

VĚDECKÝ ČASOPIS

NKE

1259/84



ŽIVOČIŠNÁ VÝROBA

TEMATICKÉ ČÍSLO :
GENETIKA A REPRODUKCE

NÁRODNÍ KNIHOVNA
1001511417

7

ROČNÍK 31 (LIX)
PRAHA
ČERVENEC 1986
CENA 10 Kčs
CS ISSN 0044-4847

ČESKOŠLOVENSKÁ AKADEMIE ZEMĚDĚLSKÁ
ÚSTAV VĚDECKOTECHNICKÝCH INFORMACÍ
PRO ZEMĚDĚLSTVÍ

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

Za vedení časopisu odpovídá ing. František Kašpar, CSc.

Redaktorka ing. Marie Černá, CSc.

© Ústav vědeckotechnických informací pro zemědělství, Praha 1986



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



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



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



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

VZTAH MEZI LOKUSY *S*, *Phi*, *H*, *Pgd* A LOKUSEM *Hal* U PRASAT ŠLECHTITELSKÉHO CHOVU LANDRASE

S. Čepica, J. Hojný, J. Hradecký

ČEPICA, S. — HOJNÝ, J. — HRADECKÝ, J. (Ústav fyziologie a genetiky hospodářských zvířat ČSAV, Liběchov): *Vztah mezi lokusy S, Phi, H, Pgd a lokusem Hal u prasat šlechtitelského chovu landrase*. Živoč. Vyr., 31, 1986 (7): 577–584.

Ve šlechtitelském chovu prasat plemene landrase byl prováděn halotanový test a byly určovány polymorfni varianty enzymů fosfohexózoizomerázy, 6-fosfoglukonátdehydrogenázy a krevní skupiny systémů *A-O* a *H*. Ze 640 potomků bylo 89 (13,9 %) citlivých na halotan. Dalších 36 (5,6 %) prasat s genotypem $Hal^N Hal^N$ bylo zjištěno „haplotypováním“. Penetrance citlivosti k halotanu byla 0,71. Statisticky významné asociace byly zjištěny mezi alelami Hal^N-H^a ($r = 0,402$, $P < 0,001$), Hal^N-Phi^B ($r = 0,261$, $P < 0,01$), Hal^N-S^s ($r = 0,190$, $P < 0,01$) a Hal^N-Pgd^B ($r = 0,285$, $P < 0,01$). Statisticky významný koeficient vazbové nerovnováhy ($D = 0,1456$, $P < 0,001$) byl zjištěn mezi alelami Hal^N a H^a .

prase; halotanový test; vazbová skupina *S*, *Phi*, *Hal*, *H*, *Po-2*, *Pgd*; penetrance; vazbová nerovnováha

Halotanový test je uznávaným kritériem náchylnosti jedince či populace ke stresovému syndromu prasat. Citlivost k halotanu je řízena z lokusu *Hal* a dědí se jako recesivní znak s inkompletní penetrancí. Prasata reagující na halotan pozitivně (HAL^+) jsou genotypu $Hal^N Hal^N$, zatímco jedinci reagující negativně (HAL^-) mají genotyp $Hal^N Hal^n$ nebo $Hal^n Hal^n$ (Smith, Bampton, 1977). Při snížené expresivitě citlivosti k halotanu mohou mít HAL^- jedinci i genotyp $Hal^N Hal^n$ (Pazdera et al., 1983; Hojný et al., 1985). Přehledy o výsledcích halotanového testu v různých populacích prasat uvádějí např. Webb (1981), Šiler et al. (1982) a jiní.

Lokus *Hal* je v genetické vazbě s lokusy řídícími polymorfni varianty enzymů fosfohexózoizomerázy — *Phi* (alely Phi^A , Phi^B), 6-fosfoglukonátdehydrogenázy — *Pgd* (Pgd^A a Pgd^B), sérového postalbuminu — *Po-2* ($Po-2^F$ a $Po-2^S$), krevně skupinovým lokusem *H* (H^a , H^b , H^{ab} , H^{cd} , H^{bd} , H^{be} a H^-) a lokusem *S* (S^S a S^s), který ovlivňuje expresi antigenů krevně skupinového systému *A-O*. Vazbová skupina *S*, *Phi*, *Hal*, *H*, *Po-2*, *Pgd* zaujímá chromozomální úsek dlouhý cca 10 až 12 cM (Hojný et al., 1985).

Koeficient vazbové nerovnováhy (D) je užíván k vyjádření vztahů mezi dvěma lokusy v populaci. Jeho hodnoty se pohybují v rozmezí $-0,25$ až $0,25$ (Yamazaki, 1977). Vazbová nerovnováha na rozdíl od samotné genetické vazby vede k fenotypové asociaci v populaci (Andresen, 1979). Studium asociací a vazbové nerovnováhy mezi lokusem *Hal* a lokusy vazbové skupiny v různých populacích prasat se zabývala řada autorů (Jørgensen et al., 1976; Guérin et al., 1978; Andresen, 1979; Meyer et al., 1979; Čepica et al., 1982; Vögeli, Schwörer, 1982; Hanset et al., 1983), z nichž někteří dospěli k závěru, že výsledků lze využít k nepřímé selekci proti alele Hal^N (Jørgensen, 1981; Vögeli et al., 1983 a jiní). U plemene přeštické černostrakaté tento závěr potvrzen nebyl (Čepica et al., 1982).

Efektivnějším způsobem využití polymorfních znaků je „haplotypování“ (Gahne et al., 1983; Čepica et al., 1984), založené na sestavování komplexních genotypů lokusů vazbové skupiny, včetně genotypů lokusu *Hal*.

Cílem této práce bylo studium vztahů mezi lokusem *Hal* a lokusy *S*, *Phi*, *H* a *Pgd* ve šlechtitelském chovu prasat plemene landrase.

MATERIÁL A METODA

Do sledování bylo zahrnuto 640 prasat z 95 vrhů po 18 kancích ze šlechtitelského chovu landrase. Selata starší než osm týdnů byla podrobena halotanovému testu (inhalace 5% Narcotanu v kyslíku po dobu maximálně tří minut). U rodičů i potomků byly určovány polymorfní varianty a krevní faktory systémů *Phi*, *A-O* a *H* (Čepica et al., 1984). U 313 prasat byl testován také polymorfismus v lokusu *Pgd* (Dinklage, 1969).

Síla asociace (r) a její významnost (χ_1^2) byly počítány podle těchto vzorců:

$$r = (\chi_1^2/n \cdot 0,3)^{1/2}$$

$$\chi_1^2 = \frac{(ad - bc)^2 \cdot n \cdot 0,3}{(a + c) \cdot (b + d) \cdot (a + b) \cdot (c + d)}$$

kde: n — počet případů
 a, b, c, d — frekvence haplotypů v tabulce 2×2

Byl-li počet některé skupiny tabulky 2×2 menší než 5, byla provedena korekce navržená Yatesem (Matoušek, 1964). Koeficient vazbové nerovnováhy (D) a jeho významnost (k) byly počítány podle těchto vzorců:

$$D = f_{22} - q_1 \cdot q_x \quad (\text{Andresen, 1979})$$

$$k = 4n \cdot 0,3 \cdot D^2 / q_1 (2 - q_1) \cdot q_x (2 - q_x) \quad (\text{Hill, 1974})$$

kde: f_{22} — frekvence haplotypů sestávajících z obou alel (např. $S^s Hal^{nn}$)
 q_1 — ve všech případech frekvence alely Hal^n

za q_x byly postupně dosazovány frekvence alel S^s , Phi^B , H^a , H^{cd} , H^- a Pgd^B

Počet zvířat n byl ve všech případech násoben koeficientem 0,3 ke korekci významnosti vzhledem k použití příbuzných zvířat (Andresen, 1979).

Haplotypy *S*, *Phi*, *Hal*, *H* a *Pgd* k nepřímému určení genotypů *Hal* byly sestavovány na základě genetické analýzy.

VÝSLEDKY

Z 640 testovaných potomků bylo 89 prasat (13,9 %) Hal^+ . Dalšíh 36 prasat (5,6 %) mělo „haplotypování“ určen genotyp $Hal^n Hal^n$. Ve sledované populaci bylo tedy 125 prasat s genotypem $Hal^n Hal^n$ (19,5 %), což odpovídá genovým frekvencím $q_{Hal^N} = 0,558$ a $q_{Hal^n} = 0,442$. Penetrance citlivosti k halotanu byla 0,712.

Vzhledem k závislosti síly asociace a koeficientů vazbové nerovnováhy na genových frekvencích uvádíme v tab. I frekvence v polymorfních lokusech *S*, *Phi*, *Hal*, *H* a *Pgd*, zjištěné u sledovaných 640 selat.

Pro výpočty asociací byla populace rozdělena do fenotypových tříd tabulky 2×2 . Souhrnné údaje jsou uvedeny v tab. II. Ze 125 homozygotů $Hal^n Hal^n$ mělo 43 genotyp $S^s S^s$, 124 $Phi^B Phi^B$, 81 $H^a H^a$, 7 $H^{cd} H^{cd}$ a 30 $Pgd^B Pgd^B$. Zvířata s genotypem $H^- H^-$ nebyla mezi homozygoty $Hal^n Hal^n$ zjištěna. Obdobně jsou uvedeny počty zvířat i v dalších fenotypových třídách.

