных коров трех пород оценивались коэффициенты наследуемости для продукции молока из отдельных четвертей вымени. Для отдельных четвертей определялись коэффициенты наследуемости для количества молока, надоенного в одну минуту, две минуты, три минуты и четыре минуты. Значения коэффициентов находились в сравнительно большом диапазоне. Между породами различия были установлены в уровне наследуемости и в выравнивании значений h^2 . Определенные различия были установлены и между минутами. Проявилась тенденция повышенных значений h^2 в левой части вымени.

наследуемость продукции молока; отдельные четверти вымени; словацкая пестрая порода; низменная черно-пестрая порода; порода MRI

NOVÝ, J. (University of Agriculture, Nitra): *The Heritability of Milk Production from Different Udder Quarters*. Živoč. Výr., 28, 1983 (5) : 349-354.

Heritability coefficients for milk production from different udder quarters were estimated on the basis of the analyses of milkability tests performed in cows of three breeds. For each udder quarter the heritability coefficients were estimated for milk yield per one minute, two minutes, three minutes and four minutes. The range of heritability coefficient values was wide. Differences were found in heritability levels and in the balance of h^2 values between the breeds. Some differences also existed between the minutes of milking. The left udder part tended to have higher h^2 values.

heritability of milk production; udder quarters; Slovak Spotted breed; Black-Pied Lowland breed; MRY breed

Adresa autora:

Doc. ing. Jaroslav Nový, CSc., Vysoká škola poľnohospodárska, 949 67 Nitra

HMOTNOST A PŘÍRŮSTKY U BÝKŮ RŮZNÉHO GENOTYPU

J. Mácha, J. Dvořák, J. Schröff, V. Glasnák, J. Mejsnar

MÁCHA, J. — DVOŘÁK, J. — SCHRÖFF, J. — GLASNÁK, V. — MEJSNAR, J. (Vysoká škola zemědělská, Brno; Státní plemenářské podniky, GR, Hradištko pod Medníkem): *Hmotnost a přírůstky u býků různého genotypu*. Živoč. Vyr., 28, 1983 (5) : 355-360.

V práci je u býků českého strakatého skotu sledována hmotnost a přírůstky v době odchovu podle různého genotypu. Genotyp býků byl definován na základě tří polymorfních systémů, a sice *Ca*, *Hb* a *FV*. Bylo zjištěno, že u heterozygotů lze pozorovat vyšší hodnoty sledovaných ukazatelů.

skot; hmotnost; přírůstek; genotypy *Ca*, *Hb*, *FV*

Skladba populace skotu je v současné době nejčastěji posuzována na základě plemenné hodnoty a u kříženců též podle genetického podílu jednotlivých plemen. K analýze populací lze však využít také genetických polymorfních systémů tělesných tekutin, které se používají pro různé účely, především pro kontrolu rodičovství. Řada prací v minulosti i v současnosti sleduje dále rozdíly v užitkových projevech zvířat různého genotypu, určeného v rámci příslušných polymorfních systémů. Pokud se nachází závislosti mezi polymorfním genotypem a jinou vlastností, jsou vysvětlovány buď pleiotropním působením alel, vazbou mezi lokusy, odlišným fyziologickým působením polymorfních variant, nebo, a to nejčastěji, výhodou heterozygotní genotypové konstituce. Podle Geldermana [1972] je třeba v konečné fázi hledat příčiny geneticky podmíněných rozdílů v produkci množství, většinou malých diferencí molekulárních látek těla. Účinky jednotlivých monogenních znaků budou zřejmě malé, ale při znalosti většího počtu těchto markerů u jednoho zvířete lze očekávat, že vliv na určitou užitkovou vlastnost bude znatelný. Většina autorů popisuje výsledky studia rozdílů mezi genotypy jednoho systému — např. Sirackij a Golota [1971], Kumazaki a Hamakawa [1971], Heidler [1973], Semenko [1970], Hajda [1982] aj. V menší míře se setkáváme s pracemi, ve kterých je sledována genotypová konstituce z hlediska zastoupení — počtu — homozygotů a heterozygotů. Na rozdíly v užitkových projevech u jedinců s různým počtem homozygotních a heterozygotních polymorfních typů upozorňuje Schlegel [1979].

MATERIÁL A METODA

V práci je sledována hmotnost býků českého strakatého skotu při výběru a v 365 dnech věku, celkové přírůstky a přírůstky v testu v návaznosti na genotyp. Hmotnost a přírůstky jsou vyhodnocovány na základě výsledků z odchoven plemene-

I. Hmotnost homozygotních a heterozygotních býků — The weight of homozygous and heterozygous bulls

Populace	<i>n</i>	$\bar{x}$	<i>s</i>	<i>s_x</i>	<i>v</i> (%)
Homozygoti	341	463,52	37,70	2,0415	8,13
Heterozygoti	104	469,65	33,86	3,3200	7,21
Celkem	445	464,96	36,89	1,7488	7,93

II. Hmotnost homozygotních a heterozygotních býků v 365 dnech věku — The weight of homozygous and heterozygous bulls at the age of 365 days

Populace	<i>n</i>	$\bar{x}$	<i>s</i>	<i>s_x</i>	<i>v</i> (%)
Homozygoti	341	439,46	29,95	1,6220	6,82
Heterozygoti	104	441,34	29,48	2,6948	6,23
Celkem	445	439,90	29,37	1,3924	6,68

III. Celkové přírůstky u býků homozygotních a heterozygotních genotypů — Total gains in bulls of homozygous and heterozygous genotypes

Populace	<i>n</i>	$\bar{x}$	<i>s</i>	<i>s_x</i>	<i>v</i> (%)
Homozygoti	340	1109,28	81,76	4,4024	7,32
Heterozygoti	104	1119,80	80,58	7,0924	7,20
Celkem	444	1111,74	81,07	3,8474	7,29

IV. Přírůstky v testu — Gains during the test

Populace	<i>n</i>	$\bar{x}$	<i>s</i>	<i>s_x</i>	<i>v</i> (%)
Homozygoti	341	1263,67	139,79	7,5704	11,06
Heterozygoti	104	1266,55	129,79	12,7274	10,25
Celkem	445	1264,35	137,38	6,5127	10,87

to ukazateli mezi homozygoty a heterozygoty je nepatrný (0,88 kg), a proto také neprůkazný.

Přírůstky celkem, zjištěné u homozygotů a heterozygotů (tab. XI), jsou téměř shodné, a tím je také dána neprůkaznost rozdílů [*T*-test: *T* = 0,16; *T*(0,01) = 2,58; *T*(0,05) = 1,96].

Také u přírůstků v testu jsou v rámci systému *FV* rozdíly mezi homozygoty a heterozygoty poměrně malé (tab. XII), přičemž výsledky *T*-testu byly tyto: *T* = 0,17; *T*(0,01) = 2,58; *T*(0,05) = 1,96.

nářských podniků. K určení genotypů a počtu homozygotů a heterozygotů bylo použito tří krevních polymorfních systémů — karbonanhydrázy, hemoglobinu a systému FV. Celkem bylo sledováno 445 býků českého strakatého skotu.

VÝSLEDKY A DISKUSE

Výsledky studia býků v rámci systému Ca (karbonanhydrázy)

Hmotnost homozygotních a heterozygotních býků je uvedena v tab. I. Výsledky T -testu — rozdílů mezi homozygoty a heterozygoty — jsou tyto: $T = 1,57$; $T(0,01) = 2,58$; $T(0,05) = 1,96$. Při posouzení homozygotů a heterozygotů v rámci systému Ca byla zjištěna vyšší hmotnost u heterozygotů, a to o 6,13 kg. Z výsledku testu je patrné, že tento rozdíl je na hranici průkaznosti pro pravděpodobnost $P(0,05)$.

Hmotnost homozygotních a heterozygotních býků v 365 dnech věku uvádíme v tab. II. Výsledky T -testu jsou tyto: $T = 0,06$, $T(0,01) = 2,58$, $T(0,05) = 1,96$. Rozdíl v hmotnosti v 365 dnech věku mezi homozygoty a heterozygoty je podstatně nižší (1,88 kg) a je neprůkazný.

Celkové přírůstky u býků homozygotních a heterozygotních genotypů jsou uvedeny v tab. III a výsledky T -testu jsou tyto: $T = 1,16$; $T(0,01) = 2,58$; $T(0,05) = 1,96$. V tomto ukazateli byl mezi homozygoty a heterozygoty zjištěn rozdíl 10,52 g. Tento rozdíl se blíží průkaznosti při $P(0,05)$.

U přírůstků v testu, které jsou uvedeny v tab. IV — T -test: $T = 0,19$; $T(0,01) = 2,58$; $T(0,05) = 1,96$, byl mezi homozygoty a heterozygoty zjištěn nižší rozdíl (2,88 g), který je neprůkazný.

Výsledky studia býků v rámci systému Hb (hemoglobinu)

Hmotnost homozygotních a heterozygotních býků je uvedena v tab. V. Výsledky T -testu jsou tyto: $T = 1,94$; $T(0,01) = 2,58$; $T(0,05) = 1,96$. Mezi homozygoty a heterozygoty byl v tomto ukazateli zjištěn rozdíl 8,88 kg. Tento rozdíl je průkazný při $P(0,05)$.

V ukazateli hmotnost býků v 365 dnech věku (tab. VI) činil rozdíl 6,32 kg ve prospěch heterozygotů — T -test: $T = 1,90$; $T(0,01) = 2,58$; $T(0,05) = 1,96$ — a je na hranici průkaznosti při $P(0,05)$.

U celkových přírůstků byl rozdíl mezi homozygoty a heterozygoty 11,09 g ve prospěch heterozygotů a blíží se průkaznosti při $P(0,05)$ — tab. VII. Výsledky T -testu jsou tyto: $T = 1,21$; $T(0,01) = 2,58$; $T(0,05) = 1,96$.

Přírůstky v testu uvádíme v tab. VIII, přičemž výsledky T -testu byly tyto: $T = 1,47$; $T(0,01) = 2,58$; $T(0,05) = 1,96$. U heterozygotů byly zjištěny vyšší přírůstky o 24,24 g. Tento rozdíl se blíží průkaznosti při $P(0,05)$.

Výsledky studia v rámci systému FV

U ukazatele hmotnost býků (tab. IX) bylo zjištěno, že hmotnost heterozygotů je vyšší o 2,09 kg — výsledky T -testu: $T = 0,57$; $T(0,01) = 2,58$; $T(0,05) = 1,96$. Tento rozdíl není průkazný.

Hmotnost býků v 365 dnech věku je uvedena v tab. X, výsledky T -testu jsou tyto: $T = 0,23$; $T(0,01) = 2,58$; $T(0,05) = 1,96$. Rozdíl v tom-

V. Hmotnost homozygotních a heterozygotních býků — The weight of homozygous and heterozygous bulls

Populace	<i>n</i>	$\bar{x}$	<i>s</i>	<i>s$\bar{x}$</i>	<i>v</i> (%)
Homozygoti	350	463,06	35,67	1,9067	7,70
Heterozygoti	95	471,94	40,51	4,1568	8,58
Celkem	445	464,96	36,89	1,7488	7,93

VI. Hmotnost býků v 365 dnech věku — The weight of bulls at the age of 365 days

Populace	<i>n</i>	$\bar{x}$	<i>s</i>	<i>s$\bar{x}$</i>	<i>v</i> (%)
Homozygoti	350	438,55	29,48	1,5757	6,72
Heterozygoti	95	444,87	28,58	2,9328	6,43
Celkem	445	439,90	29,37	1,3924	6,68

VII. Celkové přírůstky — Total gains

Populace	<i>n</i>	$\bar{x}$	<i>s</i>	<i>s$\bar{x}$</i>	<i>v</i> (%)
Homozygoti	349	1109,37	81,74	4,37	7,37
Heterozygoti	95	1120,46	78,33	8,03	6,99
Celkem	444	1111,74	81,07	3,84	7,29

VIII. Přírůstky v testu — Gains during the test

Populace	<i>n</i>	$\bar{x}$	<i>s</i>	<i>s$\bar{x}$</i>	<i>v</i> (%)
Homozygoti	350	1259,17	134,97	7,2147	10,72
Heterozygoti	95	1283,41	145,08	14,8851	11,30
Celkem	445	1264,35	137,38	6,5127	10,87

Celkově lze konstatovat, že při sledování 12 ukazatelů (v rámci každého systému čtyři ukazatele) byly v 11 případech zjištěny vyšší hodnoty u heterozygotů a pouze v jednom případě nepatrně vyšší hodnoty (celkové přírůstky v systému *FV*) u homozygotů. V sedmi případech jsou rozdíly mezi homozygoty a heterozygoty na hranici průkaznosti. Také Schleger (1979) zjistil vyšší hodnoty sledovaných ukazatelů u heterozygotních populací.

IX. Hmotnost býků — Bull weight

Populace	<i>n</i>	$\bar{x}$	<i>s</i>	<i>s$\bar{x}$</i>	<i>v</i> (%)
Homozygoti	277	464,17	35,75	2,1480	7,70
Heterozygoti	168	466,26	38,77	2,9915	8,32
Celkem	445	464,96	36,89	1,7488	7,93

X. Hmotnost býků v 365 dnech věku — The weight of bulls at the age of 365 days

Populace	<i>n</i>	$\bar{x}$	<i>s</i>	<i>s$\bar{x}$</i>	<i>v</i> (%)
Homozygoti	277	439,64	28,99	1,7424	6,60
Heterozygoti	168	440,52	30,06	2,3195	6,83
Celkem	445	439,90	29,37	1,3924	6,68

XI. Přírůstky celkem — Total gains

Populace	<i>n</i>	$\bar{x}$	<i>s</i>	<i>s$\bar{x}$</i>	<i>v</i> (%)
Homozygoti	277	1112,19	84,28	5,0642	7,58
Heterozygoti	167	1110,99	75,68	5,8563	6,81
Celkem	444	1111,74	81,07	3,8474	7,29

XII. Přírůstky v testu — Gains during the test

Populace	<i>n</i>	$\bar{x}$	<i>s</i>	<i>s$\bar{x}$</i>	<i>v</i> (%)
Homozygoti	277	1263,49	134,06	8,0553	10,61
Heterozygoti	168	1265,75	143,09	11,0397	11,30
Celkem	445	1264,35	137,38	6,5127	10,87

ZÁVĚR

V práci je sledována hmotnost a přírůstky u býků v odchovných plemenářských podnicích, a to podle genotypů karbonanhydrázy, hemoglobinu a systému *FV*. Býci byli rozděleni do dvou skupin — na homozygoty a heterozygoty. V populaci 445 býků českého strakatého skotu převládali ve všech třech systémech homozygoti nad heterozygoty. Při sledování celkové hmotnosti, hmotnosti v 365 dnech věku, celkových

přírůstků a přírůstků v testu jsme zjistili, že vyšších hodnot dosahovaly (v 11 případech ze 12 případů) heterozygotní populace. V polovině případů se rozdíly blížily průkaznosti nebo byly na hranici průkaznosti.

Literatura

- GELDERMAN, H.: An improved method for horizontal starch-gel electrophoresis. *Anim. Blood Grps. biochem. Genet.*, 1972, s. 229-234.
HAJDA, J.: Výzkum masné užitkovosti u býků různého genotypu. [Kandidátská disertační práce.] Brno, VŠZ 1982.
HEIDLER, W.: Untersuchungen über die Beziehungen zwischen den Blutserum-transferrintypen und den Mast- und Schlachtleistungen bei genotypisch unterschiedlichen Jungbullen. *Arch. Tierz.*, 16, 1973, s. 325-333.
KUMAZAKI, K. — HAMAKAWA, L.: Transferrin types and their relationship with fertility. *ABA*, 39, 1971, s. 680.
SEMENKO, O. B.: Typy hemoglobina krupnogo rogatogo skota v svyazi s chozjaistveno biologičeskimi priznakami. *Citol. Genet.*, 4, 1970, s. 225-228.
SCHLEGER, W.: Genetische Marker in der Rinderzucht. *Mitt. Ried*, 84, 1979, s. 73-81.
SIRACKIJ, I. Z. — GOLOTA, J. A.: Typy transferina u krupnogo skota. *Ref. Žur.*, 5, 1971.

Došlo dne 4. 1. 1983

МАХА, Й. — ДВОРЖАК, Й. — ШРОФФЕЛ, Й. — ГЛАСНАК, В. — МЕЙСНАР, Й. (Сельскохозяйственный институт, Брно; Государственные племенные предприятия, ГД, Градишко под Медником): Масса и приросты быков разного генотипа. *Živoč. Výt.*, 28, 1983 (5) : 355-360.

В данной статье изучались масса и привесы во время выращивания быков чешской пестрой породы согласно разному генотипу. Генотип быков определялся на основе трех полиморфных систем, а именно, *Ca*, *Hb* и *FV*. При этом было установлено, что у гетерозигот имели место повышенные значения изучаемых показателей.

krupný rogateý skot; masa; prives; genotypy *Ca*, *Hb*, *FV*

MÁCHA, J. — DVOŘÁK, J. — SCHRÖFFEL, J. — GLASNÁK, V. — MEJSNAR, J. (University of Agriculture, Brno; State Animal-Breeding Enterprises, General Directorate, Hradištko pod Medníkem): *Weights and Gains in Bulls of Different Genotypes*. *Živoč. Výt.*, 28, 1983 (5) : 355-360.

The bulls of the Bohemian Spotted breed were studied for weight and gains in the rearing period, as depending on different genotypes. The genotype of the bulls was defined on the basis of three polymorphous systems: *Ca*, *Hb* and *FV*. Heterozygotes were found to have higher values of the studied parameters.

cattle; weight; gain; genotypes *Ca*, *Hb*, *FV*

Adresy autorů:

Doc. ing. Josef Mácha, CSc., ing. Josef Dvořák, CSc., Vysoká škola zemědělská, Zemědělská 1, 662 65 Brno
Ing. Jaroslav Schröffel, CSc., ing. Vladimír Glasnák, CSc., ing. Josef Mejsnar, Státní plemenářské podniky, generální ředitelství, 252 09 Hradištko pod Medníkem

SROVNÁNÍ GENOTYPOVÝCH A ALELOVÝCH FREKVENCÍ NA LOKUSU *HAL* U RŮZNĚ VNÍMAVÝCH PLEMEN PRASAT

R. Šiler, J. Pavlík

ŠILER, R. — PAVLÍK, J. (Výzkumný ústav živočišné výroby, Praha - Uhřetěves; Vysoká škola zemědělská, Praha): *Srovnání genotypových a alelových frekvencí na lokusu HAL u různě vnímavých plemen prasat*. Živoč. Vyr., 28, 1983 (5) : 361-366.

Byly stanoveny relativní genotypové a alelové frekvence pro vlohový pár na lokusu *HAL* u plemen belgická landrase, bílé ušlechtilé a duroc s výskytem pozitivních reagentů 70 %, 9 % a 4 %. Relativní zastoupení genotypů bylo znázorněno i graficky. Byly odvozeny selekční závěry pro aplikaci halotanového testu, a sice realizovat jej u mateřských plemen a nikoliv u plemene belgická landrase. U finálních hybridů bude takto využito příznivých vlastností heterozygotů *Nn*.

belgická landrase; bílé ušlechtilé; duroc; frekvence na lokusu *HAL*

V posledních letech se ve světové i domácí literatuře nashromáždila řada údajů o vnímavosti jednotlivých plemen prasat na vdechování anestetika halotan. Tyto údaje jsou většinou hodnoceny pouze z hlediska procentuálního výskytu zvířat reagujících pozitivně na halotan, aniž by se tento základní údaj rozváděl do odhadu dalších genotypových a alelových frekvencí příslušného vlohového páru na lokusu *HAL*, který je zodpovědný za genetické vedení zmíněné vnímavosti, a na základě znalosti těchto frekvencí do vyvozování dalších selekčních závěrů.

Z tohoto důvodu byla podle výsledků halotanového testu zvolena pro bližší šetření různě vnímavá plemena prasat, a to belgická landrase, bílé ušlechtilé a duroc, a byly u nich stanoveny odpovídající genotypové a alelové frekvence pro vlohový pár *N, n* na uvedeném lokusu. Porovnání těchto frekvencí umožnilo odvození selekčních opatření pro další práci s těmito plemeny ve sledované oblasti.

