

NKF
1200/92



ŽIVOČIŠNÁ VÝROBA

TEMATICKÉ ČÍSLO: GENETIKA

PII 35 - 1. červno 1994

NÁRODNÍ KNIHOVNA
1001511401



8

Rídí redakční rada: ing. Vít Prokop, DrSc. (předseda), ing. Josef Čeřovský, DrSc., prof. ing. MVDr. Pavel Jelínek, DrSc., doc. ing. Ondřej Kadlecík, CSc., prof. dr. ing. Ivo Kolář, CSc., MVDr. Jozef Košutský, DrSc., ing. Jan Kouřil, doc. ing. František Louda, CSc., prof. ing. Josef Mácha, CSc., RNDr. Milan Margetín, CSc., ing. Ján Poltársky, DrSc.

Vedoucí redaktorka ing. Marie Černá, CSc.

OBSAH — tematické číslo: GENETIKA

Gábrisová E., Čížová D., Hojný J.: Haplotypy vážbovej skupiny S—HAL—GPI—H—A1BG—PGD pri šľachtení ošípaných plemena přeštické čiernostrakaté na odolnosť ku stresu	625
Kuciel J., Dvořák J.: Změna četnosti alel a genotypů halotanového lokusu u kanců plemene landrase	633
Tomko M.: Využitie kreatínkinázy pri diagnostike kongenitálneho tremoru prasiatok	639
Mácha J.: Genetická analýza kapa-kazeínu v mléce skotu	645
Honko J., Nový J., Hetényi L.: Vplyv negenetických faktorov na hodnoty koeficientov dedivosti	653
Příbyl J.: Možnost rozdělení odhadu plemenné hodnoty animal modelem do několika kroků	661
Příbyl J., Příbylová J.: Porovnání animal modelů multi-traits a modelu s opakováním při odhadu plemenné hodnoty	675
Hyánková L., Soukupová Z., Wolf J., Jakubec V.: Vliv genotypu, výživy, pohlaví a jejich interakcí na jatečnou kvalitu brojlerů	683
Wolfová M., Příbyl J., Wolf J.: Stanovení ekonomických vah některých reprodukčních ukazatelů u skotu	693
Nový J.: Variabilita energetické hodnoty produkce mléka	701
Křížek J., Říha M., Dufka J.: Reprodukční schopnosti ovcí v oplůtkovém systému chovu	707
VÝZNAMNÉ OSOBNOSTI NAŠÍ ZOOTECHNIKY	
Dušek J.: Vzpomínka na prof. Bílka	717

CONTENTS — thematical Number: GENETICS

Gábrisová E., Čížová D., Hojný J.: Haplotypes of the linkage group S—HAL—GPI—H—A1BG—PGD in breeding pigs of the Přeštice Black-Pied breed for stress resistance	625
Kuciel J., Dvořák J.: A change in allele and genotype frequencies of halothane locus in boars of the Landrace breed	633
Tomko M.: Evaluation of serum creatine kinase activity in screening the piglets for <i>myoclonia congenita</i>	639
Mácha J.: Genetic analysis of kappa-casein in cow's milk	645
Honko J., Nový J., Hetényi L.: The effect of nongenetic factors on heriability coefficient values	653
Příbyl J.: A possibility of the division of breeding value estimate by animal model into several steps	661
Příbyl J., Příbylová J.: The comparison of the animal model of multi-traits and the model with repetition in the estimation of breeding value	675
Hyánková L., Soukupová Z., Wolf J., Jakubec V.: Effects of genotype, nutrition, sex and their interactions on carcass composition of broilers	683
Wolfová M., Příbyl J., Wolf J.: Calculation of economic weights for some reproduction traits in cattle	693
Nový J.: Variability of energy corrected milk output	701
Křížek J., Říha M., Dufka J.: Reproduction abilities of sheep in fenced rearing	707

HAPLOTYPY VÄZBOVEJ SKUPINY S-HAL-GPI-H-A1BG-PGD PRI ŠLACHTENÍ OŠÍPANÝCH PLEMENA PŘEŠTICKÉ ČIERNOSTRAKATÉ NA ODOLNOST KU STRESU

E. Gábrišová, D. Čížová, J. Honý

GÁBRIŠOVÁ, E. — ČÍŽOVÁ, D. — HOJNÝ, J. (Ústav fyziologie a genetiky hospodářských zvířat, Liběchov): *Haplotypy väzbovej skupiny S-HAL-GPI-H-A1BG-PGD pri šlachtení ošípaných plemena přeštické čiernostrakaté na odolnosť ku stresu*. Živoč. Výr., 37, 1992 (8): 625—632.

Pri šlachtení ošípaných plemena přeštické čiernostrakaté (PC) na vyššiu mäsovú úžitkovosť použitím kancov plemena landrase (L) boli u 496 pokusných zvierat (7 kancov, 29 prasníc, 266 potomkov F1 generácie u 194 potomkov F2 generácie) a pre porovnanie u 381 ošípaných PC random populácie určené polymorfne znaky lokusov A—O, GPI, H, A1BG, PGD a u potomkov testovaná citlivosť na halotan. Bolo zistené geneticky výhodné zastúpenie alel sledovaných lokusov (najmä H, A1BG a GPI), ktoré umožnili zostaviť komplexné haplotypy S—HAL—GPI—H—A1BG—PGD u väčšiny rodičov a potomkov. U potomkov F1 a F2 generácií sa identifikovalo celkom 22 haplotypov s HAL^N (najčastejšie SNB—FB SNBcdFB, SNBcdFA) a 9 haplotypov s HAL^n (najčastejšie snBaSA, snBaSB). HAL genotypy boli využité k selekcii proti HAL^n . Štúdiom rekombinácií sa potvrdilo poradie lokusov väzbovej skupiny a boli vypočítané vzdialenosti medzi nimi. Dĺžka chromozomálneho úseku medzi S a PGD zrejme nepresahuje 10 cM. Vypočítané hodnoty inkompletnej penetrancie citlivosti na halotan (0,61 u F1 a 0,5 u F2) dokazujú, že bez genetických znakov by selekcia na HAL^N bola málo účinná.

ošípaná; frekvencie alel; haplotypy; genotypy HAL; rekombinácie; inkompletná penetrancia; rezistencia ku stresu

Vysoký podiel mäsitých častí ako výsledok šlachtenia jatočných ošípaných so sebou prináša znižovanie odolnosti zvierat voči stresovej záťaži. Zhoršovanie kvality jatočného produktu výrazne zmäsilých plemien a ich hybridov je popri možnom úhyne počas odchovu a transportu a pred porážkou najvšeobecnejší zo sprievodných javov zníženej rezistencie voči stresu.

Pre odstránenie týchto nežiadúcich javov mal veľký význam objav reverzibilného syndrómu malígnej hypertermie (MHS) po vdychovaní narkotika halotanu (Eikelenboom, Minkema, 1974), ktorý sa stal kritériom testovania zvierat na citlivosť ku stresu.

Náchylnosť ku stresu je geneticky podmienená prítomnosťou alely HAL^N a je v negatívnej korelácii s kvalitou mäsa (PSE), pričom má recesívny charakter dedičnosti. Zvieratá, ktoré reagujú negatívne, sú buď dominantní homozygóti HAL^N/ HAL^N alebo heterozygóti HAL^N/ HAL^n , ktorí

prenášajú nežiadúcu alelu na potomstvo. Selekcia na podklade pozitívneho testu na halotan však neumožňuje plne eliminovať nositeľov alely HAL^n . Okrem toho sa pri eliminácii nežiadúcich zvierat uplatňuje i inkompletná penetrancia citlivosti na halotan (Hojný et al., 1985).

Lokus pre HAL je v genetickej väzbe s lokusmi riadiacimi polyformné varianty enzýmov 6-fosfoglukonát dehydrogenázy (PGD), glukózofosfát izomerázy (GPI), sérového postalbumínu PO2 (neskôr identifikovaného ako α_1 B glykoproteín-A1GB), s lokusom H krvných skupín s lokusom S, ktorý ovplyvňuje expresiu antigénov A-O systému (Rasmussen, Christian, 1976; Jørgensen et al., 1976; Andresen, 1981; Juneja et al., 1983), s poradím génov S-HAL-GHI-H-A1BG-PGD (Vögeli, 1989).

Cieľom práce bola genetická charakteristika plemena preštické čiernostrakaté, porovnanie zistených charakteristík s plemenom landrase, rozlíšenie homozygótnych genotypov $HAL^N HAL^N$ od heterozygótnych genotypov $HAL^N HAL^n$ metódou haplotypovania a využitie výsledkov ku genotypovej selekcii v procese šľachtienia preštického čiernostrakatého plemena.

MATERIÁL A METÓDA

Zvieratá. Sledovanie genetických znakov sa vykonalo v rámci pokusného zošľachovacieho kríženia ošípaných plemena čiernostrakaté preštické (PC) kancami plemena landrase (L), organizovaného pracovníkmi VÚCHP z Kostelca nad Orlicí v šľachtiteľskom chove Černá Hať. Okrem pokusných zvierat (7 kancov L, 29 prasníc PC, 266 potomkov F1 generácie a 194 potomkov F2 generácie) bolo pre porovnávanie otestovaných ešte 381 ošípaných random populácie PC, a to kanci a prasnice z rôznych chovov.

Odber krvi. Krv sa odoberala zvieratám z prednej dutej žily do antikoagulačného roztoku na prípravu erytrocytárnych suspenzií a hemolýzátov a bez roztoku na prípravu séra. Suspenzie sa uchovávali pri teplote $+5^\circ\text{C}$ a séra pri -15°C .

Imunogenetické metódy. Príprava reagentov, sérologické testy a určovanie genotypov A-O a systémov H boli popísané skôr (Hojný, 1973; Hradecký et al., 1975).

Biochemické metódy. Určovanie fenotypov erytrocytárnych enzýmov PGD a GPI a sérového postalbumínu sa robilo podľa popísaných metód (Gahne, Juneja, 1985; Juneja, Gahne, 1985; Kaláb, Stratil, 1989).

Halotanový test. Testovanie na halotan sa robilo podľa štandardnej metodiky pracovníkov veterinárnej služby (Mimořádné sdělení..., 1985).

Zostavovanie haplotypov. Haplotypy boli zostavované na základe segregáčnej analýzy fenotypov a genotypov rodičovských párov a ich potomstva (Hojný et al., 1987).

Frekvencie alel a rekombinácií genetických znakov. Frekvencie alel genetických znakov u pokusných skupín boli zistené priamym súčtom alel, v random populácii boli vypočítané podľa Andresena (1963) a frekvencie rekombinácií vychádzajú z analýzy informatívnych typov párení (Hojný et al., 1985).

VÝSLEDKY A DISKUSIA

Pre nepriame určovanie genotypov citlivosti na stres pomocou genetických znakov je rozhodujúci polymorfizmus jednotlivých systémov. V tab. I uvádzame frekvencie alel lokusov väzbovej skupiny S-HAL-GPI-H-A1BG-PGD charakterizujúce súbory kancov, prasníc a potomkov F1 a F2 generácií v porovnaní s údajmi zistenými v random populácii plemena PC. Výsledky dokazujú, že geneticky výhodný polymorfizmus má väčšina sledovaných systémov a že frekvencie alel sú u plemena PC

I. Frekvencie alel lokusov väzbovej skupiny u pokusných skupín a random populácie plemena přeštické čiernostrakaté ošípané (PC) — Allele frequencies of linkage group loci in experimental groups and random population of the Přestice Black-Pied breed of pigs (PC)

Systém ¹	Alely ²	♂ L n = 7	♀ PC n = 29	F1 n = 266	F2 n = 194	PC random n = 381
S	S	0,64	0,66	0,64	0,71	0,61
	s	0,36	0,34	0,35	0,29	0,39
HAL	N	0,71	0,69	0,74	0,76	0,59
	n	0,29	0,31	0,26	0,24	0,41
GPI	A	0,14	0,36	0,23	0,33	0,23
	B	0,86	0,64	0,77	0,67	0,77
H	a	0,43	0,35	0,35	0,45	0,36
	b	0	0,02	0,01	0,01	0,01
	cd	0,07	0,34	0,20	0,25	0,27
	—	0,50	0,29	0,44	0,30	0,36
A1BG	F	0,57	0,64	0,64	0,55	0,58
	S	0,43	0,36	0,36	0,45	0,42
PGD	A	0,43	0,59	0,42	0,43	0,63
	B	0,57	0,41	0,58	0,57	0,37

¹system, ²alleles

priaznivejšie než u plemena L. Veľmi pozitívne je najmä vyrovnané zastúpenie alel systému H (H^a , H^{cd} , H^-), vrátane výskytu vzácnej alely H^b . Rozlišovanie haplotypov v tejto práci uľahčila cca dvakrát vyššia frekvencia alely GPI^A oproti plemenu L (Čepica et al., 1986). Vyrovnané zastúpenie oboch alternatívnych znakov systémov A1BG i PGD vo všetkých skupinách je rovnako výhodné a podstatne sa nelíši od plemena L (Hojný et al., 1988). U plemen PC i L sa selekciou na rezistenciu postupne zvyšuje frekvencia $A1BG^F$, ktorá prevláda nad $A1BG^S$. Plemeno PC je charakteristické vyšším zastúpením alely PGD^A , plemeno L naopak PGD^B . Obmedzený význam pre zostavovanie haplotypov má u plemena PC iba systém S s prevahou dominantnej alely S^s . Tento systém sa lepšie uplatňuje u plemena landrase, najmä u belgickej landrase (Van Zeveren et al., 1985). Vysoké zastúpenie recesívnej alely S^s v asociácii s HAL^n zistili Vögeli et al. (1988) u experimentálnej populácie plemena švajčiarska landrase. Frekvencia nežiadúcej alely HAL^n je u pokusných skupín v dôsledku výberu nižšia než u random populácie plemena PC i L.

Priaznivé frekvencie genetických znakov i typizácie kompletných rodín umožnili rozlíšiť haplotypy všetkých plemenníkov a postupne i prasníc a potomkov. Celkom bolo zistených 22 „rezistentných“ haplotypov s HAL^N a 9 „senzitivných“ haplotypov s HAL^n (tab. II). Kanci prenášali alelu HAL^n na potomstvo v haplotypoch snBaSB, SnBaSA a SnB-FB. Alela HAL^N je u potomstva prezentovaná celkom v desiatich rôznych haplotypoch po otcov (tab. II).

II. Zastúpenie haplotypov východiskových populácií kancov (L), prasníc (PC) a potomkov F1 a F2 generácií — Haplotype representation in original population of boars (L), sows (PC) and offsprings of F1 and F2 generations

Haplotypy ¹	♂ L n %	♀ P n %	F1 n %	F2 n %
„Rezistentné“ ²				
SNAaSA	—	1 (1,72)	5 (0,94)	31 (7,99)
SNBaSA	—	2 (3,45)	13 (2,45)	8 (2,06)
snBaSA	1 (7,14)	—	11 (2,07)	13 (3,35)
SNAaSB	—	3 (5,17)	16 (3,01)	28 (7,21)
snAaSB	—	—	1 (0,19)	—
SNBaSB	1 (7,14)	—	10 (1,88)	5 (1,29)
snBaSB	1 (7,14)	—	23 (4,32)	14 (3,60)
SNBbSA	—	1 (1,72)	7 (1,32)	—
SNAcdfA	—	1 (1,72)	7 (1,32)	11 (2,84)
sNAcdfA	—	5 (8,62)	22 (4,13)	8 (2,06)
SNBcdfA	—	6 (10,35)	28 (5,26)	21 (5,41)
SNAcdfB	—	5 (8,62)	20 (3,76)	17 (4,38)
SNBcdfB	1 (7,14)	1 (1,72)	19 (3,57)	39 (10,05)
sNBcdfB	—	2 (2,35)	9 (1,69)	2 (0,52)
SNA—FA	1 (7,14)	—	8 (1,50)	11 (2,84)
sNA—FA	2 (14,26)	—	—	1 (0,26)
SNB—FA	—	1 (1,72)	32 (6,01)	11 (2,84)
sNB—FA	—	3 (5,17)	12 (2,26)	1 (0,26)
SNA—FB	—	1 (1,72)	6 (1,13)	2 (0,52)
sNA—FB	1 (7,14)	—	20 (3,76)	—
SNB—FB	2 (14,28)	6 (10,35)	115 (21,61)	63 (16,24)
sNB—FB	—	2 (3,45)	11 (2,07)	10 (2,58)
„Senzitívne“ ³				
SnAaSA	—	1 (1,72)	6 (1,13)	9 (2,32)
snAaSA	—	1 (1,72)	5 (0,94)	7 (1,80)
SnBaSA	1 (7,14)	3 (5,17)	18 (3,39)	2 (0,52)
snBaSA	—	6 (10,35)	34 (6,39)	25 (6,44)
SnAaSB	—	3 (5,17)	8 (1,50)	5 (1,29)
snBaSB	2 (14,26)	—	35 (6,58)	28 (7,21)
SnB—FA	—	2 (3,45)	8 (1,50)	3 (0,77)
snB—FA	—	1 (1,72)	5 (0,94)	4 (1,03)
SnB—FB	1 (7,14)	1 (1,72)	18 (3,38)	9 (2,32)

¹haplotypes, ²resistant, ³sensitive

U prasníc bolo identifikovaných osem „senzitívnych“ haplotypov, najčastejšie snBaSB (6,6 %) a snBaSA (6,4 %) a 15 „rezistentných“ s najpočetnejším zastúpením SNBcdfA (10,3 %), SNB-FB (10,3 %), SNAcdfB (8,6 %) a sNAcdfA (8,6 %). V treťom stĺpci tab. II sú uvedené haplotypy F1 generácie s najpočetnejšími „rezistentnými“ haplotypmi SNB-FB (21,6 %), SNB-FA (6 %) a SNBcdfA (5,2 %) a „senzitívnymi“ snBaSB (6,6 %), snBaSA (6,4 %). V skupine F2 generácie boli najpočetnejšie u „rezistentných“ SNB—FB (16,2 %), SNBcdfB (10 %), SNAaSA (8 %) a SNAaSB (7,2 %) a u „senzitívnych“ snBaSB (7,2 %) a snBaSA (6,4 %).

Z distribúcie haplotypov možno odvodiť vzťahy medzi jednotlivými znakmi. Pozoruhodné je zistenie, že alela H^{cd} bola preukázaná iba v haplotypoch „rezistentných“ (celkom 203krát), zatiaľ čo u nemeckej a našej landrase sú bežné tiež kombinácie tejto alely s HAL^n (Hojný et al., 1986, 1988). Tiež sa omnoho častejšie vyskytuje alela H^- (6,3krát)

s HAL^N , pričom H^a je v súboroch F1 a F2 rovnomerne zastúpená v „senzitívnych“ i „rezistentných“ haplotypoch. Obdobne je tomu i u A1BG. Na proti tomu alela A1BG^F je 10krát častejšia s HAL^N . Rovnako GPI^A sa v týchto súboroch vyskytuje častejšie s HAL^N , ale na rozdiel od plemena landrase nie sú výnimkou ani haplotypy zahŕňajúce GPI^A a HAL^N . Alely PGD^A i PGD^B sú bežné v oboch kombináciách, účinne však pomáhajú rozlišovať otcovské a materské haplotypy. Alela S^s je úzko asociovaná s HAL^N ; jej priama identifikácia je v dôsledku nízkej frekvencie a recesívnej dedičnosti sťažená.

Haplotypy potomkov informatívnych párení boli použité ku sledovaniu rekombinácií medzi lokusmi S, GPI, H, A1BG a PGD. V tab. III sú uvedené počty rekombinácií v pomere k celkovému počtu informatívnych haplotypov a frekvencie rekombinácií v percentách. Hodnotené sú vždy dva priľahlé lokusy väzbovej skupiny bez HAL, ku ktorému chýbali vhodné párenia. Celkom deväť rekombinácií bolo zistených medzi GPI-H a taktiež medzi H-PGD, čo pri značne vysokom počte hodnotených haplotypov predstavuje iba 2,65 % a 2,40 %. Rekombinácie medzi A1BG-PGD charakterizujú prakticky rovnaký úsek chromozómu ako H-PGD a porovnateľné sú analogicky v našom prípade i úseky GPI-A1BG s GPI-H. Zistené rozdiely sú ovplyvnené nerovnakým počtom informatívnych haplotypov. Najväčšou chybou sú zafažené vzdialenosti medzi S-GPI a S-H, vypočítané z malého počtu informatívnych haplotypov (viď s. e. v tab. III). Medzi lokusmi H-A1BG nebol napriek vysokému počtu hodnotených haplotypov zistený ani jeden prípad rekombinácie, čo potvrdzuje, že naše výsledky dosiahnuté u plemena L neboli náhodné (Hojný et al., 1988). Relatívne nízke počty rekombinácií zdôvodňujeme okrem iného tým, že sme dôsledne všetky výnimočné fenotypy retestovali a vylúčili technické chyby. Z výsledkov jednoznačne vyplýva, že väzba medzi lokusmi väzbovej skupiny je užšia, než sa pôvodne predpokladalo (Archibald, Imlach, 1985). Čím kratšie sú vzdialenosti medzi lokusmi, tým spoľahlivejšie sú zostavené haplotypy i genotypy HAL. Zhodne s údajmi, ktoré boli zistené u plemena landrase (Hojný et al., 1988), môžeme konštatovať, že dĺžka chromozomálneho úseku ohraničeného lokusmi S a PGD nepresahuje 10 cM.

III. Rekombinácie medzi vybranými lokusmi väzbovej skupiny zistené u potomkov F1 a F2 generácií — Recombinations between selected loci of a linkage group determined in the offsprings of F1 and F2 generations

Lokusy ¹	Rekombinácie ²	%	s. e.
S—GPI	1 (58)	1,72	± 1,71
S—H	4 (118)	3,39	± 1,67
GPI—H	9 (339)	2,65	± 0,87
GPI—A1BG	5 (175)	2,86	± 1,26
H—A1BG	0 (469)	—	—
H—PGD	9 (374)	2,40	± 0,79
A1BG—PGD	6 (266)	2,25	± 0,91

s. e. = štandardná odchýlka — standard error

¹loci, ²recombinations

Rovnako ako v predchádzajúcej práci venovanej plemenu L (Hojný et al., 1988) sme zistili značný rozdiel medzi počtom genotypov HALⁿHALⁿ určených haplotypovaním a počtom halotan pozitívnych potomkov. Z 23 HALⁿHALⁿ homozygótov F1 generácie bolo 14 citlivých na halotan, v F2 generácii z ôsmich potomkov iba štyri. Penetrancia citlivosti na halotan zodpovedá hodnotám 0,61 a 0,5. U krížencov je penetrancia na halotan nižšia než u čistokrvných zvierat. Penetrancia klesá selekciou na rezistenciu a eliminácia HALⁿ bez použitia genetických znakov je potom problematická.

Podľa najnovších výsledkov výskumu je príčinou malígnej hypertermie u ošipaných mutácia v ryanodínovom receptore. Bola skúšaná metóda, ktorá umožňuje priamu detekciu nositeľov alely HALⁿ (Fujii et al., 1991) bez použitia halotanového testu. Táto nová metóda je zatiaľ technicky a ekonomicky náročná. Domnievame sa preto, že použitím kvalitných hemolyzínov na detekciu fenotypov H a genotypov (Hojný et al., 1991) a imunoblotingu na určovanie polymorfizmu A1BG (Kaláb, Stratil, 1989) sa znížia náklady na typizáciu a metóda haplotypovania sa bude i v budúcich rokoch s úspechom využívať pri šľachtení ošipaných odolných voči stresu.

Literatúra

- ANDRESEN, E.: Evidence for a five-locus linkage group involving direct and associative interactions with the A—O blood group locus in pigs. In: BRUMMERSTEDT E. (ed.): Papers dedicated to Prof. J. Moustgaard. Copenhagen, Roy. Dan. Agr. Soc. 1981, s. 208—218.
- ANDRESEN, E.: A study of blood groups of the pig. Copenhagen, Munksgaard 1963, s. 229.
- ARCHIBALD, A. L. — IMLAH, P.: The halothane sensitivity locus and its linkage relationships. Anim. Blood Grps biochem. Genet., 16, 1985, s. 253—256.
- ČEPICA, S. — HOJNÝ, J. — HRADECKÝ, J.: Vztah mezi lokusy S, Phi, H, Pgd a lokusem Hal u prasat šlechtitelského chovu landrase. Živoč. Vyr., 31, 1986, s. 577—584.
- EIKELENBOOM, G. — MINKEMA, D.: Prediction of pale, soft, exudative muscle with a non-lethal test for the halothane-induced porcine malignant hyperthermia syndrome. Tijdschr. Diergeneesk., 99, 1974, s. 421—426.
- FUJII, J. — OTSU, K. — ZORZATO, F. — de LEON, S. — KHANNA, V. K. — WEILER, J. E. — O'BRIEN, P. J. — MacLENNAN, D. H.: Identification of a mutation in porcine ryanodine receptor associated with a malignant hyperthermia. Science, 253, 1991, s. 448—451.
- GAHNE, B. — JUNEJA, R. K.: Prediction of the halothane (Hal) genotypes of pigs by deducing Hal, Phi, Po2, Pgd haplotypes of parents and offspring: results from a large scale practice in Swedish breeds. Anim. Blood Grps biochem. Genet., 16, 1985, s. 265—283.
- HOJNÝ, J.: Further contribution to the H blood group system in pigs. Anim. Blood Grps biochem. Genet., 4, 1973, s. 161—168.
- HOJNÝ, J. — ČEPICA, S. — HRADECKÝ, J.: Gene order and recombination rates in the linkage group S—Phi—Hal—H—(Po2)—Pgd in pigs. Anim. Blood Grps biochem. Genet., 16, 1985, s. 307—318.
- HOJNÝ, J. — CÍWIK, S. — SCHMID, D. O. — BLENDL, M. H.: Improvement of stress-resistant lines in pigs on grounds of genetics markers. Anim. Blood Grps biochem. Genet., 18, 1986, s. 106—107.
- HOJNÝ, J. — HRADECKÝ, J. — STRATIL, A. — BOBÁK, P. — GLASEROVÁ, Z. — ŠULCOVÁ, M. — TESÁRKOVÁ, B.: Metodické postupy k využití imunogenetických a biochemických polymorfických znakov pro genotypovou selekci prasat odolných ke stresům. [Závěrečná zpráva.] Liběchov, ÚFGHZ ČSAV 1987.
- HOJNÝ, J. — BOBÁK, P. — HRADECKÝ, J. — STRATIL, A.: Analýza genotypů citlivosti prasat šlechtitelského chovu plemene landrase na halotan. Živoč. Vyr., 35, 1988, s. 673—680.

- HOJNÝ, J. — SCHRÖFFEL, J. Jr. — HRADECKÝ, J.: Aloimunní protilátky (hemolysiny) k detekci A—O a H fenotypu krevních skupin k nepřímému určování genotypu citlivosti prasat ke stresům. Geneticko-fyziologické a užitkové aspekty stresu u prasat. Brno, VŠZ 1991.
- HRADECKÝ, J. — MITAT, J. — CAMACHO, A. — BARDISA, R.: Preparación de anticuerpos isoimunes para la determinación de grupos sanguíneos en cerdos. Evs. Cub. Cienc. Veter., 6, 1975, s. 29—35.
- JØRGENSEN, P. F. — HYLDGAARD-JENSEN, J. — MOUSTGAARD, J. — EIKELBOOM, G.: Phosphohexose isomerase (PHI) and porcine halothane sensitivity. Acta veter. scand., 17, 1976, s. 370—372.
- JUNEJA, R. K. — GAHNE, B.: Simultaneous phenotyping of pig plasma α -protease inhibitors (Pi1, PO1A, PO1B, Pi2) and four other proteins (PO2, TF, CP, HPX) by a simple method of 2D horizontal electrophoresis. Anim. Genet., 18, 1987, s. 197—211.
- JUNEJA, R. K. — GAHNE, B. — EDFORD-LILJA, I. — ANDRESEN, E.: Genetics variation of a pig serum protein locus, Po2 and its assignment to the Phi, Hal, S, H, Pgd linkage group. Anim. Blood Grps biochem. Genet., 14, 1983, s. 27—36.
- KALÁB, P. — STRATIL, A.: Phenotyping of pig α 1 B-glykoprotein (PO2) and haemopexin by 1D polyacrylamide gel electrophoresis and immunoblotting. Anim. Genet., 20, 1989, s. 295—298.
- RASMUSEN, B. A. — CHRISTIAN, L. L.: H blood types in pigs as predictors of stress susceptibility. Science, 191, 1976, s. 947—948.
- VAN ZEVEEREN, A. — VAN DE WEGHE, A. — BOUQUET, Y. — VAREWYCK, H.: The position of the epistatic S lokus in the halothane linkage group in pigs. Anim. Blood Grps biochem. Genet., 16, 1985, s. 297—305.
- VÜGELI, P.: Position of the Phi and Po2 loci in the Hal linkage group in pigs. Genet. Sel. Evol., 21, 1989, s. 119—125.
- Mimořádné sdělení a pokyny pro veterinární organizace. Státní veterinární správa MZVZ ČSR, 1985, č. 4.

Došlo dňa 21. 2. 1992

GÁBRIŠOVÁ, E. — ČÍŽOVÁ, D. — HOJNÝ, J. (Institute of Animal Physiology and Genetics, Liběchov): *Haplotypes of the linkage group S—HAL—GPI—H—A1BG—PGD in breeding pigs of the Přeštice Black-Pied breed for stress resistance*. Živoč. Vyr., 37, 1992 [8]: 625—632.

Genetic traits of loci A—O, GPI, H, A1BG and PGD were determined in 496 test animals (seven L boars, 29 PC sows and 400 offsprings of F₁ and F₂ generations) in the course of improvement crossing of pigs of the Přeštice Black-Pied (PC) and Landrace (L) breeds. Halothane test was made in all offsprings. At the same time 381 pigs of a random PC population were tested to characterize the PC breed with respect to genetic trait assertion in breeding for stress resistance by means of the method of haplotyping.

Favourable representation of polymorphic traits was determined in all investigated systems of the linkage group S—HAL—GPI—H—A1BG—PGD, with the exception of system S with great prevalence of dominant allele S^S. Significant parameters were even occurrence of system H alleles (H^a, H^{cd}, H⁻) in the first place, then considerably higher frequencies of GPI^A allele than e.g. in the L breed, favourable representation of alternative traits A1BG^F and A1BG^S and balanced frequencies of PGD locus alleles which play an important role when paternal and maternal haplotypes of offsprings are to be distinguished. The HAL^N frequency in test groups was lower than in the random population as a result of selection (Tab. I).

Genetically favourable polymorphism and typification of complete families enabled to build haplotypes for all boars, sows and offsprings. Twenty-two „resistant“ haplotypes with HAL^N and nine „sensitive“ haplotypes with HALⁿ were identified in total. The haplotypes SNB—FB, SNBcdFB and SNBcdFA were most frequent among the former types in offsprings, among the undesirable haplotypes snBaSB and snBaSA were most frequent (Tab. II). Relationship of particular loci to HAL can be deduced from haplotype distribution. E.g. the occurrence of allele H^{cd} exclusively with HAL^N is remarkable, while the combinations of H^{cd} with HAL^N and HALⁿ are quite common in the L breed. Alleles A1BG^F, H⁻ and GPI^A were also more frequent in combination in the „resistant“ allele HAL^N in the PC breed. Alleles A1BG^S, H^a and S^S were distributed evenly in „resistant“ and „sensitive“ haplotypes in the investigated animals.

Recombinations localized between GPI—H and H—PGD (or A1BG—PGD) were demonstrated by an analysis of haplotypes in the offsprings of informative types of crossing. In spite of the high number of informative offsprings, no recombination between H—A1BG was demonstrated; this proves their closer linkage than reported by foreign authors. The results shown in Tab. III confirm the locus sequence S—(HAL)—GPI—H—A1BG—PGD on the one hand, and on the other they indicate that the length of S and PGD locus limited chromosome segment does not exceed 10 cM.

Similarly like in the preceeding paper where the results applied to the Landrace breed [Hojný et al., 1988], a large difference was observed between the number of halothane-sensitive offsprings and the number of recessive homozygotes determined by the method of haplotyping. Halothane sensitivity penetration was 0.61 in F₁ generation and 0.5 in F₂ generation. Penetration in crossbreds is usually lower than in pure breeds and it decreases with selection for resistance. It can be concluded on the basis of the results that selection against HALⁿ only by halothane test without using genetic traits would not be effective.

pigs; allele frequencies; haplotypes; HAL genotype; recombinations; incomplete penetration; stress resistance

Adresa autorov:

Ing. Eva Gábrišová, ing. Daniela Čížová, CSc., ing. Josef Hojný, DrSc.,
Ústav fyziologie hospodářských zvířat ČSAV, 277 21 Liběchov

ZMĚNA ČETNOSTI ALEL A GENOTYPŮ HALOTANOVÉHO LOKUSU U KANCŮ PLEMENE LANDRASE

J. Kuciel, J. Dvořák

KUCIEL, J. — DVOŘÁK, J. (Vysoká škola zemědělská, Brno): *Změna četnosti alel a genotypů halotanového lokusu u kanců plemene landrase*. Živoč. Vyr., 37, 1992 (8): 633–638.

V průběhu sledování jsme určili komplexní haplotypy vazbové skupiny HAL—GPI—H—AIBG—PGD šestého chromozómu u 90 kanců plemene landrase, z nichž 63 bylo vyřazena z plemenitby a 27 v současné době působí v plemenitbě. Četnosti alel lokusu HAL u vyřazených kanců byly $HAL^N \dots p_0 = 0,46 \pm 0,04$ a $HAL^n \dots q_0 = 0,54 \pm 0,04$; u současně působících kanců v plemenitbě byly $HAL^N \dots p_1 = 0,50 \pm 0,07$ a $HAL^n \dots q_1 = 0,50 \pm 0,07$. Změna četnosti alel byla $\Delta q = -0,04$. U některých sledovaných linií kanců se genotypy N/N v halotanovém lokusu vůbec nevyskytly. Rozdíly v zastoupení haplotypů mezi kanci vyřazenými a působícími v plemenitbě naznačovaly 8,5% snížení výskytu haplotypu nBaSB a naopak 10,3% zvýšení výskytu haplotypu NA—FA. Pro snížení četnosti nežádoucích recesivních alel HAL^n halotanového lokusu z populace je nutné využít přednosti metody haplotypování spolu s halotanovou testací.

kanci; linie; halotanový lokus; haplotypy; změny četnosti alel a genotypů

Záměrné snižování výskytu nežádoucích recesivních alel halotanového lokusu, které se do populací různých plemen prasat rozšířily šlechtěním na vysoký podíl libového masa a snížení výšky hřbetního tuku, se v současnosti ukazuje jako velmi potřebné. Genotypy recesivních homozygotů halotanového lokusu se podílejí na snížené adaptabilitě jedinců a zvýšené náchylnosti k stresovým vlivům s fenotypovým projevem výskytu PSE masa a vyznačují se i sníženými hodnotami ukazatelů reprodukce.

Cílem naší práce bylo zjistit skutečnou změnu četnosti alel a genotypů halotanového lokusu u kanců vyřazených a současně působících v plemenitbě, neboť tito jedinci rozhodují, zvláště prostřednictvím inseminace, o rozšíření nežádoucích alel v populaci.

U plemenných stád britské landrase se započalo se selekcí na halotanovou reakci již v roce 1982 (Southwood, Mercer, 1989). Za tři roky se snížil výskyt pozitivně reagujících jedinců z počáteční četnosti 0,40 na 0,17 podle záznamů z halotanových testů celkového počtu 10 657 potomků od 70 otců. Hubbard et al. (1990) zjistili na základě údajů 2 554 mladých kanců plemene landrase a 2 566 kanců plemene yorkshire ze stanice kontroly výkrmnosti z let 1982 až 1986, že přibližně 1,4 % kanců plemene landrase a 0,9 % kanců plemene yorkshire mělo pozitivní reakci na halotan. Četnosti recesivních alel byly odhadnuty na $0,10 \pm 0,02$ u plemene landrase a $0,09 \pm 0,02$ u plemene yorkshire. V Kanadě jsou všichni mladí kanci vybraní pro centrální staniční test vyšetřování na reakci k halotanu. Kanci používaní v inseminaci jsou testováni na ná-

chylnost ke stresu s využitím halotanové reakce přes své potomky vybrané na staniční test (Van Arendonk, Kennedy, 1990).

V našich podmínkách uvádí Hájková (1988) výsledky plošné halotanové testace provedené v České republice v letech 1984 až 1988 u plemene landrase. Výskyt pozitivně reagujících selat byl v prvním roce sledování 11,6 % ($n = 1\,608$), ve druhém roce 8,8 % ($n = 8\,302$), ve třetím roce 7,3 % ($n = 12\,535$) a ve čtvrtém roce 5,2 % ($n = 10\,034$). Součástí práce bylo vyhodnocení počtu pozitivně reagujících selat u 48 linií kanců. Pouze u tří linií kanců se nevyskytli pozitivně reagující potomci a u jednotlivých linií se výskyt pozitivních potomků pohyboval v rozmezí od 0,1 až do 50 %. Pavlík a Šiler (1984) uvádějí, že selekce založená na vyřazování halotan pozitivních zvířat z chovu je zdoluhavá, neboť po řadu generací se v populaci udržuje poměrně vysoký podíl heterozygotně založených zvířat a stále se přitom vyštěpuje určitý počet halotan pozitivních jedinců. Jako účinný prostředek navrhuje plošnou testaci halotanovým testem. Dlouhodobým testováním prasat plemene landrase západo-německého typu zjistili Poltársky et al. (1990) u 1 640 sledovaných jedinců četnost výskytu syndromu zhoubné hypertermie, tzn. pozitivně reagujících na halotan, cca 45 %. Přepočtem (za předpokladu genetického rovnovážného stavu podle Hardy — Weinberga) to odpovídá relativní četnosti alel HAL^N (p) = 0,33 a alel HAL^n (q) = 0,67. Zastoupení jednotlivých genotypů bylo $N/N = 0,11$; $N/n = 0,44$ a $n/n = 0,45$. Tyto četnosti velmi znesnadňují selekci nežádoucích recesivních alel n v počátečních fázích, neboť je velmi těžké najít jedince typu N/N , tzn. „zdravé“ jedince, a to v důsledku jejich malého zastoupení v populaci.