Vypočítané hodnoty r a D mezi Hal^n a příslušnými alelami lokusů *S*, *Phi*, *H* a *Pgd* jsou prezentovány a statisticky hodnoceny v tab. III. U dvoualelových systémů *S*, *Phi*, *Pgd* jsou pro zjednodušení uvedeny výpočty zahrnující alely s větší pravděpodobností pozitivní asociace k Hal^n . U systému *H* byly hodnoty počítány pro všechny alely, které byly v populaci zjištěny. Statisticky významné asociace byly nalezeny mezi Hal^n — S^s

I. Genové frekvence lokusů *S*, *Phi*, *Hal*, *H* a *Pgd* v populaci prasat šlechtitelského chovu landrase ($n = 640$) — Gene frequencies of loci *S*, *Phi*, *Hal*, *H* and *Pgd* in a pig population of the Landrace elite breeding ($n = 640$)

Lokus	Alela	Relativní genová frekvence
<i>S</i>	<i>S^s</i>	0,438
	<i>S^S</i>	0,562
<i>Phi</i>	<i>Phi^A</i>	0,120
	<i>Phi^B</i>	0,880
<i>Hal</i>	<i>Halⁿ</i>	0,442
	<i>Hal^N</i>	0,558
<i>H</i>	<i>H^a</i>	0,476
	<i>H^{cd}</i>	0,284
	<i>H⁻</i>	0,240
<i>Pgd</i>	<i>Pgd^A</i>	0,487
	<i>Pgd^B</i>	0,513

($r = 0,190$, $P < 0,01$), *Halⁿ* — *Phi^B* ($r = 0,257$, $P < 0,001$), *Halⁿ* — *H^a* ($r = 0,402$, $P < 0,001$) a *Halⁿ* — *Pgd^B* ($r = 0,285$, $P < 0,01$). Korelační koeficienty mezi *Halⁿ* — *H^{cd}* a *Halⁿ* — *H⁻* nebyly statisticky významné. Hodnoty *D* se ve všech případech odchýlovaly od nuly. Většinou byly kladné, pouze mezi *Halⁿ* — *H^{cd}* a *Halⁿ* — *H⁻* byly záporné. Statisticky významný koeficient vazbové nerovnováhy byl prokázán pouze mezi *Halⁿ* — *H^a* ($D = 0,1456$, $P < 0,001$). Poměr $D/D_{\max}$ činil v tomto případě 0,63.

DISKUSE

Zastoupení prasat s fenotypem *HAL⁺* kolísá ve světovém rejstříku plemen od 0 do téměř 100 %. Webb (1981) uvádí u populací plemene landrase bekonového typu 15 až 70 %. U prasat plemene landrase chovaných na Slovensku udávají Bulla et al. (1980) 9,6 % *HAL⁺* jedinců. Námi zjištěných 13,9 % *HAL⁺* zvířat a 19,5 % genotypů *HalⁿHalⁿ* při cca 70 % penetranci představuje poměrně vysokou citlivost. Důvodem relativně vysoké frekvence alely *Halⁿ* v tomto stádě jsou jednak importy kanců ze zahraničí (např. u plemene landrase západoněmecké proveniencí, které bylo ve stádě použito, uvádí Webb (1981) 68 % *HAL⁺* jedinců) a jednak i systém výběru plemenných kanců dávající přednost heterozygotům *Hal^NHalⁿ*, popř. homozygotům *HalⁿHalⁿ*. Tento názor zdůvodňujeme vysokou frekvencí alely *Halⁿ* (0,639) u 18 kanců používaných v tomto šlechtitelském chovu, což při úplné penetranci odpovídá cca 40 % prasat *HAL⁺*.

Jak bylo uvedeno, ne všechna prasata s genotypem *HalⁿHalⁿ* se fenotypově projevují jako *HAL⁺*. Opakovatelnost výsledků halotanového testu se pohybuje v rozmezí 90 až 95 % (Webb, 1981). Za hlavní příčinu rozdílů mezi počtem homozygotů *HalⁿHalⁿ* zjištěných halotanovým testem a „haplotypováním“ považujeme inkompletní penetranci citlivosti k halotanu, což dokazuje srovnání výsledků halotanového testu a „haplotypování“ u 19 rodin zpětného páření (tab. IV). Poměr mezi fenotypy *HAL⁺* a *HAL⁻* se statisticky významně liší od očekávaného poměru 1 : 1, zatímco počty genotypů *HalⁿHalⁿ*

II. Rozdělení potomků do fenotypových tříd tabulky 2×2 pro výpočty vztahů mezi Hal^n a příslušnými alelami lokusů S , Phi , H a Pgd — Distribution of the progenies into phenotypic classes of the 2×2 table for the calculation of relationships between Hal^n and the respective alleles of loci S , Phi , H and Pgd

Asociace		Fenotypové třídy tabulky 2×2			
		a	b	c	d
$Hal^n - S^s$	genotypy	nn ss	nn Ss, nn SS	Nn ss, NN ss	Nn Ss, Nn SS NN Ss, NN SS
	n	43	82	80	435
$Hal^n - Phi^B$	genotypy	nn BB	nn AB, nn AA	Nn BB, NN BB	Nn AB, Nn AA NN AB, NN AA
	n	124	1	368	147
$Hal^n - H^a$	genotyp	nn aa	nn ax, nn xx	Nn aa, NN aa	Nn ax, Nn xx NN ax, NN xx
	n	81	44	53	462
$Hal^n - H^{cd}$	genotypy	nn ccd	nn cdy, nn yy	Nn ccd, NN ccd	Nn cdy, Nn yy NN cdy, NN yy
	n	7	118	48	467
$Hal^n - H^-$	genotypy	nn --	nn -z, nn zz	Nn --, NN --	Nn -z, Nn zz NN -z, NN zz
	n	0	125	27	488
$Hal^n - Pgd^B$	genotypy	nn BB	nn AB, nn AA	Nn BB, NN BB	Nn AB, Nn AA NN AB, NN AA
	n	30	31	46	206

Značení alel je zkráceno o symbol příslušného systému ($Hal^n = n$ atd.)
 Souhrnné označení alel: $x = H^{cd} + H^-$; $y = H^a + H^-$; $z = H^a + H^{cd}$

III. Síla asociací (n) a hodnoty vazbové nerovnováhy (D) mezi Hal^n a příslušnými alelami lokusů S , Phi , H a Pgd — The strength of the associations (n) and the value of the linkage disequilibrium (D) between Hal^n and the respective alleles of loci S , Phi , H and Pgd

Alely	Síla asociace (r)	Průkaznost χ^2 (1 df)	Koefficient vazbové nerovnováhy (D)	D/D_{max}	Průkaznost D (Hill, 1974)	
					(k)	(P)
$Hal^n - S^s$	0,190	6,92 ++	0,0654	0,26	1,83	n
$Hal^n - Phi^B$	0,257	12,71 +++	0,0704	0,97	2,59	n
$Hal^n - H^a$	0,402	31,02 +++	0,1456	0,63	8,14	+++
$Hal^n - H^{cd}$	0,053	0,05 n	-0,0207	0,16	1,03	n
$Hal^n - H^-$	0,096	1,77 n	-0,1063	1,00	2,53	n
$Hal^n - Pgd^B$	0,285	7,66 ++	0,0945	0,44	1,71	n

+++ = $P < 0,001$; ++ = $P < 0,01$; + = $P < 0,05$; n = neprůkazné

a $Hal^N Hal^n$ jsou s tímto poměrem v souladu. Analýza ukazuje, že samotným halotanovým testem by ve studované populaci zůstalo neodhaleno nejméně 25 % genotypů $Hal^n Hal^n$ a zároveň potvrzuje oprávněnost studia asociací a vazbové nerovnováhy na základě genotypů Hal určených „haplotypováním“.

Penetrance citlivosti k halotanu se v různých populacích pohybuje v širokém rozmezí od 0,64 do 1,00 (Webb, 1981). Vysokou penetranci pro plemeno pietrain (0,96) udávají Hanset et al. (1983). Naše zjištění (0,712) je překvapivě nízké, je však v souladu s literárními údaji. Variabilita penetrance v různých populacích prasat není zatím jednoznačně vysvětlena. Nevylučuje se ani genetické vedení citlivosti k halotanu geny dvou lokusů (Carden et al., 1983).

Vztah mezi krevně skupinovými systémy H a $A-O$ a citlivostí k halotanu byl původně pozorován u prasat plemen duroc a yorkshire. Prasata $H^a H^a$ a většinou $H^- H^-$, která byla zároveň A i O negativní (genotyp $S^s S^s$), byla HAL^+ (Rasmussen, Christian, 1976). Asociace mezi Hal^n a H^a byla prokázána také u plemene dánská landrase (Jørgensen, 1981) a dále u plemene belgická landrase chovaného v ČSSR (Hojný et al., 1979), zatímco u plemene přeštické černostrakaté zjištěna nebyla (Če-

IV. Rozdělení potomků 19 rodin zpětného páření v lokusu Hal podle fenotypů zjištěných halotanovým testem a podle genotypů stanovených „haplotypováním“ — Distribution of the progenies of 19 families of back-crossing in locus Hal according to phenotypes determined by the halothane test and according to genotypes determined by “haplotyping”

Typ páření	Rozdělení prasat			
	fenotypy		genotypy	
	HAL^+	HAL^-	$Hal^n Hal^n$	$Hal^N Hal^n$
$Hal^n Hal^n \times Hal^N Hal^n$	43	79	59	63
Statistická významnost rozdílu od očekávaného poměru 1 : 1	$\chi^2 = 10,62$ $P < 0,01$		$\chi^2 = 0,06$ nevýznamné	

pica et al., 1982). U plemene přeštické černostrakaté byly naproti tomu nalezeny vztahy mezi Hal^n a S^s , které byly prokázány také u plemene švýcarská landrase (Vögeli et al., 1984). Asociace mezi Phi^B a citlivostí k halotanu existuje u plemen dánská, holandská a belgická landrase. Všechna prasata HAL^+ měla genotyp Phi^BPhi^B , ale ne všechna zvířata s tímto genotypem byla HAL^+ (Jørgensen et al., 1976). Andresen (1976) prokázal, že příčinou této asociace u plemene dánská landrase je vazbová nerovnováha. Vazbová nerovnováha mezi Hal^n a Phi^B byla zjištěna také u plemen přeštické černostrakaté (Čepica et al., 1982), pietrain (Guérin et al., 1978; Hanset et al., 1983) a švýcarská landrase (Vögeli et al., 1984). Pozitivní vztah mezi Hal^n a Pgd^B vypočítaný pomocí χ^2 -testu u plemene landrase (NSR) publikovali Meyer et al. (1979). U plemen pietrain (Hanset et al., 1983) a švýcarská landrase (Vögeli et al., 1984) tento vztah prokázán nebyl. Vzhledem ke značné vzdálenosti obou lokusů (Hojný et al., 1985) je jeho existence málo pravděpodobná.