LITERÁRNÍ PŘEHLED

Vedení vnímavosti prasat na vdechování anestetika halotan je ovládáno z lokusu *HAL* alelovým párem *HAL^N, HALⁿ* (běžně označovaným jako *N, n*), což uvádějí Andresen (1971), Minkema et al. (1976), Smith a Bampton (1977) a další. Podle závěrů těchto studií lze zmíněnou vnímavost považovat za typický kvalitativní znak jednoduše dědičně a autozomálně založený.

Souborný přehled výsledků prací zabývajících se stanovením frekvence výskytu zvířat reagujících pozitivně na halotan o genotypu *nn* podávají Lengerken (1981) a Webb (1981). Výsledky těchto autorů spolu s dalšími údaji včetně výsledků šetření našich pracovníků jsou shrnuty v závěrečné výzkumné zprávě autorů Šiler et al. (1981) a v další práci těchto autorů (Šiler et al., 1982).

Slechtitelskou taktiku a strategii při využívání halotanového testu z hlediska našich podmínek rozvádějí v již zmíněné práci Šiler et al. (1981), přičemž se opírají, zejména při diskusi o možné využitelnosti heterozygotů Nn jako jatečných zvířat, především o práce autorů Webb, Jordan (1978, 1979), Brascamp et al. (1980), a Webb (1981). Tyto základní úvahy o záměrné produkci prasat o genotypu Nn , která jsou nevnímavá a přitom zmasilejší než dominantně homozygotně založená „zdravá“ zvířata, rovněž potvrdil Steane (1982).

Dosud zjištěné frekvence výskytu zvířat reagujících pozitivně na halotan u jednotlivých plemen prasat jsou zatím obecně přijímány tak, že je vyjadřováno buď uspokojení nad nízkým výskytem těchto prasat jednoho plemene, či znepokojení nad vysokým výskytem u plemene jiného, aniž by se přikročilo k celkovému posouzení výskytu zvířat všech tří možných genotypů, tj. NN , Nn a nn , i příslušných alelových frekvencí p a q , a tím i k odhadu trendu dalšího vývoje a odvození nutných selekčních závěrů.

MATERIÁL A METODA

K bližšímu prošetření a porovnání relativních genotypových a alelových frekvencí v případě vlohového páru N, n na lokusu HAL byla záměrně vybrána tři plemena prasat, a to belgická landrase, bílé ušlechtilé a duroc, takže bylo zastoupeno základní mateřské plemeno bílé ušlechtilé a dvě výrazně masná plemena otcovská, která jsou kontrastní co do frekvence zvířat pozitivně reagujících na halotan. U plemene belgická landrase činil výskyt těchto zvířat o genotypu nn podle průměru jednotlivých šetření 70 %, u plemene bílé ušlechtilé 9 % a u plemene duroc 4 %.

Na základě údajů tohoto výskytu, které byly zjištěny na reprezentativních počtech zvířat dostatečně charakterizujících příslušné populace, byly pak stanoveny relativní genotypové frekvence pro zvířata reagující pozitivně na halotan, která mají genotyp nn . Tak např. u plemene belgická landrase předpokládaný výskyt 70 % recesivně homozygotně založených prasat znamená, že relativní frekvence zvířat tohoto genotypu, tj. q^2 , činí 70/100, tj. 0,70 atd.

Na základě znalostí těchto relativních genotypových frekvencí u jednotlivých plemen prasat bylo pak možné s přihlédnutím k zákonitostem genetiky populací a jejím vzorcům pro odvozování genotypových a alelových frekvencí (Stahl et al., 1970; Kníže, Šiler et al., 1978) přikročit ke stanovení dalších hodnot těchto frekvencí u prošetřovaných plemen jako nezbytného předpokladu pro odvození příslušných selekčních opatření.

Pro každé plemeno tak byly stanoveny relativní genotypové frekvence

$$\begin{aligned} p^2 & \dots \text{relativní frekvence genotypů } NN \\ 2pq & \dots \text{relativní frekvence genotypů } Nn \\ q^2 & \dots \text{relativní frekvence genotypů } nn \end{aligned}$$

a relativní alelové frekvence

$$\begin{aligned} p & \dots \text{relativní frekvence alely } N \\ q & \dots \text{relativní frekvence alely } n \end{aligned}$$

Zjištěné hodnoty byly za účelem možnosti jejich vzájemného porovnání u jednotlivých plemen tabelovány. Kromě toho bylo použito i grafického vyjádření, které podává dobrou vizuální představu o vzájemném poměru tří možných genotypů alelového páru N, n u jednotlivých plemen.

VÝSLEDKY A DISKUSE

Stanovení rozsahu relativních genotypových a alelových frekvencí pro vlohový pár N, n na lokusu HAL u plemen belgická landrase, bílé ušlechtilé a duroc plně respektovalo rozdělení těchto četností podle zákona Hardyho-Weinberga. Pro ilustraci je uveden propočten pro plemeno belgická landrase, přičemž výskyt prasat genotypu nn je 70 %.

Zcela shodným způsobem byly stanoveny relativní genotypové a alelové frekvence pro plemena bílé ušlechtilé a duroc. Konečné výsledky pro všechna plemena jsou souhrnně uvedeny v tab. I.

I. Přehled relativních genotypových a alelových frekvencí vlohového páru HAL^N , HAL^n u plemen belgická landrase, bílé ušlechtilé a duroc — A survey of the relative genotype and allele frequencies of a gene pair HAL^N , HAL^n in the Belgian Landrace, Large White and Duroc breeds

Ukazatel	BL	BU	D
p	0,16	0,70	0,80
q	0,84	0,30	0,20
p^2	0,03	0,49	0,64
$2pq$	0,27	0,42	0,32
q^2	0,70	0,09	0,04

$$q^2 = \frac{70}{100} = 0,70$$

$$q = \sqrt{0,70} = 0,84$$

$$p = 1 - q = 0,16$$

$$p^2 = 0,16^2 = 0,03$$

$$2 pq = 2 \cdot 0,16 \cdot 0,84 = 0,27$$

Na obr. 1 až 3 je uvedeno grafické znázornění příslušných alelových a genotypových frekvencí, z něhož velmi dobře vyplývá zastoupení jednotlivých genotypů (NN , Nn a nn) u prošetřovaných plemen.

Z obr. 1 je dobře patrné, že největší výskyt genotypů nn je u plemene belgická landrase, a to 70 %, zatímco výskyt dominantně homozygotně založených jedinců NN je zde minimální a činí pouze 3 %. Poměrně značný počet heterozygotů Nn , nositelů nežádoucího faktoru — daný hodnotou 27 % — prakticky znamená, že skoro každé čtvrté zvíře je nositelem zmíněného faktoru.

Zcela opačnou situaci nacházíme u plemene duroc (obr. 3), u kterého je výskyt zvířat reagujících pozitivně na halotan, která mají genotyp nn , nejnižší — pouhá 4 % — a četnost prasat o genotypu NN nejvyšší, tj. 64 %. Počet heterozygotů je zde o něco vyšší než u plemene belgická landrase. V populaci plemene duroc připadá tedy zhruba na každých 25 zvířat jedno zvíře s genotypem nn a na každých 30 zvířat jedno zvíře, jež je heterozygotní a tudíž nositelem nežádoucího faktoru n .

Zajímavé jsou poměry v zastoupení jednotlivých genotypů u plemene bílé ušlechtilé (obr. 2). U tohoto mateřského plemene se vzhledem k výskytu zvířat reagujících pozitivně na halotan ve výši 9 % přibližují poměry jednotlivých genotypů poměrům u plemene duroc. V této souvislosti je třeba konstatovat, že výskyt recesivně homozygotně založených jedinců byl ve sledované populaci poněkud vyšší, protože údaje jiných šetření u populací mateřských plemen včetně plemene bílé ušlechtilé jsou o něco nižší. Poltársky et al. (1978) uvádějí pro tato plemena kolísání 6,5 až 9,7 %, Cvejn (1980) např. u plemene bílé ušlechtilé a také u otcovského plemene duroc výskyt pozitivních

	p	q
p	p^2 (NN)	pq (Nn)
q	pq (Nn)	q^2 (nn)

1. Grafické znázornění genotypových a alelových frekvencí vlohového páru HAL^N , HAL^n u plemene belgické landrase — Graphical representation of the genotype and allele frequencies of a gene pair HAL^N , HAL^n in the Belgian Landrace breed

	p	q
p	p^2 (NN)	pq (Nn)
q	pq (Nn)	q^2 (nn)

2. Grafické znázornění genotypových a alelových frekvencí vlohového páru HAL^N , HAL^n u plemene bílé ušlechtilé — Graphical representation of genotype and allele frequencies of a gene pair HAL^N , HAL^n in the Large White breed

reagentů na vdechování halotanu nezjistil vůbec. Relativní výskyt heterozygotů je u plemene bílé ušlechtilé ze všech tří sledovaných plemen nejvyšší, a to 42 %. Zastoupení dominantně založených homozygotů je u tohoto plemene 49 %.

Porovnáme-li základní údaje o výskytu pozitivních reagentů na vdechování halotanu, tj. 70 %, 9 % a 4 % v pořadí sledovaných plemen belgická landrase, bílé ušlechtilé a duroc, vidíme, že situace pro obě posledně jmenovaná plemena je zdánlivě velmi příznivá. U plemene bílé ušlechtilé je proti plemeni belgická landrase tento výskyt zhruba osmkrát nižší a u plemene duroc dokonce 17krát nižší. Jestliže se však podíváme na relativní zastoupení heterozygotů, z kterých se při případ-

	p	q
p	p^2 (NN)	pq (Nn)
q	pq (Nn)	q^2 (nn)

3. Grafické znázornění genotypových a alelových frekvencí vlohového páru HAL^N , HAL^n u plemene duroc — Graphical representation of genotype and allele frequencies of a gene pair HAL^N , HAL^n in the Duroc breed

né eliminaci zvířat s genotypem *nn* rekrutuje opět při jejich spáření mezi sebou čtvrtina zvířat nežádoucího homozygotně recesivního založení, pak je možnost tohoto vyšťepení již značná, protože u plemene bílé ušlechtilé je 42 % heterozygotů a u plemene duroc 27 % heterozygotů.

Relativně vysoké procento heterozygotů je u těchto plemen dáno především skutečností, že takto založená zvířata se vyznačují ve srovnání s dominantně homozygotně založenými prasaty *NN* lepší zmasilostí, a proto jsou selekcí v populaci udržována, jak ostatně vyplývá z úvah a konkrétních výsledků, které uvádějí Andresen et al. (1981), popř. další autoři.

Podíváme-li se nyní na možnosti snižování frekvence alely *n* či její úplné eliminace, tj. na postupné vyřazování všech pozitivně reagujících zvířat, a na realizaci testovacího páření k odlišení dominantně homozygotně založených prasat od prasat heterozygotních v rámci zvířat reagujících negativně na halotan, dospějeme k těmto závěrům:

Nejhorší situace bude u plemene belgická landrase, u kterého je procento výskytu pozitivně reagujících zvířat nejvyšší, a to plných 70 %. Okamžitá eliminace těchto zvířat nepřipadá z hlediska obnovy stád v úvahu. Také vyhledání dominantně homozygotně založených zvířat testovacím pářením, jichž jsou pouhá 3 %, by bylo neobyčejně nákladné.

Obě tyto cesty mohou být však úspěšně využity u plemene bílé ušlechtilé a zvláště u plemene duroc vzhledem k relativně vysokému zastoupení dominantně homozygotně založených zvířat a nízkému zastoupení pozitivních reagentů o genotypu *nn*.

V souladu s našimi předchozími pracemi (Šiler et al., 1981, 1983) se v oblasti strategie a taktiky využívání halotanového testu dostáváme tímto analytickým přístupem opět ke stejnému závěru, a sice eliminovat nežádoucí alelu *n* především u mateřských plemen a pro nesmírnou složitost a nákladnost se touto otázkou nezabývat z plemen otcovských u plemene belgická landrase.

Budou-li výhledově mateřská plemena složena převážně ze zvířat reagujících negativně na halotan, která mají genotyp *NN*, pak veškeré kombinace křížení s plemenem belgická landrase v závěrečné otcovské pozici, ať již v čistokrevné formě, či v podobě hybridních kanců, povedou k tvorbě finálních hybridů, z nichž značná část bude z hlediska jatečné hodnoty příznivého heterozygotního založení *Nn*, tj. zmasilejší než finální hybridi o genotypu *NN*, a vzhledem k dominanci alely *N* bude i nutně reagovat negativně na halotan.

Literatura

- ANDRESEN, E.: Linear sequence of the autosomal loci *PHI*, *H* and 6-*PGD* in pigs. Anim. Blood Grps biochem. Genet., 1971, č. 2, s. 119-120.
- ANDRESEN, E. — JENSEN, P. — BARTON-GADE, P.: The porcine *HAL* locus: A major locus exhibiting overdominance. Z. Tierzücht. Zücht.-Biol., 98, 1981, č. 3, s. 170-175.
- BRASCAMP, E. W. — EIKELENBOOM, G. — MINKEMA, D.: The effect of a single locus (halothane) on variances of and correlations among quantitative production traits. Paper EAAP, Munich, 1980.
- CVEJN, J.: Význam halothanové anestézie u prasat ve šlechtitelských chovech. [Zpráva za etapu úkolu P11-329-224-01-02.] Kostelec nad Orlicí, VÚCHP 1980.

- KNÍŽE, B. — ŠILER, R. a kol.: Genetika zvířat. Praha, SZN 1978.
- LENGERKEN, G.: Halothanový test u prasat. Zeměd. Inform. Zahr., 18, 1981, č. 1, s. 44-46.
- MINKEMA, D. — EIKELENBOOM, D. — ELDIK, P. van: Inheritance of M. H. S.-susceptibility in pigs. Proc. 3rd Int. Conf. Production Disease in Farm Animals, Wageningen, Pudoc, Wageningen, 1976, s. 203-207.
- POLTÁRSKY, J. — BULLA, J. — CHRASTINA, J.: Reakcia rôznych typov ošipáných na halothan vo vzťahu k niektorým ukazovateľom mäsovej užitočnosti. [Zpráva za úkol P11-329-224-01-01/2.] Nitra, VÚŽV 1978.
- SMITH, C. — BAMPION, P. R.: Inheritance of reaction to halothane anaesthesia in pigs. Genet. Res., 29, 1977, s. 287-292.
- STAHL, W. — RASCH, D. — ŠILER, R. — VÁCHAL, J.: Genetika populací v chovu zvířat. Praha, SZN 1970.
- STEANE, D. E.: Ústní sdělení, 1982.
- ŠILER, R. — PLOCEK, F. — PAVLÍK, J.: Genetické vedení projevů stresového syndromu prasat a cesty k jejich eliminaci. [Zpráva za úkol P11-329-453-01/01.] Praha - Uhřetěves, VÚŽV 1981.
- ŠILER, R. — PLOCEK, F. — PAVLÍK, J.: Genetické vedení vnímavosti na halothanovou zátěž u prasat. Živoč. Výr., 27, 1982, č. 8, s. 635-640.
- ŠILER, R. — PLOCEK, F. — PAVLÍK, J. — ZICH, V. — PRAŽÁK, Č.: Slechtitelská opatření při aplikaci halothanového testu a tlumení nežádoucích vad vepřového masa. Živoč. Výr., 28, 1983, č. 4, s. 311-315.
- WEBB, A. J.: Role of the halothane test in pig improvement. Pig News and Inform., 2, 1981, s. 17-23.
- WEBB, A. J. — JORDAN, C. H. C.: Halothane sensitivity as a field test for stress susceptibility in the pig. Anim. Prod., 26, 1978, s. 157-168.
- WEBB, A. J. — JORDAN, C. H. C.: The halothane test in genetic improvement programmes: experiments with Pietrain/Hampshire pigs. Acta Agric. scand., Suppl. 21, 1979, s. 418-426.

Došlo dne 4. 1. 1983

ШИЛЕР, Р. — ПАВЛИК, Я. (Научно-исследовательский институт, Прага - Угриневес; Сельскохозяйственный институт, Прага): Сравнение генотипических и аллельных частот в локусе *HAL* у разно восприимчивых пород свиней. Живот. Выр., 28, 1983 (5): 361-366.

Были определены относительные генотипические и аллельные частоты для перспективной пары *HAL* у пород бельгийский ландрас, белая улучшенная и дюрок с появлением положительных реагентов 70 %, 9 % и 4 %. Относительное замещение генотипов изображено графически. Были выведены селекционные заключения для применения галотанного теста, а именно, его проведения у материнских пород, а не у пород бельгийского ландраса. Таким образом у финальных гибридов появятся положительные свойства гетерозиготов *Nn*.

бельгийский ландрас; белая улучшенная; дюрок; частота на локусе *HAL*

ŠILER, R. — PAVLÍK, J. (Research Institute of Animal Production, Praha - Uhřetěves; University of Agriculture, Praha): A Comparison of Genotype and Allele Frequencies on Locus *HAL* in Pig Breeds of Different Sensitivity. Živoč. Výr., 28, 1983 (5): 361-366.

Relative genotype and allele frequencies were determined for the gene pair on locus *HAL* in the Belgian Landrace, Large White and Duroc breeds; the occurrence of positive reagents was 70 %, 9 % and 4 %. The relative proportions of genotypes were represented graphically. Selection conclusions were inferred for the use of halothane test: the test should be used in the dam breeds, not in the Belgian Landrace breed. The favourable properties of *Nn* heterozygotes will be used in this way in final hybrids.

Belgian Landrace; Large White; Duroc; frequency on locus *HAL*

Adresy autorů:

Doc. ing. Rudolf Šiler, DrSc., Výzkumný ústav živočišné výroby, 251 61 Praha 10 - Uhřetěves

Doc. ing. Jan Pavlík, CSc., Vysoká škola zemědělská, 160 21 Praha 6 - Suchbátka

TVORBA SYNTETICKÉ LINIE PRO POZICI OTCŮ FINÁLNÍCH HYBRIDŮ

O. Kvapil, J. Fulík

KVAPIL, O. — FULÍK, J. (Výzkumný ústav pro chov prasat, Kostelec nad Orlicí; Státní plemenářské podniky, GR, Hradištko pod Medníkem): *Tvorba syntetické linie pro pozici otců finálních hybridů*. Živoč. Vyr., 28, 1983 (5) : 367-373.

Byly sledovány výsledky produkce materiálu F₁ a F₂ generace při tvorbě syntetické linie 98-BLD, která je složena z plemen belgická landrase a duroc, a porovnány s hodnotami obou výchozích populací. V reprodukčních znacích, zvláště v počtu dochovaných selat a hmotnosti vrhu bylo nejprůběžnějších výsledků dosaženo při produkci materiálu F₁ generace, a to jak ve srovnání s prasnicemi-kříženkami F₁ generace produkujícími materiál F₂ generace, tak i s výsledky obou výchozích populací. Ve schopnosti růstu jsou obě sledované generace na stejné úrovni a dosažené hodnoty jsou ve srovnání s oběma výchozími populacemi průkazně vyšší. Podíl hlavních masitých částí byl vyšší u F₁ generace. Dosažené hodnoty tohoto ukazatele jsou však u obou sledovaných generací v rozmezí hodnot výchozích populací.

plemena belgická landrase a duroc; reprodukční znaky; znaky výkrmnosti a ja-
tečné hodnoty; syntetická linie

Vedle používání importovaných populací specializovaných plemen výrazně masného typu pro pozici otců finálních hybridů bylo v poslední době přistoupeno k syntéze těchto plemen s cílem vytvořit syntetické linie. V předložené práci jsou zhodnoceny výsledky jedné z vytvářených kombinací.