MATERIÁL A METODA

V průběhu let 1987 a 1991 jsme podle metodického postupu, který uvádějí Čepica et al. (1988), určili u 90 kanců plemene landrase komplexní haplotypy na základě haplotypových testů potomků z testačního páření a odvození haplotypů na základě znalosti jejich genotypů dalších čtyř lokusů vazbové skupiny a včetně genotypů matek užitých v testačním páření. Z počtu sledovaných kanců bylo 63 kanců již vyřazeno z plemenitby a 27 kanců působí v současné době v plemenitbě. Halotanové testy prováděli pracovníci příslušných veterinárních zařízení podle metodiky vypracované Státní veterinární správou MZVŽ a Generálním ředitelstvím Státních plemenářských podniků v roce 1985. Komplexní haplotypy, a tím i zjištěné genotypy lokusu citlivosti k halotanu byly založeny na znalosti pořadí genů vazbové skupiny $HAL-GPI-H-A1BG-PGD$, nalézající se na šestém chromozómu prasat (Dvořák et al., 1991).

Změny četnosti alel a genotypů halotanového lokusu u kanců jsme odvodili na základě známých zákonitostí genetiky populací kvalitativních znaků (Falconer, 1989).

VÝSLEDKY A DISKUSE

V průběhu sledování jsme určili komplexní haplotypy u 63 kanců již vyřazených z plemenitby a u 27 kanců v současné době působících v plemenitbě. Četnosti jednotlivých genotypů a alel halotanového lokusu jsou uvedeny v tab. I. U kanců vyřazených z plemenitby jsme zjistili četnosti alel $N \dots p_0 = 0,46 \pm 0,04$ a četnosti alel $n \dots q_0 = 0,54 \pm 0,04$. U kanců v současné době působících v plemenitbě byly četnosti alel $N \dots p_1 = 0,50 \pm 0,07$ a $n \dots q_1 = 0,50 \pm 0,07$. Změny četnosti alel mezi dvěma uvedenými populacemi $\Delta p = +0,04$ a $\Delta q = -0,04$ (tedy pouze 4 %) byly v rámci zjištěných směrodatných odchylek genových četností. Změna četnosti alel nebyla vyhodnocena mezi generacemi, neboť víme, že se jedná o překrývání generací, a jelikož jsme sledovali pouze určitou část popu-

I. Četnosti genotypů a alel halotanového lokusu u kanců plemen landrase vyřazených a současně působících v plemenitbě — The frequencies of genotypes and alleles of halothane locus in boars of the Landrace breed eliminated from breeding and in boars used for breeding at present

	Genotypy halotanového lokusu ⁴			
	NN	Nn	nn	Celkem ⁵
Četnosti kanců vyřazených z plemenitby ¹	9 0,14 (14 %)	40 0,64 (64 %)	14 0,22 (22 %)	63 1,00 100 %
	$N \dots p_0 = 0,46 \pm 0,04$ (46 ± 4 %)		$n \dots q_0 = 0,54 \pm 0,04$ (54 ± 4 %)	
Četnosti kanců působících v plemenitbě ²	6 0,22 (22 %)	15 0,56 (56 %)	6 0,22 (22 %)	27 1,00 100 %
	$N \dots p_1 = 0,50 \pm 0,07$ (50 ± 7 %)		$n \dots q_1 = 0,50 \pm 0,07$ (50 ± 7 %)	
Rozdíly v četnosti alel ³	$N \dots \Delta p = p_1 - p_0 = +0,04$ (+ 4,0 %) $n \dots \Delta q = q_1 - q_0 = -0,04$ (- 4,0 %)			

¹frequencies of boars eliminated from breeding, ²frequencies of boars used for breeding, ³differences in allele frequencies, ⁴genotypes of halothane locus, ⁵total

lace kanců plemene landrase, nemůžeme říci, zda se jednalo o reprezentativní vzorek populace. Vyřazování kanců z plemenitby bylo převážně z důvodů poruch reprodukčních funkcí, poruch pohybového aparátu a ostatních zdravotních poruch, jak uvádějí Navrátil a Forejtek (1978) a také Hovorka (1989), výjimečně z chovatelských nebo organizačních příčin. Během našeho sledování zřejmě docházelo také k subjektivní preferenci heterozygotních genotypů v halotanovém lokusu vzhledem k vhodnějším ukazatelům jatečné hodnoty a vyšší plodnosti zařazovaných jedinců (Holková, Bečková, 1991).

Při úplné selekci genotypů recesivních homozygotů z populace je změna četnosti recesivních alel mezi generacemi dána rovnicí $\Delta q = -(q_0 : 1 + q_0)$ (Falconer, 1989). Podle námi zjištěných četností alel by to znamenalo snížení o $\Delta q = -0,19$, tj. o 19 %. Vytvořením testačních skupin prasnic (Pavlík a Šiler, 1984) a plošným testováním mladých kanců zařazených do plemenitby by měli být vybráni jedinci genotypu NN. Tento záměr se však nedaří realizovat. Všeobecně je známo, že při praktickém uplatnění halotanového testu není jeho skutečná vypovídací schopnost úplná. Pozitivní reakce na vdechování halotanu je závislá na recesivní alele halotanového lokusu, která má inkompletní penetranci (Smith, Bampton, 1977; Grashorn, 1977 — cit. Čepica, 1991). Rovněž v průběhu ontogeneze kolísá penetrance mezi 50 až 100 % a asi u 5 % jedinců nelze výsledek určit jednoznačně. Hojný (1987) zjistil u sledované populace penetranci 35,8 % vzhledem k citlivosti na halotan. Tuto skutečnost vysvětluje jako důsledek subjektivního hodnocení halotanových testů, ale zejména poklesem exprese citlivosti na ha-

II. Četnosti genotypů a alel halotanového lokusu u různých linií kanců plemene landrase vyřazených a současně působících v plemenitbě — The frequencies of genotypes and alleles of halothane locus in various lines of boars of the Landrace breed eliminated from breeding and in boars used for breeding at present

	Vyřazení kanců ²				Kanci v plemenitbě ³			
Linie kanců ¹	Četnosti genotypu a alel halotanového lokusu ⁴							
	<i>n</i>	NN	Nn	nn	<i>n</i>	NN	Nn	nn
1	7	0,14	0,57	0,29	4	0,00	0,25	0,75
		<i>N ... p</i> = 0,43 <i>n ... q</i> = 0,57				<i>N ... p</i> = 0,12 <i>n ... q</i> = 0,87		
2	2	0,50	0,50	0,00	6	0,33	0,50	0,17
		<i>N ... p</i> = 0,75 <i>n ... q</i> = 0,25				<i>N ... p</i> = 0,58 <i>n ... q</i> = 0,42		
3	2	0,00	0,50	0,50	5	0,20	0,60	0,2
		<i>N ... p</i> = 0,25 <i>n ... q</i> = 0,75				<i>N ... p</i> = 0,50 <i>n ... q</i> = 0,50		
4	4	0,00	0,75	0,25	2	0,00	1,00	0,00
		<i>N ... p</i> = 0,37 <i>n ... q</i> = 0,62				<i>N ... p</i> = 0,50 <i>n ... q</i> = 0,50		

¹boar lines, ²eliminated boars, ³boars used for breeding ⁴frequencies of genotypes and alleles of halothane locus

III. Rozdíly v četnosti haplotypů u kanců plemene landrase vyřazených a současně působících v plemenitbě — Differences in haplotypes frequencies in boars of the Landrace breed eliminated from breeding and in boars used for breeding at present

	Haplotyp ¹	Vyřazení kancí ²		Žijící kancí ³		Rozdíl ⁵ [%]
		počet ⁴	%	počet	%	
1	nBaSB	41	32,54	13	24,07	— 8,47
2	NB—FA	24	19,05	12	22,22	+ 3,17
3	nBcdFB	12	9,52	4	7,41	— 2,11
4	NBcdFB	10	7,94	4	7,41	— 0,53
5	nBaSA	10	7,94	6	11,11	+ 3,17
6	NBcdFA	7	5,55	2	3,70	— 1,85
7	NB—FB	7	5,55	0	0,00	— 5,55
8	NBaSB	5	3,97	1	1,85	— 2,12
9	nB—FA	2	1,59	3	5,55	+ 3,96
10	NAcdFB	2	1,59	1	1,58	+ 0,26
11	NAcdFA	1	0,79	1	1,85	+ 1,06
12	NA—FB	1	0,79	0	0,00	— 0,79
13	NA—FA	1	0,79	6	11,11	+10,32
14	nB—FB	1	0,79	1	1,85	+ 1,06
15	nA—FA	1	0,79	0	0,00	— 0,79
16	nBcdFA	1	0,79	0	0,00	— 0,79
Celkem		126 = 100,00 %		54 = 100,00 %		
haplotypů ⁶						

¹haplotype, ²eliminated boars, ³living boars, ⁴number, ⁵difference, ⁶haplotype total

lotan způsobeným prováděnou halotanovou selekcí. Nelze vyloučit i další, zřejmě genetický vliv, který působí na snížení citlivosti k halotanu.

Tyto skutečnosti dokazují, že plošné užívání halotanové testace bez poznání komplexních haplotypů určených z krve prasat na základě imunogenetických a biochemických polymorfních znaků umístěných ve vazbové skupině šestého chromozómu nemůže vést k úspěšnému snížení výskytu nežádoucí recesivní alely halotanového lokusu. Haplotypování lze provádět velmi brzy po narození selat, a pokud nejsou dostupné údaje o výskytu stresu nebo o haplotypech rodičů, je třeba v daném chovu provést u několika vrhů halotanový test k zachycení pozitivně reagujících zvířat, od nichž se odvíjí stanovení haplotypů rodičů a sourozenců. Tato metoda umožňuje poznat zvířata odolná ke stresu (genotypu N/N), přenašeče citlivosti na stres (genotypu N/n) i geneticky náchylná zvířata genotypu n/n, která v halotanovém testu nereagují pozitivně (Dvořák, 1991).

V rámci sledování jsme rovněž zaznamenali četnosti genotypů a alel halotanového lokusu u různých linií kanců plemene landrase vyřazených a současně působících v plemenitbě, které jsou uvedeny v tab. II. Počty sledovaných kanců v jednotlivých liniích byly velmi nízké, ale je na první pohled zřejmé, že zastoupení genotypů NN u kanců vyřazených i působících v plemenitbě je velmi nízké. To souhlasí se zjištěním Hájkové (1988), že pouze u tří linií z 48 sledovaných se nevyskytli pozitivně reagující potomci, a s názorem, který uvádějí Poltářsky et al. (1990).

Četnosti haplotypů u kanců vyřazených a současně působících v plemenitbě jsou uvedeny v tab. III. Nejvíce zastoupené haplotypy našeho souboru se nápadně shodují s údaji, které zjistil Hojný (1987) u jiné populace kanců plemene landrase. Rozdíly v četnosti haplotypů mezi kanci vyřazenými a v současné době působícími v plemenitbě naznačovaly 8,5% snížení výskytu haplotypu nBaSB a naopak 10,3% zvýšení výskytu haplotypu NA-FA.

Literatura

- ČEPICA, S. — HOJNÝ, J. — HRADECKÝ, J.: Využití biochemických a imunologických polymorfních znaků k selekci proti stresovému syndromu prasat. *Poľnohospodárstvo*, 34, 1988, č. 8, s. 773—789.
- DVOŘÁK, J.: Chovejme odolná prasata. *České a Moravskoslezské zeměd. Nov., Zemědělec*, XLI, 1991, č. 42, s. 5.
- DVOŘÁK, J. — KUCIEL, J. — TESAŘOVÁ, L.: Stresová náchylnost u plemenných kanců. In: *Sbor. Ref. Sem. Geneticko-fyziologické a užitkové aspekty stresu prasat*, VŠZ Brno, 15. 11. 1991, s. 13—20.
- FALCONER, D. S.: *Introduktion to Quantitative Genetics*. 3rd ed. Hong Kong, Longman Group Limited 1989. 438 s.
- HÁJKOVÁ, J.: Zvýšená citlivost některých plemen prasat ke stresu — klinické možnosti odhalení vloh a strategie selekce. [Atestační práce.] Brno, 1988. 50 s. — Vysoká škola zemědělská.
- HOLKOVÁ, I. — BEČKOVÁ, R.: Vliv genotypu v Hal lokusu na úroveň užitkových vlastností prasat. In: *Sbor. Ref. Sem. Geneticko-fyziologické a užitkové aspekty stresu u prasat*, VŠZ Brno, 15. 11. 1991, s. 34—39.
- HOVORKA, J.: Některé příčiny vyřazování plemenných kanců v inseminaci. *Veterinářství*, 39, 1989, č. 6, s. 265—267.
- HUBBARD, D. J. — SOUTHWOOD, O. I. — KENNEDY, B. W.: Estimation of the frequency of the halothane gene and its effects in Landrace and Yorkshire pigs in Ontario. *Can. J. anim. Sci.*, 70, 1990, č. 3, s. 73—79.
- NAVRÁTIL, S. — FOREJTEK, P.: Příčiny vyřazování plemenných kanců z inseminačního provozu. *Veterinářství*, 28, 1978, č. 8, s. 354—355.

- PAVLÍK, J. — ŠILER, R.: Rozdílný přístup k eliminaci stresového syndromu prasat různých populací. *Náš Chov* (Praha), 1984, č. 10, s. 413—415.
- POLTÁRSKY, J. — FLAK, P. — BULLA, J. — SÉKELI, J.: Štúdium dedičnosti syndrómu zhubnej hypertermie pri ošipaných s využitím halotanového testu. *Živoč. Výr.*, 35, 1990, č. 3, s. 265—272.
- SOUTHWOOD, O. I. — MERCER, T.: Efficiency of halothane selection in a commercial British Landrace breeding herd. *Res. and Develop. in Agric.*, 6, 1989, č. 1, s. 37—40.
- VAN ARENDONK, J. A. M. — KENNEDY, B. W.: Efficiency of selection strategies for halothane-negative gene. *J. anim. Sci.*, 68, 1990, s. 1569—1576.

Došlo dne 10. 3. 1991

KUCIEL, J. — DVOŘÁK, J. (University of Agriculture, Brno): *A change in allele and genotype frequencies of halothane locus in boars of the Landrace breed*. *Živoč. Výr.*, 37, 1992 (8):

Breeding for a high proportion of lean cuts and decrease in backfat thickness has led to a decrease in adaptability and to the spreading of stress syndrome in various breeds. High frequencies of recessive alleles of the halothane locus in various pig breeds which were determined in some populations also in Czechoslovak conditions on the basis of global tests have necessarily resulted in the intent of purposeful selection of mated parents. Selection based on the elimination of halothane positive animals from herd is lengthy because a high proportion of heterozygotic genotypes is maintained in the population through several generations.

Complex haplotypes were determined in 90 boars of the Landrace breed in the years 1987 to 1991 by means of halothane test in their offsprings from test mating and by haplotype determination on the basis of their genotypes of four loci of the well-known linkage group HAL—GPI—H—AIBG—PGD and also according to the genotypes of dams used for test mating. Of the total number of the investigated boars, 63 boars were eliminated from breeding and 27 boars are used for breeding at present.

Tab. I shows the determined frequencies of particular genotypes and alleles of halothane locus. The allele frequencies in boars eliminated from breeding were $N...p_0 = 0.46 \pm 0.04$ and $n...q_0 = 0.54 \pm 0.04$. In boars used for breeding at present these values were $N...p_1 = 0.50 \pm 0.07$ and $n...q_1 = 0.50 \pm 0.07$. Changes in the allele frequencies for these two populations were $\Delta p = +0.04$ and $\Delta q = -0.04$ within the determined standard deviations of gene frequencies.

The calculated changes in allele frequencies were not evaluated for the generations because the investigated populations were overlapping mutually. Only a part of the boar population in the Landrace breed was investigated, it was not a representative sample of the population. With the full selection of genotypes of recessive homozygotes from the population a change in the allele frequency for one generation should be $\Delta q = -0.19$. It is known in general that the conclusiveness of halothane test is not complete, that there exists incomplete penetration and this penetration varies during ontogenesis and can assume low values. Boars were apparently eliminated due to reproductive function disorders and locomotor disorders and other health problems, and in exceptional cases due to breeders' reasons with respects to halothane locus.

The frequencies of genotypes and alleles of halothane locus were also evaluated in various lines of boars in the present paper. The numbers of investigated boars (Tab. II) were very low in particular lines, but it was clear at first sight that the proportions of N/N genotypes were very low in boars eliminated and in boars used for breeding.

Tab. III shows haplotypes of boars eliminated and of boars used for breeding at present. Differences in the haplotype frequency for boars eliminated and boars used for breeding at present indicated a 8.5% decrease in the occurrence of haplotype „nBaSB“, and on the contrary a 10.3% increase in the occurrence of haplotype „NA—FA“.

boars; lines; halothane locus; haplotypes; changes in allele and genotype frequencies

Adresa autorů:

Doc. ing. Jiří Kuciel, CSc., doc. ing. Josef Dvořák, CSc., Vysoká škola zemědělská, Zemědělská 1, 613 00 Brno

EVALUATION OF SERUM CREATINE KINASE ACTIVITY IN SCREENING THE PIGLETS FOR MYOCLONIA CONGENITA

M. Tomko

TOMKO, M. (University of Veterinary Medicine, Košice): *Evaluation of serum creatine kinase activity in screening the piglets for myoclonia congenita*. Živoč. Výr., 37, 1992 [8]: 639–644.

The distribution of creatine kinase (CK) in serum of fourteen Prestice Black-Pied breed pigs from a congenital myoclonia affected herd was examined. The mean value of CK activity for all adult animals was $19.57 \pm 3.56 \mu\text{kat} \cdot \text{l}^{-1}$, and the mean values of CK activity for piglets of affected and control groups were $21.03 \pm 1.33 \mu\text{kat} \cdot \text{l}^{-1}$ and $20.42 \pm 1.23 \mu\text{kat} \cdot \text{l}^{-1}$, respectively. Evidence shows that serum CK activity is not efficient as a diagnostic method of *myoclonia congenita* in Prestice Black-Pied breed pigs.

piglets; *myoclonia congenita*; creatine kinase

Over the last three decades, reports from many countries have described the occurrence of neuromuscular diseases in newborn piglets. They originate either from lesions in the neurons and their end plates (neurogenic myopathies) or from defect in the muscle fibers (myogenic myopathies). The etiology of this pathological condition occurring in large pig breeding farms is unknown. There is no simple or consistent causal agent or set of environmental factors associated with the occurrence of myopathies. The manifestation of these disorders in genetically predisposed piglets may be significantly influenced by non-genetic components.

Among the myopathies, congenital myoclonia of piglets is one of the most important. The syndrome can be diagnosed by clinical examination, enzyme histochemistry on muscle biopsies, histological examination of muscle, and blood serum chemical values (Hoven et al., 1988; Lukas et al., 1978; Vandekerckhove et al., 1989).

A selective increase of membrane permeability, caused by alterations in the structure and function of cellular membranes (Farmer et al., 1981), helps to explain the dramatic elevation of normal skeletal muscle enzymes in the serum of animals with myopathies (Di Bartola, Tasker, 1977; Kursá, Kroupová, 1982; Steiss, Forsyth, 1984). Their quantification is very useful in diagnosis of skeletal muscle

damage. Later studies demonstrated that enzymes, especially serum creatine kinase (CK) and serum lactate dehydrogenase (LDH) have higher activity in animals with myopathies. CK activity is predominantly of muscle origin and the diagnostic usefulness of the enzyme lies primarily in this tissue specificity (Toulová et al., 1981).

Creatine kinase (CK) is an important high-energy transferring enzyme abundant in skeletal muscle, heart, brain, and smooth muscle. Within the muscle, creatine kinase plays an important role in the metabolism of energy-rich phosphates and is located at places where ATP is produced or used (Kikuta, Onishi, 1986).

The purpose of this study was to correlate clinical, etiological, pathological, and epidemiological diagnosis (Tomko et al., 1990), with serum CK activity in piglets with congenital myoclonia.

MATERIALS AND METHODS

A total of fourteen Prestice Black-Pied breed pigs from a congenital myoclonia affected herd were examined. Our data were collected from two groups of animals; group I — five piglets from two litters with evidence of congenital myoclonia, group II — normal healthy litter with a total of three piglets. There was no history or clinical signs of the disease in the parents (boars and sows) of all tested piglets.

Blood samples were taken on five separate occasions from snout-restrained sows and boars via venipuncture of the anterior *vena cava*, and from the opthalmic sinus in newborn piglets. Test tubes were placed in ice for transport, centrifuged and aliquots of serum were immediately analysed. Total CK activities in serum were measured by a CK NAC-activated method (Boehringer Mannheim, Monotest 126322, CK; EC 2.7.3.2.). Activity was measured at 25 °C in enzymatic system where ATP produced from creatine phosphate was utilized for the production of glucose-6-phosphate, which was then oxidized to 6-phosphogluconate under simultaneous reduction of NADPH. The reduction of NADPH was monitored spectrophotometrically at 365 nm.

The data were expressed as means with SD. Statistical significance of differences between groups of animal was evaluated using Student's *t*-test.

RESULTS

Tab. I presents serum creatine kinase (CK) activities in different groups of pigs. There were no significant differences in serum CK values between the two groups of piglets (healthy and affected), and their parents. The mean value of CK activity for all adult animals in tested groups was $19.57 \pm 3.56 \mu\text{kat} \cdot \text{l}^{-1}$, and the mean values of CK activity for all piglets in Group I and Group II were $21.03 \pm 1.33 \mu\text{kat} \cdot \text{l}^{-1}$ and $20.42 \pm 1.23 \mu\text{kat} \cdot \text{l}^{-1}$, respectively.

DISCUSSION

In animals it can be extremely difficult to differentiate between a neurogenic or myogenic muscular disorder by means of a clinical examination, which is rather limited by the size and the character of the patient (Hoven et al., 1988).

In contrast to other enzymes commonly used in clinical medicine the diagnostic usefulness of serum CK testing in various neuromuscular disorders lies primarily in its tissue specificity (Bickhardt, 1983) and high coefficient of repeatability 0.57 (Mojto et al., 1981). The reference values used for serum CK differ according to different authors and range from 0.67 to $8.172 \mu\text{kat} \cdot \text{l}^{-1}$ (see Tab. II). For pigs and piglets

I. — Serum CK activity values ($\mu\text{kat} \cdot \text{l}^{-1}$) in two groups of prestige black-pied breed pigs

			Animal (line)	Sex	Sample					Range (min. — max.)	Mean $\pm$ SD	SEM	Coef- ficient of variation
					1	2	3	4	5				
Group I 1+	family I	parents	Jura — 51 (1430)	M	22.26	22.02	21.97	22.29	22.16	21.97—22.26	22.14 $\pm$ 0.136	0.06	0.61
			Adamosa — 11722	F	19.24	19.32	18.86	19.06	18.97	18.86—19.32	19.09 $\pm$ 0.189	0.08	0.99
		litter	piglet No 1	F	18.87	18.93	20.13	19.12	20.45	18.87—20.45	19.50 $\pm$ 0.736	0.33	3.77
			piglet No 2	F	23.39	23.45	22.37	22.54	23.18	22.37—23.45	22.99 $\pm$ 0.499	0.22	2.17
			piglet No 3	M	22.34	21.32	21.58	22.03	20.93	20.93—22.34	21.64 $\pm$ 0.560	0.25	2.59
	family II	parents	Sapon — 3001 (559)	M	24.93	24.95	24.89	24.73	24.80	24.73—24.95	24.86 $\pm$ 0.093	0.04	0.37
			Jurka 11623	F	16.99	17.13	17.35	17.41	17.27	16.99—17.41	17.23 $\pm$ 0.170	0.08	0.99
		litter	piglet No 4	M	20.89	21.12	20.05	19.78	20.61	19.78—21.12	20.49 $\pm$ 0.563	0.25	2.75
			piglet No 5	F	19.93	19.85	20.26	21.56	21.00	19.85—21.56	20.52 $\pm$ 0.738	0.33	3.60
Group II 2+	parents	Piratek — 72 (559)	M	19.23	19.45	19.38	19.30	19.29	19.23—19.45	19.33 $\pm$ 0.086	0.04	0.44	
		Sow — 17288	F	14.58	14.75	14.83	14.89	14.85	14.58—14.89	14.78 $\pm$ 0.123	0.06	0.83	
	litter	piglet No 6	F	20.12	19.89	17.99	19.32	17.83	17.83—20.12	19.03 $\pm$ 1.064	0.48	5.59	
		piglet No 7	F	21.76	21.32	21.06	20.98	21.63	20.98—21.76	21.35 $\pm$ 0.342	0.15	1.60	
		piglet No 8	M	20.45	20.22	21.38	21.47	20.93	20.22—21.47	20.89 $\pm$ 0.552	0.25	2.64	

1+ Group I — litters with evidence of congenital myoclonia

2+ Group II — animals with no history or clinical signs of the disease

Reference	Mean $\pm$ SD	Range	Note
The Merck Veterinary Manual-sixth edition (1986)	4.634 ± 3.538	1.097 ± 8.172	valid for all pigs
Vrzgula, Sokol (1987)	0.885 ± 0.215	0.67 — 1.1	valid for all pigs
Reese et al. (1984)	6.407 ± 4.149 5.814 4.340 3.487	1.52 — 16.58	gilts-gestation day 110 sows-gestation day 110 sows-lactation day 14 sows-lactation day 26
Rozkošná et al. (1986)	11.52 ± 3.8 2.68 ± 0.99 2.11 ± 0.66	4.8 — 18.2 1.45 — 4.45 1.40 — 3.50	Belgium Landrace breed Large White Breed laboratory minipigs breed

mean serum CK levels determined by us ranged from 14.78 ± 0.123 to $24.86 \pm 0.093 \mu\text{kat} \cdot \text{l}^{-1}$ (total mean value $19.57 \pm 3.56 \mu\text{kat} \cdot \text{l}^{-1}$) and 19.03 ± 1.064 to $22.99 \pm 0.449 \mu\text{kat} \cdot \text{l}^{-1}$ respectively, and were significantly higher ($P < 0.01$) than those previously reported. This may be due to variations in the methods of assay in different laboratories. Mean CK value determinations were not included for piglets, since the results of CK activity are unstable in young animals (Bickhardt, 1983; Rozkošná et al., 1986). In adult pigs the lack of agreement among values in the literature and those obtained in the present study may be due to:

1. influence of physiological factors — breed, sex, age, nutrition, reproductive status, stage of lactation;
2. genetic predisposition of tested animals to stress;
3. genetically coded higher mean values of CK activity for this breed.

Several physiological and pharmacological factors must be considered in the evaluation of serum CK levels. CK activity in adult animals was higher in males (Di Bartola, Tasker, 1977), but the difference was not statistically significant. The CK levels in piglets were high immediately after birth which does not correspond to data of Heffron and Mitchell (1975).

Late gestation, partum, and postpartum elevations of CK noted in gilts and sows have been attributed to pelvic trauma during delivery and reflect normal alterations in metabolic processes concurrent with the onset of lactation (Reese et al., 1984). In view of this absence of significant differences between males and females in serum CK levels in the present study, it is apparent that the high CK activity could be due to genetic predisposition which corresponds to data of Farmer et al. (1981), Lukas et al. (1978), Mojto et al. (1981), and Rozkošná et al. (1986). CK activity in pigs is closely related to breed and stress-susceptibility (Akita et al., 1980; Bickhardt et al., 1977; Doize et al., 1990).

In animals with genetic predisposition the CK levels increase several times during the first hour after the stress [Kalweit et al., 1978]. We assume that in our study following stress factors could influence the increase of CK levels:

- a) manipulation with animals — animals were snout-restrained. Handling in stress-susceptible pigs increase the CK activity [Doize et al., 1989; Toulouva et al., 1981];
- b) injections
 - venipuncture should be carried out carefully to avoid aspiration of muscle tissue which might result in falsely elevated values [King, Zapf, 1972]. Such a blood collecting method itself may cause elevation of about 10 % of the CK levels [Sano et al., 1979];
 - intramuscular injections have been noted to cause elevation of serum CK levels, causing focal muscle fiber necrosis in injection site [Steiss, Forsyth, 1984]. In the present study increased CK levels in sows with affected litters could be due to i. m. injections of vitamin E, which already itself increases CK activity [Toulouva et al., 1981];
- c) nutrition — presence of high levels of nitrogen substances (proteins) in the diet have a positive influence on serum CK activity [Toulouva et al., 1981]. This may explain the high CK levels in boars whose diet was rich in proteins.

Apart from in stress-susceptible animals the effect of intestinal hypermotility may also cause the elevation of CK levels [Kikuta, Onishi, 1986].

From our results the following conclusions were made:

- measurement of CK activity is not useful in the diagnosis of congenital myoclonia in piglets of Prestice Black-Pied breed, as the increase of CK levels was not significant;
- sex, age, nutrition, reproductive status and stage of lactation does not have a major effect on serum CK activity;
- genetic predisposition probably has a significant influence on the occurrence of high CK levels in serum of tested pigs.

Lacking reference values for this breed, it is impossible to determine if observed data are either physiological (reference values for this breed) or if they are due to stress-susceptibility of tested animals. We must be very careful using this test for diagnosis of neuromuscular diseases in this breed until a reference value for this breed is established.

References

- AKITA, T. et al.: Evaluation of serum CK and LDH activities, and LDH-5 in screening pigs for stress-susceptibility. *Jap. J. Swine Sci.*, 17, 1980: 84—90.
- BICKHARDT, K. et al.: Creatine-kinase test (CK-test) as a selection to estimate stress resistance and meat quality in pigs. *Veter. Sci. Comm.*, 1977 (1): 225—233.
- BICKHARDT, K.: Zur Diagnostik der Strassenfähigkeit beim Schwein. *Prakt. Tierarzt*, 1983 (4): 335—339.
- Di BARTOLA, S. P. — TASKER, J. B.: Elevated serum creatine phosphokinase: A study of 53 cases and a review of its diagnostic usefulness in clinical veterinary medicine. *J. Amer. Anim. Assoc.*, 1977 (13): 744—752.
- DOIZE, F. et al.: Effects of exercise on skeletal muscle and serum enzyme activities in pigs. *Veter. Res. Comm.*, 1989 (13): 341—347.

- DOIZE, F. et al.: Erythrocyte osmotic fragility, serum creatine kinase and its isoenzymes related to body weight in porcine malignant hyperthermia. *J. comp. Path.*, 102, 1990: 467—473.
- FARMER, L. J. et al.: Developmental changes in the biochemical composition of muscle from „splayleg“ piglets with special reference to DNA synthesis. *J. Agric. Sci.*, 97, 1981: 569—579.
- FRASER, C. M. (ed.): *The Merck Veterinary Manual*. 6th — Part III. Clinical values and procedures. 1986, p. 907, Rahway, New Jersey, U.S.A., Merck and Co., Inc. 1986. 907 p.
- HEFFRON, J. J. — MITCHELL, G.: Age dependent variation of serum creatine phosphokinase levels in pigs. *Experientia*, 31, 1975: 657—658.
- HOVEN van den, R. et al.: Enzyme histochemistry on muscle biopsies as an aid in the diagnosis of disease of equine neuromuscular system: A study of six cases. *Equine veter. J.*, 20, 1988: 46—53.
- KALWEIT, E. et al.: Vergleich zweier Methoden zur Messung der Creatinkinase (CK) — Aktivität und ihrer Aussage für Merkmale der Fleischqualität beim Schwein. *Z. Tierzücht. Zücht.-Biol.*, 94, 1978: 178—185.
- KIKUTA, Y. — ONISHI, T.: The contribution of intestinal creatine kinase to serum creatine kinase activity and its isoenzymes in dogs. *Jap. J. veter. Sci.*, 46, 1986: 547—551.
- KING, J. O. — ZAPF, P.: A review of the value of creatine phosphokinase estimations in clinical medicine. *Med. J. Aust.*, 1972 [1]: 699—702.
- KURSA, J. — KROUPOVÁ, V.: Změny sérových enzymů u zátěžových myopatií prasat. *Veterinářství*, 32, 1982: 395—396.
- LUKAS, Z. et al.: Histochemical characteristics of the splayleg syndrome in newborn piglets. *Acta Veter. (Brno)*, 47, 1978: 51—68.
- MOJTO, J. et al.: Stres a masová užitkovost hospodářských zvířat. Praha, ÚVTIZ 1981. 55 p.
- REESE, D. E. et al.: Serum chemical values of gestating and lactating swine: Reference values. *Amer. J. veter. Res.*, 45, 1984: 978—980.
- ROZKOŠNÁ, A. et al.: Nové možnosti diagnostiky zátěžových myopatií prasat. Brno, VÚVL 1986. 42 p.
- SANO, H. et al.: A study on the antemortem detection of PSE muscle in pigs by halotane test. Plasma creatine kinase activities and blood lactate values. *Jap. J. veter. Res.*, 27, 1979: 77—87.
- STEISS, J. E. — FORSYTH, G.: Effect of electromyography on serum creatine kinase values in clinically normal dogs and horses. *Amer. J. veter. Res.*, 45, 1984: 1199—1200.
- TOMKO, M. et al.: Medicínske aspekty kongenitálneho tremoru prasiatok. *Poľnohospodárstvo*, 37, 1991: 458—468.
- TOULOVÁ, M. et al.: Biochemické zmeny krvi prasat po svalovej záťaž. *Veter. Med. (Praha)*, 26, 1981: 669—676.
- VANDEKERCKHOVE, P. et al.: Type A2 congenital tremor in piglets. *J. veter. Med. Ser. A*, 36, 1989: 763—771.
- VRZGULA, L. — SOKOL, J.: Hodnoty metabolických profilových testov u domácich zvierat a ich interpretácia. Bratislava, ÚSVÚ 1987. 34 p.
- THE MERCK VETERINARY MANUAL. 6th ed. Part III. Clinical values and procedures. Rahway, New Jersey, U.S.A., Merck and Co., Inc. 1986. 907 p.

Received for publication on March 4th, 1992

TOMKO, M. [Univerzita veterinárskeho lekárstva, Košice]: *Využitie kreatínkinázy pri diagnostike kongenitálneho tremoru prasiatok*. *Živoč. Výr.*, 37, 1992 (8): 639—644.

Rozoberaná je citlivosť a špecifická enzymatickej diagnostiky kongenitálneho tremoru prasiatok z hľadiska jej možného využitia pre šľachtenie a selekciu. Sledovaná bola hladina kreatínkinázy (CK) v sére 14 prasiat preštického čiernostrakatého plemena, v chove s výskytom kongenitálneho tremoru. Priemerné hodnoty aktivity CK v sére dospelých zvierat a prasiatok kontrolnej a kongenitálnym tremorom postihnutej skupiny boli: $19,57 \pm 3,56 \mu\text{kat} \cdot \text{l}^{-1}$, $20,42 \pm 3,56 \mu\text{kat} \cdot \text{l}^{-1}$ a $21,03 \pm 1,33 \mu\text{kat} \cdot \text{l}^{-1}$.

Výsledky ukazujú, že v nami sledovanom chove prasiat hladina CK v sére nemôže byť markerom na diagnostiku kongenitálneho tremoru.

prasiatka; kongenitálny tremor; kreatínkináza

Author's address:

MVDr. Martin Tomko, Vysoká škola veterinárska, Komenského 73, 041 81 Košice

J. Mácha

MÁCHA, J. [Vysoká škola zemědělská, Brno]: *Genetická analýza kapa-kazeinu v mléce skotu*. Živoč. Vyr., 1992 [8]: 645—651.

V práci je sledována genetická struktura mléka z hlediska kapa-kazeinu u různých plemen skotu, určení genotypu otců a technologické vlastnosti mléka různého kapa-kazeinového genotypu. U většiny plemen byla zjištěna převaha alely A nad alelou B. Zvláště vysoká frekvence alely A byla zjištěna u plemen ayrshire a holštýnsko-fríské. Z hlediska genotypů převažují heterozygoti AB nad homozygoty. Při sledování 27 genotypů býků českého strakatého skotu bylo zjištěno pět býků-homozygotů AA a 21 býků-heterozygotů AB. Homozygotní genotyp BB nebyl nalezen. Výsledky jsou srovnatelné s plemeny braunvieh, montbéliard a fleckvieh. U matek býků byla zjištěna nejvyšší frekvence heterozygotů AB a homozygotů BB v ZD Říčany a Čáslavice (76,8 % a 72,4 %). Nejvyšší množství syřeniny bylo zjištěno u heterozygotů AB a homozygotů BB v systému kapa-kazeinu.

mléko; genetický polymorfismus; kapa-kazein; skot

Kazeiny jsou hlavními bílkovinnými složkami mléka. Z genetického hlediska vykazují výrazný polymorfismus — především alfa_{s1}-kazein, alfa_{s2}-kazein, beta-, kapa-, gama-kazein a další. Zvláštní význam je v poslední době přikládán kapa-kazeinu a jeho genetické struktuře z hlediska jejího vztahu k syřitelnosti mléka a kvalitě sýrů.

LITERÁRNÍ PŘEHLED

Genetický polymorfismus kapa-kazeinu zjistil Neelin (1964) a dále Woychik (1965), který vyslovil hypotézu o genetickém vedení dvou variant A a B a tří fenotypů zjištěných u čtyř plemen skotu. Thymannová a Larsen (1965) tuto hypotézu potvrdili studiem v rodinách. Podle jejich výsledků je kapa-kazein řízen dvěma kodominantními alelami kapa-Cn A a kapa-Cn B, což doložili výpočtem frekvence fenotypů a alel u plemen jersey, černostrakaté nížinné a dánské červené. Mácha a Müllerová (1968) sledovali u pěti plemen přítomnost alel kapa-Cn A a B. Podle jejich výsledků je frekvence obou alel u jednotlivých plemen značně variabilní — s určitou tendencí k převaze alel *Cn^A. Nejvyšší frekvenci alely A zjistili u plemen ayrshire, nejnížší u plemen slovenské strakaté.