Hodnoty charakterizující vztahy mezi Hal^n a alelami lokusů vazbové skupiny zjišťované χ^2 -testem podle tabulky 2×2 a hodnoty vypočítané podle vzorce (Hill, 1974) by měly být v podstatě shodné. Uvádíme výsledky získané oběma způsoby, avšak vzhledem k přísnějšímu kritériu významnosti preferujeme výpočty podle autora Hill (1974). Statisticky významné asociace podle χ^2 -testu souhlasí s výše uvedenými literárními údaji o častějším výskytu HAL^+ u prasat s alelami S^s , Phi^B a H^a . Při přísnějším hodnocení byla však statisticky významná vazbová nerovnováha prokázána pouze mezi alelami Hal^n a H^a .

Za vazbovou nerovnováhu dvou lokusů na chromozómu jsou odpovědné dva hlavní mechanismy — epistatická selekce a genetický drift. Epistatická selekce zvyšuje frekvenci příznivých kombinací alel a působí ve směru vytvoření stabilní vazbové nerovnováhy (Ohta, 1982). Obecně může působit ve prospěch asociací $Hal^n - H^a$, $Hal^n - Phi^B$, $Hal^n - S^s$, popř. $Hal^n - Pgd^B$. Proti této tendenci působí v jednotlivých populacích genetický drift a skutečnost, že vazbová nerovnováha je dynamická funkce závislá na frekvencích zúčastněných alel a při určitých frekvencích může dosahovat nulové hodnoty (Asmussen, Clegg, 1981). To může být důvodem toho, proč asociace a vazbové nerovnováhy zjištěné v jedné populaci nemusí být prokázány v populaci jiné.

Výsledků lze prakticky využít v dané populaci ke snížení frekvence alely Hal^n . Selektce proti genotypu H^aH^a by znamenala vyřazení přibližně 21 % prasat, z toho 65,8 % HAL^+ a 34,2 % HAL^- . V důsledku hitchhikingu, tj. jevu, při němž změna frekvencí alel v lokusu A vyvolá změny frekvencí alel v lokusu B, by se snížila frekvence alely Hal^n z původní hodnoty $q_{Hal^n} = 0,442$ na 0,350 a počet homozygotů Hal^nHal^n z 19,5 % na 12,3 %. Využití této selekce v dalších generacích by bylo vzhledem ke změně vazbové nerovnováhy problematické.

Z našich výsledků i z literárních údajů vyplývá, že přímé využití polymorfních znaků lokusů H , Phi , S , $Po-2$, popř. Pgd k selekci proti stresovému syndromu prasat je dočasně možné v populacích s prokázanou vazbovou nerovnováhou mezi Hal^n a příslušnými alelami. Větší význam však přikládáme využití polymorfních systémů vazbové skupiny k „haplotypování“, které umožňuje mnohem účinnější selekci proti alele Hal^n .

Literatura

- ANDRESEN, A.: Linkage disequilibrium responsible for association between susceptibility to the Malignant hyperthermia syndrome (MHS) and PHI types in Danish Landrace pigs. Acta Agric. scand., 29, 1979, s. 369-373.
- ASMUSSEN, M. A. — CLEGG, M. T.: Dynamics of the linkage disequilibrium function under model of gene-frequency hitchhiking. Genetics, 99, 1981, s. 337-356.
- BULLA, J. — POLTÁRSKY, J. — CHRASTINA, J.: Reakcia rôznych typov ošipačných na halothanovú anestézu. Živoč. Výr., 25, 1980, č. 7, s. 531-536.
- CARDEN, A. E. — HILL, W. G. — WEBB, A. J.: The inheritance of halothane susceptibility in pigs. Génét. Sé. Evol., 15, 1983, s. 65-82.

- ČEPICA, S. — HOJNÝ, J. — HRADECKÝ, J. — KLAUDY, J.: Studium citlivosti k halothanu a asociací mezi lokusy Hal a Phi, H a S u prasat plemene černostrakaté přestické. *Živoč. Vyr.*, 27, 1982, č. 8, s. 587-593.
- ČEPICA, S. — HOJNÝ, J. — PAZDERA, J. — HRADECKÝ, J. — KRÁLOVÁ, D.: Determination of genotypes for Hal locus by means of simultaneous halothane testing and typing of linked marker loci. *Z. Tierzücht. Zücht.-Biol.*, 101, 1984, s. 291-297.
- DINKLAGE, H.: 6-phosphogluconat-dehydrogenase-polymorphismus beim Schwein. *Züchtungskunde*, 41, 1969, s. 326-330.
- GAHNE, B. — JUNEJA, R. K. — PATTERSON, H.: Genotypes at the locus for halothane sensitivity (Hal) in pigs revealed by Hal-linked genetic markers in blood. In: *Proc. Vth Int. Conf. on Production Diseases in Farm Animals*, Uppsala, Sweden, August 10.-12., 1983, s. 100-103.
- GUÉRIN, G. — OLLIVIER, L. — SELIER, P.: Déséquilibres de linkage entre les locus Hal (Hyperthermie maligne), PHI et 6-PGD dans deux lignées Piétrain. *Ann. Génét. Sélec. anim.*, 10, 1978, s. 125-129.
- HANSET, R. — LEROY, P. — MICHAUX, C. — KINTABA, K. N.: The Hal locus in the Belgian Pietrain pig breed. *Z. Tierzücht. Zücht.-Biol.*, 100, 1983, s. 123-133.
- HILL, W. G.: Estimation of linkage disequilibrium in randomly mating populations. *Heredity*, 33, 1974, s. 229-239.
- HOJNÝ, J. — ČEPICA, S. — HRADECKÝ, J.: Gene order and recombination rates in the linkage group S, Phi, Hal, H, (Po-2), Pgd in pigs. *Anim. Blood Grps biochem. Genet.*, 16, 1985, s. 307-318.
- HOJNÝ, J. — VALENTA, M. — ČEPICA, S. — HRUBAN, V. — HRADECKÝ, J.: The relationship between halothane sensitivity and blood group systems. *Acta Agric. scand., Suppl.* 21, 1979, s. 463-468.
- JØRGENSEN, P. F.: Blood types and other biochemical markers for stress-susceptibility and meat quality in pigs. In: *FRØSTEJN, T. — SLINDE, E. — STANDAL, N. (Ed.): Porcine stress and meat quality*. Ås, Norway, Agr. Food Res. Soc., 1981, s. 146-159.
- JØRGENSEN, P. F. — HYLDGAARD-JENSEN, J. — EIKELBOOM, G. — MOUSTGAARD, J.: Phosphohexose isomerase (PHI) and porcine halothane sensitivity. *Acta veter. scand.*, 17, 1976, s. 370-372.
- MATOUŠEK, J.: Imunogenetika erytrocytárních antigenů a některé další biochemické polymorfni znaky u plemen skotu a prasat chovaných v ČSSR. *Rozpravy ČSAV*, 74, 1964, č. 10, s. 1-101.
- MEYER, J. N. — SCHMIDT, U. — GLODEK, P. — KALLWEIT, E.: Relations of blood group and enzyme loci with sensitivity to halothane in the pig. In: *Proc. XVth Int. Conf. Anim. Blood Grps biochem. Polymorph.*, Leningrad, III, 1979, s. 193-196.
- OHTA, T.: Linkage disequilibrium due to random genetic drift in finite subdivided populations. *Proc. Natl. Acad. Sci. USA*, 79, 1982, s. 1940-1944.
- PAZDERA, J. — HYÁNEK, J. — HRUBAN, V. — HRADECKÝ, J. — GAHNE, B.: Changes in the phenotype for halothane sensitivity in pigs. *Livestock Prod. Sci.*, 10, 1983, s. 365-371.
- RASMUSEN, B. A. — CHRISTIAN, L. L.: H blood types in pigs as predictors of stress susceptibility. *Science*, 191, 1976, s. 947-948.
- SMITH, C. — BAMPTON, P. T.: Inheritance of reaction to halothane anaesthesia in pigs. *Genet. Res.*, 29, 1977, s. 287-292.
- SILER, R. — PLOCEK, F. — PAVLÍK, J.: Genetické vedení vnímavosti na halothanovou zátěž u prasat. *Živoč. Vyr.*, 27, 1982, č. 8, s. 635-640.
- VÖGELI, P. — SCHWÖRER, D.: Kopplungsungleichgewicht zwischen dem Malignen Hyperthermie Syndrom (MHD, Halothanempfindlichkeit) und den Phänotypen des H-Blutgruppensystems und des Phi-Enzymsystems beim Schweizerischen Veredelten Landschwein. *Züchtungskunde*, 54, 1982, s. 124-130.
- VÖGELI, P. — GERWIG, C. — SCHNEEBELI, H.: The A-0 and H blood group systems, some enzyme systems and halothane sensitivity of two divergent lines of Landrace pigs using index selection procedures. *Livestock Prod. Sci.*, 10, 1983, s. 159-169.
- VÖGELI, P. — STRANZINGER, G. — SCHNEEBELI, H. — HAGGER, C. — KÜNZI, N. — GERWIG, C.: Relationship between the H and A-0 blood types, phosphohexose isomerase and 6-phosphogluconate dehydrogenase red cell enzyme systems and halothane sensitivity, and economic traits in superior and inferior selection line of Swiss Landrace pigs. *J. anim. Sci.*, 59, 1984, s. 1441-1450.

WEBB, A. J.: The halothane sensitivity test. In: FRØSTEJN, T. — SLINDE, E. — STANDAL, N. (Ed.): Porcine stress and meat quality. Ås, Norway, Agr. Food Res. Soc., 1981, s. 105-124.
YAMAZAKI, T.: The effects of overdominance on linkage in multilocus system. Genetics, 86, 1977, s. 227-236.

