



ŽIVOČIŠNÁ VÝROBA

7

ROČNÍK 20 (XLVIII)
PRAHA
ČERVENEC 1975
CENA 10 Kčs

ČESKOSLOVENSKÁ AKADEMIE ZEMĚDĚLSKÁ
ÚSTAV VĚDECKOTECHNICKÝCH INFORMACÍ

ŽIVOČIŠNÁ VÝROBA

Redakční rada: Prof. dr. ing. Vladimír Koželuha (předseda), ing. Otto Adamec, CSc., doc. dr. ing. Miroslav Dvořáček, CSc., ing. Václav Janeček, CSc., ing. František Kašpar, CSc., dr. ing. Ivo Kolář, CSc., prof. dr. ing. Josef Kopecký, prof. dr. ing. Jozef Laurinčík, CSc., ing. František Mikoška, CSc., ing. Štefan Páleník, CSc., doc. ing. Jan Rous, CSc., doc. ing. Josef Stodola, CSc., prof. dr. ing. Josef Šmerha, DrSc.

Vedoucí redaktorka Marie Černá

© Ústav vědeckotechnických informací, Praha 1975

Vědecký časopis ŽIVOČIŠNÁ VÝROBA uveřejňuje studie, rozborů a vědecká pojednání o vyřešených úkolech výzkumu v oboru živočišné výroby. Vydává Ústav vědeckotechnických informací. 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 растениеводства. Издает Институт научно-технической информации. 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 Institute of Scientific and Technical Information. Issued monthly. Editorial office 120 56 Prague 2, Slezská 7.

Die wissenschaftliche Zeitschrift ŽIVOČIŠNÁ VÝROBA veröffentlicht Studien, Analysen und wissenschaftliche Abhandlungen über gelösten Forschungsaufgaben auf dem Gebiete der tierischen Produktion. Herausgegeben vom Institut für wissenschaftlich-technische Informationen. Erscheint monatlich. Redaktion 120 56 Prag 2, Slezská 7.

Le journal scientifique ŽIVOČIŠNÁ VÝROBA publie les études, analyses et traités scientifiques concernant les tâches de recherches résous dans le domaine de production animale. Publié par l'Institut des renseignements scientifiques et techniques. Paraît une fois par mois. Rédaction 120 56 Prague 2, Slezská 7.

DĚDIVOST VÝKRMNOSTI PRASAT PLEMEN BÍLÉ USLECHTILÉ, LANDRASE, PŘEŠTICKÉ ČERNOSTRAKATÉ A PIETRAIN

V. MOSKAL

MOSKAL, V. (Research Institute of Animal Production, Uhřetěves). *The Heritability of Fattening Capacity Traits in the Large White, Landrace, Black-Pied Přestice, and Pietrain Breeds*. Živočišná výroba (Praha) 20 (7) : 473-480, 1975.

Starting data from fattening-capacity-control stations were used for the calculation of the heritability coefficients of fattening capacity, i. e. the number of days from birth to 90 kg and the average daily gain, in 5472 pigs of the Large White breed, 2100 pigs of the Landrace breed, 700 pigs of the Black-Pied Přestice breed, and 104 pigs of the Pietrain breed. For the hierarchic two-factor classification, the experimental comparisons were divided into classes (S — fathers) and subclasses (D — mothers). The animals were tested in fours and the starting data were not corrected. In the number of days from birth to the weight of 90 kg, the Large White and Black-Pied Přestice breeds showed either high h^2 values — from 0.824 to 0.987 (with the exception of one value for the Troubsko station — h_D^2 0.371) or h^2 values greater than 1, i. e. values that cannot be verified. The Landrace and Pietrain breeds showed three high values of h^2 (0.740, 0.753, and 0.916), two medium-level h^2 values (0.321 and 0.625), while the remaining values cannot be verified. In the average daily gain for the whole Large White pig population, high h^2 values were obtained (from 0.760 to 0.775); at the Růžodol station h^2 ranged from 0.459 to 0.991, at the Branky in Moravia station h^2 from 0.544 to 0.788. Quite high values were found in the Black-Pied Přestice breed: h_D^2 0.692 and $h_S + D^2$ 0.865. High h^2 values from 0.661 to 0.922 were found for the whole populations of the Landrace and Pietrain breeds whereas for the sets of animals from three fattening-capacity stations eight h^2 values were lower (from 0.301 to 0.760) and other h^2 values were greater than 1.

Kvantitativní genetika umožňuje poznání výsledků dědičného procesu užitkových znaků v populaci hospodářských zvířat. Vychází z poznatku, že dědičnost kvantitativních znaků je polygenní povahy a že tudíž stupeň jejího projevu odpovídá součtu jednotlivých vloh, pokud se nevyskytuje dominance a interakce. Zjištěné závislosti dědičného procesu kvantitativních znaků jsou variačně statistického rázu.

Stupni podílu dědičného založení na realizaci a manifestaci znaku odpovídá dědivost znaku a vyjadřuje se koeficientem dědivosti. Koeficient dědivosti je veličina proměnlivá a mění se se změnou vnějších podmínek nebo s postupem zušlechťovacích prací. Čím je vliv vnějších činitelů na realizaci znaku větší, tím menší by měl být koeficient dědivosti a naopak. Proto se při odhadu koeficientů dědivosti berou v úvahu

nejdůležitější faktory vnějšího prostředí, jako např. při výkrmnosti a ja-
tečné hodnotě vliv stanic, let, pohlaví aj. Přesný stupeň koeficien-
tu dědivosti lze těžko zjistit, proto se v běžné praxi často posuzuje stu-
peň dědivosti určité vlastnosti z průměrů koeficientů dědivosti zjištěných
pro různé populace nebo z rozpětí koeficientů.

LITERÁRNÍ PŘEHLED

Hodnoty dědivosti či heritability zjišťované na určitém materiálu zvířat závisí
velmi silně na platnosti zvoleného modelu, na ohraničení výběru dílčího materiálu
z celkového a na účelnosti použité metody pro korekturu výchozích údajů (Flock,
Schutzbar, Lauprecht, 1970). Tak podle Pirchnera (1966) stoupá herita-
bilita podle očekávání u přírůstku živé hmotnosti a spotřeby krmiv s přibývajícím
trváním doby výkrmu. Autor cituje Swigera (1961), podle něhož v pěti navzájem
navazujících čtyřtýdenních obdobích výkrmu stoupala u přírůstku hodnota h^2 od
0,04 do 0,28 a pro celkový přírůstek činila hodnota h^2 0,40. Autor dále poukazuje na
to, že delší období více vyrovnávají vlivy vnějšího prostředí i chyby při vážení apod.,
které v kratším období hrají větší roli; obdobně to platí pro opakovatelnost měření
sledovaných ukazatelů.

Poměrně málo autorů se zabývalo stanovením (odhadem) koeficientu dědivosti
u počtu dní výkrmu. Ze zahraničních autorů to byl Biedermann (1972), který
získal nízkou hodnotu h^2 $0,14 \pm 0,003$. Z našich autorů zjistil Gavora (1967) pod-
statně vyšší hodnoty h^2 $0,82 \pm 0,407$ a $0,74 \pm 0,384$ pro komponenty polosourozenců
a sourozenců. U malého souboru zvířat plemene pietrain získal Moskal (1973) rov-
něž vysokou hodnotu h^2 0,81.

Daleko větší počet prací se zabývá zjišťováním koeficientu dědivosti průměr-
ného denního přírůstku. Poměrně nízkou hodnotu dědivosti našli El-Issawi
a Rempel (1961) u plemene Minesota 1 — h^2 $0,28 \pm 0,060$. Zagožen a Flock
(1970) u plemene německé landrase získali pro přírůstky v hmotnostním úseku od
20 do 90 kg hodnoty h^2 $0,33 \pm 0,11$. Gerlach (1970) při zjišťování výšky špeku
ultrazvukem zjistil pro průměrný přírůstek živé hmotnosti hodnotu h^2 $0,23 \pm 0,13$.
Stockhausen a Boylan (1966) roztrídili výchozí informace podle pohlaví a zís-
kali hodnoty pro prasničky h^2 $0,28 \pm 0,15$, pro vepřičky h^2 $0,28 \pm 0,18$ a pro kanečky
(1972) h^2 $0,42 \pm 0,009$ u 3344 prasat plemene německé landrase. U plemene dánské
landrase zjistili Fredeen a Jonsson (1957) pro komponenty otců vyšší hod-
notu h^2 0,66 než pro komponenty matek h^2 0,35. U početného materiálu výchozích
dat plemene německé landrase našli Lauprecht, Flock, Hinkelmann
(1967) pro denní přírůstek pomocí různých metod výpočtu hodnoty h^2 0,65, 0,60 a 0,63.

Z našich autorů nalezl Plocek (1965) u 522 jedinců po 156 otcích pro průměr-
ný denní přírůstek hodnotu h^2 $0,45 \pm 0,186$. Gavora (1967) pro plemeno bílé ušlech-
tilé uvádí pro komponenty sourozenců hodnotu h^2 $0,27 \pm 0,242$ a pro komponenty
polosourozenců h^2 $0,43 \pm 0,291$. Buchta a Dufek (1970) našli u plemene bílé
ušlechtilé hodnoty o něco vyšší, a to h^2 $0,53 \pm 0,069$. Moskal (1973) u rozdílně po-
četného materiálu našel pro plemeno pietrain (72 zvířata) h^2 0,27 a pro křížence
přeštického plemene s plemenem pietrain ($n = 264$ a 76) vysoké hodnoty h^2 0,99
a 0,89. Plocek a Vítek (1973) zjistili pro průměrný přírůstek u plemene bílé
ušlechtilé pro komponenty otců hodnoty h^2 0,44, pro komponenty matek h^2 0,60, dále
u plemene landrase pro komponenty otců h^2 0,99, pro komponenty matek h^2 0,24 a
u přeštického černostrakatého plemene pro komponenty otců h^2 0,92 a pro kompo-
nenty matek h^2 0,67. K podobným výsledkům došli i Pavlík, Fiedler a Šiler
(1971), kteří našli u plemene cornwall h^2 $0,80 \pm 0,155$ a u plemene landrase h^2
0,81 $\pm 0,116$. Podrobněji se zjišťováním koeficientů dědivosti vlastností výkrmnosti
u početných souborů zvířat zabýval v závěrečné zprávě Moskal (1973a).

MATERIÁL A METODA

K výpočtu koeficientů dědivosti (h^2) vlastností výkrmnosti jsme použili výsledků
ze stanic výkrmnosti u plemen bílé ušlechtilé, landrase, přeštické černostrakaté
a pietrain. K odhadu koeficientu dědivosti jsme vzali počet dní od narození do 90 kg
živé hmotnosti a průměrný denní přírůstek na kus.

K odhadu koeficientů dědivosti bylo použito výsledků výkrmnosti 5472 zvířat plemene bílé ušlechtilé, 2100 zvířat plemene landrase, 700 zvířat plemene přeštické černostrakaté a 104 zvířata plemene pietrain.

Ke stanovení dědivosti byly výchozí údaje výkrmnosti upraveny tak, aby odpovídaly hierarchickému třídění ve dvou faktorech, experimentální pozorování se tedy seskupovala do tříd (*S* — otcové) a do podtříd (*D* — matky). Určující rovnice modelu pro každý znak měla tento tvar:

$$y_{ijk} = \mu + a_i + b_{ij} + e_{ijk},$$

kde: y_{ijk} — hodnoty měření pro *k*-tého jedince od *j*-té prasnice a *i*-tého plemeníka

μ — střední hodnota souboru

a_i — vliv *i*-tého plemeníka

b_{ij} — vliv *j*-té prasnice s *i*-tým plemeníkem

e_{ijk} — náhodné odchylky jedinců

U dílčích souborů (soubory podle stanic) jsme vyloučili vliv stanic výkrmnosti, zatímco vlivy roků, pohlaví, plemeníků byly brány jako náhodné afekty.

Dědivost určitého znaku pro komponenty otců (*S*) a pro komponenty matek (*D*) je dána těmito vztahy:

$$h_S^2 = \frac{4\sigma_S^2}{\sigma_e^2 + \sigma_D^2 + \sigma_S^2}$$

$$h_D^2 = \frac{4\sigma_D^2}{\sigma_e^2 + \sigma_D^2 + \sigma_S^2}$$

kde: h_S^2 nebo h_D^2 — koeficient dědivosti podle komponent otců nebo matek

σ_S^2 — variance podle komponent otců

σ_D^2 — variance podle komponent matek uvnitř téhož otce

σ_e^2 — variance podle jedinců uvnitř těchto rodičů

Pro odhad koeficientu dědivosti se používá informací ze skupin sourozenců pomocí analýzy variance, přičemž se předpokládá, že každý z plemeníků *S_i* se připaruje na určitý počet plemenic *s_i*. Za předpokladu chybějící dominance a epistáze se kovariance mezi polosourozenci rovná čtvrtině aditivního genetického rozptylu.

Koeficienty dědivosti pro spotřebu živin na 1 kg přírůstku jsme nepočítali, poněvadž tyto se zjišťují pro celou čtveřici prasat, z níž se vypočítává průměrná hodnota a uvedený matematický model není proto vhodný.

VÝSLEDKY A DISKUSE

Odhad hodnot koeficientu dědivosti pro vlastnosti výkrmnosti, tj. počet dní od narození do 90 kg hmotnosti a průměrný přírůstek u čtyř plemen prasat jsou uvedeny v tab. I a II. V tabulkách jsou také uvedeny hodnoty koeficientů dědivosti, které se nedají v praxi verifikovat (tj. hodnoty minusové nebo nad 1). Jde o hodnoty h^2 , které jsou zřejmě neprůkazné a vymykají se jakékoliv interpretaci; jsou však různými autory uváděny. Protože se jedná o dostatečně rozsáhlý podkladový materiál, je možné hledat příčiny ve vlivu roků, pohlaví a oblastí, odkud zvířata pocházejí. Značný vliv může mít vlastní systém zkoušek potomstva, tj. prověřování ve čtveřicích.

Koeficienty dědivosti dvou vlastností pro plemena bílé ušlechtilé a přeštické černostrakaté jsou uvedeny v tab. I.

Pro počet dní od narození do 90 kg živé hmotnosti jsme našli pro celou populaci plemene vysoké hodnoty h^2 , a to h_S^2 0,868, h_{S+D}^2 0,987; pro komponenty matek jsme našli hodnotu, jež se nedá verifikovat. Abychom vyloučili vliv prostředí, vypočítali jsme hodnoty h^2 pro tři stanice výkrmnosti. Pro soubory ze stanic v Brankách na Moravě a v Růžodole jsme zjistili analogické hodnoty jako pro celou populaci plemene, a to h_S^2 0,847, h_{S+D}^2 0,965 a h^2 0,824, 0,955 (tab. I). Pro soubor ze stanice Troubsko byla nalezena nízká hodnota pro komponenty matek — h^2 0,371

I. Koefficienty dědivosti výkrmnosti u plemene bílého ušlechtilého a přeštického černostrakatého (za celou populaci plemene a podle stanic výkrmnosti) — The heritability coefficients of fattening capacity in the Large White and Přestice Black-Pied breeds (for the whole populations of the respective breeds and for individual fattening-capacity stations)

Plemeno	Celá populace nebo stanice	Zdroj variance	n	Počet dní od narození do 90 kg		Průměrný přírůstek	
				F-test hod. skuteč. P (0,05)*	$h^2 \pm s_{h^2}$	F-test hod. skuteč. P (0,05)*	$h^2 \pm s_{h^2}$
Bílé ušlechtilé	celý soubor zvířat	třídy S	465	2,58*	$0,868 \pm 0,079$	2,61*	$0,760 \pm 0,072$
		podtřídy D	1363	3,19*	1,106	2,26*	$0,775 \pm 0,073$
		reziduum S + D	5472		$0,987 \pm 0,086$		$0,767 \pm 0,072$
	stanice: Branky na Moravě	třídy S	70	2,35*	$0,847 \pm 0,209$	1,95*	$0,544 \pm 0,158$
		podtřídy D	179	3,09*	1,083	2,18*	$0,788 \pm 0,199$
		reziduum S + D	716		$0,965 \pm 0,229$		$0,666 \pm 0,179$
	stanice: Růžodol	třídy S	92	2,15*	$0,824 \pm 0,187$	3,04*	$0,991 \pm 0,211$
		podtřídy D	208	3,08*	1,086	1,72*	$0,459 \pm 0,133$
		reziduum S + D	832		$0,955 \pm 0,172$		$0,725 \pm 0,172$
	stanice: Troubsko	třídy S	93	3,41*	1,328	2,76*	$0,887 \pm 0,215$
		podtřídy D	159	1,65*	$0,371 \pm 0,140$	1,15	$0,113 \pm 0,102$
		reziduum S + D	640		$0,850 \pm 0,210$		$0,500 \pm 0,159$
Přeštické černostrakaté	celý soubor zvířat	třídy S	71	3,40*	1,338	3,01*	1,037
		podtřídy D	173	3,17*	$0,930 \pm 0,224$	2,23*	$0,692 \pm 0,184$
		reziduum S + D	700		1,134		$0,865 \pm 0,213$

* testováno na $\alpha = 0,05$

Hodnoty $\pm s_{h^2}$ jsme nepočítali u hodnot h^2 , které se nedají verifikovat.

II. Koeficienty dědivosti výkrmnosti u plemen landrace a pietrain (za celou populaci plemene a podle stanic výkrmnosti) — The heritability coefficients of fattening capacity in the Landrace and Pietrain breeds (for the whole populations of the respective breeds and for individual fattening-capacity stations)

Plemeno	Celá populace nebo stanice	Zdroj variance	n	Počet dní od narození do 90 kg		Průměrný přírůstek	
				F-test hod. skuteč. P (0,05)*	$h^2 \pm s_h^2$	F-test hod. skuteč. P (0,05)*	$h^2 \pm s_h^2$
Landrace	celý soubor zvířat	třídy S	174	2,24*	0,740 $\pm$ 0,115	2,91*	0,866 $\pm$ 0,129
		podtřídy D	523	3,72*	1,316	2,33*	0,779 $\pm$ 0,120
		reziduum S + D	2100		1,028		0,823 $\pm$ 0,124
	stanice: Růžodol	třídy S	42	1,72*	0,625 $\pm$ 0,244	4,37*	1,339
		podtřídy D	85	3,23*	1,207	1,29	0,180 $\pm$ 0,147
		reziduum S + D	340		0,916 $\pm$ 0,308		0,760 $\pm$ 0,274
	stanice: Ústrašice	třídy S	43	1,37	0,321 $\pm$ 0,152	2,20*	0,561 $\pm$ 0,204
		podtřídy D	112	4,59*	1,740	1,64*	0,475 $\pm$ 0,185
		reziduum S + D	448		1,030		0,518 $\pm$ 0,195
	stanice: Květnice	třídy S	29	2,51*	1,115	1,46	0,301 $\pm$ 0,200
		podtřídy D	62	3,74*	1,165	1,91*	0,678 $\pm$ 0,299
		reziduum S + D	252		1,141		0,489 $\pm$ 0,250
Pietrain	celý soubor zvířat	třídy S	14	0,60	-0,598	1,78	0,661 $\pm$ 0,469
		podtřídy D	26	4,37*	2,104	3,19*	1,182
		reziduum S + D	104		0,753 $\pm$ 0,503		0,922 $\pm$ 0,567

a vyšší hodnota pro komponenty otců i matek — h^2_{s+d} 0,850. Pro plemeno přeštické černostrakaté byla nalezena vysoká hodnota pro komponenty matek — h^2 0,930, ostatní hodnoty se nedaly verifikovat (tab. I).

Pro průměrný denní přírůstek u celé populace plemene bílé ušlechtilé jsme získali rovněž dosti vysoké hodnoty h^2 , a to h^2_s 0,760, h^2_D 0,775 a h^2_{s+d} 0,767. Vysoké hodnoty h^2 jsme ještě našli pro stanici Branky na Moravě podle komponenty matek h^2_D 0,788, pro stanice Růžodol a Troubsko podle komponenty otců h^2_s 0,991 a 0,887; dále pro komponentu otců a matek u plemene přeštické černostrakaté h^2 0,865. Pro komponenty otců i matek jsme získali nižší hodnoty h^2 u stanice Branky na Moravě a Troubsko — h^2_{s+d} 0,66 a 0,500. Pro průměrný denní přírůstek byly nalezeny hodnoty koeficientu dědivosti zřetelně nižší než pro počet dní od narození do 90 kg hmotnosti.

Koeficienty dědivosti počtu dní od narození do 90 kg živé hmotnosti a průměrného denního přírůstku pro plemena landrase a pietrain jsou uvedeny v tab. II.

Pro počet dní od narození do 90 kg živé hmotnosti u plemen landrase a pietrain jsme našli proti plemeni bílé ušlechtilé více hodnot h^2 , které se nedají verifikovat. Pro celou populaci plemene landrase byla pro komponenty otců nalezena vysoká hodnota h^2 0,740. Vysoké hodnoty koeficientu dědivosti byly nalezeny u stanice Růžodol pro komponenty otců a matek h^2_{s+d} 0,916 a pro plemeno pietrain h^2_{s+d} 0,753. Pro stanici Květnice byly zjištěny hodnoty, které se nedají verifikovat (tab. II).

Pro průměrný denní přírůstek u celé populace plemene landrase byly tak jako u plemene bílé ušlechtilé nalezeny vysoké hodnoty h^2 , a to h^2_s 0,866, h^2_D 0,779 a h^2_{s+d} 0,823. Obdobně vysoké koeficienty dědivosti jsme získali pro soubor zvířat ze stanice Růžodol — h^2_{s+d} 0,760 a pro plemeno pietrain — h^2_{s+d} 0,922. Pro soubor zvířat ze stanice v Ústrašicích jsme pro komponenty otců našli hodnoty h^2_s 0,561, pro komponenty matek h^2_D 0,475 a pro komponenty otců a matek h^2_{s+d} 0,518. Pro soubor zvířat ze stanice Květnice byly nalezeny rozdílné hodnoty pro komponenty otců a matek, a to h^2_s 0,301, h^2_D 0,678 a h^2_{s+d} 0,489 (tab. II).

V zahraniční literatuře se téměř nevyskytují práce udávající výši koeficientů dědivosti pro počet dní výkrmu. V tomto ukazateli naše výpočty odpovídají vyšším hodnotám koeficientů dědivosti. U průměrného denního přírůstku odhadnuté hodnoty h^2 se středními hodnotami (přibližně od 0,400 do 0,700) odpovídají výsledkům v zahraničí, kdežto vyšší hodnoty (h^2 nad 0,700) odpovídají posledním výsledkům našich autorů.

Literatura

- BIEDERMANN, G.: Neue genetische Parameter wichtiger Mast- und Schlachtleistungsmerkmale bei der Deutschen Landrasse. Zeitschrift für Tierzüchtung und Züchtungsbiologie, 88, 1972, č. 4, s. 291-307.
- BUCHTA, S. — DUFEK, J.: Proměnlivost vlastností výkrmnosti a jatečné hodnoty u bílých ušlechtilých prasat. Živočišná výroba, 15, 1970, č. 7-8, s. 557-568.
- EL-ISSAWI, H. F. — REMPEL, W. E.: Heritability of growth rate in inbred swine based on a crossbred foundation. Journal of Animal Science, 20, 1961, č. 3, s. 593-596.
- FLOCK, D. — SCHUTZBAR, W. — LAUPRECHT, E.: Beziehungen zwischen der Eigenleistung und den Prüfungsergebnissen ihrer Vollgeschwister und Nachkommen. Zeitschrift f. Tierzücht. u. Züchtungsbiol., 86, 1970, s. 316-324.

FREDEEN, H. T. — JONSSON, P.: Genetic variance and covariance in Danish Landrace Swine as evaluated under a system of individual feeding of Progeny test groups. Zeitschrift f. Tierzücht. u. Züchtungsbiol., 70, 1957, s. 348-363.

GAVORA, J.: Štúdium premenlivosti niektorých užitočných vlastností bielych ušlechtilých ošípaných na Slovensku. II. část. Poľnohospodárstvo, 13, 1970, č. 10, s. 750-763.

GERLACH, J.: Echolotmessungen als Hilfsmittel für die Zuchtwertschätzung beim Schwein. 4. Mitteilung. Untersuchungen über die Selektion von Zuchtsauen unter besonderer Berücksichtigung einer Eigenleistungsprüfung im Züchterstall. Zeitschrift f. Tierzücht. u. Züchtungsbiol., 86, 1970, č. 4, s. 325-348.

LAUPRECHT, E. — FLOCK, D. — HINKELMANN, K.: Diallele Paarungen beim Schwein. Zeitschrift f. Tierzücht. u. Züchtungsbiol., 83, 1967, č. 2, s. 178-189.

MOSKAL, V.: Dědivost a genetický zisk vlastností výkrmnosti a jatečné hodnoty prasat. Živočišná výroba, 18, 1973, č. 8, s. 587-593.

MOSKAL, V.: Analýza genetických a prostředím podmíněných faktorů u vlastností výkrmnosti a jatečné hodnoty prasat při využití samočinného počítače. [Závěrečná zpráva.] Uhřetěves, VÚŽV 1973a, s. 21-58.

PAVLÍK, J. — FIEDLER, J. — ŠILER, R.: Genetické parametry výkrmnosti a jatečné hodnoty prasat plemene cornwallského a landrase. Živočišná výroba, 16, 1971, č. 1, s. 29-35.

PIRCHNER, F.: Züchtungsfragen in der Fleischerzeugung. Zeitschrift f. Tierzücht. u. Züchtungsbiol., 82, 1966, č. 2, s. 139-154.

PLOCEK, F.: Dědivost některých ukazatelů jatečné hodnoty bílých ušlechtilých prasat. Živočišná výroba, 10, 1965, č. 6, s. 409-414.

PLOCEK, F. — VÍTEK, M.: Výzkum selekčních kritérií a analýza účinnosti selekčních metod v chovu prasat — předběžný návrh selekčních kritérií. [Závěrečná zpráva.] Kostelec n. O., VÚCHP 1973, s. 1-45.

STOCKHAUSEN, C. W. I. — BOYLAN, W. J.: Heritability and genetic correlation estimates in a new breed of swine. Canadian Journal of Animal Science, 46, 1966, č. 3, s. 211-216.

SWIGER, L. A.: Genetic and environmental influences on gain of beef cattle during various periods of life. Journal of Animal Science, 20, 1961, s. 183.

ZAGOŽEN, F. — FLOCK, D.: Genetische Aspekte der Mastleistung beim Schwein in verschiedenen Gewichtsabschnitten. Züchtungskunde, 42, 1970, č. 1, s. 43-52.

Došlo dne 30. 1. 1975

MOSKAL V. (Výzkumný ústav živočišné výroby, Uhřetěves). *Dědivost výkrmnosti prasat plemen bílé ušlechtilé, landrace, přeštické černostrakaté a pietrain*. Živočišná výroba (Praha) 20 (7) : 473-480, 1975.

K výpočtu koeficientů dědivosti vlastností výkrmnosti, tj. počtu dní od narození do 90 kg a průměrného denního přírůstku bylo použito výchozích údajů ze stanic výkrmnosti, a to u plemene bílého ušlechtilého 5472 zvířata, u plemene landrace 2100 zvířat, u plemene přeštického černostrakatého 700 zvířat a u plemene pietrain 104 zvířata. S ohledem na hierarchické třídění o dvou faktorech byla experimentální porovnání seskupována do tříd (S — otcové) a do podtříd (D — matky). Zvířata se prověřovala ve čtveřicích a výchozí data nebyla korigována. V počtu dní od narození do 90 kg byly u plemene bílého ušlechtilého a přeštického černostrakatého nalezeny buď vysoké hodnoty h^2 — od 0,824 do 0,987 (kromě jedné hodnoty pro stanici Troubsko h_D^2 0,371), nebo hodnoty $h^2 > 1$, tedy hodnoty, které se nedají verifikovat. U plemene landrace a pietrain byly nalezeny tři vysoké hodnoty h^2 0,740, 0,753 a 0,916, dvě hodnoty o střední úrovni h^2 0,321 a 0,625, kdežto ostatní hodnoty se nedají verifikovat. U průměrného denního přírůstku pro celou populaci plemene bílého ušlechtilého jsme zjistili vysoké hodnoty h^2 od 0,760 do 0,775, u stanice Růžodol h^2 od 0,459 do 0,991, u stanice Branky na Moravě h^2 od 0,544 do 0,788. U plemene přeštického černostrakatého byly nalezeny dosti vysoké hodnoty h_D^2 0,692 a h_{S+D}^2 0,865. Pro celou populaci plemene landrace a pietrain byly nalezeny vysoké hodnoty h^2 od 0,661 do 0,922, kdežto pro soubory zvířat ze tří stanic výkrmnosti bylo zjištěno osm nižších hodnot h^2 od 0,301 do 0,760 a ostatní hodnoty $h^2 > 1$.

МОСКАЛ В. (Научно-исследовательский институт животноводства, Угржинева). Наследуемость свойства способности к откорму у пород белой улучшенной, ландрас, пржештицкой черно-пестрой и пьетрен. *Živočišná výroba* (Praha) 20 (7) : 473-480, 1975.

Для вычисления коэффициентов наследуемости свойства способности к откорму, т. е. числа дней со дня рождения до 90 кг и среднесуточного привеса брались исходные данные из станций — откормочников, т. е. у белой улучшенной породы 5472 животных, у породы ландрас 2100 животных, у пржештицкой черно-пестрой породы 700 животных и у породы пьетрен 104 животных. Учитывая иерархический отбор по двум факторам, экспериментальное сравнение группировалось по классам (S — отцы) и подклассам (D — матки). Животные проверялись по 4; исходные данные не корректировались. В числе дней со дня рождения до 90 кг у пород белой улучшенной породы и пржештицкой черно-пестрой были установлены или высокие значения h^2 — от 0,824 до 0,987 (помимо одного значения для станции Трубско h_D^2 0,371), или значения $h^2 > 1$, следовательно, значения, которые не поддаются удостоверению. У пород ландрас и пьетрен были установлены три высокие значения h^2 0,740, 0,753 и 0,916, два значения среднего уровня h^2 0,321 и 0,625, в то время как остальные значения недостоверны. У среднесуточного привеса для всей популяции белой улучшенной породы были получены высокие значения h^2 с 0,760 до 0,775, в станции Ружодол h^2 с 0,459 до 0,991, в станции Бранки в Моравии h^2 с 0,544 до 0,788. У пржештицкой черно-пестрой породы были установлены сравнительно высокие значения h_D^2 0,692 и $h_S + D^2$ 0,865. Для всей популяции пород ландрас и пьетрен были установлены высокие значения h^2 с 0,661 до 0,922. В то время как для совокупности животных с трех станций-откормочников было установлено восемь минимальных значений h^2 с 0,301 до 0,760 и другие значения $h^2 > 1$.

MOSKAL V. (Forschungsanstalt für tierische Produktion, Uhřetíněves.) *Heritabilität der Mastseigenschaften bei dem Weißen Edelschwein, dem Landrace-Schwein, dem Preschtitzer schwarzfleckigen und dem Pietrain-Schwein*. *Živočišná výroba* (Praha) 20 (7) : 473-480, 1975.

Zur Berechnung der Heritabilitätskoeffizienten der Mastfähigkeitseigenschaften, d. h. der Anzahl von Tagen ab Geburt bis 90 kg Lebendmasse und der durchschnittlichen täglichen Lebendmassezunahme wurden die ursprünglichen Daten aus den Mastprüfungsstationen benutzt, und zwar von 5472 Edelschweinen, 2100 Landrace-Schweinen, 700 Preschtitzer Schweinen und 104 Pietrain Schweinen. Mit Rücksicht auf die hierarchische Klassifizierung bei zwei Faktoren wurden die experimentellen Vergleiche nach Klassengruppen (S — Väter) und Untergruppen (D — Mütter) durchgeführt. Die Tiere wurden in Vierergruppen überprüft und die Ausgangsdaten wurden nicht korrigiert. In bezug auf die Anzahl der Tage von Geburt bis 90 kg Lebendmasse wurden bei der Weißen Edelschwein- und der Preschtitzer schwarzfleckigen Schweinerasse entweder hohe h^2 -Werte von 0,824 bis 0,987 (mit Ausnahme eines Wertes für die Station Troubsko = h_D^2 0,371) oder die Werte $h^2 > 1$ festgestellt, d. h. unverifizierbare Werte. Bei der Landrace- und der Pietrainrasse wurden drei hohe Werte (h^2 0,740, 0,753 und 0,916) und zwei mittelhohe Werte (h^2 0,321 und 0,625) ermittelt, während die übrigen Werte unverifizierbar sind. In bezug auf die tägliche Lebendmassezunahme für die gesamte Population des Weißen Edelschweins stellten wir hohe h^2 -Werte von 0,760 bis 0,775, bei der Kontrollstation Růžodol Werte von 0,459 bis 0,991, bei der Kontrollstation Branky Werte von 0,544 bis 0,788 fest. Bei der Preschtitzer schwarzfleckigen Schweinerasse wurden ziemlich hohe Werte (h_D^2 0,692 und $h_S + D^2$ 0,865) vorgetroffen. Für die Gesamtpopulation der Landrace- und der Pietrain Schweine wurden hohe h^2 -Werte von 0,661 bis 0,922 ermittelt. Für die Gesamtheiten der Schweine aus drei Stationen aber wurden acht niedrigere h^2 -Werte von 0,301 bis 0,760 und die übrigen Werte von $h^2 > 1$ festgestellt.

Adresa autora:

Ing. Václav Moskal, CSc., Výzkumný ústav živočišné výroby, 251 61 Praha 10 — Uhřetíněves

GENETICKÉ PARAMETRY UKAZATELŮ STRUKTURY PLICNÍ TKÁNĚ A MASNÉ UŽITKOVOSTI U BÝKŮ

J. VÁCHAL, J. PŘIBYL

VÁCHAL J., PŘIBYL J. (Research Institute of Animal Production, Uhřetěves). *Genetic Parameters of the Indices of Lung Tissue Structure and Meat Efficiency in Bulls*. *Zivočišná výroba* (Praha) 20 (7) : 481-489, 1975.

The heritability coefficients for the indices of meat efficiency showed a trend corresponding to medium and high figures presented in literature. Their values for body organ weight and volume and, in particular, for the indices of lung tissue structure (despite their merely informative character) are as follows: lung weight 0.32; heart weight 0.35; liver weight 0.88; spleen weight 0.78; alveole size 0.45; percentual proportion of alveoles 0.92; interstitium thickness 0.73. Due to the relatively low number of descendant groups and a relatively high variability of their intra-group frequencies, no genetic correlations among the indices under study were calculated, with the exception of one combination (the relation between alveole size and hind quarter weight). The r_G value was found to be 0.50; this value should be treated from the viewpoint of tendency rather than from the viewpoint of the numerical value. The highest numerical values of correlation coefficients were found in weight indices. Low values of correlation coefficients were found between the indices of lung tissue structure and a majority of all the remaining indices, although some of them were significant ($n = 93$) due to the high number of observations. In a majority of cases, these are values close to zero with a positive and negative tendency. Even despite significant inter-group differences among descendants ($P < 0.01$) revealed in alveole size, the indices of lung tissue structure studied in our trial cannot be considered as the guide indices for the evaluation of greater or smaller ability of meat production. On the example of bull Cesar the results prove the possibility of effective joint selection for milk production and for meat production according to the breeding value of the same individuals.

meat efficiency and lung tissue indices; heritability; phenotypic and genetic correlations

Tato práce navazuje bezprostředně na předchozí studii „Zhodnocení histologické struktury plicní tkáně ve vztahu k masné užitkovosti býků“ (Příbyl, Váchal, 1974). Vychází ze stejného materiálu a přináší jeho zhodnocení s ohledem na možné využití studovaných ukazatelů struktury plicní tkáně v selekci skotu.

LITERÁRNÍ PŘEHLED

V současné době, zejména s nástupem realizace komplexních selekčních programů u skotu s kombinovanou užitkovostí masa a mléka, jsou předmětem studia genetická spojení mezi užitkovostí mléčnou a masnou. V jedné z prvních prací tohoto druhu uvádí Mason (1964) vesměs slabé kladné genetické korelace mezi produkcí

mléka a denním přírůstkem polosourozenců. Daleko podrobněji jsou tyto a další hodnoty studovány v práci Masona, Viala a Thompsona (1972). U strakatého skotu v NSR uvádí Dinklage (1965) kladnou genetickou korelaci mezi produkcí mléka a denním přírůstkem. Podobně je tomu i u našeho skotu, kde byly zjištěny slabé pozitivní korelace mezi masnou užitkovostí polobratrů a mléčnou užitkovostí polosester. S touto skutečností prakticky počítají jednotlivé programy, zejména norský (Skjervold 1963, 1972) a také náš (Váchal, 1966; Šereda et al., 1968).