V roce 1968 (Sadler, 1968 aj.) se objevily první práce upozorňující na vztah některých bílkovinných polymorfních variant ke kvalitativním vlastnostem mléka. Hlavní pozornost se soustředila na kazeinové frakce. Existuje celá řada genetických variant kazeinu, což svědčí o tom, že se kazeiny vyvinuly neobvykle rychlým tempem. Kazeinové geny vykazují vysokou frekvenci bodových mutací, ale na jejich změnách se podílí i delece. Rozdíly ve variantě A a B kapa-kazeinu spočívají v substituci aminokyselin

v pozici 136 a 148. Tato substituce aminokyselin způsobuje, že kapa-kazein je hydrofobnější, a tedy mléko s kapa-kazeinovou variantou B umožňuje získání většího množství sýru, doba gelování je kratší a získaný sýr má lepší organoleptické vlastnosti. Tyto obecné poznatky vedly ke studiu polymorfismu kapa-kazeinu v mléce dojníc.

Graml et al. [1986] dospěli k závěru, že při šlechtění zvířat je pro výrobu sýrů nutné brát v úvahu homozygotní genotyp BB K-kazeinu, α -kazeinu a β -laktoglobulinu. Averdung [1989] uvádí, že v oblasti chovu skotu plemene montbelier se začíná s typizací kapa-kazeinu v mléce matek býků.

Pro využití ve šlechtění byla v poslední době vypracována metoda typizace kapa-kazeinu na úrovni DNA [Rogne et al., 1989 a další].

Studium polymorfismu kapa-kazeinu na úrovni DNA pomohlo k detekci dalších kapa-kazeinových alel.

Schlieben et al. [1991] popisují vedle alel kapa-Cn^A, B a C další alelu E a její charakteristiku.

MATERIÁL A METODA

Studium genetického polymorfismu bylo zaměřeno na frekvenci alel a genotypů kapa-kazeinu u různých plemen a populací skotu, určení genotypu otců a matek býků, zhodnocení vztahu kapa-kazeinových genotypů mléka k jeho technologickým vlastnostem.

Vlastní typizace k-kazeinu byla prováděna elektroforézou na škrobovém gelu podle postupů, které popsal Mácha [1973].

Celkem bylo sledováno 3 138 dojníc různých plemen a populací (2 244 dojníc plemene české strakaté, 148 dojníc plemene slovenské strakaté, 209 dojníc plemene pincgavské, 178 dojníc plemene ayrshire, 67 dojníc dánského skotu červeného a 62 dojníc švédského červenostrakatého a kříženců českého strakatého skotu).

Genotyp otců byl určován u 27 býků. Dále byl určen genotyp 65 matek býků. Technologické vlastnosti (syřitelnost) mléka byly sledovány u 57 dojníc.

U všech populací byly vypočteny genové a genotypové četnosti pro dvoualelický systém:

$$p^A = \frac{2 AA + AB}{2 n}$$

$$p^B = \frac{AB + 2 BB}{2 n}$$

Významnost rozdílů byla hodnocena χ^2 testem:

$$\chi^2_{(N)} = \sum \frac{d^2}{m}$$

VÝSLEDKY A DISKUSE

Genové a genotypové četnosti kapa-kazeinu u různých plemen a kříženců skotu

Výsledky zastoupení jednotlivých alel a genotypů jsou uvedeny v tab. I a II.

Z tabulek je zřejmé, že u všech sledovaných plemen převládá alela A nad alelou B, výrazně především u plemen ayrshire, pincgavské a dánské červené. S tím korespondují také četnosti genotypu alel AA (mimo plemeno dánské červené, kde je vysoké procento heterozygotů AB). Zajímavé je porovnání našich výsledků s výsledky zaznamenanými u jiných plemen. Tak např. Wo y c h i k [1965] zjistil u holštýnsko-fríského skotu frekvenci alely K-Cn^A 74 % a alely B pouze 26 %. Obdobné výsledky uvádí Schmidt [1964] u téhož plemene — alela A 85 %, alela B 15 %.

I. Frekvence alel kapa-kazeinu u různých plemen skotu — Frequencies of kappa-casein alleles in various cattle breeds

Plemeno ¹	Frekvence alel ⁸	
	A	B
České strakaté ²	0,53	0,47
Slovenské strakaté ³	0,52	0,48
Pincgavské ⁴	0,68	0,32
Holštýnsko-fríské ⁵ (1)	0,74	0,26
Holštýnsko-fríské (2)	0,85	0,15
Švédské červenobílé ⁶	0,52	0,48
Ayrshire	0,88	0,12
Dánské červené ⁷	0,66	0,34
Guernsey	0,73	0,27
Jersey (1)	0,52	0,48
Jersey (2)	0,11	0,89
Ayrshire × české strakaté	0,64	0,36
Švédské červenobílé × české strakaté	0,54	0,46
Jersey × české strakaté	0,56	0,44

¹breed, ²Bohemian Pied, ³Slovak Pied, ⁴Pinzgau, ⁵Holstein-Friesian, ⁶Swedish Red-and-White, ⁷Danish Red, ⁸allele frequencies

II. Frekvence genotypů kapa-kazeinu — Frequencies of kappa-casein genotypes

Plemeno ¹	n	Genotyp ⁸ (%)			Alely ⁹ (%)		x ²
		AA	BB	AB	A	B	
České strakaté ²	611	29,30	23,6	47,1	53,0	47,0	0,346
Slovenské strakaté ³	170	27,0	46,5	26,5	51,0	49,0	0,588
Pincgavské ⁴	148	42,6	6,1	51,3	68,0	32,0	5,058
Ayrshire	178	77,5	1,7	20,8	88,0	12,0	0,085
Švédské červenobílé ⁶	62	17,7	14,5	67,8	52,0	48,0	7,823
Dánské červené ⁷	67	37,3	6,0	56,7	66,0	34,0	4,466

For 1—7 see Tab I; ⁸genotype, ⁹alleles

Určení genotypu otců v systému kapa-kazeinu

Pokus o určení genotypu otců byl realizován na základě fenotypu mléka matek adcer — u 27 býků českého strakatého plemene. Býci byli vybráni ze 13 genealogických linií. Pro stanovení genotypu otce bylo vybráno v průměru na každého plemeníka deset matek a dcer (celkem 251 dojnic), u nichž byly odebrány vzorky mléka a provedena typizace (tab. III).

III. Stanovení genotypu býků — Determination of sire genotypes

Č.	Registr býka ¹	Genotyp kapa-kazeínu ²	Č.	Registr býka	Genotyp kapa-kazeínu ²
1	Mk 34	AB	15	Cs 435	AB
2	Mk 36	AB	16	Cs 762	BB / AB
3	Mk 37	AB	17	Br 6	AA
4	Prut 75	AB	18	Rych 14	AB
5	Prut 104	AB	19	Lord 20	AB
6	Prut 113	AB	20	Lord 45	AB
7	RD 166	AB	21	Pas 182	AA
8	RD 159	AB	22	Major 279	AB
9	RD 166	AB	23	Major 304	AA
10	RD 216	AB	24	Hedrich 15	AA
11	Rebus 12	AB	25	Hedrich 39	AB
12	Rebus 13	AB	26	Šohaj 19	AB
13	Venas 31	AB	27	Šohaj 25	AA
14	Cs 670	AB			

¹sire register, ²genotype of kappa-casein

Celkový výsledek sledování 27 býků je následující:

Počet býků	Genotyp
5	$\kappa\text{-Cn}^A / \kappa\text{-Cn}^A$
21	$\kappa\text{-Cn}^A / \kappa\text{-Cn}^B$
1	neurčen

V rámci uvedeného systému jednoznačně převažují heterozygotní genotypy (AB) nad homozygotními (AA). Výsledky mají obdobný trend jako u dojnic. Na rozdíl od dojnic jsme homozygoty typu BB u býků nezjistili. Zajímavé je srovnání našich výsledků se zahraničními. J a k o b (1989) publikoval genotypy kapa-kazeínu býků čtyř plemen skotu — braunvieh, fleckvieh, montbéliard a schwarzfleckvieh. Výsledky jsou uvedeny v tab. IV. Ukazují, že nejvyšší frekvence heterozygotů AB byla zjištěna u býků plemen s kombinovanou užitkovostí (české strakaté, braunvieh a fleckvieh). Zcela opačné výsledky jsou pozorovány u plemene schwarzfleckvieh. Z hlediska technologických vlastností mléka jsou významné genotypy AB a BB.

IV. Genotypy kapa-kazeínu býků různých plemen — Kappa-casein genotypes of sires of various breeds

Plemeno ¹	Genotypy ³ (%)			
	AA	AB	BB	AB + BB
České strakaté ²	19,2	80,8	—	80,8
Braunvieh	16,1	54,8	29,1	73,9
Fleckvieh	28,1	56,3	15,6	71,9
Montbéliard	20,0	40,0	40,0	80,0
Schwarzfleckvieh	80,9	19,1	—	19,1

¹breed, ²Bohemian Pied, ³genotypes

Genotypy kapa-kazeínu u matek býků

Výsledky genotypu kapa-kazeínu zjištěné při sledování mléka matek býků uvádíme v tab. V.

U sledované populace 65 dojnic byly zjištěny všechny tři možné genotypy. Obdobně jako v předchozích populacích převažuje heterozygotní genotyp AB, a to mimo populaci ZD Ivanovice na Hané, kde se jedná o dvou- i tříplemenné křížence s českým strakatým skotem.

V. Studie genotypu kapa-kazeínu u matek býků — Study of the kappa-casein genotype in sire mothers

	n	AA		AB		BB		AB
		n	%	n	%	n	%	BB
ZD ¹ Říčany	13	3	23	7	53,8	3	23	76,8
ZD Vev. Knínice	7	2	28,6	4	57,1	1	14,3	71,4
ZD Čáslavice	29	8	27,6	14	48,3	7	24,1	72,4
ZD Ivanovice n. H.	16	6	37,5	4	25,0	6	37,5	62,5

¹cooperative farm

Vztah genotypu kapa-kazeínu k technologickým vlastnostem mléka

Laboratorní pokusy prokázaly, že mléko typu BB a AB se vyznačuje lepší syřitelností a tuhostí sýřeniny než mléko typu A. Jakob (1989) uvádí výsledky studia syřitelnosti a tuhosti sýřeniny u rozdílných typů mléka.

Množství sýřeniny zjištěné u rozdílných typů mléka v našich pokusech uvádíme v tab. VI.

Pozorovali jsme vyšší procento sýřeniny u typů AB a BB. Zjištěné výsledky lze porovnat s údaji autora Jakob (1989), který však sledoval především tuhost sýřeniny.

Zajímavé je posouzení jednotlivých plemen skotu z hlediska frekvence alel A a B u genotypů kapa-kazeínu.

Jak lze odvodit z výsledků, má nejvyšší zastoupení genotypů AB a BB v mléce švédský červenobílý skot, slovenský strakatý a český strakatý skot. Nejméně vhodné zastoupení alel a genotypů je u plemen holštýnsko-fríské a ayrshire (tab. VII).

VI. Množství sýřeniny u rozdílných genotypů mléka z hlediska kapa-kazeínu — Curd amounts in different milk genotypes in view of kappa-casein

Typ ¹	n	Množství sýřeniny ² (%)
AA	20	51,50
AB	29	52,20
BB	8	52,30

¹type, ²curd amount

Plemeno ¹	Frekvence genotypů AB a BB ⁸ (%)
Švédské červenobílé ²	82,3
Slovenské strakaté ³	73,0
České strakaté ⁴	70,7
Dánské červené ⁵	62,7
Pinzgavské ⁶	57,4
Ayrshire	22,5
Holštýnsko-fríské ⁷	19—48

¹breed, ²Swedish Red-and-White, ³Slovak Pied, ⁴Bohemian Pied, ⁵Danish Red, ⁶Pinzgau, ⁷Holstein-Friesian, ⁸frequency of AB and BB genotypes

ZÁVĚR

V práci je sledována genetická struktura mléka z hlediska obsahu kapa-kazeínu u různých plemen skotu, dále genotyp otců a technologické vlastnosti mléka. Ze zjištěných výsledků lze odvodit tyto závěry:

1. U většiny plemen byla zjištěna převaha alely A nad alelou B. Zvláště vysoká frekvence alely A byla zjištěna u plemen ayrshire a holštýnsko-fríské.
2. Z hlediska genotypů převažují heterozygoti AB nad homozygoty AA a BB.
3. Při sledování 27 genotypů českého strakatého skotu bylo zjištěno 5 býků-homozygotů AA a 21 býků-heterozygotů AB. Homozygotní genotyp BB nebyl nalezen. Výsledky jsou srovnatelné s plemeny braunvieh, montbéliard a fleckvieh.
4. U matek býků byla zjištěna nejvyšší frekvence heterozygotů AB a homozygotů BB v ZD Říčany a Čáslavice (76,8 % a 72,4 %).
5. Nejvyšší množství syřeniny bylo zjištěno v mléce dojníc-heterozygotů AB a homozygotů BB v systému kapa-kazeínu.

Literatura

- AVERDUNG, G.: Nové směry ve šlechtění strakatého skotu. Ref. na XVIII. generálním shromáždění Evropského sdružení chovatelů strakatého skotu, Praha, 1989.
- JAKOB, E.: Die Bedeutung des Kapa-kaseins in der Milchverarbeitung. KB — Mitteilungen, 4, 1989, s. 5—6.
- GRAML, R. et al.: Pleiotrope Wirkungen von Lactoglobulin- und Caseingenotypen auf MilCHFett- und Milchproteinmengen. Z. Tierz. Zücht.-Biol., 103, 1986, s. 33.
- MÁCHA, J.: Studium polymorfních proteinových frakcí v mléce. [Závěrečná zpráva.] Brno, VŠZ 1973.
- MÁCHA, J. — MÜLLEROVÁ, Ž.: Milk protein polymorphism in different cattle breeds. Polymorfismus bílkovin v mléce u různých plemen skotu. Sbor. Vys. Šk. zeměd. Brno, Fak. agron., Řada A, XVI, č. 3, 1968, s. 409—423.
- MÁCHA, J. — DVOŘÁK, J. — MAŠKOVÁ, V. — VILIŠOVÁ, H.: Studium rozdílu mezi genetickými polymorfními typy mléka a jeho syřitelnost. Acta Univ. agric. (Brno), Řada A, XXII, 1974, č. 4, s. 739—746.
- NEELIN, J. M.: Variants of kapa-casein revealed by improved starch-gel electrophoresis. J. Dairy Sci., 42, 1964, s. 506.
- ROGNE, S. — LIEN, S. — VEGARUD, G. — STEINE, T. — LANGSRUD, T. — ALESTRÖM, P.: A method for communication genotyping of bulls. Anim. Genet., 20, 1989, č. 3, s. 317.

- SADLER, A. M.: Acid production and curd toughness in milks of different alfa₁-casein types. J. Dairy Sci., 51, 1968, s. 28.
- SCHLIEBEN, S. — ERHARDT, G. — SENF, B.: Genotyping of bovins k-casein (k-CN^A, k-CN^B, k-CN^C, k-CN^E) following DNA sequence amplification and direct sequencing of k-CN^E PCR product. Anim. Genet., 22, 1991, č. 4, s. 333—342.
- SCHMIDT, R. G.: Starch gel electrophoresis in kapa-casein. Biochem. biophys. Acta, 90, 1964, s. 411.
- THYMAN, M. — LARSEN, B.: Maelko protein polymorfi hos dansk kvaeg. Aarsberetning, Instit. f. Steril. R.V.A.C. Copenhagen, 1965, s. 225.
- WOYCHIK, J. N.: Phenotyping of kapa-casein. J. Dairy Sci., 38, 1965, s. 495.

Došlo dne 4. 3. 1992

MÁCHA, J. (University of Agriculture, Brno): *Genetic analysis of kappa-casein in cow's milk*. Živoč. Vyr., 37, 1992 (8): 645—651.

A study of genetic polymorphism was aimed the frequency of alleles and genotypes of milk kappa-casein in various cattle breeds and populations, at determination of the genotype of bull sires and dams, and at evaluation of the relationship of milk kappa-casein genotypes to its technological characteristics.

Allele A was found to dominate allele B in the kappa-casein system in all investigated breeds and populations. This dominance was particularly marked in the Ayrshire, Pinzgau and Danish Red breeds. Allele frequencies of genotype AA are in correspondence with this finding, except the Danish Red breed, which has a high percentage of AB heterozygotes.

A trial to determine the sire genotype was performed in 27 bulls of the Bohemian Pied breed on the basis of the phenotype of milk of dams and daughters. Bulls were chosen from 13 genealogical lines. Ten mothers and daughters (in total 251 dairy cows) were chosen on average from each sire to determine sire genotype; milk samples were taken from these dairy cows and typification was made. The performed analysis shows clear dominance of heterozygotic genotypes AB over homozygotic genotypes AA. The presented results demonstrate a similar trend like in dairy cows. Unlike the dairy cows, no homozygotes of BB type were determined in the bulls.

Laboratory experiments documented that milk of BB and AB types had better rennetability and curd hardness than milk of AA type. The milk of AB and BB genotype dairy cows also contained higher curd percentage.

Interesting results were obtained from an evaluation of particular breeds and cross-breeds with respect to allele A and B frequencies in kappa-casein. According to the order of grouping together AB and BB genotypes, the percent occurrence of these genotypes is highest in the Swedish Red and White breed (82.3 %), fairly high occurrence of these genotypes was observed in the Slovak Pied breed (73 %) and in the Bohemian Red breed (70.7 %). The average occurrence of AB and BB genotypes was recorded in the Danish Red and Pinzgau breeds. The Ayrshire and Hollstein-Friesian breeds had a relatively low frequency of these genotypes (19 %).

milk; genetic polymorphism; kappa-casein; cattle

Adresa autora:

Prof. ing. Josef Mácha, DrSc., Vysoká škola zemědělská, Zemědělská 1, 613 00 Brno

ADeko
A.S.

**VÝHODNÝ LEASING
STROJŮ A ZAŘÍZENÍ
NEJEN PRO ZAČÍNÁJÍCÍ
PODNIKATELE**

ADEKO, a. s., Vám nabízí

- kapitálovou účast v jiných podnikatelských subjektech
- společné podnikání
- poradenskou, konzultační a zprostředkovatelskou činnost v oboru ekologie
- investorskou a investiční činnost
- řešení odbytových potíží výrobcům a obchodním organizacím formou leasingového financování

ADEKO, a. s.

Slezská 7

120 56 PRAHA 2

Telefon 25 83 42

Fax: 20 72 29

J. Honko, J. Nový, L. Hetényi

HONKO, J. — NOVÝ, J. — HETÉNYI, L. (Vysoká škola poľnohospodárska, Nitra; Výskumný ústav živočíšnej výroby, Nitra): *Vplyv negenetických faktorov na hodnoty koeficientov dedivosti*. Živoč. Vyr., 37, 1992 (8): 653—660.

Stupeň dedivosti bol sledovaný v súboroch ošípaných plemien biela ušľachtilá (5 004 ks), biele mäsové (1 495 ks), landras domáci (533 ks) a duroc (376 ks) a krížencov biela ušľachtilá $\times$ landras domáci (1 700 ks) a landras domáci $\times$ biela ušľachtilá (412 ks) pre osem vlastností: denný prírastok, výška chrbtovej slaniny, hmotnosť CMČ, krkovičky, kotlety, stehna a pliecka a plocha MLD. Koeficient dedivosti sme odhadovali metódou analýzy rozptylu polosúrodencov pre pôvodné údaje a pre údaje skorigované o niektoré negenetické faktory (rok + obdobie, chov, testáčna stanica, pohlavie). Koeficienty dedivosti pre pôvodné hodnoty sú často nereálne (> 1), a to predovšetkým pre hmotnosť krkovičky, kotlety, stehna a pliecka a plochu MLD. Skorigovaním o hodnoty BLUE poklesol nielen h^2 , ale aj σe^2 a predovšetkým σg^2 , charakterizujúci rozptyl spôsobený genotypom. Všetky koeficienty dedivosti pre korigované ukazovatele nadobudli reálne hodnoty z intervalu [0; 1]. Tieto negenetické faktory podľa nás spôsobujú taktiež podobnosť plemien z pohľadu výšky dedivosti jednotlivých vlastností, čo potom často vedie k chybnému používaniu tých istých hodnôt h^2 pre rôzne plemená a nerešpektujú sa genetické danosti jednotlivých plemien. Z dosiahnutých výsledkov je zrejmé, že na odhadnuté hodnoty h^2 vplyva taktiež určitý komplex geneticko-biologických faktorov, charakteristický pre jednotlivé súbory (plemená), ktorý spôsobil, že najvyššie hodnoty h^2 boli u plemien BU a BM a najnižšie u krížencov LD $\times$ BU. Pravdepodobne je to zapríčinené určitým stupňom príbuznosti prasníc-matiek, ktorý sa paušálnym používaním koeficientu 4 nezohľadňuje.

dedivosť; ošípané; prostredie; BLUE

Otázka čo najpresnejšieho odhadu genetických parametrov je už viac rokov často diskutovaným problémom. Názorným príkladom sú odhady koeficientu heritability (h^2), ktorý udáva podiel genotypu na vývine daného znaku. Jeho hodnoty pre jednotlivé vlastnosti sa značne líšia — 0,3 až 0,7 [Lasley, 1978; Plochiniskij, 1964; Nový et al., 1988], pričom sú tieto rozdiely len sčasti spôsobené odlišnými metódami odhadu. Dôkazom toho sú často nereálne hodnoty h^2 , pohybujúce sa mimo intervalu [0; 1], zapríčinené predovšetkým vplyvmi prostredia a inbreedingu a nedodržaním náhodnosti párenia.

Často sa nerešpektuje ani požiadavka zohľadnenia plemien, stád, rokov a metód plemenitby, ako upozorňujú Nový et al. [1981] a Žuk [1979].

Stupeň dedivosti bol sledovaný v súboroch ošipovaných plemien biela ušľachtilá — BU (5 004 ks), biele mäsové — BM (1 495 ks), landras domáci — LD (533 ks) a duroc — D (376 ks) a ich krížencov BU × L (1 700 ks) a LD × BU (412 ks) pre osem vlastností: denný prírastok, výška chrbtovej slaniny, hmotnosť CMČ cenných mäsitých častí, krkovičky, kotlety, stehna a pliecka, plocha MLD (teraz *musculus longissimus thoracis MLT*).

Koeficient dedivosti sme odhadovali metódou analýzy rozptylu u polosúrodencov, ktorí pri plemene BU pochádzali od 554 kancov, LD od 60 kancov, BU × LD od 196 kancov, LD × BU od 48 kancov, BM od 173 kancov a D od 38 kancov.

Bol použitý všeobecne používaný postup odhadu:

$$h^2 = 4 \cdot \sigma_g^2 / \sigma_y^2$$

$$\sigma_g^2 = (MSG - MSe) / n_0$$

$$\sigma_y^2 = \sigma_g^2 + \sigma_e^2$$

$$\sigma_e^2 = MSe$$

Koeficienty dedivosti boli odhadované pre pôvodné údaje a pre údaje skorigované o niektoré negenetické faktory.

BLUE týchto negenetických faktorov boli odhadované pomocou modelu s pevnými efektami:

$$y_{ijklm} = \mu + YS_i + H_j + T_k + P_l + e_{ijklm}$$

kde: YS_i — rok + obdobie

H_j — chov

T_k — testáčna stanica

P_l — pohlavie

Mesiace porážky boli zoskupené do štyroch období: december, január, február; marec, apríl, máj; jún, júl, august; september, október, november.

VÝSLEDKY A DISKUSIA

Rozsah hodnotených súborov, priemerná úroveň meraných vlastností a ich variabilita sú uvedené v tab. I až III.

I. Základná štatistická charakteristika hodnotených súborov — Basic statistical characteristics of evaluated sets

Vlastnosť ¹	Plemeno ¹⁰ BU $n = 5004$			Plemeno BM $n = 1495$		
	priemer ¹¹	σ	v	priemer	σ	v
Prírastok ²	849,33	110,99	13,07	843,23	108,88	12,91
Slanina ³	2,33	0,36	15,33	2,34	0,31	13,22
CMČ ⁴	43,71	1,60	3,66	43,40	1,47	3,38
Krkovička ⁵	2,83	0,50	17,62	2,74	0,46	16,89
Kotleta ⁶	4,74	0,56	11,77	4,86	0,55	11,39
Stehno ⁷	7,46	0,60	8,04	7,38	0,59	7,97
Pliecko ⁸	3,81	0,46	11,99	3,54	0,34	9,72
Plocha MLD ⁹	36,90	5,24	14,19	37,32	4,99	13,37

Pre tab. I až III: BU = biele ušľachtilé, BM = biele mäsové, LD = landrase domáci, D = duroc

Applies to Tabs. I to III. BU = Large White, BM = White Pork, LD = domestic Landrace, D = Duroc

¹trait, ²weight gain, ³backfat, ⁴lean cuts, ⁵spare rib, ⁶loin, ⁷ham, ⁸shoulder, ⁹eye-muscle area, ¹⁰breed, ¹¹average

II. Základná štatistická charakteristika hodnotených súborov — Basic statistical characteristics of evaluated sets

Vlastnosť ¹	BU × LD <i>n</i> = 1700			LD × BU <i>n</i> = 412		
	priemer ¹¹	σ	<i>v</i>	priemer	σ	<i>v</i>
Prírastok ²	893,17	115,42	12,92	879,78	116,39	13,23
Slanina ³	2,46	0,40	16,41	2,37	0,40	16,73
CMČ ⁴	43,54	1,55	3,57	43,95	1,67	3,81
Krkovička ⁵	2,68	0,40	14,80	2,66	0,37	14,06
Kotleta ⁶	4,82	0,53	10,95	4,85	0,55	11,39
Stehno ⁷	7,30	0,56	7,61	7,42	0,58	7,84
Pliecko ⁸	3,99	0,49	12,24	4,13	0,51	12,32
Plocha MLD ⁹	35,56	4,10	11,53	36,66	4,20	11,46

For 1—11 see Tab. I

V tab. IV až IX sú zhrnuté odhadnuté hodnoty h^2 a jeho zložky pre pôvodné a korigované hodnoty. Koefficienty dedivosti pre pôvodné hodnoty sú často nereálne (> 1), a to predovšetkým pre hmotnosť krkovičky, kotlety, stehna a pliecka a pre plochu MLD. Skorigovaním o hodnoty BLUE poklesol nielen h^2 , ale aj σ_e^2 a predovšetkým σ_g^2 , charakterizujúci rozptyl spôsobený genotypom. Všetky koefficienty dedivosti pre korigované ukazovatele nadobudli reálne hodnoty z intervalu $[0; 1]$. Tieto zmeny sú zachytené na obr. 1.

Vplyv negenetických faktorov na zhodu koefficientov heritability u jednotlivých plemien ilustrujú obr. 2 a 3.

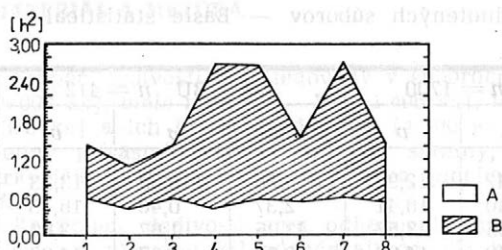
U pôvodných hodnôt sa h^2 pohyboval od 0,461 (hmotnosť stehna u krížencov LD × BU) po 2,703 (hmotnosť krkovičky — plemeno BU). U korigovaných hodnôt sa rozpätie zúžilo — od 0,046 (hmotnosť krkovičky — plemeno D) po 0,97 (hmotnosť kotlety — plemeno BU), avšak zvýraznili sa rozdiely medzi plemenami (obr. 3).

Pôvodné nereálne hodnoty h^2 boli podľa nášho názoru spôsobené skutočnosťou, že potomstvo od testovaných kancov nebolo rovnomerne rozdelené do testačných staníc ani období, čím sa tieto negenetické faktory spolupodieľali na σ_g^2 a nadhodnocovali ho, čím stúpala aj hodnota h^2 . Korigovaním o BLUE sme potom logicky získali reálne koefficienty dedivosti.

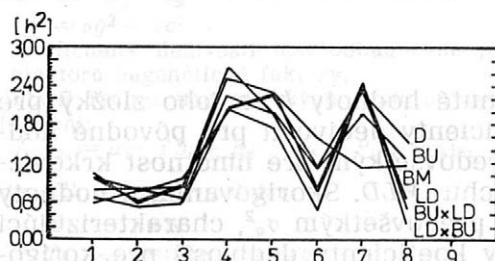
III. Základná štatistická charakteristika hodnotených súborov — Basic statistical characteristics of evaluated sets

Vlastnosť ¹	Plemeno ¹⁰ LD <i>n</i> = 533			Plemeno D <i>n</i> = 376		
	priemer ¹¹	σ	<i>v</i>	priemer	σ	<i>v</i>
Prírastok ²	893,54	118,30	13,24	846,76	112,52	13,29
Slanina ³	2,38	0,39	16,50	2,29	0,37	16,02
CMČ ⁴	43,73	1,53	3,49	44,26	1,48	3,35
Krkovička ⁵	2,67	0,36	13,32	2,74	0,41	14,95
Kotleta ⁶	4,90	0,57	11,66	4,80	0,62	12,97
Stehno ⁷	7,32	0,54	7,35	7,60	0,57	7,44
Pliecko ⁸	3,92	0,48	12,16	4,09	0,55	13,53
Plocha MLD ⁹	36,77	4,52	12,28	35,18	4,58	13,03

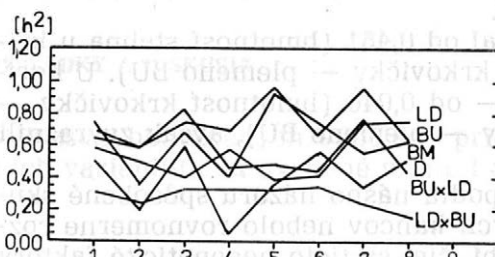
For 1—11 see Tab. I



1. Priemerné hodnoty koeficientov dedivosti; A — korigované, B — pôvodné; pre obr. 1 až 3: 1 — prírastok, 2 — slanina, 3 — cenné mäsité časti, 4 — krkovička, 5 — kotleta, 6 — stehno, 7 — pliecko, 8 — plocha MLD — Average values of heritability coefficients; A — adjusted, B — original; applies to Figs. 1 to 3: 1 — weight gain, 2 — backfat, 3 — lean cuts, 4 — spare rib, 5 — loin, 6 — ham, 7 — shoulder, 8 — eye-muscle area



2. Koeficienty dedivosti — pôvodné hodnoty; D — duroc, BU — biele ušľachtilé; LD — landrase domáci, BM — biele mäsové — Heritability coefficients — original values; D — duroc, BU — Large White; LD — domestic Landrace, BM — White Pork



3. Koeficienty dedivosti — korigované hodnoty — Heritability coefficients — adjusted values

IV. Koeficient dedivosti a jeho zložky u pôvodných a korigovaných ukazovateľov (plemeno biele ušľachtilé, $n = 5004$, $p = 554$, $n_o = 9,0312$) — Heritability coefficient and its components in original and adjusted indicators (Large White breed, $n = 5004$, $p = 554$, $n_o = 9.0312$)

Ukazovateľ ¹	Pôvodný			Korigovaný ¹¹		
	σ_e^2	σ_g^2	h^2	σ_e^2	σ_g^2	h^2
Prírastok ²	9318	3006	0,976	8875	1866	0,695
Chrbtová slanina ³	0,103	0,024	0,770	0,095	0,016	0,580
CMČ ⁴ [kg]	2,014	0,540	0,846	1,886	0,438	0,753
Krkovička ⁵ [kg]	0,081	0,169	2,703	0,077	0,160	0,693
Kotleta ⁶ [kg]	0,155	0,157	2,014	0,147	0,471	0,970
Stehno ⁷ [kg]	0,252	0,108	1,119	0,248	0,050	0,675
Pliecko ⁸ [kg]	0,104	0,105	2,001	0,102	0,032	0,961
Plocha MLD ⁹	18,66	8,769	1,279	17,68	3,372	0,641

For 1—9 see Tab. I; ¹⁰original, ¹¹adjusted

V. Koeficient dedivosti a jeho zložky u pôvodných a korigovaných ukazovateľov (biele ušľachtilé $\times$ landrase domáci, $n = 1700$, $p = 196$, $n_o = 8,6712$) — Heritability coefficient and its components in original and adjusted indicators (Large White $\times$ domestic Landrace, $n = 1700$, $p = 196$, $n_o = 8.6712$)

Ukazovateľ ¹	Korigovaný ¹¹			Pôvodný ¹⁰		
	σ_e^2	σ_g^2	h^2	σ_e^2	σ_g^2	h^2
Prírastok ²	10741	2594	0,778	9192	1584	0,588
Chrbtová slanina ³	0,130	0,033	0,800	0,117	0,167	0,502
CMČ ⁴ [kg]	2,043	0,372	0,616	1,796	0,201	0,403
Krkovička ⁵ [kg]	0,068	0,089	2,267	0,066	0,011	0,576
Kotleta ⁶ [kg]	0,138	0,142	1,974	0,137	0,015	0,392
Stehno ⁷ [kg]	0,250	0,059	0,769	0,239	0,028	0,425
Pliecko ⁸ [kg]	0,094	0,146	2,434	0,090	0,021	0,769
Plocha MLD ⁹	14,70	2,118	0,504	12,79	1,559	0,435

For 1—9 see Tab. I; for 10—11 see Tab. IV

IV. Koeficient dedivosti a jeho zložky u pôvodných a korigovaných ukazovateľov (plemeno biele mäsové, $n = 1495$, $p = 173$, $n_o = 8,6372$) — Heritability coefficient and its components in original and adjusted indicators (White Pork breed, $n = 1495$, $p = 173$, $n_o = 8.6372$)

Ukazovateľ ¹	Pôvodný ¹⁰			Korigovaný ¹¹		
	σ_g^2	σ_e^2	h^2	σ_g^2	σ_e^2	h^2
Prírastok ²	2857	9014	0,963	1914	8409	0,742
Chrbtová slanina ³	0,015	0,081	0,612	0,007	0,067	0,362
CMČ ⁴ [kg]	0,423	1,735	0,784	0,301	1,452	0,687
Krkovička ⁵ [kg]	0,135	0,080	2,512	0,008	0,071	0,410
Kotleta ⁶ [kg]	0,177	0,130	2,311	0,035	0,115	0,935
Stehno ⁷ [kg]	0,138	0,209	1,589	0,043	0,193	0,734
Pliecko ⁸ [kg]	0,033	0,085	1,130	0,013	0,081	0,565
Plocha MLD ⁹	7,291	17,65	1,165	2,867	15,27	0,632

For 1—9 see Tab. I; for 10—11 see Tab. IV

VII. Koeficient dedivosti a jeho zložky u pôvodných a korigovaných ukazovateľov (plemeno landras domáci, $n = 533$, $p = 60$, $n_o = 8,8707$) — Heritability coefficient and its components in original and adjusted indicators (domestic Landrace breed, $n = 533$, $p = 60$, $n_o = 8.8707$)

Ukazovateľ ¹	Pôvodný ¹⁰			Korigovaný ¹¹		
	σ_g^2	σ_e^2	h^2	σ_g^2	σ_e^2	h^2
Prírastok ²	2026	12001	0,578	1675	8713	0,645
Chrbtová slanina ³	0,030	0,125	0,768	0,018	0,103	0,585
CMČ ⁴ [kg]	0,571	1,767	0,977	0,395	1,507	0,831
Krkovička ⁵ [kg]	0,066	0,062	2,062	0,007	0,057	0,458
Kotleta ⁶ [kg]	0,188	0,142	2,278	0,018	0,136	0,487
Stehno ⁷ [kg]	0,062	0,228	0,855	0,026	0,212	0,440
Pliecko ⁸ [kg]	0,133	0,096	2,329	0,019	0,084	0,748
Plocha MLD ⁹	3,397	17,06	0,664	3,460	14,62	0,765

For 1—9 see Tab. I; for 10—11 see Tab. IV

VIII. Koeficient dedivosti a jeho zložky u pôvodných a korigovaných ukazovateľov (landras domáci $\times$ biele ušľachtilé, $n = 412$, $p = 48$, $n_0 = 8,5756$) — Heritability coefficient and its components in original and adjusted indicators (domestic Landrace $\times$ Large white, $n = 412$, $p = 48$, $n_0 = 8.5756$)

Ukazovateľ ¹	Pôvodný			Korigovaný		
	σ_g^2	σ_e^2	h^2	σ_g^2	σ_e^2	h^2
Prírastok	2231	11358	0,657	825	9683	0,314
Chrbtová slanina	0,020	0,137	0,511	0,007	0,111	0,233
CMČ (kg)	0,409	2,404	0,582	0,174	1,918	0,332
Krkovička (kg)	0,072	0,069	2,033	0,006	0,062	0,333
Kotleta (kg)	0,135	0,173	1,753	0,013	0,150	0,325
Stehno (kg)	0,039	0,301	0,461	0,026	0,269	0,348
Pliecko (kg)	0,163	0,099	2,484	0,006	0,089	0,241
Plocha MLD	1,276	16,40	0,289	0,578	13,32	0,166

For 1—9 see Tab. I; for 10—11 see Tab. IV

IX. Koeficient dedivosti a jeho zložky u pôvodných a korigovaných ukazovateľov (plemeno duroc, $n = 376$, $p = 38$, $n_0 = 9,8629$) — Heritability coefficient and its components in original and adjusted indicators (Duroc breed, $n = 376$, $p = 38$, $n_0 = 9.8629$)

Ukazovateľ ¹	Pôvodný ¹⁰			Korigovaný ¹¹		
	σ_g^2	σ_e^2	h^2	σ_g^2	σ_e^2	h^2
Prírastok ²	3302	9448	1,036	1218	8391	0,507
Chrbtová slanina ³	0,193	0,115	0,573	0,005	0,095	0,189
CMČ ⁴ (kg)	0,475	1,742	0,856	0,263	1,502	0,597
Krkovička ⁵ (kg)	0,087	0,083	2,048	0,001	0,061	0,046
Kotleta ⁶ (kg)	0,220	0,173	2,239	0,130	0,132	0,359
Stehno ⁷ (kg)	0,093	0,229	1,150	0,355	0,214	0,569
Pliecko ⁸ (kg)	0,180	0,131	2,319	0,010	0,105	0,349
Plocha MLD ⁹	8,066	13,16	1,520	1,649	10,84	0,528

For 1—9 see Tab. I; for 10—11 see Tab. IV

Tieto negenetické faktory podľa nás spôsobujú taktiež podobnosť plemien z pohľadu výšky dedivosti jednotlivých vlastností (obr. 2), čo potom často vedie k chybnému používaniu tých istých hodnôt h^2 pre rôzne plemená a nerešpektujú sa genetické danosti jednotlivých plemien.