Došlo dne 31. 5. 1985

ЧЕПИЦА, С. — ГОЙНЫ, Й. — ГРАДЕЦКИЙ, Я. (Институт физиологии и генетики сельскохозяйственных животных ЧСАН, Либехов): Отношение между локусами *S*, *Phi*, *H*, *Pgd* и локусом *Hal* у свиней селекционного разведения ландраса. Živoč. Vyr., 31, 1986 (7) : 577-584.

В селекционном разведении ландрасов проводилась галотанная проба и определялись полиморфные варианты ферментов фосфогексоизомеразы, 6-фосфоглюконатдегидрогеназы и группы крови систем *A-O* и *H*. Из 640 потомков 89 (13,9 %) оказались чувствительными к галотану. Дальнейших 36 (5,6 %) свиней с генотипом *HalⁿHalⁿ* было установлено «гаплотипом». Пенетрация чувствительности к галотану была 0,71. Статистически значимые ассоциации были установлены между аллелями *Halⁿ-H^a* ($r = 0,402$, $P < 0,001$), *Halⁿ-Phi^B* ($r = 0,261$, $P < 0,01$), *Halⁿ-S^s* ($r = 0,190$, $P < 0,01$), *Halⁿ-Pgd^B* ($r = 0,285$, $P < 0,01$). Статистически значимый коэффициент неравенства связей ($D = 0,1456$, $P < 0,001$) был установлен между аллелями *Halⁿ* и *H^a*.

свинья; галотановый тест; группы связи *S*, *Phi*, *Hal*, *H*, *Po-2*, *Pgd*; пенетрация; неравенство связей

ČEPICA, S. — HOJNÝ, J. — HRADECKÝ, J. (Institute of Animal Physiology, Czechoslovak Academy of Sciences, Liběchov): The Relation between Loci *S*, *Phi*, *H*, *Pgd* and Locus *Hal* in the Pigs of the Landrace Elite Breeding Herd. Živoč. Vyr., 31, 1986 (7) : 577-584.

Pigs of the elite breeding herd of the Landrace breed were subjected to halothane test and the polymorphic variants of the phosphohexoisomerase and 6-phosphogluconate dehydrogenase enzymes and the blood systems *A-O* and *H* were determined. Out of the 640 progenies, 89 (13.9 %) were sensitive to halothane. Another 36 (5.6 %) pigs with the *HalⁿHalⁿ* genotype were detected by „haplotyping“. The penetration of sensitivity to halothane was 0.71. Statistically significant relationships were found between alleles *Halⁿ-H^a* ($r = 0.402$, $P < 0.01$), *Halⁿ-Phi^B* ($r = 0.261$, $P < 0.01$), *Halⁿ-S^s* ($r = 0.190$, $P < 0.01$) and *Halⁿ-Pgd^B* ($r = 0.285$, $P < 0.01$). A statistically significant coefficient of linkage disequilibrium ($D = 0.1456$, $P < 0.001$) was found between alleles *Halⁿ* and *H^a*.

pig; halothane test; linkage group *S*, *Phi*, *Hal*, *H*, *Po-2*, *Pgd*; penetration; linkage disequilibrium

ČEPICA, S. — HOJNÝ, J. — HRADECKÝ, J. (Institut für Physiologie und Genetik der Nutztiere der Tschechoslowakischen Akademie der Wissenschaften, Liběchov): Beziehung zwischen den Loci *S*, *Phi*, *H*, *Pgd* und dem Locus *Hal* bei der Züchtung von Landschweinen. Živoč. Vyr., 31, 1986 (7) : 577-584.

Bei der Züchtung von Landschweinen wurde der bekannte Halothan-Test durchgeführt und polymorphe Varianten der Enzyme der Phosphohexoisomerase, 6-Phosphoglykonatdehydrogenase und der Blutgruppe der Systeme *A-O* und *H* wurden bestimmt. Von 640 Nachkommen wiesen 89 (13,9 %) Tiere eine starke Reaktion auf Halothan auf. Die weiteren 36 Tiere (5,6 %) mit *HalⁿHalⁿ*-Genotyp wurden mit Hilfe des sog. „haplotyping“ ermittelt. Die Empfindlichkeitspenetranz zum Halothan betrug 0,71. Statistisch bedeutende Assoziationen wurden zwischen den Allelen *Halⁿ-H^a* ($r = 0,402$, $P < 0,001$), *Halⁿ-Phi^B* ($r = 0,261$, $P < 0,01$), *Halⁿ-S^s* ($r = 0,190$, $P < 0,01$) und *Halⁿ-Pgd^B* ($r = 0,285$, $P < 0,01$) ermittelt. Statistisch bedeutend war der zwischen den Allelen *Halⁿ* und *H^a* ermittelte Koeffizient des Bindungsungleichgewichts ($D = 0,1456$, $P < 0,001$).

Schwein; Halothan-Test; Bindungsgruppe *S*, *Phi*, *Hal*, *H*, *Po-2*, *Pgd*; Penetranz; Bindungsungleichgewicht

Adresa autorů:

Ing. Stanislav Čepica, CSc., ing. Josef Hojný, CSc., ing. Jan Hradecký, CSc., Ústav fyziologie a genetiky hospodářských zvířat ČSAV, 277 21 Liběchov

KONSTRUKCE SELEKČNÍHO INDEXU S VYUŽITÍM EKONOMICKÝCH KRITÉRIÍ U NOSNÉ DRŮBEŽE

J. Příbylová, J. Příbyl, Z. Poděbradský, V. Jakubec S. Jeřábek, L. Máchal

PŘIBYLOVÁ, J. — PŘIBYL, J. — PODEBRADSKÝ, Z. — JAKUBEC, V. — JEŘÁBEK, S. — MÁCHAL, L. (Výzkumný ústav živočišné výroby, Praha-Uhřetěves): *Konstrukce selekčního indexu s využitím ekonomických kritérií u nosné drůbeže*. Živoč. Vyr., 31, 1986 (7) : 585-593.

Byla provedena konstrukce selekčního indexu pro nosnou drůbež na základě ekonomických hodnot (mezního zisku) u jednotlivých užitkových vlastností. Za 100denní období snášky byly u jedné linie (založené původně na materiálu color-sexingové populace) u 1376 nosnic sledovány tyto ukazatele: počet vajec, hmotnost vajec, počet defektních vajec (křapy, dvoužloutková vejce, vejce bez skořápky) a hmotnost kuřice. Ekonomická efektivnost dílčích vlastností včleněných do indexu byla stanovena pomocí mezního zisku na jednotkovou změnu dílčí vlastnosti při všech ostatních ukazatelích konstantních. Nejintenzivněji se pomocí uvedeného indexu selektuje na počet a hmotnost vajec a nejméně intenzivně na defektní vejce bez skořápky. Byly stanoveny hodnoty selekčního indexu pro individuální nosnice. Ze statistické průkaznosti jednotlivých systematických efektů, které ovlivňují užitkovost (patro klecí, počet nosnic v kleci, klec odchovu), a absolutních rozdílů mezi jednotlivými úrovněmi každého efektu vyplývá, že při vyhodnocování, především při odhadu plemenné hodnoty pro potřeby selekce, je třeba brát v úvahu všechny uvedené efekty. drůbež; selekce; selekční index; mezní zisk

Úspěch každého šlechtitelského programu závisí na schopnosti šlechtitelů spojovat takové jedince nebo populace, které skýtají potomstvo s největším užtkem. Pokrok v chovatelské práci, tj. dosahovaný selekční zisk, závisí na vhodném využívání záznamů kontroly užitkovosti a výsledků testace k odhadu plemenné hodnoty a dále na optimálním využívání jedinců v reprodukčním procesu. Plemennou hodnotu lze určit komplexně tehdy, jsou-li pro jednotlivé znaky užitkovosti k dispozici i koeficienty ekonomické důležitosti.

LITERÁRNÍ PŘEHLED

Systematické efekty prostředí ovlivňující užitkovost nosnic v klecích popisují Jeřábek Máchal (1983) a Jeřábek et al. (1985).

Odvozením koeficientů ekonomické důležitosti se již zabývali Adelhelm et al. (1972), Böckenhoff et al. (1977), Niebel et al. (1972, 1977), Niebel (1985) a Schön et al. (1977).

Nejčastěji je ekonomická důležitost jednotlivých vlastností stanovena pomocí mezního zisku (Poděbradský, 1975; Niebel et al., 1977).

Metoda spočívá ve výpočtu ekonomické hodnoty, jestliže jedna dílčí vlastnost se změní o jednotku. Tato změna vyvolá změnu nákladů a změnu tržeb, z čehož plyne mezní zisk.

Na základě známých ekonomických hodnot a kovariancí jsou stanovovány optimální selekční indexy, vycházející z přístupu, který uvádí Hazel (1943).

I. Základní statistické hodnoty — Basic statistical values

Vlastnost	Průměr		Reziduální směrodatná odchylka	
	ks	%	ks	%
Hmotnost těla (g)	1488,51		126,58	
Počet vajec (ks)	60,92		9,25	
Vejce — křápy	0,41	0,571	0,70	1,176
Vejce dvoužloutková	0,45	0,588	0,67	0,966
Vejce bez skořápky	0,14	0,173	0,34	0,469
Defekty vajec celkem	0,92	1,332	0,97	1,621
Hmotnost vajec (g)	55,31		3,00	

MATERIÁL A METODA

Pro stanovení byly použity údaje o snášce a živé hmotnosti nosnic jedné linie, založené původně na materiálu color-sexingové populace (linie RIR snáškového kompletu Moravia SSL).

Podkladové materiály byly vzaty ze Školního zemědělského podniku VSŽ Brno v Žabčicích.

Snáška byla sledována u 1376 nosnic chovaných v klecích po dobu prvních 100 dní snášky. Živá hmotnost byla zjišťována při naskladňování do klecí odchovaných kuřic. Za 100denní období snášky byly evidovány tyto ukazatele: množství snesených vajec, hmotnost vajec, počet defektních vajec (křápů, bezskořápkových vajec a dvoužloutkových vajec).