LITERÁRNÍ PŘEHLED

Otázka tvorby syntetických linií na úseku chovu prasat se dostává v posledních letech do popředí zájmu, a to zejména v souvislosti s rozpracováním hybridizačních programů v celé řadě zemí. Podle Sídora a Pauličky (1970) je syntetická linie charakterizována syntézou vlastností více plemen, popř. linií na základě kombinačního křížení a přísné selekce podle předem vypracovaného plánu. Syntetická linie je skupina zvířat, na jejímž vzniku se podílejí společní předkové, u kterých došlo působením specifické kombinační schopnosti k syntéze žádoucích znaků a vlastností. Úspěch syntézy spočívá ve vytváření jedinců schopných stabilizovat získané znaky a vlastnosti. Za předpokladu dosažení stanovených parametrů se přistoupí k páření produktů tohoto křížení mezi sebou. Vzniklá syntetická linie se udržuje ostrou selekcí a cílevědomým připařováním.

O pracích zaměřených na vytváření syntetických linií v USA a Anglii podává informativní přehled Gilman (1977). Při tvorbě syntetických linií v USA se používají plemena hampshire, duroc, landrase, velké bílé, minesota a další. Simon (1979) v této souvislosti upozorňuje, že vzhledem k udržení vysokého stupně hete-

roze až po finální produkt nemají se v otcovských syntetických liniích vyskytovat plemena použitá při tvorbě matek finálních hybridů. Zásady při tvorbě syntetických linií, dosažené výsledky, význam těchto linií a perspektivy jejich využití v chovu prasat ve Velké Británii popisují Smith, Oliver (1975) a Fahmy, Holtmann (1977).

Otázka tvorby syntetických linií vystupuje v poslední době do popředí také v SSSR. Lebeděv a Vasilev (1976) popisují systém plemenářské práce v Leningradské oblasti. Jeho nedílnou součástí je i tvorba mateřských a otcovských syntetických linií. Petuch (1976) popisuje výsledky příznivého vlivu syntetických linií na kvalitu finálního produktu. V BLR jsou vytvářeny pro pozici otců finálních hybridů syntetická linie H a specializovaná linie CH (Angelov et al., 1980). V ověřovacích pokusech se obě tyto linie ukázaly jako velmi efektivní.

V ČSR byla zatím tato problematika řešena na úrovni produkce a sledování výsledků kanců F₁ generace různých kombinací plemen (Kvapil, Dupal, 1978; Kvapil, Fulík, 1982). Tito kanci se vyznačují ve srovnání s výchozími plemeny příznivými hodnotami ukazatelů kvality ejakulátu, vyšší tvrdostí a konstituční zdatností. Tyto poznatky potvrzují Houška et al. (1982).

MATERIÁL A METODA

Cílem práce je zhodnocení výsledků při tvorbě syntetické linie 98 - BLD, tvořené skladbou plemen belgická landrase a duroc. Dále jsou zhodnoceny výsledky při produkci materiálu F₁ a F₂ generace a srovnány s hodnotami sledovaných ukazatelů dosažených u výchozích čistokrevných populací.

Sledovaný materiál pochází z 11 chovů, ve kterých je do produkce materiálu F₁ generace zapojeno 320 prasníc plemene belgická landrase a 316 prasníc-kříženek F₁ generace pro vnitřní plemenitbu v rámci linie. Ke srovnání výsledků bylo použito hodnot dosažených ve stejném období v celých populacích výchozích plemen, a to u 143 prasníc plemene belgické landrase a 894 prasníc plemene duroc.

Z reprodukčních znaků byl sledován počet celkem a živě narozených selat a počet selat a hmotnost vrhu v 21. dnu věku. Výkrmnost a jatečná hodnota byly vyhodnoceny na základě výsledků ze stanic VJH Státních plemenářských podniků. Sledování je doplněno hodnotami kvality ejakulátu kanců sledovaných skupin působících na inseminačních stanicích ve shodných podmínkách prostředí.

U všech ukazatelů byly stanoveny běžné matematicko-statistické hodnoty, kterých bylo využito jednak ke stanovení proměnlivosti a jednak k porovnání dosažených výsledků.

VÝSLEDKY

V celkovém počtu narozených selat bylo dosaženo při produkci materiálu F₁ generace 9,00 selat a ve vnitřní plemenitbě, tj. při produkci materiálu druhé generace, 9,30 selete. Rozdíl 0,3 selete není statisticky průkazný (tab. I). Dále je neprůkazný rozdíl mezi hodnotou celkem narozených selat u F₁ generace a hodnotami tohoto ukazatele u obou výchozích populací plemen belgická landrase a duroc. V počtu živě narozených selat dosáhly obě sledované generace shodné hodnoty 8,40 selete. Rozdíl mezi hodnotou tohoto ukazatele u F₁ generace a hodnotou u plemene belgická landrase (7,60 selete) je statisticky výsoce průkazný ($P < 0,001$) a proti hodnotě 8,30 selete u populace plemene duroc je rozdíl 0,1 selete neprůkazný. Stejně rozdíly proti výchozím populacím byly shledány i u produkce materiálu F₂ generace.

V počtu dochovaných selat bylo u produkce F₁ generace dosaženo průkazně vyšší hodnoty (7,7 selete) než u produkce materiálu F₂ (7,20 selete) — $P < 0,01$. Ve srovnání s oběma výchozími populacemi je hodnota dosažená u produkce F₁ generace průkazně vyšší ($P < 0,01$). Rozdíly u tohoto ukazatele, dosažené při produkci materiálu F₂ generace

Ukazatel Skupina	Počet prasnic	Počet vrhů <i>n</i>	$\bar{x} \pm s_{\bar{x}}$	<i>s</i>	<i>v</i>	Průkaznost rozdílů
Celkem narozeno selat						
Generace F ₁	320	475	9,00 ± 0,116	2,53	28,14	F ₁ : F ₂ — 0 F ₁ : BL — 0
Generace F ₂	316	429	9,30 ± 0,128	2,65	28,58	F ₁ : D — 0 F ₂ : BL — + + +
BL — ČSR	143	198	8,30 ± 0,185	2,61	31,48	F ₂ : D — + +
D — ČSR	894	1171	8,90 ± 0,077	2,63	29,65	
Živě narozeno selat						
Generace F ₁	320	475	8,40 ± 0,115	2,51	29,92	F ₁ : F ₂ — 0 F ₁ : BL — + + +
Generace F ₂	316	429	8,40 ± 0,120	2,49	29,72	F ₁ : D — 0 F ₂ : BL — + + +
BL — ČSR	143	198	7,60 ± 0,189	2,67	35,15	F ₂ : D — 0
D — ČSR	894	1171	8,30 ± 0,074	2,56	30,90	
Dochováno selat						
Generace F ₁	320	475	7,70 ± 0,117	2,48	32,24	F ₁ : F ₂ — + + + F ₁ : BL — + +
Generace F ₂	316	429	7,20 ± 0,135	2,74	38,13	F ₁ : D — + + + F ₂ : BL — 0
BL — ČSR	143	198	7,00 ± 0,198	2,70	38,70	F ₂ : D — 0
D — ČSR	894	1171	7,30 ± 0,073	2,46	33,74	
Hmotnost vrhu v 21. dnu věku selat						
Generace F ₁	320	475	41,40 ± 0,644	13,59	32,83	F ₁ : F ₂ — + + + + F ₁ : BL — + + + +
Generace F ₂	316	429	35,40 ± 0,711	14,37	40,61	F ₁ : D — + + + + F ₂ : BL — 0
BL — ČSR	143	198	36,40 ± 1,052	14,39	39,53	F ₂ : D — 0
D — ČSR	894	1171	36,30 ± 0,432	14,41	39,69	

a u obou výchozích populací, jsou statisticky neprůkazné. Podobná situace jako v počtu dochovaných selat je i v ukazateli hmotnost vrhu v 21. dnu věku selat. Materiál F₁ generace dosáhl hmotnosti 41,40 kg, F₂ generace 35,40 kg. Rozdíl je statisticky vysoce průkazný ($P < 0,001$). Dosažená hodnota hmotnosti vrhu materiálu F₁ generace je proti hodnotám dosaženým u obou výchozích populací statisticky průkazně vyšší ($P < 0,001$). Naproti tomu rozdíly mezi hodnotami vykázanými materiálem F₂ generace a oběma výchozími populacemi jsou statisticky

II. Výkrmnost a jatečná hodnota syntetické linie 98 - BLD — Fattening performance and breeding value in synthetic line 98 - BLD

Ukazatel Skupina	Počet skupin	<i>n</i>	$\bar{x} \pm s_{\bar{x}}$	<i>s</i>	<i>v</i>	Průkaznost rozdílů
Průměrný denní přírůstek g						
Generace F ₁	103	206	776 ± 7,728	78,43	10,05	F ₁ : F ₂ — 0 F ₁ : BL — + + +
Generace F ₂	70	140	758 ± 8,919	74,62	9,91	F ₁ : D — + + + F ₂ : BL — +
BL — ČSR	22	44	730 ± 7,327	81,27	11,29	F ₂ : D — +
D — ČSR	193	386	737 ± 5,259	73,07	9,97	
Podíl hlavních masitých částí						
Generace F ₁	103	206	51,99 ± 0,206	2,09	4,06	F ₁ : F ₂ — + + + F ₁ : BL — +
Generace F ₂	70	140	50,03 ± 0,253	2,11	4,23	F ₁ : D — + + + F ₂ : BL — + + +
BL — ČSR	22	44	52,59 ± 0,231	1,08	2,06	F ₂ : D — +
D — ČSR	193	386	49,52 ± 0,130	1,81	3,69	
Průměrná výška hřbetního sádla						
Generace F ₁	103	206	2,31 ± 0,023	0,23	10,17	F ₁ : F ₂ — + + + F ₁ : BL — +
Generace F ₂	70	140	2,51 ± 0,024	0,20	8,66	F ₁ : D — + + + F ₂ : BL — + + +
BL — ČSR	22	44	2,37 ± 0,008	0,04	1,73	F ₂ : D — + + +
D — ČSR	193	386	2,41 ± 0,009	0,13	5,44	

neprůkazné. Podrobné údaje týkající se ukazatelů reprodukčních znaků jsou uvedeny v tab. I.

Z ukazatelů výkrmnosti a jatečné hodnoty byly pro srovnání použity tyto tři rozhodující ukazatele: průměrný denní přírůstek, podíl hlavních masitých částí a průměrná výška hřbetního sádla (tab. II). V průměrném denním přírůstku dosáhl materiál F₁ generace hodnoty 776 g a materiál F₂ generace 758 g. Rozdíl je statisticky neprůkazný. Ve srovnání s výchozími populacemi (plemeno belgická landrase dosáhlo 730 g a populace plemene duroc 737 g) jsou rozdíly ve prospěch F₁ generace statisticky vysoce průkazné ($P < 0,001$) a ve prospěch materiálu F₂ generace slabě průkazné ($P < 0,05$). V podílu hlavních masitých částí dosáhl materiál F₁ generace průkazně vyšší hodnoty než sledovaná skupina generace druhé ($P < 0,001$). Obě generace však dosaženými hodnotami stojí mezi výsledky obou výchozích populací. V průměrné výšce hřbetního sádla dosáhl materiál F₁ generace podobně jako u podílu hlavních masitých částí průkazně příznivější hodnoty než materiál generace druhé. Také ve srovnání s výchozími populacemi má

III. Kvalita semene u syntetické linie 98 - BLD — Semen quality in synthetic line 98 - BLD

Ukazatel Skupina	<i>n</i>	$\bar{x} \pm s_{\bar{x}}$	<i>s</i>	<i>v</i>	Průkaznost rozdílů
Objem ejakulátu (ml)					
Generace F ₁	109	218 ± 5,193	54,47	24,92	F ₁ : F ₂ — 0 F ₁ : BL — ++
Generace F ₂	29	203 ± 10,503	56,56	27,85	F ₁ : D — +++ F ₂ : BL — +++
BL	96	239 ± 5,742	56,26	23,51	F ₂ : D — 0
D	111	184 ± 3,386	38,16	20,73	
Koncentrace spermií (tis./mm ³)					
Generace F ₁	109	474 ± 9,991	104,78	22,10	F ₁ : F ₂ — 0 F ₁ : BL — +
Generace F ₂	29	500 ± 20,198	108,76	21,76	F ₁ : D — 0 F ₂ : BL — +++
BL	96	409 ± 8,762	85,85	21,02	F ₂ : D — 0
D	111	484 ± 9,457	99,18	20,51	
Počet spermií v ejakulátu (mld)					
Generace F ₁	109	97,9 ± 1,814	19,03	19,45	F ₁ : F ₂ — 0 F ₁ : BL — 0
Generace F ₂	29	96,8 ± 3,412	18,37	18,98	F ₁ : D — 0 F ₂ : BL — 0
BL	96	94,5 ± 2,233	21,88	23,15	F ₂ : D — 0
D	111	86,5 ± 1,720	18,04	20,86	
Průměrná motilita spermií v %					
Generace F ₁	109	79,3 ± 0,521	5,46	6,90	F ₁ : F ₂ — 0 F ₁ : BL — 0
Generace F ₂	29	76,2 ± 0,980	5,27	6,92	F ₁ : D — 0 F ₂ : BL — 0
BL	96	78,9 ± 0,362	3,55	4,50	F ₂ : D — 0
D	111	79,4 ± 0,515	5,40	6,80	
Patologické a nezralé spermie v %					
Generace F ₁	109	8,66 ± 0,291	3,05	35,27	F ₁ : F ₂ — 0 F ₁ : BL — 0
Generace F ₂	29	9,17 ± 0,659	3,54	38,66	F ₁ : D — 0 F ₂ : BL — 0
BL	96	8,81 ± 0,426	4,17	47,37	F ₂ : D — 0
D	111	7,95 ± 0,369	3,87	48,72	

tato skupina průkazně příznivější hodnotu průměrné výšky hřbetního sádla. Naproti tomu hodnota tohoto ukazatele u materiálu F₂ generace je ve srovnání s oběma výchozími populacemi průkazně horší.

Při sledování kvality ejakulátu nebyly v žádném z hodnocených ukazatelů mezi kanci F₁ a F₂ generace zjištěny průkazné rozdíly (tab. III). V objemu ejakulátu vykázali kanci F₁ generace průkazně vyšší hodnoty než čistokrevní kanci plemene duroc, ale průkazně nižší než kanci plemene belgická landrase. Kanci F₂ generace byli v tomto ukazateli průkazně horší než čistokrevní kanci plemene belgické landrase; rozdíl ve srovnání s kanci plemene duroc byl neprůkazný. V ukazateli koncentrace spermií vykazali kanci obou sledovaných generací průkazně příznivější hodnoty než kanci plemene belgická landrase. Rozdíly ve srovnání s plemenem duroc jsou v obou případech neprůkazné. Ve všech ostatních ukazatelích jsou zjištěné rozdíly statisticky neprůkazné.

Z celkového zhodnocení vyplývá, že v reprodukčních znacích, zvláště pokud se týká počtu dochovaných selat a hmotnosti vrhu, bylo příznivějších hodnot dosaženo při produkci materiálu F₁ generace. V obou ukazatelích jsou pak výsledky při produkci F₁ generace průkazně příznivější než u obou výchozích populací. Při produkci druhé generace jsou rozdíly ve srovnání s výchozími populacemi statisticky neprůkazné. Ze zhodnocení výkrmnosti je patrné, že ve schopnosti růstu jsou obě generace zhruba na stejné úrovni (rozdíl není statisticky průkazný) a dosažené hodnoty jsou průkazně vyšší ve srovnání s oběma výchozími populacemi. V obou základních ukazatelích jatečné hodnoty byly příznivější výsledky zjištěny u materiálu F₁ generace. V podílu hlavních masitých částí jsou hodnoty dosažené u obou sledovaných generací v rozmezí hodnot populací výchozích. V ukazateli výška hřbetního sádla dosáhl materiál F₁ generace průkazně příznivější hodnoty než obě výchozí populace a materiál F₂ generace naopak. Z našeho sledování a zvláště z porovnání obou generací syntetické linie lze vyvodit, že na příznivějších hodnotách F₁ generace má určitý podíl uplatnění heterozního efektu a rovněž dokončený proces selekce. Dosažené hodnoty F₂ generace v řadě liniových skupin ukazují, že v dalším průběhu selekčního procesu bude možné průměrné hodnoty celé linie podstatně zlepšit.

Literatura

- ANGELOV, I.: Sačetaemost pri krastosvaneto na Svine majki ot sintetičnata linija H s nerez i ot specialiranata linija CH. Životnov. Nauki, 17, 1980, č. 5, s. 27-32.
- ANGELOV, I. — PETKOVA, G. — VASILEV, S.: Proučvane varchu efekta ot izpolzuvaneto na nerez i ot sintetičnata linija H i specializiranata linija CH pri različni shemi na krastosvane. Životnov. Nauki, 17, 1980, č. 8, s. 31-36.
- FAHMY, M. H. — HOLTMANN, W. B.: Evaluation of three- and four-breed and crossbred boars. Anim. Prod., 24, 1977, s. 261-270.
- GILMAN, Z. D.: Ovyšeniye mjasnyh kačestv svinej. Minsk, Urožaj, 1977, s. 139-152.
- HOUSKA, L. — ŠILER, R. — BAŽANT, J. — PAVLÍK, J.: Rozsah heterozního efektu u produkce a kvality spermatu hybridních kanců. In: XI. genetické dny hospodářských zvířat, Hradec Králové 1982.
- KVAPIL, O. — DUPAL, J.: Ověření produkce hybridních kanců do pozice otců finálních hybridů. [Dílčí závěrečná zpráva.] Kostelec nad Orlicí, VÚCHP 1978.
- KVAPIL, O. — FULÍK, J.: Produkce a uplatnění kanců syntetické linie v hybridizačním programu. In: XI. genetické dny hospodářských zvířat, Hradec Králové 1982.

- LEBEDEV, M. — VASILEV, A.: Sistema rozvedeniya v promyšlenom svinovodstve. Svinovodstvo, 47, 1976, č. 6, s. 13-15.
- PETUCH, J.: Efektivnost ispolzovaniya svinej sintetických linií. Svinovodstvo, 47, 1976, č. 9, s. 25-26.
- SIDOR, V. — PAULICKA, P.: Šľachtenie mäsového typu ošípaných N-hyb v podmienkach priemyselnej veľkovýroby. [Informační zpráva.] Nitra, Oborový podnik GR-MSCP 1975.
- SIMON, W.: Haben Rotations Kreuzungen eine Chance? Tierzucht, 31, 1979, č. 5, s. 178-180.
- SMITH, W. C. — OLIVER, J. M.: What future for sire lines. Pig Fmg., 23, 1975, č. 12, s. 53-57.

Došlo dne 4. 1. 1983

КВАПИЛ, О. — ФУЛИК, Я. (Научно-исследовательский институт свиноводства, Костелец над Орлицы; Государственные племенные предприятия, ГД, Градиштво под Медником): Создание синтетической линии для положения отцов финальных гибридов. Живот. Вѳ., 28, 1983 (5) : 367-373.

Изучались результаты продукции материала F₁ и F₂ генераций при создании синтетической линии 98-BLD, состоящей из пород бельгийский ландрас и дюрок, и сравнивались со значениями обеих исходных популяций. По репродуктивным признакам, в особенности по числу выращенных поросят и массе помета, более благоприятные результаты были достигнуты при продукции материала F₁ генерации, а именно как по сравнению со свиноматками-помесями F₁ генерации, дающими материал F₂ генерации, так и по сравнению с результатами обеих исходных популяций. По способности роста обе изучаемые генерации находятся на одинаковом уровне, а полученные значения бывают достоверно более высокими по сравнению с обеими исходными популяциями. Доля главных частей мяса была выше у F₁ генерации. Однако, полученные значения этого показателя у обеих изучаемых генераций находятся в пределах значений исходных популяций.

породы бельгийский ландрас и дюрок; репродуктивные признаки; признаки способности к откорму и боенской ценности; синтетическая линия

KVAPIL, O. — FULÍK, J. (Pig-Breeding Research Institute, Kostelec nad Orlicí; State Animal-Breeding Enterprises, General Directorate, Hradištko pod Medníkem): Creation of a Synthetic Line for the Sire Position in Final Hybrid Production. Živoč. Vѳ., 28, 1983 (5) : 367-373.