Poměrně malé množství je prací, které se zabývají působením změn během ontogenetického vývoje u skotu s ohledem na jeho některé produkční vlastnosti. Přestože byly položeny solidní základy ke sledování genetického vlivu otců na jejich potomstvo pomocí kontroly dědičnosti, vidí někteří autoři dosažení většího úspěchu v zapojení dalších biologických disciplín do sledování látkové výměny hospodářských zvířat. Vychází se přitom z nevyhnutelnosti vztahů biologických možností organismu a tím i z určení stupně jeho užitkového využití. Současným cílem těchto studií je objektivizace a další zpřesnění odhadu plemenné hodnoty zvířat, event. její předpověď při tzv. časné selekci. V úvahu přicházejí takové znaky, jež geneticky korelují s dílčími ukazateli látkové přeměny. Perspektivní naplnění tohoto cíle vidí např. Leuthold (1972) ve spolupráci některých biologických disciplín při odkrývání vztahů některých biochemických a fyziologických ukazatelů k pozdější užitkovosti zvířat. Někteří autoři, jako např. Seyle (1956) (cit. Leuthold, 1972), vidí značný genetický pokrok ve vývoji takových selekčních kritérií, do nichž bude nutné zařadit přízpusobovací syndromy vůči stressovým podmínkám.

Existuje celá řada dalších hledisek, která jsou navrhována jako odůvodněná pro zkoumání a zjišťování určitých znaků z tělních tekutin nebo tkání, geneticky determinovaných a s předpokládaným spojením s danou užitkovou vlastností.

MATERIÁL A METODA

Do pokusného sledování bylo zařazeno potomstvo po 9 býcích v celkovém počtu 93 zvířat, vykrmovaných za podmínek uvedených v předchozí práci (Příbyl, Váchal, 1974).

V této práci je rovněž popsána metodika odběru vzorků pro mikroskopické šetření, jejich fixace, barvení a hodnocení.

Všechny naměřené a navážené číselné hodnoty byly podrobeny běžnému variačně-statistickému zhodnocení. Byla propočtena i řada korelací pro zjištění vztahů mezi hodnotami hmotnosti (průměrná hmotnost před porážkou 505 kg, hmotnost předních čtvrtí 135,9 kg, hmotnost zadních čtvrtí 155,6 kg), hodnotami hmotnosti orgánů (hmotnost plic 4,51 kg, srdce 1,96 kg, jater 5,66 kg, sleziny 0,96 kg) i mikroskopickou strukturou plicní tkáně. Se všemi individuálně naměřenými hodnotami byly korelovány tyto znaky: výška v kohoutku, živá hmotnost před porážkou, hmotnost zadních čtvrtí, velikost a počet alveolárních útvarů.

Sledovaný materiál byl využit i ke zjištění hodnot koeficientů dědivosti. Koeficienty dědivosti byly propočteny i pro netradičně zjišťované ukazatele, jako jsou hmotnostní hodnoty orgánů a mikroskopická skladba plicní tkáně. Koeficient dědivosti byl odhadován jako čtyřnásobek příslušného intraklasního koeficientu.

VÝSLEDKY A DISKUSE

Vypočtené hodnoty koeficientů dědivosti byly sestaveny do tab. I. Pro živou hmotnost byl zjištěn vysoký koeficient dědivosti $h^2 = 0,72$. Středně vysoké a souhlasné hodnoty byly vypočteny u hmotnosti předních a zadních čtvrtí i u hmotnosti masa na předních a zadních čtvrtích. Poněkud vyšší hodnoty koeficientů dědivosti byly zjištěny u hmotnosti kostí, zvláště u přední čtvrti. Pro množství snadno oddělitelného tuku byla vypočtena nereálná hodnota koeficientu dědivosti.

Jako vysoce dědivé se projeví další znaky, a to hmotnost kůže ($h^2 = 0,86$), hmotnost hlavy s jazykem a hmotnost končetin.

Ukazatel	h^2
Živá hmotnost před porážkou	0,72
Hmotnost předních čtvrtí	0,45
Hmotnost zadních čtvrtí	0,50
Hmotnost masa na přední pravé čtvrti	0,47
Hmotnost kostí na přední pravé čtvrti	0,64
Hmotnost masa na zadní pravé čtvrti	0,86
Hmotnost kostí na zadní pravé čtvrti	0,50
Hmotnost kůže	0,86
Hmotnost hlavy	0,62
Hmotnost končetin	0,62
Hmotnost plic	0,32
Objem plic	0,35
Hmotnost srdce	0,35
Objem srdce	0,43
Hmotnost jater	0,88
Objem jater	0,83
Hmotnost sleziny	0,78
Velikost alveolů	0,45
Procentuální podíl alveolů	0,92
Síla intersticia	0,73
Procentuální podíl tkáně	0,85
Procentuální podíl tkáně k alveolům	0,97

Hmotnost i objem plic vykázaly středně vysoké hodnoty dědivosti $h^2 = 0,43$ a $0,35$. Pro hmotnost srdce byl vypočten koeficient $h^2 = 0,35$. Vysoký koeficient dědivosti byl zjištěn u hmotnosti jater i u hmotnosti sleziny, přičemž objemové hodnoty srdce, jater i sleziny vykázaly nereálné hodnoty.

Velikost alveolů má dosti vysoký koeficient dědivosti $h^2 = 0,45$. Ještě vyšší koeficient dědivosti byl zjištěn u síly intersticia $h^2 = 0,73$. Nejvyšší koeficient dědivosti však vykázala hodnota poměrová, již je procentuální podíl tkáně k alveolům ($h^2 = 0,97$). Ostatní zjišťované poměrové hodnoty, ať již počet alveolů na měřené ploše nebo procentuální poměr alveolů či tkáně z uvedené plochy, vykázaly hodnoty nereálné.

Uvedená číselná vyjádření příslušných koeficientů dědivosti je třeba jak vzhledem k poměrně variabilní a malé četnosti pozorování uvnitř skupin, tak i vzhledem k celkově nízké početnosti celého hodnoceného souboru považovat pouze za orientační informace. Ve svém celku však u jednotlivých kategorií znaků, pokud jde o jejich výši, umožňují stanovit určitou relativní příslušnost k vysoce či nízké dědivým znakům.

Pokud jde o ukazatele jatečné hodnoty a výkrmnosti, jsou to hodnoty spíše středně vysoké, které jsou vesměs zjištěny a byly stanoveny i pro náš skot (Zemánek, 1972). Heritabilita pro hmotnost a objem tělních orgánů je středně vysoká až vysoká a je poměrně obtížně srovnatelná pro mizivou dostupnost podobných informací. Zcela ojedinělé jsou naše výsledky h^2 pro ukazatele plicní tkáně a velmi zajímavé jsou i jejich vesměs relativně vysoké hodnoty.

Podobné stanovisko by příslušelo k hodnocení eventuálně zjišťovaných genetických korelací mezi jednotlivými znaky. Z tohoto důvodu nebyly genetické korelace pro všechny zjišťované znaky počítány. Pouze pro informaci jsme zjistili genetickou korelaci mezi hmotnostmi zadních čtvrtí, jakožto ukazatele masné užitkovosti a velikosti alveolů, jakožto ukazatele mikroskopické struktury plicní tkáně. Získaná hodnota $r_G = 0,50$ je při zjištění v podstatě nulové fenotypové korelaci a relativně vysokých koeficientech dědivosti obou korelovaných znaků překvapivě vysoká.

II. Korelace mezi vybranými znaky a jatečnou hodnotou — Correlation between selected traits and carcass value

	Výška v ko- houtku	Živá hmotnost	Hmot- nost zadních čtvrtí	Velikost alveolů	Počet alveolů
Živá hmotnost	0,39 ⁺⁺	—	0,88 ⁺⁺	0,05	0,04
Hmotnost předních čtvrtí	0,39 ⁺⁺	0,91 ⁺⁺	0,87 ⁺⁺	0,02	0,05
Hmotnost zadních čtvrtí	0,30 ⁺⁺	0,88 ⁺⁺	—	-0,01	0,06
Maso na přední pravé čtvrti	0,29 ⁺⁺	0,79 ⁺⁺	0,76 ⁺⁺	-0,12	0,15
Kosti na přední pravé čtvrti	0,39 ⁺⁺	0,83 ⁺⁺	0,75 ⁺⁺	0,08	0,02
Maso na zadní pravé čtvrti	0,19	0,85 ⁺⁺	0,89	-0,03	0,12
Kosti na zadní pravé čtvrti	0,41 ⁺⁺	0,60 ⁺⁺	0,60 ⁺⁺	-0,13	0,06
Tuk	0,16	0,04	0,06	0,20	-0,15
Hmotnost kůže	0,25 ⁺	0,62 ⁺⁺	0,47 ⁺⁺	0,22 ⁺	-0,18
Hmotnost hlavy	0,36 ⁺⁺	0,39 ⁺⁺	0,29 ⁺⁺	0,04	-0,10
Hmotnost končetin	0,24 ⁺	0,21	0,18	0,12	-0,20
Hmotnost jazyka	0,12	0,05	0,06	-0,01	0,10

Větší pozornost byla věnována příslušným fenotypovým korelacím, kdy byl brán v úvahu vždy celý soubor všech pozorování, bez třídění na podskupiny podle býků.

Ze zjištěných fenotypových korelací vyplývá několik základních charakteristik, nápadných již při hrubém rámcovém posouzení jejich číselných výrazů:

- vysoké konformní hodnoty mezi hmotnostmi před porážkou a ukazateli jatečné hodnoty (tab. II),
- vysoké hodnoty mezi vybranými znaky a hodnotami tělesných orgánů (tab. III),

– nízké hodnoty korelačních koeficientů mezi ukazateli mikroskopické struktury plicní tkáně s převážnou většinou všech ostatních znaků (tab. IV),

– nízké až střední hodnoty korelačních koeficientů pro vztah většiny vztahů k hmotnosti a objemu tělesných orgánů.

Poměrně nejzajímavější je celý komplex vztahů mezi ukazateli mikroskopické struktury plicní tkáně a počtem alveolů (se všemi ostatními znaky, kdy jsou korelovány číselné hodnoty vesměs blízké nule s kladnou i zápornou tendencí).

V určitém souladu s předpokládanou funkční vazbou jsou korelace mezi počtem alveolů a objemem plic a velikostí a počtem alveolů a obvodem hrudníku jak za lopatkou, tak na posledním žeburu. Pokud jde o vazbu s ukazateli hmotnosti a objemu tělesných rozměrů (s výjimkou hmotnosti kůže) a zejména s ukazateli jatečné hodnoty, je třeba konsta-

III. Korelace mezi vybranými znaky a hodnotami tělesných orgánů — Correlation between selected traits and the values of body organs

	Výška v ko- houtku	Živá hmotnost	Hmot- nost zadních čtvrtí	Velikost alveolů	Počet alveolů
Hmotnost plic	0,13	0,04	0,05	–0,12	0,16
Objem plic	0,11	0,13	0,10	–0,14	0,22 ⁺
Hmotnost srdce	0,20	0,49 ⁺⁺	0,35 ⁺⁺	–0,08	0,16
Objem srdce	0,06	0,47 ⁺⁺	0,34 ⁺⁺	0,03	0,11
Hmotnost jater	0,26 ⁺	0,62 ⁺⁺	0,46 ⁺⁺	–0,08	0,14
Objem jater	0,30 ⁺⁺	0,64 ⁺⁺	0,48 ⁺⁺	–0,04	0,09
Hmotnost sleziny	0,17	0,56 ⁺⁺	0,47 ⁺⁺	0,11	–0,10
Objem sleziny	0,16	0,53 ⁺⁺	0,42 ⁺⁺	0,10	0,02

IV. Korelace mezi vybranými znaky a ukazateli struktury plicní tkáně — Correlation between selected traits and the indices of lung tissue values

	Výška v ko- houtku	Živá hmotnost	Hmot- nost zadních čtvrtí	Velikost alveolů	Počet alveolů
Velikost alveolů	–0,03	0,05	–0,01	—	–0,90 ⁺⁺
Počet alveolů	–0,01	0,04	0,06	–0,90 ⁺⁺	—
% podíl alveolů	–0,09	0,21 ⁺	0,12	–0,09	0,30 ⁺⁺
Síla tkáně	0,05	–0,18	–0,13	0,41 ⁺⁺	–0,71 ⁺⁺
% tkáně	0,10	–0,19	–0,12	–0,09	–0,30 ⁺⁺
% alveolů ke tkáni	–0,14	0,23 ⁺	0,18	0,06	0,28 ⁺⁺
% tkáně k alveolům	0,09	–0,21 ⁺	–0,14	–0,10	–0,28 ⁺⁺

tovat, že se jedná podle zjištěných výsledků spíše o určitou nezávislost mezi těmito ukazateli.

Pozoruhodným zjištěním je však v dané souvislosti skutečnost, že potomstvo býků po Cesarovi s nejlepší růstovou schopností a masnou užitkovostí mělo v průměru nejmenší velikost alveolů a také malou sílu pojivové tkáně. Také je zajímavé, že pro velikost alveolů byly zjištěny mezi potomky býků významné rozdíly ($P < 0,01$), nikoliv však pro počet alveolů. Podobně tomu bylo i u síly pojivové tkáně a u procentuálního podílu tkáně k alveolům ($P < 0,001$). Proto jsme provedli následující rozdělení celého souboru.

V. Ukazatele masné užitkovosti při rozdělení souboru býků podle velikosti alveolů — Meat efficiency indices in the set of bulls divided according to the alveole size

	Nadprůměrná skupina	Podprůměrná skupina
Velikost alveolů (μ) — třídící znak	83,87	58,73
Hmotnost plic (kg)	4,39	4,55
Hmotnost předních čtvrtí (kg)	137,91	135,26
Hmotnost zadních čtvrtí (kg)	156,43	155,52
Maso na přední pravé čtvrti (kg)	42,56	43,22
Maso na zadní pravé čtvrti (kg)	57,94	58,02

Podle velikosti alveolů byli býci rozděleni do horší (podprůměrné) a lepší (nadprůměrné) skupiny, přičemž do každé skupiny byla zařazena jen polovina příslušných zvířat a k nim pak byly přiřazeny některé ukazatele masné užitkovosti. Výsledky jsou poměrně zajímavé, jak vyplývá z tab. V.

I když byl u uvedených dvou skupin (po 23 zvířatech) zjištěn značný rozdíl ve velikosti alveolů (velikost alveolů byla použita jako třídící znak), nebyly zjištěny podstatné rozdíly v hmotnosti předních a zadních čtvrtí ani v hmotnosti masa z předních a zadních pravých čtvrtí. Pouze u hmotnosti plic se potvrdila významná záporná korelace, jak je uvedeno v tab. IV. Přestože jsme tímto přehledem získali poněkud přesnější informace, než jakou bylo možné vyčíst z daných hodnot korelačních koeficientů, nelze nic měnit na předchozím poznatku vyplývajícím z nepatrné korelace, tj., že není zatím vhodné považovat ukazatele struktury plicní tkáně za eventuální indikátor schopností k vyšší či menší produkci masa.

Zjištěné prvenství potomstva býka Cesara v ukazatelích masné užitkovosti a v dalších významných znacích (Příbyl, Váchal, 1974) získává na významu tou skutečností, že pro téhož býka byla kontrolou dědičnosti mléčné užitkovosti zjištěna vysoká plemenná hodnota $RPH = 110\%$ a $PH + 0,21$. Uvedené výsledky plemenné hodnoty tohoto býka pro mléčnou užitkovost a současně velmi dobré výsledky pro masnou užitkovost, jak byly dokumentovány v práci Příbyla a Váchala (1974), jsou důkazem toho, že v současné populaci českého strakatého skotu při dané průměrné užitkovosti zhruba 3000 litrů mléka existují

vynikající rezervy pro efektivní současnou selekci na produkci masa, která je možná a proveditelná díky kladné statisticky nevýznamné odlišné genetické korelaci mezi produkcí mléka a produkcí masa, jak byla zjištěna u českého strakatého skotu V á c h a l e m (1973).

ZÁVĚR

Pro většinu sledovaných ukazatelů byly vyčísleny koeficienty dědivosti, které zejména u ukazatelů masné užitkovosti odpovídaly svou tendencí středně až vysokým údajům, jak jsou uváděny v dostupné literatuře. Z nich pak jsou hodnoty pro hmotnost a objem tělesných orgánů a zejména pro ukazatele struktury plicní tkáně i přes svůj pouze informační charakter následující: pro hmotost plic 0,32; objem plic 0,35; hmotnost srdce 0,35; objem srdce 0,43; hmotnost jater 0,88; objem jater 0,83; hmotnost sleziny 0,78; velikost alveolů 0,45; procentuální podíl alveolů 0,92; sílu intersticia 0,73 a procentuální podíl tkáně 0,85.

Vzhledem k relativně malé početnosti skupin potomků a poměrně velké variabilitě jejich vnitřně skupinové četnosti nebyly počítány genetické korelace mezi sledovanými znaky, s výjimkou jediné kombinace, a sice mezi velikostí alveolů a hmotností zadních čtvrtí. V daném souboru ($n = 93$, $p = 9$) byla zjištěna hodnota $r_G = 0,50$, kterou lze posuzovat spíše z hlediska tendence než z hlediska číselné hodnoty.

Pro vztah většiny znaků k hmotnosti a objemu tělesných orgánů byly zjištěny nízké až střední hodnoty korelačních koeficientů. Číselně nejvyšší hodnoty korelačních koeficientů byly zjištěny mezi ukazateli hmotnosti navzájem.

Mezi ukazateli struktury plicní tkáně a převážnou většinou všech ostatních znaků byly vesměs nízké hodnoty korelačních koeficientů, i když některé byly pro velký počet pozorování ($n = 93$) signifikantní. Ve většině případů však jde o hodnoty blízké nule s kladnou zápornou tendencí. I přes významné rozdíly mezi skupinami potomků ($P < 0,01$), zjištěné pro velikost alveolů, nelze považovat námi studované ukazatele struktury plicní tkáně za eventuální vodící znak s ohledem na posouzení větší či menší schopnosti produkce masa.

Výsledky pokusu potvrzují na příkladu býka Cesara možnost efektivní souběžné selekce podle plemenné hodnoty týčů jedinců jak pro produkci mléčnou, tak zejména pro produkci masnou.

Literatura

- DINKLAGE, H.: Relationship between milk, fat content and meat producing capacity of German Simmental cattle in Bavaria. *Landw. Jb.*, 42, 1965, s. 702-720.
- LEUTHOLD, G.: Aspekte der Nutzenanwendung von Erkenntnissen der biochemisch-physiologischen Genetik in der Tierzüchtung. *Archiv für Tierzucht*, 15, 1972, č. 3, s. 143-161.
- MASON, J. L.: Genetic relations between milk and beef characters in dual — purpose cattle breeds. *Anim. Prod.*, 1964, č. 6, s. 31-45.
- MASON, J. L. — VIAL, V. E. — THOMPSON, R.: Genetic parameters of beef characters and the genetic relationship between meat and milk production in British Friesian cattle. *Anim. Prod.*, 14, 1972, s. 135-148.

PŘIBYL, J. — VÁCHAL, J.: Zhodnocení histologické struktury plicní tkáně ve vztahu k masné užitkovosti býků. *Živočišná výroba*, 1974, č. 11, s. 813-820.

SKJERVOLD, H.: The optimum size of progeny groups and optimum use of young bulls in A. I. breeding. *Acta Agr. Scand.*, 13, 1963, s. 131.

ŠEREDA, L.: Koncepce rozvoje plemenářství do r. 1980. Státní plem. správa, Oborové ředitelství, Praha 1968.

VÁCHAL, J.: Výzkum populační a kvantitativní genetiky hospodářských zvířat. — skot. In: ŠILER R. et al.: [Závěrečná zpráva.] Uhřetěves, VÚŽV 1966.

ZEMÁNEK, F.: Výzkum genetických a fenotypových korelací mezi ukazateli výkrmnosti a jatečné hodnoty skotu a jejich vztah k mléčné užitkovosti. Zpráva o řešení výzk. úkolu za rok 1972, VŠZ Brno, 1972.

Došlo dne 20. 2. 1974

VÁCHAL J., PŘIBYL J. (Výzkumný ústav živočišné výroby, Uhřetěves). *Genetické parametry ukazatelů struktury plicní tkáně a masné užitkovosti u býků*. *Živočišná výroba* (Praha) 20 (7) : 481-489, 1975.

Zjištěné koeficienty dědivosti u ukazatelů masné užitkovosti odpovídaly svou tendencí středním až vysokým hodnotám údajů, jež jsou uváděny v literatuře. Jejich hodnoty pro hmotnost a objem tělesných orgánů a zejména pro ukazatele struktury plicní tkáně jsou i přes svůj pouze informační charakter následující: pro hmotnost plic 0,32; hmotnost srdce 0,35; hmotnost jater 0,88; hmotnost sleziny 0,78; pro velikost alveolů 0,45, procentuální podíl alveolů 0,92; pro sílu intersticia 0,73. Vzhledem k relativně malé početnosti skupin potomků a poměrně velké variabilitě jejich vnitřně skupinové četnosti nebyly počítány genetické korelace mezi sledovanými znaky s výjimkou jediné kombinace, a to mezi velikostí alveolů a hmotností zadních čtvrtí. Byla zjištěna hodnota $r_G = 0,50$, kterou lze posuzovat spíše z hlediska tendence než z hlediska číselné hodnoty. Číselně nejvyšší hodnoty korelačních koeficientů byly zjištěny mezi ukazateli hmotnosti navzájem. Mezi ukazateli struktury plicní tkáně a většinou všech ostatních znaků byly vyčísleny nízké hodnoty korelačních koeficientů, i když některé byly pro velký počet pozorování ($n = 93$) signifikantní. Většinou jde o hodnoty blízké nule s kladnou a zápornou tendencí. I přes významné rozdíly mezi skupinami potomků ($P < 0,01$), zjištěné pro velikost alveolů, nelze považovat námi studované ukazatele struktury plicní tkáně za eventuální vodící znak s ohledem na posouzení větší či menší schopnosti produkce masa. Výsledky potvrzují na příkladu býka Cesara možnost efektivní souběžné selekce podle plemenné hodnoty těchto jedinců jak pro produkci mléčnou, tak zejména pro produkci masnou.

znaky masné užitkovosti a plicní tkáně; dědivost; fenotypové a genetické korelace

ВАХАЛ Я., ПРЖИБИЛ Й. (Научно-исследовательский институт животноводства, Угржине-вес). *Генетические параметры показателей структуры легочной ткани и мясной продуктивности у быков*. *Живоčišná výroba* (Praha) 20 (7) : 481-489, 1975.

Установленные коэффициенты наследуемости у показателей мясной продуктивности по своей тенденции отвечали средним и даже высоким данным, приведенным в литературе. Их значения для массы и объема телесных органов, в особенности для показателя структуры легочной ткани, несмотря на свой лишь информационный характер, следующие: для массы легких 0,32; массы сердца 0,35; массы печени 0,88; массы селезенки 0,78; для размера альвеол 0,45; процентная доля альвеол 0,92; для силы интерстиция 0,73. Учитывая относительно малое число групп потомков и сравнительно большую изменчивость их внутригрупповой частоты, не учитывались генетические корреляции между изучаемыми признаками за исключением одной комбинации, а именно между размером альвеол и массой задних четвертей. Была установлена $r_G = 0,50$, которую можно оценивать скорее с точки зрения тенденции, чем с точки зрения цифрового значения. В цифровом отношении максимальные значения корреляционных коэффициентов были установлены между показателями массы взаимно. Между показателями структуры легочной ткани и большинством всех других признаков были получены низкие значения корреляционных коэффициентов, хотя и некоторые из-за большого числа наблюдений ($n = 93$) были значительными. В большинстве

случаев речь идет о значениях, приближающихся к нулю, с положительной и отрицательной тенденцией. Несмотря на значительные различия между группами потомков ($P < 0,01$), установленные по размеру альвеол, нельзя считать нами изучаемые показатели структуры легочной ткани случайными признаками с учетом оценки большей или меньшей способности продукции мяса. Результаты подтверждают на примере быка Цезаря возможность эффективной параллельной селекции согласно племенной ценности тех же особей как для молочной, так и для мясной продукции.

признаки мясной продуктивности и легочной ткани; наследуемость; фенотипическая и генетическая корреляции

VÁCHAL J., PŘIBYL J. (Forschungsanstalt für tierische Produktion, Uhřetíněves). *Genetische Parameter der Kennziffern der Lungengewebestruktur und der Fleischnutzleistung bei Bullen*. Živočišná výroba (Praha) 20 (7) : 481-489, 1975.

Die festgestellten Heritabilitätskoeffizienten der Fleischleistungskennziffern wiesen mittlere bis hohe Werte der in der Literatur angeführten Angaben auf. Es wurden folgende Werte für die Masse und das Volumen der Körperorgane und insbesondere für die Kennziffern der Lungengewebestruktur, die allerdings nur informativen Charakter haben, ermittelt: für die Lungenmasse 0,32, für die Herzmasse 0,35, für die Lebermasse 0,88, für die Milzmasse 0,78, für die Alveolengröße 0,45, für den prozentuellen Alveolenanteil 0,92 und für die Interstitiumstärke 0,73. In Hinsicht auf die relativ geringe Anzahl der Nachkommengruppen und die verhältnismäßig große Variabilität deren Innengruppen-Frequenz wurden zwischen den untersuchten Merkmalen die genetischen Korrelationen nicht berechnet, nur mit Ausnahme einer einzigen Kombination, und zwar zwischen der Alveolengröße und der Hinterviertelmasse. Es wurde für r_G der Wert von 0,50 festgestellt, den man eher vom Gesichtspunkt der Tendenz als vom Gesichtspunkt des numerischen Wertes beurteilen kann. Die numerisch höchsten Korrelationskoeffizienten wurden zwischen den gegenseitigen Körpermassenkennziffern festgestellt. Zwischen den Kennziffern der Lungengewebestruktur und der Mehrzahl aller übrigen Merkmale wurden niedrige Werte der Korrelationskoeffizienten ermittelt, wenn auch einige derselben infolge einer großen Anzahl von Beobachtungen ($n = 93$) signifikant waren. In der Mehrzahl handelt es sich um Werte nahe Null mit positiver und negativer Tendenz. Trotz der für die Alveolengröße festgestellten signifikanten Unterschiede zwischen den Nachkommengruppen ($P < 0,01$) kann man die von uns untersuchten Kennziffern der Lungengewebestruktur nicht als eventuelles leitendes Merkmal in bezug auf die Beurteilung einer größeren oder kleineren Fleischproduktionsfähigkeit ansehen. Die Ergebnisse bestätigen am Beispiel des Bullen Caesar die Möglichkeit einer effektiven parallelen Selektion nach dem Zuchtwert derselben Individuen sowohl für die Milchleistung, als auch insbesondere für die Fleischleistung.

Merkmale der Fleischleistung und des Lungengewebes; Heritabilität; Phänotyp- und genetische Korrelationen

Adresa autorů:

Doc. ing. Jan Váchal, CSc., ing. Jan Přibyl, CSc., Výzkumný ústav živočišné výroby, 251 61 Praha 10 - Uhřetíněves

Výběr z nových přírůstků
Ústřední zemědělské a lesnické knihovny ÚVTI
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 hod. U každé žádané publikace uveďte signaturu.

RUSSELL, D. M.

D 57.915/1974/14

Sheep classing in South Australia.

Adelaide (South Australia), Depart. of agric. 1974. 17 s. 16 obr. Bulletin No. 14.74 (Ovce — hodnocení — Austrálie jižní / Ovce — vlna — hodnocení — Austrálie jižní)

RALČEV, G.

C 16.787/1973/15

Mirovoj opyt primenenija promyšlennych technologij v ovcevodstve.

Sofija, Centr. naučno-techn. i ikon. inf. po sel'skomu i lesnomu chozjajstvu 1973. 67 s. tab. Referativnyj obzor 15. (Ovce — chov velkokapacitní — studijní zprávy / Ovce — chov — technologie — studijní zprávy — Bulharsko)

E 32.262/746

Sovremennyye napravlenija plemennoj raboty v mjasošerstnom ovcevodstve.

Moskva, Min. sel. chozjajstva 1973. 77 s. obr. 7 tab. Obzornaja informacija 746. (Ovce vlnařskomasná — chov — studijní zprávy — SSSR)

HODGSON, C. W. — BELL, T. D.

E 7.207/541

Performance studies with suffolk sheep.

Moscow (Idaho), Agric. exp. station 1973. 14 s. 16 tab. Bulletin 541. (Ovce suffolkská — užitkovost — výzkum — USA)

GREBENJUK, A. Z.

E 36.828

Proizvodstvo baraniny v tonkorynnom ovcevodstve.

Moskva, Kolos 1974. 207 s. obr. tab. (Ovce jemnovlnná — masná užitkovost — příručky)

OPAKOVATELNOST UKAZATELŮ MLÉČNÉ PRODUKCE MEZI ÚSEKY LAKTACE

J. PŘIBYL, J. VÁCHAL, K. HAVLÍČKOVÁ

PŘIBYL J., VÁCHAL J., HAVLÍČKOVÁ K. (Research Institute of Animal Production, Uhřetěves, University of Agriculture, Praha - Suchbátol). *The Repeatability of Milk Production Indices between Sections of Lactation*. Živočišná výroba (Praha) 20 (7) : 491-498, 1975.

The repeatability of milk efficiency between 30-day sections within lactation was estimated on the basis of the use of inter-class correlation coefficients $[S_a^2/(S_a^2 + S_e^2)]$. The components of dispersion were calculated according to the dispersion analysis of simple and binomial hierarchic classification. The effect of the stage of lactation was eliminated by the transformation of the original data with multiple constants which were determined on the basis of efficiency in individual sections of lactation expressed as the percentage of efficiency for total lactation. The results obtained by means of dispersion analysis of simple classification for data transformation bear an error due to different lactation lengths in the given set. The error was removed by the analysis of reduced lactations. Binomial hierarchic classification enables the comparison of dispersions among cows, among lactations, and within lactations. The shares of individual dispersions for individual cows can be expressed by the interclass coefficient $S_b^2/(S_b^2 + S_e^2)$. The repeatability coefficients of milk efficiency between 30-day sections within the lactation period are shown in a table. The highest repeatability was obtained for 1 kg of milk and the lowest for the percentual proportion of fat and proteins in milk. The set was represented by 549 lactations of the cows of the Bohemian Spotted breed.

milk production; variability; repeatability

V předešlé práci (Příbyl, Váchal, Havlíčková, 1975) jsme se zabývali vztahem ukazatelů mléčné užitkovosti za celé laktace. V této práci na ni navazujeme posouzením vztahů mezi užitkovostí za 30denní úseky uvnitř laktace.

LITERÁRNÍ PŘEHLED

K vyjádření průběhu laktace se používá řada způsobů, z nichž některé uvádí Kopecký, Kahoun, Mácha (1956). Nejčastěji se průběh laktační křivky vyjadřuje perzistencí, kterou zjišťují různí autoři různým způsobem (Johansson a Hansson, Mahadevan, Brunn, cit. Váchal, 1961; Smith, Legates, 1962; Rose, Young, Cole, 1965; Decking, 1965 aj.). V ČSSR se otázkou perzistence zabývali Kahoun (1963a, b) a Suchánek (1962). Wood (1967, 1968, 1970) vyjadřuje průběh laktace funkcí. Řada autorů zjišťovala korelace mezi užitkovostí za celou laktaci a její úseky (Gerov et al., 1971; Koníček, Frelich, 1971; Šafář et al., 1971; Todorov, 1971; Žebrovskij, Sominič, 1969 aj.).

MATERIÁL A METODA

Byl použit stejný materiál jako v práci „Opakovatelnost ukazatelů mléčné produkce mezi laktacemi“ (Příbýl, Váchal, Havlíčková, 1975).

Koeficient opakovatelnosti jsme vypočetli pomocí koeficientu intraklasní korelace: $S_a^2/(S_a^2 + S_e^2)$. Jednotlivé komponenty rozptylu jsme zjistili pomocí analýzy rozptylu jednoduchého a dvojného hierarchického třídění (pro model II) podle modelových rovnic

$$p_{ij} = u + a_i + e_{ij}$$

$$p_{ijk} = u + a_i + b_{ij} + e_{ijk}$$

převzatých od autorů Stahl et al. (1970).

Relativní průběh laktace může být za určitých okolností rozdílný při stejné užitkovosti za laktaci nebo naopak shodný i při podstatně odlišné užitkovosti za celou laktaci. Rozptyl v užitkovosti za 30denní úseky laktace, působený průběhem laktace, jsme odstranili následovně: Nádoje za 30denní úseky jsme vyjádřili v procentech z nádojů za celé příslušné laktace. Mezi odpovídajícími úseky u různých laktací, vyjádřenými v procentech, byl stanoven průměr. Těmito průměrnými procentuálními hodnotami pro první až desátý úsek laktace byly vyděleny nádoje v příslušných úsecích každé laktace. Takto přepočtené nádoje pak vykazují rozptyl pouze od průměrného průběhu laktačních křivek.

Stejným způsobem jsme postupovali u všech ukazatelů mléčné užitkovosti (kg mléka, kg mléčného tuku, kg bílkovin, procento tuku a procento bílkovin v mléce). S původními i upravenými daty jsme vypočetli intraklasní koeficienty.

VÝSLEDKY A DISKUSE

Laktační křivky pro kg mléka, kg tuku a kg bílkovin v mléce mají u použitého souboru poměrně prudký pokles. Naopak tučnost mléka a zvláště procentuální obsah bílkovin v mléce stoupají během laktace jen velmi zvolna. Pomalejší vzestup obsahu bílkovin v mléce je ve shodě

I. Analýzy rozptylu jednoduchého třídění pro mléčnou užitkovost za 30denní úseky uvnitř laktace — Analysis of the dispersion of simple classification for milk efficiency for 30-day sections within lactation

	S_a^2	S_e^2	Intraklasní koeficienty	S_r
1) kg mléka	11 336,92	20 357,22	0,3575+	0,0174
kg tuku	16,42	30,28	0,3517+	0,0173
kg bílkovin	12,18	24,80	0,3293+	0,0171
% tuku	0,08	0,37	0,1781+	0,0138
% bílkovin	0,04	0,18	0,1939+	0,0143
2) kg mléka	16 974,88	14 315,16	0,5420+	0,0172
kg tuku	23,26	22,58	0,5070+	0,0176
kg bílkovin	18,17	19,65	0,4801+	0,0177
% tuku	0,06	0,63	0,0827+	0,0105
% bílkovin	0,02	0,38	0,0558+	0,0093

Rozsah souboru činí 5249 úseků náležejících k 549 laktacím.

1) je soubor původních dat,

2) je soubor upravených dat.

s údaji v literatuře (M á c h a, P a v e l, 1960; P l e s n í k, 1958; W a i t e et al., 1956). Poslední tři úseky laktace se ve svém průměru poněkud odchylují od celkového průběhu tučnosti a obsahu bílkovin v mléce.

Pro vyloučení rozptylu působeného průběhem laktačních křivek byl použit přepočtení pomocí násobných konstant. Při stanovení těchto konstant se vycházelo ze všeobecně používaného vyjádření průběhu laktačních křivek v procentech měsíčních nádojů z celé laktace. Je otázka, zda by nebylo přesnější používat při vyrovnání laktační křivky aditivních konstant.

K vyloučení vlivu stadia laktace je také možné použít analýzu rozptylu dvojnásobného třídění, kde jednou třídou jsou laktace a druhou třídou úseky uvnitř laktace. Při tomto způsobu ovlivňují laktace s extrémní užitkovostí svým průběhem rozptyl, působený tímto systematickým faktorem, více než laktace, na kterých byla dosažena průměrná užitkovost. Metoda použitá k vyloučení rozptylu působeného systematickým faktorem umožňuje stejnoměrnější působení jednotlivých laktačních křivek na rozptyl i při podstatně rozdílné užitkovosti za laktaci.