Genetické parametry a systematické vlivy prostředí byly stanoveny na základě modelové rovnice

$$Y_{ijklmno} = n + o_i + m_{ij} + l_k + k_{kl} + p_m + c_n + e_{ijklmno}$$

kde: $Y_{ijklmno}$ — naměřená užitkovost

n — společná konstanta (průměr)

o_i — náhodný efekt otce (27)

m_{ij} — náhodný efekt matky uvnitř otce (226)

II. Průkaznost vlivů jednotlivých činitelů — Significance of the effects of different

Zdroj variability	Stupeň volnosti	Vlastnost			
		hmotnost těla g	počet vajec ks	vejce — křápy	
				ks	%
Líhnutí	3	0,00	0,00	0,11	0,09
Otec	26	0,00	0,00	0,00	0,00
Slepice v kleci	1	0,80	0,00	0,00	0,24
Patro	1	0,56	0,14	0,33	0,25
Klece	11	0,01	0,18	0,41	0,11
Klece	9	0,23	0,00	0,93	0,91
Klece	10	0,04	0,05	0,52	0,57
Klece	6	0,00	0,05	0,80	0,69
Zbytek	1259				

- l_k — pevný efekt líhnutí (4)
 k_{kl} — pevný efekt klecí odchovu uvnitř líhnutí (43)
 p_m — pevný efekt patra ve snáškové hale (2)
 c_n — pevný efekt počtu nosnic ve snáškové kleci (2)
 $e_{ijklmno}$ — zbytkový náhodný efekt nosnice

Efekty líhnutí a klece odchovu zároveň zohledňují umístění nosnic v určité části řady klecí ve snáškové hale.

Ekonomická hodnota jednotlivých vlastností byla stanovena podle Poděbradského (1975). Do výpočtu byly vzaty fixní a variabilní náklady a celkové tržby a byla stanovena efektivnost chovu.

Základní statistické hodnoty celého souboru 1327 nosnic jsou uvedeny v tab. I. Proměnlivost jednotlivých vlastností je vyjádřena v reziduálních směrodatných odchylkách plynoucích z modelové rovnice.

V tab. II jsou uvedeny hladiny průkaznosti jednotlivých činitelů u všech vlastností. Jak plyne z tabulky, pořadí líhnutí se kromě defektních vajec — křepů projevilo u všech vlastností vysoce průkazně. Podobně rozdíly mezi otci se vysoce průkazně liší kromě ukazatele defektní vejce bez skořápky. Počet nosnic v kleci se projevilo především u počtu snesených vajec. Patro klecí ve snáškové hale sice způsobuje rozdíly u naměřených hodnot ukazatelů, ale hladina statistické průkaznosti je velmi nízká až průkazná v závislosti na ukazateli. Klece odchovu uvnitř líhnutí se v některých případech statisticky vysoce průkazně liší, v jiných nikoliv.

VÝSLEDKY

Stanovení ekonomické důležitosti jednotlivých vlastností

Ke komplexnímu vyhodnocení je účelné používat selekčních indexů založených na ekonomickém základu.

Důležitost (ekonomická váha) jednotlivých vlastností je dána jejich společenským ohodnocením — mají buď finalizující charakter (počet vajec, hmotnost vajec, produkce vaječné hmoty, hmotnost vyřazené nosnice apod.) a v tom případě jako ekonomická váha vystupuje realizační cena finálního produktu, nebo charakter vkladu (spotřeba krmiv, úhyn, fixní náklady na KD apod.) a potom jsou jednotlivé parciální vstupy provázány příslušnou cenou nákladu.

Šlechtěná linie dosahuje za 360 dní snáškového období snášky kolem 250 vajec, při průměrné realizační ceně jednoho vejce 0,89 Kčs. Celkové tržby za vejce představují hodnotu 222,50 Kčs. Slepice jsou vyskládňovány při průměrné hmotnosti 2,1 kg a tržby

factors

Vlastnost						
vejce — dva žloutky		vejce bez skořápky		defekty vajec celkem		hmotnost vajec g
ks	%	ks	%	ks	%	
0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
0,00	0,00	0,03	0,22	0,00	0,00	0,00
0,78	0,00	0,95	0,00	0,85	0,08	0,28
0,60	0,79	0,01	0,01	0,09	0,08	0,45
0,01	0,03	0,76	0,97	0,01	0,00	0,07
0,00	0,00	0,38	0,51	0,00	0,00	0,01
0,01	0,11	0,03	0,36	0,02	0,09	0,01
0,00	0,00	0,28	0,18	0,00	0,00	0,00

III. Ekonomika chovu nosnic při dané úrovni výroby — Economics of laying hen rearing at the given level of production

Položka	Jednotka	Množství	Cena za jednotku	Tržby na nosnici celkem (Kčs)	Náklady na nosnici (Kčs)
Snáška	ks	250	0,89 Kčs	222,50	
Vyřazené nosnice	ks	1	18,— Kčs	18,—	
Součet				240,50	
Vaječná hmota	kg	15			
Krmiva, snáška	kg	$3,03 \times 15$	2,7		122,72
Fixní náklad, snáška	ks	360	0,284		102,24
Krmiva, odchov	kg	8,904	2,96		26,36
Fixní náklad odchovu	%	$\frac{0,129}{0,277} \cdot 100$	0,26356		12,27
Součet					263,59
Rozdíl					-23,39

8,9 kg směsi na odchov do 165 dní věku; do 140 dní věku je spotřeba 7,5 kg.

činí 18,— Kčs v průměru za jeden kus. Celkové tržby na jednu nosnici jsou 240,50 Kčs. Celkové náklady na jednu nosnici během snášky a odchovu činí 263,58 Kčs. Tato čísla charakterizují ekonomickou efektivnost výroby vajec a jsou odvozena v tab. III.

Jiná je otázka rentability šlechtitelského chovu v případě zpeněžování násadových vajec, resp. kuřat. Z hlediska selekce je však nutné sledovat výsledný cíl, jímž je optimalizace výroby konzumních vajec.

Pro potřeby selekčního indexu je rozhodující mezní zisk vyplývající z dodatečné změny parametrů užitkovosti od výchozí úrovně.

Ekonomickou efektivnost dílčích vlastností včleněných do indexu stanovujeme pomocí mezního zisku — změny zisku (změna tržeb — změna nákladů) na jednotkovou změnu dílčí vlastnosti při všech ostatních vlastnostech konstantních.

Objektivní úroveň mezního zisku vyžaduje zkoumání úplného výrobního cyklu (tj. 360 dní). Ve sledovaném podniku je testací období omezeno na prvních 100 dní snášky, což vyžaduje přepočít efektů 100denní snášky na úplný 360denní cyklus.

Zvýšení snášky o jedno vejce přináší tržbu 0,89 Kčs. Produkční krmná dávka (Rous a kol., 1971) pro 250 vajec je 17,781 kg krmiva, což je 71,124 g na jedno vejce. Při ceně krmiva 2,70 Kčs za 1 kg to představuje hodnotu 0,192 Kčs na jedno vejce. Mezní zisk je v tomto případě 0,708 Kčs. Snáška za 100 denní období je u sledovaného souboru 60,75 vajec (tab. I). Přepočtový koeficient na snášku 250 vajec je $\frac{250}{60,75} = 4,115$.

Ekonomická hodnota změny snášky o jedno vejce za 100denní období — přepočtená za celé snáskové období — činí 2,91358 Kčs.

Zvýšení hmotnosti jednoho vejce o 1 g přináší změnu zisku $0,708 : 60 = 0,0118$ Kčs. Zvýšení hmotnosti všech vajec potom přináší zisk $0,0118 \times 250 = 2,95$ Kčs. Hmotnost vajec za 100denní sledované období je nižší než průměr za celou snášku, a proto je třeba uvedenou hodnotu korigovat koeficientem $\frac{60}{55,316} = 1,0847$.

Ekonomická hodnota změny průměrné hmotnosti vajec o 1 g za 100denní období, přepočtená na celou snášku, činí 3,19981 Kčs.

Předpokládáme, že procentuální zastoupení defektních vajec je v průběhu celého období stejné. Během testovaného období je vykazována snáška včetně defektních vajec (tj. snáška celkem, z toho defektní vejce v procentech). Při snášce 250 vajec od jedné nosnice za 360 dní představuje 1 % defektních vajec 2,5 vajec.

Na výrobu defektních vajec jsou vynakládány náklady, ale nerealizují se tržby. To znamená, že mezní zisk na jedno defektní vejce je $N - T = -0,192 - 0,708 = -0,89$ Kčs, neboť i nerealizovaná tržba je ztrátou výroby, jelikož veškeré náklady na realizaci byly vynaloženy.

Ekonomická hodnota procentuálního zastoupení defektních vajec, přepočtená na celé snáškové období, činí -2,225 Kčs.

Změna 1 g živé hmotnosti chované nosnice (při průměrné živé hmotnosti během celého snáškového období 1900 g) vyvolá změnu potřeby záchovné krmné dávky na celé snáškové období 7,991189 g. Podobně potřeba krmiv na růst jedince těžšího o 1 g je 5,98 g. V tom případě změna živé hmotnosti slepice o 1 g vyvolá celkovou změnu potřeby krmiv o 13,97 g. Tomu odpovídají změny nákladů 0,021576 Kčs na záchovnou dávku a 0,0177008 Kčs na růst kuřic. Celková změna nákladů je 0,0392768 Kčs na změnu živé hmotnosti nosnice o 1 g.

Na konci období byla průměrná živá hmotnost vyřazené slepice 2100 g. Při změně živé hmotnosti jatečné slepice o 1 g se změní tržby o $\frac{18}{2100} = 0,0085714$ Kčs. Změna živé hmotnosti nosnice o 1 g vyvolá tedy mezní zisk (ztrátu $0,0085714 - 0,0392768 = -0,0307059$ Kčs). Uvedenou hodnotu je třeba přepočítat na živou hmotnost kuřic, měřenou při naskladňování kuřic, koeficientem $\frac{1,9}{1,4885} = 1,2764528$ pro náklady a $\frac{2,1}{1,4885} = 1,4108162$ pro tržby. Ekonomická hodnota živé hmotnosti zastavované kuřice v gramech, přepočtená na celé snáškové období, potom činí $1,4108162 \times 0,0085714 - 1,2764528 \times 0,0392768 = 0,0120926 - 0,0501349 = -0,0380423$ Kčs.