Trials were conducted to study the results of production of F₁ and F₂-generation animals during the creation of synthetic line 98 - BLD consisting of the Belgian Landrace and Duroc breeds. These results were compared with the values of both original populations. In the reproduction traits, mainly in the number of reared piglets and litter weight, the best results were obtained in the production of F₁ generation; this applies to a comparison with the crossbred sows of the F₁ generation producing the F₂ piglets as well as to a comparison with the results of both original populations. As to growth rate, both generations are at the same level and the results are significantly higher in comparison with both original populations. The proportion of meaty parts was higher in the F₁ generation. However, the values obtained for this parameters are within the range of the values for the original populations in both generations under study.

Belgian Landrace and Duroc breeds; reproduction traits; parameters of fattening performance and carcass value; synthetic lines

Adresy autorů:

Ing. Oldřich Kvapil, Výzkumný ústav pro chov prasat, 517 41 Kostelec nad Orlicí
Ing. Jan Fulík, Státní plemenářské podniky, generální ředitelství, 252 09 Hradištko pod Medníkem

Výběr z nových přírůstků

Ústřední zemědělské a lesnické knihovny ÚVTIZ

z úseku živočišná výroba

Uvedené publikace je možno si zapůjčit osobně nebo písemně v ÚZLK, výpůjční oddělení, Slezská 7, 120 56 Praha 2. Výpůjční doba: pondělí až pátek od 9 do 18 hodin. U každé žádané publikace uveďte signaturu.

SAMARINEANU, E. — STEFUREAC, L. C 27.073
Tehnologii moderne de intretinere si exploatare a viteilor in perioada de alaptare.

București, Inst. de cercetari pentru pedologie și agrochimie (1982). 29 s., obr., tab. (Krávy — chov — výzkum — Rumunsko / Skot — krmení — technologie — výzkum — Rumunsko)

BOYKIN, C. C. — GILLIAM, H. C. — GUSTAFSON, R. A. C 13.854/450
Structural characteristics of beef cattle raising in the United States.
Washington, USDA 1980. 111 s., 6 obr., 10 tab., příl. 40 tab. Agricultural economic report No 450. (Skot — chov — USA)

HRABOVYJ, M. V. — ČUCHRIJ, B. M. E 42.916
Vidtvorenja moločného poholivja.
Kyjiv, Urožaj 1980. 69 s., obr., tab. (Skot mléčný — chov / Telata — chov)

KLIEWER, R. H. C 27.659
Hungary's bold experiment in dairy cattle breeding.
Brattleboro, Holstein Association 1982. 7 s., 27 tab. Holstein science report. (Skot mléčný — plemenitba — metody — Maďarsko)

KEKEM-STOFFELEN, A. J. T. van C 22.414/79
Kruising van melkvee in bedrijfsverband vergeleken. Res. angl.
Lelystad, Proefstation voor de rundveehouderij 1981. 53 s., 4 obr., 23 tab., příl. Rapport Nr 79. (Skot mléčný — křížení — metody — výzkum — Holandsko)

D 38.711/820
Comparative performance of calves sired by exotic, Brahman and Brahman-derivative bulls.
Gainesville (Florida), Agric. exp. stations 1981. 14 s., 7 tab. Bulletin 820 T. (Býci plemenní — kontrola dědičnosti — metody — výzkum — USA)

POHLAVNÍ CHOVÁNÍ KANCŮ VE VZTAHU K UKAZATELŮM PLODNOSTI

J. Kuciel, N. Mašek, Z. Kovárna

KUCIEL, J. — MAŠEK, N. — KOVÁRNA, Z. (Vysoká škola zemědělská, Brno): *Pohlavní chování kanců ve vztahu k ukazatelům plodnosti*. Živoč. Výr., 28, 1983 (5) : 375-382.

U souboru 47 kanců různého genetického původu jsme sledovali průběh pohlavních reflexů u 183 odběrů ejakulátu získaných metodou „do ruky“, a to v návaznosti na hodnotící ukazatele a výsledky plodnosti. U všech pohlavních reflexů byly zjištěny vysoce průkazné rozdíly mezi plemeny. Vliv individuality kanců byl zaznamenán u doby vzeskoku na fantom, doby ejakulace a u celkové doby odběru. Koeficienty opakovatelnosti byly značně vysoké u hybridních kanců pro dobu ejakulace ($r_{op} = 0,45 \pm 0,12$, $P < 0,01$) a u kanců plemene bílé ušlechtilé pro dobu po vzeskoku na fantom ($r_{op} = 0,73 \pm 0,07$, $P < 0,01$) a pro celkovou dobu odběru ($r_{op} = 0,66 \pm 0,13$, $P < 0,01$). Korelační vztahy, zjištěné mezi dobou trvání pohlavních reflexů a hodnotícími ukazateli ejakulátu kanců, byly významné mezi dobou ejakulace a objemem ejakulátu ($r_p = 0,79$, $P < 0,01$), mezi dobou ejakulace a koncentrací spermií ($r_p = -0,49$, $P < 0,01$) a mezi celkovou dobou odběru a objemem ejakulátu ($r_p = 0,58$, $P < 0,01$). Vysoce průkazná korelace ($r_p = 0,44$, $P < 0,01$) byla zjištěna mezi dobou do vzeskoku a výskytem morfologických změn spermií. Korelace s ukazateli plodnosti byly téměř ve všech případech nízké a statisticky neprůkazné.

kanci v inseminaci; pohlavní chování; spermatologické ukazatele; analýza podle plemen; koeficienty opakovatelnosti; korelace s ukazateli ejakulátu a s výsledky plodnosti

Rozvoj chovu prasat je v současné době charakterizován koncentrací a specializací včetně uplatňování hybridizačního programu v návaznosti na inseminaci prasat. Možnost realizace vynikajících genotypů kanců v genofondu potomků je podmíněna vhodností vybraných kanců pro účely inseminace. Pro špatnou kvalitu semene a nízké *libido sexualis* se u nás i ve světě vyřazuje průměrně asi 25 až 30 procent kanců z inseminace.

Naše analýza měla za úkol sledovat proměnlivost pohlavního chování kanců v inseminaci ve vztahu k hodnotícím ukazatelům ejakulátu kanců a k výsledkům jejich plodnosti. Prohloubení této problematiky usnadní výběr kanců pro inseminační účely, neboť jsou známé vztahy mezi slabými pohlavními reflexy kanců ve snížené reakci na fantom a nízkými hodnotícími ukazateli kvality a kvantity ejakulátu.

Práce zabývající se pohlavním chováním kanců v přirozené plemenitbě a průběhem pohlavních reflexů při odběru na fantom přinesly první poznatky o této důležité problematice. Délkou doby trvání celého odběru a postupnými pohlavními reflexy při odběru z hlediska proměnlivosti především délky jejich trvání se zabý-

vali Hancock (1959), Mašek (1964), Kaplan (1969), Signoret (1970), Podaný et al. (1973, 1976), Du Mesnil du Buisson et al. (1974), Gamčík, Kozumplík (1976), Eskov, Ivanov (1978), Kryačko (1979), Levin (1979), Lindsay, Signoret (1980), Prášil (1980) a další. Lyczynski et al. (1977) sledovali při odběru semene metodou „do ruky“ délku trvání jednotlivých pohlavních reflexů a analýzou variance zjistili velkou variabilitu mezi kancí u projevu pohlavních reflexů skoku na fantom, doby do plné erekce, doby do počátku ejakulace a u celkového času trvání odběru. Ve své práci popsali kladné, vysoce průkazné korelace mezi dobou trvání ejakulace ve vztahu k celkovému objemu ejakulátu i k jeho frakcím, mezi celkovým počtem spermií a aktivitou spermií. U koncentrace spermií ve vztahu k délce trvání ejakulace byla nalezena korelace velmi nízká a neprůkazná. Rovněž Podaný et al. (1973) zaznamenali mezi kancí velkou variabilitu v projevu pohlavního chování.

Problematickou genetických aspektů pohlavního chování se zabýval Hühn (1969). Zjistil, že z celkové fenotypové proměnlivosti je značná část podmíněna rozdílností genotypů u délky trvání ejakulace ($h^2 = 0,54$) a u celkové doby trvání odběru ($h^2 = 0,58$). Délka doby zeskoku kance na fantom byla výhradně ovlivněna negenetickými činiteli. Také Du Mesnil du Buisson et al. (1974) analyzovali pohlavní chování u 48 párů otec — syn a vypočetli odhad koeficientu dědivosti na základě korelace a regrese pro délku doby, která uplynula od okamžiku přivedení kance k fantomu do okamžiku jeho zeskoku. Koeficienty dědivosti tohoto ukazatele v hodnotě $h^2 = 0,06$ a $h^2 = 0,07 \pm 0,31$ naznačovaly, že velká část fenotypové proměnlivosti je do značné míry podmíněna vlivy prostředí, faktorem využití kanců a zdravotním stavem.

MATERIÁL A METODA

Sledování pohlavních reflexů při odběru spermatu jsme prováděli v SZP Hodonín, závod Milotice, na podnikové inseminační stanici. Celkem jsme sledovali u celkového počtu 47 kanců průběh 183 odběrů prováděných metodou „do ruky“. Kanci byli ve věku od 11 do 60 měsíců a soubor tvořilo 20 hybridních kanců plemene belgická landrase X duroc, 13 kanců plemene bílé ušlechtilé, 8 kanců plemene landrase a 6 kanců plemene duroc.

Sledovali jsme objevení se a trvání jednotlivých pohlavních reflexů v čase, tj. dobu do skutečného zeskoku kance na fantom, dobu do plné erekce, dobu do počátku ejakulace, dobu ejakulace a celkovou dobu trvání odběru. Při každém sledování jsme zaznamenávali základní hodnotící ukazatele ejakulátu kanců, tj. objem, koncentraci spermií, aktivní pohyb spermií, celkový počet spermií v ejakulátu, počet aktivních spermií a procento morfologicky změněných spermií. Současně jsme sledovali i ukazatele plodnosti, tj. procento zabřezávání po první inseminaci, počet všech narozených selat a počet živě narozených selat.

Získané podkladové údaje jsme zpracovali pomocí hlavních parametrů fenotypové proměnlivosti. Pro zjištění rozdílů v délce trvání pohlavních reflexů mezi kancí různého genetického původu a mezi různými hodnotami měření u jednotlivých kanců jsme použili dvoufaktorové hierarchické analýzy variance podle Snedecora a Cochran (1967). Koeficienty opakovatelnosti včetně středních chyb jsme odhadli výpočtem podle Beckera (1967). Korelační vztahy mezi ukazateli pohlavního chování kanců a ukazateli plodnosti jsme zjistili na základě fenotypových interklasních korelací.

VÝSLEDKY A DISKUSE

Časový průběh pohlavního chování 47 kanců při odběru metodou „do ruky“ a základní parametry fenotypové proměnlivosti doby trvání pohlavních reflexů v sekundách uvádíme v tab. I.

Z charakteristik fenotypové proměnlivosti jednotlivých pohlavních reflexů u sledovaných kanců různého genetického původu vyplynulo, že odběr semene byl nejsnadnější a trval také nejkratší dobu u kanců plemene bílé ušlechtilé, přičemž poměr délky ejakulace a celkové doby odběru byl u tohoto plemene nejvhodnější.

I. Základní parametry fenotypové proměnlivosti pohlavního chování sledovaných kanců (v sekundách) — The basic parameters of phenotypic variability of the sexual behaviour of boars (seconds)

Sledovaný ukazatel	$\bar{x} \pm t \cdot s_{\bar{x}}$	s	v	Minimum a maximum	Rozpětí minima a maxima
Doba do vzeskoku	177,14 $\pm$ 13,78	98,91	55,78	13,2 — 827,2	814,0
Doba do erekce	72,31 $\pm$ 3,90	26,90	37,20	9,0 — 292,0	283,0
Doba do ejakulace	9,72 $\pm$ 0,56	3,88	39,87	1,0 — 38,4	37,4
Doba ejakulace	375,15 $\pm$ 12,71	87,70	23,74	121,0 — 999,5	878,5
Doba odběru	634,86 $\pm$ 18,92	130,59	20,57	294,8 — 1200,0	905,2

Námi zjištěné hodnoty doby trvání reflexu do vzeskoku kance na fantom a do plné erekce byly poněkud vyšší, ale byly blízké hodnotám, které zjistili L y c z y n s k i et al. (1977) a K o z u m p l í k, K u d l á č (1980). Doba vzniku reflexe do ejakulace byla kratší, než uvádějí ti-to autoři. Zjištěná průměrná délka ejakulace je dobře srovnatelná s údaji, které uvádějí P o d a n ý et al. (1973), K o z u m p l í k, K u d l á č (1980) a další, pouze L y c z y n s k i et al. (1977) zjistili tuto dobu delší. Hodnoty variačních koeficientů doby trvání pohlavních reflexů vykázaly vyšší variabilitu u projevu skoku kance na fantom, u doby do plné erekce a doby do začátku ejakulace, než byla u doby ejakulace a u celkové doby odběru. Naše výsledky potvrzují údaje, které uvádějí L y c z y n s k i et al. (1977) a P o d a n ý et al. (1973) o tom, že vysoké hodnoty trvání pohlavních reflexů před vlastní ejakulací charakterizují a určují celkovou dobu odběru ejakulátu.

II. Základní parametry fenotypové proměnlivosti hodnotících ukazatelů ejakulátu kanců a plodnosti — The basic parameters of phenotypic variability in the evaluation parameters of boar ejaculate and in fertility

Hodnotící ukazatel	$\bar{x} \pm t \cdot s_{\bar{x}}$	s	v
Frekvence odběru (dny)	6,90 $\pm$ 0,29	1,98	28,69
Objem ejakulátu (cm ³)	255,04 $\pm$ 8,66	59,78	23,44
Koncentrace spermií ($\times 10^3/\text{mm}^3$)	373,12 $\pm$ 8,69	59,98	16,08
Celkový počet spermií ($\times 10^9$)	92,15 $\pm$ 2,59	17,87	19,38
Počet aktivních spermií (%)	79,56 $\pm$ 0,22	1,48	1,86
Celkový počet aktivních spermií ($\times 10^9$)	72,56 $\pm$ 3,01	13,84	18,86
Morfologické změny spermií (%)	4,88 $\pm$ 0,45	3,10	63,56
Výsledná březost po I. inseminaci (%)	76,50 $\pm$ 0,15	5,62	7,35
Počet celkem narozených selat (ks)	9,54 $\pm$ 0,01	0,36	3,78
Počet živě narozených selat (ks)	8,61 $\pm$ 0,01	0,32	3,74

III. Výsledné hodnoty *F*-testů z dvoufaktorové hierarchické analýzy variance podle genetického původu a individuality kanců — The resultant values of *F*-tests from the two-factor hierarchic analysis of variance according to genetic origin and boar individuality

Hodnocený ukazatel	Hodnoty <i>F</i> -testů	
	podle genetického původu	podle kanců
Doba do vzeskoku	6,64 ⁺⁺	3,63 ⁺⁺
Doba do erekce	4,93 ⁺⁺	1,20
Doba do ejakulace	6,11 ⁺⁺	1,22
Doba ejakulace	7,24 ⁺⁺	3,06 ⁺⁺
Doba odběru	14,66 ⁺⁺	3,51 ⁺⁺

Tabulkové hodnoty podle autorů Snedecor, Cochran (1967)

Základní hodnoty fenotypové proměnlivosti frekvence odběru a hodnotících ukazatelů ejakulátu a dále parametry plodnosti jsou pro celý soubor kanců uvedeny v tab. II. Tyto hodnoty byly vypočteny na základě 183 odběrů ejakulátů a výsledků dosahovaných z dosud provedených a sledovaných inseminací.

Základní zjištěné hodnoty projevu pohlavního chování kanců byly dále analyzovány dvoustupňovou hierarchickou analýzou variance podle genetického původu kanců a individuality kanců. Výsledné hodnoty *F*-testů jsou uvedeny v tab. III. Analýza ukázala, že v pohlavním chování kanců existují mezi kanci vysoce průkazné rozdíly podle genetického původu u všech sledovaných pohlavních reflexů, zatímco individuální rozdíly mezi kanci byly zaznamenány pouze u doby do vzeskoku kance, doby ejakulace a u celkové doby odběru. Naše analýza potvrzuje názory, které publikoval Smíšek (1961) a které se týkají vlivu plemenného původu kanců na intenzitu pohlavních reflexů, a zjištění individuálního charakteru doby trvání jednotlivých fází pohlavního chování, které uvádějí Podaný et al. (1973) a Lyczynski et

IV. Vypočtené odhady koeficientů opakovatelnosti podle genetického původu kanců — The calculated estimates of repeatability coefficients according to the genetic origin of boars

Genetický původ kanců	Doba do vzeskoku $r_{op} \pm s_{rop}$	Doba do erekce $r_{op} \pm s_{rop}$	Doba do ejakulace $r_{op} \pm s_{rop}$	Doba ejakulace $r_{op} \pm s_{rop}$	Doba odběru $r_{op} \pm s_{rop}$
Hybridní linie BL × D	0,36 ± 0,12 ⁺⁺	0,03 ± 0,10	0,03 ± 0,10	0,45 ± 0,12 ⁺⁺	0,32 ± 0,12 ⁺⁺
Bílé ušlechtilé Landrase	0,73 ± 0,07 ⁺⁺	0,24 ± 0,17	0,03 ± 0,15	0,12 ± 0,17	0,66 ± 0,13 ⁺⁺
	0,31 ± 0,20 ⁺	0,29 ± 0,20 ⁺	0,23 ± 0,20	0,29 ± 0,20 ⁺	0,20 ± 0,19
Celkem	0,40 ± 0,09 ⁺⁺	0,05 ± 0,07	0,05 ± 0,07	0,34 ± 0,09 ⁺⁺	0,39 ± 0,09 ⁺⁺

V. Interklasní fenotypové korelace mezi ukazateli pohlavního chování kanců a hodnotícími ukazateli plodnosti — The inter-class phenotypic correlations between the parameters of the sexual behaviour of boars and the evaluation parameters of fertility

Sledovaný ukazatel	Doba do vzeskoku	Doba do erekce	Doba do ejakulace	Doba ejakulace	Doba odběru
Frekvence odběru	0,29 ⁺	-0,27 ⁺	-0,23	-0,07	0,14
Objem ejakulátu	-0,29 ⁺	0,16	-0,20	0,79 ⁺⁺	0,58 ⁺⁺
Koncentrace spermií	0,30 ⁺	-0,19	0,02	-0,49 ⁺⁺	-0,26
Celkový počet spermií	-0,09	0,01	-0,17	0,37 ⁺⁺	0,30 ⁺
Počet aktivních spermií	-0,07	-0,02	-0,15	0,34 ⁺	0,29 ⁺
Morfologické změny spermií	0,44 ⁺⁺	0,13	-0,30 ⁺	0,00	0,07
Březost po I. inseminaci	-0,07	0,03	-0,13	-0,07	-0,04
Počet celkem narozených selat	-0,06	0,22	-0,12	0,11	0,07
Počet živě narozených selat	-0,11	0,07	-0,12	0,01	-0,06

al. (1977). Výsledky naznačují, že individuální rozdíly v době trvání reflexu ejakulace by mohly být využity jako kritérium pro posuzování pohlavní aktivity kanců, což navrhuje Podaný et al. (1973).

Na základě zjištěných vysoce průkazných rozdílů v pohlavním chování kanců podle genetického původu a individuality jsme provedli další analýzu variancí pro stanovení koeficientů opakovatelnosti (B e c k e r, 1967) u celého souboru kanců a podle genetického původu kanců. Výsledky vypočtených odhadů koeficientů opakovatelnosti jsou uvedeny v tab. IV.