Z dosiahnutých výsledkov je zrejmé, že na odhadnuté hodnoty h^2 vplýva taktiež určitý komplex geneticko-biologických faktorov, charakteristický pre jednotlivé súbory (plemená), ktorý spôsobil, že najvyššie hodnoty h^2 boli u plemien BU a BM a najnižšie u krížencov LD $\times$ BU. Pravdepodobne je to zapríčinené určitým stupňom príbuznosti prasníc-matiek, ktorý sa paušálnym používaním koeficientu 4 nezohľadňuje.

ZÁVER

Problém odhadu stupňa dedivosti je stále aktuálny a diskutovaný. Pri odhade sa často stretávame s nesprávnym metodickým postupom, s nevhodnými údajmi, prípadne s chybami pri použití odhadnutých hodnôt h^2 .

Nekládli sme si za cieľ v prvom rade poskytnúť presné hodnoty pre jed-
Sl. 20 038 Živ. výroba I — Ča

notlivé vlastnosti a plemená, ani navrhnúť konkrétne faktory, ktoré tre-
ba brať do úvahy.

Naším cieľom bolo poukázať na niektoré z príčin nesprávneho odhadu
a použitia h^2 . Práca zvýraznila opodstatnenosť a potrebu využívania mo-
delov s pevnými efektami aj pri odhade genetických parametrov. Podľa
dosiahnutých výsledkov navrhujeme tiež používať koeficient 4 pre odhad
 h^2 pomocou metódy ANOVA polosúrodencov (event. 2 pre úplných súro-
dencov) len v prípade, ak sú rodičia nepríbuzní. Doporučujeme taktiež
používať konkrétne koeficienty heritability len pre plemená, pre ktoré
boli odhadnuté.

Literatúra

LASLEY, J. F.: Genetic of Livestock Improvement, New Jersey, 1978.

PLOCHINSKI, N. A.: Nasledujemost. Novosibirsk, 1964.

NOVÝ, J. — JAMRIŠKA, M. — KÚBEK, A.: Genetika. Nitra, VŠP 1988.

NOVÝ, J. — GAVALIER, M. — KÚBEK, A. — JAMRIŠKA, M.: Genetické aspekty inten-
zifikácie živočíšnej výroby. Bratislava, Príroda 1981.

ZUK, B.: Metody genetiky populacji w hodowli zwierząt. Warszawa, 1979.

Došlo dňa 3. 2. 1992

HONKO, J. — NOVÝ, J. — HETÉNYI, L. (University of Agriculture, Nitra; Research
Institute for Animal Production, Nitra): *The effect of nongenetic factors on heritability
coefficient values*. Živoč. Vyr., 37, 1992 (8): 653—660.

Heritability degrees were investigated in pig sets of the breeds Large White (LW) —
5,004 head, White Pork (WP) — 1,495 head, domestic Landrace (DL) — 533 head,
Duroc (D) — 376 head and of their crossbreeds Large White × domestic Landrace
(1,700 head) and domestic Landrace × Large White (412 head) for eight characteristics:
daily weight gain, backfat thickness, weight of lean cuts, spare rib, loin, ham and
shoulder and eye-muscle area.

Analysis of variance for half-sibs was used to estimate heritability coefficients;
half-sibs of the LW breed were the progeny of 554 sires, of 60 sires in the DL breed,
of 196 sires in the LW × DL crossbreeds, of 48 sires in the DL × LW crossbreeds, of 173
sires in the White Pork breed and of 38 sires in the Duroc breed.

Heritability coefficients were estimated for original data and for some nongenetic
factors adjusted data.

BLUE's of these nongenetic factors were estimated by a model with fixed effects:

$$y_{ijklm} = \mu + YS_i + H_j + T_k + P_l + e_{ijklm}$$

where: YS_i — year + season

H_j — farm

T_k — progeny testing station

P_l — sex

Tabs. IV to IX show summarized estimated h^2 values and its components for original
and adjusted values. Heritability coefficients for original values are not often real
(> 1), this applying particularly to the weight of spare rib, loin, ham, shoulder and
to the eye-muscle area. After adjustment on the basis of BLUE values, not only h^2
decreased, but also σ_e^2 and particularly σ_s^2 describing genotype-caused variance. All
 h^2 's for adjusted indicators assumed real values from the interval (0; 1). Fig. 1 repre-
sents these changes.

Figs. 2 and 3 document the effect of nongenetic factors on the correspondence of heritability coefficients in particular breeds.

For original values h^2 ranged from 0.461 (ham weight in the crossbreeds domestic Landrace $\times$ Large White) to 2.703 (spare rib weight, Large White breed). This range was narrower for adjusted values: from 0.046 (spare rib weight, Duroc breed) to 0.97 (loin weight, Large White breed), but the differences between the breeds were larger (Fig. 2).

In our opinion, the original unreal h^2 values resulted from the fact that the progeny after tested sires was not distributed evenly to progeny testing stations nor to seasons, hence these nongenetic factors participated in σ_s^2 , overvalued this indicator, and in this way the h^2 values also increased. BLUE adjustment helped obtain logically real heritability coefficients.

In our view, these nongenetic factors also contribute to breed similarity with respect to the heritability level of particular traits (Fig. 2), which often leads to the wrong use of the same h^2 values for different breeds and thus the genetic data of particular breeds are not respected.

The obtained results show that the estimated h^2 values are also influenced by a certain complex of genetical-biological factors that is typical of particular sets (breeds) and that caused that the highest h^2 values were observed in the breeds Large White and White Pork and the lowest in the crossbreeds Landrace $\times$ Large White. This is probably due to a certain degree of dam affinity that is not taken into consideration for the overall use of the coefficient.

heritability; pigs; environment; BLUE

Adresy autorov:

Ing. Ján Honko, prof. ing. Jaroslav Nový, DrSc., Vysoká škola poľnohospodárska, Lomonosovova 2, 949 76 Nitra

Ing. Ladislav Hetényi, CSc., Výskumný ústav živočíšnej výroby, Hlohovská 2, 949 92 Nitra

MOŽNOST ROZDĚLENÍ ODHADU PLEMENNÉ HODNOTY ANIMAL MODELEM DO NĚKOLIKA KROKŮ

J. Příbyl

PŘIBYL, J. [Výzkumný ústav živočišné výroby, Praha-Uhřetěves]: *Možnost rozdělení odhadu plemenné hodnoty animal modelem do několika kroků*. Živoč. Vyr., 37, 1992 [8]: 661–674.

Pomocí programu AM [Misztal, 1987] modifikovaného pro vstup dalších parametrů je ověřován odhad plemenné hodnoty mléčné užitkovosti při opakovaných užitkovostech. V prvním kroku je odhadnuta plemenná hodnota podle prvních laktací, která je použita jako vstup do výpočtu plemenné hodnoty podle následné užitkovosti. V porovnání s kompletním AM dochází k nepřesnostem v závislosti na distribuci opakujících se jedinců. Pro jedince doplňované ve druhém kroku je odhad ve shodě s kompletním AM. Shoda je také při odhadu plemenné hodnoty plemenků, kteří jsou ohodnoceni v jedné stádech a ve druhém kroku dohodnoceni ve druhých stádech. Postup umožňuje dělení rozsáhlého souboru na menší části a použití méně výkonné výpočetní techniky. Rozdělení výpočtu do oddělených kroků umožňuje vstup informací získaných mimo sledovaná data a výpočet s menším množstvím údajů. Ověření použitelnosti je prováděno na souboru umělých užitkovostí. Jedná se o několik malých souborů a o soubor 14 000 krav-dcer 200 býků. Každý býk má 70 dcer. Údaje jsou na prvé až čtvrté laktaci. Počty krav se s pořadím laktace snižují. Na jednotlivé býky připadá 170 až 190 laktací dcer. Soustava má 3 580 rovnic pro HYS (pevný efekt), 14 200 rovnic pro jedince (náhodný efekt), 14 000 rovnic pro trvalý efekt prostředí (náhodný efekt) a 4 rovnice pro pořadí laktací L (pevný efekt), což je celkem 31 780 rovnic. Tyto rozsahy údajů jsou prakticky hraniční pro mikropočítač s pamětí 640 KB. Rozděleným výpočtem je v prvním kroku hodnocena prvá

laktace (14 000) a ve druhém kroku následné laktace (21 800 laktací).
animal model; rozdělení výpočtu; plemenná hodnota

Při různých odhadech plemenné hodnoty může být výhodné využít například předem známou plemennou hodnotu rodičů. Lze postupovat tím způsobem, že se naměřené užitkovosti korigují známými údaji [Příbyl et al., 1988].

$$y^* = y - \frac{1}{2}O - \frac{1}{2}M - F$$

kde: y^* — korigovaná užitkovost
 O, M — plemenné hodnoty otce a matky
 F — hodnoty ostatních (pevných) efektů prostředí

Proměnlivost „vlastní“ korigované užitečnosti závisí na přesnostech odhadů plemenné hodnoty rodičů.

$$s^2_* = \frac{4 - (r^2_o + r^2_m)}{4} \cdot s^2_A + s^2_e = \frac{s^2_A}{z} + s^2_e$$

kde: r^2_o, r^2_m — přesnosti odhadů plemenné hodnoty otce a matky (koeficienty determinace)

$1/z$ — podíl aditivního genetického rozptylu zahrnutého do korigované užitečnosti

Celková plemenná hodnota jedince potom je

$$PH = \frac{1}{2}O + \frac{1}{2}M + \frac{s^2_A}{s^2 \cdot z} \cdot y^*$$

V případě, že plemenné hodnoty rodičů byly stanoveny na stejném souboru, jako jsou hodnoceni potomci, předpis se zjednoduší.

Jestliže se odhaduje plemenná hodnota smíšeným modelem metody BLUP, lze na základě předem známých informací upravit soustavu rovnic. Jedná se o doplnění údajů pro daného jedince na diagonálu matice soustavy a na pravou stranu rovnic. Doplnění údajů získaných mimo hodnocený soubor je provedeno tak, aby bylo v souladu s přesností (r^2_d) doplňované plemenné hodnoty. Odvození tohoto přístupu uvádí Van Vleck (1982) a Henderson (1975).

Na pravou stranu se doplní

$$PSS = -PH \frac{k}{1 - r^2_d}$$

kde: k — poměr rozptylů (reziduálního a genetického)

r^2_d — přesnost doplňované hodnoty

PH — doplňovaná plemenná hodnota

a na diagonálu (mimo matice příbuznosti a proměnlivosti) se doplní

$$D = \frac{r^2_d \cdot k}{1 - r^2_d}$$

V případě, že doplňované údaje se týkají příbuzných jedinců, nevyhovují již výše uvedené formulace a je třeba při výpočtu PSS a D zohlednit příbuzenský vztah, což značně komplikuje výpočet.

Tento princip se používá např. pro včlenění celostátních údajů (plemenná hodnota plemeníků v inseminaci) do výpočtu plemenné hodnoty všech jedinců v menší jednotce oblast, podnik, stádo (Robinson, Chesnaïs, 1988).

Při odhadu plemenné hodnoty prasat Kennedy (1987) doplňuje pro otce na diagonálu hodnotu

$$n(1 - c^2 - h^2) / (4 - h^2)$$

a na pravou stranu rovnice hodnotu

$$\{[1 - c^2 - h^2][4 + (n - 1)h^2] / [h^2(4 - h^2)]\} a$$

otců

kde: $n = (1 - 0,25h^2)r^2 / 0,25h^2(1 - r^2)$,

což je „efektivní počet potomků“, odpovídající přesnosti odhadu plemenné hodnoty otce, z údajů mimo hodnocený soubor a

kde: c^2 — podíl systematického vlivu vrhu

a — plemenná hodnota otce

n — počet potomků

Podobně Árnason [1986] u modelu s více vlastnostmi doplňuje systém rovnic o plemenníky široce využívané v inseminaci. Matici soustavy doplňuje o blok na diagonále (mimo matici příbuznosti a proměnlivosti).

V některých případech je zájem, aby se během řešení neměnila hodnota doplněných údajů (konstatní plemenná hodnota). Např. Robinson a Chesnais [1988] přidávají k soustavě rovnic podmínku, která zajišťuje pro dané jedince neměnnou hodnotu (plemenná hodnota se s přibývajícimi informacemi nemění).

Stejný postup vkládání předem známých hodnot do řešení lze použít při vyhodnocování opakovaných užítkovostí. Výsledky z předchozího kroku se použijí jako vstup do následného kroku výpočtu.

MATERIÁL A METODA

Možnost rozdělení výpočtu je posuzována na základě umělých opakovaných užítkovostí pomocí modifikace programu AM [Misztal, 1987].

Rozdělení výpočtu do několika kroků umožňuje snížit objem dat, která je třeba zpracovávat, a tím značně zjednodušit a urychlit výpočet. Dále umožňuje včlenit informace, které jsou získány mimo hodnocená data.

Prvým krokem výpočtu je stanovení plemenné hodnoty, která je použita jako vstup do dalšího kroku výpočtu.

VÝSLEDKY A DISKUSE

Rozdělení výpočtu je prověřováno v několika situacích.

Známa pouze užítkovost krav

Výpočet je rozdělen do dvou kroků — první laktace a druhá, závěrečná laktace. Vstupní data jsou uvedena v tab. I.

Přesnost odhadu plemenné hodnoty je stanovena pomocí inverze matice soustavy. Na základě plemenné hodnoty krav na první laktaci a přesnosti stanovení je doplněna soustava rovnic pro druhou laktaci a provádí se závěrečný odhad plemenné hodnoty. Poměr rozptylů je dosazován $k = 3$. Pro jednoduchost je výpočet prováděn pouze s efekty SRO (stádo $\times$ rok $\times$ období) a jedince podle modelové rovnice

$$y_{ijk} = SRO_i + a_j + e_{ijk}$$

Výsledky výpočtu jsou uvedeny v tab. II. Rozdělený výpočet nerespektuje, že se opakují nejen jedinci, ale i vrstevnice. Tím dochází k poněkud rozdílnému hodnocení a nadhodnocení přesnosti v porovnání s komplexním AM.

Jedinec ¹	Laktace ²	Stádo × rok × × období ³	Užítkovost ⁴
1	1	1	3 000
2	1	1	3 200
3	1	1	3 400
4	1	2	3 200
5	1	2	3 400
6	1	2	3 600
1	2	3	3 200
2	2	4	3 200
3	2	3	3 400
4	2	4	3 400
5	2	3	3 600
6	2	4	3 600

¹individual, ²lactation, ³herd × year × season, ⁴efficiency

II. Porovnání výpočtu plemenné hodnoty (PH) krav s rozděleným výpočtem — Comparison of the calculation of breeding value (PH) of cows with divided calculation

Jedinec ¹	Kompletní AM ²		Prvá laktace samostatně ³		Druhá laktace samo- statně ⁴	Druhá laktace + PH první ⁵	
	PH	r ²	PH	r ²		PH	r ²
1	-87,27	0,2788	-50,—	0,166	-50,—	-82,61	0,28744
2	-46,15	0,2871	0	0,166	-50,—	-43,48	0,28744
3	32,73	0,2788	50,—	0,166	0	39,13	0,28744
4	-32,73	0,2788	-50,—	0,166	0	-39,13	0,28744
5	46,15	0,2871	0	0,166	50,—	43,48	0,28744
6	87,27	0,2788	50,—	0,166	50,—	82,61	0,28744

AM = animal model

¹individual, ²complete animal model, ³first lactation separately, ⁴second lactation separately, ⁵second lactation + breeding value of first lactation

V tab. III jsou uvedena vstupní data pro další porovnání. V tomto případě se neopakují všechny krávy na obou laktacích, ale naopak na druhé laktaci vstupuje další jedinec bez známé první laktace. Výsledky jsou uvedeny v tab. IV.

I v tomto případě nevyváženého souboru dat není shoda mezi kompletním AM a rozděleným výpočtem úplná. Jedinec (6) doplněný na druhé laktaci je však ohodnocen jen s minimální odchylkou.

III. Užítkovost krav v případě, že se neopakují všichni jedinci — Cow efficiency in the case in which all individuals are not repeated

Jedinec ¹	Laktace ²	Stádo $\times$ rok $\times$ $\times$ období ³	Užitkovost ⁴
1	1	1	3 000
2	1	1	3 200
3	1	1	3 400
4	1	2	3 200
5	1	2	3 400
2	2	4	3 200
3	2	3	3 400
4	2	4	3 400
5	2	3	3 600
6	2	4	3 600

For 1—4 see Tab. I

IV. Porovnání plemenné hodnoty (PH) krav s neúplnými údaji — Comparison of the breeding value (PH) of cows with incomplete data

Jedinec ¹	AM kompletní ²		Prvá laktace samostatně ³		Druhá laktace samostatně ⁴	Druhá laktace + PH první ⁵	
	PH	r^2	PH	r^2		PH	r^2
1	—56,79	0,1687	—50,—	0,1667			
2	—46,46	0,2869	0	0,1667	—50,—	—44,69	0,2864
3	21,80	0,2576	50,—	0,1667	—25,—	25,68	0,2668
4	—17,76	0,2576	—25,—	0,1250	0	—20,61	0,2563
5	50,51	0,2263	25,—	0,1250	25,—	50,54	0,2243
6	48,71	0,1687			50,—	48,61	0,1687

For 1—5 see Tab. II

Následný příklad zahrnuje údaje krav se třemi laktacemi. Vstupní údaje jsou uvedeny v tab. V.

Hodnocení prvních dvou laktací je uvedeno v tab. VI. Podobně jako v předchozích dvou případech není shoda rozděleného výpočtu s AM pro dvě laktace úplná a při rozděleném výpočtu je vykazována mírně vyšší přesnost odhadu, než odpovídá skutečnosti.

Při hodnocení tří laktací ve dvou krocích lze postupovat dvojím způsobem: v prvním kroku ohodnotit první dvě laktace společně a v druhém kroku včlenit takto získané plemenné hodnoty do výpočtu třetí laktace,

Jedinec ¹	Laktace ²	Stádo × rok × období ³	Užitkovost ⁴
1	1	1	3 000
2		1	3 200
3		1	3 400
4		2	3 600
5		2	3 200
6		2	3 400
1	2	3	3 200
2		4	3 200
3		3	3 400
4		4	3 400
5		3	3 600
6		4	3 600
1	3	5	3 400
2		6	3 500
3		5	3 700
4		6	3 800
5		5	3 900
6		6	4 000

For 1—4 see Tab. I

nebo v prvním kroku ohodnotit pouze první laktaci a následně dvě řešit společně. Výsledky výpočtů jsou uvedeny v tab. VII a navazují bezprostředně na údaje v tab. VI.

Z výsledků vyplývá poněkud výhodnější vyhodnocovat samostatně poslední laktaci s včleněním znalostí o plemenné hodnotě sledovaných jedinců z předchozích laktací.

VI. Hodnocení prvních dvou laktací při rozděleném výpočtu — Evaluation of the first two lactations for divided calculation

Jedinec ¹	AM pro dvě laktace ²		První laktace ³		Druhá laktace samo- statně ⁴	Druhá laktace + první (prostředí) ⁵	
	PH	r^2	PH	r^2		PH	r^2
1	-110,—	0,2958	-75,—	0,1875	-50,—	-106,74	0,3026
2	- 60,—	0,2958	-25,—	0,1875	-50,—	- 56,74	0,3026
3	10,—	0,2958	25,—	0,1875	0	14,57	0,3026
4	60,—	0,2958	75,—	0,1875	0	64,57	0,3026
5	25,—	0,2583	-25,—	0,1250	50,—	20,41	0,2574
6	75,—	0,2583	25,—	0,1250	50,—	70,41	0,2574

¹individual, ²animal model for two lactations, ³first lactation, ⁴second lactation separately, ⁵second lactation + first (environment)

VII. Hodnocení tří laktací — Evaluation of three lactations

Jedinec ¹	AM kompletně pro 3 laktace ²		Druhé 2 laktace společně + PH za 1. laktaci ³		Třetí laktace + PH za první dvě ⁴	
	PH	r ²	PH	r ²	PH	r ²
1	-143,33	0,3667	-138,74	0,3770	-147,42	0,3849
2	- 97,33	0,3667	- 88,74	0,3770	- 94,42	0,3849
3	6,67	0,3667	13,96	0,3770	9,80	0,3849
4	56,67	0,3667	63,96	0,3770	59,80	0,3849
5	61,67	0,3417	55,53	0,3418	61,46	0,3567
6	111,67	0,3417	105,53	0,3418	111,46	0,3567

¹individual, ²complete animal model for three lactations, ³second two lactations in total + breeding value for first lactation, ⁴third lactation + breeding value for the first two lactations

Známa užitečnost krav a známý jejich otec

Při těchto porovnáních je z prvního kroku známa plemenná hodnota otce, která je v následném kroku upřesňována a zároveň slouží jako informace pro odhad plemenné hodnoty dalších dcer téhož otce. Genetické parametry jsou použity stejné jako v předchozích výpočtech.

Krávy jsou na první laktaci, každý otec má stejný počet dcer (celkem 4). Soubor je rozdělen do dvou částí. Býci jsou ohodnoceni v jedné stádech a následně použiti a dohodnoceni v druhých. Vstupní údaje jsou v tab. VIII, výsledky jsou uvedeny v tab. IX.

VIII. Užitečnost dcer býků — The efficiency of daughters of bulls

Jedinec ¹	Otec ²	Soubor č. ³	Stádo × rok × období ⁴	Užitečnost ⁵
1	13	1	1	3 000
2	14	1	1	3 200
3	15	1	1	3 400
4	13	1	2	3 200
5	14	1	2	3 400
6	15	1	2	3 600
7	13	2	3	3 200
8	14	2	4	3 200
9	15	2	3	3 400
10	13	2	4	3 400
11	14	2	3	3 600
12	15	2	4	3 600

¹individual, ²sire, ³set no., ⁴herd × year × season, ⁵efficiency

IX. Výsledky plemenné hodnoty (PH) rozděleného výpočtu pro otce — The results of breeding value (BV) from divided calculation for the sire

Jedinec ¹	AM kompletní ⁴		Prvý krok ⁵		Druhý krok + PH otců ⁶		Druhý krok samostatně ⁷
Krávy ²	PH	r_2	PH	r_2	PH	r_2	
1	-65,26	0,1825	-58,82	0,1725			
2	0	0,1825	0	0,1725			
3	65,26	0,1825	58,82	0,1725			
4	-65,26	0,1825	-58,82	0,1725			
5	0	0,1825	0	0,1725			
6	65,26	0,1825	58,82	0,1725			
7	-65,26	0,1825			-65,52	0,1857	-40,41
8	-40,—	0,1825			-40,—	0,1857	-40,—
9	25,26	0,1825			25,52	0,1857	9,41
10	-25,26	0,1825			-25,52	0,1857	- 9,41
11	40,—	0,1825			40,—	0,1857	40,—
12	65,26	0,1825			65,52	0,1857	49,41
Otcí ³							
13	-63,16	0,1404	-47,06	0,0784	-63,80	0,1457	-23,53
14	0	0,1404	0	0,0784	0	0,1457	0
15	63,16	0,1404		0,0784	63,80	0,1457	23,53

¹individual, ²cows, ³sires, ⁴complete animal model, ⁵first step, ⁶second step + breeding value of sires, ⁷second step separately

X. Užítkovost dcer býků při nerovnoměrném rozdělení — The efficiency of daughters of bulls for uneven distribution

Jedinec ¹	Otec ²	Soubor č. ³	Stádo × rok × × období ⁴	Užítkovost ⁵
1	13	1	1	3 000
2	14	1	1	3 200
3	15	1	1	3 400
4	13	1	2	3 200
5	14	1	2	3 400
6	15	1	2	3 600
7	16	2	3	3 200
8	14	2	4	3 200
9	15	2	3	3 400
10	16	2	4	3 400
11	14	2	3	3 600
12	15	2	4	3 600

For 1—5 see Tab. VIII

Při tomto porovnání je shoda mezi kompletním AM a výpočtem rozděleným do dvou kroků téměř úplná. Rozdělený výpočet má pouze větší zaokrouhlovací nepřesnosti pro vstup většího počtu parametrů. V předchozích případech (opakovaná užítkovost krav) byly větší nepřesnosti, neboť nebyl zohledněn vliv opakujících se vrstevnic.

K údajům pouze na první laktaci přistupuje v druhém kroku otec, který nebyl hodnocen v prvním kroku. Vstupní data jsou uvedena v tab. X. Jsou podobná jako v předchozím případě. Výsledky jsou uvedeny v tab. XI.

I v tomto případě je shoda mezi výpočtem v druhém kroku a kompletním AM. Lehce je nadhodnocena přesnost odhadu plemenné hodnoty.

100 krav - dcer čtyř býků je hodnoceno na prvé laktaci (v každém SRO pět krav, zastoupeny dcery všech býků ve všech SRO), dcery jsou rovnoměrně rozděleny mezi otce. Dvě dcery býka druhého, třetího a čtvrtého mají vyhodnocenu také druhou laktaci. Na druhé laktaci přistupují čtyři další krávy, každá dcera jiného otce (z uvedených čtyř). Krávy uvnitř

XI. Výsledky plemenné hodnoty (PH) rozděleného výpočtu pro otce při vstupu dalšího otce — The results of breeding value (PH) from divided calculation for the sire with the input of another sire

Jedinec ¹	AM kompletní ⁴		Prvý krok ⁵		Druhý krok + PH otců ⁶	
Krávy ²	PH	r^2	PH	r^2	PH	r^2
1	-57,76	0,1728	-58,82	0,1725		
2	1,68	0,1840	0	0,1725		
3	66,94	0,1840	58,82	0,1725		
4	-57,76	0,1728	-58,82	0,1725		
5	1,68	0,1840	0	0,1725		
6	66,94	0,1840	58,82	0,1725		
7	-47,15	0,1728			-47,19	0,1729
8	-37,51	0,1840			-37,83	0,1855
9	27,76	0,1840			27,69	0,1855
10	- 7,15	0,1728			- 7,19	0,1729
11	42,49	0,1840			42,17	0,1855
12	67,76	0,1840			67,69	0,1855
Otcí ³						
13	-46,21	0,0786	-47,06	0,0784		
14	2,38	0,1430	0	0,0784	1,65	0,1456
15	65,54	0,1430	47,06	0,0784	65,45	0,1456
16	-21,72	0,0786			-21,75	0,0787

For 1-6 see Tab. IX

XII. Užítkovost na druhé laktaci — The efficiency in the second lactation

Jedinec ¹	Otec ²	Stádo × rok × období ³	Užítkovost ⁴
101	105	21	3 200
102	106	21	3 400
3	106	21	3 600
9	107	21	3 800
15	108	21	4 000
18	107	22	3 200
103	107	22	3 400
104	108	22	3 600
23	106	22	3 800
30	108	22	3 400

¹individual, ²sire, ³herd × year × season, ⁴efficiency

XIII. Výsledky závěrečného hodnocení po dvou laktacích — The results of final evaluation after two lactations

Jedinec ¹	AM kompletní ⁴		Druhá laktace + PH krav ⁵		Druhá laktace + PH otců ⁶	
Krávy ²	PH	r ²	PH	r ²	* *	*
101	—267,88	0,2651	—270,53	0,2774	—293	—272,35
102	— 96,68	0,2624	—106,17	0,2774	—102	— 96,12
3	— 54,61	0,3651	— 57,11	0,3743	— 60	— 56,12
9	110,12	0,3689	116,63	0,3743	116	87,78
15	293,07	0,3708	290,38	0,3743	310	270,00
18	3,02	0,3775	— 1,31	0,3743	13	— 7,91
103	37,10	0,2628	39,18	0,2774	47	32,09
104	210,94	0,2649	203,53	0,2774	235	214,31
23	0,08	0,3700	5,74	0,3743	— 3	8,20
30	308,48	0,3672	308,65	0,3743	328	294,31
Otcí ³						
105	—468,09	0,4736			—529	—474,20
106	—140,11	0,4850			—153	—133,61
107	136,79	0,4845			157	126,13
108	471,39	0,4938			525	481,68

* Jen nové SRO (stádo × rok × období)

* * Všechny SRO krav, které se opakují

* only new HYS (herd × year × season)

* * all HYS of cows that are repeated

¹individual, ²cows, ³sires, ⁴complete animal model, ⁵second lactations + breeding value of cows, ⁶second lactation + breeding value of sires

každého HYS mají následnou posloupnost užitkovosti: 3 200, 3 400, 3 600, 3 800, 4 000. Dcery podle daného pořadí postupně patří prvému až čtvrtému otci. V každém HYS má vždy jeden z otců dvě po sobě následující dcery. Údaje na druhé laktaci jsou uvedeny v tab. XII.

Celkem je na každého otce 26 dcer, na prvního otce 26 laktací (25 prvních, jedna druhá), na druhého až čtvrtého otce je 28 laktací (25 prvních, tři druhé). Výsledky závěrečného hodnocení při známých dvou laktacích jsou uvedeny v tab. XIII.

Ke komplexnímu AM je porovnáváno několik způsobů včlenění informací z první laktace.

V prvním případě se jedná o včlenění plemenné hodnoty krav a jsou ignorovány příbuzenské vztahy mezi kravami (nevidován otec). Pokud kráva nemá vlastní předchozí odhad plemenné hodnoty (krávy 101, 102, 103, 104), je jí přidělena 1/2 PH otce podle první laktace. Jak plyne z výsledků, je shoda mezi výsledky kompletního AM a takto prováděným výpočtem.

V dalších případech jsou včleněny do výpočtu druhé laktace pouze plemenné hodnoty otců a jsou evidovány příbuzenské vztahy.

V případě, že se použily při výpočtu všechny SRO (i předcházející) krav, které se vyskytují na druhé laktaci, dochází k nadhodnocení výsledků (* *). Při dané poměrně malé velikosti souborů způsobují opakující se informace, kterých je značný podíl, zvětšení odhadovaného rozptýlení mezi jedinci.

V posledním případě jsou ve výpočtu jen nově naběhlé laktace. Shoda ke kompletnímu AM je v tomto případě vyšší (*).

Možnosti řešení na PC

Rozdělení výpočtu do oddělených kroků umožňuje vstup informací získaných mimo sledovaná data a výpočet s menším množstvím údajů. V tomto případě může být výhodné operativní, často opakované řešení na úrovni stád a podniků. Při těchto řešeních je vhodné používat snadno dosažitelnou techniku.

Ověření použitelnosti je prováděno na souboru umělých užitkovostí. Jedná se o 14 000 krav - dcer 200 býků. Každý býk má 70 dcer. Údaje jsou na první až čtvrté laktaci. Krav s pořadím laktace ubývá, a tak má soubor celkem 14 000, 10 000, 7 000 až 4 800 krav se čtvrtou laktací, tzn. souhrnně 35 800 laktací s rovnoměrným rozdělením do 3 580 SRO. Na jednotlivé býky potom připadá 170 až 190 laktací dcer. Užitkovost (Y) je generována podle rovnice

$$Y_{ijk} = 3\,000 + (B_i - 1) \cdot 2 + (H_j - 1) + (L_k - 1) \cdot 300$$

kde: B_i — označení býka

H_j — označení SRO

L_k — označení laktace

Znamená to, že údaje nejsou generovány pomocí náhodných čísel, ale zohledňují předem určené rozdíly mezi úrovněmi každého faktoru.

Data jsou vyhodnocena pomocí AM (Miszta, 1987) podle modelové rovnice

$$y_{ijk} = SRO_i + a_j + TP_j + L_k + e_{ijk}$$

kde: y_{ijk} — užitkovost

SRO_i — efekt stádo $\times$ rok $\times$ období i

a_j — efekt jedince j se zohledněním příbuzenských vztahů

TP_j — efekt trvalého prostředí j pro jedince se známou užitkovostí

L_k — efekt pořadí laktace k

Soustava má 3 580 rovnic pro SRO_i (pevný efekt), 14 200 rovnic pro jedince a_j (náhodný efekt), 14 000 rovnic pro trvalý efekt prostředí TP_j (náhodný efekt) a 4 rovnice pro pořadí laktací L_k (pevný efekt), což je celkem 31 780 rovnic. Tyto rozsahy údajů jsou prakticky hraniční pro mikropočítač s pamětí 640 KB.

Pro docílení řešení je třeba přibližně 100 iterací. Na počítači AT s frekvencí 16 MHz, matematickým koprocesorem a rychlostí přístupu k disku 18 milisek. trvá jedna iterace 1 minutu 53 sekund. Znamená to, že kompletní řešení vyžaduje přibližně 3 hodiny práce počítače. Jestliže je rozsah souboru a počet rovnic menší, výrazně se zkracuje doba výpočtu. Při 29 600 rovnicích již jedna iterace trvá pouze 40 sekund.

Při rozděleném výpočtu používáme ve druhém kroku program (po úpravě), který čte kromě vstupních údajů o užitkovostech také plemenné hodnoty z prvního kroku. Tím se prodlužují doby výpočtů na každou iteraci přibližně dvojnásobně.

Rozděleným výpočtem je v prvním kroku hodnocena první laktace (14 tisíc) a ve druhém kroku následné laktace (21 800 laktací).

Slabým místem je při tomto výpočtu stanovení přesnosti výsledků z prvního kroku, které se používají pro úpravu vstupů v kroku následném. V tomto případě je pro jednoduchost použit iterační postup (Quaas, Pollak, 1987). V tomto bodě je třeba dalších šetření. Přesnost odhadu plemenné hodnoty býků na základě údajů v první laktaci je $r^2_B = 0,81$, plemenné hodnoty krav $r^2_K = 0,38$ a přesnost stanovení trvalého efektu prostředí $r^2_{TP} = 0,22$.

Korelace mezi jednotlivými způsoby hodnocení jsou prakticky 1,0, což může souviset s nenáhodností původního generování užitkovostí.

ZÁVĚR

Současné programové vybavení a výpočetní technika (PC) umožňuje řešit odhad plemenné hodnoty zvířat pomocí AM přímo v našich podmínkách u několika tisícových populací zvířat. Při rozsáhlých populacích, desetitisíce jedinců a více, je možné, v souladu se světovým poznáním, kombinovat celostátně získané výsledky s řešením na místní úrovni (podnik nebo oblast). Úspěšnost tohoto dvoustupňového řešení závisí na přesnosti vstupních parametrů, které jsou z celostátní úrovně přebírány do řešení na místní situaci. Největší shoda výsledků nastává, jedná-li se o vkládání výsledků získaných v jedné stádech do řešení ve stádech druhých.

Obdobným způsobem lze rozdělit výpočet i v jiných případech — ple-

menné hodnoty z předchozího kroku použít jako vstup do následného řešení.

Ověření programů bylo provedeno na datech odpovídajících chovu skotu, ale programy jsou použitelné u všech druhů hospodářských zvířat.

Literatura

- ÁRNASON, T.: Practical aspects in the estimation of breeding values for multi-trait selection. *Wld Rev. anim. Prod.*, XXII, 1986, s. 75—84.
- HENDERSON, C. R.: Use of all relatives in intraherd prediction of breeding values and producing abilities. *J. Dairy Sci.*, 58, 1975, s. 1910.
- KENNEDY, B. W.: Genetics evaluation of swine using the animal model. In: 38th Ann. Meet. EAAP, Lisabon, 28. 8.—1. 9. 1987.
- MISZTAL, I.: JAA — mixed model program using iteration on data, supports animal model. Univ. Illinois, 1987.
- PŘIBYL, J. — PŘIBYLOVÁ, J. — ČERMÁK, V. — CORDOVI, J.: Využití metody BLUP při konstrukci selekčních indexů u nosné drůbeže. [Závěrečná zpráva.] Praha-Uhřetěves, VÚZV 1988.
- QUAAS, R. L. — POLLAK, E. J.: RAM problems of base grouping and accuracy. Workshop II: Prediction of genetic value for beef cattle, Kansas City, 10.—11. 3. 1987.
- ROBINSON, J. A. B. — CHESNAIS, J. P.: Application of the animal model on a national basis to the evaluation of Canadian livestock. *Proc. Animal Model Workshop*, Edmonton, Alberta, 1989, s. 70—78.
- VAN VLECK, L. D.: Derivation of Henderson's method of incorporating artificial insemination sire evaluations into intraherd prediction of breeding values. *J. Dairy Sci.*, 65, 1982, s. 284—286.

Došlo dne 20. 11. 1991

PŘIBYL, J. (Research Institute for Animal Production, Praha-Uhřetěves): *A possibility of the division of breeding value estimate by animal model into several steps*. *Živoč. Vyr.*, 37, 1992 (8): 661—674.

Breeding value estimate for milk efficiency at repeated efficiencies is tested by an animal model programme (Misztal, 1987) modified for inputs of other parameters. In the first step the breeding value is estimated from first lactations, which is used as an input to breeding value calculation according to subsequent efficiency. In comparison with the complete animal model (AM), inaccuracies depend on the distribution of repeating individuals. The estimate is in agreement with complete AM for individuals included in the second step. Agreement was also observed for the estimate of breeding value of sires that were evaluated on one farm and in the second step they were evaluated on another farm. This procedure enables to divide an extensive set of animals into smaller parts and to use less sophisticated computers. The division of the calculation into separate steps facilitates inputs of information obtained in addition to the observed data and calculations on the basis of smaller data amounts.