Souhrnně jsou hodnoty uvedeny v tab. IV.

Konstrukce selekčního indexu

Při konstrukci selekčního indexu jsme použili proměnlivosti a kovariance týkající se hmotnosti kuřice, počtu vajec, defektů vajec v procentech (krápy, vejce bez skořápky a dvoužloutková vejce) a hmotnosti vajec.

IV. Ekonomické hodnoty dílčích vlastností stanovené na základě mezních zisků —
The economic values of the traits determined on the basis of marginal profits

Vlastnost	Jednotky	Ekonomická hodnota v Kčs
Množství vajec	ks	2,91358
Hmotnost vajec	g	3,19981
Defektní vejce	%	-2,225
Živá hmotnost kuřice	g	-0,0380423

V. Váhové koeficienty b_i v indexu a jejich důležitost — The weight coefficients b_i in the index and their importance

Vlastnost	Hodnota b	Důležitost vlastností
Hmotnost těla	-0,0020	0,0350
Počet vajec	0,9290	65,8828
Vejce — křapy	0,1703	0,0249
Vejce dvouzhloutková	-1,3208	0,9852
Vejce bez skořápky	-0,0706	0,0008
Hmotnost vajec	0,9569	5,8412
		$r_{IH} = 0,5666$

Ekonomické hodnoty do indexu jsou dány z tab. IV. Vlastní váhové koeficienty pro jednotlivé vlastnosti jsou uvedeny v tab. V spolu s udáním důležitosti jednotlivých sledovaných vlastností v indexu. Tato důležitost je stanovena (Cunningham, Mahon, 1977) jako procentuální snížení celkového genetického zisku pro komplex vlastností, jestliže je daná vlastnost z indexu vypuštěna.

Váhové koeficienty (b_i) v indexu jsou stanoveny podle maticové rovnice

$$b = P^{-1} G \cdot c$$

kde: b — vektor odhadovaných koeficientů
 P — fenotypová kovarianční matice
 G — genetická kovarianční matice
 c — vektor ekonomických hodnot podle tab. IV

Důležitost jednotlivých vlastností je stanovena podle předpisu

$$100 - \sqrt{\frac{b'G \cdot c - b_i^2 / W_{ii}}{b'G \cdot c}} \times 100$$

kde: W_{ii} — i -tý diagonální prvek matice P^{-1}

Korelace indexu k souhrnnému genotypu vyjadřuje přesnost pomocí indexu prováděné selekce a činí $r_{IH} = 0,567$.

Regrese jednotlivých genetických hodnot na index je stanovena podle

$$\frac{b'Gj}{b'Gc}$$

kde: Gj — j -tý sloupec kovarianční matice G .

Podobně korelace genetických hodnot k indexu je stanovena podle

$$\frac{b'Gj}{(b'Gc)(G_{jj})}$$

kde: G_{jj} — j -tý diagonální prvek matice G .

Hodnota této korelace souvisí s tím, jak intenzívně je pomocí indexu selektováno na jednotlivé vlastnosti.

DISKUSE

Údaje v tab. I a II dokumentují úroveň užítkovosti a vliv jednotlivých činitelů na její projev.

Ekonomické hodnoty jednotlivých vlastností jsou závislé jednak na cenách krmných směsí a výkupních cenách zemědělských produktů a jednak na vlastním způsobu testace jedinců a na dosahované užítkovosti.

Na základě parametrů selekčního indexu (tab. V) byly stanoveny hodnoty selekčního indexu pro individuální nosnice. Vztahy indexu k jednotlivým vlastnostem zahrnutým v souhrnném genotypu a rozložení genetického zisku na jednotlivé složky jsou uvedeny v tab. VI. Byly odhadnuty systematické vlivy prostředí, které působí na projev užítkových vlastností.

VI. Vztah indexu a dílčích vlastností v souhrnném genotypu — The relation of the index and the traits in the over-all genotype

Vlastnost	Regrese	Korelace	Procento genetického zisku
Hmotnost těla	1,3672	0,1750	-5,1955
Počet vajec	0,3216	0,5099	93,5751
Vejce — křápy	0,0015	0,0184	-0,3368
Vejce dvoužloutková	-0,0023	-0,0352	0,0448
Vejce bez skořápky	0,0002	0,0047	-0,0448
Hmotnost vajec	0,0359	0,1278	11,4989

Ekonomické parametry a populačně genetické parametry zjištěné souběžně s odhadem systematických efektů byly použity pro konstrukci selekčního indexu. Tento index odpovídá současnému stavu a technice chovu ve sledovaném šlechtitelském chovu.

Největší důležitost v indexu připadla na množství snesených vajec a na průměrnou hmotnost vajec.

Dosažené výsledky je třeba dále rozpracovat v návaznosti na uvažované změny v sledovaném chovu vedoucí k vyšší objektivizaci testačních podmínek a v souvislosti s optimalizací celého selekčního cyklu, včetně intenzity selekce v jednotlivých stupních.

Literatura

- ADELHELM, R. — BÖCKENHOFF, E. — BISCHOFF, T.: Wirtschaftliche Bedeutung der Leistungsmerkmale. Hohenheimer Arbeiten, 64, 1972, s. 5-67.
 BÖCKENHOFF, E. — NIEBEL, E. — ZEDDIES, J.: Die Wirtschaftlichkeitskoeffizienten der Leistungsmerkmale beim Schwein und deren Bedeutung für die Zuchtarbeit. 2. Mitteilung: Wirtschaftlichkeitskoeffizienten für den Anteil der fleischreichen Teilstücke und die Fleischhelligkeit. Züchtungskunde, 49, 1977, č. 3, s. 175-184.
 CUNNINGHAM, E. P.: Multi-stage index selection. Theor. appl. Genet., 46, 1975, s. 55-61.
 CUNNINGHAM, E. P. — MAHON, G. A.: Selind — A Fortran computer program for genetic selection indexes. Univ. Dublin, 1977.
 HAZEL, L. N.: The genetic basis for constructing selection index. Genetics, 28, 1943, s. 476-490.
 JEŘÁBEK, S. — MÁCHAL, L.: Factors affecting the performance of caged layers

in the course of breeding. 5th Int. Symp. on Actual Problems of Avian Genetics, Piešťany, 22.—23. 3. 1983.

JERÁBEK, S. — MÁCHAL, L. — TOŠOVSKÝ, J. — PETROVSKÝ, E.: Factors affecting the performance of caged layers in the course of breeding (the repeating experiment). 6th Int. Symp. on Actual Problems of Avian Genetics, Smolenice, 4.—7. 3. 1985.

NIEBEL, E.: Selektionsindizes mit Nebenbedingungen in Methodische Ansätze in der Tierzüchtung. Hohenheimer Arbeiten, 131, 1985.

NIEBEL, E. — RITTNER, A. — FEWSON, D.: Selektionswürdigkeit der Leistungsmerkmale. Hohenheimer Arbeiten, 64, 1972, s. 68-89.

NIEBEL, E. — FEWSON, D. — FENDER, M. et al.: Die Wirtschaftlichkeitskoeffizienten der Leistungsmerkmale beim Schwein und deren Bedeutung für die Zuchtarbeit. Züchtungskunde, 49, 1977, č. 5, s. 327-342.

PODEBRADSKÝ, Z.: Ekonomické hodnocení výroby vajec. [Dílčí závěrečná zpráva.] Praha-Uhrňoves, VÚŽV 1975.

ROUS, J. a kol.: Chov drůbeže. Praha, SZN 1971.

SCHÖN, L. — NIEBEL, E. — FEWSON, D. — SCHOLZ, W.: Die Wirtschaftlichkeitskoeffizienten der Leistungsmerkmale beim Schwein und deren Bedeutung für die Zuchtarbeit. 3. Mitteilung: Abschätzung des Fleischanteils beim Schwein auf Grund von Teilstücken und deren grobgeweblicher Zusammensetzung. Züchtungskunde, 49, 1977, č. 4, s. 253-269.

Došlo dne 11. 2. 1985

ПРЖИБИЛОВА, Я. — ПРЖИБИЛ, Й. — ПОДЕБРАДСКИЙ, З. — ЯКУБЕЦ, В. — ЕРЖАБЕК, С. — МАХАЛ, Л. (Научно-исследовательский институт животноводства, Прага-Угриневес): Конструкция селекционного индекса с применением экономических критериев у несушек. *Živoč. Vým.*, 31, 1986 (7) : 585-593.

У отдельных продуктивных свойств проводилась конструкция селекционного индекса для несушек на основе экономических значений (предельной прибыли). За 100-сут. период яйцекладки у одной линии (заложенной первоначально на материале color-sexing популяции) у 1376 кур-несушек изучались следующие показатели: число яиц, масса яиц, число испорченных яиц (битые, двухжелточные, яйца без скорлупы), а также масса кур. Экономическая эффективность частных свойств, входящих в индекс, определялась при помощи предельной прибыли на единичное изменение частного свойства при всех остальных постоянных показателях. Интенсивнее всего при помощи приведенного индекса селекция проводится на число и массу яиц и меньше всего на дефектные яйца без скорлупы. Были установлены значения селекционного индекса для индивидуальных кур-несушек. Из статистической достоверности отдельных систематических эффектов, обуславливающих продуктивность (ярус клетки; число кур в клетке, клетка для выращивания), и абсолютных различий между отдельными уровнями каждого эффекта вытекает, что при обработке — прежде всего при оценке племенной ценности для селекционных целей, необходимо учитывать все приведенные эффекты.

птица; селекция; селекционный индекс, предельная прибыль

PŘIBYLOVÁ, J. — PŘIBYL, J. — PODEBRADSKÝ, Z. — JAKUBEC, V. — JERÁBEK, S. — MÁCHAL, L. (Research Institute of Animal Production, Praha-Uhrňoves): Construction of Selection Index on the Basis of Economic Criteria in Laying Poultry. *Živoč. Vým.*, 31, 1986 (7) : 585-593.