Analýzy rozptylu jednoduchého třídění pro mléčnou užitkovost za 30denní úseky laktace rozděluje celkový rozptyl na rozptyl mezi laktacemi a rozptyl uvnitř laktací (tab. I).

Vyloučením vlivu stadia laktace došlo ke snížení rozptylu mezi úseky uvnitř laktací pro kg mléka, kg tuku, kg bílkovin. Naopak rozptyl uvnitř laktací pro procentuální obsah tuku a bílkovin v mléce se zvýšil (tab. I). Hlavní příčinou této nelogičnosti je různá délka laktací u použitého souboru. Na základě přepočítávacích koeficientů se přehodnotily 8. až 10. úsek laktace, čímž se zvýšil rozptyl uvnitř laktací. Při analýzách laktací zkrácených na sedm úseků byl tento nedostatek odstraněn, jak je patrné z tab. II.

Počtení postup pro všech pět ukazatelů mléčné užitkovosti byl stejný, došlo se však k lepším výsledkům při přepočtu u kg mléka a kg mléčného obsahu. Stadium laktace má menší vliv na kolísání obsahu bílkovin a na tučnost mléka než na kg mléka a kg mléčného obsahu, což je patrné ze srovnání analýz v tab. II. Při malém rozptylu se působením systematického faktoru (u tučnosti a obsahu bílkovin) mnohem výrazněji projevují náhodilé odchylky, působené nepostřehnutelnými vlivy, zahrnované do S^2_e .

Komplexní rozbor umožňují analýzy rozptylu dvojnásobného hierarchického třídění, které jsou uvedeny v tab. II. Rozděluje celkový rozptyl na rozptyl mezi kravami, mezi laktacemi uvnitř krav a rozptyl uvnitř laktací.

Intraklasní koeficient $S^2_b / (S^2_b + S^2_e)$ vyjadřuje poměr rozptylu mezi laktacemi uvnitř krav k celkovému rozptylu uvnitř krav. Z tohoto ukazatele plyne, že mezi laktacemi uvnitř krav je nejvyrovnanější tučnost. Méně vyrovnaný je obsah bílkovin a nejmenší vyrovnanost mezi laktacemi uvnitř krav je v kg mléka.

U dvojnásobných analýz, obzvláště pro přepočtené údaje, porovnáme-li intraklasní koeficienty uvnitř krav vypočtené pro procento bílkovin a tuku ve vztahu k intraklasním koeficientům, pro kg bílkovin a kg tuku, nacházíme rozdíly v relaci. Ačkoliv vyrovnanost uvnitř krav mezi lakta-

II. Analýzy rozptylu dvojného hierarchického třídění pro mléčnou užitkovost za classification for milk efficiency for 30-day sections of reduced lactations

	S_a^2	S_b^2	S_e^2	S_a^2/S_p^2
1) kg mléka	10 051,11	4 188,80	14 258,52	0,3527
kg tuku	13,77	5,66	24,26	0,3152
kg bílkovin	10,95	4,55	19,76	0,3105
% tuku	0,05	0,03	0,28	0,1384
% bílkovin	0,00	0,04	0,19	0,0174
2) kg mléka	7 358,56	3 983,25	3 406,71	0,4989
kg tuku	10,16	5,44	7,01	0,4493
kg bílkovin	8,20	4,23	7,45	0,4125
% tuku	0,05	0,03	0,25	0,1435
% bílkovin	0,00	0,04	0,18	0,0180

Rozsah souboru je 2625 úseků náležejících k 157 laktacím.

cemi je pro kg bílkovin větší než pro kg tuku, je vyrovnanost u procenta bílkovin menší než vyrovnanost u procenta tuku (tab. II). Tento rozpor lze vysvětlit tím, že se může u vzorku sejít nahodile velká tučnost i velké množství mléka. Tím se stane rozptyl kg tuku velký, i když rozptyl tučnosti může být malý.

Ze srovnání $S_b^2/(S_b^2 + S_e^2)$ s intraklasním koeficientem $S_a^2/(S_a^2 + S_e^2)$ pro stejné ukazatele mléčné užitkovosti můžeme usuzovat, že malá opakovatelnost pro tučnost mléka a procentuální obsah bílkovin je mimo jiné působena vyrovnaností souboru krav pro uvedené ukazatele mléčné užitkovosti. Rozptyl mezi kravami je malý, ale rozptyl uvnitř krav a zvláště uvnitř laktací zaujímá z celkového rozptylu značný podíl.

Intraklasní koeficient S_a^2/S_p^2 určuje podíl, který z celkového rozptylu tvoří rozdíly mezi krávy. Podobně $(S_p^2 - S_e^2)/S_p^2$ určuje rozptyl mezi laktacemi bez ohledu na to, ke které dojnici náleží.

Ze srovnání výsledků získaných pomocí analýz rozptylu uvnitř laktací při jednoduchém hierarchickém třídění vyplývá, že použitím analýzy rozptylu dvojného třídění (hierarchického) se získá komplexnější pohled na danou problematiku.

Opakovatelnost obsahu S , S_{TP} a bílkovin v mléce mezi průměrem za laktaci a jednotlivými měsíci laktace zjistili Krosigk et. al. (1960) v rozmezí 0,4 až 0,6. Námi zjištěné koeficienty opakovatelnosti mléčné užitkovosti za 30denní úseky uvnitř laktací jsou shrnuty v tab. III. Podobně jako u výsledků opakovatelnosti mezi laktacemi, uvedených v předešlé práci, byly nejvyšší hodnoty opakovatelnosti zjištěny pro kg mléka a nejnižší pro obsah obou složek mléka. Proto i zde mají koeficienty opakovatelnosti platnost pro konkrétní soubor a stádo, ale nelze je zveřejnit.

$S_a^2/(S_a^2 + S_e^2)$	$(S_p^2 - S_e^2)/S_p^2$	$S_b^2/(S_b^2 + S_e^2)$
0,4135	0,4997	0,2273
0,3620	0,4446	0,1894
0,3565	0,4396	0,1873
0,1496	0,2132	0,0981
0,0212	0,1978	0,1836
0,6836	0,7690	0,5451
0,5916	0,6898	0,4350
0,5240	0,6253	0,3625
0,1566	0,2272	0,0975
0,0221	0,2024	0,1876

III. Koeficienty opakovatelnosti mléčné užitkovosti uvnitř laktace za 30denní úseky laktace — Coefficients of the repeatability of milk production within lactation for 30-day sections of lactation

Metody výpočtu	kg mléka	kg tuku	kg bílkovin	% tuku	% bílkovin
1) Intraklasní koeficient					
jednoduché třídění	0,3575	0,3517	0,3293	0,1781	0,1959
hierarchické třídění	0,4135	0,3620	0,3565	0,1496	0,0212
2) jednoduché třídění	0,5420	0,5070	0,4801	0,0827	0,0558
hierarchické třídění	0,6835	0,5916	0,5240	0,1566	0,0221

Literatura

- DECKING, J.: Die Persistenz der Milch- und Fettleistungen im Verlauf der Laktation beim schweizerischen Braunvieh in Abhängigkeit von Umwelt und Vererbung. Zeitschrift für Tierzüchtung u. Züchtungsbiol., 81, 1965, s. 192-260, 314-329.
- GEROV, A. — KRSTANOV, Ch. — KARABALJEV, D.: Relationship between milk yields for different months and the total lactations. Anim. Breed. Abstr., 40, 1971, č. 4, s. 4202.
- KAHOUN, J.: Předpoklady zušlechťování persistence laktace usměrněnou selekcí plemenků. Sborník VŠZ, Brno, 1963a, řada A XI, s. 313-320.

- KAHOUN, J.: Analýza vzestupné fáze laktace, roční doby telení a ekonomiky chovu dojníc z hlediska persistence laktační křivky. *Živočišná výroba*, 8, 1963b, č. 2, s. 91-110.
- KONIČEK, R. — FRELICH, J.: The possibility of selecting for milk fat production in recorded heifers. *Anim. Breed. Abstr.*, 40, 1971, č. 4, s. 4211.
- KOPECKÝ, J. — KAHOUN, J. — MÁCHA, J.: Průzkum průběhu laktačních křivek červenostakatého skotu vzhledem k výši dojivosti za laktaci podle jednotlivých měsíců. *Živočišná výroba*, 1, 1956, č. 1, s. 53-80.
- MÁCHA, J. — PAVEL, J.: Průzkum obsahu bílkovin v průběhu laktace. II. Kolísání obsahu bílkovin v průběhu laktace. *Živočišná výroba*, 5, 1960, č. 10, s. 823-838.
- PLESNÍK, J.: Zmeny v složení mlieka počas dojenia, v priebehu dňa a laktácie a korelácie v složení mlieka u simenského plemena. *Poľnohospodárstvo*, 1958, č. 5, s. 469-485.
- PŘIBYL, J. — VÁCHAL, J. — HAVLÍČKOVÁ, K.: Opakovatelnost ukazatelů mléčné produkce mezi laktacemi. *Živočišná výroba*, 1975 (v tisku).
- ROSE, F. A. — YOUNG, C. W. — COLE, C. L.: Heritability of persistency and the genetic relationship of persistency with production traits. *J. Dairy Sci.*, 48, 1965, s. 805.
- SMITH, J. W. — LEGATES, J. E.: Factors affecting persistency and its importance in 305-day lactation production. *J. Dairy Sci.*, 45, 1962, s. 676.
- STAHL, W. — RASCH, D. — ŠILER, R. — VÁCHAL, J.: Genetika populací v chovu zvířat. Praha, SZN 1970.
- SUCHÁNEK, B.: Hodnocení a význam tvaru laktačních křivek dojníc. *Živočišná výroba*, 7, 1962, č. 9, s. 549-562.
- ŠAFAR, P. — KOTLAND, J. — ŠEREDA, L. — VÁCHAL, J.: Ověření možnosti hodnocení býků podle zkrácených laktací dcer. *Živočišná výroba*, 16, 1971, č. 12, s. 885-888.
- TODOROV, D.: Some genetic characters of milk production in Bulgarian Brown cattle. *Anim. Breed. Abstr.*, 40, 1971, č. 4, s. 4238.
- VÁCHAL, J.: Studium vhodnosti zkrácených úseků laktace pro hodnocení býků podle užítkovosti potomstva. [Závěrečná zpráva.] Uhřetěves, VÚŽV 1961.
- Von KROSIGK, G. M. — YOUNG, J. O. — RICHARDSON, G. A.: Genetic influence on the composition of cows milk. *J. Dairy Sci.*, 43, 1960, s. 377.
- WAITE, R. — WHITE, J. C. D. — ROBERTSON, A.: Variations in the chemical composition of milk with particular reference to the solids — not — fat. I. The effect of stage of lactation, season of year and age of cow. *J. Dairy Research*, 23, 1956, s. 65-81.
- WOOD, P. D. P.: Algebraic model of lactation curve in cattle. *Nature*, 216, 1967, s. 164-165.
- WOOD, P. D. P.: Factors affecting persistence of lactation in cattle. *Nature*, 218, 1968, s. 894.
- WOOD, P. D. P.: A note on the repeatability of parameters of the lactation curve in cattle. *Anim. Prod.*, 12, 1970, s. 535-538.
- ŽEBROVSKIJ, L. S. — SOMINIČ, L. S.: Effectiveness of early evaluation of dairy cattle for milk protein content. *Anim. Breed. Abstr.*, 39, 1969, č. 1, s. 239.

Došlo dne 18. 3. 1974

PŘIBYL J., VÁCHAL J., HAVLÍČKOVÁ K. (Výzkumný ústav živočišné výroby, Uhřetěves, Vysoká škola zemědělská, Praha - Suchdol). *Opakovatelnost ukazatelů mléčné produkce mezi úseky laktace*. Živočišná výroba (Praha) 20 (7) : 491-498, 1975.

Opakovatelnost mléčné užitkovosti mezi 30denními úseky uvnitř laktace byla odhadnuta pomocí intraklasních korelačních koeficientů $S_a^2/(S_a^2 + S_e^2)$. Jednotlivé komponenty rozptylu byly vypočteny pomocí analýzy rozptylu jednoduchého a dvojného hierarchického třídění. Vyloučení vlivu stadia laktace bylo provedeno transformací původních podkladových údajů pomocí násobných konstant, které byly stanoveny na základě užitkovosti v jednotlivých úsecích laktace vyjádřených v procentech z užitkovosti za celé laktace. Výsledky získané pomocí analýzy rozptylu jednoduchého třídění pro transformovaná data jsou zatíženy chybou způsobenou různou délkou laktací u použitého souboru. Tato byla odstraněna analýzou zkrácených laktací. Dvojné hierarchické třídění umožňuje vzájemné porovnání rozptylů mezi kravami, mezi laktacemi a uvnitř laktací. Podíl jednotlivých rozptylů uvnitř krav lze vyjádřit intraklasním koeficientem $S_b^2/(S_b^2 + S_e^2)$. Koeficienty opakovatelnosti mléčné užitkovosti mezi 30denními úseky uvnitř laktace jsou tabelovány. Nejvyšší opakovatelnost byla zjištěna pro kg mléka a nejmenší pro procentuální obsah tuku a bílkovin v mléce. Soubor tvořilo 549 laktací krav plemene české strakaté.

mléčná produkce; variabilita; opakovatelnost

ПРЖИБИЛ Й., ВАХАЛ Я., ГАВЛИЧКОВА К. (Научно-исследовательский институт животноводства, Угретевес, Сельскохозяйственный институт, Прага-Сухдол). Повторяемость показателей молочной продукции между периодами лактации. *Живоčišná výroba (Praha)* 20 (7) : 491-498, 1975.

Повторяемость молочной продуктивности между 30-дневными периодами внутри лактации оценивалась при помощи интраклассных корреляционных коэффициентов $S_a^2/(S_a^2 + S_e^2)$. Отдельные компоненты дисперсии вычислялись при помощи анализа дисперсии простого и двойного иерархического отбора. Исключение влияния стадии лактации проводилось преобразованием первоначальных отправных материалов (данных) при помощи кратных постоянных, определенных на основе продуктивности в отдельных периодах лактации, выраженных в процентах от продуктивности за всю лактацию. Результаты, полученные при помощи анализа дисперсии простого отбора для преобразованных данных, включают ошибку, вызванную разной длительностью лактации данной совокупности. Это было устранено анализом сокращенных лактаций. Двойной иерархический отбор позволяет взаимно сравнить дисперсии между коровами, лактациями и внутри лактаций. Доли отдельных дисперсий внутри коров можно выразить интраклассным коэффициентом $S_b^2/(S_b^2 + S_e^2)$. Коэффициенты повторяемости молочной продуктивности между 30-дневными периодами внутри лактации приводятся в таблице. Максимальная повторяемость была установлена для 1 кг молока и минимальная для процентного содержания жира и белков в молоке. Совокупность представляла 549 лактаций кров чешской пестрой породы.

молочная продукция; изменчивость; повторяемость

PŘIBYL J., VÁCHAL J., HAVLÍČKOVÁ K. (Forschungsinstitut für tierische Produktion, Uhřetěves, Hochschule für Landwirtschaft, Praha - Suchdol). *Die Wiederholbarkeit der Milchproduktions-Kennziffern zwischen den Abschnitten der Laktation*. Živočišná výroba (Praha) 20 (7) : 491-498, 1975.

Die Wiederholbarkeit der Milchleistung zwischen dreißigtägigen Abschnitten innerhalb der Laktation wurde mit Hilfe der Intraklassen-Korrelationskoeffizienten $S_a^2/(S_a^2 + S_e^2)$ ermittelt. Die einzelnen Streuungskomponenten wurden mit Hilfe der Streuungsanalyse der einfachen und doppelten hierarchischen Klassifizierung berechnet. Die Ausschaltung des Einflusses des Laktationsstadiums erfolgte durch Transformation der ursprünglichen Grunddaten mit Hilfe von Multiplikationskonstanten, die auf Grund der Milchleistungen in den einzelnen Laktationsabschnitten, ausgedrückt in Prozentsen der Milchleistung für die gesamte Laktation, bestimmt wurden. Die mit Hilfe der Streuungsanalyse der einfachen Klassifizierung für die transformierten Daten gewonnenen Ergebnisse sind mit dem durch die unterschiedliche Länge der Laktationen bei der benutzten Gesamtheit verursachten Fehler belastet. Dieser Fehler wurde durch Analyse der verkürzten Laktationen beseitigt. Die doppelte hierarchische Klassifizierung ermöglicht einen gegenseitigen Vergleich der Streu-

ungen zwischen Kühen, Laktationen und innerhalb derselben. Die Anteile der einzelnen Streuungen im Rahmen der Kühe kann man durch den Intraklassen-Koeffizienten $S_b^2/(S_b^2 + S_e^2)$ ausdrücken. Die Wiederholungskoeffizienten für die Milchleistung zwischen den dreißigtägigen Abschnitten innerhalb der Laktation sind tabellarisiert. Die höchste Wiederholbarkeit wurde für 1 kg Milch und die geringste für den prozentuellen MilCHFett- und Milcheiweißgehalt festgestellt. Die Gesamtheit bildeten 549 Laktationen von Kühen der böhmischen Fleckviehrasse.

Milchproduktion; Variabilität; Wiederholbarkeit

Adresa autorů:

Ing. Josef Příbyl, doc. ing. Jan Váchal, CSc., Výzkumný ústav živočišné výroby, 251 61 Praha 10 - Uhřetěves

Ing. Květa Havlíčková, CSc., Vysoká škola zemědělská, katedra obecné zootechniky, 160 21 Praha - Suchbát

ZMĚNY HETEROZNÍHO EFEKTU JALOVIC KRÍŽENEK F_1 – ŠVÉDSKÉHO ČERNOBÍLÉHO X ČESKÉHO STRAKATÉHO PLEMENE – OD NAROZENÍ DO 18 MĚSÍCŮ

J. MACHOVEC

MACHOVEC J. (Pedagogical Faculty of Charles University, České Budějovice). *Changes in the Hybrid Vigour of the F_1 Crossbred Heifers of the Swedish Red and White X the Bohemian Spotted Breeds from Birth to the Age of 18 Months*. Živočišná výroba (Praha) 20 (7) : 499-509, 1975.

Research was performed to study the manifestations and changes of hybrid vigour in 24 body parameters of the F_1 crossbreds between the Swedish Red and White and the Bohemian Spotted breed from birth to the age of 18 months. The crossbreds had a shorter intrauterine period. Different hybrid vigour manifestations of individual parameters were observed in the course of growth. The maximum hybrid vigour of a majority of parameters was found at the age of three months. At the age of one year, hybrid vigour is at a minimum level in the crossbreds, and in the 18th month of age it disappears. Hybrid vigour manifests itself mainly in the period when the initial breeds show a rapid increase of growth. F_1 crossbreds show better viability and their losses in rearing were only 36 % of those in the initial breeds. The manifestation of hybrid vigour in the given breed combination can be used for fattening mainly in the period from birth to the age of six months.

hybrid vigour; growth; Swedish Red and White X Bohemian Spotted crossbreds

Importy švédského černobílého plemene (ščb) měly zvýšit mléčnou užitkovost a zlepšit některé vlastnosti u lehčího typu českého strakatého plemene (čstr) ve vymezených oblastech. Na základě zkušeností se při křížení plemen ščb X čstr u F_1 generace předpokládal mléčný efekt. Při koncepci tohoto záměru bylo daleko méně známo o projevu heterozního efektu u tělesné hmotnosti a změn tělesných rozměrů. Cílem studia bylo zjištění heteroze v dynamice růstu jednotlivých tělesných parametrů.

LITERÁRNÍ PŘEHLED

Heterozní efekt je posuzován z různých hledisek určených cílem křížení. K největšímu projevu heteroze dochází u znaků s nízkou dědivostí; u znaků s vysokou dědivostí je projev heteroze menší, a proto se používají mírnější kritéria hodnocení (Siler, Pavlík, 1969). Taylor a Graig (1967) uvádějí, že dříve dorůstající tělesné partie mají vyšší heritabilitu. Korepanov (1967), Knox (1964) a Kos (1971) rozumí heterozním efektem kladný rozdíl mezi živou hmotností kříženců a průměrem výchozích plemen. Na výši heteroze se podílí i matroklinní dědičnost (Faško, Cibula, 1969). Gregory et al. (1965) uvádějí, že heterozní efekt závisí více na plemenné kombinaci než na vlastnostech otce. Hordienko

a Petryk (1971) hodnotí rozdílný heterozní efekt podle použité kombinace plemen. Podle Bowmana (1961) je heterozní efekt nejvyšší u kříženců, jejichž populace mají nejširší genetický původ. Živá hmotnost zvířete není přesným kritériem jatečné užitkovosti. Jestliže není možné udělat jatečnou kontrolu výtěžnosti i kvality masa, lze pro zpřesnění heterozního efektu posoudit růst těch tělesných partií, které charakterizují stupeň osvalení a mají přímý vztah k jatečné hodnotě. Anisov (1972) hodnotí jako heterozní efekt lepší utváření masných partií kříženců kostromského skotu s herefordským. V souhrnu prací (Cvachovec, 1970) je heteroze masné užitkovosti posuzována z různých hledisek. Heteroze se projevuje i na zvětšení svalových vláken, jak uvádí Jakovlev (1963). Jain et al. (1971) uvádějí, že účinek heteroze se projevuje při dvouplemenném křížení u jalovic jen v mladém věku. Podle Mackeviče (1972) mají kříženci vyšší intenzitu růstu bez ohledu na krmnou dávku. Při vyšší krmné dávce se dosáhne vyšší intenzity růstu a většího projevu heteroze.

MATERIÁL A METODA

Heterozní efekt byl hodnocen u 43 kříženek F_1 plemenné kombinace ščb X čstr v plemenářském podniku v Netolicích. Výsledky, zjištěné u kříženek F_1 , byly srovnány s hodnotami jalovic výchozích plemen, tj. s 55 jalovicemi čstr plemene a 47 ščb jalovicemi.

Mléčná výživa jalovic do věku tří měsíců odpovídala normě. Bylo použito plnotučného a odstředěného mléka. Od 3 do 18 měsíců se krmná dávka měnila v závislosti na věku a roční době — složení krmné dávky zimní: seno, siláž, jadrná krmiva; složení krmné dávky letní: pastva, seno, jadrná krmiva. Hodnota krmných dávek odpovídala přírůstkům v rozpětí 404 až 717 gramů denně. Jalovice byly do šesti měsíců ustájeny v kotcích, do 12 měsíců ve vazné stáji a do 18 měsíců ve volné stáji; byly měřeny a váženy v následujících intervalech: při narození, ve věku 1, 3, 6, 9, 12, 15, 18 měsíců. Byly zjišťovány celkem 24 hodnoty. Při jejich vlastním měření bylo postupováno podle vžitých metodik s následujícími výjimkami a méně známými způsoby měření. Objem kýty byl měřen od promotoria po laterální ploše kýty kaudovětrálně a po mediální ploše kýty směrem kranialním a zpět po laterální ploše směrem dorsokaudálním na hrbol kosti sedací. Délka kýty byla měřena od promotoria po laterální ploše kýty k úponu achilovy šlachy. Horizontální obvod zádi (vzdálenost mezi velkými chochlíky) byl měřen páskovou mírou, šířka beder byla zjišťována na prvním bederním obratli. Pro matematické vyjádření projevu heterozního efektu bylo použito vzorce vhodného pro znaky s vyšší dědivostí

$$H = \frac{F_1 - 0,5 \cdot (\bar{P}_1 + \bar{P}_2) \cdot 100}{0,5 \cdot (\bar{P}_1 + \bar{P}_2)}$$

kde: F_1 — zjištěná hodnota u kříženek

P_1 — zjištěná hodnota u jalovic českých strakatých

P_2 — zjištěná hodnota u jalovic švédských červenobílých

Za heterozní efekt jsou u kříženek F_1 považovány hodnoty vyšší než je průměr výchozích plemen a jsou vyjádřeny v procentech. V grafech jsou vyjádřeny hodnoty absolutní.

VÝSLEDKY A DISKUSE

Z 24 ukazatelů tab. I jsou podrobněji rozebrány ty, u nichž se heterozní efekt projevuje nejvýrazněji.

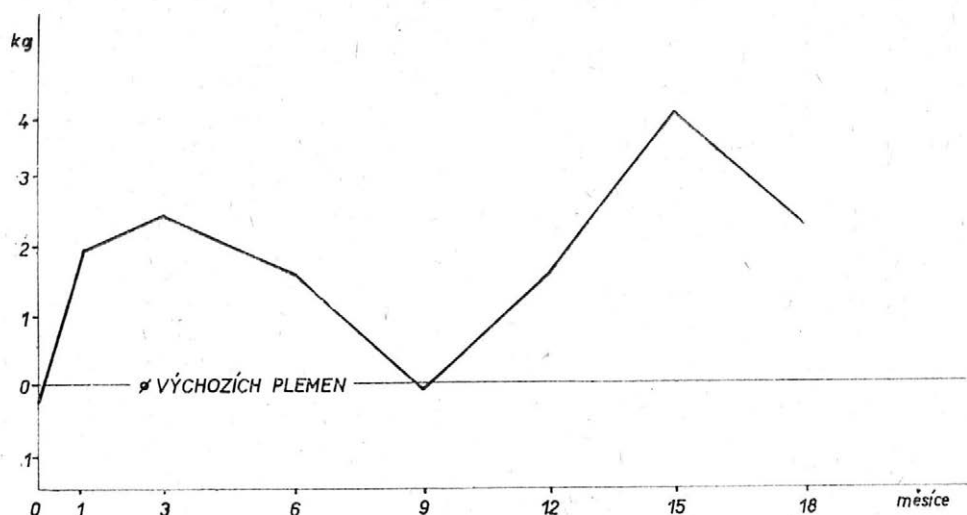
Již samotná délka březnosti vykazuje rozdíly v závislosti na rodičovské kombinaci. Jalovičky českého strakatého plemene ukončují svůj intrauterinní vývoj za 288,4 dní, švédské červenobílé za 282,4 dní a kříženky F_1 ščb X čstr mají interauterinní vývoj nejrychlejší — za 281,9 dní.

I. Projev heteroze u jalovic kříženek F_1 — švédského červenobílého $\times$ českého strakatého plemene během růstu u jednotlivých parametrů vyjádřený v procentech — Hybrid vigour manifestation in F_1 heifer crossbreds of the Swedish Red and White $\times$ the Bohemian Spotted breeds in individual parameters during growth (percentage)

Parametr	Věk v měsících							
	narození	1	3	6	9	12	15	18
1. Živá hmotnost	-1,1	+3,1	+2,7	+1,3	-0,3	+0,6	+1,3	+0,7
2. Výška v kohoutku	-1,4	+0,6	+1,8	+1,0	+0,8	+0,6	+0,4	+0,3
3. Výška ve hřbetě	+0,4	+1,4	+1,4	+1,3	+0,9	+1,0	+1,2	0,0
4. Výška v kořeni ocasu	-0,6	+0,2	+1,7	+0,6	+1,1	+0,7	+0,1	0,0
5. Délka trupu	+0,4	+1,4	+1,4	+1,3	+0,9	+1,1	+1,2	0,0
6. Délka hrudníku	-1,9	+2,2	+0,3	+2,1	+1,1	+2,6	+1,9	-0,9
7. Šířka hrudníku	+0,5	+1,8	+3,5	-2,0	+1,2	+2,5	+2,8	+1,5
8. Šířka břicha	+0,2	+5,7	+4,8	-0,8	-0,7	+0,7	+2,6	+3,0
9. Hloubka hrudníku	+0,6	+1,0	+2,8	-0,1	-0,1	+0,1	0,0	-0,3
10. Hloubka břicha	+1,5	+2,8	+5,3	+1,4	-1,1	0,0	0,0	+2,1
11. I. šířka beder	-0,2	+0,8	+1,6	-1,1	-1,1	-2,2	-1,4	-0,1
12. II. šířka beder	-1,0	+0,5	+2,1	+0,7	-0,4	+0,6	-0,6	+0,9
13. I. šířka pánve	-2,0	+1,5	+2,2	+1,4	+0,2	+0,6	-0,2	+0,4
14. II. šířka pánve	-0,3	+2,5	+2,1	+0,6	+0,9	+0,6	-0,2	-0,9
15. Délka pánve	-1,4	+0,8	+1,0	+0,2	-1,0	-0,7	-0,2	0,0
16. Obvod hrudníku	-0,5	+1,1	+2,3	+1,4	+0,9	+2,0	-0,1	-1,1
17. Obvod břicha	+1,6	+3,7	+4,8	+0,5	-0,3	0,0	+1,2	+0,7
18. Křížový obvod hrudníku	-0,5	+1,1	+2,3	+1,4	+0,9	+2,0	-0,1	-1,1
19. Vinutá délka těla	-0,9	+1,1	+3,7	+0,4	+0,8	+1,5	+0,8	+0,9
20. Poloobvod stehen	-1,8	+0,7	+1,0	+0,7	+0,2	+1,0	-0,5	-0,4
21. Horizontální obvod zádi	+1,1	+2,1	+1,8	-0,5	+1,8	+1,5	+0,8	+0,4
22. Objem kýty	-2,0	+0,3	+2,6	+1,7	+0,7	+0,2	+0,4	-0,6
23. Délka kýty	-1,7	+1,7	+2,6	+1,7	+0,5	-0,3	+2,7	+0,3
24. Obvod holeně	-0,5	+0,7	0,0	+0,6	+0,6	+0,4	-0,1	-1,6

Uvedené délky březosti výchozích plemen jsou nepatrně kratší než udává V á l k a (1968) — čstr 291,2 a ščb 283 dny. Rozdíl lze přičíst různým podmínkám. U kříženek F_1 čstr $\times$ ščb posuzuje tento autor opačnou kombinaci křížení, ale i zde je nutné si povšimnout zkrácení intrauterinního vývoje proti průměru výchozích plemen (284,6 dnů).

Na délku intrauterinního života kříženek F_1 působí vedle heteroze i vliv plemenné příslušnosti matky. Rychlejší intrauterinní vývoj a kratší délka březnosti nejsou spojeny s menší porodní hmotností. Porovnáme-li porodní hmotnost, je nejmenší u krav švédských červenobílých — 31,76 kg a největší u českých strakatých — 37,75 kg. Kříženky F_1 , které mají nej-



1. Heterozní efekt u živé hmotnosti. — Hybrid vigour in live weight

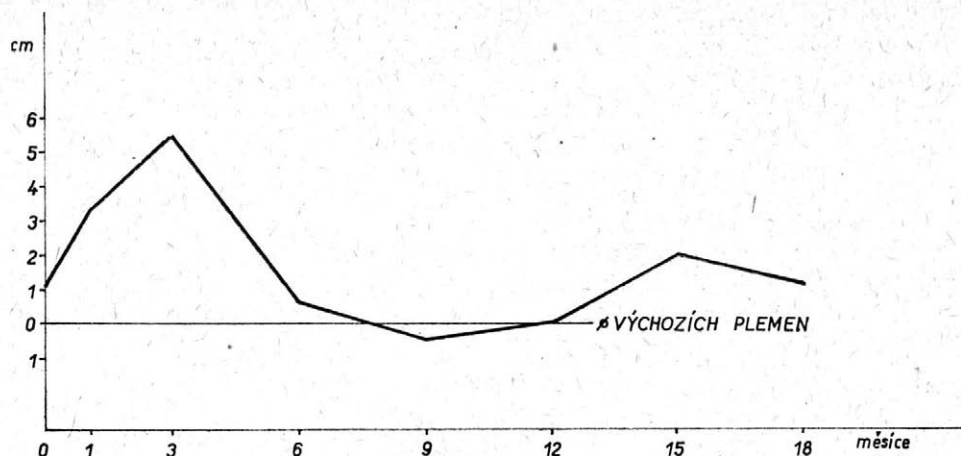
kratší dobu intrauterinního života, váží 33,34 kg, což je o 4 Dg méně než průměr čistokrevných jaloviček výchozích plemen (obr. 1). Nebyl potvrzen heterozní efekt hmotnosti při narození, jak jej mezi liniemi herefordského skotu pozorovali Brinks et al. (1972). Na velikost narozeného telete při křížení působí i vliv mateřského organismu, což je známo z klasických pokusů Hammonda (1958).

Při použitím křížení byly matky plemene švédského červenobílého menší a vliv mateřského organismu je patrný při srovnání s výsledky Války (1968). Autor používá opačné kombinace křížení a zjišťuje u kříženek F_1 — čtr × ščb větší hmotnost při narození (35,6 kg), která je způsobena většími matkami českého strakatého plemene.

Při narození převažuje tendence nižších hodnot. Za pozornost stojí menší rozměry charakterizující zmasilost, které jsou viditelné zejména u kýty. V tomto případě lze hledat souvislost s kratším prenatalním obdobím u kříženek.

Po porodu se projevuje heterozní efekt diferencovaně a rozdíly v růstu jednotlivých rozměrů lze pozorovat především v průběhu ontogenetického vývoje. V průběhu růstu od narození až do věku 18 měsíců lze pozorovat u heterozis dvouvrcholovou křivku jak u parametrů tělesného rámce (délka hrudníku a trupu, hloubka hrudníku, I. šířka pánve), tak i u rozměrů charakterizujících osvalení (křížový obvod hrudi, šířka beder, délka pánve, objem kýty, vinutá délka těla).

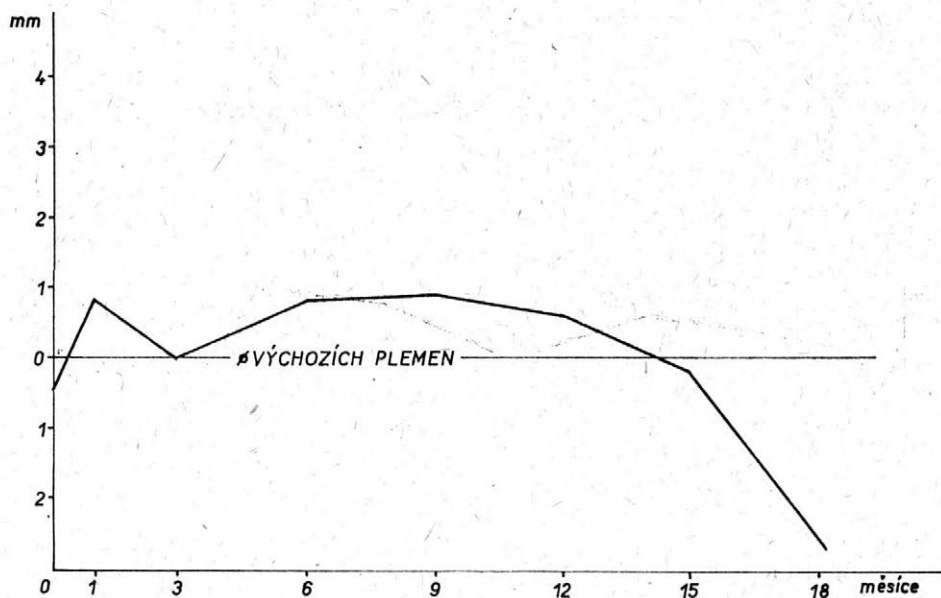
Heterozní efekt se projevuje u všech rozměrů a hmotnosti teprve od věku jednoho měsíce a má nejvýraznější projev v prvním až třetím měsíci. Již v prvním měsíci jsou u kříženek vyšší hodnoty šířky, hloubky a obvodu břicha (tab. I, obr. 2). Heterozní efekt těchto rozměrů se ztrácí v devátém měsíci a je opět patrný až ke konci sledovaného období. Projev heteroze u ostatních zjišťovaných rozměrů se zpožďuje za změnami zaživacího traktu. Význam heteroze zaživacího traktu po narození lze považovat za zvlášť prospěšný vzhledem k tomu, že u kříženek mohou být



2. Heterozní efekt u obvodu břicha. — Hybrid vigour in belly circumference

kryty ve větší míře potřeby vysoké růstové schopnosti, charakteristické pro rané stadium ontogenetického vývoje.