Applicability of this procedure is tested on a set of artificial efficiencies. Several small sets and a set of 14,000 cows-daughters of 200 sires are used. Each sire has 70 daughters. Data apply to the first to fourth lactations. Cow numbers decrease with lactation orders, and the set has in total 14,000 cows in first lactation, then 10,000; 7,000 and finally 4,800 cows in fourth lactation — that means 35,800 lactations in total with even distribution to 3,580 HYS. Hence 170 to 190 lactations of daughters fall per

sire. The system contains 3,580 equations for HYS (fixed effect), 14,200 equations for individuals (random effect), 14,000 equations for permanent effect of environment (random effect), and four equations for lactation order (fixed effect) that means 31,780 equations in total. These data ranges are limiting in practice for a microcomputer with 640 KB memory. When divided calculation is used, the first lactation (14,000) is evaluated in the first step and subsequent lactations are evaluated in the second step (21,800 lactations). Correlations between the different methods of evaluation are in fact 1.0, but this can be related to the nonrandom original generation of efficiencies.

animal model; division of calculation; breeding value

Adresa autora:

Ing. Josef Příbyl, DrSc., Výzkumný ústav živočišné výroby, 104 00 Praha 10-Uhřetěves

POROVNÁNÍ ANIMAL MODELŮ MULTI-TRAITS A MODELU S OPAKOVÁNÍM PŘI ODHADU PLEMENNÉ HODNOTY

J. Příbyl, J. Příbylová

PŘIBYL, J. — PŘIBYLOVÁ, J. (Výzkumný ústav živočišné výroby, Praha-Uhretěves): *Porovnání animal modelů multi-traits a modelu s opakováním při odhadu plemenné hodnoty*. Živoč. Vyr., 37, 1992 (8): 675—682.

Na modelových datech byl pomocí animal modelu ověřován odhad plemenné hodnoty pro mléčnou užitkovost. Pro odhad byly použity modely multi-traits a s opakováním. Při použití modelu multi-traits jsou laktace považovány za odlišné vlastnosti. Byl porovnán odhad plemenné hodnoty v závislosti na různých vstupních genetických parametrech. U omezeného počtu případů sledovaného souboru nedošlo změnou genetických parametrů ke změně pořadí jedinců v odhadnuté plemenné hodnotě. Měnila se pouze proměnlivost odhadnutých plemenných hodnot. S poklesem fenotypové korelace a se vzrůstem genetické korelace mezi laktacemi se zvyšují rozdíly zjištěné mezi zvířaty. Model s opakováním se shoduje s modelem pro více vlastností v tom případě, kdy je zcela úplný včetně trvalého efektu prostředí.

animal model; multi-traits; model s opakováním; plemenná hodnota

Zpřístupněním počítačového zpracování matice příbuznosti se stále větší pozornost věnuje všem jedincům v populaci a stále více se využívají „animal“ modely (AM) (modely pro jedince).

V současné době existuje velká řada animal modelů, které umožňují odhadovat nejrůznější genetické efekty. Tomuto problému bylo věnováno samostatné zasedání sekce EAAP v Lisabonu v roce 1987 a samostatná konference „Animal model workshop“ v Edmontonu (Alberta) v roce 1988.

Henderson (1987) upozorňuje na následující možnosti modelů pro jedince:

1. jedno pozorování na jedince, jedna vlastnost, pouze aditivní genetický efekt;
2. opakovaná pozorování, jedna vlastnost, aditivní genetický model s opakovatelností;
3. jedno pozorování, více vlastností, aditivní genetický efekt;
4. jedna vlastnost, opakovaná pozorování uvažovaná jako odlišné vlastnosti, aditivní genetický efekt;
5. přímý a maternální aditivní genetický efekt, jedno pozorování, jedna vlastnost;

6. neaditivní genetický model, jedna vlastnost;
7. neaditivní genetický model, více vlastností, jedno pozorování;
8. jedna vlastnost, jedno pozorování, neaditivní a maternální genetický efekt.

Cílem odhadu je souhrnné posouzení podle komplexu vlastností.

Při klasické konstrukci selekčních indexů pro komplex vlastností se předpokládá, že údaje jsou „očistěny“ od všech zkreslujících systematických faktorů a jedinými činiteli jsou genotyp a náhodné kolísání prostředí. Nejsilněji ovlivňují naměřenou užitkovost právě systematické vlivy prostředí.

Proto byly vyvinuty metody umožňující odhad pro komplex vlastností. Přehled metod s ukázkou několika možných situací uvádí Arnason (1986).

Matematický zápis modelové rovnice je

$$Y = Xb + Z_1u + Z_2e$$

- kde: Y — vektor užitkovosti, skládající se z dílčích vektorů Y_i podle jednotlivých vlastností (chybějící údaj je nahrazen nulou — fiktivní údaj)
 X, Z — matice plánu pokusu, které jsou rozděleny na dílčí submatice $[i]$ podle jednotlivých vlastností
 b, u — vektory pevných a náhodných efektů, podrozdělené podle jednotlivých vlastností
 e — vektor náhodných reziduí

Rovnici lze přepsat do tvaru

$$Y = \begin{pmatrix} q_+ \\ \sum_{i=1}^+ & X_i \end{pmatrix} b + \begin{pmatrix} q_+ \\ \sum_{i=1}^+ & Z_{1i} \end{pmatrix} u + \begin{pmatrix} q_+ \\ \sum_{i=1}^+ & Z_{2i} \end{pmatrix} e$$

kde: $\sum^+$ — přímý součet matic (Searle, 1971).

V současné době tvoří mléčná užitkovost v porovnání s ostatními vlastnostmi největší soubory údajů. Proto je také odhad plemenné hodnoty z hlediska praktického provedení u mléčné užitkovosti nejkomplicovanější. Mléčná užitkovost je obvykle předem korigována o řadu negenetických faktorů s cílem, aby do soustavy rovnic smíšeného modelu byly zahrnovány jen efekty nezbytné a nejdůležitější. Snahou je vždy zmenšení matice soustavy, což je často doprovázeno i určitými zjednodušeními, aby bylo možné absorbovat i více efektů (Burmester, 1985; Graser, 1980).

V praxi se setkáváme s dvěma druhy modelů pro vyhodnocování mléčné užitkovosti:

1. model s opakováním — mléčná užitkovost v následných laktacích se považuje za opakování téže vlastnosti;
2. model pro více vlastností — každá laktace je považována za samostatnou vlastnost. Každý z uvedených modelů má své přednosti a nedostatky.

Jak upozorňuje Henderson (1987), první druh modelu lze použít v případě, že genetické korelace mezi všemi dvojicemi laktací jsou rovny 1, fenotypové korelace mezi všemi dvojicemi laktací jsou stejné a všechny laktace mají stejnou proměnlivost. Mléčná užitkovost nesplňuje ani jednu z těchto podmínek. Proměnlivost na následujících laktacích je navíc ovlivněna umělou selekcí.

Druhý druh modelu má komplikovanější výpočet z důvodu několikanásobného zvětšení počtu rovnic (pro každou úroveň každého efektu je tolik rovnic, kolik se uvažuje laktací). Navíc se stáda tříští na skupiny jedinců se stejným pořadím laktace, a tím se zmenšuje počet pozorování uvnitř stáda $\times$ roku $\times$ období (HYS). Aby se zajistil určitý minimální počet uvnitř HYS, prodlužuje se období, čímž se ale do HYS zavádějí chyby působené systematickými vlivy prostředí. Zpracování také většinou nezahrnuje všechny známé laktace, ale pouze předem určený počet prvních laktací. Důsledkem je ztráta určitých informací.

V souvislosti s využitím multi-traits modelu pro mléčnou užitkovost je třeba připomenout, že všechny laktace nejsou stejně hodnotné. Dempfle a Ponzoni (1986) určují pro jednotlivé laktace váhové koeficienty do celkového indexu, přičemž používají metodu toku genů s úrokovou mírou a zohledněním rozložení počtu krav na jed-

notlivých laktacích a konstruuji index pro všechny známé laktace a index redukováný, jehož cílem je na základě prvních tří známých laktací selektovat na vyšší užitkovost ve všech laktacích.

Vzhledem k tomu, že určité nedostatky mají oba druhy modelů, je vhodné jejich vzájemné porovnání.

MATERIÁL A METODA

Odhad plemenné hodnoty byl porovnáván pomocí animal modelů, a to modelu s opakováním a modelu multi-traits. Výpočet závisí na vstupních populačně genetických parametrech. Simulační výpočet je prováděn na základě modelových údajů (tab. I) o dvou následných záznamech mléčné užitkovosti, z nichž každý je považován za odlišnou vlastnost podle modelové rovnice

$$Y_{ijk} = HYS_{ik} + a_{jk} + e_{ijk}$$

kde: a_{jk} — efekt jedince j pro vlastnost k

HYS_{ik} — efekt stáda $\times$ roku $\times$ období i pro vlastnost k

Celková plemenná hodnota je vypočtena jako průměr z odhadů pro oddělené laktace.

Pro prvou laktaci jsou použity jako vstupní údaje $h^2_1 = 0,25$, $s^2_1 = 500^2$; pro druhou laktaci $h^2_2 = 0,21$, $s^2_2 = 600^2$. Korelace mezi laktacemi se mění podle varianty výpočtu. Vyhodnocení je prováděno pomocí programu RAM (Schaeffer, Wilton, 1987). Dále je porovnáván model s více vlastnostmi a model s opakováním. Pro porovnání jsou použity programy RAM (Schaeffer, Wilton, 1987) a AM (Misztal, 1987).

Pro AM byly použity dva modely — se zahrnutím a bez zahrnutí trvalého efektu prostředí pro jedince podle modelové rovnice

$$Y_{ij} = HYS_i + a_j + TP_j + e_{ij}$$

kde TP_j je případně zahrnutý trvalý efekt prostředí.

Rozepsaný systém normálních rovnic je

$$\begin{bmatrix} X'X & X'Z \\ Z'X & Z'Z + k \cdot A^{-1} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} HYS \\ a \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X'Y \\ Z'Y \end{bmatrix}$$

v případě použití pouze efektů HYS a jedince, nebo

$$\begin{bmatrix} X'X & X'Z & X'Z \\ Z'X & Z'Z + k_g \cdot A^{-1} & Z'Z \\ Z'X & Z'Z & Z'Z + k_p \cdot I \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} HYS \\ a \\ TP \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X'Y \\ Z'Y \\ Z'Y \end{bmatrix}$$

v případně zahrnutí také trvalého efektu prostředí. Koeficienty k , k_g , k_p jsou poměry rozptylu reziduálního a daného efektu.

$$k = \frac{1 - h^2}{h^2}$$

$$k_g = \frac{1 - r_{op}}{h^2}$$

$$k_p = \frac{1 - r_{op}}{r_{op} - h^2}$$

A je matice příbuznosti mezi jedinci, I je jednotková matice.

VÝSLEDKY A DISKUSE

Při použití programu RAM jsou přímo získána řešení plemenných hodnot pro rodiče. Získání hodnot pro potomky vyžaduje dodatečný dopočet. V tab. II jsou uvedeny výsledky použití tohoto programu v závislosti na genetických parametrech. U omezeného počtu případů sledovaného souboru nedošlo změnou genetických parametrů ke změně

I. Vstupní užítkovost pro výpočet plemenné hodnoty — Input performance for the calculation of breeding value

Kráva ¹	Otec ²	Matka ³	HYS	Užítkovost ⁴
13	1	5	1 3	3 000 3 500
14	2	6	1 3	3 500 3 600
15	3	7	1 3	3 700 3 700
16	1	8	2 4	3 500 3 800
17	2	9	2 4	3 500 3 900
18	3	10	2 4	3 700 3 700
19	4	11	2 4	3 600 3 800
20	1	12	2 4	3 300 3 600

HYS 1, 2... první laktace = 1st lactation
3, 4... druhá laktace = 2nd lactation

¹cow, ²sire, ³dam, ⁴performance

II. Odhad plemenné hodnoty v závislosti na genetických parametrech — The estimation of breeding value in dependence on genetic parameters

Jedinec ¹	$r_g = 0,8$			$r_g = 1; h^2_1 = h^2_2;$ $s^2_1 = s^2_2$
Otcové ²	$r^2_p = 0,7$	0,6	0,5	0,5
1	-55,52	-57,07	-59,42	-63,52
2	11,00	11,08	12,61	15,74
3	37,09	37,59	38,70	38,85
4	7,45	7,73	8,09	8,96
Matky ³				
5	-35,59	-36,30	-37,85	-40,03
6	7,95	7,70	7,94	7,40
7	27,73	28,60	29,91	32,63
8	3,28	3,72	4,23	6,43
9	3,16	4,01	4,66	8,34
10	9,36	8,94	8,80	6,23
11	7,42	7,78	8,08	8,96
12	-23,25	-24,40	-25,90	-29,99
Varianta ⁴	1	2	3	4

¹animal, ²sires, ³dams, ⁴variant

pořadí jedinců v odhadnuté plemenné hodnotě. Měnila se pouze proměnlivost odhadnutých plemenných hodnot. S poklesem fenotypové korelace a se vzrůstem genetické korelace mezi laktacemi se zvyšují rozdíly zjištěné mezi zvířaty.

Výsledky srovnání modelu s více vlastnostmi a modelu s opakováním jsou uvedeny v tab. III. Model s opakováním se shoduje s modelem pro

III. Porovnání modelu multi-traits — dvě laktace RAM [Schaeffer, Wilton, 1987] a modelu s opakováním AM [Misztal, 1987] (vyvážená data) — dvě laktace; $h^2_1 = h^2_2 = 0,25$; $\sigma^2_1 = \sigma^2_2 = 500^2$; $r_G = 1$; $r_{op} = 0,5$ mezi laktacemi — The comparison of multi-traits model — two lactations RAM [Schaeffer, Wilton, 1987] and model with repetition AM [Misztal, 1987] (balanced data) — two lactations; $h^2_1 = h^2_2 = 0,25$; $\sigma^2_1 = \sigma^2_2 = 500^2$; $r_G = 1$; $r_{op} = 0,5$ between lactations

Jedinec ¹	Multi-traits	S opakováním ⁶ *	S opakováním **
Otcí ²			
1	-63,52	-74,44	-63,45
2	15,74	18,33	15,72
3	38,85	45,60	38,79
4	8,96	10,51	8,94
Matky ³			
5	-40,03	-47,67	-39,96
6	7,40	8,69	7,39
7	32,63	38,99	32,57
8	6,45	8,84	6,43
9	8,34	9,64	8,32
10	6,23	6,61	6,23
11	8,96	10,51	8,94
12	-29,99	-35,61	-29,93
Potomci ⁴			
13		-108,73	-91,66
14		22,19	18,95
15		81,28	68,25
16		-23,96	-22,08
17		23,63	20,35
18		32,72	28,74
19		21,02	17,88
20		-90,63	-76,62
Trvalé prostředí ⁵			
13			-79,91
14			14,78
15			65,13
16			12,87
17			16,65
18			12,46
19			17,88
20			-59,86

* $k = -3$; ** $k_g = -2$; $k_p = 2$

¹animal, ²sires, ³dams, ⁴progeny, ⁵permanent environment, ⁶with repetition

více vlastností v případě, že je zcela úplný včetně trvalého efektu prostředí (jedná se o tentýž problém řešený odlišným způsobem). Shoda plyne z porovnání plemenných hodnot otců a matek. Při opomenutí trvalého efektu prostředí v modelu s opakováním dochází k chybnému hodnocení.

Do výpočtu jsou u obou laktací dosazeny stejné populačně genetické parametry a genetické korelace mezi laktacemi $r_g = 1$, což neodpovídá praktickým situacím. Selektce je prováděna na užitkovost ve všech laktacích. Proto při použití modelu s opakováním je vhodnější do koeficientu poměru rozptýlů zahrnout i vztah k následujícím laktacím nebo průměr dědivostí za sledované laktace.

Tímto způsobem lze dosáhnout určitého kompromisu pro použití modelu s opakováním, který je méně náročný na výpočet. Porovnání plemenných hodnot rodičů, stanovených podle různých modelů při neshodě genetických parametrů, je uvedeno v tab. IV. Jak vyplývá z údajů, výsledky obou propočtů jsou podobné. Vzhledem k malému počtu případů modelového propočtu na umělých datech není zjišťována statistická průkaznost shody výsledků.

IV. Porovnání modelu multi-traits a modelu s opakováním při nestejných genetických parametrech — The comparison of multi-traits model and model with repetition when genetic parameters are not congruent

Jedinec ¹	Multi-traits ⁺	S opakováním ⁴⁺⁺
Otec ²		
1	-59,42	-58,97
2	12,61	14,57
3	38,70	36,01
4	8,09	8,27
Matka ³		
5	-37,58	-36,91
6	7,94	6,86
7	29,91	30,07
8	4,23	5,56
9	4,66	7,74
10	8,80	5,99
11	8,08	8,27
12	-25,90	-27,72

+ varianta 3 z tab. II⁵

++ $h_2 = 0,23 = (0,21 + 0,25) / 2$; $r_{op} = 0,5$;

$k_g = 2,18$; $k_p = 1,85$

¹animal, ²sire, ³dam, ⁴with repetition, ⁵variant 3 from Tab. II

ZÁVĚR

Opakovanou užitkovost lze při odhadu plemenné hodnoty vyhodnocovat modelem s opakováním nebo modelem multi-traits. U modelu multi-traits je každé opakování považováno za jinou vlastnost. Výpočty

podle obou modelů jsou shodné, jestliže genetická korelace mezi opakováním je $r_g = 1$ a populačně genetické parametry jednotlivých opakování jsou stejné. V případě, že se genetické parametry liší, lze model multi-traits nahradit výpočetně jednodušším modelem s opakováním (dosazením průměrných genetických parametrů). V tom případě není shoda mezi výsledky podle různých modelů úplná. Model s opakováním umožňuje získat uvnitř každého HYS větší počet vrstevníků, a tím lépe zohlednit efekty prostředí, což je obzvláště významné, jsou-li v jedné stáji jedinci různého věku.

Literatura

- ARNASON, T.: Practical aspects in the estimation of breeding values for multi-trait selection. *Wld Rev. anim. Prod.*, XXII, 1986, s. 75–84.
- BURMESTER, F. R.: Untersuchungen zur Berücksichtigung systematischer Umwelteinflüsse bei der BLUP — Zuchtwertschätzung von Bullen und Kühen in Niedersachsen. [Dissertation.] Univ. Göttingen 1985.
- DEMPFLE, L. — PONZONI, R. W.: Wirtschaftliche Gewichtung der einzelnen Laktationsleistungen bei der Zuchtwertschätzung von Milchkühen. *Züchtungskunde*, 58, 1986, s. 260–267.
- GRASER, H. U.: Anwendung verschiedener Modelle der BLUP — Zuchtwertschätzung für Kühe beim württembergischen Braunvieh. [Dissertation.] Hohenheim 1980.
- HENDERSON, C. R.: Theoretical aspects of genetic evaluation under the animal model. In: 38th Ann. Meeting EAAP, Lisbon, 27. 8.—1. 9. 1987.
- MISZTAL, I.: JAA — mixed model program using iteration on data, supports animal model. Univ. of Illinois 1987.
- SEARLE, S. R.: Linear Models. New York, Wiley 1971, s. 231.
- SCHAEFFER, L. R. — WILTON, J. W.: RAM computing strategies and multiple traits. *Proc. of Workshop, II. Prediction of genetic values for beef cattle*, Kansas City, 10.—11. 3. 1987.

Došlo dne 13. 11. 1991

PŘIBYL, J. — PŘIBYLOVÁ, J. (Research Institute of Animal Production, Praha-Uhřetěves): *The comparison of the animal model of multi-traits and the model with repetition in the estimation of breeding value*. *Živoč. Vyr.*, 37, 1992 [8]: 675–682.

The estimation of the breeding value for milk performance was verified on model data by means of animal model. The multi-traits models and models with repetition were used for estimation. Lactations are considered to be different traits when using multi-traits models. The estimation of breeding values was compared in dependence on various input genetic parameters. The order of animals did not change, differences were found out in the variance of resulting breeding values. For the comparison of multi-traits models and the models with repetition there were used the RAM [Schaeffer, Wilton, 1987] and AM [Misztal, 1987] programmes.

When applying the RAM programme, the solutions of breeding values for parents are directly obtained. Values for progeny should be obtained by means of additional calculation. The results of the application of this programme in dependence on genetic parameters are stated in Tab. II. In a reduced number of cases of the studied set the change of genetic parameters did not result in the change of the order of animals in the estimated breeding value. The variance of estimated breeding values changes only. With the decrease in phenotype correlation and increase in genetic correlation between lactations the determined differences between animals raise.

The results of the comparison of multi-traits model and model with repetition are stated in Tab. III. The model with repetition is congruent with multi-traits model in that case when it is complete including permanent environmental effect (this is the

same problem solved in different way]. The congruence follows from the comparison of the breeding values of sires and dams. When omitting the permanent environmental effect in the model with repetition erroneous evaluation occurs.

In both lactations the same population-genetic parameters and genetic correlations between lactations $r_g = 1$ are included into the calculation which does not correspond to practical situations. Selection is carried out for performance in all the lactations and therefore when using the model with repetition it is more suitable to include into the coefficient of variance the relation to consequent lactations or the mean of heritability for lactations observed.

Thus a certain compromise can be obtained for the use of the model with repetition which is less demanding as far as the calculation is concerned. The comparison of breeding values in parents estimated in dependence on different models at the non-congruence of genetic parameters are stated in Tab. IV. It follows from the data that the results of the both calculations are similar. With regard to the small number of the cases of model calculation as expressed in artificial data no statistic significance of the congruence of results was carried out.

animal model; multi-traits; model with repetition; breeding value

Adresa autorů:

Ing. Jan Příbyl, DrSc., ing. Jana Příbylová, CSc., Výzkumný ústav živočišné výroby, 104 00 Praha 10-Uhřetěves

VLIV GENOTYPU, VÝŽIVY, POHLAVÍ A JEJICH INTERAKCÍ NA JATEČNOU KVALITU BROJLERŮ

L. Hyánková, Z. Soukupová, J. Wolf, V. Jakubec

HYÁNKOVÁ, L. — SOUKUPOVÁ, Z. — WOLF, J. — JAKUBEC V. (Výzkumný ústav živočišné výroby, Praha-Uhřetěves): *Vliv genotypu, výživy, pohlaví a jejich interakcí na jatečnou kvalitu brojlerů*. Živoč. Výr., 37, 1992 (8): 683—692.

Kuřata genotypů Hybro a Ross 208 byla krmena směsí s konstantním obsahem metabolizovatelné energie 12,6 MJ/kg a odlišným obsahem N-látek (1. dieta: starter 24 % — grower 22 %, 2. dieta: 22 % — 20 %, 3. dieta: 20 % — 18 %). U reprezentativního vzorku 300 kuřat byl na konci 42denního výkrmu proveden jatečný rozbor. Zvyšování hladiny N-látek v krmivu působilo pozitivně na jatečnou kvalitu. Zvyšoval se především podíl svaloviny prsní a pánevních končetin a současně klesal podíl abdominálního tuku. Ve srovnání s genotypem Hybro byla reakce kuřat Ross na změnu kvality krmiva citlivější. Bez ohledu na kvalitu krmiva a genotyp jsme zaznamenali v rámci pohlaví vyšší podíl abdominálního tuku a nižší podíl svaloviny pánevních končetin u kuřiček; mezi genotypy existovaly významné difference ve prospěch kuřat Ross v podílu prsní svaloviny.

masný typ slepic; výkrm; výživa; jatečná kvalita; abdominální tuk; interakce genotyp $\times$ výživa

U rostoucích kuřat je základním projevem deficitu dusíkatých látek v krmivu nadměrné ukládání tuku v těle. Jinými průvodními jevy nevyváženého obsahu N-látek a energie ve směsi mohou být nižší živá hmotnost, zvýšená spotřeba a zhoršená konverze krmiva (E m m a n s, 1987).

Míra a způsob, jakým genotyp reaguje na konkrétní změnu hladiny dusíkatých látek v krmivu, souvisí bezprostředně s jeho nároky na skladbu krmiva. Relativně velké difference lze v tomto směru očekávat mezi genotypy, které se výrazně liší metabolismem a intenzitou růstu, např. mezi masným a nosným typem slepic (K o n d r a, H o d g s o n, 1961), masnými liniemi selektovanými divergentně na obsah abdominálního tuku v těle (L e c l e r c q, 1983) či odlišnou spotřebou kyslíku (S t e w a r t, M u i r, 1982).

Podstatně menší rozdíly v nárocích na kvalitu zkrmované směsi je možné předpokládat v rámci komerčních hybridů masného typu slepic, jejichž rodičovské linie byly vesměs selektovány na vyšší intenzitu růstu při relativně vysoké koncentraci živin. Prokázání diferencí, tj. potvrzení vlivu interakce genotyp $\times$ výživa na užitkovost brojlerů, závisí na volbě pokusného materiálu a na kvalitě směsi, při které jsou kuřata testována.

Neméně důležitý je však i věk, ve kterém je sledování prováděno, a vlastnost, která je studována (Kondra, Hodgson, 1961; Cherry et al., 1978; Have, Scheele, 1981; Hyánková et al., 1991).

V ČSFR se pro výrobu masa nejčastěji využívá hybridních kombinací Ross 208 a Hybro. Při sledování těchto genotypů s různými hladinami dusíkatých látek v krmivu stejné energetické hodnoty jsme zaznamenali významný vliv výživy a interakce genotyp $\times$ výživa na výkrmové schopnosti kuřat (Hyánková et al., 1991). V této práci se zaměřujeme u stejného genetického materiálu na podrobnější hodnocení jatečné kvality.

MATERIÁL A METODA

Do výkrmu, který trval 42 dní, bylo zastaveno 3 000 jednodenních nesexovaných kuřat genotypu Hybro a 3 000 kuřat genotypu Ross 208. Výkrm byl prováděn v bezokenní hale s řízeným prostředím podle standardního technologického postupu Mezinárodní kontrolní stanice drůbeže v Ústředních, kde se test konal (Metodiky kontrolních zkoušek MKSD, 1987).

V rámci genotypu byla kuřata rozdělena do tří pokusných skupin, které byly krmeny ad libitum krmivem s různým obsahem N-látek při konstantním obsahu metabolizovatelné energie (tab. I). Směs starter byla kuřata krmena od 1. do 14. dne, směs grower od 15. do 42. dne života. Směsi byly vyrobeny podle receptur vypracovaných pracovníky Univerzity v Hohenheimu (tab. I).

Po ukončení testu byla kuřata po dvanáctihodinovém lačnění individuálně zvážena. Z každého boxu bylo k jatečným rozborům vybráno pět reprezentativních kohoutků a pět slepiček, tj. celkem 300 kusů (2 genotypy $\times$ 3 úrovně výživy $\times$ 5 boxů $\times$ 2 pohlaví $\times$ 5 kuřat).

Kuřata byla zabita, vykrvena, oškubána a zchlazena na teplotu 5 °C. Druhý den byl trup kuřat vykuřán a byly z něj odstraněny běháky, krk bez kůže a abdominální tuk. Jatečně opracovaný trup byl zvážen. Dalšími sledovanými ukazateli byla hmotnost drůbků (srdce, žaludek, játra, krk), abdominálního tuku, křidel, svaloviny prsou (vnitřní a vnější hrudní sval včetně svalů klíční kosti) a svaloviny pánevních končetin (svaly stehna a lýtky).

Experiment byl vyhodnocen na základě lineárního modelu

$$y_{ijkl} = \mu + g_i + v_j + p_k + (gv)_{ij} + (pv)_{jk} + (gp)_{ik} + e_{ijkl} \quad (1)$$

kde: y_{ijkl} — hodnota sledované vlastnosti pro l -letého jedince i -tého genotypu j -té výživy a k -tého pohlaví

μ — obecný průměr

g_i — efekt i -tého genotypu ($i = 1, 2$)

v_j — efekt j -té výživy ($j = 1, 2, 3$)

p_k — efekt k -tého pohlaví ($k = 1, 2$)

$(gv)_{ij}$ — interakce mezi i -tým genotypem a j -tou výživou

$(pv)_{jk}$ — interakce mezi j -tou výživou a k -tým pohlavím

$(gp)_{ik}$ — interakce mezi i -tým genotypem a k -tým pohlavím

e_{ijkl} — reziduální efekt

VÝSLEDKY

Hmotnost, kterou dosáhla kuřata genotypů Hybro a Ross na konci 42denního výkrmového testu při různé hladině N-látek v krmivu, uvádíme v tab. II. Z tabulky je zřejmé, že živá hmotnost kuřat je ve 42 dnech jednoznačně závislá na genotypu a pohlaví kuřete. Brojleři Hybro dosahují na všech úrovních výživy vždy vyšší hmotnosti než kuřata Ross, kohoutci dosahují podle očekávání vyšší hmotnosti než kuřičky ($P < 0,01$). Kromě těchto faktorů se do hmotnosti těla promítá kvalita směsi, kterou bylo kuře vykrmováno. Při snižování hladiny dusíkatých látek

I. Složení použitých krmných směsí (%) — The formulae of used feed mixtures (%)

Suroviny ¹	Dieta ¹⁶					
	1		2		3	
	starter	grower	starter	grower	starter	grower
Pšenice ²	52	57,5	57,5	63	63	68,5
Kukuřice ³	10	10	10	10	10	10
Sójový extrahovaný šrot ⁴	13	10	10	7	7	4
Rybí moučka ⁵	8	6,5	6,5	5	5	3,5
Masokostní moučka ⁶	1	1	1	1	1	1
Krevní moučka ⁷	3	3	3	3	3	3
Péřová a pérkostí moučka ⁸	3	2,5	2,5	2	2	1,5
Kvasnice krmné ⁹	1	1	1	1	1	1
Sójový olej ¹⁰	4	3,5	3,5	3	3	2,5
BR 1	5	—	5	—	5	—
BR 2	—	5	—	5	—	5

Vypočtené složení 1 kg směsi¹¹:

ME	MJ	12,6	12,6	12,6	12,6	12,6	12,6
N-látky ¹²	%	24,0	22,0	22,0	20,0	20,0	18,0
ME / N-látky		525	573	573	630	630	700
Ca	%	1,37	1,38	1,25	1,26	1,13	1,14
P	%	0,80	0,82	0,75	0,77	0,70	0,72
Využitelný P ¹³	%	0,66	0,68	0,61	0,64	0,56	0,59
Metionin + Cystin ¹⁴	%	0,90	0,82	0,80	0,75	0,75	0,67
Lyzin ¹⁵	%	1,31	1,15	1,16	1,00	1,00	0,85
Na	%	0,14	0,12	0,12	0,11	0,11	0,09

BR 1 (BR 2) obsahují v 1 kg (%): krmný vápenec 18 (20); dicalciumfosfát 16 (24); krmná sůl 3 (3); šrotovaná pšenice 37 (27); MD II 6 (6); DB BR 1 (20 (0); DB BR 2 0 (20);

DB BR 1 (DB BR 2) obsahují v 1 kg (g): nitrovin 1,5 (1,5); vitamín K₃ 0,2 (0,2); vitamín E 1,5 (1,5); vitamín B₁ 0,2 (0); vitamín B₂ 0,4 (0,3); vitamín B₆ 0,4 (0); vitamín B₁₂ 0,002 (0,002); niacin 3,5 (0); pantotenan vápenatý 1,0 (0); kyselina listová 0,05 (0); cholinchlorid 30 (0); kurusan 12,5 (12,5); lerbec 50 (0); lasalocid 0 (9,0); metionin 75 (75); síran sodný (bezvodý) 150 (150); vitamín A 1 000 000 (800 000) m. j.; vitamín D₃ 200 000 (80 000) m. j.;

MD II obsahuje v 1 kg (g): FeSO₄ 140; CuSO₄ 14; ZnO 25; MnO 29,5; KJ 0,15; CoSO₄ 0,15; Magnovit (70 % MgO) 379; NaSeO₃ 0,1; siloxid 5,5;

Feed mixtures for broilers BR 1 (BR 2) contain per 1 kg (%): fodder limestone 18 (20), dicalcium phosphate 16 (24), fodder salt 3 (3), wheat meal 37 (27), mineral supplement MD II 6 (6), biofactor supplement DB BR 1 20 (0), DB BR 2 0 (20)

DB BR 1 (DB BR 2) contain per 1 kg (g): nitrovin 1.5 (1.5), vitamin K₃ 0.2 (0.2), vitamin E 1.5 (1.5), vitamin B₁ 0.2 (0), vitamin B₂ 0.4 (0.3), vitamin B₆ 0.4 (0), vitamin B₁₂ 0.002 (0.002), niacin 3.5 (0), calcium pantothenate 1.0 (0), folic acid 0.05 (0), cholinechloride 30 (0), curusan 12.5 (12.5), lerbec 50 (0), lasalocid 0 (9.0), methionine 75 (75), (anhydrous) sodium sulphate 150 (150), vitamin A 1,000,000 (800,000) i. u., vitamin D₃ 200,000 (80,000) i. u.

MD II contains per 1 kg (g): FeSO₄ 140, CuSO₄ 14, ZnO 25, MnO 29.5, KJ 0.15, CoSO₄ 0.15, Magnovit (70 % MgO) 379, NaSeO₃ 0.1, siloxide 5.5

¹ingredients, ²wheat, ³maize, ⁴soybean meal, ⁵fish meal, ⁶meat-bone meal, ⁷blood meal, ⁸feather and feather-bone meal, ⁹fodder yeast, ¹⁰soya oil, ¹¹formulae calculated per 1 kg mixture, ¹²crude protein, ¹³utilizable phosphorus, ¹⁴methionine + cystine, ¹⁵lysine, ¹⁶diet

G	V	Živá hmotnost ¹			Jatečný trup ²			Abdominální tuk ³		
		♀♀	♂♂		♀♀	♂♂		♀♀	♂♂	
Ross		1 563	1 836	1 698	1 031	1 218	1 123	40,9	39,2	39,8
Hybro		1 645	1 930	1 788	1 089	1 292	1 190	42,3	43,3	42,8
	1	1 632	1 923	1 776	1 085	1 286	1 184	36,1	36,6	36,1
	2	1 605	1 889	1 747	1 063	1 262	1 163	43,2	44,3	43,6
	3	1 575	1 836	1 704	1 032	1 216	1 124	45,5	42,8	44,2
Ross	1	1 600	1 898	1 745	1 066	1 262	1 162	34,4	36,3	34,9
Ross	2	1 588	1 858	1 723	1 048	1 242	1 145	42,9	42,6	42,7
Ross	3	1 500	1 750	1 624	979	1 149	1 063	45,5	38,6	41,9
Hybro	1	1 663	1 948	1 806	1 104	1 309	1 207	37,8	36,9	37,3
Hybro	2	1 622	1 919	1 771	1 077	1 283	1 181	43,5	46,0	44,5
Hybro	3	1 649	1 921	1 785	1 085	1 283	1 184	45,4	47,0	46,5

ANOVA — významnost jednotlivých efektů⁸

Efekt ⁹	G		++	++	+
	P		++	++	NS
	V		++	++	++
	GxV		++	++	NS
	PxV		NS	NS	NS
	PxG		NS	NS	NS

Pro tab. II a III:

G = genotyp, V = výživa, P = pohlaví, GxV = interakce genotyp × výživa, PxV = interakce pohlaví × výživa, PxG = interakce pohlaví × genotyp

+ P < 0,05, ++ P < 0,01, NS = statisticky nevýznamné

To tabs II and III:

G = genotype, V = nutrition, P = sex, GxV = genotype × nutrition interaction, PxV = sex × nutrition interaction, PxG = sex × genotype interaction

+ P < 0,05, ++ P < 0,01, NS = statistically insignificant

¹live weight, ²carcass, ³abdominal fat, ⁴giblets, ⁵breast muscle, ⁶shank muscle, ⁷wings, ⁸ANOVA — significance of particular effects, ⁹effect

v krmivu dochází u obou genotypů k poklesu hmotnosti. Výraznější změnu hmotnosti v závislosti na kvalitě zkrmované směsi jsme zaznamenávali u kuřat genotypu Ross (statisticky významný vliv výživy a interakce genotyp × výživa).

Hmotnost jatečného trupu, drůbků, abdominálního tuku a jednotlivých partií trupu, které jsme pro jeho podrobnější popis zvolili (tab. II), je ovlivněna genotypem, pohlavím a úrovní výživy kuřete, podobně jako živá hmotnost. V rámci genotypů zaznamenáváme zpravidla vyšší hmotnosti u genotypu Hybro, v rámci pohlaví pak vyšší hmotnosti u kohoutků. Hmotnost sledovaných ukazatelů se zvyšuje s obsahem dusíkatých látek v krmivu. Uvedeným tendencím neodpovídá pouze několik málo výjimek.

Při porovnání genotypů jsme nezaznamenali adekvátní difference v hmotnosti prsní svaloviny. Hybridí Rossa, vyznačující se nižší živou hmotností, mají stejné množství této svaloviny jako větší a těžší kuřata Hybro.