The selection index for laying poultry was constructed on the basis of economic values (marginal profit) in particular efficiency traits. Over 100-day laying period, the following parameters were investigated in 1376 laying hens of a single line (originally based on the material of a color-sexing population): number of eggs, egg weight, number of defective eggs (cracked shell, with double yolk, no shell) and the weight of pullet. The economic effectiveness of the traits included in the index was determined by means of marginal profit per unit change in the trait with all the other traits constant. With the above-mentioned index, selection is most intensive for the number and weight of eggs and least intensive for defective shell-less eggs. The values of selection index were determined for individual laying

hens. It follows from the statistical significance of particular systematic effects influencing efficiency (storey of cages, layer density per cage, type of cage rearing) and from the absolute differences between the levels of each effect that all the effects should be taken into account during the evaluation, particularly in the estimation of breeding value for selection purposes.

poultry; selection; selection index; marginal profit

PŘIBYLOVÁ, J. — PŘIBYL, J. — PODĚBRADSKÝ, Z. — JAKUBEC, V. — JEŘÁBEK, S. — MÁCHAL, L. (Forschungsinstitut für Tierproduktion, Praha-Uhřetěves): *Konstruktion des Selektionsindexes unter Anwendung der ökonomischen Kriterien bei Legehennen*. Živoč. Vyr., 31, 1986 (7) : 585-593.

Es wurde die Konstruktion des Selektionsindexes für Legehennen aufgrund der ökonomischen Werte (Grenzgewinn) für die einzelnen Gebrauchseigenschaften durchgeführt. Für eine hunderttägige Legesaison wurden bei einer Linie (gegründet mit Hilfe des Materials der sog. „Color-Sexingpopulation“) bei 1376 Legehennen folgende Merkmale verfolgt: Eierzahl, Eiergewicht, Anzahl von defekten Eiern (Eier mit angeschlagener Schale, Eier mit zwei Dottern, Eier ohne Schale und Gewicht der Henne). Der ökonomische Nutzeffekt der Teileigenschaften, die Bestandteil des Selektionsindexes sind, wurde mit Hilfe der Grenzgewinns je Einheitsänderung der Teileigenschaft bei konstantem Wert aller anderen Merkmale festgelegt. Am intensivsten wird mit Hilfe des angeführten Indexes auf die Eierzahl und das Eiergewicht selektiert, am wenigsten intensiv auf defekte Eier ohne Schale. Es wurden Werte des Selektionsindexes für einzelne Legehennen festgelegt. Der statistischen Signifikanz der einzelnen systematischen Effekte, die die Leistung beeinflussen (Etagage der Käfige, Anzahl von Legehennen im Käfig, Aufzuchtkafig) und den absoluten Unterschieden zwischen den einzelnen Niveaus jedes Effektes ist zu entnehmen, dass bei der Auswertung, insbesondere bei der Zuchtwertschätzung für die Selektion, alle angeführten Effekte in Betracht gezogen werden müssen.

Geflügel; Selektion; Selektionsindex; Grenzgewinn

Adresy autorů:

Ing. Jana Přibyllová, CSc., ing. Josef Přibyl, CSc., ing. Zdeněk Poděbradský, CSc., doc. ing. Václav Jakubec, DrSc., Výzkumný ústav živočišné výroby, 104 00 Praha - Uhřetěves

Ing. Stanislav Jeřábek, CSc., ing. Ladislav Máchal, Školní zemědělský podnik VŠZ Brno, 664 63 Žabčice u Brna

POKYNY PRO AUTORY VĚDECKÝCH ČASOPISŮ ČSAZ

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

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

Jednotlivé práce nemají přesahovat rozsah 12 stran psaných na stroji včetně tabulek, obrázků a grafů. V práci je nutné používat jednotky odpovídající soustavě měrových jednotek SI (ČSN 01 1300).

Technická úprava rukopisu

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

Vlastní úprava práce

Název práce (titul) nemá přesahovat 85 úhozů. Jména autorů se uvádějí bez titulů s počátečním písmenem jména.

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

Klíčová slova (Key words, index terms) — Připojují se po vynechání řádku pod souhrn. Klíčovým slovem rozumíme substantivum, které je nutné pro věcné zařazení předložené práce. Klíčová slova se řadí směrem od obecnějších výrazů ke konkrétním. Začínají malým písmenem a oddělují se středníkem. Jejich počet závisí na povaze práce a neměl by klesnout pod tři a převýšit dvanáct slov.

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

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

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

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

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

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

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

METODY ODHADU KOEFICIENTŮ DĚDIVOSTI ALTERNATIVNÍCH ZNAKŮ A JEJICH POUŽITÍ K ODHADU KOEFICIENTŮ DĚDIVOSTI PORODNÍ A POPORODNÍ ÚMRTNOSTI SELAT

H. Nešetřilová

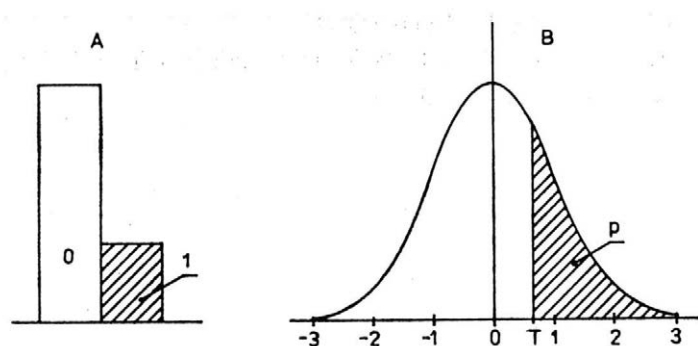
NEŠETŘILOVÁ, H. (Vysoká škola zemědělská, Praha): *Metody odhadu koeficientů dědivosti alternativních znaků a jejich použití k odhadu koeficientů dědivosti porodní a poporodní úmrtnosti selat*. Živoč. Vyr., 31, 1986 (7) : 595-602.

Práce se zabývá metodami odhadu koeficientů dědivosti pro znaky, které jsou z genetického hlediska polygenní, ale které mají pouze dvě alternativní fenotypové kategorie (tzv. all-or-none traits). Je zkoumána možnost použít pro tento speciální případ metody standardně používané pro spojitě znaky (analýzu rozptylu, regresní metodu). K tomuto účelu je navrženo sedm různých transformací dat. Tyto standardní metody a Robertson-Lernerova metoda jsou použity k odhadu koeficientů dědivosti porodní a poporodní úmrtnosti selat plemene bílé ušlechtilé (struktura použitého souboru: 65 otců, 164 matek s 1783 potomky, 307 dcer s 3156 potomky). Odhady h^2 získané pomocí Robertson-Lernerovy metody nepřesahují hodnotu 0,09, odhady získané pomocí regresní metody se pohybují mezi 0,07 až 0,12. Hodnoty získané analýzou rozptylu mají vysokou variabilitu. Na použitém souboru bylo prokázáno, že Robertson-Lernerova metoda má větší stabilitu odhadů než obě standardní metody.

koeficienty dědivosti; alternativní znaky; úmrtnost selat; plemeno bílé ušlechtilé

Při genetické analýze užitkových vlastností hospodářských zvířat se lze setkat se znaky, které jsou svým dědičným založením polygenní, ale které mohou ve svém fenotypovém projevu nabývat pouze omezeného počtu diskrétních hodnot. V mezním případě jsou u těchto znaků možné pouze dvě alternativní fenotypové kategorie. Takové alternativní znaky bývají v zahraniční literatuře označovány jako znaky typu „všechno nebo nic“ (anglický termín „all-or-none traits“ — Robertson, Lerner, 1949). Porodní a poporodní úmrtnost, odolnost proti chorobám nebo líhnivost u drůbeže jsou příkladem znaků tohoto typu.

Vzhledem k charakteru znaků „všechno nebo nic“ nejsou k odhadům koeficientů dědivosti bezprostředně použitelné metody běžně používané pro kvantitativní znaky. Je proto účelné zabývat se studiem metod, které by mohly být použity k odhadům koeficientů dědivosti u znaků tohoto speciálního typu. Jednotlivé metody byly použity k odhadům koeficientu dědivosti porodní a poporodní úmrtnosti selat plemene bílé ušlechtilé a byla porovnávána kvalita získaných odhadů. Výsledky jsou stručně shrnuty v této práci.



1. Příklad znaku „všechno nebo nic“. A — fenotypové rozdělení, B — rozdělení podložené náhodné veličiny s $N(0,1)$ (p — pravděpodobnost překročení prahové hodnoty T) — An example of the “all-or-none” trait. A — phenotypic distribution, B — distribution of the underlying random variable s $N(0,1)$ (p — probability of exceeding the threshold value T)

LITERÁRNÍ PŘEHLED

Znaky typu „všechno nebo nic“ jsou speciálním případem tzv. prahových znaků (threshold traits — Falconer, 1960). Model, který při analýze těchto znaků obvykle používáme, předpokládá, že pozorovanou fenotypovou distribuci lze hypoteticky podložit spojitým normálním rozdělením (obr. 1). Podložená náhodná veličina s $N(0,1)$, kterou chápeme např. jako odolnost jedince, v sobě zahrnuje jak geneticky podmíněnou složku, tak prostředovou složku. Tento model dále předpokládá existenci jisté prahové hodnoty T , a to takové, že k přežití určitého jedince dojde tehdy a jen tehdy, překročí-li hodnota podložené náhodné veličiny X hodnotu prahu. Označíme-li tedy Y fenotypovou hodnotu znaku „všechno nebo nic“, platí

$Y = 0$ právě když $X \leq T$ (úhyn zvířete),

$Y = 1$ právě když $X > T$ (přežití zvířete).