Průkazné a vysoce průkazné koeficienty opakovatelnosti byly zjištěny u doby do vzeskoku kance na fantom, přičemž nejvyšší byl zaznamenán u kanců plemene bílé ušlechtilé v hodnotě $r_{op} = 0,73 \pm 0,07^{++}$. U doby do erekce a také u doby trvání reflexu do ejakulace byly zjištěny většinou neprůkazné a nízké koeficienty opakovatelnosti. Vysoce průkazné a průkazné střední hodnoty koeficientů opakovatelnosti byly zaznamenány u doby ejakulace a u celkové doby trvání odběru, a to s výjimkou poměrně vysokého koeficientu opakovatelnosti u celkové doby odběru ($r_{op} = 0,66 \pm 0,13^{++}$) u kanců plemene bílé ušlechtilé. Odhady koeficientů opakovatelnosti pro dobu do vzeskoku kanců na fantom, zjištěné u všech kanců sledovaných podle genetického původu, a zejména vysoké hodnoty koeficientů u kanců plemene bílé ušlechtilé naznačují vyšší genetickou proměnlivost tohoto ukazatele, než vyplývá ze zjištěných hodnot koeficientů dědivosti, které uvádějí H ü h n (1969) a D u M e s n i l d u B u i s s o n et al. (1974). Námí zjištěné hodnoty koeficientů opakovatelnosti doby ejakulace a celkové doby trvání odběru byly nižší, než udává v koeficientech dědivosti H ü h n (1969).

Pomocí fenotypových korelací jsme dále sledovali vztahy mezi ukazateli pohlavního chování kanců a hodnotícími parametry ejakulátů a plodnosti (tab. V).

Průkazná a téměř středně vysoká korelace byla nalezena mezi frekvencí odběru a dobou do vzeskoku kance a podobná záporná korelace mezi frekvencí odběru a dobou do erekce. Objem ejakulátu byl záporně průkazně korelován s dobou do vzeskoku a byl ovlivněn značně vysokou kladnou korelací doby ejakulace a celkové doby odběru. Koncentrace spermií byla korelována průkazně kladně s dobou do vzeskoku a záporně s dobou ejakulace a s celkovou dobou odběru. Počet spermií v ejakulátu byl korelován kladně s dobou ejakulace a celkovou dobou odběru; podobné korelace byly nalezeny pro počet aktivních spermií. Kladná vysoce průkazná korelace byla nalezena mezi výskytem morfologických změn spermií a dobou do vzeskoku kance a záporná průkazná korelace u doby do ejakulace. Ostatní sledované vztahy byly většinou neprůkazné.

Významná korelace mezi délkou ejakulace a objemem ejakulátu, zjištěná v našem sledování, byla vyšší než vztah, který udávají Lyczynski et al. (1977), korelace mezi délkou ejakulace a celkovým počtem spermií v ejakulátu a počtem aktivních spermií byly podobné korelacím, které udávají polští autoři, ale jimi zjištěná korelace mezi dobou ejakulace a koncentrací spermií ($r = -0,10$) byla v našem sledování vyšší ($r = -0,49^{++}$).

Sledování pohlavního chování kanců a znalost průběhu pohlavních reflexů na základě fenotypové proměnlivosti a dále poznání genetické rozdílnosti z celkové fenotypové proměnlivosti včetně vztahů s ukazateli plodnosti jsou poznatky, které umožní selekci kanců vhodných pro inseminaci.

Literatura

- BECKER, A. M.: Manual of procedures in quantitative genetics. Washington State University, 1967.
- DU MESNIL DU BUISSON, F. — MILLANVOYE, E. — BARITEAU, F. — LEGAULT, C.: Facteurs de variation de la production et de la qualité de la semence du vertrat: effects saisonniers, héritabilité entre variables. J. Rech. Porcine France, 1974, s. 63-70.
- ESKOV, P. — IVANOV, V.: Povedenije chrjakov v uslovijach kompleksa. Svinovodstvo, 1978, č. 8, s. 33.
- GAMČÍK, P. — KOZUMPLÍK, J.: Umelá inseminácia a andrologia hospodárskych zvierat. Bratislava, Príroda 1976.
- HANCOCK, J. L.: Semen and testis characteristics and sexual behaviour of boars. J. Agric. Sci., 53, 1959, č. 3, s. 313-326.
- HÜHN, U.: Untersuchungen zur Geschlechtsreife männlicher Schweine unter besonderer Berücksichtigung genetischer Faktoren und Umweltbedingungen. Ein Beitrag zur Jungeberprüfung auf Besamungseignung. Jena, Math. Nat. Fak., Diss. 1969.
- KAPLAN, F.: Vliv denních dvojitých odběrů na ejakulované semeno kanců. Živoč. Výr., 14, 1969, č. 1, s. 49-56.
- KOZUMPLÍK, J. — KUDLÁČ, E.: Reprodukce prasat ve velkochovech. Ediční středisko VŠV Brno, 1980.
- KRYAČKO, V. T.: Prodolžiteľnost sovokuplenija i ejakulatsii u chrjakov — proizveditelej. Tr. Latv. sel.-choz. Akad., 1979, č. 177, s. 58-59.
- LEVIN, K.: Režim polovogo ispolzovaniija chrjakov. Svinovodstvo, 1979, č. 10, s. 16-19.
- LINDSAY, D. R. — SIGNORET, J. P.: Influence of behaviour on reproduction. In: 9th International Congress on Animal Reproduction and Artificial Insemination, 16th—20th June 1980. I. Plenary session, Madrid, Spain, 1980, s. 82-92.
- LYCZYNSKI, A. — PAWLAK, H. — WOJTYNEK, W.: Obserwacje zalezności cech nasienia od przejawiania odruchów płciowych u knurów. Prace komisji nauk rol-

niczych i komisji nauk lesnych. Warszawa — Poznań, PWN 1977, č. 43, s. 139-147.

MAŠEK, N.: Příspěvek ke studiu některých kvantitativních a kvalitativních vlastností ejakulátu kanců. [Habilitation práce.] Brno, VŠZ 1964.

PODANÝ, J. — MUŽIKANT, J. — ČANDERLE, J. — STEJSKAL, K.: Výzkum ukazatelů pohlavní aktivity samčích plemenných zvířat sledováním výraznosti pohlavního chování. [Výzkumná zpráva.] Brno, VÚVL 1973.

PODANÝ, J. — ČANDERLE, J. — STEJSKAL, J.: Poznatky o sexuálních funkcích kanců a prasnic. Reprodukce a genetika hospodářských zvířat. Pardubice, Ústav veterinární osvěty, 1976, č. 2, s. 56-70.

PRÁŠIL, L.: Sledování psychosexuality kanců na ISK Rajhrad. [Diplomová práce.] Brno, VŠZ 1980.

SIGNORET, J. P.: Reproductive behaviour of pigs. J. Reprod. Fertil., Suppl. 105, 1970, č. 11, s. 17.

SNEDECOR, G. W. — COCHRAN, W. G.: Statistical methods. The Iowa State University Press, Ames, Iowa, 1967.

SMÍŠEK, V.: Vybrané kapitoly z chovu prasat. Praha, SPN 1961.

Došlo dne 4. 1. 1983

KUČIEL, J. — MAŠEK, N. — KOVÁRNĚ, Z. (Selskohozyajstvennyj institut, Brno): Половое поведение хряков по отношению к показателям плодовитости. *Živoč. Výr.*, 28, 1983 (5) : 375-382.

У совокупности 47 хряков разного генетического происхождения нами изучался ход половых рефлексов у 183 взятий эякулята, полученных при помощи метода «в руку», а именно, в сочетании с оцениваемыми показателями и результатами плодовитости. У всех половых рефлексов были установлены высокостойкие различия между породами. Влияние индивидуальности хряков было отмечено у времени прыжка на чучело, длительности эякуляции и у общего времени взятия спермы. Коэффициенты повторимости были значительно высокими у гибридных хряков для времени эякуляции ($r_{op} = 0,45 \pm 0,12$, $P < 0,01$), у хряков белой улучшенной породы для времени до прыжка на чучело ($r_{op} = 0,73 \pm 0,07$, $P < 0,01$) и для общего времени взятия спермы ($r_{op} = 0,66 \pm 0,13$, $P < 0,01$). Корреляционные отношения, установленные между длительностью половых рефлексов и определяемыми показателями эякулята хряка, были значимыми между временем эякуляции и объемом эякулята ($r_p = 0,79$, $P < 0,01$), между временем эякуляции и концентрацией сперматозоидов ($r_p = -0,49$, $P < 0,01$) и между общим временем и объемом эякулята ($r_p = 0,58$, $P < 0,01$). Высокодостоверная корреляция ($r_p = 0,44$, $P < 0,01$) была установлена между временем до прыжка и появлением морфологических изменений сперматозоидов. Корреляции с показателями плодовитости почти во всех случаях были низкими и статистически нестойкими.

хряки; искусственное осеменение; половое поведение; сперматологические показатели; анализ согласно породам; коэффициенты повторимости; корреляция с показателями эякулята и с результатами плодовитости

KUCIEL, J. — MAŠEK, N. — KOVÁRNĚ, Z. (University of Agriculture, Brno): *The Sexual Behaviour of Boars in relation to Fertility Parameters*. *Živoč. Výr.*, 28, 1983 (5) : 375-382.

In a set of 47 boars of different genetic origin, the course of sexual reflexes was studied in 183 ejaculate collections performed by the "in-hand" method. The reflexes were studied in relation to evaluation parameters and fertility results. Highly significant differences were demonstrated between breeds in all sexual reflexes. An influence of the individuality of boars was recorded in the time of service on dummy, in the time of ejaculation and in total collection time. The repeatability coefficients were considerably high in hybrid boars for ejaculation time ($r_{rep} = 0,45 \pm 0,12$, $P < 0,01$) and in the Large White boars for the time of service on dummy ($r_{rep} = 0,73 \pm 0,07$, $P < 0,01$) and for total collection time ($r_{rep} = 0,66 \pm 0,13$, $P < 0,01$). The correlations found between the duration of sexual reflexes and the evaluation parameters of boar ejaculates were significant in the following actual cases: between ejaculation time and ejaculation volume ($r_p = 0,79$, $P < 0,01$), between ejaculation time and sperm concentration ($r_p = -0,49$, $P < 0,01$) and between

total collection time and ejaculate volume ($r_p = 0.58$, $P < 0.01$). A highly significant correlation ($r_p = 0.44$, $P < 0.01$) was found between the time to service and the occurrence of morphologic changes on spermatozoa. The correlations with fertility parameters were low and statistically insignificant almost in all cases.

boars used for A. I.; sexual behaviour; spermatological parameters; analysis according to breeds; repeatability coefficients; correlations with ejaculate parameters and fertility results

Adresa autorů:

Ing. Jiří Kuciel, CSc., doc. ing. Norbert Mašek, CSc., ing. Zdeněk Kovář-
ňa, Vysoká škola zemědělská, Zemědělská 1, 662 65 Brno

VLIV GENETICKÝCH A NEGENETICKÝCH ČINITELŮ NA ŽIVOU HMOTNOST JEHŇAT V 60 A 120 DNECH VĚKU U MERINOVÝCH OVCÍ A JEJICH KŘÍŽENCŮ

O. Slaná, V. Jakubec, M. Bastl

SLANÁ, O. — JAKUBEC, V. — BASTL, M. (Výzkumný ústav živočišné výroby, Praha - Uhřetěves; Krajský plemenářský podnik, Plzeň): *Vliv genetických a negenetických činitelů na živou hmotnost jehňat v 60 a 120 dnech věku u merinových ovcí a jejich kříženců*. Živoč. Vyr., 28, 1983 (5) : 383-389.

V běžných výrobních podmínkách byla sledována hmotnost jehňat v 60 a ve 120 dnech věku u různých kombinací křížení plemen merino, stavropolské merino, kavkazské merino, askanijské merino, kent a ovce severokavkazská. U hmotnosti jehňat v 60 dnech věku byl zjištěn významný vliv pohlaví, pořadí bahnění, plemene otce a plemene matky. U hmotnosti ve 120 dnech věku byl zjištěn významný vliv roků, pohlaví a četnosti vrhu. Plemenná příslušnost neměla na růst jehňat do 120 dní věku významný vliv. Z výsledků vyplývá, že růst a vývoj jehňat do tří měsíců věku je větší měrou závislý na vnějších činitelích. Vliv plemene se projevuje nepřímo tím, že ovlivňuje hmotnost při narození.

merinová plemena; hmotnost jehňat v 60 dnech věku; hmotnost jehňat ve 120 dnech věku

Vedle individuálních schopností jednotlivých plemen je růst jehňat ovlivňován celou řadou vnějších i vnitřních činitelů. Schopnost intenzivního růstu jehňat v počátečních obdobích vývoje označujeme jako ranost. Přitom víme, že ranost je plemenný znak především u vyšlechtěných masných plemen. U vlnářských plemen je schopnost rychlého růstu obvykle nižší. Proto při křížení vlnářských a masných plemen předpokládáme zvýšení růstových schopností jehňat, a tím zkrácení doby výkrmu nebo dosažení vyšší porážkové hmotnosti za stejné časové období. Zejména první etapy postnatálního vývoje jsou značnou měrou závislé na produkci mléka bahníc. Vzhledem k tomu, že růst jehňat v období odchovu má významný vliv na celoživotní užitkovost, považovali jsme za vhodné stanovit rozdíly a efekty živé hmotnosti v 60 a 120 dnech věku jehňat v běžných výrobních podmínkách.

LITERÁRNÍ PŘEHLED

Do skupiny užitkových vlastností, na které má významný vliv vývoj jehňat v období odchovu, patří i ukazatele reprodukce. Těmito problémy se zabývali např. Barlow a Hodges (1976), kteří zkoumali plodnost jehniček plemene merino ve stádech s různým předchozím výběrem podle hmotnosti při odstavu a výsledků reprodukce. Zjistili průběžnou pozitivní genetickou korelaci mezi hmotností při od-

stavu a reprodukční schopností jehniček. Selektce podle hmotnosti při odstavu příznivě ovlivnila i procentuální podíl bahníků se zřetelnými projevy říje. Zajímavý a důležitý je poznatek, že simultánní selektce podle ukazatelů reprodukce, hmotnosti při odstavu a stříže čisté vlny nepřinesla takové výsledky jako selektce pouze podle hmotnosti při odstavu.

Gjedrem (1967), Kalinowska (1979) a Hinkelman et al. (1979) zjistili závislost růstu jehňat do odstavu na hmotnosti při narození, velikosti vrhu, hmotnosti v dospělosti a délce březosti.

V poměrně rozsáhlém pokusu se Ronson a Mulianey (1976) zabývali působením různých faktorů na hmotnost jehňat při odstavu v odlišných podmínkách prostředí. Sledovali 4876 jehňat plemene merino a 1221 jehňat plemene poll dorset na 11 farmách. Jehničky vykazovaly asi o 8 % nižší hmotnost než beránci. Jehňata narozená a odchovávaná jako dvojčata byla v době odstavu asi o 15 % lehčí než jehňata narozená a odchovávaná individuálně. U jehňat narozených jako dvojčata, ale odchovávaných individuálně se tento rozdíl snížil o polovinu. Průměrná hmotnost jehňat při odstavu se zvyšovala s věkem bahnice až do pěti let a potom nastal pokles. Regresní koeficienty pro hmotnost při odstavu se mezi jednotlivými farmami významně lišily.

Slaná a Jakubec (1979, 1980), kteří sledovali růst jehňat plemene merino a kříženců tohoto plemene s plemeny plodnými a masnými, zjistili, že v prvních etapách vývoje (až do 30 kg živé hmotnosti jehňat) nebyl vliv plemenné příslušnosti významný. V tomto období byly průměrné denní přírůstky významně ovlivňovány hmotností při narození, pohlavím a především prostředím. Teprve od hmotnosti 30 kg byl zjištěn významný vliv plemene otce a matky na růst jehňat.

MATERIÁL A METODA

V letech 1977 a 1978 byla zjišťována živá hmotnost jehňat při narození a v 60 a 120 dnech věku. Vedle vlivu roků byl sledován také vliv pohlaví, pořadí bahnění, četnosti vrhu, plemene otce a plemene matky.

Pokus se uskutečnil ve stádě Pastviny Státního statku Aš, kde byla použita tato odlišná plemena ovcí: české merino (M), stavropolské merino (SM), askanijské merino (AM) a kavkazské merino (KM). Kromě toho byly do stáda zařazeny také čistokrevné bahnice plemene kent (K). V otcovské pozici byli navíc používáni berani plemene kent (K) a masovlnářská ovce severokavkazská (SK).

U sledovaných ukazatelů byla provedena analýza variance a kovariance pomocí metody nejmenších čtverců (Harvey, 1969). Následné testování porovnávaných dvojic plemen, roků, pohlaví, četnosti vrhu a pořadí bahnění bylo provedeno pomocí *t*-testu. Byl stanoven obecný průměr a byly zjišťovány odchylky způsobené sledovanými pevnými efekty. K analýze bylo použito modelu

$$Y_{ijklmn} = \mu + p_i + r_j + s_k + t_l + u_m + v_n + e_{ijklmn}$$

kde: μ — obecný průměr
 p_i — plemeno otce
 r_j — plemeno matky
 s_k — roky
 t_l — pohlaví
 u_m — četnost vrhu
 v_n — pořadí bahnění
 e_{ijklmn} — chyba

Konstanty označené stejnými písmeny se od sebe významně neliší ($P < 0,05$).

VÝSLEDKY A DISKUSE

Hmotnost jehňat v 60 dnech věku, průměr, směrodatná odchylka, odchylky od obecného průměru a hodnoty *F* jsou uvedeny v tab. I. Hodnocením hmotnosti jehňat v 60 dnech jsme chtěli především odhadnout mléčnost bahníků, která je určujícím faktorem pro vývin jehňat do odstavu. Výživa jehňat ostatními zdroji krmiv je v tomto poměrně krát-

kém období malá, a proto hraje nevýznamnou roli. U ostatních sledovaných činitelů, jako jsou roky, pohlaví, četnost vrhu apod., musíme mít na zřeteli, že působí na jehňata jednak přímo a jednak prostřednictvím mateřského organismu v období březosti a sání jehňat.

V 60denní hmotnosti byly rozdíly mezi beránky a jehničkami výsoce významné. U beránků bylo dosaženo vyšší živé hmotnosti, což je zřejmě způsobeno lepšími růstovými schopnostmi a zejména také lepším využitím krmiva.

Také četnost vrhu ovlivnila významně růst jehňat do 60 dnů věku. Nejvyšší živé hmotnosti bylo dosaženo u jedináčků, potom u dvojčat a trojčat, avšak rozdíly byly významné jen mezi jedináčky a jehňaty z četnějších vrhů. Rozdíly mezi dvojčaty a trojčaty byly nevýznamné. Je zřejmé, že u jehňat jedináčků je v období sání lépe zajištěna výživa mateřským mlékem. Naproti tomu je známo, že produkce mléka u bahnic s četnějšími vrhy je vyšší. Dvojčata a trojčata mají nižší živou hmotnost při porodu, ale v průběhu odchovu se rozdíly proti jedináčkům vyrovnávají. Jehňata z četnějších vrhů také dříve a lépe zužitkovávají pevná krmiva. Dosažené výsledky se tedy plně shodují se známými skutečnostmi.

Významně nejnižší živou hmotnost vykazovala jehňata od jehnic, i když podprůměrná byla také jehňata z druhého a devátého bahnění. Mezi jehňaty z druhého až osmého bahnění nebyly v 60denní hmotnosti zjištěny významné rozdíly. Obdobné výsledky byly zjištěny i po provedené regresi na živou hmotnost při narození. Tyto rozdíly odpovídají velikosti laktace v celoživotní užitkovosti bahnic. Nelze si nepovšimnout, že plodnost, hmotnost jehňat při narození a mléčnost bahnic mají během života bahnic stejný průběh. Hodnoty od první březosti jehnic stoupají, mezi třetí a osmou březostí jsou přibližně na stejné úrovni a pak teprve klesají při běžné selekci ve stádě.