Drůbky ⁴			Svalovina prsní ⁵			Svalovina nožní ⁶			Křídla ⁷		
♀♀	♂♂		♀♀	♂♂		♀♀	♂♂		♀♀	♂♂	
93,4	112,0	102,5	222,9	264,4	243,3	228,9	272,2	250,3	124,8	146,3	135,5
100,1	115,0	107,5	226,7	263,3	245,1	237,1	289,4	263,3	132,7	157,0	144,9
99,8	115,3	107,3	236,3	280,8	258,2	238,8	291,1	264,6	132,4	155,4	143,9
93,8	113,7	103,6	225,5	261,3	243,6	235,0	280,2	257,7	126,9	153,2	140,1
96,6	111,5	104,1	212,5	249,4	230,9	225,2	271,0	248,0	126,9	146,3	136,6
95,0	116,5	105,3	235,5	282,3	258,1	238,0	287,0	261,8	128,3	149,3	138,9
92,4	110,7	101,3	226,1	267,3	246,9	233,0	275,1	254,1	125,4	150,2	137,8
92,7	108,8	100,7	206,9	243,6	225,1	215,9	254,5	235,0	120,5	139,3	129,8
104,6	114,0	109,2	237,1	279,3	258,3	239,6	295,3	267,5	136,4	161,4	149,0
95,2	116,7	105,8	224,9	255,4	240,3	237,1	285,3	261,3	128,3	156,3	142,5
100,5	114,3	107,6	218,1	255,2	236,7	234,5	287,5	261,1	133,4	153,3	143,3
			NS			++			++		
			++			++			++		
+			++			++			++		
NS			NS			+			NS		
NS			NS			NS			NS		
NS			NS			NS			NS		

Na základě porovnání pohlaví jsme zjistili, že neexistuje výraznější pohlavní dimorfismus v hmotnosti abdominálního tuku. Kuřičky, které mají ve 42 dnech podstatně menší tělesný rámec, deponují obdobné množství abdominálního tuku jako těžší a větší kohoutci.

Na rozdíl od hmotnosti jatečného trupu, nožní a prsní svaloviny, hmotnosti křídel, u nichž pokles N-látek v krmivu vede k poklesu hmotnosti, způsobuje snižování hladiny N-látek ve směsi výrazné zvýšení akumulace abdominálního tuku.

Citlivější reakci genotypu Ross na kvalitu krmiva, která se projevuje u hmotnosti živých kuřat, jsme jednoznačně zaznamenali také u hmotnosti jatečně opracovaného trupu ($P < 0,01$) a svaloviny pánevních končetin ($P < 0,05$). U ostatních sledovaných ukazatelů nebyl vliv interakce genotyp $\times$ výživa statisticky průkazný.

Podíl hmotnosti jednotlivých částí trupu z živé hmotnosti kuřat uvádíme v tab. III. Hodnoty umožňují posoudit, zda hmotnost dílčích částí těla je přímo úměrná dosažené hmotnosti kuřat nebo zda kvalita zkrmované směsi, pohlaví či genotyp kuřete specificky ovlivňují vzájemné proporce těla.

Z tabulky vyplývá, že existují mezipohlavní difference v podílu svaloviny nohou a v podílu abdominálního tuku. Kuřičky obou genotypů mají relativně méně svalstva pánevních končetin a více abdominálního tuku než kohoutci téhož genotypu ($P < 0,01$). Výraznější pohlavní dimorfismus v podílu svaloviny nohou se projevuje u genotypu Hybro (statisticky významná interakce pohlaví $\times$ genotyp).

III. Podíl částí těla z živé hmotnosti (%) — Body part proportions in live weight (%)

G	V	Jatečný trup ²			Abdominální tuk ³			Drůbky ⁴			Svalovina prsní ⁵			Svalovina nožní ⁶			Křídla ⁷		
		♀♀	♂♂		♀♀	♂♂		♀♀	♂♂		♀♀	♂♂		♀♀	♂♂		♀♀	♂♂	
Ross Hybro		66,3 66,9	65,9 66,2	66,1 66,6	2,63 2,56	2,13 2,24	2,37 2,40	5,99 6,10	6,12 5,97	6,05 6,04	14,2 13,7	14,4 13,6	14,3 13,8	14,6 14,3	14,8 15,0	14,7 14,7	8,00 8,08	7,98 8,14	8,00 8,11
	1	66,8	66,4	66,2	2,21	1,89	2,04	6,12	6,02	6,06	14,4	14,6	14,6	14,6	15,1	14,9	8,11	8,08	8,11
	2	66,8	66,2	66,5	2,69	2,34	2,51	5,86	6,03	5,94	14,0	13,8	14,0	14,6	14,8	14,7	7,92	8,12	8,03
	3	66,2	65,5	65,8	2,88	2,32	2,61	6,15	6,10	6,13	13,5	13,6	13,6	14,3	14,7	14,5	8,07	7,98	8,03
Ross	1	66,4	66,6	66,5	2,15	1,91	2,01	5,95	6,16	6,05	14,7	14,9	14,8	14,8	15,1	15,0	8,03	7,88	7,98
Ross	2	66,8	65,9	66,4	2,70	2,29	2,49	5,83	5,98	5,89	14,2	14,4	14,3	14,7	14,8	14,7	7,91	8,09	8,00
Ross	3	65,6	65,2	65,4	3,04	2,19	2,61	6,19	6,24	6,21	13,8	13,9	13,9	14,4	14,5	14,5	8,05	7,97	8,01
Hybro	1	67,1	66,3	66,7	2,27	1,88	2,07	6,30	5,88	6,08	14,2	14,3	14,4	14,4	15,1	14,8	8,20	8,29	8,25
Hybro	2	66,8	66,4	66,6	2,67	2,39	2,52	5,88	6,08	5,98	13,9	13,3	13,6	14,6	14,9	14,7	7,93	8,15	8,05
Hybro	3	66,7	65,7	66,2	2,73	2,44	2,61	6,11	5,97	6,05	13,2	13,3	13,3	14,2	14,9	14,6	8,10	7,99	8,04
ANOVA — významnost jednotlivých efektů ⁸																			
Efekt ⁹	G		++			NS			+		++		NS		++		++		++
	P		++			++			NS		NS		NS		++		NS		NS
	V		++			++			++		++		++		+		NS		NS
	GxV		++			NS			NS		NS		NS		NS		NS		NS
	PxV		NS			NS			NS		NS		NS		NS		NS		NS
	PxG		NS			NS			NS		NS		NS		++		NS		NS

For 2—9 see Tab. II

Mezi genotypy je možné pozorovat významnější difference v procentuálním podílu jatečného trupu, křídel a svaloviny prsou. Kuřata Hybro měla ve srovnání s kuřaty Ross větší podíl jatečně opracovaného trupu, křídel a menší podíl svaloviny prsou ($P < 0,01$).

Zvyšování hladiny dusíkatých látek v krmivu působí pozitivně na jatečnou kvalitu. Zvyšuje především podíl prsní a nožní svaloviny. Současně snižuje podíl abdominálního tuku ($P < 0,01$). Podíl ostatních sledovaných ukazatelů se změnou kvality krmiva buď prakticky nemění (křídla), nebo difference mezi kuřaty, která byla krmena odlišnými dietami, nevykazují přímou závislost na hladině dusíkatých látek ve směsi (drůbky).

Na rozdíl od absolutních údajů hmotnosti (tab. II) jsme u žádných relativních údajů nezaznamenali statisticky významný vliv interakce genotyp $\times$ výživa.

DISKUSE

Z výsledků práce vyplývá, že vyšší hladiny dusíkatých látek ve směsi ovlivňují pozitivně živou hmotnost, jatečnou výtěžnost a jatečnou kvalitu kuřat. Se zvyšováním obsahu N-látek v krmivu se především zvyšuje podíl nejcecnějších masitých částí, tj. svaloviny prsou a nohou. Nižší příjem krmiva, a tím i metabolizovatelné energie vede při vyšších hladinách dusíkatých látek ve směsi (Hyánková et al., 1991) současně k žádoucí redukci abdominálního tuku.

Nižší akumulaci tuku v těle kuřat při absolutním či relativním růstu koncentrace N-látek v krmivu popsala jako zákonitý jev řada autorů (Fraps, 1943; Spring, Wilkinson, 1957; Jones, 1986). Stejně zákonitě je zřejmě i zlepšení jatečné kvality zvýšením podílu svaloviny při vyšších hladinách dusíkatých látek v krmivu (Naurus et al., 1988; Lilburn et al., 1989). Zatímco růst kosterní soustavy je považován za primární funkci živé hmotnosti, růst svaloviny, konkrétně *m. pectoralis major*, je specificky ovlivněn koncentrací živin v krmivu (Lilburn et al., 1989).

Hodnocení výkrmových schopností kuřat Hybro a Ross při odlišné hladině N-látek v krmné směsi naznačilo, že kuřata genotypu Ross mají vyšší nároky na obsah dusíkatých látek ve směsi než kuřata Hybro. V rané fázi výkrmu se vyšší nároky kuřat Ross projevily v životnosti a v pozdějších fázích v živé hmotnosti a ve spotřebě a konverzi krmiva (Hyánková et al., 1991). Také z výsledků jatečného rozboru je dostatečně zřejmé, že na pokles hladiny N-látek v krmivu reagují citlivěji kuřata Ross. Statisticky významné interakce genotyp $\times$ výživa jsme pozorovali u hmotnosti jatečně opracovaného trupu a svaloviny pánevních končetin. Rovněž hmotnost prsní svaloviny, která jako další sledovaný ukazatel citlivěji reagovala na koncentraci N-látek ve směsi, vykazovala výraznější difference mezi dietou 1 a 3 u genotypu Ross.

V souladu s jinými autory potvrzujeme, že kuřičky mají vyšší podíl abdominálního tuku (Ganpule, Ricard, 1988) a nižší podíl svaloviny pánevních končetin než kohoutci (Moran, Orr, 1969; Arafa et al., 1985; Ganpule, Ricard, 1988). Vyšší podíl prsní partie u slepiček, které popisují některé z prací (Moran, Orr, 1969;

Arafa et al., 1985), nepotvrzujeme, podobně jako řada jiných autorů (Orr et al., 1984; Ganpule, Ricard, 1988).

Na vysokou zmasilost prsní partie u kuřat genotypu Ross poukazují ve shodě s našimi výsledky Orr et al. (1984).

Literatura

- ARAFA, A. S. — BOTTWALLA, S. M. — HARMS, R. H.: Influence of dietary energy restriction on yield and quality of broiler parts. *Poult. Sci.*, 64, 1985, s. 1914—1920.
- EMMANS, S. C.: Growth, body composition and feed intake. *Wld's Poult. Sci. J.*, 43, 1987, s. 208—227.
- FRAPS, G. S.: Relation of the protein, fat and energy of the ration to the composition of chickens. *Poult. Sci.*, 22, 1943, s. 549—557.
- GANPULE, S. P. — RICARD, F. H.: Influence of sex and age at slaughter on growth rate and carcass characteristics in chickens from four lines selected for fatness. *Arch. Geflügelkde*, 52, 1988, s. 200—204.
- HAVE, H. G. M. TEN — SCHEELE, C. W.: A comparison of the effects of different factors on the carcass composition of three broiler strains at two ages. In: MULDER, R. W. A. W. — SCHELLE, C. W. — VEERKAMP, C. H. (eds): *Quality of Poultry Meat*. Beekbergen, The Netherlands, 1981, s. 386—396.
- HYÁNKOVÁ, L. — SOUKUPOVÁ, Z. — WOLF, J.: Nároky kuřat Hybro a Ross na obsah dusíkatých látek v krmivu. *Krmivářství a Služby*, 27, 1991, s. 43—46.
- CHERRY, J. A. — SIEGEL, P. B. — BEANE, W. L.: Genetic nutritional relationship in growth and carcass characteristic of broiler chickens. *Poult. Sci.*, 57, 1978, s. 1482—1487.
- JONES, R. L.: Nutritional influences on carcass composition in the broiler chicken. *Proc. Nutr. Soc.*, 45, 1986, s. 27—32.
- KONDRA, P. A. — HODGSON, G. C.: Genetic differences in energy — protein requirements of chicks. *Poult. Sci.*, 40, 1961, s. 526—531.
- LECLERCQ, B.: The influence of dietary protein content on the performance of genetically lean or fat growing chickens. *Brit. Poult. Sci.*, 24, 1983, s. 581—587.
- LILBURN, M. S. — NGIAM - RILLING, K. — MYERS - MILLER, D. J.: Growth and development of broiler breeders. 2. Independent effects of dietary formulation versus body weight on skeletal and muscle growth. *Poult. Sci.*, 68, 1989, s. 1274—1281.
- MAURUS, E. M. — ROTH, F. X. — RISTIC, M. — KIRCHGESSNER, M.: Grösse und Zusammensetzung verschiedener Teilstücke von Broilern nach unterschiedlicher Protein-Metodiky kontrolních zkoušek v MKSD v ČSSR, Leningrad, 1987, s. 53.
- MORAN, E. T., Jr. — ORR, H. L.: Influence of strain on the yield of commercial parts from broiler chicken carcass. *Poult. Sci.*, 49, 1970, s. 725—729.
- ORR, H. L. — HUNT, E. C. — RANDALL, C. J.: Yield of carcass, parts, meat, skin, and bone of eight strains of broilers. *Poult. Sci.*, 63, 1984, s. 2197—2200.
- SPRING, J. L. — WILKINSON, W. S.: The influence of dietary protein and energy level on body composition of broilers. *Poult. Sci.*, 36, 1957, s. 1159.
- STEWART, P. A. — MUIR, W. M.: The effect of varying protein levels on carcass composition and nutrient utilization in two lines of chickens divergently selected for O₂ consumption. *Poult. Sci.*, 61, 1982, s. 1—11.

Došlo dne 2. 3. 1992

The hybrid cross combinations Ross 208 and Hybro have been used for chicken meat production in Czechoslovakia. Significant effects of nutrition and genotype $\times$ nutrition interaction on fattening performance of chickens were recorded when these genotypes were followed with respect to different levels of crude protein in feed with the same energy value [Hyánková et al., 1991]. Carcass composition was evaluated in the same genetic material in the present paper.

Fattening lasted 42 days, and it included 3,000 straight run chickens of Hybro genotype and 3,000 chickens of Ross 208 genotype. These chicks were fattened in a windowless house with controlled environment according to the standard technological procedure of the International Poultry Random Sample Testing Station at Ustrašice. Chickens were divided into three groups within the genotype, which were administered ad libitum feed with different contents of crude protein, but with constant contents of metabolizable energy [Tab. I]. Chickens were fed a starter mix from the 1st to the 14th day of age, then a grower mix from the 15th to the 42nd day of age. The mixes were prepared according to formulae prescribed by workers of the University of Hohenheim [Tab. I].

After finishing the test chickens were weighted individually after 12-hour fasting. Five cockerels and five pullets were chosen for carcass analyses from each box, that means the total of 300 birds [two genotypes $\times$ three types of nutrition $\times$ five boxes $\times$ two sexes $\times$ five chickens]. Chickens were killed, let bleed, plucked and chilled to a temperature of 5 °C. Chicken carcasses were disembowelled on the following day, shanks, neck without skin and abdominal fat were cut off these carcasses. Carcasses dressed in this way were weighted. Other investigated indicators: weight of giblets (heart, liver, stomach, neck), abdominal fat, wings, breast and shank muscles.

This experiment was evaluated on the basis of the linear model (1), where y_{ijkl} — value of the investigated trait for a given individual, μ — general mean, g_i — effect of genotype, v_j — effect of nutrition, p_k — effect of sex, $(gv)_{ij}$ — genotype $\times$ nutrition interaction, $(pv)_{jk}$ — sex $\times$ nutrition interaction, $(gp)_{ik}$ — genotype $\times$ sex interaction, e_{ijkl} — residual effect.

Tab. II shows the weight of chickens of Hybro and Ross genotypes at the end of the 42-day test for different levels of crude protein in feed. It is clear that at the age of 42 days the weight depends on the chicken genotype and sex. Hybro broilers always reached a higher weight for all levels of nutrition than Ross chickens, while cockerels had a higher weight than pullets [$P < 0.01$]. In addition to these factors, feed mix quality at which the chicken was fed is reflected in body weight. Weight decreases were observed in both genotypes when the crude protein levels in feed were lowered. A more marked change in weight in dependence on feed mixture quality was recorded in chicks of Ross genotype [statistically significant effect of nutrition and genotype $\times$ nutrition interaction].

The weight of carcass, giblets, abdominal fat and individual carcass parts which were determined for its description [Tab. II] was influenced by genotype, sex and level of nutrition, similarly like live weight. A few exceptions are not in agreement with the trend observed in live weight. No adequate differences were recorded in breast muscle weight when comparing the genotypes. Ross hybrids, which have lower live weight, have the same amounts of these muscles as the heavier Hybro chickens. The comparison of males and females did not show any more marked sexual dimorphism as to the weight of abdominal fat. The pullets, which have considerably smaller body frames at the age of 42 days, show a similar fat deposition of abdominal fat as more robust cockerels.

Unlike the weight of carcass, shank and breast muscles and the wing weight where a drop of crude protein content in feed results in a weight decrease, a decrease in crude protein levels in feed mix causes increased accumulation of abdominal fat. Quite sensitive responses of Ross genotype to feed quality, which is reflected in the weight of live chickens, can clearly be observed also in the weight of dressed carcass [$P < 0.01$] and shank muscles [$P < 0.05$].

Tab. III shows the proportions of carcass part weights in the live weight of chickens. The values suggest whether the weight of body parts is directly proportional to the final chicken weight or whether the quality of feed mixture, chick sex or genotype

influences specifically body proportions. There are intersexual differences in the proportion of shank muscles and in the proportion of abdominal fat. Pullets of both genotypes have relatively lower amounts of shank muscles and higher amounts of abdominal fat than cockerels of the same genotype ($P < 0.01$). A more marked sexual dimorphism as to the proportion of shank muscles was observed in the Hybro genotype (statistically significant sex $\times$ genotype interaction). Larger differences can be seen in percent proportions of carcass, wings and breast muscle between the genotypes. Hybro chicks have higher proportions of dressed carcass, wings and lower proportions of breast muscles ($P < 0.01$) in comparison with Ross chickens.

Increases in crude protein levels in feed have positive effects on carcass merit. Particularly proportions of breast and shank muscles increase while the proportion of abdominal fat decreases ($P < 0.01$). The proportions of the other investigated indicators do not change as a result of the change in feed quality (wings), or the differences between chickens on different diets are not in a direct relationship to crude protein levels in feed mix (giblets).

Unlike the absolute weight data (Tab. II), no significant effect of genotype $\times$ nutrition interaction was observed in any relative data.

meat type of chickens; fattening; nutrition; carcass merit; abdominal fat; genotype $\times$ nutrition interaction

Adresa autorů:

RNDr. Ludmila Hyánková, CSc., ing. Zdena Soukupová, CSc., Dr. Jochen Wolf, prof. ing. Václav Jakubec, DrSc., ýzkumný ústav živočišné výroby, 104 00 Praha 10-Uhřetěves

STANOVENÍ EKONOMICKÝCH VAH NĚKTERÝCH REPRODUKČNÍCH UKAZATELŮ U SKOTU

M. Wolfová, J. Příbyl, J. Wolf

WOLFOVÁ, M. — PŘIBYL, J. — WOLF, J. (Výzkumný ústav živočišné výroby, Praha-Uhřetěves): *Stanovení ekonomických vah reprodukčních vlastností u skotu*. Živoč. Výr., 37, 1992 (8): 693–700.

Je popsána metoda výpočtu ekonomických vah věku jalovic při první inseminaci, prodlení u jalovic (tj. doby od první do poslední inseminace) a délky mezidobí pro dvě varianty vyřazování krav. Vlastnosti jsou hodnoceny na úrovni uzavřeného obratu stáda. Algoritmus výpočtu je zahrnut do programu „EKOVAHY“ pro osobní počítače. K ověření metody a sledování citlivosti ekonomických vah na změny ve vstupních parametrech slouží modelový výpočet, ve kterém jsou použity úrovně biologických, ekonomických a provozních parametrů platné v České republice v roce 1989. Při této úrovni se zisk ze stáda, připadající na jednu dojnici a rok zvyšuje se zkrácením délky mezidobí o jeden den o 15, resp. 23 Kčs (podle strategie vyřazování krav), se zkrácením prodlení a snížením věku jalovic o jeden den o 5,63 a 3,83 Kčs. Absolutní hodnoty ekonomických vah a jejich vzájemné relace závisí především na poměrech cen masa, mléka, krmiv a ostatních nákladů, na výchozí průměrné úrovni vlastností a na zvoleném systému chovu.

skot; zisková funkce; ekonomické váhy; reprodukce

Úroveň reprodukce ve stádě je charakterizována řadou ukazatelů, k nimž patří především zabřezávání plemenic, délka intervalu mezi první a poslední inseminací (tento interval budeme dále označovat jako prodlení), délka mezidobí, věk jalovic při prvním otelení a inseminační index.

Zlepšení reprodukce plemenic ovlivní hospodářský výsledek celého odvětví chovu skotu, neboť dochází ke snížení inseminačních a veterinárních nákladů, snížení podílu zvířat vyřazovaných pro neplodnost a ke zkrácení doby odchovu jalovic. U krav ovlivňují kromě toho změny v plodnosti i délku a perzistenci probíhající laktace a počet telat narozených na dojnici a rok (Boichard, 1990). Zisk ze zlepšení plodnosti za určitý časový úsek závisí na systému vyřazování krav. Příjmy na krávu lze hodnotit po určitém počtu laktací nebo k určitému věku dojnice (Bellér, Plesník, 1971; Schmidt, 1989). Při nerovnoměrném rozdělení telení během roku a sezónních cenách mléka a jatečných zvířat závisí ekonomický přínos zlepšení plodnosti i na sezóně telení (Strandberg, Oltenacu, 1989).

Cílem tohoto příspěvku je navrhnout metodiku stanovení ekonomického přínosu (ekonomických vah) zlepšení některých ukazatelů reprodukce u jalovic a krav v uzavřeném obratu stáda a na modelovém výpočtu provést analýzu citlivosti těchto vah na změny ve vstupních parametrech.

MATERIÁL A METODA

METODA VÝPOČTU EKONOMICKÝCH VAH

Ekonomické váhy ukazatelů reprodukce jsou odhadovány pro produkční model uzavřeného obratu stáda skotu, který popsali Wolfová et al. [1991], a jsou definovány jako změna zisku z celého obratu stáda při zvýšení úrovně sledované vlastnosti o jednotku nad populační průměr. Předpokládá se rovnoměrné rozdělení doby telení během roku, proto není počítáno se sezónními vlivy na tyto váhy. Jsou hodnoceny tyto ukazatele reprodukce: věk jalovic při první inseminaci (A_J), prodlení u jalovic (IN_J) a délka mezidobí (DME). Délka intervalu mezi otelením a první inseminací, délka březosti a doba stání na sucho jsou považovány za konstantní.

Ekonomická váha věku jalovic při první inseminaci

Věk jalovic při první inseminaci (A_J) je výslednicí spolupůsobení genetických faktorů a vlivu prostředí (výživa, způsob chovu). Přihlédneme-li pouze ke genetickým dispozicím zvířat, charakterizuje A_J ranost pohlavního dospívání zvířat. Při nezměněné úrovni přírůstku a hmotnosti v dospělosti dochází při zvýšení A_J ke zvýšení hmotnosti jalovic při první inseminaci, tj. rostou tržby za vyřazované jatečné jalovice a jatečné prvotelky a zároveň se zvyšují náklady na odchov jalovic a náklady na krmiva pro záchovnou dávku prvotetek. Za předpokladu konstantního prodlení znamená zvýšení A_J stejné zvýšení věku při prvním otelení. Toto zvýšení věku, a tím i hmotnosti jalovic při prvním otelení může mít vliv na následnou mléčnou užitkovost. Závislost doživnosti v první laktaci — m [kg] na věku při první inseminaci A_J byla určena na základě kvadratické regrese používané v kontrole užitkovosti (Čermák, 1991, osobní sdělení). Derivací této regrese získáme rovnici

$$\frac{\partial m}{\partial A_J} = c_1 - c_2 \cdot A_J \quad (1)$$

kde: $c_1 = 0,875875 \text{ kg} \cdot \text{den}^{-1}$
 $c_2 = 0,00072 \text{ kg} \cdot \text{den}^{-1}$

V dalších laktacích se počítá se stejným nárůstem doživosti. Doba užitkovosti krav se nemění, tj. stoupá věk krav při porážce. Tento předpoklad podporují studie autorů Polásek et al. [1989] i dalších, kteří uvádějí průkazný pozitivní vliv věku při prvním otelení na přežitelnost krav.

Ekonomická váha věku jalovic při první inseminaci a_{A_J} se pak určí

$$a_{A_J} = \frac{\partial}{\partial A_J} [T_{JJ} + T_{JP} - N_J - NKZ_{JP}] + \frac{\partial m}{\partial A_J} \cdot a_m \quad (2)$$

[Kčs · den⁻¹/dojnice, rok]

kde: T — tržby za jatečná zvířata
 N — celkové náklady
 NKZ — náklady na krmiva pro záchovnou dávku zvířat
 a_m — ekonomická váha množství mléka (FCM)

(vše vyjádřeno na jednu dojnici a rok)

Indexy označují příslušnou kategorii zvířat: J — jatečné a chovné jalovice, JJ — jatečné jalovice, JP — jatečné prvotelky; a_{A_J} je změna zisku v uzavřeném obratu stáda, připadající na jednu dojnici a rok, při zvýšení věku jalovic při první inseminaci o jeden den. Hodnotu a_m stanovili Wolfová et al. [1992a].

Ekonomická váha prodloužení u jalovic

Prodloužení doby prodloužení u jalovic (IN_J) se projeví v ekonomice stáda stejným způsobem jako zvýšení věku jalovic při první inseminaci. Nepočítá se však se zvyšováním hmotnosti jatečných jalovic, protože model předpokládá vyřazování jalovic nevhodných k chovu v období první inseminace. Navíc dochází ke zvyšování nákladů na inseminace. Při prodloužení prodloužení o dobu odpovídající průměrnému rozmezí mezi dvěma říjemi (tj. o 21 dní) se počítá s jednou dodatečnou inseminací. Ekonomická váha IN_J (a_{INJ}) je určena rovnicí

$$a_{INJ} = \frac{\partial}{\partial IN_J} (T_{JP} - N_{CHJ} - NKZ_{JP}) + \frac{\partial m}{\partial A_J} \cdot a_m \quad (3)$$

[Kčs · den⁻¹/dojnice, rok]

Význam symbolů a indexů je stejný jako v rovnici (2) a index CHJ označuje chovné jalovice.

Ekonomická váha délky mezidobí

Za předpokladu konstantní délky březosti, doby stání na sucho a intervalu mezi otelením a první inseminací je prodloužení délky mezidobí (DME) způsobeno prodloužením doby prodloužení, což se projeví v prodloužení délky a perzistence probíhající laktace, ve snížení počtu telat narozených na jednu dojnici a rok a počtu vyřazovaných prvotetek (Oltenacu et al., 1980). Důsledkem je změna tržeb za jatečná zvířata v jednotlivých kategoriích skotu. Mění se ovšem i odpovídající náklady včetně nákladů na inseminace. Výše těchto změn závisí na systému vyřazování krav. Výpočet je proveden pro varianty:

A — vyřazování krav po určitém počtu laktací L ;

B — vyřazování krav v určitém věku k let.

Ve variantě A při prodloužování DME stoupá celoživotní užitkovost krav, ve variantě B celoživotní produkce mléka klesá (Zaoral et al., 1974; Schmidt, 1989). Závislost množství mléka za celou laktaci na délce mezidobí byla stanovena podle autorů Holmann et al. (1984). Počet telat narozených na dojnici a rok (k_2) a počet vyřazovaných prvotetek (JP) se vyjádří jako funkce DME:

$$\text{Varianta A: } k_2 = \frac{n(1-L)}{L \cdot \text{DME}(\rho-1)} \quad [\text{ks/dojnice a rok}] \quad (4)$$

$$JP = \frac{n(1-L)}{L \cdot \text{DME}(\rho-1)} \quad [\text{ks/dojnice a rok}] \quad (5)$$

$$\text{Varianta B: } k_2 = \frac{\text{DME} - n \cdot k}{\text{DME} \cdot k \cdot (\rho-1)} \quad [\text{ks/dojnice a rok}] \quad (6)$$

$$JP = \frac{\text{DME} - n \cdot k \cdot \rho}{\text{DME} \cdot k \cdot (\rho-1)} \quad [\text{ks/dojnice a rok}] \quad (7)$$

kde: ρ — podíl otelených jalovic z telat narozených na dojnici a rok

n — koeficient přepočtu na 1 rok (při udání DME v měsících je $n = 12$, ve dnech $n = 365$).

V ziskové funkci závisí na délce mezidobí v obou variantách tyto položky: tržby za mléko, náklady na chov dojníc a počty jatečných i chovných zvířat připadajících na jednu dojnici a rok. Přitom tržby i náklady na jedno zvíře v kategoriích telat, jalovic, býků a jatečných prvotetek se nemění. Ve variantě A jsou navíc funkce DME i tržby za jatečné krávy (tab. II). Zisková funkce byla sestavena pro rozmezí DME 11 až 16 měsíců.

Ekonomická váha mezidobí a_{DM} byla stanovena derivací ziskové funkce podle DME:

$$a_{DME} = \frac{\partial}{\partial DME} (Z_{TE} + Z_J + Z_{JB} + Z_{JP} + Z_K) \quad (B)$$

[Kčs · měsíc⁻¹/dojnice a rok]

kde: Z — rozdíl tržeb a nákladů v příslušné kategorii skotu, kterou označují jednotlivé indexy (TE — jatečná i chovná telata, JB — jateční býci, K — krávy).

Modelový výpočet

Algoritmus výpočtu ekonomických vah uvedených reprodukčních ukazatelů je zahrnut do programu „EKOVAHY“, který byl napsán pro osobní počítače. Do výpočtu vstupuje cca 80 proměnných, které zahrnují biologické, ekonomické a provozní parametry v chovu skotu. Pro studium závislosti ekonomických vah na úrovni těchto proměnných byl proveden modelový výpočet s úrovní parametrů platných v ČR v roce 1989. Zdroje údajů jsou uvedeny v naší předchozí publikaci (Wolfová et al., 1992b).

VÝSLEDKY

Ekonomické váhy reprodukčních vlastností pro úroveň parametrů z roku 1989 jsou uvedeny v prvním sloupci tab. I. Zvýšení úrovně každé ze sledovaných vlastností (tj. zhoršení reprodukce) přináší chovateli ekonomickou ztrátu.

Ekonomický význam jednotlivých ukazatelů závisí na vzájemných poměrech cen jatečných zvířat, mléka a cen všech vnějších vstupů (krmiva, práce, ostatní náklady). Při zvyšování výkupních cen masa se zvyšuje především ekonomický přínos zkracování délky mezidobí, což vyplývá z většího počtu telat narozených na dojnici a rok. Tato telata lze

I. Ekonomické váhy reprodukčních vlastností a vliv úrovně cen produktů a nákladových položek na tyto váhy — Economic weights for reproduction traits and influence of changes in output and/or input prices on these weights

Vlastnost [jednotka] ¹	Ekonomická váha v Kčs na jednotku, dojnici a rok při ²				
	výchozí úrovní cen ³ [1989]	zvýšení o 100 % u cen ⁴			
		masa ⁵	mléka ⁶	všech nákladů ⁷	produktů a nákladů ⁸
Věk jalovic při 1. inseminaci [dny] ⁹	—3,85	—0,45	—1,42	—13,68	— 7,71
Prodlení u jalovic [dny] ¹⁰	—5,63	—4,54	—3,19	—14,46	—11,26
Délka mezidobí ¹¹					
varianta A ¹²	—460,29	—1 624,41	— 605,83	389,10	— 920,58
varianta B ¹³ (měsíce)	—719,58	—2 243,30	—1 320,70	716,74	—1 377,16

¹trait (unit), ²economic weight in crowns per unit, cow and year, ³for starting price level (1989), ⁴for increasing the price level by 100 %, ⁵for meat, ⁶for milk, ⁷for all inputs, ⁸for all outputs and inputs, ⁹heifers' age at first breeding (days), ¹⁰interval from first breeding to last breeding (days), ¹¹calving interval (months), ¹²A — culling cows at constant number of lactation, ¹³B — culling cows at constant age

výhodně zpeněžit jako jatečné býky a jalovice (viz druhý sloupec tab. I). Rovněž zvýšení cen mléka zvyšuje význam této vlastnosti (třetí sloupec tab. I), neboť při zkracování DME se zvyšuje množství mléka nadojené na dojnici a rok, a to především ve variantě B (tab. II).

Nárůst nákladů v chovu skotu zvyšuje význam vlastností, jejichž zlepšováním dochází k úspoře nákladů (A_7 , IN_7). Při vysokých nákladech jsou všechny úseky chovu skotu nerentabilní a další zvyšování počtu vykrmovaných zvířat přináší pouze ztrátu, proto má ekonomická váha prodloužení DME v tomto případně kladnou hodnotu (čtvrtý sloupec tab. I).

Při rovnoměrném růstu cen produktů a nákladů rostou absolutní hodnoty ekonomických vah všech vlastností a jejich vzájemné relace se nemění (poslední sloupec tab. I).

II. Vliv změny mezidobí (DME) na tržby, náklady, zisk a počet telat narozených na dojnici a rok v uzavřeném obratu stáda při různé úrovni průměrné délky mezidobí — Influence of changes in the length of calving interval (DME) on revenues, expenses, income and number of calves born per cow and year in a closed herd at different levels of average calving interval

Položka x ¹	$\frac{\partial x}{\partial \text{DME}}$ v Kčs/den, dojnice a rok pro průměrnou délku DME (měsíce) ²				
	11	12	13	14	15
Varianta A:³					
Tržby za mléko ⁴	+100	+ 7	— 65	—123	—169
Tržby za jatečné krávy ⁵	—351	—295	—251	—217	—189
Náklady na inseminace ⁶	+124	+115	+107	+101	+ 94
Ostatní náklady na krávy ⁷	+ 43	+ 3	— 28	— 53	— 73
Rozdíl tržeb a nákladů u ostatních kategorií skotu ⁸	— 76	— 64	— 55	— 47	— 41
Zisk (ekonomická váha) ⁹	—494	—470	—450	—435	—420
Počet telat na dojnici a rok ¹⁰	—0,110	—0,092	—0,078	—0,067	—0,059
Varianta B:¹¹					
Tržby za mléko ⁴	— 6	— 91	—156	—206	—247
Tržby za jatečné krávy ⁵	0	0	0	0	0
Náklady na inseminace ⁶	+124	+115	+107	+101	+ 94
Náklady na krávy ⁷	— 3	— 39	— 67	— 89	—106
Rozdíl tržeb a nákladů u ostatních kategorií skotu ⁸	—693	—582	—496	—428	—372
Zisk (ekonomická váha) ⁹	—820	—749	—692	—646	—607
Počet telat na dojnici a rok ¹⁰	—0,146	—0,123	—0,105	—0,090	—0,079

¹item, $\frac{\partial x}{\partial \text{DME}}$ ²in crowns per month, cow and year for the average length of calving interval in months, ³variant A, ⁴revenues from milk, ⁵revenues from culling cows, ⁶insemination costs, ⁷other costs for cows, ⁸difference between revenues and costs of keeping other categories of cattle, ⁹income (economic weight), ¹⁰number of calves born per cow and year, ¹¹variant B

Závislost zisku na jednotlivých reprodukčních vlastnostech je vesměs nelineární. Ekonomické váhy určité vlastnosti proto závisí na její průměrné úrovni v populaci a rovněž na průměrné úrovni ostatních hodnocených vlastností. Jako příklad těchto závislostí je v tab. II uveden vliv úrovně délky mezidobí na změny v jednotlivých položkách ziskové funkce a změny zisku ze stáda při zvýšení DME o jeden měsíc nad tuto úroveň.

DISKUSE

Plodnost zvířat je komplexní ukazatel a volba vhodných ukazatelů charakterizujících tuto vlastnost je obtížná. Většina autorů se shoduje v názoru, že je potřebné hodnotit jalovice a krávy odděleně, neboť korelace mezi ukazateli plodnosti jalovic a krav jsou nízké (Polášek et al., 1989). Většina autorů zvolila jako kritérium reprodukce krav délku mezidobí (DME), resp. délku servis periody, čemuž u jalovic odpovídá prodlení (interval mezi první a poslední inseminací). Srovnání absolutních hodnot ekonomických vah těchto vlastností není možné jednak z důvodů rozdílných metodických přístupů a jednak z důvodů rozdílných cenových relací produktů a nákladů v jednotlivých zemích. Podle autorů Henze et al. (1980), Zeddiés (1988) a Ponzoni, Newman (1989) přináší prodloužení DME ekonomickou ztrátu, jejíž velikost závisí především na ceně mléka a telat. Práce jiných autorů (např. Holmann et al., 1984; Schmidt, 1989) však dokazují, že ekonomická váha DME závisí na průměrné úrovni této vlastnosti. Optimální DME stanovili tito autoři kolem 13 měsíců. Zkrácení i prodloužení DME pod a nad toto optimum přináší chovateli ztrátu. Tento výsledek ovšem závisí na tom, které tržby a náklady považujeme za funkce DME. Holmann et al. (1984) stanovili ekonomickou váhu DME pouze jako rozdíl tržeb za mléko a nákladů na krmiva. Jak je patrné z tab. II, při tomto přístupu bychom získali obdobné výsledky. Při prodloužení DME z 11 na 12 měsíců vzrostly tržby za mléko o +100 Kčs na krávu a rok, z 12 na 13 měsíců o dalších +7 Kčs a při prodlužování DME nad 13 měsíců dochází ke ztrátám na tržbách. Naproti tomu podle autorů Ponzoni a Newman (1989) je ekonomická váha této vlastnosti dána pouze cenou za navíc narozená a vykrmená telata. V tomto případě každé prodloužení DME přináší ztrátu (viz změny počtu telat v tab. II). Námi stanovená záporná ekonomická váha pro všechny úrovně DME je výslednicí změn všech tržeb a nákladů v celém obratu stáda (tab. II).

Pro zvýšení věku jalovic při první inseminaci je ve shodě s našimi výsledky uváděna v literatuře záporná ekonomická váha — Henze et al. (1980) uvádějí $-0,5$ DME/den, Zeddiés (1988) $-1,7$ DME/den.

Zvýšení počtu inseminací potřebných k zabřeznutí plemenic hodnotí pouze Zeddiés (1988). Uvádí ztrátu $-0,34$ DEM pro zvýšení inseminačního indexu o 0,01 bodu.