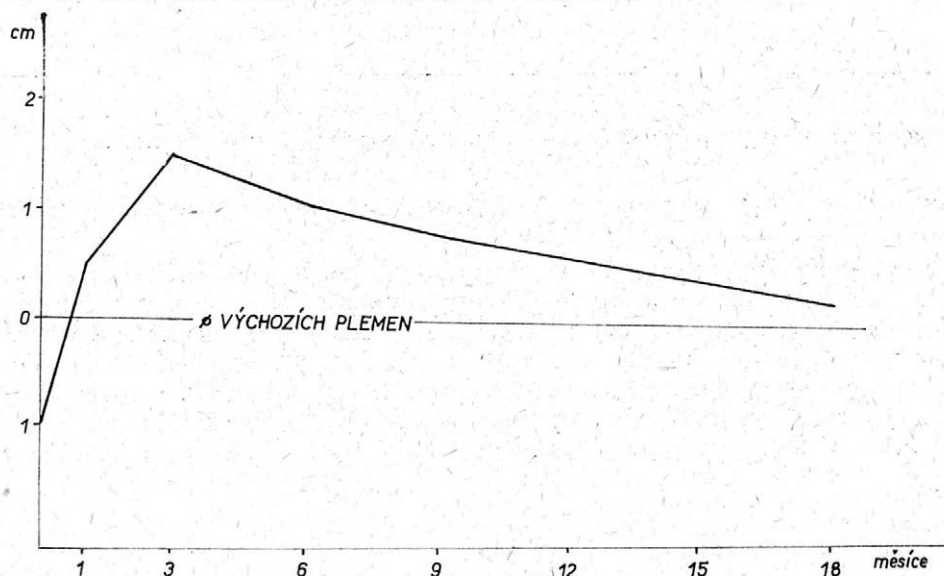
Rozměry charakterizující tělesný rámec směřují ve svém celku k exteriéru mléčného typu, reprezentovanému matkami. Větší podobnost kříženců F_1 matkám uvádějí také Gregory et al. (1965). Také síla kostry, posuzovaná podle obvodu holeně (obr. 3), je jemnější a odpovídá mléčnému typu skotu. Růst je možno charakterizovat jako harmonický. Heterozní efekt u kohoutkové výšky (obr. 4), délky trupu (obr. 5) a hloubky hrudníku (obr. 6) trval od 1 do 15 měsíců věku. Faško a Cibula



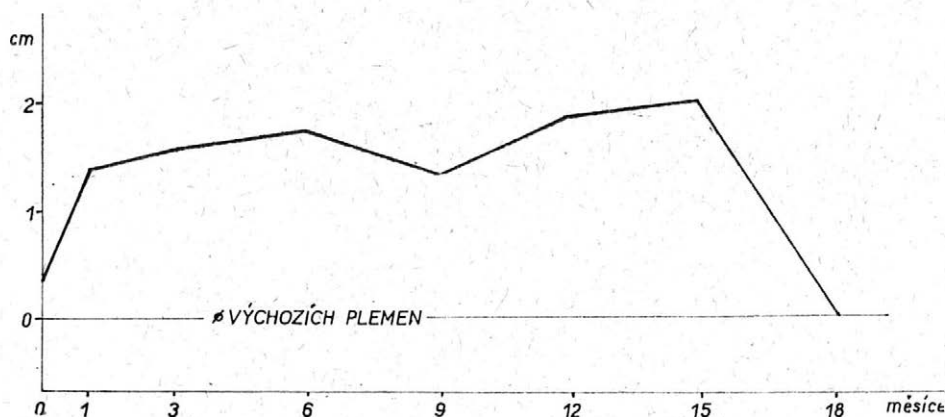
3. Heterozní efekt u obvodu holeně. — Hybrid vigour in shin circumference

(1969) uvádějí *heterozis* zejména u hloubky hrudníku, délky trupu a živé hmotnosti u kříženek F_1 — jersey X slovenské strakaté.

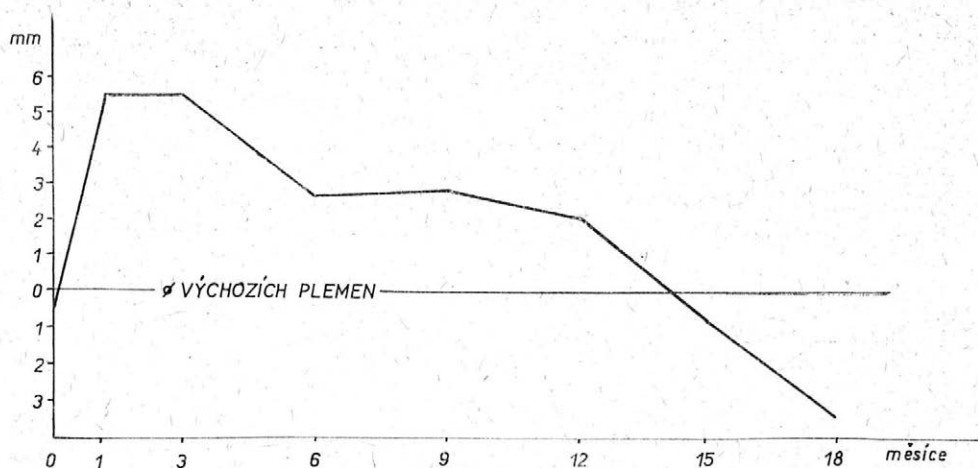
Nejvyšší heterozní efekt u všech rozměrů charakterizujících tělesný rámec a zvláště pak u rozměrů hrudníku [šířka + 3,5 %, hloubka + 2,8 % (obr. 6)] nastává ve věku tří měsíců. Po třetím měsíci heteroze klesá a v 18. měsíci se hodnoty charakterizující tělesný rámec dostávají vcelku na průměry hodnot výchozích plemen (tab. I, obr. 1–6). Za pozornost stojí, že se heteroze projevuje v průběhu růstu zejména v periodách, kdy i výchozí plemena vykazují prudkou růstovou elevaci. Růstová deprese, jak ji uvádějí Koubek et. al. (1969), se projevuje u zjištěných hodnot kříženek F_1 v období mezi 6. až 12. měsícem.



4. Heterozní efekt u kohoutkové výšky. — Hybrid vigour in withers height



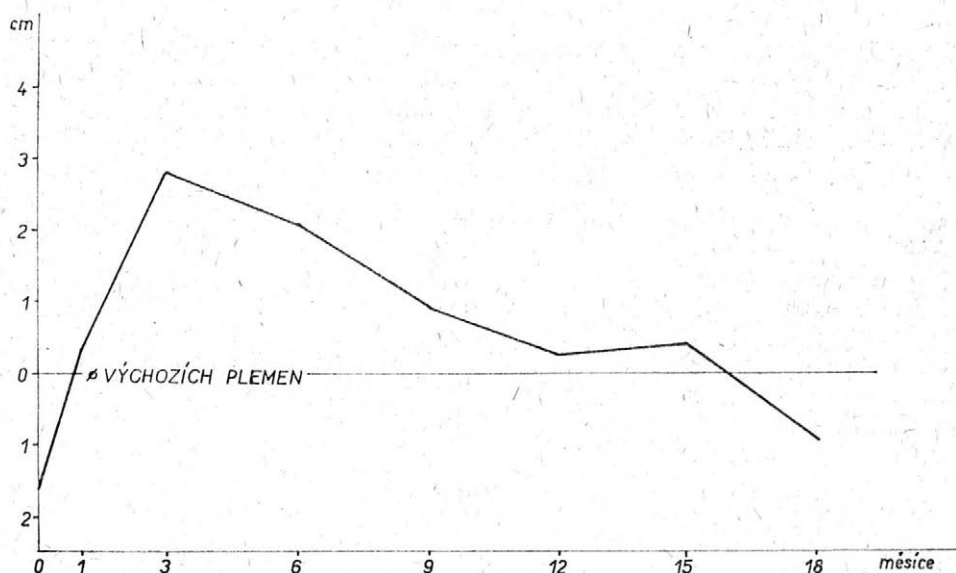
5. Heterozní efekt u délky trupu. — Hybrid vigour in carcass length



6. Heterozní efekt u hloubky hrudníku. — Hybrid vigour in the depth of chest

Souborné hodnocení ukazatelů charakterizujících masnou užitkovost ve srovnání s ukazateli tělesného rámce ukazuje na určité rozdíly. Při narození jsou u jaloviček parametry masné užitkovosti za průměrem výchozích plemen (zejména objem kýty – 2,0 %), a to více než u tělesného rámce.

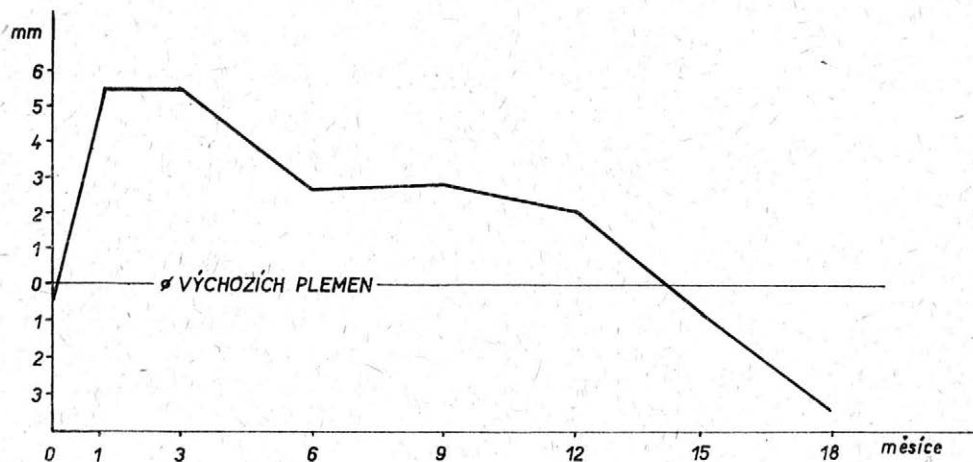
Vysvětlujeme to tím, že stavba kostry je primární a vzhledem ke kratšímu prenatalnímu období u kříženek je mohutnější nástup rozvoje kosterního svalstva až v postnatálním období. Také maxima heterozního efektu je stejně jako u ukazatelů tělesného rámce dosaženo u všech zjišťovaných hodnot ve třetím měsíci. Deprese začíná v šestém a je nejhlubší v devátém



7. Heterozní efekt u objemu kýty. — Hybrid vigour in leg volume

tém měsíci (u rozměrů kýty po 12. měsíci). Pak následuje druhá mírnější růstová elevace s vrcholem mezi 12. až 15. měsícem. U objemu kýty je křivka heteroze jednovrcholová (obr. 7), v 18. měsíci je většina parametrů pod průměrem výchozích plemen.

Výsledky projevu heteroze dané kombinace se shodují se závěry Karásk a Matouše (1973) o možnostech využití křížení českého strakatého plemene se švédským červenobílým skotem pro výkrm.



8. Heterozní efekt u II. šířky pánve. — Hybrid vigour in pelvis width II

Bez významu není ani heterozní efekt zjištěný u pánevních rozměrů, který je ještě ve 12. měsíci věku u šířky pánve v kyčlích 0,6 %. Pánevní rozměry mají význam z hlediska časného využití kříženek v plemenitbě (obr. 8).

Obecně se projevuje heteroze ve zvýšené životaschopnosti potomstva při křížení. V daném případě se heterozní efekt projevil lepším zdravotním stavem a menšími ztrátami během odchovu. U sledovaných jalovic kříženek F_1 činily ztráty pouze 4,4 %, zatímco u výchozích skupin byl průměr 11,1 % (čstr 9,8 %, ščb 12,3 %).

ZÁVĚR

Předmětem práce bylo studium heterozního efektu u kříženek F_1 ščb × čstr a jeho možnosti využití v praxi. Za tímto účelem byly sledovány tři soubory jalovic: 55 čstr, 37 ščb, 43 kříženek F_1 ščb × čstr. Odchov jalovic probíhal v provozních podmínkách volného ustájení a pastvy. Od narození do věku 18 měsíců byly u jalovic sledovány 24 ukazatele a délka intrauterinního období. Křížinky F_1 ščb × čstr měly kratší intrauterinní vývoj (281,9 dní) než výchozí plemena. U porodní hmotnosti kříženek F_1 ščb × čstr se projevila matroklinita matek. V dané kombinaci nebyl u porodní hmotnosti kříženek potvrzen heterozní efekt. Heterozní efekt se nejdříve projevil u rozměrů břicha a signalizoval změny u ostatních rozměrů. U celého souboru parametrů, s výjimkou výšky v kohoutku, která je jednovrcholová, měla heteroze tvar dvouvrcholové křivky s prvním vý-

razným maximem ve třetím měsíci a druhým vrcholem po devátém měsíci věku. U většiny parametrů se heterozní efekt projevil od věku jednoho měsíce a dosáhl maxima ve třech měsících, zvláště u rozměrů charakterizujících osvalení (objem kýty + 2,6 %). Heteroze jednotlivých zjišťovaných hodnot se v průběhu růstu měnila. Od věku šesti měsíců se heterozní efekt jak u ukazatelů tělesného rámce, tak i u ukazatelů osvalení začal snižovat. Po 12. měsíci došlo u některých rozměrů k opětovnému zvýšení heteroze.

Významná je větší životaschopnost kříženek prakticky posuzovaná podle 4,4% ztrát při odchovu proti 11,05% ztrátám výchozích plemen ve stejných podmínkách.

Matroklinita menšího tělesného růstu kříženek F_1 ščb X čstr se projevuje až při dospívání a v dospělosti. Obavy z horší masné užitkovosti se mohou týkat pouze výkrmu do vyšších hmotností. Kříženky mají kratší intrauterinní vývoj a růst.

Výsledky ukazují, že kříženky F_1 ščb X čstr mohou předstihnout výchozí plemena v růstu hlavně v prvním období života. Heretoze v růstu je možné využít zejména při výkrmu na mladé telecí a na výkrm telat do vyšší hmotnosti. U zvířat starších než jeden rok nelze s heterozním efektem tělesných rozměrů počítat.

Literatura

- ANISOV, A.: Promyšlennoje skreščivanije kostromskogo skota s gerefordskim. Mo-
ločnoje i mjasnoje skotovodstvo, 17, 1972, č. 3, s. 14.
- BOWMAN, J.: Tierzucht und heterozis. Zeitschrift für Tierzüchtung und Züchtungs-
biol., 75, 1961, s. 194-204.
- BRINKS — KNAPP — URICK et al.: Heterosis in preweaning maternal traits among
lines of Hereford cattle. J. Anim. Sci. 1972, Vol. 34, č. 1, s. 14-20.
- CVACHOVEC, B.: Užitkové křížení skotu. Stud. Inf. ÚVTI, Ř. Živočišná výroba,
č. 6, s. 1-76.
- FÁSKO, J. — CIBULA, M.: Vplyv materského organizmu na priebeh intensity rastu
živej váhy a telesných rozmerov od narodenia do veku 24 mesiacov u krížencov slo-
venského strakatého dobytky s jerseykým plemenom. Poľnohospodárstvo, 1969, č. 2,
s. 150-158.
- GREGORY, K. — SWIGER, L. — KOCH, R. — SUMPTION, X. — ROWFEN, X. —
JUGALIS, X.: Heterosis in preweaning traits of beef cattle. J. of Animal Science,
24, 1965, č. 1, s. 1-28.
- HAMMOND, J.: Das Wachstum der Tiere. Handbuch der Tierzüchtung. Erster Band.
Hamburg, Biologische Grundlage, 1958.
- HORDIENKO, M. — PETRYK, O.: Efektyvnist schreščuvannja symentalizovanych
koriv z plidnykamy mjasnych porid. Peredhirne ta hirs ke zemlerobstvo i tvaryn-
nyctvo, Kyjev, Urožaj, 1971, č. 12, s. 78-81.
- JAIN, J. — LASLEY, J. — SIBBIT, B. et al.: Growth traits of reciprocally crossed
Angus, Hereford and Charolais heifers. J. Anim. Sci., 32, 1971, č. 3, s. 399-405.
- JAKOVLEV, A.: Nekotoryje morfoložičeskiye osobennosti pomesej krasnogo step-
nogo i gerefordskogo skota. Alma Ata, Vestnik sel'skochozj. nauki, 6, 1963, č. 7,
s. 38-43.
- KARÁSEK, V. — MATOUŠ, E.: Zvyšování masné užitkovosti skotu. Stud. Inf.
ÚVTI, Ř. Živočišná výroba, 1973, č. 6.
- KNOX, J.: Cross breeding as a method for increasing beef production. Cattleman,
51, 1964, č. 5, s. 45, 52, 56.
- KOREPANOV, J.: Osobennosti pomesnej promyšlennogo skreščivaniya. Sel'skochozjaj.
proizvod. Urala, 5, 1967, č. 8, s. 56-57.
- KOS, V.: Porivnjal na ocinka jakosti mjasu molodnjaka čorno-rjaboji chudobi ta
jiji pomisej z plidnykamy mjasnych porid. Kyjev, Urožaj, 1971, č. 12, s. 82-86.
- KOUBEK, K. et al.: Souvislost mezi dynamikou růstu jalovic a jejich budoucí užít-
kovostí po prvním otelení. Živočišná výroba, 1969, č. 5, s. 323-334.
- KUŠNER, X. F.: Genetičeskiye osnovy ispolzovaniya geterozisa v životnovodstve.
Moskva, Nauka 1969, s. 114-161.

MACKEVIČ, V.: Polnocennoje kormlenije i geterozis. Moločnoje i mjasnoje skotovodstvo, 17, 1972, č. 10, s. 20-21.

ŠILER, R. — PAVLÍK, J.: Příspěvek k chápání heterozního efektu v živočišné výrobě. Živočišná výroba, 1969, č. 2, s. 99-108.

TAYLOR, S. — GRAIG, J.: Variation of twin cattle. Anim. prod. 9, 1967, č. 1, s. 35-59.

VÁLKA, K.: Studium užitkových vlastností švédského červenobílého plemene a jeho kříženců F₁ generace s českým strakatým plemenem. [Kand. dis. práce.] Rapotín, VÚCHS 1968.

Došlo dne 24. 4. 1974

MACHOVEC J. (Pedagogická fakulta UK, České Budějovice). *Změny heterozního efektu jalovic kříženek F₁ — švédského červenobílého X českého strakatého plemene — od narození do 18 měsíců.* Živočišná výroba (Praha) 20 (7) : 499-509, 1975.

V práci byl sledován projev a změny heteroze u 24 tělesných parametrů kříženek F₁ ščb X čstr v průběhu od narození do 18 měsíců. Kříženky měly kratší intrauterinní období. Byl zjištěn nestejný projev heteroze jednotlivých parametrů v průběhu růstu. Maximum heterozního efektu většiny parametrů bylo zjištěno ve třech měsících věku. Ve věku jednoho roku je heteroze u kříženek minimální a v 18 měsících se ztrácí. Heteroze se projevuje zejména v období, kdy výchozí plemena vykazují prudkou růstovou elevaci. Kříženky F₁ mají větší životaschopnost a ztráty při odchovu proti výchozím plemenům tvořily pouze 36 %. Pro výkrm lze využít projevu heteroze u dané plemenné kombinace zejména do věku šesti měsíců.

heteroze; růst; jalovice ščb X čstr

МАХОВЕЦ Я. (Педагогический факультет КУ, Ческе Будейовице). *Изменения гетерозисного эффекта телок-помесей F₁ шведской красно-белой X чешской пестрой пород со дня рождения до 18 месяцев.* Животноводство (Прага) 20 (7) : 499-509, 1975.

В работе изучались проявление и изменения гетерозиса у 24 телесных параметров помесей F₁ шкб X чп пород в период со дня рождения до 18-месячного возраста. Помеси имели более короткий внутриматочный период. Было установлено разное проявление гетерозиса отдельных параметров во время роста. Максимум гетерозисного эффекта большинства параметров был установлен в трехмесячном возрасте. В возрасте одного года гетерозис у помесей минимален и в 18 месяцев он исчезает. Гетерозис, главным образом, проявляется в период, когда исходные породы показывают резкий подъем роста. Помеси F₁ обладают большей жизнеспособностью; потери при выращивании, по сравнению с исходными породами, составляли лишь 36 %. Для откорма проявление гетерозиса для данной комбинации пород можно использовать, главным образом, до шести месяцев.

гетерозис; рост; телки шкб X чп пород

MACHOVEC J. (Pädagogische Fakultät der Karlsuniversität, České Budějovice). *Veränderungen des Heterosis-Effektes bei Färsen aus F₁-Kreuzungen des Schwedischen rotweißen Rindes und des Böhmisches Fleckviehs in der Periode von Geburt bis 18 Lebensmonate.* Živočišná výroba (Praha) 20 (7) : 499-509, 1975.

In der vorliegenden Arbeit wurden die Manifestation und die Veränderungen der Heterosis bei 24 Körperparametern der F₁-Kreuzungen des Schwedischen rotweißen Rindes und des Böhmisches Fleckviehs untersucht. Diese Untersuchungen bezogen sich auf die Periode von Geburt bis 18 Altersmonate. Die Kreuzungsprodukte wiesen eine kürzere intrauterine Periode auf. Es wurde eine ungleichmäßige Manifestation der Heterosis bei den einzelnen Parametern im Verlauf des Wachstums festgestellt. Das Maximum des Heterosiseffektes wurde bei der Mehrzahl der Parameter im Alter von drei Monaten festgestellt. Im Alter von einem Jahr ist die Heterosis bei

den Kreuzungen am geringsten und im Alter von 18 Monaten verschwindet sie vollständig. Die Heterosis manifestiert sich insbesondere in der Periode, wo die Ausgangsrassen eine starke Wachstumselevation aufweisen. Die F₁-Kreuzungen haben eine größere Vitalität und die Aufzuchtverluste im Vergleich zu den Ausgangsrassen betrugen nur 36 %. Zur Mast kann die Heterosismanifestation bei der gegebenen Rassenkombination insbesondere bis zum Alter von sechs Monaten ausgenutzt werden.

Heterosis; Wachstum; Färsen Sch rv × BF

Adresa autora:

Ing. Jaroslav Machovec, CSc., Pedagogická fakulta UK, 371 15 České Budějovice

**Výběr z nových přírůstků
Ústřední zemědělské a lesnické knihovny ÚVTI
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 hod. U každé žádané publikace uveďte signaturu,

HORN, A.

D 62.276

Szarvasmarhatenyestés.

Budapest, Mezőgazdasági kiadó 1973. 930 s. obr. tab. (Skot — chov a plemena — příručky / Skot — plemenitba / Skot — krmení — příručky / Skot — užítkovost — příručky)

SCHMIDT, P.

D 35.181/232

Untersuchungen zur Rinderfleischproduktion im Alentejo/Portugal.

Diss. d. Universität Hohenheim.

Hohenheim, Abteilung für Tierhaltung 1973. 98 s. obr. tab. (Skot — chov a výkrm — Portugalsko — Alentejo — výzkum — NSR — disertační práce)

D 63.984

Sāvremenni selekcionni programi po govedovādstvo.

Sofija, Zemizdat 1974. 191 s. obr. tab. (Skot — plemenný výběr — efektivnost — příručky / Seleční programy — skot — příručky)

ČINAROV, I. I.

E 37.200

Ekonomičeskije osnovy ocenki porod krupnogo rogatogo skota.

Moskva, Kolos 1974. 182 s. obr. tab. (Skot — plemena — hodnocení ekonomické — SSSR — příručky)

DOVGICH, A. Ja.

E 36.505

Proizvodstvo govjadiny na promyšlennoj osnove.

Moskva, Kolos 1973. 294 s. obr. tab. (Skot jatečný — chov velkokapacitní — sborníky — SSSR)

KONSTRUKCE A VYUŽITÍ SELEKČNÍCH INDEXŮ PRO POPULACE U MASNÉ DRŮBEŽE

V. JAKUBEC, Z. PODEBRADSKÝ, J. PICOVÁ, J. HYÁNEK

JAKUBEC V., PODEBRADSKÝ, Z., PICOVÁ J., HYÁNEK J. (Research Institute of Animal Production, Uhřetěves). *Construction and Use of Selection Indices for Populations in Meat Poultry*. Živočišná výroba (Praha) 20 (7) : 511-520, 1975.

Selection indices were derived and constructed for the starting lines and important forms and types of commercial crosses of meat poultry. In view of the fact that the values of indices were expressed by profit, the formula of selection index corresponds to the profit function index. The following factors were included in the profit functions: proceeds for one broiler produced, costs of production (fattening) and reproduction, relative values of hybrid vigour and its components. The parameters of the indices of the efficiency of initial lines were determined as models. Index values were calculated for 11 115 combinations with 2, 3, and 4 lines; the 30 best and the 30 worst combinations are shown in a survey. The superiority of hybrids over the initial lines is obvious: the highest-profit line combinations exceed the profit of the best starting line. The highest index values are reached in combinations with pure meat lines and with low reproduction indices. The most effective forms of commercial crossing are the combinations of four and three lines. The use of selection indices for populations is necessary in hybridization and selection programs because it provides objective information for the selection of starting lines for commercial crossing and effective cross forms and types, for line improvement and for the formation of synthetic lines.

meat poultry; selection indices for populations; profit functions; pure populations; hybrid populations; model calculations

Předmětem našeho studia při hybridizaci jsou populace (linie, plemena). Je-li fenotypová hodnota jedince rovna genotypové hodnotě a prostředkové odchylce ($P = G + E$), pak je střední fenotypová hodnota populace rovna její střední genotypové hodnotě, protože střední hodnota prostředkových odchylek se rovná nule. Při individuální selekci pracujeme s genotypem (fenotypem), který je podmíněn aditivním působením genů, tj. plemennou hodnotou. Při práci s výchozími populacemi vycházíme, podobně jako u jedinců, ze střední genotypové hodnoty, podmíněné aditivním působením genů, avšak u hybridních populací se realizují ještě další efekty, které jsou založeny na aditivním i neaditivním působení genů (efekty heterozní, nelineární, poziční, maternální a re-kombinační).

Pro klasifikaci a selekci výchozích populací a různých kombinací křížení je účelné používat selekčních indexů pro populace, které můžeme obecně definovat funkcí $y = f(x_1, x_2, \dots, x_n)$, kde střední fenotypové hodnoty jednotlivých znaků jsou opatřeny

příslušnými ekonomickými hodnotami. Vyjadřujeme-li selekční index, který je odhadem souhrnné genotypové hodnoty populace, ziskem, je vzorec pro selekční index zároveň ziskovou funkcí.

Cílem předkládané práce je konstrukce selekčních indexů pro populace a pro některé kombinace se dvěma, třemi a čtyřmi liniemi, výběr nejlepších kombinací linií pro následnou testaci a získání podkladů pro zušlechťování výchozích linií a tvorbu nových linií u masné drůbeže.

LITERÁRNÍ PŘEHLED

První práce o konstrukci ziskových funkcí u masné drůbeže a ziskových funkcí vůbec byly publikovány Strainem a Nordskogem (1962) a Moavem a Moavem (1966). V návaznosti na tyto práce byly konstruovány ziskové funkce pro prasata (Moav, 1966a, b, c; Jakubec a Fewson, 1970a, b), pro ovce (Nitter a Jakubec, 1970) a nosnou drůbež (Jakubec et al., 1973; Pichová et al., 1973), které zahrnutím relativní velikosti heterozních efektů a jejich komponent byly použitelné nejen pro výchozí populace, nýbrž i pro populace hybridní. Do ziskových funkcí (selekčních indexů pro populace) jsou zahrnovány četné efekty (heterozní, nelineární, poziční, maternální a rekombinační), které byly analyzovány a kvantitativně vyjádřeny Moavem (1966a, b, c), Dickersonem (1969, 1970), Jakubcem a Fewsonem (1970a, b), Nitterem a Jakubcem (1970) a Jakubcem (1973).

MATERIÁL A METODA

Selekční indexy (ziskové funkce) se opírají o ekonomické hodnocení jednotlivých ukazatelů při výrobě drůbežního masa. Potřebné údaje o stanovení těchto ekonomických hodnot byly zjišťovány ve velkoprovozech, které představují progresivní výrobní jednotky. Byly odvozeny jednotlivé konstanty a ekonomické parametry vystupující ve výrobním procesu.

Parametry ukazatelů užítkovosti u masné drůbeže byly stanoveny modelově na základě informací o užítkovosti masných linií drůbeže, které jsou chovány na PŠD Chrastenice. Bylo charakterizováno 10 výchozích linií, z nichž polovina svými ukazateli představuje linie s vysokými kvalitativními a kvantitativními ukazateli produkce masa a s nízkými a středními ukazateli reprodukce. Druhá polovina se vyznačuje středními až horšími ukazateli produkce masa a středními až lepšími ukazateli reprodukce. Vycházeli jsme z předpokladu, že existuje negativní genetická korelace mezi kvantitativními a kvalitativními ukazateli masa a ukazateli reprodukce.

Pro různé formy a typy užítkového křížení byly do selekčních indexů dosazeny relativní velikosti heterozních efektů. Byla stanovena průměrná velikost heterozních efektů pro dané produkční a reprodukční znaky na základě literárních a experimentálních údajů. Mimo to byl heterozní efekt pro znaky reprodukční rozčleněn na jednotlivé komponenty. Byly vypočteny zisky jednak pro výchozí linie a jednak pro různé formy a typy hybridizace.

VÝSLEDKY A DISKUSE

Odvození selekčního indexu pro výchozí linie

Za rozhodující ukazatel považujeme zisk na kapacitní jednotku výkrmny. Komplexní projev uvedeného syntetického ukazatele vyplývá z působení těchto skupin užítkových znaků: a) intenzita výkrmu (produkce na kapacitní jednotku jako funkce průměrného denního přírůstku, resp. rychlosti obratu), b) spotřeba krmiv, c) úhyn brojlerů, d) reprodukční znaky (snáška nasadových vajec, líhivost atd.)

Zisk je funkcí

$$Z_C = f(T, P, R, E)$$

kde: Z_C — zisk na kapacitní jednotku za rok

T — tržba za brojlera

P — produkční náklady (náklady výkrmu)

R — reprodukční náklady (náklady na výrobu kuřete zastaveného do výkrmu)

E — rychlost obratu

Obecně je definována zisková funkce

$$Z_C = (T - P - R)E$$

$$T = \sum_{j=1}^n c_{1j} y_{1j} k_{1j}$$

$$P = (p_1 x_1 + p_2 x_2 + p_3 x_3 + p_4 x_3 + p_5)$$

$$R = \frac{R_v}{Y} = \frac{R_s + \frac{R_b - T_1}{d} - T_2 + R_L y_3}{y_3 \cdot y_4}$$

$$E = \frac{365}{x_3 + a}$$

- kde: c_{1j} – realizační cena brojlera za 1 kg živé hmotnosti
 y_{1j} – játečná hmotnost brojlera
 k_{1j} – podíl brojlerů zařazených do j-té jakostní třídy
 p_1 – cena 1 kg krmné směsi
 p_2 – náklady na 1 % úhynu brojlerů
 p_3 – jednotkové pracovní náklady na krmný den
 p_4 – fixní náklady na krmný den
 p_5 – fixní náklady spojené s výměnou turnusu v přepočtu na jednoho brojlera
 x_1 – spotřeba krmných směsí za období výkrmu
 x_2 – procento úhynu brojlerů
 x_3 – doba výkrmu
 R_v – reprodukční náklady připadající na násadová vejce, které jsou výsledkem nákladů na slepici v chovu za rok (R_s), nákladů na amortizaci slepic $\left(\frac{R_b - T_1}{d}\right)$, snížených o tržby za vedlejší výrobky (T_2), a nákladů na liheň ($R_L y_3$)
 R_b – náklady na pořízení kuřete
 d – doba užítu slepice (v letech)
 T_1 – tržba za brakovanou slepici ($T_1 = \sum_{j=1}^n c_{2j} y_{2j} k_{2j}$)
 c_{2j} – realizační cena brakované slepice za 1 kg živé hmotnosti
 y_{2j} – játečná hmotnost brakované slepice
 k_{2j} – podíl brakovaných slepic v j-té jakostní třídě
 R_L – náklad na vylíhnutí jednoho kuřete
 y_3 – počet násadových vajec na slepici na rok
 y_4 – koeficient lživnosti (podíl vylíhlých kuřat z nasazených vajec do líhně)
 a – počet dní mezi dvěma následujícími turnusy

Pro podmínky v ČSSR byl získán tento konkrétní tvar ziskové funkce (v Kčs):

$$Z_C = \left[(14,50 y_{11} k_{11} + 11,50 y_{12} k_{12}) - (2,30 x_1 + 0,13 x_2 + 0,087 x_3 + 0,25) - \frac{306 - (12 y_{21} k_{21} + 9 y_{22} k_{22}) + 0,80 y_3}{y_3 \cdot y_4} \right] \cdot \frac{365}{x_3 + 10}$$

Odvození selekčních indexů pro různé kombinace se 2, 3 a 4 liniemi

Selekční indexy pro různé formy a typy užitkového křížení můžeme odvodit ze selekčního indexu pro čisté linie. Uvažované kombinace linií jsou uvedeny v tab. I.

Linie, které poskytují samičí zvířata pro užitkové křížení, mají tržbu a veškeré náklady opatřeny písmenem „M“ a indexy linií otcovských jsou opatřeny písmenem „O“. Při všech formách užitkového křížení stojí na prvním místě linie mateřská a na druhém

Užitkové křížení se		
2 populacemi	3 populacemi	4 populacemi
1 = MS	8 = $(MS_1)S_2$	15 = $(M_1S_1)(M_2S_2)$
2 = SM	9 = $M_1(M_2S)$	16 = $[(MS_1)S_2]S_3$
3 = $M(MS)$	10 = $[(MS_1)S_1]O_2$	17 = $M_2[(M_1S_1)S_2]$
4 = $(MS)S$	11 = $[(MS_1)S_2]O_1$	
5 = $M[M(MS)]$	12 = $M_2[M_1(M_1S)]$	
6 = $[(MS)S]S$	13 = $M_2[M_1(M_2S)]$	
7 = $(MS)(MS)$	14 = $(M_1S)(M_2S)$	

místě linie otcovská. Pokud se vyskytují v rámci použitého užitkového křížení kříženci, jsou uvedeny výchozí linie v závorkách. Maximálního zisku je dosahováno optimální kombinací výchozích linií s ohledem na uvažované užitkové znaky. Pro jednotlivé formy a typy užitkového křížení jsou uvažovány heterozní efekty. Proto jsou do ziskových funkcí dosazeny příslušné hodnoty heterozních efektů pro ukazatele zahrnuté v tržbě a produkčních nákladech a hodnoty komponent heterozních efektů zařazených do reprodukčních nákladů (tab. II).

Dosažením relativní velikosti heterozních efektů pro sledované znaky do ziskových funkcí obdržíme hodnoty zisku, které umožňují objektivní vzájemné srovnání jednotlivých forem a typů užitkového křížení, jakož i porovnání kříženců s výchozími populacemi. V tab. III jsou pro základní kombinace se 2, 3 a 4 liniemi obecně uvedeny selekční indexy (ziskové funkce).

II. Relativní velikost heterozních efektů a jejich komponent — The relative values of hybrid vigour and its components

Ukazatelé užitkovosti	Heterozní efekt %	Komponenty heterozního efektu		
		HP %	HM %	HO %
y_{11}	4			
y_{12}	4			
y_{21}	4			
y_{22}	4			
y_3	10	3	5	2
y_4	10	3	5	2
x_1	4			
x_2	8			

HP — komponenta potomka; HM — komponenta matky; HO — komponenta otce

V. Výše zisku v Kčs u deseti výchozích linií při délce výkrmu 56 dní ($E = 5,53$) — The level of profit in Kčs in ten starting lines, the birds being fattened for 56 days ($E = 5.53$)

Linie	Z_c	T	P	R
1	25,41	22,96	15,53	4,84
2	23,06	22,13	13,48	4,48
3	20,51	21,32	13,43	4,18
4	17,80	19,97	13,38	3,91
5	14,87	19,08	13,33	3,69
6	11,94	18,92	13,28	3,48
7	8,84	18,14	13,23	3,31
8	5,80	17,38	13,18	3,15
9	2,65	16,62	13,13	3,01
10	-0,49	15,87	13,08	2,88

krmiv. Pro všechny uvedené formy a typy užitkového křížení bylo spočítáno 11 115 kombinací, z toho 495 kombinací se dvěma liniemi, 4320 kombinací se třemi liniemi a 6300 kombinací se čtyřmi liniemi. V tab. VI je uvedeno 30 kombinací linií s nejvyššími a 30 kombinací linií s nejnižšími hodnotami indexů. V tab. I je kombinacím linií přiřazen číselný klíč. Z nejlepších 30 kombinací je 21 kombinací čtyřliniových a 9 tříliniových. Mezi 30 nejhoršími kombinacemi se nalézají výlučně kombinace se dvěma liniemi. Z tab. VI je patrné, že největší hodnoty indexů a tudíž i nejvyšší zisk skýtají linie nejlepších masných plemen s nejhoršími ukazateli v reprodukčních nákladech. Seřazením kombinací podle nejvyšších hodnot zisku (indexu) získáváme objektivní podklad pro výběr kombinací pro testace v šlechtitelských podnicích. Do testace nejsou zařazeny kombinace, které se podle dosažených hodnot indexů nenalézají na předních místech a které se při realizaci maximálního heterozního efektu nemohou umístit při testaci na jednom z předních míst. Uvážíme-li, že celkový možný počet kombinací při deseti výchozích populacích a uvažovaných formách a typech užitkového křížení se dvěma, třemi a čtyřmi liniemi je 11 115, je výpočet selekčních indexů pro jednotlivé kombinace pro moderní hybridizační a šlechtitelské programy nezbytný.