Vliv plemene otce na hmotnost jehňat v 60 dnech věku byl také významný. Předpokládáme, že mechanismus vlivu otcovského plemene působil především na životaschopnost a vlastní růstové schopnosti jehňat. Jak bez regrese, tak s regresí na hmotnost při narození byla nejvyšší hmotnost v 60 dnech věku zjištěna u jehňat po otcích plemen KM, M a AM a nejnižší u jehňat po otcích plemen K a SK. Je zajímavé, že zjištěné hodnoty jsou opačné než u hmotnosti při narození. Můžeme se domnívat, že vlivem těžšího masného plemene se rodí i lehčím bahnicím těžší jehňata a produkce mléka těchto matek neodpovídá vyšší potřebě těžších jehňat. Proto je nezbytné při křížení přikrmovat jehňata již v raném věku.

Vliv mateřského plemene na živou hmotnost jehňat v 60 dnech věku je ze všech sledovaných efektů nejdůležitější. Významně nejlepší byla jehňata od bahnice plemene K, od kterých se významně nelišila pouze kombinace M × KM. Při hodnocení až po provedené regresi na hmotnost při narození nebyly mezi bahnicemi K, M, M × KM a M × X AM zaznamenány významné rozdíly. Nejlehčí jehňata v 60 dnech věku produkovaly bahnice — kříženko M × SM. Toto plemeno se významně lišilo od všech ostatních sledovaných plemen. Při odchovu jehňat této kombinace křížení je proto nezbytné věnovat vývoji jehňat zvýšenou pozornost a zajistit přikrmování již od 14 dnů věku jehňat.

O vlastních růstových schopnostech jehňat vypovídá hmotnost ve 120 dnech věku (tab. II). Celý materiál je opět vyhodnocen po provedení regrese na hmotnost při narození.

I. Průměr, směrodatná odchylka, hodnoty *F*, odchylky od obecného průměru a upravené konstanty pro hmotnost v 60 dnech — The mean, standard deviations, *F* values, deviations from general mean and adjusted constants for weight at 60 days

	n	Hmotnost v 60 dnech		Hmotnost v 60 dnech v regresi na ž. h. při narození	
		odchylky od průměru	upravené konstanty	odchylky od průměru	upravené konstanty
Průměr Směrodatná odchylka	494	15,421 2,818	15,421	15,643 2,733	15,643
Roky: hodnota <i>F</i>					
1977	246	3,379 −0,307 b	15,114	2,233 −0,242 a	15,400
1978	248	0,307 a	15,728	0,242 a	15,885
Pohlaví: hodnota <i>F</i>					
beránci	234	15,353 ⁺⁺ 0,509 a	15,930	9,648 ⁺⁺ 0,369 a	16,039
jehničky	260	−0,509 b	14,912	−0,396 b	16,247
Četnost vrhu: hodnota <i>F</i>					
jedináči	258	35,825 ⁺⁺ 1,693 a	17,114	13,535 ⁺⁺ 0,927 a	16,570
dvojčata	232	−0,653 b	14,769	−0,655 b	14,938
trojčata	4	−1,041 b	14,380	−0,272 ab	15,370
Pořad bahnění: hodnota <i>F</i>					
1	96	4,106 ⁺⁺ −2,263 b	13,158	2,451 ⁺ −1,517 c	14,126
2	116	−0,265 a	15,156	0,037 ab	15,680
3	79	0,164 a	15,585	0,121 ab	15,764
4	86	0,167 a	15,888	0,103 ab	15,746
5	48	0,226 a	15,195	0,400 b	15,243
6	30	0,762 a	16,183	0,599 ab	16,242
7	20	0,864 a	16,285	0,831 ab	16,473
8	16	0,910 a	16,331	0,989 a	16,632
9	4	−0,114 ab	15,307	0,762 bc	14,881
Plemeno otce: hodnota <i>F</i>					
M	35	3,818 ⁺⁺ 0,443 a	15,864	6,095 ⁺⁺ 0,572 a	16,215
K	131	−0,588 c	14,833	−0,915 b	14,728
KM	125	0,647 a	16,068	0,723 a	16,366
AM	93	0,116 ab	15,537	0,188 a	15,831
SK	110	−0,617 bc	14,804	−0,568 b	15,075
Plemeno matky: hodnota <i>F</i>					
M	425	6,257 ⁺⁺ 1,029 b	16,450	4,585 ⁺⁺ 1,096 a	16,738
K	13	2,806 a	18,227	2,057 a	17,700
M × KM	44	1,331 ab	16,752	1,249 a	16,892
M × AM	8	0,443 b	15,864	0,255 a	15,898
M × SM	4	−5,609 c	9,812	−4,656 b	10,986
Regrese na hmotnost při narození: hodnota <i>F</i>				30,055 ⁺⁺ 0,901	0,167

II. Průměr, směrodatné odchyly, hodnoty F , odchyly od obecného průměru a upravené konstanty pro hmotnost ve 120 dnech — The mean, standard deviations, F values, deviations from general mean and adjusted constants for weight at 120 days

	n	Hmotnost ve 120 dnech		Hmotnost ve 120 dnech v regresi na ž. h. při narození	
		odchyly od průměru	upravené konstanty	odchyly od průměru	upravené konstanty
Průměr Směrodatná odchylna	282	27,961 3,820	27,961	27,672 3,707	27,672
Roky: hodnota F					
1977	194	4,902 ⁺ -0,799 b		7,466 ⁺⁺ -0,963 b	
1978	88	0,799 a	27,162 28,760	0,963 a	26,709 28,636
Pohlaví: hodnota F					
beránci	123	11,845 ⁺⁺ 0,831 a		0,902 ⁺⁺ 0,709 a	
jehničky	159	-0,831 b	28,793 27,130	-0,709 b	28,381 26,963
Četnost vrhu: hodnota F					
jedináči	142	22,891 ⁺⁺ 1,214 a		6,463 ⁺ 0,704 a	
dvojčata	140	-1,214 b	29,176 26,747	-0,704 b	28,376 26,968
Pořadí bahnění: hodnota F					
1	55	1,391 -2,210 b		0,845 -1,266 b	
2	60	0,337 a	25,751 28,298	0,554 a	26,406 28,226
3	49	0,111 a	28,073	-0,104 ab	27,569
4	40	0,229 a	28,190	0,266 ab	27,938
5	30	-0,254 a	27,707	-0,703 ab	26,969
6	20	-0,083 a	27,878	-0,250 ab	27,422
7	10	0,142	28,103	0,061 ab	27,733
8	12	0,008 ab	27,969	-0,140 ab	27,532
9	2	1,720 ab	29,681	1,583 ab	29,255
Plemeno otce: hodnota F					
M	18	0,136 0,528 a		0,455 0,842 a	
K	116	-0,069 a	28,489 27,892	-0,482 a	28,514 27,191
KM	70	-0,271 a	27,690	0,081 a	27,754
AM	34	-0,148 a	27,813	-0,059 a	27,613
SK	44	-0,040 a	27,921	-0,383 a	27,290
Plemeno matky: hodnota F					
M	250	1,465 0,775 a		1,749 1,173 a	
K	10	1,373 a	28,736 29,334	-0,032 ab	28,845 27,640
M × KM	19	1,831 a	29,792	1,970 a	29,642
M × AM	1	1,115 ab	29,077	1,837 ab	29,509
M × SM	2	-5,094 b	22,868	-4,947 b	22,725
Regrese na hmotnost při narození: hodnota F				1,249 16,292 ⁺⁺	0,361

Při hodnocení *F*-testem byl zjištěn významný vliv roků, pohlaví a četnosti vrhu na hmotnost jehňat ve 120 dnech věku. Také regrese na živou hmotnost při narození byla vysoce významná. Ve všech těchto případech byly zjištěné rozdíly zcela zákonité. Vliv roku zahrnuje také úroveň výživy, a to i ty složky, které jsou jen těžko postižitelné, např. kvalitu objemných krmiv. Již vlivem klimatických podmínek v daném roce se mění skladba píce a dále přistupuje celá řada faktorů působících při sklizni, konzervaci a skladování. Také vlastní chovatelské podmínky v jednotlivých letech mohou být odlišné. Je proto evidentní, že vytvářením pokud možno optimálních podmínek můžeme usměrňovat také odchov a růst jehňat.

Vyšší růstové schopnosti beránků ve srovnání s jehničkami, stejně jako jedináček proti jehňatům pocházejícím z četnějších vrhů jsou obecně známy. Rozdíly mezi jedináčky a dvojčaty se během vývoje vyrovnávají, ale ve věku tří měsíců byly zjištěné rozdíly ještě vysoce významné.

Zajímavé je srovnání jehňat od bahnic s rozdílným počtem bahnění. Jehňata pocházející od roček se ve 120denní živé hmotnosti významně lišila od jehňat z druhého až sedmého bahnění. Mezi jehňaty z osmého a devátého bahnění a jehňaty od roček již nebyly rozdíly významné. Po provedení regrese na hmotnost při narození se rozdíly ve 120denní hmotnosti jehňat vyrovnaly. Významně lepší než jehňata od roček zůstala pouze jehňata pocházející z druhého bahnění.

Plemeno otce nemělo na hmotnost jehňat ve 120 dnech věku významný vliv. Také vliv plemene matky při hodnocení *F*-testem nebyl významný. Při následném testování porovnávaných dvojic plemen byly sice některé rozdíly významné, ale pro nízký počet získaných a sledovaných jehňat jsou výsledky pouze orientační.

Nej slabší jehňata s nejnižší živou hmotností pocházela od bahnic $M \times SM$ a významně se lišila od všech jehňat kromě jehňat od bahnic $M \times AM$. Tato kombinace byla nej slabší již v 60denní hmotnosti. Předcházející vývoj v prvních etapách odchovu mohl proto stejně dobře jako plemeno ovlivnit nízkou hmotnost jehňat ve věku 120 dnů.

Z výsledků vyplývá, že vývoj a růst jehňat v období odchovu do věku tří měsíců je větší měrou závislý na vnějších podmínkách a faktorech daných při narození, jako je pohlaví, četnost vrhu apod., než na plemenné příslušnosti. Vliv plemene otce i matky se v tomto období uplatňuje pouze nepřímo, a sice tím, že významně ovlivňuje hmotnost při narození, které vykazuje významnou kladnou regresi na hmotnost v 60 i 120 dnech věku jehňat.

Vytvářením vhodných chovatelských podmínek a zejména usměrňováním výživy jehňat můžeme u všech typů použitých plemen zajistit požadovaný růst při odchovu jehňat.

Literatura

- BARLOW, R. — HODGES, C. J.: Reproductive performance of ewe lambs: genetic correlation with weaning weight and subsequent reproductive performance. *Austral. J. exp. Agric. anim. Husb.*, 16, 1976, č. 80, s. 321-324.
GJEDREM, T.: Phenotypic and genetic parameters for weight of lambs at five ages. *Acta Agric. scand.*, 17, 1967, č. 4, s. 199-216.
HARVEY, W. R.: Least-squares analysis of data with unequal subclass numbers. Agricultural Research Service, United States Department of Agriculture, 1969.

- HINKELMAN, L. A. — BRADFORD, G. E. — POLLAK, E. J. — ANDERSON, G. B. — CUPPS, P. T.: An embryo transfer study of birth weight in finnish landrace and targhee sheep. J. anim. Sci., 48, 1979, č. 2, s. 298-306.
- KALINOWSKA, C.: Wpływ mlecznasci owiec nizinnnych na wzrost ich jagnjat. Przegl. hodowl., 47, 1979, č. 14, s. 13-14.
- RONSON, K. P. — MULIANEY, P. D.: Effects of sex and some environmental factors on weaning weight in sheep. Austral. J. exp. Agric. anim. Husb., 16, 1976, č. 78, s. 19-23.
- SLANÁ, O. — JAKUBEC, V.: Intenzita růstu v jednotlivých etapách výkrmu a skladba jatečných trupů jehňat u výchozích plemen a hybridů. [Závěrečná zpráva.] Praha - Uhřetěves, VÚŽV 1979.
- SLANÁ, O. — JAKUBEC, V.: Growth curves in different types of slaughter lamb hybrids. in three fattening periods. Scientia Agric. bohemoslov., 12, 1980, č. 1, s. 63-72.

Došlo dne 23. 2. 1982

СЛАНА, О. — ЯКУБЕЦ, В. — БАСТЛ, М. (Научно-исследовательский институт животноводства, Прага - Угржинева; Краевое племенное предприятие, Пльзень): Влияние генетических и негенетических факторов на живую массу ягнят в 60 и 120-суточном возрасте у мериносов и их помесей. Животн. Вѣст., 28, 1983 (5) : 383-389.

В нормальных производственных условиях изучалась масса ягнят в 60 и 120-суточном возрасте у разных комбинаций скрещивания пород: меринос, ставропольский меринос, кавказский меринос, асканийский меринос, кент и северокавказская овца. У массы ягнят в 60-суточном возрасте было установлено значительное влияние пола, очередности окота, породы отца и породы матки. У массы в 120-суточном возрасте значительно влияли год, пол и частота окота. Породная принадлежность значительно не влияла на рост ягнят до 120-суточного возраста. Из полученных результатов вытекает, что рост и развитие ягнят до трехмесячного возраста чаще всего зависят от внешних факторов. Влияние породы проявляется скорее тем, что она обуславливает массу при рождении.

меринос; масса ягнят в 60-суточном возрасте; масса ягнят в 120-суточном возрасте

SLANÁ, O. — JAKUBEC, V. — BASTL, M. (Research Institute of Animal Production, Praha - Uhřetěves; Regional Animal Breeding Enterprise, Plzeň): *The Effect of Genetic and Non-Genetic Factors on the Live Weight of Lambs at the Age of 60 and 120 Days in the Merino Breed and its Crossbreds.* Živoč. Vyr., 28, 1983 (5) : 383-389.

Under current production conditions, the weight of lambs at the age of 60 and 120 days was studied in different crosses of the following breeds: Merino, Stavropol Merino, Caucasus Merino, Ascanian Merino, Kent, and North-Caucasian sheep. The weight of lambs at the age of 60 days was found to be significantly influenced by sex, lambing order, sire breed and dam breed. A significant influence of years, sex and litter size was found to be involved in weight at the age of 120 days. No influence of breed was observed in the lamb growth until the age of 120 days. It follows from the results that the growth and development of lambs until the age of three months are influenced rather by external factors. The effect of breed is exerted indirectly through influencing birth weight.

Merino breeds; lamb weight at the age of 60 days; lamb weight at the age of 120 days

Adresy autorů:

Ing. Olga Slaná, doc. ing. Václav Jakubec, DrSc., Výzkumný ústav živočišné výroby, 251 61 Praha 10 - Uhřetěves
Miroslav Bastl, Krajský plemenářský podnik, 300 00 Plzeň

Výběr z nových přírůstků

Ústřední zemědělské a lesnické knihovny ÚVTIZ

z úseku živočišná výroba

Uvedené publikace je možno si zapůjčit osobně nebo písemně v ÚZLK, výpůjční oddělení, Slezská 7, 120 56 Praha 2. Výpůjční doba: pondělí až pátek od 9 do 18 hodin. U každé žádané publikace uveďte signaturu.

Plemennaja rabota v moločnom životnovodstve Latvijskoj SSR. D 73.148
Riga, Zinatne 1980. 67 s., tab. (Plemenitba hospodářských zvířat / Skot mléčný — plemenitba — SSSR-Lot. SSR — sborník)

D 69.889/2403

Some theoretical aspects. An introduction to cattle breeding No. 1.
Alnwick, MAFF 1982. 25 s., 9 obr. Booklet 2403. (Plemenitba hospodářských zvířat — metody / Dědičnost kvantitativní — plemenitba hospodářských zvířat)

Avlsvaerdital anvendt i dansk kvaegavl, anno 1981. D 64.607/513
København, I kommission hos Landhusholdingsselskabets forlag 1981. 53 s., tab. Beretning fra Statens husdyrbrugsforsøg 513. (Plemenitba hospodářských zvířat — metody — Dánsko — výzkum / Selektční efekt — stanovení — metody — výzkum / Genetický zisk — stanovení — metody — výzkum — Dánsko)

D 55.119/61

Naučnyje osnovy povyšeniya produktivnosti sel'skochozjajstvennyh životnyh i pticy.

Gorki, Belorus. sel'skochoz. akademija 1980. 161 s., tab. Sbornik naučnyh trudov, vyp. 61. (Užitkovost hospodářských zvířat — zvyšování — sborník — SSSR-BSSR)

CLARK, J. A.

D 73.323

Environmental aspects of housing for animal production.

Butterworths, British library cataloguing in pub. data 1981. 511 s., obr., tab. (Užitkovost hospodářských zvířat — ustájení — metody — vliv / Stájové klima — užitkovost hospodářských zvířat — vztahy — sborník Anglie)

VÝVOJ A PERSPEKTIVY VYUŽITÍ BIOMETRICKÉ GENETIKY VE ŠLECHTĚNÍ HOSPODÁŘSKÝCH ZVÍŘAT

Pracovníci v oblasti šlechtění hospodářských zvířat pokládají zpravidla metodické přístupy biometrické genetiky při řešení otázek šlechtění za něco běžného a samozřejmého a zpravidla jim při studiu a analýze konkrétních problémů nezbyvá čas a prostor pro širší pohled na řešenou problematiku. Především jde o posouzení, zda problematika, která je nebo má být řešena, vyplývá z okamžitých potřeb národního hospodářství či dlouhodobých trendů a prognóz domácích i celosvětových, zda způsob řešení problémů je na potřebné úrovni a zda řešení problémů nevyžaduje netradiční metodické přístupy, ať již známé nebo neznámé. Předkládaný příspěvek je zhodnocením jak vývoje a využití, tak i perspektiv biometricko-genetických metod v šlechtění hospodářských zvířat.

Nestorem moderního šlechtění hospodářských zvířat na principech biometrické genetiky je J. L. Lush, který zejména v období třicátých až padesátých let pracoval a aplikoval v šlechtění hospodářských zvířat teoretické základy biometrické genetiky, formulované Fisherem, Wrightem a Haldanem ve dvacátých letech tohoto století (Jakubec, 1983). Klíčovou a výchozí úlohu pro rozvoj šlechtění hospodářských zvířat měla práce, kterou napsal Lush (1931). Tato práce byla důležitá ze tří hledisek, a to:

1. Dosud známé metodologické principy byly aplikovány na praktické problémy šlechtění hospodářských zvířat. Autor se opíral především o práce, které publikoval Wright (1921a, b).
2. Práce naznačila možnost objektivizace odhadu plemenné hodnoty plemeníků na základě průměru různě velkého počtu potomků. Odhad byl vyjádřen korelací, která byla pomocí Wrightových úsekových koeficientů rozdělena na příspěvek genetický a na příspěvek prostředí. Navíc brala v úvahu okolnost, že dcery po plemeníkově jsou umístěny v různých stádech.
3. Byl proveden popis srovnání rodokmenové hodnoty a hodnoty potomstva pro odhad plemenné hodnoty.

Bezprostřední vliv, který měl Wright na Lusha nevyplýval pouze z jeho publikací. Lush se na jaře roku 1931 zúčastnil na univerzitě v Chicagu kursu ze statistické genetiky a některých vybraných zoologických disciplín, který byl pořádán Wrightem. Na jeho odborný a vědecký růst měl vliv i jeho šestiměsíční pobyt v Dánsku v roce 1934, kde jednak studoval a jednak analyzoval údaje testace prasat na výkrmnost a jatečnou hodnotu. V letech 1931 a 1936 přednášel na Iowa State University R. A. Fisher. Jeho přednášek se zúčastnil také Lush, což mělo podstatný vliv na jeho prohloubení znalostí ze statistiky a na jejich využití v šlechtění hospodářských zvířat. Jedinečnost Lusha spočívala ve spojení práce jak Fishera, tak i Wrighta pro řešení problémů šlechtění hospodářských zvířat. Již v raných třicátých letech se stala analýza variance, rozpracovaná Fisherem (1928), jedním z hlavních metodologických prostředků pro řešení otázek šlechtění hospodářských zvířat. V třicátých letech se Lush zajímal především o otázky odhadu plemenné hodnoty na základě rodokmenu, vlastní užitkovosti a potomstva. Zejména zodpověděl (Lush, 1935) tyto tři otázky:

- jaká je relativní důležitost proměnlivosti dědičné a prostředkové,
- jaký je nutný počet údajů o užitkovosti pro odhad plemenné hodnoty jedince,
- jaký je nutný počet potomstva pro odhad plemenné hodnoty plemeníka.