Boichard (1990) považuje za jediné spolehlivé kritérium plodnosti zabřezávání, protože schopnost plemenic zabřeznout po provedené inseminaci není chovatelem tolik ovlivněna jako ostatní ukazatele reprodukce.

Literatura

- BELLER, I. — PLESNÍK, J.: Předpoklady pre výber dojníc: II. Vplyv veku pri prvom otelení na produkciu mlieka v jednotlivých laktáciách. Poľnohospodárstvo, 17, 1971, s. 676—681.
- BOICHARD, D.: Estimation of the economic value of conception rate in dairy cattle. Livestock Prod. Sci., 24, 1990, s. 187—204.
- HENZE, A. — ZEDDIES, J. — FEWSON, D. — NIEBEL, E.: Nutzen-Kosten-Untersuchung über Leistungsprüfungen in der tierischen Erzeugung, dargestellt am Beispiel der Milchleistungsprüfung beim Rind. Schriftenreihe (Bundesministerium f. Ernährung, Landw. Forsten), Reihe A: Landwirtschaft-angewandte Wissenschaft, 1980. 331 s.
- HOLMANN, F. J. — SHUMWAY, C. R. — BLAKE, R. W. — SCHWART, R. B. — SUDWEEKS, E. M.: Economic value of days open for Holstein cows of alternate milk yields with varying calving interval. J. Dairy Sci., 67, 1984, s. 636—643.
- OLTENACU, P. A. — ROUNSAVILLE, T. R. — MILLIGAN, R. A. — HINTZ, R. L.: Relationship between days open and cumulative milk yield at various intervals from parturition for high and low producing cows. J. Dairy Sci., 63, 1980, s. 1317—1327.
- POLÁŠEK, M. — ČERMÁK, V. — ŘÍHA, J.: Odhad plemenné hodnoty býků na ukazatele plodnosti a přežitelnosti. [Závěrečná zpráva.] Rapotín, VÚCHS 1989. 97 s.
- PONZONI, R. W. — NEWMAN, S.: Developing breeding objectives for Australian beef cattle production. Anim. Prod., 49, 1989, s. 35—47.
- SCHMIDT, G. H.: Effect of length of calving intervals on income over feed and variable costs. J. Dairy Sci., 72, 1989, s. 1605—1611.
- STRANDBERG, E. — OLTENACU, P. A.: Economic consequences of different calving intervals. Acta Agric. scand., 39, 1989, s. 407—420.
- WOLFOVÁ, M. — PŘIBYL, J. — WOLF, J.: Metodika stanovení ekonomických vah hospodářsky významných vlastností u skotu. Zeměd. Ekon., 37, 1991, s. 641—654.
- WOLFOVÁ, M. — PŘIBYL, J. — WOLF, J.: Stanovení ekonomických vah vlastností mléčné užitkovosti u skotu. Živoč. Výr., 37, 1992a, č. 4, s. 375—381.
- WOLFOVÁ, M. — PŘIBYL, J. — WOLF, J.: Stanovení ekonomických vah vlastností výkrmnosti u skotu. Živoč. Výr., 37, 1992b, č. 6—7, s. 539—545.
- ZAORAL, J. — POLÁŠEK, M. — MALÝ, J.: Plodnost v selekci skotu. Živoč. Výr., 19, 1974, č. 2, s. 89—96.
- ZEDDIES, J.: Population sector models: relationship between models for several levels. In: Sbor. Sem. Modelling of livestock production systems, Brussels, Belgium, 7—9 April, 1987.

Došlo dne 2. 3. 1992

WOLFOVÁ, M. — PŘIBYL, J. — WOLF, J. (Research Institute of Animal Production, Praha-Uhřetěves): *Calculation of economic weights for some reproduction traits in cattle.* Živoč. Výr., 37, 1992 (8): 693—700.

A method for the calculation of economic weights for the heifers' age at first breeding (A_j), the interval from first breeding to last breeding (IN_j) and for the calving interval (DME) is given. The economic weight of a given traits is defined as the first derivation of the profit function on this trait. The profit is calculated per cow and year for a closed herd production model with all categories of animals (calves, heifers, bulls, cows selected during the 1st lactation, older cows). Two strategies of cow culling are assumed: A — culling at constant number of lactation, B — culling at constant age.

When calculating the economic weights for A_j and IN_j , changes in heifers' weight at first calving were assumed, hence changes in milk production in subsequent lactations followed. When calculating the economic weights for all the investigated traits, consequences of a change in fixed and proportional costs (including feed, insemination and labour costs) and in revenues from culled cows, fattened calves, bulls and heifers, both calculated per cow and year, were taken into account. The system of equations for the calculation was programmed on a personal computer.

In model calculations the major factors determining values of economic weights were determined. The values of biological, economic and management conditions valid in the Czech Republic in 1989 were used as basic values. Under these conditions, losses in profit per cow and year for each additional day of A_j and IN_j were 3.85 and 5.63 crowns, resp. and losses due to increasing the calving interval by one month were 460.29 and 719.58 crowns for culling strategy A and B, resp. (the average level of this trait was assumed to be 12.5 months) — Tab. I.

The values of economic weights for a given trait and the relation between the economic weights for the evaluated traits are dependent on the relationships between the output and input prices as well as on the relationship between meat and milk prices (Tab. I). Increasing costs rise the economic importance of decreasing the level of A_j and IN_j . However, decreasing the length of the calving interval has a negative economic effect when the costs are raised by 100 per cent. This was caused by the fact that the whole cattle production was unprofitable at this cost level. Uniform changes in costs on the one hand and prices of products on the other do not change the relations between the economic weights (last column in Tab. I).

The values of economic weights also depend on the average level of the given trait. An example of this dependence is presented in Tab. II. When increasing the average length of calving interval in the examined population, the losses in profit for each additional month of the calving interval decrease. This is the consequence of changes in revenues for milk and culled cows, changes in the expenses on the cow herd as well as changes in the profit of keeping all other categories of animals in a closed herd (Tab. II).

cattle; profit function; economic weights; reproduction

Adresa autorů:

Ing. Marie Wolfová, ing. Josef Příbyl, DrSc., Dr. Jochen Wolf,
Výzkumný ústav živočišné výroby, 104 00 Praha 10-Uhřetěves

J. Nový

NOVÝ, J. (Vysoká škola poľnohospodárska, Nitra): *Variabilita energetickej hodnoty produkcie mlieka*. Živoč. Vyr., 37, 1992 (8): 701–706.

Na základe geneticko-plemenárskej analýzy sme pri súbore dojníc slovenského strakatého plemena (87 skupín polosestier — $n = 4502$) a súborov dojníc čierno-strakatého plemena a ich kríženie s holštajnským plemenom — $N = 16/153$ — 283 , $H 75 N$ ($n = 153$), $H 87 N$ ($n = 282$) analyzovali premenlivosť energetickej hodnoty produkcie mlieka. Priemerná energetická hodnota mlieka bola $13,95$ až $15,76$ GJ [za laktáciu], resp. $2,2$ až $3,5$ MJ/l kg. Medzi indexom produkcie bielkovín a energetickou hodnotou mlieka existuje negatívna korelácia $-0,305^{+}$.

energetická hodnota mlieka; index produkcie bielkovín; fat and protein corrected milk; premenlivosť produkcie mlieka; kríženie

Ekonomický prístup pri výrobe mlieka vyžaduje brať do úvahy nielen množstvo mlieka, ale aj obsah jeho nutričných zložiek a jeho celkovú hodnotu z hľadiska výživnej hodnoty produktu a energetickej náročnosti kŕmnej dávky.

LITERÁRNY PREHĽAD

Na závažnosť hodnotenia energetickej hodnoty mlieka poukázal Gaines (1940) a pre porovnanie jedincov či skupín navrhol robiť prepočet produkcie FCM (mlieko korigované na 4% tukovosť). Energetickou hodnotou mlieka rôznych plemien sa zaoberali Espe (1946), Davidov (1952), Marková (1963) a niektorí ďalší autori.

Experimentálnu prácu o energetickej spotrebe a produkcii pri tvorbe mlieka publikoval Labuda (1971).

Mácha et al. (1985) diskutujú o genetických a selekčných možnostiach zvýšenia obsahu a produkcie bielkovín o kumulatívnej hodnote $B + T$ (množstvo bielkovín a tuku). Tzv. FPCM (mlieko korigované na obsah bielkovín a tuku) uvádza napr. Kahoun (1989) a Kadlečík et al. (1992).

O indexe produkcie bielkovín (IPB) píše Pavel (1962). Tento problém sme riešili aj v niektorých našich prácach (napr. Nový, 1987).

MATERIÁL A METÓDA

Podkladové údaje sme získali z databázy vybudovanej na základe výsledkov kontroly mliekovej úžitkovosti na Slovensku. Hodnotili sme skupiny polosestier podľa otcov pri štyroch plemenách (genotypoch), a to (p = počet otcov, m = počet dcér, n = počet laktácií): plemeno slovenské strakaté ($p = 87$, $n = 4502$), nížinné čierno-strakaté ($p = 16$, $m = 263$, $n = 789$), krížienky $H 75 N$ ($p = 16$, $m = 153$, $n = 459$), $H 87 N$ ($p = 15$, $m = 283$, $n = 849$).

Odhad variačno-štatistických hodnôt sledovaných ukazovateľov sme uskutočnili obli-
gátnymi metódami a pomocou jednofaktorovej analýzy rozptylu.

Korekciu na obsah bielkovín a tuku sme urobili podľa vzorca:

$$FPCM = 0,22 \cdot M + 7,5 \cdot T + 15 \cdot B$$

kde: M — množstvo mlieka v kg

T — množstvo tuku v kg

B — množstvo bielkovín v kg

Výpočet energetickej hodnoty mlieka sme urobili podľa vzorcov [Strminska, 1988]: $ECM = 37,68 \cdot T + 16,75 \cdot B + 16,54 \cdot L$ [L = laktóza], pričom energetická hodnota 1 kg mlieka je udávaná v MJ a energetická hodnota produkcie mlieka za laktáciu je udávaná v GJ a $ECM \times$ produkcia za laktáciu v kg. [Index produkcie bielkovín (IPB) sme robili ako pomer $b \% : t \%$.]

Údaje z odbornej literatúry sme prepočítavali podľa udávaných kalórií alebo podľa pôvodných údajov o obsahu tuku, bielkovín a laktózy.

VÝSLEDKY

Úroveň úžitkovosti hodnotených dojníc slovenského strakatého plemena (bez ohľadu na poradie laktácie) charakterizujú údaje uvedené v tab. I. Súbor môžeme považovať za vyhovujúcu vzorku. Extrémne hodnoty sú dosť zarážajúce (svedčia o veľkej variabilite), nakoľko ide o $\bar{x}_i$, t. j. priemer za skupinu polosestier.

I. Variačno-štatistické hodnoty sledovaných ukazovateľov podľa skupín polosestier (dcéry býkov slovenského strakatého plemena) — Variation-statistical values of investigated indicators according to groups of half-sisters (daughters after sires of the Slovak Pied breed)

Ukazovateľ ¹	Tuk ³ (kg)	Bielkoviny ⁴ (kg)	Laktóza ⁵ (kg)	IPB ⁶
Počet otcov (skupín) ²	87	87	87	87
$\bar{x}$	146,95	122,53	165,44	0,836
s	25,8	20,2	27,3	0,027
$v\%$	17,5	16,4	16,5	3,3
min.	85,05	71,94	99,4	0,774
max.	200,9	163,8	227,1	0,925

IPB = index produkcie bielkovín ($b \% : t \%$)

¹indicator, ²number of sires (groups), ³fat, ⁴proteins, ⁵lactose, ⁶protein efficiency ratio

V tab. II uvádzame variačno-štatistické hodnoty energetickej hodnoty GJ za laktáciu. Priemer za celý súbor bol 14,215 GJ pri variačnom koeficiente 29,46 %, čo je prijateľné. Je zaujímavé (z plemenárskeho hľadiska), že boli rozdiely medzi „skupinami“ podľa počtu dcér na jedného otca. Čím bola väčšia hodnota n_i , tým bola väčšia hodnota $\bar{x}_i$ v GJ.

Vo všetkých skupinách, aj v rámci celého súboru bol vplyv otca (býka) vysokopreukazný ($P < 0,01$).

Výsledky analýzy čiernostrakatého dobytku z hľadiska produkcie FPCM a ECM sú uvedené v tab. III.

Dojnice čiernostrakatého plemena a kríženky H 75 N mali na všetkých troch laktáciách skoro rovnakú úžitkovosť. Kríženky H 87,5 N boli horšie, a to na všetkých laktáciách. Zaoštalali najmä v náraste produkcie z prvej na druhú laktáciu.

II. Variačno-štatistické hodnoty energetickej hodnoty vyprodukovaného mlieka (skupiny polosestier — dcér býkov slovenského strakatého plemena) — Variation-statistical values of energy corrected milk output (groups of half-sisters — daughters after sires of the Slovak Pied breed)

Skupina ¹	$n_i \geq 100$	$n_i \geq 50$	$n_i \geq 30$	$n_i < 30$	Celý súbor spolu ⁴
Počet otcov ²	13	13	18	43	87
Počet laktácií ³	2 173	885	711	733	4 502
a)					
$\bar{x}$	14,512	14,132	14,051	13,597	14,215
s	4,216	4,025	4,007	3,392	,188
v%	29,05	28,48	28,52	32,30	29,46
F	25,99++	12,60++	16,22++	9,86++	5,76++
P%	12,62	14,77	28,46	34,49	6,36

++P < 0,01

n_i = najmenší počet laktácií u všetkých hodnotených dcér daného otca (podľa toho boli tvorené skupiny)

a) uvedené v GJ — given in GJ

n_i = the least number of lactations in all evaluated daughters of the given sire (groups were formed in dependence on this indicator)

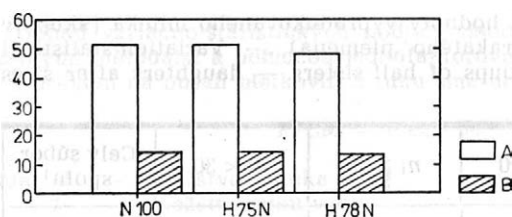
¹group, ²number of sires, ³number of lactations, ⁴total of whole set

III. Variačno-štatistické hodnoty produkcie FPCM a ECM podľa genotypu a poradia laktácie — Variation-statistical values of FPCM and ECM output according to genotype and lactation order

Ukazovateľ ¹		N 100		H 75 N		H 87,5 N	
Počet otcov ²		16		16		15	
Počet dcér ³		263		153		283	
		FPCM	ECM	FPCM	ECM	FPCM	ECM
I. laktácia ⁴	$\bar{x}$	4 562	12,54	4 559	12,75	4 307	12,05
	s	620	1,59	374	0,99	493	1,36
	v%	13,6	12,67	8,2	7,80	11,5	11,31
II. laktácia	$\bar{x}$	5 225	14,62	5 262	14,75	4 891	13,58
	s	578	1,48	516	1,54	457	1,34
	v%	11,1	10,16	9,8	10,42	9,3	9,90
III. laktácia	$\bar{x}$	5 587	15,61	5 583	15,77	5 225	14,48
	s	641	1,75	688	1,95	406	1,27
	v%	11,5	11,19	12,3	12,38	7,8	8,79

¹indicator, ²number of sires, ³number of daughters, ⁴lactation

Obdobne tomu bolo aj pri produkcii ECM. Z obr. 1 a 2 vyplýva, že plemenná príslušnosť v absolútnej produkcii ECM nie je tak zreteľne viditeľná (okrem kríženiak H 8 7 N) ako poradie laktácie. S poradím laktácie (všetky plemená spolu) bolo zreteľné zvýšenie hodnôt ECM v GJ.



1. Porovnanie genotypov (1. až 3. laktácia); os x — genotyp; pre obr. 1 a 2: A — fat and protein corrected milk = FPCM (100 kg), B — energetická hodnota mlieka = energy corrected milk — ECM [G] — Comparison of genotypes (1st to 3rd lactation); x-axis — genotype; applies to Figs. 1 and 2: A — fat and protein corrected milk = FPCM (100 kg), B — energy corrected milk (ECM) [G]



2. Porovnanie poradia laktácií (všetky genotypy spolu); os x — laktácia — Comparison of lactation order (total of all genotypes); x-axis — lactation

Korelačný koeficient IPM : GJ pri súbore dojníc slovenského straka-tého plemena bol $-0,357^{++}$.

Aby sme dosiahnuté výsledky hlbšie analyzovali, urobili sme aj od-had korelačných koeficientov (podľa literárnych údajov IPB : MJ, resp. IPB : GJ. Získali jsme hodnoty $r_{xy} = -0,4856^{++}$, resp. $-0,9031^{++}$. Z uve-deného jasne vyplýva, že zatiaľ čo energetická hodnota 1 kg mlieka (v MJ) je podmienená jednoznačne geneticko-biologickými faktormi a má relatívne nízku premenlivosť (medzi rokmi, stádami, jedincami), energetická hodnota celkovej produkcie mlieka za laktáciu je ovplyv-nená predovšetkým chovateľskými podmienkami (vplyv realizačných a manifestačných faktorov).

Údaje z literatúry (prepočítali sme ich podľa vlastnej metodiky) ten-to záver potvrdzujú (tab. IV).

IV. Rozpätie hodnôt MJ a GJ po prepočte údajov rôznych autorov⁺ — The range of MJ and GJ values after recalculation of data cited by various authors⁺

	Hodnoty ³ MJ		Hodnoty GJ	
		%		%
Medzi rokmi ¹	2,525—2,594	2,7	10,921—12,443	13,9
Medzi rokmi ¹	2,223—2,867	29,0	5,123—11,289	120,4
Medzi rokmi ¹	2,845—2,894	1,7	6,845—9,726	42,1
Medzi plemenami ²	2,610—2,777	6,4	8,189—8,719	6,5
Medzi plemenami ²	2,642—3,455	30,1	—	—
Medzi plemenami ²	2,827—2,866	1,4	10,554—12,341	16,9

⁺ Alešin (1970), Davidov (1952), Markova (1963), Kadlečík et al. (1992), Malčevskaja (1971)

% = (max. — min.) — 100

¹between the years, ²between the breeds, ³values

Nami zistené výsledky geneticko-plemenárskej analýzy produkcie tuku a bielkovín sú v súlade s názormi autorov Mácha et al. (1985) v tom, že je možné selekciou zvýšiť ich úroveň. Pri produkcii FPCM sme získali výsledky podobné údajom, ktoré uvádzajú Kadlečík et al. (1992).

Nami zistené negatívne korelácie medzi IPB a energetickou hodnotou mlieka v plnej miere potvrdzujú „klasické“ údaje, ktoré uvádza Gaines (1940) v tabuľke „zvyšovanie percentuálneho obsahu tuku a znížovanie energetickej hodnoty mlieka“.

Z niektorých literárnych údajov (Žuravok, 1949a, b; Fesjun, Markova, 1964; Kušner, 1964) po prepočítaní pôvodných údajov vyplýva, že energetická hodnota (1 kg mlieka v MJ) sa dedí intermedialne ($F_1/P_1 + P_2/2$) a niekedy sa prejavuje heterózný efekt ($F_1 > P_1 + P_2/2$). Po ďalších prepočtoch sme na základe viacerých údajov zistili, že pri kríženkách s plemenom jersey sa na 1 % dedičného podielu energetická hodnota mlieka (1 kg) zvýšila cca o 1 KJ.

Nami zistené výsledky poukazujú na potrebu hodnotiť pri plemenárskej práci aj energetickú hodnotu mlieka a tomuto ukazovateľovi treba venovať pozornosť aj pri selekcii.

Literatúra

- ALEŠIN, A. A.: Vlijanije golandskich bykov na moločnuju produktivnost' černopestrogo skota Belorussii. In: Genetika i selekcija s. ch. životnych i pticy. Minsk, Urožaj 1979, s. 4—9.
- ALEŠIN, A. A.: Oplata korma molokom černopestrijmi golandskimi i golantizirovanymi korovami. Nauč. Tr. BNIIŽ (Minsk), 1971, č. 12, s. 55—58.
- DAVIDOV, R. B.: Spravočnik po moločnom delu. Moskva, Selchozizdat 1952.
- ESPE, D.: Secretion of Milk. Moskva, Izd. Inostrannoj literatury 1950.
- FESJUN, A. — MARKOVA, K.: Džerseyskije pomesy dajut chorošeje moloko. Moloč. i mjas. Skotov., 1964, č. 11, s. 43—44.
- GAINES, W. L.: . . . Dairy Sci., 23, 387—342, 1940.
- KADLEČÍK, O. — PŠENICA, J. — CANDRÁK, J.: Medziplenné rozdiely v ukazovateľoch produkcie mlieka kráv. In: Zbor. Projekt A-7, AF VŠP Nitra, 1992.
- KAHOUN, J.: Progresivní systémy chovu skotu v ČSSR. In: Zbor. Progres v chovu skotu, AK Slušovice, 1989, s. 51—70.
- KUŠNER, Ch. F.: Nasledstvennost' s. ch. životnych. Moskva, Izd. Kolos 1964.
- LABUDA, J.: Štúdium spotreby energie na tvorbu 1 kcal mlieka a jeho zložiek pri rozličnej úrovni výživy dojníc. In: Zbor. Ref. Intenzifikácia živočíšnej produkcie v podmienkach veľkovýroby, Nitra, VŠP, 1971, s. 35—45.
- LEPAJOE, L.: Novoje v ocenke produktivnosti životnych i pticy. Moskva, Kolos 1975.
- MÁCHA, J. et al.: Genetické a selekčné možnosti zvyšování obsahu a produkce bílkovin mléka. In: Zbor. ČSVTS, VŠZ Brno, 5. 2. 1985.
- MAJČEVSKAJA, J. N.: Zavisimost chimičeskogo sostava moloka korov rozličnych porod ot kormlenia. Nauč. Tr. BNIIŽ (Minsk), 1971, č. 12, s. 59—64.
- MARKOVA, K. V.: Kakije faktory vliajut na sostav moloka. Moskva, Rosseľchozizdat 1963.
- NOVÝ, J.: Variabilita kumulativnej hodnoty produkcie tuku a bielkovín v mlieku cicavcov a rozličných plemien hovädzieho dobytku. Acta zootechn. Univ. agric. (Nitra), XLII, 1987, s. 77—85.
- PAVEL, J.: Možnosti zvyšování produkce mléčných bílkovin u plemen skotu chovaných v ČSSR. Živoč. Vyr., 7, 1962, č. 1, s. 27—38.
- STRMINSKA, F. a kol.: Požívatinné tabuľky I — Potravinárske suroviny. Bratislava, VÚP 1988.

VASILJEV, V. F. — PANOVA, V. A. — SAMOSEJKO, L. D. — TITOVA, M. I.: Produktivnyje osobennosti pomesnyh 3-8-krovnyh džersejskich korov. In: Genetika i Selekcija s. ch. životnyh i pticy. Minsk, Urožaj 1970, s. 4—9, 15—22.

ŽURAVOK, I. S.: Vyvedenije novogo typu žirnomoločnogo skota ustojčivogo k gemospo-ridiozam. In: Tr. NIIGA [Askanija Nova], Moskva, OGIC-Seľchozgiz 1949a, s. 160—168.

ŽURAVOK, I. S.: Opyt skreščivanija seroukrainskich korov s ostftrizami v Askanii — No-va. In: Tr. NIIGA [Askanija Nova], Moskva, OGIC-Seľchozgiz 1949b, s. 187—209.

Došlo dňa 29. 1. 1992

NOVÝ, J. [University of Agriculture, Nitra]: *Variability of energy corrected milk output.* Živoč. Vyr., 37, 1992 (8): 701—706.

Fat and protein corrected milk (FPCM) output and energy corrected milk (ECM) were evaluated on the basis of genetic and breeding analysis of half-sisters after 87 sires of the Slovak Pied breed ($n=4502$), 16 sires of the Black-Pied breed and of crossbred cows H 75 N ($n=153$) and H 87 N ($n=283$). ECM per 1 kg is given in MJ and output per lactation in GJ.

The ECM value of total milk output per lactation ranged from 8.2 to 19.0 GJ. Variability of GJ values is considerably higher in comparison with MJ values because it is conditioned by different action of implementation and manifestation factors. The ECM value per 1 kg milk (MJ) according to breeds is determined particularly by genetical and biological factors.

Protein efficiency ratio (PER) (percent protein content: percent fat content) ranged from 0.774 to 0.925 for the groups of half-sisters. The correlation $-0.357+$ was determined between the PER and GJ values for the Slovak Pied cattle; the means for different breeds reaching the value of $-0.486+$ were obtained after literary data processing. (The correlation up to -0.903 was determined between the PER and GJ values for the breeds on the basis of literary data).

The results of this analysis demonstrate that it is necessary to focus on all milk components (fat, proteins, lactose) and also on values of energy corrected milk (MJ, GJ).

energy corrected milk (ECM); protein efficiency ratio; fat and protein corrected milk (FPCM); variability of milk output; crossing

Adresa autora:

Prof. ing. Jaroslav Nový, DrSc., Vysoká škola poľnohospodárska, Lomonosovova 2, 949 76 Nitra

J. Krížek, M. Říha, J. Dufka

KRÍŽEK, J. — ŘÍHA, M. — DUFKA, J. (Výzkumný ústav živočišné výroby, Praha-Uhřetěves; Státní statek Velké Dvorce): *Reprodukční schopnosti ovcí v oplůtkovém systému chovu*. Živoč. Vyr. 37, 1992 (8): 707—715.

V podmínkách pastevního systému chovu byla na podkladě plemene merino vytvářena syntetická populace ovcí. Jako zušlechťující plemeno byla použita ovce romanovská. V první a druhé etapě tvorby syntetické populace byly k dispozici ovce plemene merino (M), kříženky F_1 ($R \times M$), B_1 ($M \times F_1$) a $M \times B_1$ s 12,5 % genů plemene ovce romanovská. Vzhledem k tomu, že se současně ověřovala vhodnost pastevního systému chovu v našich podmínkách, byly do stáda zařazeny ovce plemen zušlechtěná valaška (ZV), cigája (C), kříženky mezi ovcí severokavkazskou a M ($Sk \times M$) a německou dlouhovlnnou a ZV ($ND \times ZV$). U těchto genotypů ovcí byly v průběhu tří let sledovány ukazatele reprodukce, počet narozených jehňat na matku zapuštěnou (JMZ) a obahňenou (JMO) a živá hmotnost jehňat při narození. Získané údaje byly analyzovány pomocí metody nejmenších čtverců LSM. Plodnost ovcí byla významně ovlivněna genotypem matky a věkem matky, vliv roků byl významný jen u JMZ. Bylo dosaženo průměrné plodnosti JMZ — 1,38, JMO — 1,79 jehňat, přičemž nejvyšší plodnost měly kříženky F_1 — $R \times M$ [JMZ — 1,75; JMO — 2,21]. Kříženky s nižším podílem genů R (B_1 a $M \times B_1$) měly plodnost prakticky stejnou jako výchozí plemeno M. Z ostatních porovnávaných plemen dosáhly nejvyšší plodnosti ovce ZV (1,52; 1,78). Živá hmotnost jehňat při narození byla významně ovlivněna efekty roků, genotypu matky, četností vrhu a pohlaví jehňat. Ovce M a kříženky $R \times M$ měly přibližně stejnou hmotnost při narození (3,68 kg), hmotnost mírně klesala s přibývajícím podílem genů R. Jedináčci se narodili o 0,81 kg těžší než dvojčata, trojčata zaostala za jedináčky o 1,36 kg, přesto jejich průměrná hmotnost činila 3,17 kg. S ohledem na ukazatele reprodukce se pastevní systém chovu projevil jako vhodný pro všechna domácí plemena ovcí.

ovce; křížení; pastevní systém; reprodukce

Zastoupení plemen ovcí v ČR je dáno dosavadním jednostranným zaměřením chovu na produkci vlny a zásadami rajonizace. Z celkového počtu cca 450 tis. ovcí tvoří 70 % merinová plemena, menší část populace tvoří plemena polojemnovlnná, chovaná v horských a podhorských oblastech. Populace merinových ovcí zahrnuje pět hlavních plemen: české, stavropolské, kavkazské, askanijské a žírné merino. Všechna tato plemena poskytují přibližně stejné množství čisté vlny, rozdíly jsou především v kvalitativních parametrech, jemnosti a výtěžnosti. Významné rozdíly mezi těmito plemeny jsou však ve vlastnostech ovlivňujících produkci masa, tedy plodnosti, výkrmnosti a jatečné hodnotě. Co se týče reprodukčních ukazatelů podle údajů kontroly užitkovosti, nedosahuje ani

jedno z uvedených plemen více než 1,2 jehněte na zapaštěnou matku. Přitom počet narozených jehňat v rozhodující míře ovlivňuje rentabilitu chovu, neboť při dalším narozeném jehněti se náklady na bahnici snižují na polovinu. Polojemnovlnná plemena mají v porovnání s plemeny merinovými jednu výhodu. Ekonomický tlak umožnil v podhorských oblastech realizovat hybridizační program (i když jen v omezené míře) a na základě získaných zkušeností byla na podkladě plemene zušlechtěná valaška vytvořena syntetická mateřská populace, která je dnes naším nejvýkonnějším plemenem. Následkem ekonomického tlaku byla zvýšena plodnost i u merinových plemen ovcí, a proto bylo započato s tvorbou syntetické vlnařsko-plodné populace na podkladě plemene merino. Cílem práce bylo zhodnotit reprodukční schopnosti různých genotypů ovcí v pastevních podmínkách chovu.

LITERÁRNÍ PŘEHLED

Analýzu současného chovu ovcí v ČSFR s návrhem jeho transformace provedli Křížek a Švec [1991]. Radikální změna ekonomických nástrojů v chovu ovcí vyžaduje stejné radikální změny užitkového zaměření ovcí, a to na produkci masa. Za jednu z nejrychlejších a nejefektivnějších možností této změny považují autoři hybridizaci.

V 70. letech byly ve světě provedeny rozsáhlé pokusy s křížením domácích plemen s plodnými plemeny, z nichž nejdůležitější jsou ovce romanovská a finská. Baker [1988] shromáždil údaje o užitkovosti finských ovcí (F) a křížencích domácích plemen s ovcí finskou z různých zemí. Např. počty narozených jehňat na obahněnou matku kolísají od 122 % do 166 %. Oltenacu a Boylan (1981 — cit. Baker, 1988) uvádějí údaje o četnosti vrhu (počet narozených jehňat na matku obahněnou) u finské ovce a u kříženek plemen suffolk, targhee a minnesota 100 s tímto plodným plemenem (ovce finská — 1,66, kříženky s 75% podílem genů F — 1,56, F₁ s 50 % F — 1,38 a kříženky B₁ s 25 % F jen 1,20, naproti tomu výchozí domácí plemena — 1,08).

O využití plodných plemen ovce finská a romanovská (R) v Kanadě referoval Fahmy [1988, 1991]. Tato dvě plodná plemena byla využita ke zvýšení reprodukčních schopností syntetického plemene DLS, které vzniklo vzájemným křížením plemen border leicester, suffolk a australský dorset. U finské ovce bylo v podmínkách Kanady dosaženo plodnosti 1,63 u jednoletých ovcí, s přibývajícím věkem plodnost stoupala, až v šestém roce dosáhla hodnoty 2,86 jehňat na zapaštěnou matku. Se stoupající plodností však také rostla mortalita jehňat, a to od 3 do 8 %. U F₁ kříženců F × DLS činila plodnost 1,84 jehněte, u F₁ kříženek s ovcí romanovskou byla o 0,23 jehněte vyšší. Zpětní kříženci s 25% podílem genů F měli plodnost 1,54, stejný typ kříženců s plemenem ovce romanovská 1,79 jehněte. Ve Francii byla při zvyšování reprodukčních schopností domácích plemen ovcí dána přednost plemeni ovce romanovská. Veškeré zkušenosti získané s tímto plemenem uvádějí Ricordeau et al. [1990]. Z jejich práce vyplývá, že ovce romanovská dosahuje lepších hodnot ukazatelů reprodukce (ovulační aktivita, počet narozených jehňat na matku zapaštěnou a obahněnou) než ovce finská.

O chovu a využití plodných plemen ovcí v Československu referovali Jakubec a Křížek [1988]. Shromáždili údaje o reprodukčních schopnostech, kvantitativní a kvalitativní produkci vlny, produkci mléka, růstových schopnostech a jatečné hodnotě jehňat domácích plemen ovcí a jejich kříženců s plemeny ovce finská a romanovská chovaných v tradičním systému chovu.

V České republice byla mateřská syntetická populace vytvářena na podkladě polojemnovlnných plemen. Údaje o parametrech užitkovosti výchozích plemen a různých typů kříženců vzniklých při tvorbě syntetické populace uvádějí Křížek, Jakubec [1985] a Křížek et al. [1985, 1986, 1989, 1990, 1991]. Zjistili, že při křížení domácích polojemnovlnných ovcí s plodnými plemeny dochází ke zvýšení plodnosti o 30 až 60 procent, přičemž rozdíly mezi kříženci s ovcí finskou a ovcí romanovskou jsou v této vlastnosti významné jen v horších podmínkách prostředí. Bylo dokázáno, že v případě polojemnovlnných plemen je pro zvýšení plodnosti na úroveň 1,6 až 1,7 jehněte na zapaštěnou matku postačující podíl plodných plemen 25 až 37,5 %. Kříženky s ovcí finskou poskytují vrhy o 0,6 kg při narození lehčí než kříženky s ovcí romanovskou.

Pastevní systém chovu ovcí popsal Křížek (1988). Uvádí faktory, které ovlivňují užitkovost ovcí zařazených do tohoto způsobu chovu. Z nich za významnější považuje kvalitu porostu. Studium těchto závislostí se zabývali také Hodgson (1981) a Penning (1986).

MATERIÁL A METODA

S tvorbou mateřské syntetické populace na podkladě plemene merino bylo na Statku Velké Dvorce (dříve závod OP Tachov) započato v roce 1987.

Do plemenitby byli zařazeni berani plemen merino (M), ovce romanovská (R), kříženci F_1 generace plemen ovce finská a merino ($F \times M$) a berani masného plemene suffolk (Sf). Pro tvorbu mateřské syntetické populace byla vyčleněna část stáda sestávající z ovcí plemen M a $F_1 R \times M$, které byly individuálně zapouštěny plemensky M a R tak, aby byli postupně získáni kříženci s podílem genů plodného plemene 50, 25, 12,5 a 0 %. Ostatní bahnice byly zapuštěny plemensky Sf. Berani F_1 generace se uplatnili minimálně. Převodem chovných jehnic z jiných stád OP Tachov se do stáda dostaly genotypy $SK \times M$ [ovce severokavkazská $\times$ merino] a $ND \times ZV$ [německá dlouhovlnná ovce $\times$ zušlechtněná valaška].

Na Statku Velké Dvorce je uplatňován pastevní (oplůtkový) systém chovu ovcí. V zimním období je stádo umístěno v ovčíně s hlubokou podestýlkou a tradiční technologií. Zapouštění ovcí probíhá v listopadu, kdy jsou bahnice přesunuty z pastviny do ovčína. Na pastvině nejsou zvířatům podávána žádná dodatečná krmiva. Po dobu dvou pohlavních cyklů jsou ovce zapouštěny individuálně podle připravného plánu, pro třetí cyklus jsou do stáda zařazeni berani masných plemen (Sf). Zapouštění je časováno tak, aby bahnění probíhalo v dubnu. Po obahnění jsou matky s jehňaty umístěny na 24 až 48 hodin do individuálních kotců. Po navýkacím období, ve kterém je kontrolován zdravotní stav matek a jehňat, jsou matky s jehňaty převedeny na oplocenou pastvinu.

V době, kdy bylo provedeno sledování, byly matky stříhány (8 týdnů před obahněním). Před převedením na pastvinu byly zvířatům ošetřeny paznehty, podány odčervovací prostředky a vakcína proti nakažlivému kulhání (Ristelan, Footvax). Zimní krmná dávka byla složena ze sena průměrné kvality (2,5 kg na kus a den). Tři týdny před bahněním bylo matkám podáváno 0,2 kg jetelových úsůšků a 0,2 kg jádrné směsi. Na pastvině nebyla matkám ani jehňatům podávána žádná dodatečná krmiva. Pastviny byly nově založené s 20 až 30 % zastíněných ploch, s převahou vzrůstných trav (bojínků luční, kostřava luční, ovsík trojštět, srha říznáčka) s vysokým zastoupením stébel. Vyskytovaly se zde byliny a plevele (šťovík, smetánka lékařská, kontryhel), podíl jetele plazivého byl minimální. Zatížení pastviny bylo stanoveno v kg živé hmotnosti zvířat na konci pastevního období a v průměru činilo 1400 kg/ha⁻¹.

U ovcí všech chovaných genotypů byly sledovány tyto ukazatele reprodukce: počet narozených jehňat na zapuštěnou (JMZ) a obahněnou matku (JMO) a živá hmotnost při narození.

Metodou nejmenších čtverců (Harvey, 1975) byly pro všechny sledované vlastnosti vypočteny střední hodnoty a odhadnuty jejich standardní chyby, konstanty a obecné průměry, přičemž byly zohledněny efekty, které tyto vlastnosti ovlivňují — pro četnost vrhu na zapuštěnou a obahněnou matku roky, genotyp matky a věk matky a pro živou hmotnost jehňat při narození roky, genotyp matky, četnost vrhu a pohlaví jehňat. Významnost efektů byla testována *F*-testem.

Bylo použito modelu

$$y_{ijklmno} = \mu + p_i + r_j + s_k + (t_l) + e_{ijkl}$$

kde: μ — obecný průměr
 p_i, r_j, s_k, t_l — uvažované efekty
 e_{ijkl} — reziduum

VÝSLEDKY A DISKUSE

Do hodnocení ovcí na základě reprodukčních schopností bylo zahrnuto celkem osm genotypů, z nichž čtyři slouží jako podklad pro optimalizaci tvorby mateřské syntetické populace (P_1 — M, F_1 — $R \times M$, B_1 — $M \times F_1$, $M \times B_1$) a další čtyři (ZV, C, $SK \times M$, $ND \times ZV$) byly do stáda zařazeny

v rámci ověření pastevního systému chovu, tzn. pro porovnání užitek-
vých vlastností prakticky všech domácích plemen a jejich kříženců s plod-
nými a vlnářsko-masnými plemeny.