Literatura

- DICKERSON, G. E.: Experimental approaches in utilizing breed resources. Anim. Breed. Abstr., 37, 1969, s. 453-473.
- DISKERSON, G. E.: Efficiency of animal production — molding the biological components. J. Anim. Sci., 30, 1970, s. 849-859.
- JAKUBEC, V.: Theory of hybridization with model application to pig breeding. Stud. Inf. ÚVTI, R. Živočišná výroba, 1973, č. 2, s. 1-64.
- JAKUBEC, V. — FEWSON, D.: Ökonomische und genetische Grundlagen für die Planung von Gebrauchtskreuzungen 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 Gebrauchtskreuzungen beim Schwein. 2. Modellrechnungen über die Wirksamkeit verschiedener Formen von Gebrauchtskreuzungen beim Schwein. Züchtungsk. 42, 1970b, s. 294-309.

- JAKUBEC, V. — PICHOVÁ, J. — PODĚBRADSKÝ, Z.: The construction of the profit function for laying poultry. *Živočišná výroba*, 18, 1973, č. 10, s. 793-800.
- MOAV, R. — MOAV, J.: Profit in a broiler enterprise as a function of egg production of parent stocks and growth rate of their progeny. *Br. Poult. Sci.*, 7, 1966, s. 5-15.
- MOAV, R.: Specialised sire and dam lines. I. Economic evaluation of crossbred. *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. 203-211.
- 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. 365-374.
- NITTER, G. — JAKUBEC, V.: Zuchtplanung für Gebrauchskreuzungen in der Schafzucht. *Züchtungsk.*, 6, 1970, s. 436-446.
- PICHOVÁ, J. — PODĚBRADSKÝ, Z. — JAKUBEC, V.: The use of profit functions for hybridization in laying poultry. *Živočišná výroba*, 18, 1973, č. 10, s. 801-810.
- STRAIN, J. H. — NORDSKOG, A. W.: Genetic aspects of the profit equation in broiler enterprise. *Poult. Sci.*, 41, 1962, s. 1892-1902.

Došlo dne 7. 8. 1974

JAKUBEC V., PODĚBRADSKÝ Z., PICHOVÁ J., HYÁNEK J. (Výzkumný ústav živočišné výroby, Uhřetěves). *Konstrukce a využití selekčních indexů pro populace u masné drůbeže*. *Živočišná výroba* (Praha) 20 (7) : 511-520, 1975.

Byly odvozeny a zkonstruovány selekční indexy pro výchozí linie a důležité formy a typy užitkového křížení masné drůbeže. Vzhledem k tomu, že hodnoty indexů byly vyjádřeny ziskem, odpovídá vzorec selekčního indexu ziskové funkci. Do ziskových funkcí byly zahrnuty: tržba za vyprodukovaného brojlera, náklady produkční (ve výkrmu) a náklady reprodukční, relativní velikosti heterozních efektů a jejich komponent. Parametry ukazatelů užitkovosti výchozích linií byly stanoveny modelově. Byly vypočteny hodnoty indexů pro 11 115 kombinací se 2, 3 a 4 liniemi, z nichž je v přehledu uvedeno 30 nejlepších a 30 nejhorších kombinací. Převaha hybridů nad výchozími liniemi je zjevná, protože kombinace linií s nejvyššími zisky převyšují zisk nejlepší výchozí linie. Nejvyšších hodnot indexu dosahují kombinace s vysloveně masnými liniemi a nízkými ukazateli reprodukce. Nejúčinnější formy užitkového křížení jsou kombinace čtyř- a tříliniové. Použití selekčních indexů pro populace je v hybridizačních a selekčních programech nezbytné, protože nám poskytuje objektivní informace pro výběr výchozích linií pro užitkové křížení a účinných forem a typů křížení a pro zdokonalení linií a tvorbu linií syntetických.

masná drůbež; selekční indexy pro populace; ziskové funkce; populace výchozí; populace hybridní; modelové výpočty

ЯКУБЕЦ В., ПОДЕБРАДСКИ З., ПИХОВА Я., ГИАНЕК Й. (Научно-исследовательский институт животноводства, Угличевес). *Конструкция и использование селективных индексов для популяции птиц мясного направления*. *Живоčišná výroba* (Praha) 20 (7) : 511-520, 1975.

Были выведены и сконструированы селективные индексы для исходных линий, важные формы и типы промышленного скрещивания мясной птицы. Так как значения индексов были выражены прибылью, формула селективного индекса отвечает прибыльной функции. В прибыльные функции были включены: выручка за полученного бройлера, затраты продуктивные (при откорме) и репродуктивные затраты, относительный размер гетерозисных эффектов и их компонент. Параметры показателей продуктивности исходных линий определялись модельно. Были вычислены значения индексов для 11 115 комбинаций с 2, 3 и 4 линиями, из которых в статье приведено 30 наилучших и 30 наихудших комбинаций. Преобладание гибридов над исходными линиями явное, так как комбинация линий с максимальными прибылями превышает прибыль наилучшей исходной линии. Максимальных значений индексов достигают комбинации с линиями явно мясного направления и низкими показате-

VI. Pořadí 30 nejlepších a 30 nejhorších kombinací — The order of the best 30 and worst 30 combinations

Pořadové číslo	Forma křížení	Kombinace linií	Typ křížení	Z_c	T	P	$\frac{Rv}{Y}$
1	3	321	8	34,73	23,13	13,15	3,69
2	4	4321	16	34,51	23,02	13,15	3,63
3-5	3	421	8	34,28	22,92	13,14	3,57
	4	4231	16	34,28	22,92	13,14	3,57
	4	5321	16	34,28	22,92	13,14	3,57
6-9	4	3241	16	34,04	22,82	13,14	3,52
	4	5231	16	34,04	22,82	13,14	3,52
	4	5421	16	34,04	22,82	13,14	3,52
	4	6321	16	34,04	22,82	13,14	3,52
10	3	321	10	33,96	23,23	13,16	3,92
10-15	3	431	8	33,80	22,71	13,13	3,47
	3	521	8	33,80	22,71	13,13	3,47
	4	6231	16	33,80	22,71	13,13	3,47
	4	6421	16	33,80	22,71	13,13	3,47
	4	7321	16	33,80	22,71	13,13	3,47
16	3	421	10	33,78	23,13	13,15	3,86
17-18	3	231	10	33,59	23,02	13,15	3,80
	3	521	10	33,59	23,02	13,15	3,80
19-25	4	3251	16	33,54	22,61	13,12	3,42
	4	5241	16	33,54	22,61	13,12	3,42
	4	5431	16	33,54	22,61	13,12	3,42
	4	6521	16	33,54	22,61	13,12	3,42
	4	7231	16	33,54	22,61	13,12	3,42
	4	7421	16	33,54	22,61	13,12	3,42
	4	8321	16	33,54	22,61	13,12	3,42
26	3	621	10	33,38	22,92	13,14	3,74
27	4	4321	15	33,35	22,51	13,12	3,36
28-30	4	5341	16	33,28	22,51	13,12	3,37
	4	6431	16	33,28	22,51	13,12	3,37
	4	7521	16	33,28	22,51	13,12	3,37

11 086	2	96	5	6,49	17,09	13,06	2,91
11 087	2	109	7	6,07	16,62	12,93	2,59
11 088	2	107	4	5,98	16,18	12,95	2,78
11 089	2	96	6	5,98	17,09	13,06	2,95
11 090	2	101	5	5,92	16,91	13,05	2,78
11 091	2	97	5	5,70	17,00	13,05	2,91
11 092	2	97	6	5,68	17,00	13,05	2,91
11 093	2	102	5	5,43	16,81	13,04	2,78
11 094	2	108	3	5,37	16,62	12,93	2,71
11 095	2	98	6	5,37	16,91	13,05	2,88
11 096	2	108	4	5,35	16,62	12,93	2,72
11 097	2	98	5	5,21	16,91	13,05	2,91
11 098	2	103	5	4,94	16,72	13,04	2,78
11 099	2	109	4	4,70	16,44	12,92	2,66
11 100	2	101	6	4,60	16,91	13,05	3,02
11 101	2	104	5	4,45	16,62	13,03	2,78
11 102	2	109	3	4,40	16,44	12,92	2,72
11 103	2	102	6	4,31	16,81	13,04	2,98
11 104	2	103	6	4,02	16,72	13,04	2,95
11 105	2	105	5	3,96	16,53	13,02	2,78
11 106	2	104	6	3,72	16,62	13,03	2,92
11 107	2	106	5	3,47	16,44	13,02	2,79
11 108	2	105	6	3,42	16,53	13,02	2,88
11 109	2	106	6	3,11	16,44	13,02	2,85
11 110	2	107	5	2,99	16,34	13,01	2,79
11 111	2	107	6	2,80	16,34	13,01	2,82
11 112	2	108	5	2,50	16,25	13,00	2,79
11 113	2	108	6	2,49	16,25	13,00	2,79
11 114	2	109	6	2,18	16,16	13,00	2,76
11 115	2	109	5	2,02	16,16	13,00	2,79

телями репродукции. Наиболее эффективные формы промышленного скрещивания, — четырех- и трехлинейные комбинации. Применение селективных индексов для популяции необходимо в гибридизационных и селективных программах, так как оно дает нам объективную информацию для отбора исходной линии для промышленного скрещивания, и эффективных форм и типов скрещивания, а также для усовершенствования линий и создания синтетических линий.

птица мясного направления; селективные индексы для популяции; прибыльная функция; популяция чистая; популяция гибридная; модельные расчеты

JAKUBEC V., PODĚBRADSKÝ Z., PICHOVÁ J., HYÁNEK J. (Forschungsinstitut für tierische Produktion, Uhřetíněves). *Konstruktion und Ausnutzung der Selektionsindexe für Populationen bei Mastgeflügel*. Živočišná výroba (Praha) 20 (7) : 511-520, 1975.

Es wurden Selektionsindexe für die Ausgangslinien und bedeutsamen Formen und Typen der Gebrauchskreuzung von Mastgeflügel entwickelt und konstruiert. In Hinsicht darauf, daß die Indexwerte durch Gewinn ausgedrückt wurden, entspricht die Selektionsindex-Formel der Gewinnfunktion. In die Gewinnfunktionen wurden einbezogen: Der Erlös für den produzierten Broiler, die Produktionsaufwände (in der Mast) und die Reproduktionsaufwände, die relativen Größen der Heterosiseffekte und deren Komponenten. Die Parameter der Leistungskennziffern der Ausgangslinien wurden modellmäßig bestimmt. Es wurden die Indexwerte für 11 115 Kombinationen mit 2, 3 und 4 Linien berechnet, von denen in der Übersicht die 30 besten und 30 schlechtesten angeführt sind. Das Übergewicht der Hybriden im Vergleich zu den Ausgangslinien ist sichtbar, denn die Linienkombinationen mit den Höchstgewinnen den Gewinn der besten Ausgangslinie überragen. Die höchsten Indexwerte weisen die Kombinationen mit den ausgeprägten Fleischmastlinien und niedrigen Reproduktions-Kennziffern auf. Die wirksamsten Gebrauchskreuzungs-Formen sind Vier- und Dreilini-Kombinationen. Die Benutzung von Selektionsindexen für Populationen ist in den Hybridisierungs- und Selektionsprogrammen unerlässlich, da sie uns objektive Informationen für die Auswahl der Ausgangslinien zur Gebrauchskreuzung und der wirksamen Kreuzungsformen und -typen und zur Vervollkommenung der Linien sowie Bildung von synthetischen Linien bietet.

Mastgeflügel; Selektionsindexe für Populationen; Gewinnfunktionen; reine Populationen; Hybridpopulationen; Modellberechnungen

Adresa autorů:

Doc. ing. Václav Jakubec, CSc., ing. Zdeněk Poděbradský, CSc., prom. mat. Jaromír Hyánek, CSc., ing. Jana Pichová, Výzkumný ústav živočišné výroby, 251 61 Praha 10 - Uhřetíněves

POKUS O ZVÝŠENIE GENETICKEJ PREMENLIVOSTI CESTOU OŽIARENIA SPERMII KOHÚTOV

J. BAUMGARTNER, A. GROM, J. CSUKA, A. ŠPRONC, L. KINDLOVÁ

BAUMGARTNER J., GROM A., CSUKA J., ŠPRONC A., KINDLOVÁ L. (Poultry Research Institute, Ivanka pri Dunaji). *A Trial to Improve Genetic Variability through Cock Sperm Irradiation*. Živočišná výroba (Praha) 20 (7) : 521-531, 1975.

The semen of Hybro cocks of normal size was exposed to gamma-ray irradiation (Co^{60}). The doses were 0, 500, 1000, 2000, and 3000 R (groups — C, 1, 2, 3, 4) and the dose intensity was 352 R/min. Hybro-Dwarf hens were inseminated with the irradiated sperm. Radiation did not affect sperm motility; however, the fertility of semen decreased with the doses of irradiation by 3, 13, 48, and 69 %, as compared with the control; from this viewpoint, doses higher than 2000 R can be considered as LD_{50} for cock spermatozoa. In the course of embryogenesis an increase of developmental disorders was observed in the digestive tract in test groups 3 and 4; no other changes were found. Embryonal and post-embryonal viability was not reduced by radiation; on the contrary, a considerable increase of embryonal viability was observed in group 1. In the post-embryonal period groups 3 and 4 showed a relative increase of the occurrence of defective shanks as compared with the control group; the sex ratio showed a prevalence of pullets in the control group as well as in the test groups. Irradiation did not influence the average body weight on the 1st, 14th, 28th, and 56th day of age. However, an increase in the phenotypic variability of weight was found on the first day of age. The share of the genotypic variability of body weight in different age categories, determined on the basis of the daughter-mother regression, was generally very low; regression was found significant only in groups 3 and 4 which showed the highest heritability coefficients at the same time.

V súvislosti s problémom vyčerpávania genetickej variability a dosahovania selekčného stropu v mäsovej a znáškovej produkcii sliepok je nutné hľadať nové zdroje genetickej premenlivosti. Indukovanie mutácií v samčích gamétach a ich fixovanie u potomstva sa javí síce zatiaľ ešte vzdialená, ale predsa ako jedna z možností riešenia daného problému. V doterajších výskumoch bolo konštatované, že v postmeiotických germinálnych bunkách vznikajú následkom rádiácie relatívne početné chemické a štrukturálne zmeny chromozómov, ktoré potom vedú k vzniku mutácií.

Hoci metóda experimentálneho vyvolávania mutácií bola vypracovaná najprv na živočíšnom objekte — drozofile, k produkčným účelom sa zatiaľ využíva iba na rastlinách a mikroorganizmoch. Takto indukovaná variabilita môže byť potom fixovaná selekciou ako v kladnom, tak aj v zápornom smere (G a u l, 1963, 1966; A a s t w e i t, 1966 a i.).

U dvojpoohlavných druhov je situácia podstatne zložitejšia. Od prvých pokusov Serebrovského (1935) a Rokického (1936) uplynulo už takmer 40 rokov, ale doteraz praktizovanie indukovaných mutácií neprekročilo rámec modelových živočíchov. Problémov je veľa. Jedným z hlavných problémov je existencia zložitého neurohumorálneho systému u vyšších živočíchov, ktorý jednak veľmi komplikuje detekciu mutácií v polygénnom systéme, ktoré sú najčastejšie a majú v zásade za následok tzv. mutácie fyziologických vlastností a jednak je to v porovnaní s rastlinami veľká citlivosť živočíšneho organizmu a jeho gamét na dávky ožiarenia, resp. chemomutagény. Tiež ekonomická náročnosť takýchto pokusov na hospodársky významných druhoch je vážnou prekážkou pri štúdiu tohoto problému.

Pre využitie indukovaných mutácií je potrebné hľadať tzv. kritické dávky (Gustafsson, 1947, cit. Dubovský a Maršálek, 1968), ktoré vyvolávajú maximum mutácií pri súčasne relatívne dobrej životaschopnosti. Tieto dávky sú pri rôznych organizmoch a jednotlivých štádiách germinálnych buniek značne rozdielne. Táto problematika je zatiaľ v porovnaní s aviárnymi druhmi podstatne viac preštudovaná u modelových cicavcov. Kým napr. spermatozoidy myši znášajú bez straty oplodňovacej schopnosti dávky až 3000–4000 R (Hertvig, Brenke, 1937), spermatogonie typu A boli už jednorázovou dávkou 5 R poškodené na 5 % a typu B a intermediárne o 8 %, dávkou 100 R prežilo len 0,4 % spermatogónií typu A a 0,5 % spermatogónií typu B (Nachtsheim, 1959). Samičie pohlavné bunky sú na ožiarenie citlivejšie ako samčie, po ožiarení dávkou 50 R mali myšie samičky tri až štyri vrhy, potom boli natrvalo sterilné (Oakberg, 1958). Dobrý prehľad o vplyve žiarenia na gaméty cicavcov podáva publikácia autorov Vögel, Röhrborn (1969).

Cieľom nášho pokusu bolo zistiť vplyv gama radiácie na fertilitu kohútieho semena a na fenotypové, resp. genotypové zmeny potomstva splodeného ožiarovým semenom, čím chceme prispieť ďalšími poznatkami do tejto oblasti výskumu, ktorá je zatiaľ u hospodárskych zvierat iba v počiatočnom štádiu.

MATERIÁL A METÓDA

Pre pokus sme použili rodičovský komplet Hybro Dwarf mäsového typu, importovaný v r. 1973 od fy Euribrid z Holandska. Kohúti boli normálneho vzrastu (*Dw, Dw*), sliepky dwarfové (*dw, dw*), bielo sfarbenia. Z importovanej populácie vo veku 260 dní sme vybrali 18 kohútov vhodných pre odber semena a 150 sliepok v dobrej znáške. Sliepky sme random rozdelili do štyroch pokusných skupín a kontroly tak, aby ich bolo po 30 v každej skupine. Semeno od kohútov sme odoberali metódou abdominálnej masáže do pripravenej skúmavky. Zmiešaný ejakulát sme rozdelili na päť dielov a ožiarili dávkami 0, 500, 1000, 2000 a 3000 R, dávkovou intenzitou 352 R/min z rádioaktívneho zdroja Co^{60} . Čas potrebný na expozíciu a transport ejakulátu bol cca 35 min, priemerný čas od odobrania po aplikáciu semena bol cca dve hodiny. Semeno bolo uskladňované v termoske pri teplote $+25^{\circ}C$. Kontrolná dávka semena prešla tou istou procedúrou ako pokusné dávky. Nosnice sme inseminovali neriedeným semenom dvakrát týždenne. Priemerná dávka semena na nosnicu bola 0,05 ml. Násadové vajčka sme nakladali do liahne typu BIOS 10 000 v týždenných intervaloch po dobu piatich týždňov. Od piateho dňa inkubácie sme vajčka denne presvecovali a uhynuté embryá sme makroskopicky analyzovali na výskyt malformácií. Embryonálnu mortalitu do piateho dňa sme zisťovali na základe embryo-

nálneho vývoja uhynutých zárodokov. Vyliahnuté kurčatá sme liahli rodokmeňove podľa matiek a odchovali do veku 56 dní. U kurčiat bol rovnaký svetelný režim, všetky skupiny boli kŕmené kŕmnou zmesou BR-I a BR-II. Kurčatá sme vážili v 1., 14., 28. a 56. dni veku, u uhynutých jedincov sme zisťovali pohlavie.

Sledovali sme vplyv radiácie na pohyblivosť a fertilitu ožiarených spermií, morfológiu a životaschopnosť v embryonálnom a postembryonálnom vývojovom štádiu, pomer pohlavia a fenotypové a gentypové zmeny v raste.

STATISTICKÉ ZHODNOTENIE

Fenotypové zmeny v raste sme zisťovali analýzou variancie za použitia Duncanovho testu. Genotypovú variabilitu u pokusných skupín a kontroly sme zisťovali odhadom koeficientov heritability hmotnosti tela v 14., 28., a 56. dni veku metódou regresie dcér na matky — ($h^2 = 2 b_{yx}$).

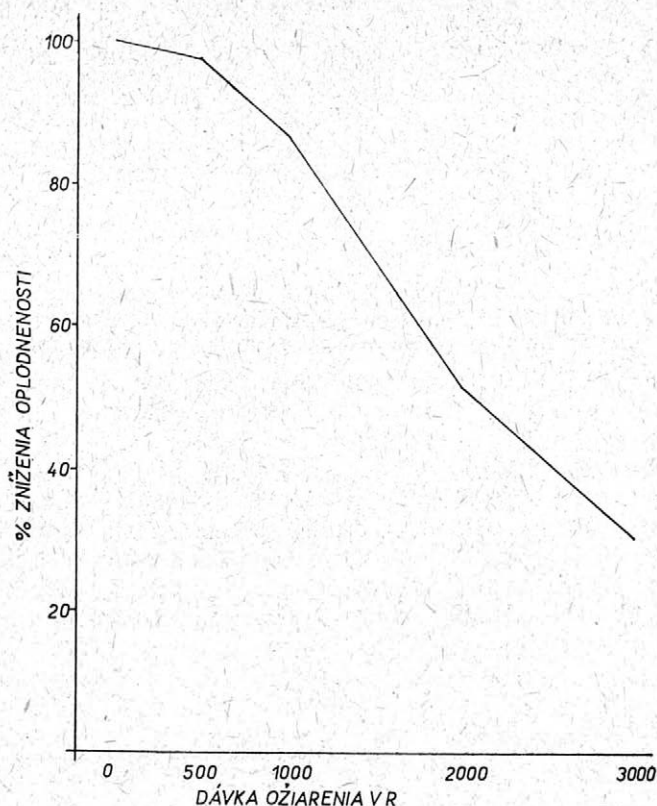
VÝSLEDKY A DISKUSIA

Na začiatku pokusu, pred započatím aplikovania ožiareného semena nosniciam, sme ožiarené semeno sledovali pod mikroskopom. Pohyblivosť spermií nebola nami stanovenou najvyššou dávkou 3000 R narušená, preto sme zvyšovali dávky až po 80 000 R, avšak zníženie pohyblivosti spermií nebolo evidentné, čo je v zhode s výsledkami Morgan a Ledoux (1970).

I. Výsledky inkubácie — Results of incubation

Skupina	Dávka (R)	Počet vajec				Percento vajec		Počet kurčiat		Percento kurčiat vyliahnutých	
		vložených	čistých	oplodnených	odumretých	odumretých	oplodnených	v škru-pine	vyliahnutých	z nasadených	z oplo-dnených
K	0	610	151	459	130	38,56	75,24	47	282	46,22	61,43
1	500	668	178	490	68	24,89	73,35	54	368	55,08	75,10
2	1000	687	237	450	100	36,44	65,50	64	286	41,63	63,55
3	2000	673	408	265	68	39,24	39,37	36	161	23,93	60,75
4	3000	706	538	168	48	39,33	23,79	19	101	14,30	60,12

Vplyv ožiarovania semena na oplodnenosť vajčiek a liahnivosť kurčiat uvádza tab. I. Z tabuľky a z obr. 1 vyplýva, že oplodnenosť klesala s dávkou ožiarovania u jednotlivých pokusných skupín v porovnaní s kontrole kohútie spermiu ožiarené gama lúčmi *in vitro* LD₅₀ > 2000 R. Znížená fertilita vplyvom ionizačného ožiarovania svedčí o vzniku fyzikálno chemických zmien spermatozoidov, a to najmä ich geneticky aktívnej časti (DNK), ktoré vedú k letálnym mutáciám samčích gamét, ktoré sú potom neschopné oplodnenia. Je tu však aj ďalšia možnosť, a to úhyn zygoty v najrannejších štádiách vývoja, ktorý zatiaľ nedokážeme identifikovať, takže vajčka pokladáme za neoplo-dnené.



1. Vplyv dávky ožiarenia na oplodňovaciu schopnosť spermií v porovnaní s kontrolou (100 %). — The effect of irradiation dose on the fertilizing ability of spermatozoa in comparison with the control (100 %)

Naše výsledky korešpondujú so zisteniami Hyreho et al. (1964), ktorí zistili pri ožiarení semena kohútikov RIR, NH a WL, LD₅₀ medzi 2000 a 3000 R a Boergera et al. (1973), kde sa zistila redukcia fertility kohútieho semena ožiareného röntgenovými lúčmi dávkou 2400 R o 50 %.

II. Mortalita v jednotlivých dňoch inkubácie — Mortality on individual days of incubation

Skupina	Dávka (R)	Dni inkubácie																				Spolu
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	
K	0	3	6	2	—	3	7	3	6	7	8	13	16	11	9	11	6	7	10	2	—	130
1	500	2	6	4	1	5	6	1	4	2	2	4	9	7	5	2	5	2	1	—	—	68
2	1000	6	6	1	—	6	10	5	9	4	7	9	7	12	5	5	4	2	2	—	—	100
3	2000	1	5	4	3	6	7	3	4	—	2	5	4	4	5	5	2	3	4	1	—	68
4	3000	8	2	—	2	6	13	1	5	1	3	—	2	—	2	2	1	—	—	—	—	48
Spolu		20	25	11	6	26	43	13	28	14	22	31	38	34	26	25	18	14	17	3	—	414

Čo sa týka percenta odumretých embryí z vajíčok, ktoré boli identifikované ako oplodené, nebolo hynutie až na skupinu 2 (1000 R) radiáciou ovplyvnené. Zaujímavé je zistenie u skupiny 1 (500 R), kde bola v porovnaní s kontrolou lepšia liahnivosť až o 13,67 %. Príčiny nám nie sú jasné, avšak je možno vysloviť určitý predpoklad vzniku polygénnych mutácií, ktoré sa fenotypove prejavili vyššou životaschopnosťou heterozygotných jedincov.

Analýza mortality v jednotlivých dňoch inkubácie (tab. II) ukazuje, že u kontroly bol najvyšší úhyn v 11. a 12. dni inkubácie, u skupiny s najvyššou radiáciou bolo maximálne hynutie v šiestom dni embryonálneho vývoja. V pokusných skupinách 3 a 4, sme u uhynutých embryí zaznamenali zvýšenie výskytu porúch vývoja zažívacieho traktu, iné morfológické zmeny neboli evidentné.

III. Vplyv ožiarenia na postembryonálnu mortalitu a pomer pohlavia — The effect of irradiation on post-embryonal mortality and sex ratio

Skupina	Počiatkový stav	Pohlavie	Úhyn do veku — dni			Spolu	Percento hynutia na počiatkový stav	Konečný stav	Pomer pohlavia v 56. dni ot. : ♂
			14	28	56				
K	163	♀	18	6	5	29	17,79	134	126,41
	116	♂	6	2	2	10	8,62	106	
	279	♀ + ♂	24	11	5	40	13,98	240	
1	198	♀	11	9	4	24	12,12	174	120,00
	167	♂	9	9	4	22	13,17	145	
	365	♀ + ♂	20	18	8	46	12,60	319	
2	148	♀	10	7	5	22	14,86	126	110,50
	129	♂	8	2	5	15	11,62	114	
	277	♀ + ♂	18	9	10	37	13,36	240	
3	99	♀	4	1	—	5	5,00	94	167,85
	61	♂	2	1	2	5	8,19	56	
	160	♀ + ♂	6	2	2	10	6,25	150	
4	58	♀	5	2	3	10	17,20	48	137,14
	39	♂	2	—	2	4	10,25	35	
	97	♀ + ♂	7	2	5	14	14,43	83	

Životaschopnosť a pomer pohlavia kurčiat splodených ožiareným semenom sú uvedené v tab. III. Z tabuľky vyplýva, že ožiarenie semena do 2000 R kladne vplývalo na vitalitu kurčiat, nakoľko hynutie bolo v pokusných skupinách 1, 2 a 3 nižšie ako v kontrole. Naše zistenie je podobné zisteniu Hyreho a Homera (1963), ktorí zistili v skupine kurčiat New Hampshire, vyprodukovanej zo semena ožiareného dáv-

kou 1500 R o 37 % nižšie hynutie, ako v kontrole vzniklej z neožiareného semena.

Naše zistenie je možno považovať jednak za náhodný efekt, ako aj za vplyv selekcie v embryonálnom období, keď radiáciou sa poškodzujú a vyradujú menej životaschopné jedince, avšak zvýšenie životaschopnosti markantné najmä u skupiny 3 môže byť aj dôsledok vyššej heterozygotnosti jedincov, na ktorých vzniku sa podieľali ožiarené spermie, čo by nasvedčovalo vzniku polygénnych mutácií. Tento predpoklad podporuje aj lepšia embryonálna životaschopnosť u skupiny 1.

Pomer pohlavia ako v kontrole, tak aj v pokusných skupinách, bol značne narušený v neprospech samčieho pohlavia, čo si zatiaľ vieme vysvetliť len ako nepriaznivý vplyv dwarfového génu u kohútikov genetickej konštitúcie (*Dw*, *dw*), resp. väčším poškodením ožiarených chromozómov Z v porovnaní s chromozómami W. Detekcia morfológických zmien v postembryonálnom období poukázala na relatívne väčší počet deformácií behákov u skupiny 3 a 4, v porovnaní s kontrolou. Naše výsledky sú podobné zisteniam Morgana (1968), ktorý zistil viditeľné abnormality u potomkov z ožiareného semena gama radiáciou dávkami 750 R, 1000 R

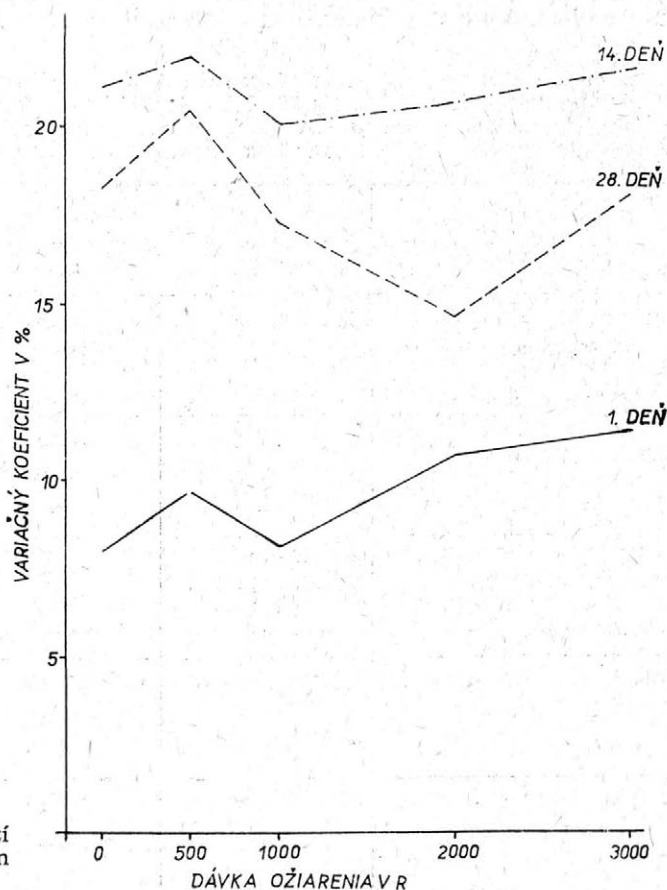
IV. Vplyv ožiarenia ejakulátu na hmotnosť kurčiat — The effect of ejaculate irradiation on chicken weight

Hmotnosť tela v gramoch	Dávky v röntgenoch					Štatistická významnosť
	0	500	1000	2000	3000	
	Skupiny					
	K	1	2	3	4	
1. deň <i>n</i>	279	365	277	160	97	$F = 2,699 < F_{0,05} = 5,63$
♀ + ♂ $\bar{x}$	35,28	35,24	35,14	35,46	35,15	
<i>v</i> (%)	8,02	9,73	8,19	10,77	11,51	
14. deň <i>n</i>	255	345	259	154	90	$F = 3,038 < F_{0,05} = 5,63$
♀ + ♂ $\bar{x}$	130,89	125,414	130,06	133,65	127,86	
<i>v</i> (%)	21,07	22,02	20,13	20,82	21,78	
28. deň <i>n</i>	244	327	250	152	88	$F = 1,356 < F_{0,05} = 5,63$
♀ + ♂ $\bar{x}$	398,96	387,46	398,09	399,43	397,41	
<i>v</i> (%)	18,24	20,46	17,34	14,74	18,29	
56. deň <i>n</i>	134	174	126	94	48	$F = 1,797 < F_{0,05} = 5,63$
♀ $\bar{x}$	1250,84	1196,79	1208,92	1219,11	1258,12	
<i>v</i> (%)	16,56	11,38	17,46	17,31	14,78	
56. deň <i>n</i>	106	145	114	56	35	$F = 2,851 < F_{0,05} = 5,63$
♂ $\bar{x}$	1473,34	1452,08	1412,03	1355,54	1434,43	
<i>v</i> (%)	16,01	16,11	17,20	13,72	16,10	

a 1500 R, a Kawaharu (1974), ktorý zistil deformácie prstov u embryí, ktoré boli ožiarené gama lúčmi.

Vplyv ožiarenia na fenotypové zmeny v raste charakterizované hmotnosťami kurčiat v 1., 14., 28. a 56. dni uvádza tab. IV. Z tabuľky vyplýva, že ožiarenie semena nemalo signifikantný vplyv na priemer ani jednej kategórie hmotnosti, avšak ovplyvnilo variabilitu hmotnosti jednodňových kurčiat (obr. 2). Variabilita hmotnosti kurčiat v 1. dni veku bola u všetkých skupín o niečo vyššia ako v kontrole, v priebehu postembryálneho vývoja sa však hodnoty vyrovnali. Variabilita hmotnosti vajec, od ktorej je variabilita hmotnosti kurčiat v 1. dni veku najviac závislá, však nepokazuje na vplyv tohoto fenoménu, nakoľko variabilita hmotnosti vajec použitých na liahnutie nebola u pokusných skupín vyššia ako v kontrole (tab. V). Naše výsledky sú podobné zisteniam Hyreho a Homera (1969), ktorí nezistili vplyv ožiarenia na priemerné hodnoty produkcie a hmotnosti vajec, avšak v dvoch generáciách zistili vplyvom ožiarenia vyšší koeficient variability pre vaječnú produkciu.