Všechny principiální poznatky ze šlechtění hospodářských zvířat shrnul Lush (1937) ve své vynikající a klasické publikaci *Animal Breeding Plans*, která se stala abecedou šlechtitelů hospodářských zvířat na celém světě a která byla přeložena do mnoha jazyků. Ve čtyřicátých a padesátých letech se věnoval dále problémům odhadu plemenné hodnoty na základě více vlastností a různých typů informací — jedinci, rodiny polosourozenců a sourozenců, potomstvo (Lush, 1947), což vyústilo v rozpracování teorie konstrukce selekčních indexů.

Lush měl ve Spojených státech mnoho vynikajících spolupracovníků, žáků a následovníků, z nichž nejdůležitější jsou Cundiff, Dickerson, Harvey, Hazel, Henderson, Hetzer, Chapman, Lerner, Nordskog, Kempthorne, Shrode, Touchberry, Van Vleck, Willham a další. Značného uplatnění a rozšíření našlo šlechtění hospodářských zvířat na uvedených principech prakticky ve všech zemích světa.

Je nutné se zmínit o několika evropských pracovnících, kteří posunuli naše poznatky při šlechtění hospodářských zvířat o něco dál: Cunningham, Falconer, Fewson, Hill, Horn, Johansson, Malécot, Pirchner, Rendel, Robertson, Skjervold a další. V podmínkách ČSSR se o uplatnění biometrické genetiky v šlechtění hospodářských zvířat zasloužili především Fischer, Karakoz, Koubek, Kříženecký, Novák, Šiler, Váchal a Vondráček.

Je nutné podotknout, že aplikace biometrické genetiky v šlechtění hospodářských zvířat vycházela na rozdíl od její aplikace v šlechtění rostlin z relativně vysoké finanční hodnoty jedinců. Pozornost tudíž byla a je zaměřena na zpřesnění odhadu plemenné hodnoty jedinců, zejména plemenů u skotu, kteří se využívají pro inseminaci. V živočišné výrobě je dále účinnost selekce limitována relativně dlouhým generačním intervalem. Při odhadu plemenné hodnoty a selekci na základě jedinců, jejichž plemenná hodnota je odhadována, se využívá hlavně a především aditivní složky genetické variability, která je závislá na genové četnosti. Pro plánování selekčního pokroku a zpřesnění odhadu plemenné hodnoty slouží genetické parametry, z nichž nejdůležitější je koeficient dědivosti. Značná pozornost je věnována i selekčním experimentům jak u laboratorních zvířat, tak v poslední době i u hospodářských zvířat.

Značného uplatnění našla v šlechtění optimalizace selekčních programů, která se neprovádí pouze s ohledem na genetické zlepšení populací, ale i s ohledem na ekonomickou prospěšnost. Jedná se tedy zároveň o optimalizaci ekonomickou. Základem optimalizace selekčních programů je nejjednodušší druh geneticky aditivního modelu, přičemž je opomíjena úloha epistázy. V souvislosti s tím je třeba si všimnout Wrightova modelu evoluce, který přikládá hlavní význam náhodnému driftu v malých populacích. Je docela možné, že tento model by mohl hrát větší roli v selekci hospodářských zvířat a že by bylo možné v některých případech dosáhnout v malých populacích rychlejšího genetického zlepšení než při selekci ve velkých populacích. Současná teorie selekce pro kvantitativní vlastnosti představuje prognózu šlechtitelského pokroku pro několik málo generací. Spolehlivá předpověď dlouhodobého šlechtitelského pokroku, změny fenotypových a genetických parametrů a stanovení asymetrie selekčního pokroku zatím nejsou možné. Ze selekčních experimentů vyplývá, že lze zjistit a kvantifikovat činitele, které mají vliv na dlouhodobou selekci u laboratorních a hospodářských zvířat, avšak prognóza selekčního pokroku v konkrétním případě předpokládá znalost genových četností a velikosti genových efektů. Dokud však se budou populační analýzy soustřeďovat pouze na kvantitativní vlastnosti, nebudou k dispozici informace o genových četnostech, genových efektech a efektech pleiotropních.

Závažným problémem ve šlechtění je působení negativních genetických korelací mezi vlastnostmi, které snižují účinnost selekce. Ukazuje se, že tyto antagonismy mezi vlastnostmi se projevují především při intenzivní jednostranné selekci. Varujícím příkladem pro antagonismus mezi vlastnostmi je např. u prasat negativní vztah mezi procentuálním podílem masitých částí a kvalitou masa i mezi procentuálním podílem masitých částí a adaptabilitou. Jde o stanovení rozsahu a příčin negativních vztahů mezi vlastnostmi a o prozkoumání možností snížení nebo vyloučení důsledků antagonismů mezi různými vlastnostmi selekci na celkovou plemennou hodnotu, selekci pomocí restringovaných selekčních indexů nebo užitkovým křížením. Šlechtění bude v budoucnosti pronikavě ovlivňováno novými poznatky genetiky biochemické, fyziologické a chování a dále biotechnickými metodami.

Zvláštní místo ve šlechtění hospodářských zvířat zaujímá hybridizace a vytváření nových populací (syntetických) na podkladě křížení. Při tvorbě syntetických populací představuje fáze křížení pouze přechodné období během několika generací. Potom následuje další genetické zlepšování pomocí selekce uvnitř nově vytvářené populace. S touto problematikou je spojena také otázka optimalizace hybridizačních metod a programů a tvorby nových populací. V posledních letech jsme svědky rozpracování teorie hybridizace a jejího využívání v praxi. Na rozdíl od teorie selekce, která byla u hospodářských zvířat rozpracována a aplikována od třicátých let tohoto století, hybridizace hospodářských zvířat byla donedávna založena na empirii. Výchozími body rozpracování teorie hybridizace jsou index pro odhad genetické hodnoty populací výchozích a hybridních (ziskové funkce), sledo-

vání individuálního, maternálního a paternálního působení v jednotlivých populacích a dále analýza efektů křížení, jako jsou komplementarita, heteroze a rekombinační efekt. Pro rozpracování teorie hybridizace měly v poslední době klíčový význam některé práce. Smith (1964) poukázal na použití specializovaných otcovských a mateřských linií při užitém křížení. Definici a kvantitativní stanovení individuálního, maternálního a paternálního efektu ve výrazech lineárně genetických modelů provedli Dickerson (1947), Koch, Clark (1955), Kempthorne (1955) a Willham (1963). Objektivizaci genetického hodnocení čistých a hybridních populací pomocí ziskových funkcí, které mají funkci indexů, v nichž jsou jednotlivé vlastnosti váženy pomocí ekonomických hodnot, aditivní dědičnosti a jednotlivých komponent heterozních efektů provedli Moav (1966a, b, c) a Moav, Moav (1966). Dalším krokem bylo využití ziskových funkcí pro plánování a výběr kombinací populací prasat a ovcí na základě znalosti užitekových výchozích populací (Jakubec, Fewson, 1970a, b; Jakubec, Nitter, 1970; Nitter, Jakubec, 1970). Na tyto příspěvky navázaly v ČSSR práce, které využily ziskových funkcí pro optimalizaci hybridizačních programů u všech druhů hospodářských zvířat (Jakubec, 1972, 1973a, b; Jakubec et al., 1973, 1974; Pichová et al., 1973, 1975; Poděbradský, 1973, 1975, 1978, 1980).

Dalším kvalitativně novým přístupem byly práce, které publikoval Dickerson (1969, 1973, 1974). V těchto pracích provedl zhodnocení účinnosti různých metod hybridizace se zřetelem na populační rozdíly a komponenty heteroze a rekombinace. Pirchner (1969) a Fewson (1973) se pokusili o analýzu efektů hybridizace při tvorbě syntetických populací. Cartwright (1970) provedl rozbor tzv. komplementarity populací použitých ke křížení. V jiné podobě již jednotlivé komponenty komplementarity pod názvem efekt nelineární a poziční definovali Williams (1959), Nitter (1968) a Moav (1966a) a v poslední době podrobněji kvantifikovali Jakubec (1981) a Jakubec, Hyánek (1982). Při definici, analýze a kvantitativním stanovení efektů hybridizace (heteroze, rekombinace) u hospodářských zvířat zůstává stále otevřena otázka použití vhodného modelu a metodického přístupu. V úvahu přicházejí prozatím tři modely, a to model podle Mathera a Jinkse (1971), Sheridan (1980, 1981) a Hilla (1981). Mather a Jinks (1971) rozpracovali a zobecnili původní model, který vypracoval Van der Veen (1959). Jakubec (1982) provedl analýzu všech tří modelů se závěrem, že model podle Mathera a Jinkse (1971) se obecně ukazuje jako nejlépe použitelný pro odhady efektů hybridizace hospodářských zvířat, i když byl rozpracován především pro inbrední populace a hybridy mezi nimi u rostlin a některých živočichů (drůbež, *Drosophila*, *Tribolium*). Ukazuje se však, že jej lze rozšířit i na outbrední populace včetně jejich hybridů. Model podle Mathera a Jinkse (1971) je navíc použitelný i pro stanovení interakcí genotyp $\times$ prostředí, resp. heteroze $\times$ prostředí. Jakubec (1981) a Jakubec, Hyánek (1982) kvantifikovali heterozní efekt pomocí parametrů aditivity, dominance a nealelických interakcí definovaných Matherem a Jinksem (1971) pro digenické působení. Stejným modelem zdůvodnili také rekombinační ztrátu (epistatickou ztrátu) na úrovni genotypových hodnot.

Model podle Mathera a Jinkse (1971) je pro uplatnění biometrické genetiky v šlechtění hospodářských zvířat v budoucnosti natolik důležitý, že je třeba jej blíže analyzovat. Model vychází ze základních principů, formulovaných R. A. Fisherem. Rozpracování tohoto modelu vycházelo především z potřeb šlechtění rostlin, kde hodnota jedinců je minimální a kde se zcela běžně pracuje s populacemi výchozími a hybridními různých generací, často inbredními, a kde je generační interval krátký. Na rozdíl od šlechtění hospodářských zvířat se zde pracuje spíše s celými populacemi, rozdělenými na rodiny, a navíc se zde nevyužívá jen aditivního působení genů, nýbrž i působení dominance (alelických interakcí) a epistáze (nealelických interakcí). Mather a Jinks a jejich spolupracovníci v Oddělení genetiky univerzity v Birminghamu založili tak zcela originální biometrickou školu, která je známá pod jménem „Birminghamská škola“. I když použití uvedeného modelu pro analýzu outbredních populací není tak jednoznačné jako u populací inbredních, zdá se, že je to v současné době jediná reálná možnost dalšího rozpracování teorie hybridizace s ohledem na stanovení efektů a komponent hybridizace a s ohledem na tvorbu nových syntetických populací. Navíc můžeme plemena hospodářských zvířat považovat za částečně nebo mírně inbredizované populace a z toho důvodu se tento model ukazuje jako vhodný a použitelný pro šlechtění hospodářských zvířat. Je však třeba realizovat u hospodářských zvířat další pokusy, aby bylo možné formulovat konkrétní metodologické přístupy pro hybridizaci a tvorbu syntetických populací.

Můžeme-li identifikovat individuální geny, můžeme detailně sledovat jejich působení a jejich interakce mezi sebou. V tomto případě můžeme použít mendelistické analýzy. V nejjednodušším případě provedeme analýzu segregující F₂ generace s ohledem na jednotlivé fenotypové třídy a četnosti jedinců uvnitř tříd, což jsou potom prostředky pro detailní popis genetické situace. Máme-li co činit u jednotlivých vlastností s polygeny, s účinky prostředí na genotyp tak, že genotyp $\neq$ fenotyp, je třeba pomocí biometrické genetiky provést analýzu ve výrazech aditivního působení genů, dominance, nealelických interakcí, vazby, nenáhodného páření, interakce genotyp $\times$ prostředí apod. Biometrická genetika má při analýze k dispozici dva druhy informací, a sice průměr a jeho varianci, která je doplněna kovariancemi mezi populacemi nebo skupinami populací. Všechny závěry musí proto být odvozeny z porovnání mezi průměry, variancemi a kovariancemi různých typů populací. Čím je k dispozici více typů populací, tím je k dispozici větší počet parametrů, a tím jsou proveditelnější důkladnější analýzy.

Jakmile může být genetická situace vyjádřena v genetických výrazech, a tudíž zkoumána biometricky, analýzy a interpretace výsledků mohou být rozšířeny na jakýkoliv genetický materiál. Tak jak byla teorie biometrické genetiky rozpracována na základě studií kříženců mezi inbredními liniemi, stejně jako mendelistické principy byly odvozeny ze studia takovýchto kříženců, je možné v současné době rozšířit tuto teorii na náhodné páření a na různé formy záměrného páření. Je však třeba připomenout, že Fisher (1918) rozpracoval svoji teorii na základě studia lidské populace, u které docházelo nejen k náhodnému, nýbrž i k záměrnému páření, a teprve v roce 1932 ve spolupráci s Immerem a Tedinem rozpracoval tuto teorii na křížení mezi inbredními liniemi. Analýza pomocí biometrických metod spočívá jednak na komponentách průměrů, tj. momentu prvního řádu, a jednak na variancích a kovariancích, tj. momentu druhého řádu, které se navzájem doplňují. Vlastnosti každého genu anebo skupiny genů musí být vyjádřeny takovým způsobem, aby byla možná sumace přes všechny geny anebo relevantní skupiny genů. Pro aditivní efekt genového páru to není problém. Je reprezentován písmenem d a odpovídá polovině rozdílu mezi vývinem vlastností dvou homozygotů. Efekt dominance, který je vyjádřen písmenem h , se rovná odchylce heterozygota od střední hodnoty mezi dvěma homozygoty. Je jasné, že znaménko u h odpovídá směru odchylky. Jestliže představuje střední hodnota základní výchozí bod, genový pár $A-a$ přispívá k odchylce homozygota d_a anebo $-d_a$ od této střední hodnoty podle toho, zda máme AA nebo aa ; h_a představuje odchylku heterozygota od střední hodnoty homozygotů AA a aa , d_a a h_a přispívají k varianci ve výrazech d_a^2 a h_a^2 . Bereme-li v úvahu všechny geny, výraz pro průměr vlastností se rovná $[d]$ a $[h]$, kde hranaté závorky naznačují sumaci, která bere v úvahu znaménka. Uvažujeme-li geny na různých lokusech, jejichž účinky působí u homozygotů v opačném směru, dochází k vzájemnému rušení jednotlivých efektů. Podobně je tomu i u heterozygotů. Variance a kovariance jsou potom vyjádřeny výrazy $D = S(d^2)$ a $H = S(h^2)$, kde pochopitelně nedochází k žádnému rušení efektů vlivem rozdílného znaménka.

V případě nealelických interakcí dochází ke komplikovanější situaci ve dvou směrech. Konkrétní typy interakce, jako jsou komplementarita, duplicita apod., které jsou pozorovány v mendelistické genetice, nemohou být přímo vyjádřeny anebo kombinovány v různých párech genů. Avšak všechny typy interakcí mezi páry genů na dvou lokusech mohou být vyjádřeny ve výrazech čtyř parametrů. Interakci mezi d_a a d_b označíme písmenem i , mezi d_a a h_b písmeny j_{ab} , mezi h_a a d_b písmeny j_{ba} , mezi h_a a h_b písmeny l_{ab} . Všechny digenické interakce mohou být vyjádřeny parametry i , j a l , a to bez rozdílu, o jaký typ či o jak silnou interakci se jedná. Vzhledem k tomu, že tyto parametry jsou opatřeny znaménky, výrazy pro průměry budou zahrnovat parametry vyjádřené i , j a l , jsou-li interakce přítomny. Podobným způsobem mohou být upraveny trigenické interakce a interakce vyššího řádu rozšířením uvedené symboliky. Situace je komplikovanější u interakcí, pokud je chceme vyjádřit ve výrazech variance a kovariance. Interakce nepřispívají k variancím a kovariancím jen sčítáním výrazů i^2 , j^2 a l^2 . Jsou sloučeny charakteristickým způsobem s parametry d a h . Tak např. za existence interakce variance F₂ nezahrnuje v sobě d^2 a h^2 , nýbrž složené výrazy $(d + 1/2j)^2$ a $(h + 1/2l)^2$. Stejný obecný typ parametrů se objevuje též v F₃. Z toho plyne, že interakce se projevuje odlišně v momentu prvního řádu a momentu druhého řádu. Specifický je i přístup k vyjádření genetické situace momentem prvního a druhého řádu, pokud bereme v úvahu vazbu mezi geny.

Přednosti modelu podle Mathera a Jinkse (1971) se projevují zejména v parametrickém vyjádření interakcí genotyp $\times$ prostředí a heterozy $\times$ prostředí. K dosud definovaným parametrům aditivity, dominance a nealelické interakce přistupují ještě parametry další. Ke stanovení rozdílu mezi dvěma prostředími použijeme parametru e , který odpovídá hodnotě, jakou se průměrné fenotypy v těchto dvou prostředích liší od obecného průměru (m). Parametr gd je měřítkem interakce mezi genetickou komponentou d a prostředkovou komponentou e a parametry g_h, g_i, g_j a g_l odpovídají interakcím mezi příslušnými genetickými parametry na straně jedné a prostředím na straně druhé. Jak parametr prostředkové komponenty, tak i parametr interakcí nabývají opět hodnot plus a minus. Podobně jako u ostatních parametrů lze i v případě prostředí interakce genotyp $\times$ prostředí, heterozy $\times$ prostředí vyjádřit situaci též pomocí variancí a kovariancí.

ZÁVĚR

Šlechtění hospodářských zvířat se stalo mocnou výrobní silou díky biometrické genetice, jejíž principy byly formulovány zhruba ve dvacátých letech tohoto století. Biometrická genetika byla ve šlechtění hospodářských zvířat aplikována poprvé začátkem třicátých let J. L. Lushem, který společně se svými žáky a následovníky vytvořil ucelenou disciplínu, která obsahuje metodologické přístupy genetické analýzy populací pomocí genetických parametrů a odhadu plemenné hodnoty včetně konstrukce selekčních indexů, selekce, stanovení genetického zisku a optimalizace selekčních programů. Bude třeba objasnit otázku náhodného driftu v malých populacích pro selekci hospodářských zvířat, problematiku předpovědi dlouhodobého šlechtitelského pokroku a negativních genetických korelací mezi užitkovými vlastnostmi. Šlechtění bude ovlivněno novými poznatky genetiky biochemické, fyziologické a chování, jakož i novými biotechnickými metodami. V posledních letech byla rozpracována teorie hybridizace a tvorba nových populací. Není však dosud objasněna otázka použití vhodného modelu pro definici, analýzu a kvantitativní stanovení efektů hybridizace. Jako nejvhodnější se pro řešení této otázky ukazuje model a metodologický přístup podle Mathera a Jinkse (1971).

Literatura

- CARTWRIGHT, T. C.: Selection criteria for beef cattle for the future. *J. anim. Sci.*, 30, 1970, s. 706-711.
- DICKERSON, G. E.: Composition of hog carcasses as influenced by heritable differences in rate and economy of gain. *Iowa Agr. Exp. Sta. Res. Bull.*, 1947, s. 354-489.
- DICKERSON, G. E.: Experimental approaches in utilizing breed resources. *Anim. Breed. Abstr.*, 37, 1969, s. 191-202.
- DICKERSON, G. E.: Inbreeding and heterosis in animals. *Proc. Anim. Breed. Genet. Symp. in honour of J. L. Lush. Amer. Soc. Anim. Sci.*, 1972, s. 54-76.
- DICKERSON, G. E.: Evaluation and utilization of breed differences. In: Working symposium on breed evaluation and crossing experiments with farm animals. *RIAH „Schoonoord“*, Zeist, 15.-21. 9. 1974, s. 7-23.
- FEWSON, D.: Beitrag zur Methodik von Einkreuzungen in Reinzuchtpopulationen. *Z. Tierzücht. Zücht.-Biol.*, 90, 1973, s. 113-125.
- FISHER, R. A.: Statistical methods for research workers. London and Edinburgh, Oliver and Boyd 1928.
- HILL, W. G.: The genetic basis of heterosis. Commission of Animal Genetics. 32nd Annual Meeting of the EAAP, Zagreb 31. 8.—3. 9. 1981, 8 s.
- JAKUBEC, V.: Konstrukce ziskových funkcí a jejich modelová aplikace na chov prasat. *Živoč. Vyr.*, 17, 1972, č. 9, s. 717-723.
- JAKUBEC, V.: Ziskové funkce pro užitkové křížení prasat za aditivního působení genů. *Živoč. Vyr.*, 18, 1973a, č. 5, s. 385-392.
- JAKUBEC, V.: Teorie hybridizace s modelovou aplikací na chov prasat. *Stud. Inform. ÚVTIZ, Živoč. Vyr.*, 1973b, č. 2, 64 s.
- JAKUBEC, V.: Components of heterosis. Commission of Animal Genetics, 32nd Annual Meeting of the EAAP, Zagreb, 31. 8.—3. 9. 1981, 8 s.