V tab. I jsou uvedeny výsledky analýzy variance pro počet narozených
jehňat na zapaštěnou matku (JMZ). Byl prokázán statisticky významný
vliv všech efektů (roků, genotypu matky a jejího věku). Pokud jde o vý-
znamnost vlivu roků, je zřejmé, že v pastevním systému chovu hrají kli-
matické podmínky v jednotlivých letech důležitější roli než v systému
tradičním. Ovce jsou na pastvině umístěny až do doby zapaštění a jejich
výživný stav je podmíněn množstvím a kvalitou pastvy. V ukazateli po-
čet narozených jehňat na zapaštěnou matku je zahrnuto i oplodnění, kte-
ré souvisí nejen s kondicí ovcí, ale i s průběhem říje, technikou zapaště-
ní a reprodukčními schopnostmi beranů.

Věk matek ovlivnil počet narozených jehňat na zapaštěnou matku vy-
soce významně. Hodnota JMZ stoupala od prvního do třetího obahnění,
pak se udržovala na přibližně stejné úrovni a při sedmém bahnění došlo
k jejímu významnému poklesu. V tomto případě se počet bahnění kryje

I. Střední hodnoty, standardní chyby, hodnoty F , konstanty a odhady průměrů pro
počet narozených jehňat na zapaštěnou matku — Mean values, standard errors, values
 F , constants and assessments of means for the number of born lambs per mated dam

Třídění ¹	n	Počet jehňat ⁸	
		konstanty ⁹	průměry ¹⁰
Střední hodnota ² Standardní chyba ³	1 153	1,38 0,09	1,38 0,09
Rok ⁴ Hodnota F ⁵		6,85++	6,85++
1.	353	0,17	1,55
2.	411	-0,04	1,34
3.	389	-0,13	1,25
Genotyp matky ⁶ Hodnota F		4,87++	4,87++
P1 — M	363	-0,03	1,35
F1 — R × M	196	0,38	1,75
B1 — M × (R × M)	172	-0,03	1,35
M × B1	21	-0,15	1,22
ZV	97	0,14	1,52
C	137	-0,05	1,32
Sk × M	85	-0,24	1,13
ND × Zv	82	-0,00	1,37
Věk (roky) ⁷ Hodnota F		2,78++	2,78++
1	253	-0,13	1,24
2	211	-0,11	1,27
3	174	0,14	1,52
4	216	-0,01	1,36
5	133	0,14	1,52
6	98	0,10	1,48
7	68	-0,12	1,25

++ $P \leq 0,01$

¹classification, ²mean value, ³standard error, ⁴year, ⁵value F , ⁶genotype of dam, ⁷age
(years), ⁸number of lambs, ⁹constants, ¹⁰means

II. Střední hodnoty, standardní chyby, hodnoty F , konstanty a odhady průměrů pro počet narozených jehňat na obahněnou matku — Mean values, standard errors, values F constants and assessments of means for the number of born lambs per lambd dam

Třídění ¹	n	Počet jehňat ⁸	
		konstanty ⁹	průměry ¹⁰
Střední hodnota ² Standardní chyba ³	965	1,79 0,08	1,79 0,08
Rok ⁴ Hodnota F^5			
1.	322	1,43 ⁿ 0,05	1,43 ⁿ 1,84
2.	354	—0,05	1,74
3.	289	0,00	1,79
Genotyp matky ⁶ Hodnota F			
P1 — M	296	8,54++ —0,04	8,54++ 1,75
F1 — R × M	170	0,42	2,21
B1 — M × (R × M)	139	—0,00	1,79
M × B1	16	0,10	1,88
ZV	93	—0,01	1,78
C	118	—0,09	1,70
Sk × M	64	—0,24	1,55
ND × Zv	69	—0,14	1,65
Věk (roky) ⁷ Hodnota F			
1	223	5,09++ —0,14	5,09++ 1,64
2	172	—0,12	1,66
3	138	0,20	1,99
4	169	0,08	1,86
5	120	0,09	1,88
6	88	0,06	1,85
7	55	—0,17	1,62

n — neprůkazné — nonsignificant

++ $P \leq 0,01$

For 1—10 see Tab. I

s věkem matek, protože v pastevním systému chovu dosahují jehnice dostatečné živé hmotnosti a kondice pro zapaštění ve věku 10 měsíců. Zajímavé je, že v prvním i druhém roce věku byla hodnota JMZ přibližně stejná, k výraznému zvýšení (o více než 25 %) došlo ve třetím roce věku. Obecně je uváděn největší rozdíl v plodnosti mezi prvním a druhým bahněním. Naše výsledky nasvědčují tomu, že rozhodující je věk ovce a nikoliv pořadí bahnění. Dosavadní analýzy byly totiž provedeny v tradičním systému chovu, kdy se ovce poprvé bahní ve věku dvou let.

Ze srovnání genotypů ovcí zařazených do tvorby mateřské syntetické populace je zřejmé, že nejvyšší JMZ (1,75) dosáhly kříženky F_1 R × M s 50 % genů plemene R. Výchozí plemeno M mělo JMZ o 40 % nižší (druhé výchozí plemeno R nebylo k dispozici). Kříženky B_1 s 25% podílem genů R měly hodnotu JMZ stejnou jako plemeno M, ovce s podílem 12,5 procenta genů R ($M \times B_1$) měly tento ukazatel dokonce nižší. Důvodem může být skutečnost, že ovce tohoto genotypu byly nejmladší (jedno- a dvouleté) a jejich počet byl nízký. Z ostatních porovnávaných genotypů se v JMZ projeví jako nejlepší ovce ZV s JMZ o 17 % vyšší než ovce

M. Nejnižší JMZ pak měly kříženky SK × ZV, což potvrzuje závěry autorů Křížek et al. (1991), že ovce severokavkazská při křížení s domácími plemeny snižuje ukazatele produkce.

Tyto výsledky byly potvrzeny parametry (tab. II) odhadnutými pro počet jehňat narozených na obahněnou matku (JMO). Vliv roků byl v tomto případě nevýznamný, jelikož tato vlastnost je podmíněna především geneticky.

Z tab. II je patrné, že hodnota ukazatele JMO je v porovnání s údaji KU vysoká ($\mu = 1,79$ jehňat). Je všeobecně známo, že plodnost (přesněji počet ovulovaných vajíček) je závislá na úrovni výživy a výživném stavu ovcí v době zapouštění. Reprodukční schopnosti (zvláště počet narozených mláďat) jsou ukazatelem adaptability určitého genotypu na podmínky prostředí. Vysoká plodnost ovcí na Statku Velké Dvorce tedy dokazuje, že pastevní systém chovu je pro ovce lepší než systém tradiční. O důvodech referují Křížek et al. (1990) a svoje tvrzení dokládají analýzou růstových schopností jehňat na pastvině a změnou živé hmotnosti matek v průběhu chovatelského roku.

III. Střední hodnoty, standardní chyby, hodnoty F , konstanty a odhady průměrů pro živou hmotnost jehňat při narození — Mean values, standard errors, values F , constants and assessments of means for the live weight of lambs at birth

Třídění ¹	n	Konstanty ¹⁴	Průměry ¹⁵
Střední hodnota ² Standardní chyba ³	1 597	3,81 0,03	3,81 0,03
Rok ⁴ Hodnota F^5			
1989	577	134,70++ -0,24	134,70++ 3,56
1990	557	-0,24	3,56
1991	463	0,49	4,30
Genotyp matky ⁶ Hodnota F			
P1 — M	506	12,00++ -0,07	12,00++ 3,74
F1 — R × M	310	-0,23	3,57
B1 — M × (R × M)	221	-0,17	3,64
M × B1	28	-0,02	3,79
Zv	169	-0,07	3,73
C	178	0,39	4,20
Sk × M	91	-0,05	3,75
ND × Zv	94	0,22	4,03
Četnost ⁷ Hodnota F			
Jedináčci ⁸	326	241,60++ 0,72	241,60++ 4,53
Dvojčata ⁹	908	-0,09	3,72
Trojčata ¹⁰	363	-0,63	3,17
Pohlaví ¹¹ Hodnota F			
Beránci ¹²	778	7,85++ 0,05	7,85++ 3,86
Jehničky ¹³	819	-0,05	3,75

++ $P \leq 0,01$

For 1—6 see Tab. I; ⁷litter size, ⁸only lambs, ⁹twins, ¹⁰triplets, ¹¹sex, ¹²ram lambs, ¹³ewe lambs, ¹⁴constants, ¹⁵means

Pořadí genotypů matek v počtu narozených jehňat na obahnněnou matku zůstalo stejné jako u prvního ukazatele reprodukce. Nejvyšší JMO měly kříženky F_1 generace $R \times M$ (221 %), což bylo o 46 % více, než prokázaly merinové ovce P_1 . Ovce B_1 s 25% podílem genů R však měly JMO jen o 4 % vyšší než výchozí plemeno merino. Vyšší plodnost ovcí s podílem genů R 12,5 % (188 %) nelze považovat pro nízký počet pozorování za směrodatnou. Tyto výsledky potvrzují nutnost vpravení vyššího podílu genů plodných plemen do syntetické mateřské populace ovcí, vytvořené na podkladě merinových plemen, než 25 %. U plemen polo-jemnovlnných je za dostatečný považován podíl 25 až 37,5 % (Křížek, Jakubec, 1985; Křížek et al., 1991).

U ostatních porovnávaných genotypů zůstalo pořadí v JMO zachováno jako v případě počtu narozených jehňat na zapaštěnou matku. Nejlepší byly v této vlastnosti ovce plemene ZV (178 %) a hluboko pod průměrem byly kříženky $SK \times ZV$ (155 %). Křížení ovcí ZV s plemenem ND nepřineslo zlepšení v ukazatelích reprodukce.

Živá hmotnost jehňat při narození (tab. III) byla analyzována s ohledem na efekt roků, genotypu matky, četnosti vrhu a pohlaví. Všechny efekty vysoce významně ovlivnily tuto vlastnost, což je v souladu s konstatováním autorů Křížek et al. (1991).

Co se týče hodnocení genotypů zařazených do tvorby syntetické populace, klesala živá hmotnost jehňat při narození se stoupajícím podílem genů ovce romanovské. Z ostatních genotypů poskytly nejtěžší jehňata ovce cigájské, na druhém místě byly kříženky $ND \times ZV$. Největší rozdíly v této vlastnosti však byly zjištěny mezi jehňaty pocházejícími z různých četných vrhů — jedináčci byli při narození o 0,81 kg těžší než dvojčata, trojčata byla o 0,55 kg lehčí než dvojčata. Obecně se však jehňata z vícečetných vrhů narodila těžší, než uvádějí Křížek et al. (1991) u jedináčků a dvojčat pocházejících z křížení mezi ovcí severokavkazskou a cigájskou. O tom, že pastevní systém chovu ovlivnil pozitivně i tuto vlastnost, svědčí vysoká úroveň střední hodnoty (3,8 kg) a zlepšení tohoto ukazatele v roce 1991, kdy chovatel měl s novým systémem již dostatek zkušeností.

Reprodukční schopnosti jsou jedním z důležitých ukazatelů adaptability genotypu na podmínky prostředí. S ohledem na tuto skutečnost lze konstatovat, že pastevní systém chovu je vhodný pro všechny porovnávané genotypy a že požadavkům zvířat odpovídá lépe než systém tradiční.

Literatura

- BAKER, R. L.: Finnsheep and their utilization — experiences in temperate conditions. J. Agric. Sci. (Finland), 60, 1988, č. 6, s. 455—472.
- FAHMY, M. H.: The accumulative effect of Finnsheep breeding in crossbreeding schemes. J. Agric. Sci. (Finland), 60, 1988, č. 6, s. 481—491.
- FAHMY, M. H.: Research with Finnsheep in Canada. Techn. Bull. (Agric. Can. Res. Branch), 1981 — 2E. 52 s.
- HODGSON, J.: Influence of sward characteristics on diet selection and herbage intake by the grazing animal. In: Proc. Int. Symp. Nutritional Limits to Animal Production from Pastures, 1981, s. 153—166.
- JAKUBEC, V. — KRÍŽEK, J.: Breeding and exploitation of prolific breeds in Czechoslovakia. J. Agric. Sci. (Finland), 60, 1988, č. 6, s. 505—510.
- KRÍŽEK, J.: Pastevní systém odchovu jehňat. Náš Chov (Praha), 1988, č. 5, s. 199—202.

- KŘÍŽEK, J. — JAKUBEC, V.: Comparison of reproductive and growth performance of various types of crossbreds between the Improved Wallachian breed and prolific breeds (Finnsheep, Romanovsheep). *Scientia Agric. bohemoslov.*, 17, 1985, č. 1, s. 51—61.
- KŘÍŽEK, J. — ŠVEC, V.: Chov ovcí v nových ekonomických podmínkách. *Náš Chov [Praha]*, 1991, č. 5, s. 222—228.
- KŘÍŽEK, J. — JAKUBEC, V. — PINĐÁK, A.: Parametry vlnářské užitkovosti získané při tvorbě syntetické populace na podkladě plemene cigája. *Živoč. Výr.*, 30, 1985, č. 6, s. 507—516.
- KŘÍŽEK, J. — JAKUBEC, V. — ŘEHÁČEK, E.: Estimates of crossbreds parameters and their exploitation in forming of synthetic line of sheep. In: 37th Ann. Meet. E. A. A. P., Budapest, Hungary, 1—4 September 1986, Comm. on Animal Genetic and Sheep and Goat Production, 1, s. 86—87.
- KŘÍŽEK, J. — WOLF, J. — JAKUBEC, V.: Estimation and analysis of gene effects in sheep. *Scientia Agric. bohemoslov.*, 22, 1990, č. 4, s. 277—285.
- KŘÍŽEK, J. — JAKUBEC, V. — HOLANOVÁ, P. — PINĐÁK, A. — BASTL, M.: Parametry reprodukčních schopností ovcí pro tvorbu syntetické populace ovcí na podkladě plemene cigája. *Živoč. Výr.*, 36, 1991, č. 3, s. 255—263.
- KŘÍŽEK, J. — JAKUBEC, V. — HOLANOVÁ, P. — BASTL, M. — PINĐÁK, A.: Analýza vlnářské užitkovosti kombinací ovcí vzniklých při tvorbě syntetické populace na podkladě plemene cigája. *Živoč. Výr.*, 34, 1989, č. 1, s. 73—82.
- PENNING, P. D.: Some effects of sward conditions on grazing behaviour and intake by sheep. In: GUDMUNDSSON, O. (ed.): *Grazing Research at Northern Latitudes*. Plenum Publishing Corporation, 1986, s. 219—226.
- RICORDEAU, G. — THIMONIER, J. — POIVEY, J. P. — DRIANCOURT, M. A. — HOCHE-REAU-De-REVIERS, M. T. — TCHAMITCHIAN, L.: I.N.R.A. Research on the Romanov sheep breed in France: a Review. *Livestock Prod. Sci.*, 24, 1990, s. 305—332.

Došlo dne 4. 3. 1992

KŘÍŽEK, J. — ŘÍHA, M. — DUFKA, J. (Research Institute of Animal Production, Praha-Uhřetěves; State Breeding Enterprise Velké Dvorce): *Reproduction abilities of sheep in fenced rearing*. *Živoč. Výr.*, 37, 1992 (8): 707—715.

The synthetic sheep line was created on the basis of the Merino breed under the conditions of set-stocking system. The Romanov sheep was used as an improving breed. In the first and second stages on the creation of synthetic line there were available sheep of the Merino breed (M), crossbreds F_1 ($R \times M$), B_1 ($M \times F_1$) and $M \times B_1$ with 12.5 % of genes of Romanov sheep. With regard to the fact that the suitability of set-stocking system of rearing under our conditions was verified at the same time, the sheep of the Improved Wallachian (ZV), Tsigai (C) breeds and crossbreds of North Caucasian and M ($Sk \times M$) breeds and German long-wool and ZV breeds ($ND \times ZV$) were included into the herds. In the trial herd, the set-stocking (fenced) rearing of sheep was implemented. Mating was timed in such a way so that the lambing may take place in April. After the adaptation period dams with lambs were transferred to a fenced pasture where they were given no additional feeds. In the sheep of all breed genotypes the following reproduction parameters were observed: the number of born lambs per mated dam (JMZ) and lambed dam (JMO) and live weight at birth. The results were analysed by means of least squares method taking into account the effects which influenced these traits. As to the litter size per dam mated and lambed there were the following parameters: years, genotype of dam and age of dam, as to the live weight of lambs at birth the parameters were as follows: years, genotype of dam, litter size and sex of lambs. In Tab. I there are stated the results of the analysis of the number of born lambs per mated dam. Statistically significant action of the effects, i. e. years, genotype of dam and its age, was proved. The significance of the effect of years proved that climatic conditions in individual years play a much more significant role in set stocking system than in the traditional one. It follows from the comparison of the genotypes of sheep included into the creation of mother synthetic line that the highest fertility rate was obtained in the crossbreds F_1 $R \times M$ with 50 % of genes of Romanov breed (JMZ — 1.75). The initial M breed had the JMZ by 40 % lower. The crossbreds B_1 with 25 % portion of R genes had the same JMZ as the Merino breed. As far as the other compared genotypes are concerned the best results in the number

of born lambs per mated dam were found out in ZV sheep which had JMO by 17 % higher in comparison with the Merino sheep. These results were proved in the parameters assessed for JMO (Tab. II). The effect of years was not significant since this trait is conditioned first of all genetically. It is evident from the Tab. II that JMO is high ($\mu = 1.79$ lambs). The order of the genotypes of dams in JMO is the same as in JMZ. The highest JMO was in F₁ crossbreds of R $\times$ M generation (221 %) which was by 46 % more than that proved in the Merino sheep — P₁. B₁ sheep with 25 % portion of R genes manifested JMO by 4 % higher than the basic Merino breed, however. The live weight of lambs at birth was significantly influenced by years, genotype of dam, litter size and sex. The weight of lambs decreased with the increasing portion of genes of the Romanov sheep. The largest differences in this trait were found out among the lambs from various litter sizes, however. The only lambs were at birth by 0.81 kg heavier than twin lambs, whereas triplets were by 0.55 kg lighter than twins. Reproduction abilities are one of the most significant parameters of the adaptability of genotype to the conditions of environment. With regard to this fact it can be stated that the set-stocking system is suitable for all the compared genotypes and better meets the demands of animals than traditional system.

sheep; set-stocking system; reproduction

Adresy autorů:

Ing. Jaromír Křížek, CSc., ing. Milan Říha, Výzkumný ústav živočišné výroby, 104 00 Praha 10-Uhřetěves

Ing. Josef Dufka, Státní statek Velké Dvorce

ZAHAJUJETE ŘEŠENÍ NOVÉHO VÝZKUMNÉHO ÚKOLU?

**Potom budete zcela jistě potřebovat nejnovější domácí
i zahraniční informace o stavu vědy a výzkumu v oblasti,
kterou se zabýváte.**

**Ústav vědeckotechnických informací pro zemědělství,
oddělení informačních systémů Vám nabízí:**

Rešerše z mezinárodního informačního systému AGRIS. Báze dat AGRIS obsahuje téměř 2 000 000 záznamů z oblasti zemědělství, potravinářství a lesnictví s retrospektivou od roku 1975.

Retrospektivní rešerše jsou zpracovávány z kompaktních disků. Při formulaci dotazu mohou být kromě tematického zaměření zohledněny i další specifické požadavky uživatele (jazyk dokumentu, autor, země původu ap.). Doba dodání rešerše je jeden týden po obdržení objednávky. V případě zájmu se uživatel může zpracování zúčastnit osobně a upřesňovat v průběhu vyhledávání svůj dotaz. Rešerše jsou dodávány tištěné nebo na disketách.

Průběžné rešerše jsou zpracovávány na základě trvalé objednávky a pečlivě odladeného dotazu. Na požádání uživatelů je možné provádět v zadání potřebné změny. Rešerše jsou dodávány uživatelům jednou měsíčně v tištěné formě.

Rešerše ze zahraničníchází dat. Nabízíme zpracování retrospektivních rešerší z více než 500ází dat, uložených v databázových centrech v Evropě i v USA. Databázová centra zpřístupňují dokumentografické i faktografické informace, statistické a ekonomické údaje a informace o zahraničních firmách. Rešerše jsou dodávány tištěné nebo na disketách.

Veškeré informace Vám poskytne a Vaše objednávky přijme:

**Ústav vědeckotechnických informací pro zemědělství
oddělení informačních systémů**

**120 56 PRAHA 2, Slezská 7
(metro A, stanice nám. Míru)**

Telefon: 25 14 21, 25 74 75, 25 75 41/274, 276, 340

Fax: 25 70 90

VÝZNAMNÉ OSOBNOSTI NAŠÍ ZOOTECHNIKY

VZPOMÍNKA NA PROF. BÍLKA

Snad každý obor lidské činnosti má svůj symbol a vyznává určitou osobnost, která rozvoj příslušné oblasti výrazně ovlivnila. Obdobně je tomu tak i v naší zootechnice, jejímž zakladatelem a po dlouhou dobu ústřední postavou byl prof. PhDr. et MUDr. František Bílek, přednosta katedry obecné a speciální zootechniky při Vysoké škole zemědělské v Praze. Ve funkci vysokoškolského pedagoga vychoval dvě generace žáků, kteří se pak výrazně podíleli na zvyšování zootechnické úrovně našeho zemědělství. Příslušníci druhé generace již z činné služby pomalu odcházejí a pro nastupující mladou generaci se význam díla prof. Bílka již vytrácí. Proto je nutné si tuto výjimečnou osobnost připomenout, a to zejména nyní při příležitosti 20letého výročí úmrtí.

Prof. Bílek žil v letech 1885 až 1972; narodil se ve Slaném. Po studiu na filozofické fakultě Karlovy univerzity a po specializaci v oboru přírodních věd učil na středních školách v Praze. Současně však již hospitoval na ČVUT a slavné vídeňské univerzitě „Bodenkultur“ v oboru zemědělství — chovu zvířat a praktikoval i v obou historických hřebčinech — v Kladruzech i v Lipici. V roce 1917 byl v Praze jmenován docentem a později přednostou stolice obecné a speciální zootechniky na ČVUT; v roce 1923 se stal řádným profesorem. V následujícím roce ukončil studium na lékařské fakultě Karlovy univerzity. Touto náročnou přípravou, v níž pojal obor zootechniky ve velmi širokém spektru, vytvořil novou koncepci zootechnického směru, ve kterém zdůraznil v širokých kontinuitách prolínání návazných oborů — biologie, zoologie, genetiky, fylogeneze, fyziologie, biochemie, hematologie, biometrie a v neposlední řadě i historie a umění. Podkladem učení prof. Bílka byly tři základní atributy, a to již zmíněné komplexní pojetí zootechniky a dále pak smysl pro řád s akcentací faktů při jejich přísném logickém řazení a respektování kontinuitních vazeb s příbuznými obory, aniž by se však narušila determinace základní problematiky, která musela být vždy jasná, věcná; za třetí to byly vysoké hodnoty morální a kulturní. To vše se již promítalo v jeho stěžejní práci, kterou byla jeho Obecná zootechnika, publikovaná v roce 1933. Toto dílo bylo na svou dobu úrovní ojedinělé a je aktuální i dnes. Svě rozsáhlé znalosti využil prof. Bílek i při hodnocení fylogeneze plemen, zvláště plemen autochtonních. A právě zde svým průkopnickým dílem při jejich záchraně ve značném předstihu předběhl současný vývoj o více než 30 let.

Publikační i přednášková činnost prof. Bílka byla velmi bohatá. Vysokou kulturností přednesu a obsahovou adekvátností upoutal vždy posluchače, neboť mimo odborné poznání byla každá jeho přednáška hlubokým kulturním zážitkem. Vysoce uznával seriózní vědecké poznání, avšak současně hluboce tihl i k praktickým chovatelům, jejichž názorů si velmi vážil a respektoval je. Ve svém životě řešil pan profesor ne jednu složitou situaci. Z osobního podání vím, jak těžce se rozhodoval mezi vědeckou dráhou zootechnika a lékaře. I když měl lákavou nabídku docentury na gynekologické katedře lékařské fakulty Karlovy univerzity, nevyužil ji a rozhodl se pro profesí zootechnickou jako hlavní směr svého poslání; lékařskou praxi vykonával nadále v omezeném rozsahu. O výběru zootechnické profese rozhodla jedna z jeho prvních vědeckých prací, zaměřená na hodnocení podílu arabské krve v chovu lipicánů. Zaujala jej natolik, „... že jsem již chov zvířat neopustil“. Zootechnické vědě se věnoval s nesmírným koordinovaným entuziasmem. Proto je také jeho publikační činnost velmi rozsáhlá a jeho práce jsou stále základem pro práci zootechniků působících v chovu všech plemen zvířat.

I při velmi široké zájmové sféře prof. Bílka o všechny druhy zvířat, přece jen jeho největší láskou byli koně starokladrubští. A tak není jisté náhodou, že šlechtění obou chovů starokladrubského koně řídil pod koordinací pana profesora jeho žáci nebo spolupracovníci. Z nich se dlouhodobě v chovu angažovali prof. Koubek, prof. Michal, Dr. Steinitz, Dr. F. Lerche, Dr. L. Richter, ing. J. David a doc. J. Dušek. V chovu žádného plemene nebyl realizován tak značný rozsah výzkumných šetření jako právě v chovu koní starokladrubských. Všechny tyto práce vyústily v potvrzení vysoké biologické hodnoty této populace, která, i když je chována při nutném využívání příbuzenské plemenitby, je konstitučně ekvivalentní ostatním plemenům, chovaným v nerosrovnatelně větších populacích. Úspěch dosažený v chovu starokladrubského koně je zcela ojedinělý.

Při současném celosvětovém trendu zaměřeném na záchranu mizejících a ohrožených druhů a plemen můžeme s obdivem konstatovat, že i na tomto úseku prof. Bílek značně předběhl dobu a jeho genetický model a praktická realizace celé idey na záchranu tehdy již téměř zaniklého chovu starokladrubského vraníka se staly vzorem pro obdobné akce v zahraničních chovech. Záchrana starokladrubského plemene a vybudování hipologického muzea patří mezi největší z jeho děl. Udržení populace starokladrubských koní a úspěch regeneračního procesu ocenili významní mezinárodně renomovaní odborníci a stejně tak je hodnoceno uspořádání sbírek v hipologickém muzeu, v němž se snoubí vysoká hipologická odbornost s historickou fundovaností a v neposlední řadě i estetický takt. Z těchto aspektů je toto muzeum mezi ostatními světovými obdobnými institucemi naprosto ojedinělé.

V posledních letech pedagogického působení prošel prof. Bílek obdobím různých peripetií, motivovaných osobními zájmy různých pracovníků, které však překonával silou své osobnosti. Jeho vysoká kulturnost a zájem o umění jej vždy povznášela nad věci sedě denního života. Jeho skromnost ve vystupování byla ojedinělá. Vždy se však prosadil svými rozsáhlými znalostmi. Proto byl tak vážený, dokonce i u umělců. Určitým pojištěním s uměním byla i jeho dřívější externí činnost lékaře na pražské konzervatoři, kde působila i jeho dřívější žena, ve své době naše přední operní pěvkyně. Mimo hudbu se zajímal o všechny oblasti umění. Jako poradce si u velkých umělců vydobyl značnou úctu svou všestrannou odborností, postřehy a uměleckým cítěním. Vždyť za skutečnost, že jeden z našich významných jezdeckých pomníků — pomník Jana Žižky před Památníkem osvobození na Vítkově od Bohumila Kafky, je historicky reálný, vděčíme právě prof. Bílkovi, který zvrátil neodborné stanovisko tehdejšího ministerstva zemědělství k výběru koně (arabský hřebec) pro tento jezdecký monument.

Jestliže jsme se zmínili o širokém zájmovém spektru pana profesora, pak nemohu opomenout i jeho vysokou botanickou erudici. V zahradě své vily v Kunvaldě shromáždil bohatou flóru, zvláště konifér. Dnes je tato zahrada součástí státní rezervace.

Vzpomínku na prof. Bílka můžeme uzavřít konstatováním, že hodnotíme-li jeho práci dnes, po padesáti letech, můžeme jen s obdivem konstatovat jejich metodickou propracovanost, biologickou hloubku obsahového pojetí, smysl pro detail, aktuálnost problému a kulturu podání; řada vývodů je nadčasových. Právě v celém díle tohoto velkého protagonisty moderního pojetí zootechniky, a to v širších kauzálních souvislostech s respektováním jejich noetického charakteru, aniž by však bylo narušeno praktické zaměření práce, se promítá vysoká kultivovanost. Jeho práce odpovídají stavební strukturou vědeckým požadavkům i dnešní doby. Při popisu problému, zvláště jeho neopakovatelné fylogenezi, dokázal i při vypjaté expozici citlivě zařadit i exkurs katarského charakteru a zvýšit tak čtivost publikace. Občas použitý archaismus přispíval k výjimečnosti jazyka pana profesora a dotvářel ojedinělost atmosféry přednášek. V jeho učení nelze přehlédnout znamenitou literární přípravu, metodickou jasnost řešeného problému a respektování významu působících prostředových faktorů, které vyvažoval objektivní interpretací s paralelní analýzou fyziologických funkcí a silou jejich působení. Problémy řešil vždy komplexně a nevytrhoval jednotlivosti z kontextu základní problematiky; v závěrech byl vždy velmi odpovědný.

Při vzpomínce na pana profesora si kladu otázku, co by asi řekl současnému stavu v chovu starokladrubských koní a hipologickému muzeu. S rozvojem muzea by byl jistě spokojen. Poněvadž vlastními rukopisy z jeho pozůstalosti, bude účelné zveřejnit alespoň některé fragmenty, tak, jak jsme již tyto publikace připravovali v Kladrubech v roce 1991. Své vzpomínání bych uzavřel malým, avšak významným osobním zážitkem. Při jednom zahraničním setkání jsem jednal s významným západním vědeckým pracovníkem—lékařem, který mne překvapil znalostmi prací prof. Bílka. Na můj údiv pak odpověděl: „Koupil jsem si český slovník s učebnicí, abych si mohl pomalu překládat publikace prof. Bílka.“ Tato lakonická věta byla vlastně apoteózou přínosu díla našeho pana profesora. Pociť, že jsem byl jeho žákem a dokonce spolupracovníkem, byl velmi krásný.

Doc. ing. Jaromír Dušek, DrSc.

INSTRUCTIONS FOR AUTHORS CONTRIBUTING TO THE SCIENTIFIC JOURNAL ŽIVOČIŠNÁ VÝROBA

Original scientific papers, short communications, and selectively reviews, that means papers based on the study of technical literature and reviewing recent knowledge in the given field, are published in this journal. Published papers are in Czech, Slovak or English. Each manuscript must contain a short or a longer summary.

The author is fully responsible for the originality of his paper, for its subject and formal correctness. The author shall make a written declaration that his paper has not been published in any other information source.

The board of editors of this journal will decide on paper publication, with respect to expert opinions, scientific importance, contribution and quality of the paper.

The paper extent shall not exceed ten typescript pages, including tables, figures and graphs. In the text it is necessary to use such units that are in agreement with the International System of Units (ČSN 01 1300).

Technical layout of the manuscript

Manuscript layout shall correspond to the State Standard ČSN 88 0220 (quarto, 30 lines per page, 60 strokes per line, double-spaced typescript). Tables, figures and photos shall be enclosed separately, not on paste-board. A figure or graph number shall be written on the reverse, along with the author's name. Texts to figures and graphs shall be indicated on a separate sheet. Tables shall be given Roman numerals. The text must contain references to all these annexes.

Layout of the paper

The title of the paper shall not exceed 85 strokes. It is necessary to avoid in the title the usage of common expressions such as A study of..., A contribution to..., An attempt at...; each paper shall be a finished treatise, papers in continuation denoted e. g. Part I, II, III, etc., cannot be published; subtitles of the papers are not allowed either.

The authors' names are given without academic degrees, first names are given as abbreviations.

Summary — a brief one

The summary is an information selection of the contents and conclusions of the paper, it is not a mere description of the paper. It must present all substantial information contained in the paper, but its role is not to replace this paper. It shall not exceed 170 words. It shall be written in full sentences, not in form of keynotes. It is published in the language the paper is written in, it should comprise base numerical data including statistical data.

Summary — a longer one

This summary is a basis of English translation, it should contain comments on the results of the study, references to tables and figures, or to the most important literary citations. Its extent shall be two to three typescript pages. It may be submitted in English, if it is submitted in Czech or Slovak, an annexed English vocabulary of technical and agricultural terms will be appreciated.

Key words, index terms

They follow after the brief and longer summary on the next but one line (both summaries shall have the same keywords). A key word (index term) is a noun which is necessary for subject classification of the paper. The order of key words is from common to concrete concepts. The first word is written in small letter, semicolons shall be used between these words. Their number depends on the subject—matter of the paper, it should not be smaller than three and higher than 12 words.

Introduction

This section has to present the main reasons why the study was conducted, and the circumstances of the studied problems should be described in a very brief form. Ex-

tensive historical reviews should be avoided. It does not have a title. If the paper does not include the section Review of Literature, literary citations referring to the treated problem should be given in this introductory section.

Review of literature

This should be a short section, containing only literary citations with close relation to the treated problem. It is recommended to cite the lowest possible number of authors.

Material and Methods

Only original methods shall be described, in other cases it is sufficient enough to cite the author of the used method and to mention modifications of this method. This section shall also contain a description of experimental material. A description of the method should enable any specialist to repeat the study on the basis of this description and mentioned citations.

Results

In the section Results figures and graphs be used rather than tables for presentation of quantitative values. A statistical analysis of recorded values should be summarized in tables. This section should not contain either theoretical conclusions or deductions, but only factual data should be presented here.

Discussion

This section contains an evaluation of the study, potential shortcomings are discussed, and the results of the study are confronted with previously published results (only those authors whose studies are in closer relation with the published paper should be cited). The sections Results and Discussion may be presented as one section only.

References

The citations shall be presented pursuant to the standard ČSN 01 0197. They are arranged alphabetically according to the surname of the first author: surname (capital letters), first name abbreviation, full title of the paper, official abbreviation of the journal, volume, year of publication, number, first page, last page; in book citations place of publication, publisher and year should be given. References in the text to these citations comprise the author's name and year of publication. Only the papers cited in the text of the study shall be included in the list of references. All citations shall be referred to in the text of the paper.

Address

The author shall give his full name (and the names of other collaborators), academic, scientific and pedagogic titles, full address of his workplace and postal code.

Use of abbreviations

If any abbreviation is used in the paper, it is necessary to mention its full form at least once to avoid misunderstanding. The abbreviations should not be used in the title of the paper nor in the summary.

They follow after the title and before the first paragraph of the text. A key word (index term) is a word (or words) which summarizes the subject of the paper. The order of key words is from the most important to the least important. The first word is written in small letters, the following words in capital letters. The number of key words depends on the subject-matter of the paper; it should not be smaller than three and higher than 15 words.



Chirana BMT Brno a.s.

Naši vážení zákazníci,

dovolujeme si touto cestou upozornit ty z Vás, kteří se s našimi výrobky doposud blíže neseznámili, že

Chirana BMT Brno, a. s.

je tradičním výrobcem medicínské techniky, který se již úspěšně prezentoval i mimo tuzemský trh.

Dokážeme uspokojit nejen požadavky na dovybavení již zavedených pracovišť, ale i požadavky na nově zakládaná pracoviště

- všeobecného lékaře, stomatologa, gynekologa a dalších odborných lékařů
- centrální sterilizace nemocnic
- lékárenské služby
- veterinárního lékaře

a v neposlední řadě i pracovišť mimo klasickou medicínu

- laboratoří a ústavů

a rovněž provozoven

- kadeřnictví, kosmetiky, pedikúry a manikúry

Optimální výběr s ohledem k potřebám Vaší praxe získáte po volbě

05 [Brno]

5163 [Chirana BMT Brno, a. s.]

a na linkách

č. 453

př. Kevříčová

- z našich výrobních oborů horkovzdušné sterilizace v cenách od 10 780 Kčs,

č. 453

př. Kunertová

- parní sterilizace, destilačních přístrojů a vyvíječů páry, v cenách od 10 280 Kčs,

č. 215

př. Žvátarová

- RTG techniky operační, dentální a ze štítu v cenách od 39 200 Kčs,

č. 453

př. Kevříčová

- kryochirurgie (vč. gyn.) v cenách od 13 600 Kčs,

č. 215

př. Žvátarová

- z výrobků dentální techniky diagnózy, ultrazvuku a elektrochirurgie dánské firmy A/S L. GOOF v cenách od 31 130 Kčs.

Korespondence: Chirana BMT Brno, a. s.

Cejl 46 50

656 00 BRNO

Fax:

05 52 15 31

S úctou

JUDr. Jaroslav Kopeček
ředitel a. s.

se svými spolupracovníky



Chirana BMT Brno a.s.

Rukopisy odevzdány k tisku 26. 5. 1992 — Podepsáno k tisku 15. 10. 1992

Vědecký časopis ŽIVOČIŠNÁ VÝROBA • Vydává Akademie zemědělských věd ČR
— Ústav vědeckotechnických informací pro zemědělství • Vychází měsíčně • Redak-
torka ing. Marie Černá, CSc. • Redakce: 120 56 Praha 2, Slezská 7, telefon 25 75 41
Vytiskly OSTRAVSKÉ TISKÁRNY, s. p., provoz 21, Ostrava 1, Novinářská 7 • © Ústav
vědeckotechnických informací pro zemědělství, Praha 1992

Rozšiřuje PNS. Informace o předplatném podá a objednávky přijímá každá administrace
PNS, doručovatel tisku a Administrace centralizovaného tisku, Kafkova 19, 160 00 Pra-
ha 6.