Genotypová variabilita u pokusných skupín a kontrolnej skupiny, vyjadrená odhadom koeficientov heritability (h^2) ako dvojnásobku regresného koeficienta b_{yx} z dcér na matky, je znázornená v tab. VI. Z tabuľ-



2. Variabilita hmotnosti kurčiat. — Chicken weight variability

V. Priemer a variabilita hmotnosti násadových vajec u pokusných skupín a kontrolnej skupiny — The average and variability of the weight of setting eggs in the test groups and in the control group

Ukazovateľ	Skupiny				
	K	1	2	3	4
<i>n</i>	610	668	687	673	706
<i>xvg</i>	57,87	56,92	57,65	57,28	57,27
<i>v</i> (%)	8,32	7,93	8,20	8,16	6,94

ky vyplýva, že hodnoty korelačných a regresných koeficientov boli vo všeobecnosti veľmi nízke a v niektorých prípadoch aj zápornej hodnoty, väčšinou pod hranicou štatistickej významnosti. Toto zistenie poukazuje na veľmi slabú koreláciu medzi hmotnosťou matiek dwarfovej konštitúcie *dw* — a ich dcér s normálnou veľkosťou tela *Dw*. Koeficienty heritability ako dvojnásobok regresného koeficientu b_{yx} sme vyjadrili len u preukazných regresíí. Preukaznosť sme zistili iba v skupine 3 vo všetkých kategóriách a v skupine 4 u hmotnosti v 56. dni. Zvýšenie hodnôt koeficienta

VI. Korelačné koeficienty *r*, regresné koeficienty b_{yx} a odhady koeficientov heritability h^2 hmotnosti tela v 14., 28. a 56. dni u jednotlivých skupín — Correlation coefficients (*r*), regression coefficients (b_{yx}), estimated heritability coefficients (h^2) of body weight on the 14th, 28th, and 56th day in individual groups

Skupina	Veková kategória		
	14. deň	28. deň	56. deň
Kontrola	−0,039	−0,239	−0,244
	−0,073	−0,258	−0,212
	—	—	—
1	0,073	−0,144	−0,126
	0,050	−0,100	−0,105
	—	—	—
2	−0,155	0,120	0,051
	−0,057	0,153	0,048
	—	—	—
3	0,447 ⁺	0,349 ⁺	0,365 ⁺
	0,287	0,278	0,384
	0,574	0,556	0,768
4	0,057	0,113	0,335 ⁺
	0,055	0,128	0,352
	—	—	0,704

regresie u skupín s ožiareným semenom dávkami 2000, resp. 3000 R, naznačuje možnosť vzniku neaditívnej genetickej variability vplyvom ožiarenia semena. Naše úvahy podporujú aj zistenia Abla n a l p a et al. (1964), ktorí zistili zvýšenie materského komponentu genetickej variability produkcie a hmotnosti vajec u sliepok plemena White Leghorn, kde bolo počas viacerých generácií aplikované ožiarenie semena kohútov dávkou 1000 R na jednu generáciu.

Literatúra

- AASTVEIT, K.: Induced mutations in polygenic systems. *Hereditas*, 56, 1966, s. 20-26.
- ABLANALP, H. — LOWRY, D. C. — LERNER, I. M. — DEMPSTER, E. R.: Selection for egg number with X-ray induced variation. *Genetics*, 50, 1964, s. 1083-1100.
- BOERGER, P. — FESCHHEIMER, N. S. — JAAP, R. G.: Chromosomal abnormalities in early embryos derived from use of X-irradiated semen. *Poultry Science*, 52, 1973, s. 1999-2000.
- DUBOVSKÝ, J. — MARŠÁLEK, K.: *Genetika rastlín*. Bratislava, Slov. vyd. poľnohosp. literatúry 1968.
- GAUL, H.: Mutationen in der Pflanzenzüchtung. *Z. Pflanzenzüchtung*, 50, 1963, s. 194-307.
- GAUL, H.: Züchterische Bedeutung von Kleinmutationen. *Z. Pflanzenzüchtung*, 55, 1966, s. 1-20.
- HERTWIG, P. — BRENEKE, H.: Die Ursachen der herabgesetzten Wurfgröße bei Mäusen nach Röntgenbestrahlung des Spermas. *Z. Vererbungsw.*, 1937, s. 483-487.
- HYRE, H. M. — HOMER, P.: The effect of gamma radiation of fowl semen on economic traits. *Poultry Science*, 42, 1963, s. 1278.
- HYRE, H. M. — HOMER, P.: Effect of gamma irradiated avian semen on reproductive performance. *Poultry Science*, 48, 1969, s. 737-738.
- HYRE, H. M. — HOMER, P. — NESTOR, K.: The effect of irradiated cock semen on fertility and hatchability. *Poultry Science*, 43, 1964, s. 121-124.
- KAWAHARA, T.: Interstrain variation in gamma-ray induction of hindlimb deformities in chick embryos. *Radiation Research*, 57, 1974, s. 332-341.
- MORGAN, W.: Sperm irradiation as tool for increasing genetic diversity. Report at Second World Conference on Animal Production on July 18, College Park, Maryland 1968.
- MORGAN, W. — LEDOUX, L.: Metabolic studies of irradiated and non-irradiated sperm. XIV. World Poultry Congress, Madrid 1970, s. 287.
- NACHTSHEIM, H.: Strahlen-genetic bei Säugetier und Mensch. *Bundesgesundheitsblatt*, 14, 1959, s. 217-223.
- OAKBERG, E. F.: The effect of X-rays on the mouse ovary. *Proc. X. Int. Congr. Genet.*, 2, 1958, s. 207.
- ROKICKIJ, P.: Experimental analysis of problems of selection by X-ray irradiation. *Uspechi zootechničeskich nauk*, 2, 1936, s. 161-202.
- SEREBROVSKIJ, R. E.: Acceleration of the rate of selection of quantitative characters in *D. melanogaster* by the action of X-rays. *Zoologičeskij žurnal*, 14, 1935, s. 465.
- VOGEL, F. — RÖHRBORN, G.: *Strahlen-genetic der Säuger*. Stuttgart, Georg Thieme Verlag 1969.

Došlo dňa 4. 10. 1974

BAUMGARTNER J., GROM A., CSUKA J., ŠPRONC A., KINDLOVÁ L. (Výskumný ústav chovu a šľachtenia hydiny, Ivanka pri Dunaji). *Pokus o zvýšenie genetickej premenlivosti cestou ožiarenia spermií kohútov*. Živočišná výroba (Praha) 20 (7) : 521-531, 1975.

Semená kohútov Hybro s normálnou veľkosťou sme ožiarili gama lúčmi (Co^{60}) dávkami 0, 500, 1000, 2000, a 3000 R (skupiny — K, 1, 2, 3, 4) dávkovou intenzitou 352 R/min. a inseminovali sme nimi nosnice Hybro dwarf. Pohyblivosť spermií nebola rádiáciou narušená, fertilita semena však klesala s dávkou ožiarenia v porovnaní s kontrolou o 3, 13, 48 a 69 %, takže z tohto aspektu môžeme pre kohútie spermié považovať $LD_{50} > 2000$ R. V pokusných skupinách 3 a 4 sme počas embryogenézy zaznamenali zvýšenie vývojových porúch zažívacieho traktu, iné zmeny neboli evidentné. Embryonálna a postembryonálna životaschopnosť nebola rádiáciou znížená, naopak značné zlepšenie embryonálnej životaschopnosti sme zistili u skupiny 1. V postembryonálnom období sme u skupín 3 a 4 zaznamenali voči kontrole relatívne zvýšenie výskytu defektných behákov, pomer pohlavia bol ako v pokusných, tak aj v kontrolnej skupine narušený v neprospech kohútikov. Ožiarenie nemalo vplyv na priemer hmotnosti tela v 1., 14., 28., a 56. dni veku, avšak u pokusných skupín sme zaznamenali zvýšenie fenotypovej variability v hmotnosti v 1. dni veku. Podiel genotypovej variability tela v jednotlivých vekových kategóriách, zisťovaný na základe regresie dcéry — matky bol všeobecne veľmi nízky, preukaznosť regresie sme zistili len u skupín 3 a 4, kde sme zistili aj najvyššie koeficienty dedivosti.

БАУМГАРТНЕР Я., ГРОМ А., ЦЗУКА Ю., ШПРОНЦ А., КИНДЛОВА Л. (Научно-исследовательский институт разведения и селекции птицы, Ivanka pri Dunaji). Попытка повысить генетическую изменчивость путем облучения спермы петухов. *Живоčišná výroba* (Praha) 20 (7) : 521-531, 1975.

Семя петухов Гибро нормального размера облучалось гамма-лучами (Co^{60}) дозами 0, 500, 1000, 2000 и 3000 Р (группы — К, 1, 2, 3, 4) интенсивностью 352 р/мин, после чего им осеменяли кур-несушек породы Гибро деф. Радиация не влияла на подвижность сперматозоидов, однако фертильность семени понижалась с дозой облучения по сравнению с контролем на 3, 13, 48 и 69 %, так что с этой точки зрения мы можем для спермы петухов считать $LD_{50} > 2000$ Р. В подопытных 3 и 4 группах во время эмбриогенеза нами было отмечено повышение эволюционных нарушений пищеварительного тракта, других изменений не наблюдалось. Также не понижалась эмбриональная и постэмбриональная жизнеспособность после радиации, наоборот, значительное улучшение эмбриональной жизнеспособности было установлено у 1 группы. В постэмбриональном периоде у групп 3 и 4 было установлено, по сравнению с контролем, относительное повышение появления дефектных плюсней, соотношение пола было как у опытных, так и у контрольной крупы в пользу курочек. Облучение не влияло на среднюю массу цыплят в возрасте 1, 14, 28 и 56 дней, однако у подопытных групп нами было отмечено повышение фенотипической изменчивости в массе однодневного возраста. Доля фенотипической изменчивости тела в отдельных возрастных категориях, установленная на основе регрессии дочери — матери была в общем весьма малая, достоверность регрессии установлена только у 3 и 4 групп, где были установлены максимальные коэффициенты наследуемости.

BAUMGARTNER J., GROM A., CSUKA J., ŠPRONC A., KINDLOVÁ L. (Forschungsanstalt für Geflügelzucht und -selektion, Ivanka pri Dunaji, ČSSR). *Versuch der Erhöhung der genetischen Variabilität mittels der Bestrahlung von Spermien bei Hähnen*. Živočišná výroba (Praha) 20 (7) : 521-531, 1975.

Samen von Hybro-Hähnen normaler Größe wurde mit Gamma-Strahlen (Co^{60}) in Dosen von 0, 500, 1000, 2000 und 3000 R (Gruppen K, 1, 2, 3 und 4) mit 352 R Dosenintensität je Minute bestrahlt und mit diesem Samen wurden Hybro-dwarf-Hennen inseminiert. Die Motilität der Spermien wurde durch die Bestrahlung nicht beschädigt, aber die Samenfertilität nahm mit der zunehmenden Bestrahlungsdosis im Vergleich zur Kontrolle um 3, 13, 48 und 69 % ab, so daß man für die Hahnen-spermien LD_{50} als größer als 2000 R annehmen kann. In den Versuchsgruppen 3 und 4 verzeichneten wir während der Embryogenese eine Erhöhung der Entwicklungsstörungen des Verdauungstraktes, während andere Veränderungen nicht erkennbar waren. Die embryonale und postembryonale Vitalität wurde durch die Bestrahlung nicht herabgesetzt, im Gegenteil stellten wir bei der Gruppe 1 eine

bedeutende Verbesserung der embryonalen Vitalität fest. In der postembryonalen Periode verzeichneten wir bei den Gruppen 3 und 4 im Vergleich zur Kontrolle eine relative Erhöhung des Vorkommens defekter Läufe und das Geschlechtsverhältnis war sowohl bei den Versuchsgruppen als auch bei der Kontrollgruppe zuungunsten der Hähnchen gestört. Die Bestrahlung hatte keinen Einfluß auf die durchschnittliche Körpermasse am 1., 14., 28. und 56. Lebenstag, aber bei den Versuchsgruppen stellten wir eine Erhöhung der phänotypischen Variabilität in bezug auf die Körpermasse am 1. Lebenstag fest. Der auf Grund der Töchter-Mütterregression festgestellte Anteil der genotypischen Körpervariabilität in den einzelnen Alterskategorien war allgemein sehr niedrig. Eine Signifikanz der Regression stellten wir nur bei den Gruppen 3 und 4 fest, wo wir auch die höchsten Heritabilitätskoeffizienten verzeichneten.

Adresa autorov:

Ing. Ján Baumgartner, prof. ing. Anton Grom, CSc., ing. Július Csuka, Adolf Špronc, RNDr. Ludmila Kindlová, Výskumný ústav chovu a šľachtenia hydiny, 900 28 Ivanka pri Dunaji

**Výběr z nových přírůstků
Ústřední zemědělské a lesnické knihovny ÚVTI
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 hod. U každé žádané publikace uveďte signaturu.

E 36.487

Problemi na poluplaninskoto i planinskoto ovceevadstvo.

(Dokladi ot mezhdunarodnija simpozium proveden na 14-17 noembri 1972 g. Varna).

Sofija, SSA G. Dimitrov 1973, 280 s. tab. (Varna — mezinárodní konference o chovu ovcí v horských a podhorských oblastech — 1972 — sborníky)

DOLLING, S. Ch.

D 63.722

Razvedenije merinosov.

Moskva, Kolos 1974. 318 s. obr. tab. (Ovce merinová — chov a plemenitba — příručky / Ovce merinová — plemenný výběr — příručky)

ZUREK, A.

C 12.105/334

Analiza czynników wpływających na opłacalność owczarni zarodowej i użytkowej rasy merynos polski.

Warszawa, PWRiL 1973. 137 s. tab. Inst. zootechniki 334. (Ovce merinová — chov — ekonomické otázky — výzkum — Polsko)

D 63.711

Technologija proizvodstva produkcii karakulevodstva.

Moskva, Kolos 1974. 224 s. tab. (Ovce karakulská — chov a plemenitba — SSSR / Ovce karakulská — krmení — SSSR — sborníky)

GIGINEJŠVILI, N. S.

E 32.262/717

Metody selekcionno-plemennoj raboty s karakulskimi ovcami v zarubežnych stranach.

Moskva, MSCh SSSR - VIVTISCh 1973. 54 s. tab. Obzor literatury 717. (Ovce karakulská — plemenitba / Ovce karakulská — plemenný výběr — studijní zprávy — SSSR)

SELEKČNÍ PROGRAM ČESKÉHO STRAKATÉHO SKOTU.

II. INBREDNÍ DEPRESE A SYSTÉM PŘIPAŘOVÁNÍ

J. VÁCHAL, J. PŘIBYL, J. HYÁNEK

VÁCHAL J., PŘIBYL J., HYÁNEK J. (Research Institute of Animal Production, Uhřetěves). *Selection Program of the Bohemian Spotted Cattle. II. Inbred Depression and the Mating System*. Živočišná výroba (Praha) 20 (7) : 533-543, 1975.

The intensive selection of father bulls is connected with the growth of F_x on an average for the population and may result in a loss of selection progress due to inbred depression. The Skjervold & Langholz procedure (1964) was used for the calculation of more than 4000 combinations of all factors influencing its level. The minimum growth of $F_x = 0.15\%$ corresponded to the number (n_B) of 24 father bulls; at $n_B = 4$, F_x growth was 0.83% . The formation of subpopulations with the rotation of the top breeding bulls will contribute to the reduction of undesirable forms of inbreeding in individual combinations. Every-year selection of only four father bulls would provide a greater improvement of the genetic fund in more than million-headed populations of the cows of the Bohemian Spotted cattle.

ΔF_x ; number of father bulls; formation of subpopulations

Snižování počtu býků a související nárůst koeficientu příbuzenské plemenitby v průměru celé populace má za následek ztrátu selekčního pokroku v důsledku realizované inbrední deprese. Proto je třeba hledat optimální poměr mezi nárůstem F_x a snahou po dosažení maximálního selekčního efektu.

LITERÁRNÍ PŘEHLED

Podstatným důsledkem skutečnosti, že dva jedinci mají společného předka je to, že oba mohou opakovat některý z genů tohoto předka. Jestliže jsou spáření, mohou předat tentýž gen potomkům. Inbrední jedinci, tj. potomstvo vzniklé z páření příbuzných jedinců, mohou přenášet dva geny na jednom lokusu, které jsou opakováním téhož genu z předchozí generace. Tato úvaha vede ke zjištění, že jsou dvě formy homozygotů a tedy i dvě formy identity genů. Z hlediska funkčního jsou dva geny identické, jestliže jim přísluší stejný genotypový, resp. fenotypový efekt, tj. podle terminologie Crowa (1954) jsou shodné ve stavu účinku (alike at state). Jedinec nesoucí dva takové geny je homozygotní ve známém slova smyslu.

Novou formou identity je ta, jež je podmíněna replikací téhož genu; jedinec nesoucí dva geny na téže lokusu může být nazýván identickým homozygotem a oba geny identické svým původem pak identické geny. Naopak geny, které nejsou původově identické, jsou independentní, i když jsou shodné v účinku a homozygot z independentních genů může být nazýván i independentní homozygot (Falconer, 1960).

Tato detailně popsaná původová identita je základem pro měření procesu, jenž je dán stupněm příbuznosti uvnitř připářovaných párů jedinců. Měřítkem je koeficient inbreedingu, jenž je pravděpodobnost, že dva geny na jakémkoliv lokusu jsou původově identické. Je to měřítko ve vztahu k jedinci a vyjadřuje stupeň příbuznosti mezi jeho rodiči.

Budeme předpokládat autogamii a populaci o N příslušnících. Každý z těchto jedinců může produkovat stejný počet pohlavních buněk, které se náhodně spojují. Dalším předpokladem je rozdílnost všech genů na jednom lokusu v původní populaci.

Učiníme-li tento předpoklad, můžeme již uvažovat pouze jeden lokus. Potom existuje mezi gametami původní populace $2N$ různých druhů a všechny mají stejnou četnost. To znamená, že gamety téhož druhu mají identické geny. Koeficient příbuzenské plemenitby, který označíme F_1 , je v podstatě pravděpodobnost, že pár náhodně vybraných gamet bude mít identické geny. To je v tomto případě $\frac{1}{2N}$, protože každá gameta má naději $\frac{1}{2N}$, že se spojí s jinou gametou téhož druhu.

Pravděpodobnost výskytu identických homozygotů ve druhé generaci, tj. koeficient příbuzenské plemenitby F_2 , je pak dána vzorcem

$$F_2 = \frac{1}{2N} + \left(1 - \frac{1}{2N}\right)F_1$$

Tytéž výpočty platí pro další generace. Je tedy potom možné psát pro koeficient příbuzenské plemenitby v n -té generaci vzorec

$$F_n = \frac{1}{2N} + \left(1 - \frac{1}{2N}\right)F_{n-1}$$

Dosadíme-li podle Falconera (1960)

$$\Delta_F = \frac{1}{2N}$$

vyplývá ze vzorců

$$F_n = \Delta_F + (1 - \Delta_F)F_{n-1}$$

popř.

$$\Delta_F = \frac{F_n - F_{n-1}}{1 - F_{n-1}}$$

Vzorce platí za předpokladu autogamie a nepřítomnosti systematických vlivů jako migrace, mutace a selekce. Pro populace zvířat můžeme použít těchto vzorců aproximativně, nahradíme-li skutečnou velikost populace N efektivní velikostí populace N_e . Wright (1931, 1939) uvedl pro různé speciální případy přibližné vzorce pro N_e . Exaktní vzorec odvodil Malécot (1948). Skládá-li se populace z N_m samců a N_f samicích zvířat ($N = N_m + N_f$), pak např. platí vzorec

$$\frac{1}{N_e} \sim \frac{1}{4N_m} + \frac{1}{4N_f}$$

a tedy

$$\Delta_F \sim \frac{1}{8N_m} + \frac{1}{8N_f}$$

V praxi však dochází k situaci, že všichni býci nemají stejné efektní využití. Pro tuto situaci rozpracoval Robertson (1954) příznivější vzorec, a sice

$$\Delta_F = \frac{1}{8} \left[\frac{1}{4n_B} + \frac{1}{4n_C} \right]$$

v němž počet plemeníků dělí na část příslušející otcům býků a otcům krav. V této formuli se předpokládá náhodné rozmístění dcer přes jednotlivé býky. Ve skutečnosti však dochází k intenzivnějšímu využití přezkoušených býků a k limitovanému využití mladých býků, teprve do testace zařazovaných, což do určité míry vede ke zvýšení Δ_F , protože současně kolísají počty obou těchto kategorií býků, a to tak, že klesá počet prověřených a stoupá počet testovaných býků. V důsledku toho navrhuje Skjervold a Langholz (1964) rozšíření právě uvedeného vzorce Robertsona (1964) na výraz

$$\Delta_{Fx} = \frac{1}{8} \left[\frac{1}{4n_B} + \frac{\frac{3}{4n_p} \cdot kp + \frac{3}{4n_y} (1 - kp)}{2} \right]$$

V tomto vzorci je počet otců krav rozdělen na obě složky, tj. na počet prověřených býků (n_p) a mladých testovaných býků (n_y). Souběžně s tímto rozdělením je členěna i populace krav na část zapuštěnou prověřenými býky (k_p) a část zapuštěnou mladými testovanými býky ($1 - k_p$).

Inbrední deprese, jež se potvrzuje v důsledku příbuzenské plemenitby ve snížení užitkovosti, je obecně zjišťována téměř ve všech experimentech, jež byly dosud realizovány u skotu i u ostatních druhů zvířat. Její aproximativní hodnoty pro hlavní užitkové znaky všech druhů zvířat uvádí

Falconer (1960), pro skot je většina dostupných informací citována v naší předchozí práci (Váchal a Teslík, 1971), informace týkající se tělesného vývinu v práci Belléra a Plesníka (1974). Absolutní hodnoty kolísají, celkem se však pohybují v hodnotách přibližně kolem 1 % v tom smyslu, že zvýšení F_x o 1 % vede zhruba ke snížení produkce rovněž o cca 0,5–1,0 %. U našeho materiálu při F_x v rozpětí 0,016 až 0,250 činil příslušný regresní koeficient pro produkci mléka 1,17 % (Váchal, Teslík, 1971).

Cílem předložené práce je zejména rozpracování hledisek možných důsledků nárůstu příbuzenské plemenitby v průměru populace s hledáním účinných preventivních opatření.

MATERIÁL A METODA

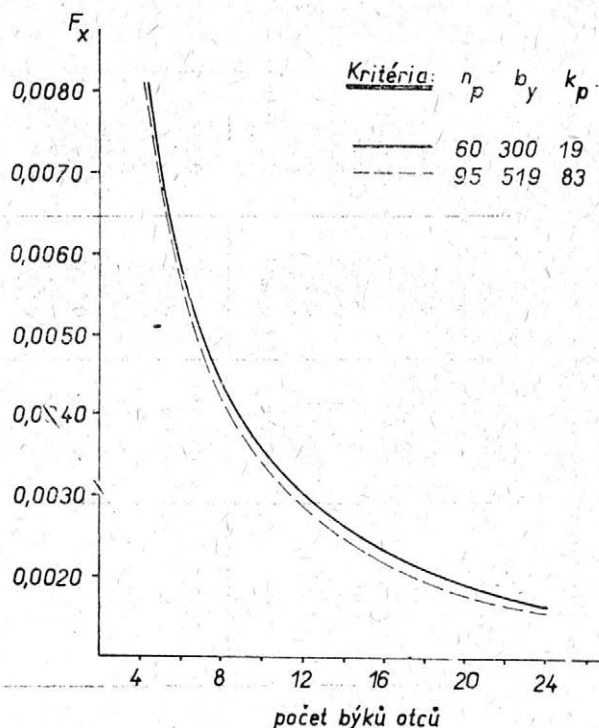
Byly spočítány výsledky nárůstu příbuzenské plemenitby F_x podle postupu

$$F_x = \frac{1}{8} \left[\frac{1}{4n_B} + \frac{\frac{3}{4n_p} \cdot k_p + \frac{3}{4n_y} (1 - k_p)}{2} \right]$$

(Skjervold a Langhotz, 1964), kde n_B , n_p , n_y jsou postupně špičkoví býci, prověření býci a mladí testovaní býci, k_p rozsah populace krav připravených prověřenými býky a $(1 - k_p)$ rozsah populace používané k testaci. Pro výpočet byly brány v úvahu alternativy $n_B = 4$ až 24 v intervalech po 4 býcích, $n_p = 65$ až 95 v intervalech po 5 býcích, $n_y = 300, 329, 350, 400, 439, 450, 481$ a 519, $k_p = 0,17, 0,43, 0,47, 0,48, 0,58, 0,60, 0,62, 0,81, (1 - k_p) = 0,19$ až 0,83 (doplňk ke k_p). Příslušná hodnota F_x byla zjištěna pro všechny možné kombinace na počítači MINSK 22 podle příslušného programu.

VÝSLEDKY A DISKUSE

Kromě výskytu příbuzenské plemenitby, k níž může dojít v jednotlivých případech, o jejichž prevenci jsme se pokusili námětem „zkráceného“ programu s využitím samčí části rodokmenu v přímém vypsání nežádoucích a nedoporučených kombinací, jejichž seznam by byl pravidelně každoročně zveřejňován, zůstává v procesu provádění intenzivní selekce špičkových plemeníků otevřen problém nárůstu F_x v průměru celé populace.



1. Změna hodnot F_x v závislosti na počtu býků-otců. — The change of F_x values in dependence on the number of father bulls

I. Přírůstek koeficientu příbuzenské plemenitby (F_x) za generaci při konstantním počtu špičkových otců $n_B = 8$; v závislosti na změně n_p ; n_y a $(1 - l_p)$ — The increase of the inbreeding coefficients (F_x) per generation with a constant number of top fathers $n_B = 8$; dependence on the change of n_p ; n_y and $(1 - l_p)$

n_p	$n_y =$								$1 - k_p$
	300	329	350	400	439	450	481	519	
95	0,0042	0,0042	0,0042	0,0041	0,0041	0,0041	0,0041	0,0041	0,19
	0,0042	0,0041	0,0041	0,0041	0,0041	0,0041	0,0041	0,0041	0,38
	0,0041	0,0041	0,0041	0,0041	0,0041	0,0041	0,0041	0,0041	0,40
	0,0041	0,0041	0,0041	0,0041	0,0041	0,0041	0,0041	0,0041	0,42
	0,0041	0,0041	0,0041	0,0041	0,0041	0,0041	0,0041	0,0041	0,52
	0,0041	0,0041	0,0041	0,0041	0,0041	0,0041	0,0041	0,0041	0,53
	0,0041	0,0041	0,0041	0,0041	0,0041	0,0041	0,0041	0,0041	0,57
	0,0041	0,0041	0,0041	0,0041	0,0041	0,0041	0,0041	0,0041*)	0,83
75	0,0043	0,0043	0,0043	0,0043	0,0043	0,0043	0,0043	0,0043	0,19
	0,0043	0,0043	0,0043	0,0043	0,0043	0,0043	0,0043	0,0043	0,38
	0,0043	0,0043	0,0043	0,0043	0,0043	0,0043	0,0043	0,0043	0,40
	0,0043	0,0043	0,0043	0,0043	0,0043	0,0043	0,0043	0,0043	0,42
	0,0043	0,0043	0,0043	0,0043	0,0043	0,0043	0,0043	0,0043	0,52
	0,0043	0,0043	0,0043	0,0043	0,0043	0,0043	0,0043	0,0043	0,53
	0,0043	0,0043	0,0043	0,0043	0,0043	0,0043	0,0043	0,0042	0,57
	0,0042	0,0042	0,0042	0,0042	0,0042	0,0042	0,0042	0,0042	0,83
60	0,0044**)	0,0044	0,0044	0,0044	0,0044	0,0044	0,0044	0,0044	0,19
	0,0044	0,0044	0,0044	0,0044	0,0044	0,0044	0,0044	0,0044	0,38
	0,0044	0,0044	0,0044	0,0044	0,0044	0,0044	0,0044	0,0044	0,40
	0,0044	0,0044	0,0044	0,0044	0,0044	0,0044	0,0044	0,0044	0,42
	0,0044	0,0044	0,0044	0,0044	0,0044	0,0044	0,0044	0,0044	0,52
	0,0044	0,0044	0,0044	0,0044	0,0044	0,0044	0,0044	0,0044	0,53
	0,0044	0,0044	0,0044	0,0044	0,0044	0,0044	0,0044	0,0044	0,57
	0,0043	0,0043	0,0043	0,0043	0,0043	0,0043	0,0043	0,0043	0,83

*) minimální přírůstek

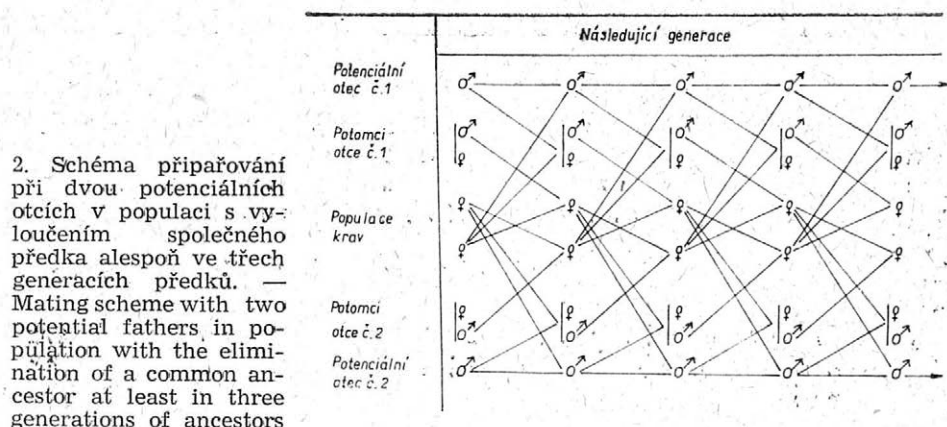
***) maximální přírůstek

Pro jednotlivé kombinace všech faktorů, které jeho velikost ovlivňují, jsme provedli příslušné propočty hodnot F_x podle postupu uvedeného v metodice. Část výsledků při konstantním počtu špičkových plemeníků ($n_B = 8$) uvádíme v tab. I. Stejný počet příslušných hodnot F_x byl spočítán i pro všechny další uvažované počty špičkových býků ($n_B = 4$ až 24).

Protože celkové posouzení získaných a vypočítaných hodnot F_x je velmi ztíženo množstvím těchto údajů, pokusili jsme se o jejich znázornění. Je uvedeno na obr. 1, z něhož jednoznačně vyplývá znázorněná změna hodnot F_x v závislosti na počtu býků otců (n_B). Toto grafické znázornění jednoznačně potvrzuje výrazný vliv počtu plemeníků (n_B) — otců býků příští generace, jenž je nejvýznamnějším faktorem ovlivňujícím nárůst hodnoty F_x . Všechny další uvažované faktory, tj. počet prověřených býků, počet testovaných býků a velikost testované populace, zůstaly ve všech provedených simulačních propočtech prakticky bez významu. Minimální nárůst F_x v průměru populace 0,15 % odpovídal situaci $n_B = 24$, $n_p = 95$, prakticky bez vlivu k_p a n_y (v uvažovaných rozmezích, nikoli absolutní). Maximální vypočtená hodnota $F_x = 0,83$ % byla naopak zjištěna v kombinaci $n_B = 4$, $n_p = 60$ a opět prakticky bez většího vlivu dalších faktorů. Další upřesnění jednotlivých faktorů podle hledisek jako např. limitace testované populace ($1 - k_p$) do hodnot nepřesahujících polovinu celé populace apod. nebylo již proto nezbytné. Pro $n_B = 2$ byla dodatečně zjištěna hodnota $F_x = 1,58 - 1,61$ %, pro $n_B = 1$ pak hodnota $F_x = 3,14 - 3,17$ %.

Průměrný koeficient příbuzenské plemenitby je v těchto relacích s dalšími proměnnými: ΔF_x vzrůstá, jestliže klesá n_p a n_y a jestliže stoupá rozsah k_p , resp. klesá rozsah ($1 - k_p$). Přitom maximální ΔF_x se získá při nejmenším počtu n_B a do určité míry i n_y , za současného maximálního využití prověřených býků (n_p). Rozdíly v ΔF_x působené faktory n_p , n_y , k_p , resp. ($1 - k_p$) jsou však zanedbatelné ve srovnání s působením efektu n_B , který je rozhodujícím činitelem. S ohledem na dosavadní způsob řízení plemenitby je nebezpečí výskytu F_x v jednotlivých kombinacích sníženo, jestliže vyloučíme společného předka alespoň ve třech generacích předků. Z hlediska selekce špičkových plemeníků je toho možno dosáhnout již při počtu $n_B = 2$, což je schematicky znázorněno na obr. 2.

V praxi lze počítat s prolínáním jednotlivých generací v důsledku různé dlouhé doby využívání býků a krav a prolínání následujících ročníků. Tím se poněkud koeficient příbuzenské plemenitby snižuje. Je třeba dodat, že v našem schematickém znázornění nevyužíváme samičí potomstvo po potenciálních otcích; jejich zařazení do plemenitby se projeví již ve druhé generaci jejich potomků vzrůstem koeficientu příbuzenské plemenitby na 0,039.



V druhém případě můžeme populaci rozdělit na několik podobně velikých částí, buď prostorově izolovaných nebo vytvořených skladbou jednotlivých genealogických linií, jak teoreticky rozvedli Kimura a Crow (1964), a naskytá se možnost provádět páření uvnitř každé skupiny až po produkci potenciálních otců a jejich synů, kterých by bylo možno použít na užitkové stádo další části rozdělené populace. Uvnitř každé skupiny by se produkoval tedy určitý počet špičkových otců i popř. ve vyšším stupni inbreedingu, zatímco v užitkové části populace se může projevoval určitý stupeň heterozygosity za předpokladu, že se výchozí části populace budou lišit v genetickém založení (top-crossing).

V krajním případě je možné rozdělit populaci na dvě části a v každé z nich vybírat dva otce (n_B).

Při vyšším počtu potenciálních otců (n_B) ve skupině nebo při vyšším počtu skupin se nebezpečí nárůstu F_x již značně snižuje.

Je nutné počítat též s prolínáním jednotlivých generací a ročníků v důsledku různé dlouhého používání krav a býků, čímž se F_x také snižuje.

Vliv jednotlivých „chovných“ skupin (imigrací genů) na složení konkrétní části užitkové populace při střídavém používání plemenů z těchto skupin lze naznačit poměrem uvedeným v tab. II.

II. Vliv jednotlivých „chovných“ skupin na složení konkrétní části užitkové populace při střídavém používání plemenů — The effect of individual breeding groups on the composition of an actual part of the commercial population with the rotation of breeding bulls

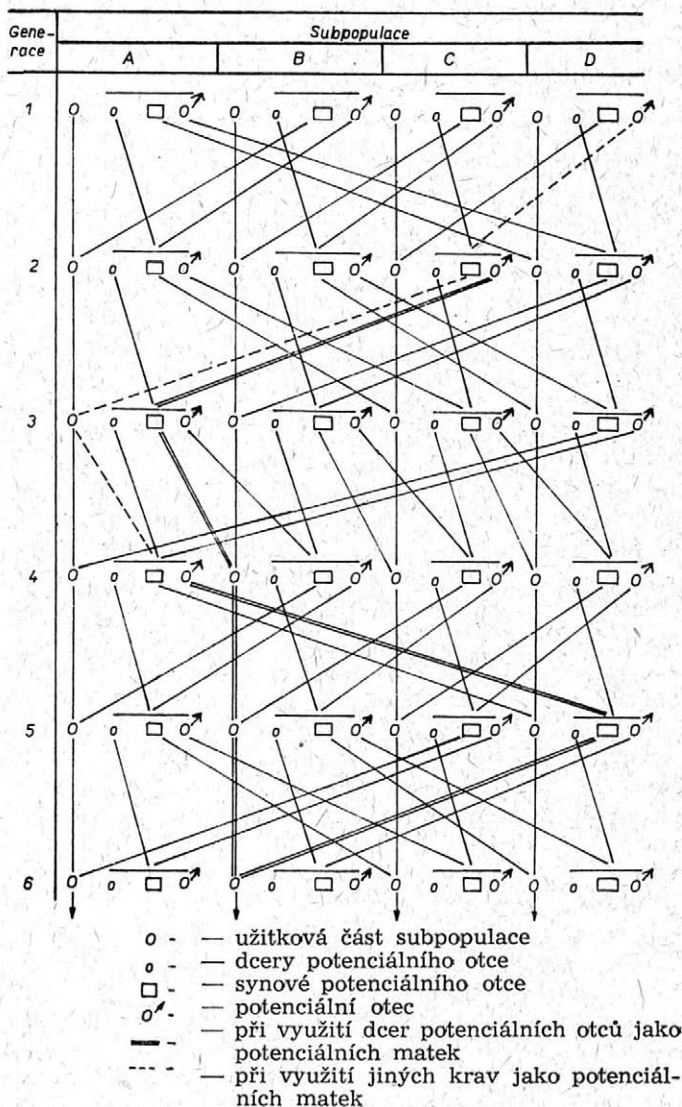
Generace	Počet skupin		
	2 A : B	3 A : B : C	4 A : B : C : D
1	1 : 1	1 : 1 : 2	1 : 1
2	3 : 1	5 : 1 : 2	1 : 1 : 2
3	3 : 5	5 : 9 : 2	1 : 1 : 2 : 4
4	11 : 5	5 : 9 : 18	9 : 1 : 2 : 4
5	11 : 21	37 : 9 : 18	9 : 17 : 2 : 4
6	43 : 21	37 : 73 : 18	9 : 17 : 34 : 4
7	43 : 85	37 : 73 : 146	9 : 17 : 34 : 68

Při střídavém používání potenciálních otců z jednotlivých chovných skupin (tab. II) dochází postupně ke snižování rozdílů mezi jednotlivými skupinami. Avšak zejména v počáteční fázi dochází ke „křížení“ a tedy k odlišení. Jestliže jsou v první generaci jednotlivé skupiny připarčovány uvnitř a od druhé generace se používají plemena z různých skupin, je již ve třetí generaci rozdíl mezi skupinami vymazán, což je patrné ze schématu připarčování čtyř skupin, použije-li se pro jejich vyjádření velkých písmen (tab. III).