- JAKUBEC, V.: Současný stav a perspektivy hybridizace. In: XI. genetické dny hospodářských zvířat, Hradec Králové, 21.—22. 9. 1982, s. 32-46.
- JAKUBEC, V.: Vznik a vývoj mendelistické a biometrické genetiky. Věst. Českoslov. Akad. zeměd. Věd, 1983, č. 4, s. 164-168.
- JAKUBEC, V. — FEWSON, D.: Ökonomische und genetische Grundlagen für die Planung von Gebrauchskreuzungen beim Schwein. 1. Konstruktion von Gewinnfunktionen. Z. Tierzücht. Zücht.-Biol., 87, 1970a, s. 2-13.
- JAKUBEC, V. — FEWSON, D.: Ökonomische und genetische Grundlagen für die Planung von Gebrauchskreuzungen beim Schwein. 2. Modellrechnungen über die Wirksamkeit verschiedener Formen von Gebrauchskreuzungen beim Schwein. Züchtungskunde, 42, 1970b, s. 294-309.
- JAKUBEC, V. — NITTER, G.: Bestimmungsgründe für die Anwendung von Gebrauchskreuzungen beim Schaf. EAAP — Internationales Symposium „Über die Industrialisierung der Tierzucht“, Gödöllő, 1970, 8 s.
- JAKUBEC, V. — PICHOVÁ, J. — PODĚBRADSKÝ, Z.: Konstrukce ziskové funkce pro nosnou drůbež. Živoč. Vyr., 18, 1973, č. 10, s. 793-800.
- JAKUBEC, V. — HYÁNEK, J.: Komponenty heteroze. Živoč. Vyr., 27, 1982, č. 5, s. 321-327.
- JAKUBEC, V. — PODĚBRADSKÝ, Z. — PICHOVÁ, J. — HYÁNEK, J.: Konstrukce a využití selekčních indexů pro populace u masné drůbeže. Živoč. Vyr., 20, 1975, č. 7, s. 511-520.
- JAKUBEC, V. — PODĚBRADSKÝ, Z. — PICHOVÁ, J. — HYÁNEK, J.: Construction and use of selection indices for evaluation and crossing experiments with farm animals. RIAH „Schoonoord“, Zeist, 15.—21. 9. 1974, s. 55-66.
- KEMPTHORNE, O.: The correlation between relatives in random mating populations. Cold Spring Harbor Symp. Quant. Biol., 20, 1955, s. 60-75.
- KOCH, R. M. — CLARK, R. T.: Genetic and environmental relationships among economic characters in beef cattle. III. Evaluation of maternal environment. J. anim. Sci., 14, 1955, s. 979.
- LUSH, J. L.: The number of daughters necessary to prove a sire. J. Dairy Sci., 14, 1931, s. 209.
- LUSH, J. L.: Progeny test and individual performance as indicators of an animal breeding value. J. Dairy Sci., 18, 1935, s. 1.
- LUSH, J. L.: Animal breeding plans. Ames, Iowa State College Press, 1937, s. 443.
- LUSH, J. L.: Family merit and individual merit as bases for selection. Amer. Natur., 81, 1947, s. 241-261; 362-379.
- MATHER, K. — JINKS, J. L.: Biometrical genetics. London, Chapman and Hall Ltd. 1971, 380 s.
- MOAV, R.: Specialised sire and dam lines. I. Economic evaluation of crossbreds. Anim. Prod., 8, 1966a, s. 193-202.
- MOAV, R.: Specialised sire and dam lines. II. The choice of the most profitable parental combination when component traits are genetically additive. Anim. Prod., 8, 1966b, s. 203.
- MOAV, R.: Specialised sire and dam lines. III. Choice of the most profitable parental combination when component traits are genetically non-additive. Anim. Prod., 8, 1966c, s. 65.
- MOAV, R. — MOAV, J.: Profit in a broiler enterprise as a function of egg production of parent stocks and growth rate of their progeny. Breed. Poult. Sci., 7, 1966, s. 5-15.
- NITTER, G.: Gedanken über Grundsätze für die Zuchtwahl und Zuchtplanung beim Schaf. II. Teil: Kreuzung. Ausschuss für gen.-statistische Methoden in der Tierzucht. Arbeitstagung Fulda, 1968, 15 s.
- NITTER, G. — JAKUBEC, V.: Zuchtplanung für Gebrauchskreuzungen in der Schafzucht. Züchtungskunde, 6, 1970, s. 436-446.
- PICHOVÁ, J. — PODĚBRADSKÝ, Z. — JAKUBEC, V.: Využití ziskových funkcí pro hybridizaci u nosné drůbeže. Živoč. Vyr., 18, 1973, č. 10, s. 801-810.
- PIRCHNER, F.: Einkreuzungspläne. Förderungsdienst, 17, 1969, s. 10.
- PODĚBRADSKÝ, Z.: Zjišťování ekonomické důležitosti jednotlivých ukazatelů užitkovosti v chovu skotu. [Dílčí závěrečná zpráva P 11-329-050-03-01.] Praha - Uhřetěves, VÚŽV 1973.
- PODĚBRADSKÝ, Z.: Ekonomické hodnocení výroby vajec. [Dílčí závěrečná zpráva P 11-329-050-03-01.] Praha - Uhřetěves, VÚŽV 1975.
- PODĚBRADSKÝ, Z.: Vyhodnocení jednotlivých kombinací křížení v chovu ovcí pomocí ekonomických kritérií. Živoč. Vyr., 23, 1978, č. 6, s. 471-480.

- PODĚBRADSKÝ, Z.: Zjištění ekonomické důležitosti jednotlivých ukazatelů užít-
kovosti. [Syntetická zpráva P 11-329-050-03-01.] Praha - Uhřetěves, VÚŽV 1980.
- SHERIDAN, A. K.: A new explanation for egg production heterosis in crosses be-
tween White Leghorns and Australorps. Brit. Poult. Sci., 21, 1980, s. 85-88.
- SHERIDAN, A. K.: Crossbreeding and heterosis. Anim. Breed. Abstr., 49, 1981, s.
131-144.
- SMITH, Ch.: The use of specialised sire and dam lines in selection for meat pro-
duction. Anim. Prod., 6, 1964, s. 337-344.
- VAN DER VEEN, J. H.: Tests of non-allelic interaction and linkage for quantitative
characters in generations derived from two diploid pure lines. Genetica, 30, 1959,
s. 201-232.
- WILLHAM, R. L.: The covariance between relatives for characters composed of
components contributed by related individuals. Biometrics, 19, 1968, s. 18.
- WILLIAMS, W.: Heterosis and the genetics of complex characters. Nature, 184, 1959,
s. 527-530.
- WRIGHT, S.: Correlation and causation. J. agric. Res., 20, 1921a, s. 557.
- WRIGHT, S.: Systems of mating. Genetics, 6, 1921b, s. 111-178.

Došlo dne 3. 11. 1982

*Doc. ing. Václav J a k u b e c, DrSc.
Výzkumný ústav živočišné výroby, Praha - Uhřetěves*

Výběr z nových přírůstků

Ústřední zemědělské a lesnické knihovny ÚVTIZ

z úseku živočišná výroba

Uvedené publikace je možno si zapůjčit osobně nebo písemně v ÚZLK, výpůjční oddělení, Slezská 7, 120 56 Praha 2. Výpůjční doba: pondělí až pátek od 9 do 18 hodin. U každé žádané publikace uveďte signaturu.

LEE, TSOUNG-CHAO — SEAVER, S. K.

C 13.212/462

Forecast of farm animal numbers and feed and fertilizer requirements to 1990 for Connecticut and New England.

Storrs, Agricultural Experiment Station 1982. 24 s., 12 tab., příl., 9 tab. Bulletin 462. (Chov hospodářských zvířat — prognózy do r. 1990 — USA — Connecticut a New England — výzkum / Krmiva a hnojiva — výroba a spotřeba — prognózy do r. 1990 — USA — Connecticut a New England — výzkum)

KUZNECOV, L. N. — LITVINOV, Ju. M.

D 39.852/1982/3

Puti razvitija životnovodstva v odinnadcatoj pjatiletke.

Moskva, Znanije 1982. 61 s., 5 tab. Novoje v žizni, nauke, technike, serija Sel. choz. 1982/3. (Chov hospodářských zvířat — SSSR — 1981-1985)

SOKOLOVSKAJA, I. I. — MILOVANOV, V. K.

D 73.556

Immunologija vosproizvedenija životnyh.

Moskva, Kolos 1981. 264 s., 30 obr., 28 tab. (Rozmnožování hospodářských zvířat — imunologie — příručka)

D 69.889/2404

Mating systems and their application. The relationship between animals. Glossary of genetic terms. An introduction to cattle breeding No. 2.

Alnwick, MAFF 1982. 23 s. (Rozmnožování hospodářských zvířat / Plemenitba hospodářských zvířat — metody / Dědičnost hospodářských zvířat)

D 73.702

Teorija praktika razvedenija sel'skochozjajstvennyh životnyh. Sbornik naučnyh trudov.

Moskva, TSChA 1981. 110 s., tab. (Plemenitba hospodářských zvířat — sborník — SSSR)

Časopis uveřejňuje původní vědecké práce, krátká sdělení a přehledné referáty, tzn. práce, jejichž podkladem je studium literatury a které shrnují nejnovější poznatky a současný stav v dané oblasti.

Autor je plně odpovědný za původnost práce a za její věcnou i formální správnost. K práci musí být připojen souhlas vedoucího pracoviště s publikací článku a prohlášení autora o tom, že práce nebyla publikována jinde.

O uveřejnění prací rozhoduje redakční rada časopisu, a to se zřetelem k lektorským posudkům, vědeckému významu a přínosu a kvalitě prací.

Jednotlivé práce nemají přesáhnout rozsah 10 stran psaných na stroji včetně tabulek, obrázků a grafů. V práci je nutné používat jednotky odpovídající soustavě měrových jednotek SI (ČSN 01 1300).

Technická úprava rukopisu

Úprava rukopisu má odpovídat státní normě ČSN 88 0220 (formát A4, 30 řádek na stránku, 60 úhozů na řádku, mezi řádky dvojité mezeru). Ilustrace, grafy, tabulky a fotografie se dodávají zvlášť, nepodlepují se. Na zadní straně se vyznačí tužkou pořadové číslo obrázku nebo grafu a napíše se jméno autora článku. Texty k obrázkům a grafům se dodávají na zvláštním listě, umístění se označuje na levém okraji příslušné strany rukopisu číslicí v kroužku. Tabulky se číslují zvlášť římskými číslicemi.

Vlastní úprava práce

Název práce (titul) nemá přesahovat 85 úhozů. Je nutné vyvarovat se v názvu obecných frází jako: Studie o... Příspěvek k... Pokus o..., každý zaslaný článek musí být samostatnou prací, nemohou být publikovány články na pokračování, označené např.: Studie o... I., II., III., atd., stejně tak jsou vyloučeny podtitulky článků.

Jména autorů se uvádějí bez titulů s počátečním písmenem jména.

Souhrn — Vypracování souhrnu je nutné věnovat obzvláštní péči. Autor do něho má shrnout vše, co je na jeho práci pozoruhodné a nové a co má být dokumentováno. Souhrn má být nekritickým informačním výběrem významného obsahu a závěru článku, nikoliv však jeho pouhým popisem. Musí vyjádřit všechno podstatné, co je obsaženo ve vědecké práci, nemá ji však nahradit. Nesmí překročit rozsah 170 slov. Je třeba, aby byl psán celými větami a ne telegrafickým způsobem. Souhrn začíná jménem autorů, adresou pracoviště, titulem článku a citací časopisu.

Klíčová slova (Key words, index terms) — Připojují se po vynechání řádku pod souhrn. Klíčovým slovem rozumíme substantivum, které je nutné pro věcné zařazení předložené práce. Klíčová slova se

radí směrem od obecnějších výrazů ke konkrétním. Začínají malým písmenem a oddělují se středníkem. Jejich počet závisí na povaze práce a neměl by klesnout pod tři a převýšit dvanáct slov.

Úvod — Má obsahovat hlavní důvody, proč byla práce uskutečněna a velmi stručnou formou stav studované otázky. Je nutno se v něm vyhnout rozsáhlým historickým přehledům. Uvádí se bez nadpisu, je možné v něm uvést k práci se vztahující autory, přičemž se doporučuje co nejnížší počet autorů.

Materiál a metody — Metody se popisují pouze tehdy, jsou-li původní, jinak postačuje citovat autora metod a uvádět jen případné odchylky. Je v nich popsán pokusný materiál. Popis metod by měl umožnit, aby kdokoliv z odborníků mohl podle něho a při použití uvedených citací práci opakovat.

Výsledky — Doporučuje se nepoužívat k vyjádření kvantitativních stavů tabulek a dát přednost grafům, anebo tabulky shrnout v statistickém hodnocení naměřených hodnot. Tato část by neměla obsahovat teoretické závěry ani dedukce, ale pouze faktické nálezy.

Diskuse — Obohacuje zhodnocení práce, diskutuje se o možných nedostacích a práce se konfrontuje s výsledky dříve publikovanými (požaduje se citovat jen ty autory, kteří mají k publikované práci bližší vztah), pokud mají souvislost nebo jsou s předloženou prací nějak srovnatelné.

Literatura — Musí odpovídat státní normě ČSN 01 0197, tj. citace seřadit abecedně podle jména prvních autorů; příjmení (verzálkami); zkratka jména (dvojtečka); plný název práce (tečka); úřední zkratka časopisu, ročník, rok vydání, číslo, první stránka — poslední stránka (před číslo se uvádí zkratka č. a před první stránku s.); u knih je uvedeno místo vydání, vydavatel a rok. Odkazy na literaturu v textu jsou uvedeny jménem autora (čárka) a rok vydání. Do seznamu se zařadí jen práce citované v textu.

Pokud autor používá v práci zkratk jakéhokoliv druhu, je nutné, aby byly alespoň jednou vypsány, aby se předešlo omylům při překladech. V názvu práce a v souhrnu je lépe zkratk nepoužívat.

Na zvláštním listě uvede autor plné jméno (i u spoluautorů), akademické, vědecké a pedagogické tituly a podrobnou adresu pracoviště s PSČ.

Váchal J., Přibyl J., Vondrášek L.: Zhodnocení plemenné hodnoty býků s různým genovým podílem červeného holštýnského skotu . . .	321
Kliment J., Nový J.: Změny dynamiky genetického polymorfizmu plemenných býků působících v inseminácii v SSR . . .	329
Stodola J., Řehout V.: Opakovatelnost vybraných parametrů metabolického profilu dojníc . . .	335
Mikšík J., Tuček M.: Genetická analýza růstových ukazatelů býků v období odchovu . . .	343
Nový J.: Dedivost produkce mléka z jednotlivých částí vemena . . .	349
Mácha J., Dvořák J., Schröffell J., Glasnák V., Mejsnar J.: Hmotnost a přírůstky u býků různého genotypu . . .	355
Šiler R., Pavlík J.: Srovnání genotypových a alelových frekvencí na lokusu HAL u různě vnímavých plemen prasat . . .	361
Kvapil O., Fulík J.: Tvorba syntetické linie pro pozici otců finálních hybridů . . .	367
Kuciel J., Mašek N., Kovárna Z.: Pohlavní chování kanců ve vztahu k ukazatelům plodnosti . . .	375
Slaná O., Jakubec V., Bastl M.: Vliv genetických a negenetických činitelů na živou hmotnost jehňat v 60 a 120 dnech věku u merinových ovcí a jejich kříženců . . .	383

RŮZNĚ

Jakubec V.: Vývoj a perspektivy využití biometrické genetiky v šlechtění hospodářských zvířat . . .	391
---	-----

СОДЕРЖАНИЕ — тематический номер: Генетика и воспроизводство

Вахал Я., Прибыл Я., Вондрашек Л.: Оценка племенной ценности быков с разной генной долей красного голштинского крупного рогатого скота . . .	327
Климент Я., Новы Я.: Изменения динамики генетического полиморфизма быков-производителей, используемых в искусственном осеменении в ССР . . .	334
Стодола Я., Ржегоут В.: Повторимость выбранных параметров метаболического профиля дойных коров . . .	341
Микшик Я., Тушек М.: Генетический анализ показателей роста бычков в период выращивания . . .	348
Новы Я.: Наследуемость продукции молока из отдельных четвертой вымени . . .	353
Маха Я., Дворжак Я., Шроффел Я., Гласнак В., Мейснар Я.: Масса и приросты быков разного генотипа . . .	360
Шилер Р., Павлик Я.: Сравнение генотипических и аллельных частот в локусе HAL у разно восприимчивых пород свиней . . .	366
Квапил О., Фулик Я.: Создание синтетической линии для положения отцов финальных гибридов . . .	373
Куциел И., Машек Н., Коварна З.: Половое поведение хряков по отношению к показателям плодовитости . . .	381
Слана О., Якубец В., Бастл М.: Влияние генетических и негенетических факторов на живую массу ягнят в 60 и 120-суточном возрасте у мериносов и их помесей . . .	389



Váchal J., Příbyl J., Vondrášek L.: An Evaluation of the Breeding Value of Sires with Different Gene Proportions of the Red Holstein Cattle	327
Klíment J., Nový J.: Changes in the Dynamics of Genetic Polymorphism of Sires Used for Artificial Insemination in the Slovak Socialist Republic	334
Stodola J., Řehout V.: The Repeatability of Selected Parameters of the Metabolic Profile of Dairy Cows	341
Mikšík J., Tuček M.: Genetic Analysis of the Growth Traits of Bullocks in the Rearing Period	348
Nový J.: The Heritability of Milk Production from Different Udder Quarters	354
Mácha J., Dvořák J., Schröffle J., Glasnák V., Mejsnar J.: Weights and Gains in Bulls of Different Genotypes	360
Šiler R., Pavlík J.: A Comparison of Genotype and Allele Frequencies on Locus HAL in Pig Breeds of Different Sensitivity	366
Kvapilík O., Fulík J.: Creation of a Synthetic Line for the Sire Position in Final Hybrid Production	373
Kuciel J., Mašek N., Kovárna Z.: The Sexual Behaviour of Boars in relation to Fertility Parameters	381
Slaná O., Jakubec V., Bastl M.: The Effect of Genetic and Non-Genetic Factors on the Live Weight of Lambs at the Age of 60 and 120 Days in the Merino Breed and its Crossbreds	389

Rukopisy odevzdány k tisku 1. 2. 1983 — Podepsáno k tisku 13. 4. 1983

Rozšiřuje Poštovní novinová služba. Objednávky a předplatné přijímá PNS — ústřední expedice tisku, administrace odborného tisku, Jindřišská ulice 14, 110 00 Praha 1. Lze též objednat u každé pošty i poštovního doručovatele. Objednávky do zahraničí vyřizuje PNS — ústřední expedice tisku, oddělení vývozu tisku, Jindřišská ulice 14, 110 00 Praha 1. Vytiskl MÍR, novinářské závody, n. p., závod 6, tř. Lidových milicí 22, 120 00 Praha 2.