Jestliže by se v podobném systému uvažovaly rozdělené části populace jako samostatné pouze do úrovně výběru potenciálních matek a potenciálních otců, přičemž potenciální matky by zůstaly, kdežto potenciální otcové by byli „výběrově připarčováni“ na potenciální matky v „sousední“ skupině, kde by působili jejich synové v užitkové části, nastala by poněkud pozmeněná situace.

Plemeníci A, B, C, D by byli produktem výchozího připáření z potenciálních matek týchž subpopulací, prošli by příslušným výběrovým sítím a byli by nakonec vybráni jako jediní skutečně špičkoví plemeníci. Připáření by však byli v „sousední“ subpopulaci, takže jejich samčí potomstvo by bylo odchováno, testováno a využíváno na nepříbuzném mateřském podkladě; nejlepší z testovaných býků by byl vybrán a použit k výběrovému připáření opět v další subpopulaci, atd. Schematicky lze vidět příslušný posun na obr. 3.

3. Schéma připáření plemeníků (rozdělení populace na čtyři subpopulace, výběr po jednom špičkovém plemeníku). — Mating scheme of breeding bulls (division of population into four subpopulations, selection with a single top breeding bull)



Složení subpopulací se přirozeně v generačním směru poněkud pozmění v porovnání s předcházejícími vývody. Důležité přitom je, aby skupiny „rotovaly“, tj. aby nebyly na sebe napojovány z generace na generaci systematicky. Jen tak lze oddálit event. společného předka do minimálně čtvrté generace předků, což v případech realizace poskytuje F_x o zanedbatelných hodnotách.

Skupina	Generace	
	1	2
1	$A \times A$	$(A \times A) \times (B \times B)$
2	$B \times B$	$(B \times B) \times (C \times C)$
3	$C \times C$	$(CC) \times (DD)$
4	$D \times D$	$(DD) \times (AA)$

Předložené výsledky dokumentují na jedné straně složitost procesu, jenž vede k rychlým kvalitativním změnám v genetickém složení populace, jestliže se rychle sníží počet potenciálních otců, na druhé straně však tyto výsledky naznačují další možnosti ještě intenzivnějšího postupu.

Změny genetického složení populace, v níž je postupně uplatňován komplexní program (Váchal, 1966; Šereda et al., 1968), jsou skutečně urychleny, o čemž svědčí dosažené zkvalitnění plemenné hodnoty býků-otců. Její hodnotu je však třeba posuzovat zejména na úrovni RPH, protože vlastní hodnota CC-testu je do určité míry nepříznivě ovlivněna stále ještě nízkou průměrnou produkcí prvotetek. Předpokládané zlepšující se podmínky ve stájích prvotetek jistě v dohledné době přispějí ke zkvalitnění této rozhodující fáze selekce, tj. k maximální objektivizaci odhadu plemenné hodnoty býků v inseminaci (Váchal, Šereda, Poděbradský, 1972). Součástí tohoto poslání stájí prvotetek bude i možnost zahrnutí převážné většiny všech dcer a vrstevnic zapouštěním převážné většiny chovuschopných jalovic, jež poskytnou pro dané hodnocení neselektované údaje o jejich užitkovosti; dopracování si proto zaslouží i systém zařazení těch prvotetek do zkoušek potomstva, které budou negativně selektovány na základě zkrácených úseků laktace (Váchal, Šereda, Poděbradský, 1972).

Zvýšení počtu dcer a vrstevnic ve skupinách zkoušených mladých plemeníků posune dosavadní nízký rozsah aktivní populace krav zapojené do testace k žádoucím vyšším hodnotám (Skjervold, 1963). Organizace stájí prvotetek, jež je optimálně uskutečnitelná v podmínkách socialistické živočišné výroby, umožní také koncentraci sil na provádění kontroly užitkovosti právě u této kategorie krav a snížení jejího rozsahu nebo alespoň snížení počtu sledovaných ukazatelů při stejném rozsahu u krav starších (Mikšík, Šereda, Váchal, 1972). Z uvedených hledisek je důležité především zdůraznit význam organizovaného zapouštění vyššího počtu jalovic a chov krav — prvotetek ve stájích prvotetek (Směrnice MZVŽ ČSR, 1972).

Nárůst koeficientu příbuzenské plemenitby v důsledku využívání relativně malého počtu špičkových býků — otců příští generace býků není v průměru populace příliš vysoký, jak bylo potvrzeno v provedeném simulačním propočtu. Potvrzují se tak závěry Robertsona (1954) i Skjervolda (1966), kteří z hlediska intenzity selekce doporučují optimální počet dvou, resp. tří špičkových býků. Tento počet špičkových plemeníků (2–3) je každoročně zařazován do výběrového připarování s potenciálními matkami v norském selekčním programu (Skjervold, 1966) v populaci o velikosti cca 400 tisíc krav.

Předložené úvahy o systému připarování různě velkého počtu plemenných býků, včetně množství rotačního střídání těchto býků ve vytvořených subpopulacích, jejichž námět teoreticky zdůvodnili Kimura a Crow (1964), se těmito počty plemeníků přibližují.

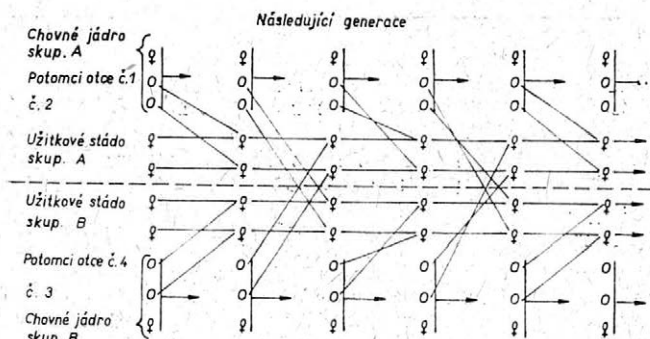
Generace	
3	4
(AABB) × (CCDD)	(AABBCCDD) × (DDAABBCC)
(BBCC) × (DDAA)	(BBCCDDAA) × (AABBCCDD)
(CCDD) × (AABB)	(CCDDAABB) × (BBCCDDAA)
(DDAA) × (BBCC)	(DDAABBCC) × (CCDDAABB)

Jako reálné se jeví z hlediska vyloučení příbuzenské plemenitby do výskytu společného předka ve třetím pokolení předků včetně buď rozčlenění populace na dvě subpopulace, v každé z nich by byli vybíráni dva špičkoví plemeníci (obr. 4), nebo rozdělení populace na čtyři subpopulace a výběrem vždy po jednom špičkovém plemeníku (obr. 3). Teoreticky by bylo možné brát v úvahu pouze tři takové subpopulace. Jejich principiální dopad na nárůst příbuzenské plemenitby v průměru populace je stejný; organizačně snazší při stejném efektu selekce v úseku otcové — synové se zdá být námět čtyř subpopulací s rotací špičkových plemeníků. Případná inbredizace na úrovni „chovných“ skupin v návrhu dvou subpopulací s výběrem po dvou špičkových plemenících by nemusela být na závalu, protože selekční síto uplatňované u jejich potomků by vyloučilo použití méně životných a méně vyhovujících jedinců v plemenitbě. Na druhé straně při připařování příbuzensky šlechtěných býků s nepřibuznými plemeníci formou topcrossingu by bylo možné očekávat příznivé výsledky, jak teoreticky zdůvodnili a prakticky ověřili Šiler (1969) na prasatech, u skotu částečně Váchal a Teslík (1971).

Další snížení vynikajících špičkových plemeníků až na čtyři každoročně zařazované do plemenitby, což se jeví z hlediska organizace připařování jako schůdný postup na místo dosavadních 12 a uvažovaných 8 plemeníků, by v procesu realizace zušlechťovacího procesu znamenalo další podstatné a rychlé zkvalitnění genofondu celé populace pro selektované vlastnosti.

Celá problematika optimalizace selekčního efektu a jeho limitace případným nárůstem F_x , jehož význam byl v práci rozveden, zůstává i nadále jak teoreticky tak i prakticky otevřenou otázkou zejména s přihlédnutím k realizovanému selekčnímu efektu u korelovaných vlastností. Z tohoto hlediska hodláme uvedené problematice věnovat další pozornost.

4. Schéma připařování plemeníků při dvou skupinách a po dvou potenciálních otcích. — Mating scheme of breeding bulls with two groups and with two potential fathers



- BELLÉ, I. — PLESNÍK, J.: Vplyv príbuzenskej plemenitby na rast telesných rozmerov u hovädzieho dobytká. Živočišná výroba, 1974, č. 5, s. 327-336.
- CROW, J. W.: Breeding structure of populations. Statistics and Mathematics in Biology. Ames, Iowa State Coll. Press 1954, s. 543-556.
- FALCONER, D. S.: Introduction to quantitative genetics. Edinburgh and London. Oliver and Boyd 1960.
- KIMURA, M. — CROW, J. F.: On the maximum avoidance of inbreeding. Genet. Res., Camb, 1963, č. 4, s. 399-415.
- MALECOT, G.: Les Mathématiques de l'Hérédité. Paris 1948.
- MIKŠÍK, J. — ŠEREDA, L. — VÁCHAL, J.: Možnosti modernizace kontroly mléčné užitkovosti v nových podmínkách rozvoje chovu skotu v ČSR. Praha 1972.
- ROBERTSON, A.: Artificial insemination and livestock improvement. Advances in Genetics. IV., New York, Acad Press 1954, s. 451-472.
- SKJERVOLD, H.: The optimum size of progeny groups and optimum use of young bulls in A. I. breeding. Acta Agric. Scand., XIII., 1963, s. 131-140.
- SKJERVOLD, H.: Die künstliche Besamung als bedeutendstes Hilfsmittel moderner Rinderzucht. Schriftenreihe 2 „Der Tierzüchter“, Hanover 1966.
- SKJERVOLD, H. — LANGHOLZ, H. J.: Factors affecting the optimum structure of A. I. breeding in dairy cattle. Zschr. f. Tierzüchtung u. Züchtungsbiologie, 80, 1964, s. 25. 40.
- ŠEREDA, L. et al.: Koncepcie rozvoje plemenářství do r. 1980. Státní plemenářská správa, oborové ředitelství, Praha, 1968.
- ŠILER, R.: Příbuzenská plemenitba a topcrossing v chovu prasat. I. Vědecké práce VÚŽV Uhřetěves, 1969, s. 165-175.
- VÁCHAL, J.: Výzkum populační a kvantitativní genetiky hospodářských zvířat. I. Skot. [Závěrečná zpráva.] Uhřetěves, VÚŽV 1966.
- VÁCHAL, J.: Výzkum vzájemného působení dědičnosti a prostředí při odhadu plemenné hodnoty býků pro různé užitkové oblasti podle úrovně produkce výchozích stád. [Závěrečná zpráva.] Uhřetěves, VÚŽV 1969.
- VÁCHAL, J. — ŠEREDA, L. — PODEBRADSKÝ, Z.: Zhodnocení efektu selekce krav prvotek podle vlastní výkonnosti. [Závěrečná zpráva.] Uhřetěves, VÚŽV 1972.
- VÁCHAL, J. — TESLÍK, V.: Výzkum příbuzenské plemenitby u českého strakatého skotu. Živočišná výroba, 16, 1971, č. 10-11, s. 735-744.
- WRIGHT, S.: Evolution in Mendelian populations. Genetics, 16, 1931, s. 97-159.
- WRIGHT, S.: Genetic principles governing the rate of progress of livestock breeding. Proc. 32nd Ann. Meet. Amer. Soc. Animal Production, 18, 1939.
- Směrnice MVŽ ČSR, Praha 1972.

Došlo dne 20. 2. 1974

VÁCHAL J., PŘIBYL J., HYÁNEK J. (Výzkumný ústav živočišné výroby, Uhřetěves). *Selekční program českého strakatého skotu. II. Inbreední deprese a systém připárování.* Živočišná výroba (Praha) 20 (7) : 533-543, 1975.

Intenzivní selekce býků - otců souvisí s nárůstem F_x v průměru populace a může mít za následek ztrátu selekčního pokroku v důsledku realizované inbreední deprese. Podle postupu Skjervolda a Langholze (1964) byly provedeny propočty pro více než 4000 kombinací všech faktorů, které jeho výši ovlivňují. Minimální nárůst $F_x = 0,15\%$ odpovídal počtu (n_B) 24 býků - otců, při $n_B = 4$ činil nárůst $F_x = 0,83\%$. Vytvoření subpopulací s rotací špičkových plemenů přispěje ke snížení výskytu nežádoucích forem příbuzenské plemenitby v jednotlivých kombinacích. Každoroční selekce pouze čtyř býků - otců by znamenala podstatnější zkvalitnění genofondu u více než milionové populace krav českého strakatého skotu.

ΔF_x ; počet býků - otců; tvorba subpopulací

ВАХАЛ Я., ПРЖИБИЛ Й., ГИАНЕК Й. (Научно-исследовательский институт животноводства, Угржинева). Селективная программа чешского пестрого крупного рогатого скота. II. Инбредная депрессия и система случки. *Živočišná výroba* (Praha) 20 (7) : 533-543, 1975.

Интенсивная селекция быков-отцов связана с наращением F_x в среднем популяции и может вызывать потерю селекционного прогресса в результате реализуемой инбредной депрессии. Согласно методу Skjervolda и Langholze (1964) проводились расчеты для более 4000 сочетаний всех факторов, обуславливающих его размер. Минимальное наращение $F_x = 0,15\%$ отвечало числу (n_B) 24 быков-отцов, при $n_B = 4$ наращение составляло $F_x = 0,83\%$. Создание субпопуляции с ротацией наилучших быков-производителей поможет уменьшить появление нежелательных форм родственного племенного дела в отдельных сочетаниях. Ежегодная селекция лишь четырех быков-отцов означала бы существенное повышение качества генофонда, чем миллионная популяция коров чешского пестрого крупного рогатого скота.

ΔF_x ; число быков-отцов; создание субпопуляции

VÁCHAL J., PŘIBYL J., HYÁNEK J. (Forschungsanstalt für tierische Produktion, Uhřetíněves). *Selektionsprogramm des böhmischen Fleckviehs. II. Inzuchtdepression und Anpaarungssystem*. *Živočišná výroba* (Praha) 20 (7) : 533-543, 1975.

Die intensive Vaterbullenselektion steht im Zusammenhang mit der Zunahme von F_x im Populationsdurchschnitt und kann infolge der realisierten Inzuchtdepression den Verlust des Selektionsgewinnes bedeuten. Nach der Methode von Skjervold und Langholz (1964) wurden Berechnungen für mehr als 4000 Kombinationen aller Faktoren, welche die Höhe desselben beeinflussen, durchgeführt. Die minimale Zunahme von $F_x = 0,15\%$ entsprach der Anzahl (n_B) von 24 Vaterbullen; bei $n_B = 4$ betrug die Zunahme von F_x $0,83\%$. Die Bildung von Subpopulationen mit Rotation der Spitzenzuchtbullen wird zur Verminderung des Vorkommens unerwünschter Inzuchtformen bei den einzelnen Kombinationen beitragen. Die alljährliche Selektion von nur vier Vaterbullen würde eine wesentlichere Verbesserung der Qualität des Genofonds als Millionenpopulationen von böhmischen Fleckviehkühen bedeuten.

ΔF_x ; Anzahl der Vaterbullen; Bildung von Subpopulationen

Adresa autorů:

Doc. ing. Jan Váchal, CSc., ing. Josef Přibyl, Jaromír Hyánek, prom. mat., CSc., Výzkumný ústav živočišné výroby, 251 61 Praha 10 - Uhřetíněves

Výběr z nových přírůstků
Ústřední zemědělské a lesnické knihovny ÚVTI
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 hod. U každé žádané publikace uveďte signaturu.

PATTERSON, T. B. — SMITH, L. A. — GRIMES, H. W. C 22.374/449

A comparison of calves by charolais and hereford bulls.

Auburn (Alabama), Agric. exp. station 1973. 15 s. Bulletin 449. (Skot charolaiský — kříženci s herefordským — telata — hodnocení — výzkum / Skot herefordský — telata — hodnocení — výzkum / Skot herefordský — kříženci s angus herefordským — telata — hodnocení — výzkum / Skot charolaiský — býci plemenní — potomstvo — hodnocení — výzkum / skot herefordský — býci plemenní — potomstvo — hodnocení — výzkum — USA)

HARMSSEN, W. L. — HARMSSEN, H. E.

C 22.414/19

Vleesproductie met afgekalfde vaarzen. Verslag van een onderzoek op de C. R. Waiboerhoeve naar de slachtwoarde van Ch X FH- en FH-vaarzen.

Wageningen, Proefstation voor de rundveehouderij 1974. 30 s. fot. 13 tab. 10 tab. příl. Rapport Nr. 19. (Skot charolaiský — skot holandskofříský — kříženci — telata jatečná — masná užitkovost — výzkum / Skot holandskofříský — skot charolaiský — kříženci — telata jatečná — masná užitkovost — výzkum — Holandsko)

BUGRIMOV, E. I.

D 63.656

Razvedenje i ispol'zovanie skorospelogo mjasnogo skota. Moskva, Kolos 1973. 181 s. tab.

(Skot jatečný — chov a plemenitba — SSSR — příručky)

E 36.829

Intensifikacija proizvodstva govjadiny.

Moskva, Kolos 1974. 207 s. tab. (Skot — jatečný — chov — intenzifikace / Skot jatečný — křížení užitkové / Skot jatečný — plemenitba — sborníky — SSSR / Zemědělské závody s chovem skotu — stavba a zařízení — projekty typové — sborníky / Skot jatečný — výkrm — sborníky — SSSR)

V. HUČKO

HUČKO V. (Animal Breeding Enterprise, Topoľčianky). *Analysis of the Lipizzan Horse Breeding at Topoľčianky*. Živočišná výroba (Praha) 20 (7) : 545-557, 1975.

Since the beginning of Lipizzan-horse breeding at Topoľčianky, the stallions of the following strains have proved to be the most useful in breeding work: Maestoso (8 stallions), Neapolitano (8 stallions), Siglava (7 stallions), Pluto (7 stallions), Favory (6 stallions). The Conversano strain (3 stallions) and Incitáto strain (1 stallion) had the smallest share in breeding. As to the original mare strains, the following ones have proved the most useful (according to the numbers of mares): Theodorosta (5), Rigolett Rava (3), Presciana (4), Deflorata (2), Stornella (3), and Gidraha (2). The Afrika, Sardinia, and Spadiglia strains are represented by one mare each. The following mare strains have gradually disappeared from the Topoľčianky herd: Almerina, Mersucha, Khel il Mssaud, Famosa, Engländeria, Argentina, Mercurio, Djebrin. At birth the body measurements of the foals of both sexes are essentially the same, although colts have somewhat higher average values. In the subsequent age categories the average body measurements are quite balanced in both sexes, although, again, colts reach somewhat higher average values than fillies in a majority of measurements. In particular, colts are superior to fillies in the rod height in withers, in cannon bone circumference, and in the depth of chest. On the other hand, fillies older than 1 year show a greater average chest circumference, and fillies older than 2 years a greater average chest width behind the blade-bone and pelvis width in loins, as compared with colts. Foals of both sexes show a high-rectangular body frame when weaned. One-year-old and older colts and fillies have a rectangular frame. The average pregnancy period is 334.8 days in the Lipizzan breed; it is influenced by a) the sex of the foal to be born (if a colt is born, the pregnancy period is longer by 1.87 days than in the case of a filly), b) the season of mating and parturition (in autumn mating and parturition the pregnancy period is shorter by 7.74 days, on an average, than in spring mating and parturition), c) individual ability of mares and stallions to transfer the length of pregnancy to the progeny.

Vo vývojových etapách socializácie poľnohospodárstva chov koní prekonával zo živočišnej výroby najväčšie zmeny. V súčasnom období sa chov koní zameriava hlavne na ich využitie v rôznych jazdeckých a záprahových súťažiach. Tomuto poslaniu vyhovujú teplokrvné plemená koní, z ktorých dôležité postavenie u nás má lipicánsky kôň.

Lipicánsky kôň patrí medzi najstaršie kultúrne plemená koní chované na Slovensku. Svoj pôvod odvozuje od starošpanielskych koní. Vyšľachtený bol v žrebčine Lipnica (Juhoslávia) založenom v roku 1580.

Chovaný je najmä na Balkáne a v strednej Európe. Intenzívny rozvoj chovu lipicána v horských a podhorských oblastiach Slovenska začal po roku 1918, o čo sa najviac zaslúžil Plemenársky podnik Topolčianky, ktorý sa jeho chovu venuje od roku 1921. Základ chovu lipicána v Topolčiankach tvorilo 32 pôvodných lipicánskych kobyliiek ročníku 1915 a 1916, ktoré boli za I. svetovej vojny premiestnené aj so žrebcom Neapolitáno Gratia do Kladrub nad Labem a v roku 1921 do novovybudovaného žrebčína Topolčianky. Od tejto doby sa datuje rozvoj chovu topolčianskeho lipicána.

Výstavbe lipicána a významu jeho chovu je venované u nás i v zahraničí viac odborných publikácií. Z nich pre nás najväčší význam majú práce: Michal (1930), Bílek (1911), Gassebner (1897), Finger (1930), Podhájský (1953), Hörmann et al. (1957), Bílek et al. (1955), Veselý (1925), Koubek (1937), Sejkora (1938), Hučko (1963), Dušek (1966), Bojarinov (1964), Hučko (1959) a ďalší.

MATERIÁL A METÓDA

K spracovaniu analýzy chovu lipicánskeho koňa v Plemenárskom podniku Topolčianky sme použili údaje zo základných listov lipicánskych žrebčov a kobýl, ako aj ďalšie plemenárske záznamy za obdobie rokov 1921 až 1973 včítane.

V práci sme sa zamerali na rozbor pôvodu a na biometrické štúdium rastu a dĺžky gravidity u lipicána.

Vyhodnotené sú všetky kmeňové žrebce a kobyly, podľa kmeňovej príslušnosti k rodinám, z hľadiska ich uplatnenia v chove.

Pre variačné spracovanie telesných rozmerov kobýl a žrebčov sme použili len úplné údaje o telesných rozmeroch. V práci sme spracovali údaje podľa pohlavia, a to pri uliahnutí, pri odstave (v 6. mesiaci), v jednom, dvoch, troch a štyroch rokoch. Na celkové variačné spracovanie telesných rozmerov sme použili úplné údaje 96 žrebčiek a 75 kobyliiek od uliahnutia do štvrtého roku včítane.

Pre variačné spracovanie dĺžky gravidity sme použili len úplne údaje (dátum pripustenia, dátum ožrebenia, pohlavie žriebäta, vek a pôvod žrebca a vek kobyly). Prítom sme prihliadali na vplyv jarného a jesenného pripúšťania, na vplyv pohlavia, na dĺžku gravidity a na to ako ovplyvňuje dĺžku gravidity plemenná kobyla a žrebec. Pre spracovanie sme použili len údaje s dĺžkou žrebnosti 305 až 375 dní. Prípady s kratšou a dlhšou žrebnosťou sme posudzovali ako nenormálne a k spracovaniu sme ich nepoužili. Pre celkové variačné spracovanie dĺžky žrebnosti sme použili úplné údaje 1076 normálnych pôrodov.

VÝSLEDKY A ICH ROZBOR

VÝSTAVBA LÍNIÍ A RODÍN

V lipicánskom stáde na Lipici vzniklo šesť originálnych lipických línií, dnes už predstavujú kmene, ktoré sa odlišovali svojimi charakteristickými vlastnosťami. Zakladateľmi boli žrebce:

1. *Maestoso* – kladrubského pôvodu, beluš, uliahnutý 1779. V Topolčiankach pôsobilo osem žrebčov tohoto kmeňa.

2. *Neapolitáno* – talianskeho pôvodu, hnedák, uliahnutý 1710. V Topolčiankach pôsobilo osem žrebčov tohoto kmeňa.

3. *Pluto* – dánskeho pôvodu, beluš, uliahnutý 1765. V Topolčiankach pôsobilo sedem žrebčov tohoto kmeňa.

4. *Conversano* – talianskeho pôvodu, vraník, uliahnutý 1767. V Topolčiankach pôsobili tri žrebce tohoto kmeňa.

5. *Favory* – kladrubského pôvodu, plavák, uliahnutý 1779. V Topolčiankach pôsobilo šesť žrebcev tohoto kmeňa.

6. *Siglavý* – arabského pôvodu, beluš, uliahnutý 1810. V Topolčiankach pôsobilo sedem žrebcev tohoto kmeňa.

Neskôr bola založená v Maďarsku línia *Incitáto*. V Topolčiankach pôsobil jeden žrebec tohoto kmeňa. V Juhoslávii línia *Tulipán*. Tieto línie sa v chove lipicána menej cenia.

Lipicánske kobyly pochádzajú celkom z 25 ženských línií, ktorých len niektoré pramatky boli originálnymi lipicánskymi, ostatné pochádzali z chovov: Kladruby n/Labem, Kopčany, Radovec, Cabuny, alebo sú dánskeho a arabskeho pôvodu.

Originálne starolipické rody: *Sardinia*, *Spadiglia*, *Argentína*.

Starokladrubského pôvodu: *Afrika*, *Ahmerina*, *Engländeria*, *Europa*, *Presciana*, *Rava*.

Kopčanského pôvodu: *Stornella*, *Famosa*.

Arabského pôvodu: *Kehl il Mssaud*, *Mersucha*, *Gidrana*.

Dánskeho pôvodu: *Deflorata*.

Cabunského pôvodu: *Rozsa*.

Radovackého pôvodu: *Djebrin*, *Mercurio*.

Piberského pôvodu: *Allegra*, *Grociana*, *Theodorosta*.

Ďalšieho pôvodu: *Confitera*, 29 *Conversano*, *Hercules*, 41 *Siglavý*.

V lipicánskom stáde v Topolčiankach v súčasnosti sú zastúpené rodiny: *Sardinia* (1), *Spadiglia* (1), *Afrika* (1), *Presciana* (4), *Stornella* (3), *Deflorata* (2), *Theodorosta* (5), *Gidrana* (2), *Rigoletta* (3).

Pôvodné stádo v Topolčiankach tvorilo 40 kobýl, z ktorých 32 bolo uliahnutých na Lipici, štyri v Piberu a štyri kobyly boli zo slovenského zemského chovu. Až na dve kobyly (16 *Malaga* a 31 *Virtuosa-hnedky*), boli všetky bielej farby. Podľa pôvodu po otcoch stádo pochádzalo:

Neapolitáno Capriola	–	7 kobýl
Siglavý Monterosa	–	9 kobýl
Siglavý Capriola	–	1 kobyľa
Favory Sarda	–	6 kobýl
Pluto Slatina III.	–	6 kobýl
Pluto Bona	–	1 kobyľa
Conversano Traga IV.	–	3 kobyly
Conversano Austria	–	1 kobyľa
Sirdar	–	1 kobyľa
Maestoso Stornella	–	1 kobyľa
74 Maestoso XIII.	–	4 kobyly

Lipicánske chovné stádo v Topolčiankach má v súčasnej dobe 22 kobýl veľmi dobrej kvality. Zo stáda je 20 kobýl bielych a dve čierne. Podľa príslušnosti ku kmeňu: *Pluto* (2 kobyly), *Neapolitáno* (4 kobyly), *Siglavý* (1 kobyľa), *Favory* (5 kobýl), *Maestoso* (1 kobyľa), *Conversano* (4 kobyly) a *Incitáto* (5 kobýl).

Pri uliahnutí (tab. I.) sú telesné rozmery žrebčiek a kobyliiek lipičana celkove vyrovnané. Kobyliky dosahujú o málo väčšie priemerné hodnoty u výšky v kohútiku páskovej (0,22 cm) a u obvodu hrudníka (0,69 cm), ale menšie u obvodu záprstia (0,16 cm) a u živej hmotnosti (0,29 kg).

Pri odstave (tab. II) majú žrebčiek, až na živú hmotnosť a výšku v križoch, väčšie priemerné hodnoty telesných rozmerov o 0,2–3,0 cm než kobyliky. Živá hmotnosť je u kobyliiek väčšia o 0,80 kg a výška v križoch

I. Telesné rozmery pri uliahnutí — Body measurements at birth

	Žrebčiek			Kobyliky		
	$\bar{x} \pm s\bar{x}$	$\pm s$	v	$\bar{x} \pm s\bar{x}$	$\pm s$	v
Výška v kohútiku pásková	100,45 $\pm$ 0,37	3,69	3,72	100,57 $\pm$ 0,49	4,34	4,29
Obvod hrudníka	81,39 $\pm$ 0,38	4,21	5,15	82,08 $\pm$ 0,50	4,34	5,51
Obvod záprstia	11,98 $\pm$ 0,11	1,09	9,11	11,82 $\pm$ 0,13	1,20	10,15
Živá hmotnosť	48,36 $\pm$ 0,42	4,72	7,26	48,07 $\pm$ 0,53	3,88	8,34

II. Telesné rozmery pri odstave (6 mesiacov) — Body measurements at weaning

	Žrebčiek			Kobyliky		
	$\bar{x} \pm s\bar{x}$	$\pm s$	v	$\bar{x} \pm s\bar{x}$	$\pm s$	v
Výška v kohútiku pásková	139,02 $\pm$ 0,68	5,29	3,72	137,84 $\pm$ 0,56	4,68	3,39
Výška v kohútiku palicová	130,13 $\pm$ 0,60	4,70	3,61	126,74 $\pm$ 0,40	3,40	2,72
Obvod hrudníka	138,74 $\pm$ 0,76	6,11	4,28	137,16 $\pm$ 0,54	3,88	2,80
Obvod záprstia	16,34 $\pm$ 0,22	1,57	9,30	16,17 $\pm$ 0,18	1,20	7,22
Živá hmotnosť	238,21 $\pm$ 1,65	12,34	5,17	239,01 $\pm$ 1,31	9,68	4,10
Dĺžka trupu	126,27 $\pm$ 0,69	5,70	4,56	123,24 $\pm$ 0,50	3,72	3,08
Výška v križoch	131,71 $\pm$ 0,69	5,60	4,18	131,94 $\pm$ 0,59	4,26	3,21
Hĺbka hrudníka	55,87 $\pm$ 0,21	2,06	3,67	54,84 $\pm$ 0,24	1,97	3,52
Šírka hrudníka v ramen. klbe	32,74 $\pm$ 0,31	2,44	7,78	31,62 $\pm$ 0,26	2,01	6,15
Šírka hrudníka za lopatkou	33,08 $\pm$ 0,40	2,41	7,32	32,90 $\pm$ 0,29	2,38	7,40
Šírka panvy v bedrách	37,86 $\pm$ 0,30	2,41	6,78	36,68 $\pm$ 0,36	2,20	6,40

III. Telesné rozmery v jednom roku — Body measurements at one year

	Žrebčeka			Kobylky		
	$\bar{x} \pm s\bar{x}$	$\pm s$	v	$\bar{x} \pm s\bar{x}$	$\pm s$	v
Výška v kohútiku pásková	149,74 $\pm$ 0,31	4,08	2,68	148,17 $\pm$ 0,58	4,63	3,24
Výška v kohútiku palicová	141,09 $\pm$ 0,49	3,86	2,69	139,86 $\pm$ 0,70	3,86	2,82
Obvod hrudníka	155,68 $\pm$ 0,76	5,78	3,69	157,24 $\pm$ 0,94	7,21	4,82
Obvod zápästia	18,86 $\pm$ 0,18	1,44	8,06	17,94 $\pm$ 0,13	1,10	6,24
Živá hmotnosť	333,84 $\pm$ 2,24	16,70	5,03	325,64 $\pm$ 2,36	16,92	5,21
Dĺžka trupu	142,68 $\pm$ 0,74	5,86	4,11	140,88 $\pm$ 0,66	6,12	4,30
Výška v križoch	142,89 $\pm$ 0,61	4,10	2,88	141,90 $\pm$ 0,50	4,39	3,15
Hĺbka hrudníka	61,86 $\pm$ 0,40	2,74	4,52	60,35 $\pm$ 0,35	2,70	4,52
Šírka hrudníka v ramen. kĺbe	36,69 $\pm$ 0,28	2,12	5,54	34,58 $\pm$ 0,40	1,92	5,68
Šírka hrudníka za lopatkou	36,74 $\pm$ 0,21	2,71	7,15	36,67 $\pm$ 0,24	2,31	6,59
Šírka panvy v bedrách	44,15 $\pm$ 0,25	2,91	6,54	43,36 $\pm$ 0,38	3,32	7,74

IV. Telesné rozmery v dvoch rokoch — Body measurements at two years

	Žrebčeka			Kobylky		
	$\bar{x} \pm s\bar{x}$	$\pm s$	v	$\bar{x} \pm s\bar{x}$	$\pm s$	v
Výška v kohútiku pásková	158,94 $\pm$ 0,41	3,28	2,11	157,86 $\pm$ 0,39	2,74	1,69
Výška v kohútiku palicová	150,75 $\pm$ 0,49	3,19	2,25	149,73 $\pm$ 0,41	2,98	1,94
Obvod hrudníka	172,56 $\pm$ 0,60	4,06	2,30	178,69 $\pm$ 0,76	5,73	4,15
Obvod zápästia	19,84 $\pm$ 0,12	0,84	4,48	19,11 $\pm$ 0,11	0,71	3,72
Živá hmotnosť	460,74 $\pm$ 1,86	13,75	2,86	457,86 $\pm$ 1,92	13,38	2,86
Dĺžka trupu	157,38 $\pm$ 0,74	6,15	3,86	154,76 $\pm$ 0,71	4,80	3,14
Výška v križoch	150,73 $\pm$ 0,36	2,88	2,05	149,95 $\pm$ 0,40	2,90	1,89
Hĺbka hrudníka	68,82 $\pm$ 0,19	1,56	2,27	68,12 $\pm$ 0,30	2,69	3,84
Šírka hrudníka v ramen. kĺbe	39,94 $\pm$ 0,22	1,51	3,68	39,15 $\pm$ 0,26	2,10	4,50
Šírka hrudníka za lopatkou	39,64 $\pm$ 0,20	1,72	4,21	41,34 $\pm$ 0,29	2,69	6,15
Šírka panvy v bedrách	49,36 $\pm$ 0,30	2,28	4,71	49,84 $\pm$ 2,31	2,12	4,31

	Žrebčeky			Kobyľky		
	$\bar{x} \pm s\bar{x}$	$\pm s$	v	$\bar{x} \pm s\bar{x}$	$\pm s$	v
Výška v kohútiku pásková	161,69 $\pm$ 0,29	3,06	1,85	161,24 $\pm$ 0,31	2,96	1,78
Výška v kohútiku palicová	152,84 $\pm$ 0,30	3,24	3,08	151,16 $\pm$ 0,28	3,11	1,34
Obvod hrudníka	175,84 $\pm$ 0,58	6,28	3,42	180,84 $\pm$ 0,62	6,35	3,48
Obvod zápŕstia	20,09 $\pm$ 0,05	0,76	3,89	19,40 $\pm$ 0,07	0,72	3,80
Živá hmotnosť	478,15 $\pm$ 1,29	13,46	2,76	477,48 $\pm$ 1,65	14,32	3,08
Dĺžka trupu	157,90 $\pm$ 0,79	6,15	3,85	155,32 $\pm$ 0,54	4,68	2,98
Výška v krížoch	151,82 $\pm$ 0,30	2,94	1,95	152,11 $\pm$ 0,28	2,68	1,76
Hĺbka hrudníka	69,24 $\pm$ 0,20	1,60	2,30	68,39 $\pm$ 0,36	2,60	3,68
Šírka hrudníka v ramen. klbe	40,86 $\pm$ 0,26	1,58	3,84	40,44 $\pm$ 0,29	2,05	4,50
Šírka hrudníka za lopatkou	40,95 $\pm$ 0,20	2,28	5,76	43,15 $\pm$ 0,32	2,65	6,12
Šírka panvy v bedrách	49,74 $\pm$ 0,18	1,78	3,74	50,12 $\pm$ 0,27	2,17	4,12

vyššia o 0,23 cm, než u žrebčiek. Odstavené kobyľky a žrebčiek sú formátu vysokoobdĺžnikového a sú prestavané.

Jednoročné žrebčiek, až na obvod hrudníka, majú väčšie priemerné hodnoty telesných rozmerov (tab. III.) než kobyľky o 0,10 až 3,0 cm a sú ťažšie o 8,20 kg. Kobyľky majú väčší obvod hrudníka o 1,56 cm než žrebčiek. Jednoročné kobyľky a žrebčiek sú mierne obdĺžnikového formátu a sú prestavané.

Dvojočné žrebčiek, až na obvod hrudníka, šírku hrudníka za lopatkou a šírku panvy v bedrách, majú väčšie priemerné hodnoty telesných rozmerov (tab. IV) o 0,7 až 2,5 cm a živej hmotnosti o 2,88 kg než kobyľky. Kobyľky majú väčší obvod hrudníka o 6,13 cm, šírku hrudníka o 1,70 cm a šírku panvy v bedrách o 0,48 cm než žrebčiek. Dvojočné žrebčiek a kobyľky sú mierne obdĺžnikového formátu. Žrebčiek majú výšku v kohútiku palicovú a v kríži vyrovnanú, kobyľky sú mierne prestavané.

Trojočné žrebčiek, až na obvod hrudníka, výšku v krížoch, šírku hrudníka za lopatkou a šírku panvy v bedrách (tab. V), majú väčšie priemerné hodnoty telesných rozmerov o 0,40 až 2,60 cm a živej hmotnosti o 0,67 kg než kobyľky. Kobyľky majú väčší obvod hrudníka o 5,0 cm, výšku v krížoch o 0,29 cm, šírku hrudníka za lopatkou o 2,20 cm a šírku panvy v bedrách o 0,38 cm než žrebčiek. Žrebčiek aj kobyľky sú obdĺžnikového formátu a kobyľky sú mierne prestavané.

	Žrebčeky			Kobyľky		
	$\bar{x} \pm s\bar{x}$	$\pm s$	v	$\bar{x} \pm s\bar{x}$	$\pm s$	v
Výška v kohútiku pásková	163,86 $\pm$ 0,32	3,29	2,17	162,79 $\pm$ 0,30	3,00	1,80
Výška v kohútiku palicová	154,36 $\pm$ 0,28	3,44	2,17	153,94 $\pm$ 0,39	3,30	1,18
Obvod hrudníka	180,64 $\pm$ 0,59	6,20	3,23	185,46 $\pm$ 0,40	5,60	3,04
Obvod záprstia	20,51 $\pm$ 0,08	0,90	4,36	19,86 $\pm$ 0,07	0,65	3,08
Živá hmotnosť	487,34 $\pm$ 1,34	12,08	3,16	510,39 $\pm$ 1,56	11,26	2,20
Dĺžka trupu	159,12 $\pm$ 0,80	6,10	3,80	157,29 $\pm$ 0,60	4,40	2,80
Výška v krížoch	153,84 $\pm$ 0,38	3,40	2,15	154,02 $\pm$ 0,40	2,85	1,84
Hĺbka hrudníka	71,66 $\pm$ 0,22	1,80	2,48	71,10 $\pm$ 0,39	2,90	4,00
Šírka hrudníka v ramen. kĺbe	42,16 $\pm$ 0,49	2,48	3,96	41,56 $\pm$ 0,26	1,78	4,32
Šírka hrudníka za lopatkou	42,60 $\pm$ 0,20	1,60	3,80	44,79 $\pm$ 0,19	2,12	4,66
Šírka panvy v bedrách	50,78 $\pm$ 0,21	1,40	3,08	51,76 $\pm$ 0,26	1,43	2,74

Štvorročné žrebčeky, až na obvod hrudníka (4,82 cm), živú hmotnosť (23,05 kg), výšku v krížoch (0,28 cm), šírku hrudníka za lopatkou (2,49 cm) a šírku panvy v bedrách (0,98 cm) (tab. VI.) majú väčšie priemerné hodnoty telesných rozmerov o 0,40 až 1,80 cm než kobyľky. Kobyľky aj žrebčeky sú obdĺžnikového formátu. Žrebčeky nie sú prestavané a u kobyľiek je výška v kohútiku palicová a v krížoch vyrovnaná.

Na intenzívnejší vývin rúrovitých kostí u koní, počas vnútromaternicového obdobia, poukazujú aj naše výsledky (tab. VII.). Tým sú ovplyvnené telesné rozmery a hmotnosť pri uliahnutí v porovnaní so štvorročnými koňmi. Počas vnútromaternicového obdobia sa u lipicána, v porovnaní so štvorročnými, výška v kohútiku pásková vyvinie u žrebčeka na 61,30 % a u kobíliek na 61,78 %, obvod záprstia u žrebčeka na 58,41 % a u kobyľiek na 59,52 %, obvod hrudníka u žrebčeka na 45,06 % a u kobyľiek na 44,26 %. Počas vnútromaternicového obdobia sa najmenej vyvíja živá hmotnosť, ktorá pri uliahnutí u žrebčeka tvorí 9,92 % a u kobyľiek 9,42 %.

Od podmienok postembryonálneho vývoja závisí viac obvod hrudníka a záprstia, ako výška v kohútiku pásková. Najviac od podmienok postembryonálneho vývoja závisí živá hmotnosť.

Z výsledkov je vidieť, že telesné rozmery a živá hmotnosť u žrebčeka a kobyľ sa zväčšuje najintenzívnejšie do konca druhého roku, takže v tomto období sa na utváraní tela žriebäta i koňa v dospelosti veľmi nepriaznivo odrážajú nedostatky odchovu ako i výživy a kŕmenia.

	Žrebčeky					
	4 roky	3 roky	2 roky	1 rok	6 mesiacov	pri uliahnutí
Výška v kohútiku pásková	100	98,68	97,00	91,38	84,84	61,30
Výška v kohútiku palicová	100	99,02	97,66	91,40	84,30	—
Obvod hrudníka	100	97,34	95,53	86,18	76,80	45,06
Obvod zápästia	100	97,95	96,73	91,96	79,67	58,41
Živá hmotnosť	100	98,11	94,54	68,50	48,88	9,92
Dĺžka trupu	100	99,23	98,91	89,67	79,36	—
Hĺbka hrudníka	100	96,62	96,04	86,32	77,97	—
Šírka hrudníka za lopatkou	100	96,13	93,05	86,24	77,65	—

ROZBOR DĹŽKY ŽREBNOSTI

Priemerná dĺžka žrebnosti (tab. VIII) u lipicána, bez ohľadu na pohlavie je 344,85 dňa. Najväčší počet pôrodov sa vyskytuje v rozpätí 335 až 339 ($n = 205$) a najmenší v rozpätí 370 až 374 dní ($n = 6$).

Na dĺžku žrebnosti má veľký vplyv doba pripúšťania a žrebenia kobýl. Kobylly pripúšťané a žrebiace sa na jeseň (tab. IX) majú kratšiu dĺžku žrebnosti, než kobylly pripúšťané a žrebiace sa na jar. Rozdiel v dĺžke žrebnosti je 7,7 dňa ($P > 0,01 - 2,33 \%$). Pri uliahnutí kobyliiek je rozdiel 5,96 dňa ($P > 0,01 - 2,11 \%$) a pri uliahnutí žrebčiek 8,46 dňa ($P > 0,01 - 2,59 \%$).

Dĺžku žrebnosti ovplyvňuje tiež pohlavie uliahnutého žriebäta (tab. X). Pri uliahnutí žrebčiek je dĺžka žrebnosti v priemere dlhšia o 1,87 dňa ($P > 0,01 - 0,52 \%$) než pri uliahnutí kobyliiek. Celkove sa uliahlo 1076 žriebät (550 žrebčiek a 526 kobyliiek), takže na 100 uliahnutých kobyliiek pripadá 104,58 uliahnutých žrebčiek.

Sledovali sme tiež vplyv individuality kobýl na dĺžku žrebnosti, ktoré dali za sledované obdobie najmenej štyri žriebäta. Materiál zahrňoval 120 kobýl s počtom 966 žriebät. V dĺžke žrebnosti je medzi potomstvami jednotlivých kobýl preukazný rozdiel. Tabuľkové F pre $P > 0,05$ je 1,28 a je nižšie ako vypočítané F (3,08).

Podobne bol zistený vplyv individuality žrebčov na dĺžku žrebnosti pripustených kobýl. Do úvahy sme zobrali všetky kmeňové žrebce, po ktorých sa uliahlo najmenej 10 žriebät. Materiál zahrňoval 31 žrebčov s 979 žriebätami. Hoci dĺžka žrebnosti kobýl, pripustených jednotlivými žrebcami, je vyrovnanejšia ako dĺžka žrebnosti jednotlivých kobýl, sú

hmotnosti štvorročných koní) — Changes in body measurements and weights during old horses)

Kobylky					
4 roky	3 roky	2 roky	1 rok	6 mesiacov	pri uliahnutí
100	99,05	96,97	91,02	84,67	61,78
100	98,19	97,27	90,85	82,33	—
100	97,51	96,35	84,78	73,96	44,26
100	97,68	96,22	90,33	81,42	59,52
100	93,55	89,71	63,80	46,83	9,42
100	98,78	98,39	89,57	78,35	—
100	96,19	95,81	84,88	77,13	—
100	96,34	92,30	81,87	73,45	—

aj tu medzi potomstvami jednotlivých žrebcov zistené preukazné rozdiely. Tabulkové F je 1,58 a vypočítané F je 1,69.

Podľa získaných výsledkov individualita kobýl, ale aj individualita žrebcov, má vplyv na dĺžku žrebnosti.

VIII. Dĺžka žrebnosti — Pregnancy period

	n	$\bar{x} \pm sx$	$\pm s$	v
Lipicán	1076	$334,85 \pm 0,43$	10,78	3,24

IX. Vplyv doby pripúšťania na dĺžku žrebnosti — Influence of mating time on pregnancy period

		n	$\bar{x} \pm sx$	$\pm s$	v
Lipicán	jar	555	$338,74 \pm 0,45$	9,37	2,94
	jesen	521	$331,04 \pm 0,64$	9,76	3,08
Kobylky	jar	282	$337,08 \pm 0,54$	9,21	2,78
	jesen	244	$331,12 \pm 0,70$	9,39	2,94
Žrebce	jar	273	$339,74 \pm 0,60$	9,36	2,74
	jesen	277	$331,28 \pm 0,74$	9,72	3,05

	<i>n</i>	$\bar{x} \pm sx$	$\pm s$	<i>v</i>
Žrebčeky	550	335,54 $\pm$ 0,47	9,34	3,12
Kobyľky	526	333,67 $\pm$ 0,44	9,08	2,94

ZÁVER

Lipicánsky kôň je starým, prechovaným plemenom s ustálenou dedičnosťou. Vychovaný bol v tvrdých podmienkach, ktoré mu vtiskli neoceniteľné vlastnosti, ako je tvrdosť, skromnosť, nenáročnosť a vytrvalosť. Lipicán pre svoje ušľachtilé tvary a vznosný chod je obľúbeným koňom jazdeckým a záprahovým. Pretože náš chov lipicána nadväzuje priamo na jeho chov v Lipici, a doteraz nebol komplexne vyhodnotený, v práci sme sa zamerali na rozbor pôvodu lipicána, na hodnotenie telesných rozmerov a dĺžky žrebnosti u lipicána.

Od založenia lipicánskeho chovu v Topolčiankach dosiahli najväčšieho rozšírenia a uplatnenia žrebce kmeňov Maestoso, Neapolitano, ktorých pôsobilo po 8, kmeňa Siglavy a Pluto (po 7), Favory (6) a najmenej kmeňa Conversano (3) a Incitato (1).

Z pôvodných rodov kobýľ sú v topolčianskom stáde podľa počtu kobýľ najviac rozšírené rody Theodorosta (5), Rigoletta (Rava 3), Presciana (4), Deflorata (2), Stornella (3), Gidrana (2), po jednej kobyle sú zastúpené rody Afrika, Sardinia a Spadiglia.

V lipicánskom chove v Topolčiankach postupne zanikali rody:

1. *Almerina* — kladrubskeho pôvodu, zanikol vyradením kobyly 113 *Sarda*, ul. r. 1964. V Topolčiankach celkove pôsobilo z tohoto rodu 12 kobýľ, ktoré zaradili deväť žrebcev.

2. *Mersucha* — arabskeho pôvodu, zanikol vyradením kobyly 43 *Nadgorica*, ul. r. 1959. V Topolčiankach z tohoto rodu bolo zaradených sedem žrebcev a šesť kobýľ. Krv rodu *Mersucha* v topolčianskom stáde kobýľ je zastúpená cez žrebca *Neapoliano VI*. *Nadrožica*, ktorého matka 642 *Nadrožica*, ul. r. 1945, je z tohoto rodu.

3. *Khel il Mssaud* — arabskeho pôvodu, zanikol vyradením kobyly 743 *Kerenka*, ul. r. 1954. Tento rod bol v minulosti v Topolčiankach hodne rozšírený. Celkove z tohoto rodu bolo do chovu zaradených 21 žrebcev a 20 kobýľ.

4. *Famosa* — kopčianskeho pôvodu. V Topolčiankach tento rod zanikol vyradením kobyly 718 *Storia*, ul. r. 1952. V chove pôsobili tri kobyly, ktoré zaradili troch žrebcev do zemskeho chovu.

5. *Engländeria* — kladrubskeho pôvodu. Tento rod bol v Topolčiankach zastúpený len kobylou 28 *Aida*, vyradená 1932.

6. *Argentina* — lipicánskeho pôvodu. V Topolčiankach z tohoto rodu pôsobilo desať kobýľ, ktoré zaradili sedem žrebcev. Zanikol vyradením kobyly 752 *Ariosa*, ul. r. 1953.

7. *Mercurio* — radovecký pôvod. V Topolčiankach bol zastúpený len kobyľou 7 *Gratiosa*, uliah. 1914, ktorá nič nezaradila.

8. *Djebrin* — arabského pôvodu. V Topolčiankach bol zastúpený tromi kobyľami, ktoré zaradili päť žrebčov. Zanikol vyradením kobyly 225 *Neapolitano Gratia* — 7, uliah. 1922.

Pri uliahnutí sú telesné rozmery a hmotnosť žrebčiek a kobyliet v podstate vyrovnané, aj keď žrebčiek dosahujú trochu väčšie priemerné hodnoty.

V ďalších vekových kategóriách sú priemerné telesné rozmery žrebčiek a kobyliet tiež vcelku vyrovnané, aj keď žrebčiek dosahujú pri väčšine telesných rozmerov väčšie priemerné hodnoty ako kobyľky. Žrebčiek predstihujú kobyľky najmä vo výške kohútiku palicovej, v obvode záprstia a v hĺbke hrudníka. Naproti tomu u kobyliet od jedného roku je obvod hrudníka a od dvoch rokov šírka hrudníka za lopatkou a šírka panvy v bedrách priemerne väčšia než u žrebčiek.

Pri odstave sú žrebčiek a kobyľky vysokoobdĺžnikového formátu. Jednoročné a staršie žrebčiek a kobyľky sú obdĺžnikového formátu.

Z hladiska intenzity rastu jednotlivých telesných rozmerov, pri odchove žriebät, najväčšiu pozornosť musíme venovať kŕmeniu, ošetrovaniu a ustajeniu žriebät do konca druhého roku.

Priemerná dĺžka žrebnosti u lipicána 334,8 dňa je ovplyvnená:

a) pohlavím uliahnutého plodu, pri uliahnutí žrebčeka je v priemere o 1,87 dňa dlhšia než pri uliahnutí kobyľky,

b) obdobím pripúšťania a žrebenia, pri jesennom pripúšťaní a žrebení je žrebnosť v priemere kratšia o 7,74 dňa než pri jarnom,

c) individuálnou schopnosťou kobýl a žrebčov prenášať dĺžku žrebnosti na potomstvo.

Literatura

BÍLEK, F.: Karster Hofgestüt Lipicca in Österreich. 1911.

BÍLEK, F.: Speciální zootechnika — Chov koní. Praha, SZN 1955.

BOJARINOV, I.: Chov koní v Jugoslávii. Chov koní a výkonnostní zkoušky, 1964, č. 3.

DUŠEK, J.: Srovnání výsledků chovu lipického koně při různém metodickém pojetí. Vědecké práce VSCHK Slatiňany, 1966.

FINGER, E.: Das ehemalige k. u. k. Karster Hofgestüt zu Lipicca 1580—1920. Luxemburg 1930.

GASSEBNER, H.: Die Pferdezucht in den im Reichstaate vertretenen Königreiche und Länder der Österreich. Wien 1897.

HÖRMANN, Š.: Chov koní na Slovensku. Bratislava, SVPL 1957.

HUČKO, V.: Príspevok k štúdiu niektorých vplyvov pôsobiacich na dĺžku gravidity u koní [Záverečná správa.] Nitra 1959.

HUČKO, V.: Príspevok k štúdiu rastu lipicána. Acta zootechnica Nitra, 1963.

KOUBEK, K.: Chov koní na Podkarpatské Rusi. Praha 1937.

MICHAL, V.: Lipicanský kůň. Ministerstvo zemědělství, Praha 1930.

PODHÁJSKÝ, J.: Die Spanische Reitschule. Wien 1953.

SEJKORA, K.: Státní hřebčín v Topolčiankách. Praha 1938.

VESELÝ, J.: Náš teplokrevník. Praha 1925.

Došlo dňa 7. 3. 1975

HUČKO V. (Plemenársky podnik, Topoľčianky). *Analýza chovu lipicána v Topoľčiankach*. Živočišná výroba (Praha) 20 (7) : 545-557, 1975.

Od založenia lipicánskeho chovu v Topoľčiankach dosiahli najväčšieho rozšírenia a uplatnenia žrebce nasledujúcich kmeňov: Maestoso (8 žrebcev), Neapolitano (8 žrebcev), Siglava (7 žrebcev), Pluto (7 žrebcev), Favory (6 žrebcev). Najmenší bol podiel kmeňov Conversano (3 žrebci) a Incitato (1 žrebec). Z pôvodných rodov kobýl sú v topoľčianskom stáde podľa počtu kobýl najviac rozšírené rody Theodorosta (5), Rigolett Rava (3), Presciana (4), Deflorata (2), Stornella (3), Gidrana (2). Po jednej kobyle sú zastúpené rody Afrika, Sardinia a Spadiglia. V lipicánskom chove v Topoľčiankach postupne zanikli rody: Almerina, Mersuche, Khel il Mssaud, Famosa, Engländeria, Argentina, Mercurio, Djebirin. Pri narodení sú telesné rozmery a hmotnosť žrebčeka a kobýliek v podstate vyrovnané, aj keď žrebčeky dosahujú trochu väčšie priemerné hodnoty. V ďalších vekových kategóriách sú priemerné telesné rozmery žrebčeka a kobýliek tiež vcelku vyrovnané, aj keď žrebčeky dosahujú pri väčšine telesných rozmerov väčšie priemerné hodnoty ako kobýlky. Žrebčeky predstihujú kobýlky najmä vo výške kohútika palicovej, v obvode záprstia a v hĺbke hrudníka. Naproti tomu u kobýliek od jedného roku je obvod hrudníka a od dvoch rokov šírka hrudníka za lopatkou a šírka panvy v bedrách v priemere väčšia než u žrebčeka. Pri odstave sú žrebčeky a kobýlky vysokoobdĺžnikového formátu. Jednoróčne a staršie žrebčeky a kobýlky sú obdĺžnikového formátu. Priemerná dĺžka žrebčnosti je u lipicána 334,8 dňa a je ovplyvnená a) pohlavím uliahnutého žrebčeka (pri ulahnutí žrebčeka je v priemere o 1,87 dňa dlhšia ako pri ulahnutí kobýlky), b) obdobím pripúšťania a žrebenia (pri jesennom pripúšťaní a žrebení je žrebnosť v priemere kratšia o 7,74 dňa než pri jarňom), c) individuálnou schopnosťou kobýl a žrebcev prenášať dĺžku žrebčnosti a potomstvo.

ГУЧКО В. (Племенное предприятие, Тополичанки). *Анализ разведения липицанской лошади в Тополичанках*. Животноводство (Прага) 20 (7) : 545-557, 1975.

С начала основания липицанского разведения в Тополичанках максимального распространения и применения нашли жеребцы следующих племен: Маестосо (8 жеребцов), Неаполитано (8 жеребцов), Сиглава (7 жеребцов), Плутто (7 жеребцов), Фаворы (6 жеребцов), меньше всего племен Конверсано (3 жеребца) и Инцитато (1 жеребец). Из первоначальных родов кобыл в тополичанском стаде, согласно числу кобыл, больше всего были распространены роды Теодороста (5), Риголетт Рава (3), Пресциана (4), Дефлората (2), Сторнелла (3), Гидрана (2). По одной кобыле имеются роды Африка, Сардиния и Спадиглия. В липицанском разведении в Тополичанках постепенно исчезли роды: Алмерина, Мерсуха, Кел ил Мссауд, Фамоса, Энглендерия, Аргентина, Меркурио, Дебрин. При рождении телесные промеры и масса жеребчиков и кобылок были по существу одинаковыми, хотя и жеребчики имели несколько большие средние значения. Позже средние телесные промеры жеребчиков и кобылок также в общем выравнивались, хотя и жеребчики достигали при большинстве телесных промеров больших средних значений, чем кобылки. Жеребчики превышают кобылки, главным образом, по высоте холки, измеренной мерной палкой, обхвату пясти и глубине груди. Наоборот, у кобылок до одного года обхват груди и с двух лет ширина груди за лопаткой и ширина таза в пояснице в среднем больше, чем у жеребчиков. При отбивке жеребчики и кобылки бывают высокопрямоугольного формата, однолетние и более старые жеребчики и кобылки прямоугольного формата. Средняя продолжительность жеребости у липицанской лошади составляет 334,8 дня и зависит: а) от пола закладываемого жеребенка (при закладывании жеребчика этот период бывает в среднем на 1,87 дня дольше, чем при закладывании кобылки); б) от периода случки и родов (при осенней случке и родах жеребость в среднем короче на 7,74 дня, чем при весенней); в) от индивидуальной способности кобыл и жеребцов передавать продолжительность жеребости потомству.

HUČKO V. (Zuchtbetrieb, Topoľčianky). *Analyse der Lipizzanerzucht in Topoľčianky*. Živočišná výroba (Praha) 20 (7) : 545-557, 1975.

Seit der Gründung der Lipizzanerzucht in Topoľčianky erreichten die größte Verbreitung und Ausnutzung die Hengste folgender Stämme: Maesoso (8 Hengste), Neapolitano (8 Hengste), Siglava (7 Hengste), Pluto (7 Hengste) und Favory (6 Hengste). Am kleinsten war der Anteil der Stämme Conversano (3 Hengste) und Incitato (1 Hengst). Von den ursprünglichen Stutenfamilien sind in der Topoľčianky-Herde zahlenmäßig am verbreitetsten die Familien Theodorosta (5), Rigolett Rava (3), Presciana

na (4), Defflorata (2), Stornella (3) und Gidrana (2). Mit je einer Stute sind vertreten die Familien Afrika, Sardinia und Spadiglia. In der Lippizanerzucht in Topoľčianky starben allmählich die Familien Almerina, Mersucha, Khel il Massaud, Famosa, Engländeria, Argentina, Mercurio und Djebrin aus. Bei Geburt sind die Körpermaße und die Lebendmasse der Junghengste und Jungstuten im wesentlichen ausgeglichen, wenn auch die Junghengste etwas größere Durchschnittswerte erreichen. In den weiteren Alterskategorien sind die Durchschnittskörpermaße der Junghengste und Jungstuten ebenfalls allgemein ausgeglichen, wenn auch die Junghengste höhere Durchschnittswerte im Vergleich zu den Jungstuten erreichen. Die ersteren überragen die letzteren vor allem in bezug auf die Widerristhöhe (Stockmaß), den Schienenumfang und die Brusttiefe. Demgegenüber ist bei den Jungstuten ab erstem Lebensjahr der Brustumfang und ab zwei Lebensjahren die Brustbreite hinter dem Schulterblatt sowie die Beckenbreite im Durchschnitt größer als bei den Junghengsten. Beim Absetzen weisen die Junghengste und Jungstuten ein hochrechteckiges Format auf. Das Format der einjährigen und älteren Junghengste und Jungstuten ist rechteckig. Die durchschnittliche Graviditätsdauer beim Lipizzaner ist 334,8 Tage und wird beeinflusst durch: a) das Geschlecht des geborenen Fohlens (bei Hengstfohlen ist die Graviditätsdauer durchschnittlich um 1,87 Tag länger als bei Stutenfohlen), b) die Zulassungs- und Geburtsperiode (beim Zulassen im Herbst sowie bei Herbstgeburt ist die Graviditätsdauer durchschnittlich — um 7,74 Tage kürzer als beim Zulassen und bei Geburt im Frühjahr), c) die individuelle Fähigkeit der Stuten und Hengste zur Vererbung der Graviditätslänge auf die Nachkommenschaft.

Adresa autora:

Prof. ing. Vladimír Hučko, CSc., Plemenársky podnik, 951 93 Topoľčianky

Vážení čtenáři,

od 1. ledna 1975 se v ČSSR začíná používat nová mezinárodní soustava měrných jednotek SI (Système International d'Unités). Soustava je po 1. lednu 1975 platná pro všechny druhy vydávaných publikací. Řídí se československou státní normou ČSN 01 1300, platnou od 1. srpna 1974. Všechny zákonné měrové jednotky včetně definic a přepočtů jsou v normě uvedeny.

Normou se budou řídit časopisy a ostatní publikace vydávané v ÚVTI. V textu článku je nutné používat nové jednotky SI, v závorce mohou být popř. uvedeny dosavadní jednotky. Pouze v tabulkách je možné použít jednotky dosavadní, pod tabulkou pak musí být uveden způsob přepočtu na jednotky SI.

Podrobný soupis nových měrných jednotek s převodními rovnicemi uveřejníme v publikacích ÚVTI „Zemědělské aktuality“ č. 5/1975 a „Zemědělská informatika“ č. 2/1975! Současně upozorňujeme, že koncem roku 1975 budou vydány převodní tabulky, které velmi usnadní přepočet jednotek SI.

Redakce

VODA A ŽIVOČIŠNÁ VÝROBA

Cena, M.: *Wasser und Tierproduktion. (Auswertung experimenteller und produktionstechnologischer Untersuchungen)*. VEB Gustav Fischer, Jena, 1975, 207 str.

Publikace se zabývá významem a použitím vody v živočišné výrobě z hlediska nejnovějších vědeckých poznatků, je rozčleněna do 11 kapitol.

Vodě přísluší význam především v samotném zvířecím organismu. Je rozpustidlem četných organických i anorganických látek a dispersním prostředím četných biokoloidů. Je faktorem biochemické stability organismu, zajišťuje nezbytný stav homeostáze a účastní se na základních pochodech výměny látkové.

Z hlediska zajištění vody pro hospodářská zvířata se publikace zabývá činiteli ovlivňujícími její potřebu a dále i její jakostí z hlediska hygienického. V tomto směru jsou uvedeny požadavky na pitnou vodu včetně vlastností kvalitativních (teplota, zbarvení, zákal, pach a chuť).

Mezi obsahem vody v buňkách a tkáních a intenzitou růstu je úzký vztah, stárnutím organismu vody v těle ubývá a snižuje se její schopnost retence.

Potřebu vody kryje zvířecí organismus nejen pitím, ale i endogenní oxidací tuku. Oxidace probíhá ve zvýšené míře u zvířat zimních spáčů a u těch, které ukládají značné tukové rezervy (ovce tlustoocasé a tlustožadké, velbloud apod.).

Na regulaci metabolismu vody se podílejí osmoreceptory v orgánech, které signalizují narušení osmotických poměrů v organismu, v hypo-

talamu se pak nachází centrum, které ovlivňuje metabolismus vody. Podrobně je pojednáno o vstřebávání vody v trávicím traktu a o její účasti na udržování stále tělesné teploty – termoregulaci.

V kapitole o potřebě vody pro hospodářská zvířata je pojednáno o činitelích tuto potřebu ovlivňujících; jsou to druhové zvláštnosti, věk, produkční směr (u dojnic je nejvyšší), klima, teplota, relativní vlhkost a proudění vzduchu, druh a povaha krmiva (šťavnatost), teplota pitné vody a způsob napájení. Jsou zde uvedeny důsledky nadbytečného a nedostatečného příjmu vody u jednotlivých druhů zvířat ve vztahu k užítkovosti, zdraví a plodnosti.

V publikaci jsou popsány různé formy a způsoby napájení (z nádrží, napaječek). Zvláštní pozornost je věnována hygienické stránce napájení. V přehledných tabulkách je uvedena potřeba pitné vody u hospodářských zvířat, a to podle druhů i kategorií, v závislosti na roční době a teplotě, u dojnic též na výši dojivosti. Jsou zde výsledky šetření o potřebě vody u jednotlivých kategorií skotu podle polského melioračního ústavu. Dále se pojednává o vlastním napájení jednotlivých druhů zvířat v průběhu krmení, též s přihlédnutím k povaze krmných dávek.

Voda má ve výživě zvířat i význam dietetický, používá se jí

k úpravě krmiv před jejich zkrmo-
váním (ovlhčování, loužení, paření
a změkčování), k přípravě dietetic-
kých nápojů (senný čaj a různé od-
vary), k ředění mléčných náhražek
apod.

V kapitole o chování zvířat bě-
hem napájení je popsáno hledání
vodních zdrojů a příjem vody za
různých podmínek klimatických
i fyziologických.

Dvě kapitoly jsou věnovány vodě
z hlediska jejího použití v hygieně
zvířat a jako zdroje různých nákaz.
Pravidelné a správné koupání při-
spívá k udržení čistoty tělního po-
vrchu a k ochlazení zvířat i prostře-
dí v období vysokých letních teplot
a v tropech. Jsou zde uvedeny pří-
znivé účinky koupelí a sprchování
na přírůstky hmotnosti u skotu
a prasat.

Ve velkochovech dojnic stoupl
značně význam vody z hlediska
získávání hygienicky nezávadného
mléka. Dostatek kvalitní vody vy-
žaduje i zchlazování mléka ihned
po jeho nadojení. Je zde uvedena
potřeba vody pro provoz mlékáren-

ských závodů a požadavky na její
jakost, především z hlediska bakte-
riologického.

Voda je prostředím vhodným pro
četné organismy užitečné i škodlivé
pro člověka i zvířata. Z hlediska
úspěšného rozvoje živočišné výroby
je pojednáno o patogenních mikro-
organismech, které se vodou velmi
snadno rozšiřují a jsou původci sal-
monelózy, tbc, sněti slezinné, čer-
venky, brucelózy, leptospiróz, kul-
havky a slintavky.

Autor popisuje způsoby zbavová-
ní odpadních vod infekčních agens,
tak aby je bylo možné znovu využít
v zemědělství. V souvislosti s tím
řeší i problém likvidace výkalů při
vysokých koncentracích chovaných
zvířat.

Publikace je všestranným zdrojem
informací pro každého, kdo se blíže
zajímá o použití vody v živočišné
výrobě.

*Prof. dr. ing. Josef Š m e r h a,
DrSc.,
Vysoká škola zemědělská,
Praha-Suchbát*

Rukopis odevzdán k tisku 22. 5. 1975 — Podepsáno k tisku 6. 11. 1975

Moskal V.: Dědivost výkrmnosti prasat plemen bílé ušlechtilé, landrase, přeštické černostrakaté a pietrain	473
Váchal J., Příbyl J.: Genetické parametry ukazatelů struktury plicní tkáně a masné užitkovosti u býků	481
Příbyl J., Váchal J., Havlíčková K.: Opakovatelnost ukazatelů mléčné produkce mezi úseky laktace	491
Machovec J.: Změny heterozního efektu jalovic kříženek F ₁ -švédského červenobílého X českého strakatého plemene — od narození do 18 měsíců	499
Jakubec V., Poděbradský Z., Pichová J., Hyánek J.: Konstrukce a využití selekčních indexů pro populace u masné drůbeže	511
Baumgartner J., Grom A., Csuka J., Špronc A., Kindlová L.: Pokus o zvýšení genetické premenlivosti cestou ožáření spermií kohútův	521
Váchal J., Příbyl J., Hyánek J.: Selekční program českého strakatého skotu. II. Inbrední deprese a systém pářování	533
Hučko V.: Analýza chovu lipicána v Topoľčiankach	545

СОДЕРЖАНИЕ

Москал В.: Наследуемость свойства способности к откорму у пород белой улучшенной, ландрас, пржештицкой черно-пестрой и пьетрэн	480
Вахал Я., Пржибил Я.: Генетические параметры показателей структуры легочной ткани и мясной продуктивности у быков	488
Пржибил Я., Вахал Я., Гавличкова К.: Повторяемость показателей молочной продукции между периодами лактации	497
Маховец Я.: Изменения гетерозисного эффекта телок-помесей F ₁ шведской красно-белой X чешской пестрой пород со дня рождения до 18 месяцев	508
Якубеч В., Подебрадски З., Пихова Я., Гианек Й.: Конструкция и использование селективных индексов для популяции птиц мясного направления	517
Баумгартнер Й., Гром А., Цзука Я., Шпронц А., Киндлова Л.: Попытка повысить генетическую изменчивость путем облучения спермы петухов	530
Вахал Я., Пржибил Я., Гианек Я.: Селективная программа чешского пестрого крупного рогатого скота. II. Инбредная депрессия и система случки	543
Гучко В.: Анализ разведения липицанской лошади в Топоľчанках	556

CONTENTS

Moskal V.: The Heritability of Fattening Capacity Traits in the Large White, Landrace, Black-Pied Přeštice, and Pietrain Breeds	473
Váchal J., Příbyl J.: Genetic Parameters of the Indices of Lung Tissue Structure and Meat Efficiency in Bulls	481
Příbyl J., Váchal J., Havlíčková K.: The Repeatability of Milk Production Indices between Sections of Lactation	491
Machovec J.: Changes in the Hybrid Vigour of the F ₁ Crossbred Heifers of the Swedish Red and White X the Bohemian Spotted Breeds from Birth to the Age of 18 Months	499
Jakubec V., Poděbradský Z., Pichová J.: Construction and Use of Selection Indices for Populations in Meat Poultry	511
Baumgartner J., Grom A., Csuka J., Špronc A., Kindlová L.: A Trial to Improve Genetic Variability through Cock Sperm Irradiation	521
Váchal J., Příbyl J., Hyánek J.: Selection Program of the Bohemian Spotted Cattle. II. Inbred Depression and the Mating System	533
Hučko V.: Analysis of the Lipizzan Horse Breeding at Topoľčianky	545

INHALT

Moskal V.: Heritabilität der Masteigenschaften bei dem Weißen Edelschwein, dem Landrace-Schwein, dem Preschitzer schwarzfleckigen und dem Pietrain-Schwein	480
Váchal J., Přibyl J.: Genetische Parameter der Kennziffern der Lungengewebestruktur und der Fleischnutzleistung bei Bullen	489
Přibyl J., Váchal J., Havlíčková K.: Die Wiederholbarkeit der Milchproduktions-Kennziffern zwischen den Abschnitten der Laktation	497
Machovec J.: Veränderungen des Heterosis-Effektes bei Färsen aus F ₁ -Kreuzungen des Schwedischen rotweißen Rindes und des Böhmisches Fleckviehs in der Periode von Geburt bis 18 Lebensmonate	509
Jakubec V., Poděbradský Z., Pichová J., Hyánek J.: Konstruktion und Ausnutzung der Selektionsindexe für Populationen bei Mastgeflügel	520
Baumgartner J., Grom A., Csuka J., Špronc A., Kindlová L.: Versuch der Erhöhung der genetischen Variabilität mittels der Bestrahlung von Spermien bei Hähnen	530
Váchal J., Přibyl J., Hyánek J.: Selektionsprogramm des böhmischen Fleckviehs. II. Inzuchtdepression und Anpaarungssystem	543
Hučko V.: Analyse der Lipizzanerzucht in Topoľčianky	556

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, Legerova ulice 22, 120 00 Praha 2.