Při odhadech koeficientů dědivosti těchto znaků lze v zásadě postupovat dvěma způsoby:

1. Vyjít z pozorování fenotypové distribuce nul a jedniček, která je na skupině n zvířat binomická (parametr p příslušného binomického rozdělení představuje pravděpodobnost překročení prahové hodnoty T) a pokusit se vhodným způsobem o aplikaci některé standardní metody (analýza rozptylu, regresní metoda);
2. Použít některou speciální metodu navrženou pro znaky uvedeného typu. Dvě takové metody existují: první vypracovali Robertson a Lerner (1949), druhou Falconer (1965). Použitelnost těchto metod je však limitována charakterem podkladového materiálu.

Robertson-Lernerova metoda představuje diskrétní obdobu jednoduché analýzy rozptylu. Uvažujeme-li jednoduché třídění potomků podle jednoho z rodičů (např. podle otce), odhadneme pomocí této metody koeficient dědivosti h^2 jako

$$h^2 = \frac{\chi^2 - (m - 1)}{r c n_o} \quad (1)$$

kde:

$$n_o = \sum_{i=1}^n n_i - \frac{\sum_{i=1}^m n_i^2}{\sum_{i=1}^m n_i} - (m - 1)$$

$$\chi^2 = \frac{\sum_{i=1}^m \frac{a_i^2}{n_i} - \frac{\left(\sum_{i=1}^m a_i\right)^2}{\sum_{i=1}^m n_i}}{p(1-p)}$$

kde: m — počet otců

n_i — celkový počet potomků i -tého otce

a_i — počet přeživajících potomků i -tého otce

p — poměr přeživajících potomků k celkovému počtu potomků

r_G — koeficient příbuznosti mezi příslušníky skupin

Metodu není vhodné používat pro $n_i < 5$. V případě malých skupin a při $n_1 = n_2 = \dots = n_m = n$ doporučují autoři použít ve vzorci (1) v čitateli místo členu $(m - 1)$ výraz

$$m - 1 + \frac{1}{n} \left[1 - \frac{1}{m} \left(1 - \frac{1}{n} \right) \right]$$

V případě skupin homogenních vzhledem k n je možný také přibližný odhad směrodatné odchylky odhadu h^2

$$s_{h^2} = \left[\frac{1}{r_G} + (n - 2) h^2 + (n - 1) r_G h^4 \right] \sqrt{\frac{2}{n(n - 1)(m - 2)}}$$

Falconer (1965) vypracoval metodu odhadů koeficientů dědivosti odolnosti proti určité chorobě. Metoda vychází ze skutečnosti, že výskyt určité choroby je mezi příbuznými nemocných jedinců vyšší, než odpovídá průměru celkové populace. Koeficient dědivosti je odhadován pomocí regresního koeficientu

$$b = \frac{R - G}{A - G},$$

kteřý představuje poměr mezi rozdíly průměrné odolnosti na podložené stupnici. V tomto výrazu je: G — průměrná odolnost celkové populace, A — průměrná odolnost nemocných jedinců, R — průměrná odolnost příbuzných nemocných jedinců. Pro odhad h^2 platí

$$h^2 = \frac{b}{r_G^2}$$

kde: r_G — koeficient příbuznosti mezi nemocnými jedinci a jedinci ze souboru příbuzných

Edwards (1969) a Smith (1970) ukázali, že Falconerova metoda odhadu h^2 podhodnocuje asi o 10 % a navrhli vhodné korekce.

Při interpretaci nebo dalším použití odhadů h^2 je třeba rozlišit mezi měřením dědivosti na pozorovatelné binomické stupnici (p -stupnice) a měřením dědivosti na stupnici podložené náhodné veličiny s $N(0,1)$ (x -stupnice). Při použití analýzy rozptylu, regresní metody a Robertson-Lernerovy metody získáme odhady h^2 na p -stupnici, Falconerova metoda dává odhady přímo na podložené x -stupnici.

Vztah mezi oběma stupnicemi studovali Demster a Lerner (1950). Ukázali, že i v případě, kdy genetický rozptyl na podložené x -stupnici má pouze aditivní charakter, může v důsledku škálového efektu ztratit tuto vlastnost na binomické p -stupnici. Podíl epistatického rozptylu na odhadech h^2 na binomické stupnici se zvětšuje směrem k limitním hodnotám p ($p \rightarrow 0$, $p \rightarrow 1$) a závisí také na hodnotě h^2 . Označíme-li h_{p^2} koeficient dědivosti měřený na stupnici p a h_{x^2} , resp. h_{x^2} koeficienty dědivosti (v užším smyslu) odpovídající p -stupnici, resp. x -stupnici, platí podle uvedených autorů, že

$$h_{p^2} > h_{x^2} = h_{x^2} \frac{z^2}{p(1 - p)}$$

kde: z — hodnota normované normální hustoty pravděpodobnosti, která odpovídá poloze prahové hodnoty T

p — pravděpodobnost překročení prahové hodnoty T

MATERIÁL A METODA

Chceme-li k odhadu koeficientu dědivosti znaků „všechno nebo nic“ použít standardních metod (analýza rozptylu, regresní metoda), musíme vzít v úvahu, že vzhledem k binomickému charakteru dat nebudou obecně splněny teoretické předpoklady použitého matematicko-statistického lineárního modelu (především homogenita rozptylů, normalita rozdělení). Je však možné pokusit se vyřešit tento problém vhodnou transformací dat. Z matematického hlediska lze k tomuto účelu doporučit některou z následujících transformací

$$\arcsin \sqrt{x}$$

$$\arcsin \sqrt{\frac{x + 3/8}{n + 3/4}}$$

$$\frac{1}{2} \left\{ \arcsin \sqrt{\frac{x}{n+1}} + \arcsin \sqrt{\frac{x+1}{n+1}} \right\}$$

popř. při malých hodnotách p a pro velká n

$$\sqrt{x + \frac{1}{2}}$$

$$\sqrt{x + \frac{3}{8}}$$

$$\sqrt{x + \sqrt{x+1}}$$

nebo logaritmickou transformaci

$$\log(x+1).$$

Tyto transformace mají v první řadě ovlivnit homogenitu rozptylů v jednotlivých třídách, měly by však přispět i ke zlepšení normality rozdělení.

Použitelnost uvedených sedmi transformací doplněných o transformaci $10 + \log(x + 0,01)$, která se osvědčila autorům Šiler et al. (1974), byla výpočetně ověřována při odhadech koeficientů dědivosti porodní a poporodní úmrtnosti selat. Výsledné odhady byly porovnávány s hodnotami získanými pomocí Robertson-Lernerovy metody (Falconerova metoda nebyla pro daná data použitelná).

K výpočtům byly použity údaje o porodní a poporodní úmrtnosti selat od prasnic plemene

I. Odhady koeficientu dědivosti pro porodní úmrtnost selat (znak Y_1) — Estimates of heritability coefficient for the perinatal mortality of piglets (trait Y_1)

Metoda		Analýza rozptylu					Regresní metoda
		h^2					
Transformace	Rozsahy tříd	$5 \leq n \leq 15$	$6 \leq n \leq 15$	$7 \leq n \leq 15$	$9 \leq n \leq 15$	$10 \leq n \leq 15$	h^2
Bez transformace		0,1542	0,1269	0,1426	0,1341	0,2067	0,1147
$\arcsin \sqrt{x}$		0,4154	0,3708	0,2298	0,1714	0,3103	0,0627
$\arcsin \sqrt{\frac{x + 3/8}{n + 3/4}}$		0,2256	0,2374	0,1182	0,1344	0,2047	0,0551
$\frac{1}{2} \left\{ \arcsin \sqrt{\frac{x}{n + 1}} + \right.$							
$\left. + \arcsin \sqrt{\frac{x + 1}{n + 1}} \right\}$		0,3126	0,3058	0,1722	0,1380	0,2683	0,0623
$\sqrt{x + 1/2}$		0,1846	0,1548	0,1642	0,1403	0,3512	0,0218
$\sqrt{x + 3/8}$		0,2174	0,1847	0,2089	0,1296	0,2755	0,0400
$\sqrt{x} + \sqrt{x + 1}$		0,3134	0,3550	0,2197	0,1659	0,2100	0,0572
$\log (x + 1)$		0,2121	0,1787	0,1824	0,1769	0,2729	0,0236
$10 + \log (x + 0,01)$		0,4280	0,4664	0,3035	0,3095	0,2776	0,0889
Robertson-Lernerova metoda		0,0833	0,0778	0,0868	0,0843	0,0758	

bílé ušlechtilé ze šlechtitelských chovů Jihočeského kraje. Použitý soubor měl hierarchickou strukturu (otcové→matky→dcery) a bylo do něj zahrnuto 65 plemenných kanců, 164 prasnic (1783 selat) a 307 jejich dcer (3156 selat). U matek a dcer byla sledována úmrtnost selat ve druhých vrzích prasnic pomocí těchto znaků:

- Y_1 počet mrtvě narozených selat,
 Y_2 počet selat mrtvě narozených a uhynulých do 21 dní věku,
 Y_3 počet selat mrtvě narozených a uhynulých do odstavu.

Hodnoty koeficientů dědivosti byly odhadnuty pomocí jednoduché analýzy rozptylu (s transformací dat i bez transformace), regresní metody (s transformací dat i bez transformace) a Robertson-Lernerovy metody. V případě analýzy rozptylu a Robertson-Lernerovy metody byly výpočty provedeny pro pět různých variant výchozího souboru, u regresní metody pro dvě různé varianty. Jednotlivé varianty se od sebe lišily minimálním rozsahem tříd (tj. počtem dcer připadajících na jednoho otce).

VÝSLEDKY A DISKUSE

Hodnoty koeficientů dědivosti pro znaky Y_1 , Y_2 a Y_3 , vypočítané pro jednotlivé varianty pomocí uvedených tří metod, jsou souhrnně uvedeny v tab. I až III. Obecně lze říci, že použití navržených transformací přispělo k homogenitě třídních rozptylů i k normalitě rozdělení sledovaných znaků, na kvalitě odhadů h^2 se to však neprojevílo. Hodnoty h^2 získané pomocí analýzy rozptylu vykazovaly značnou variabilitu a na základě provedených propočtů nelze pro daný soubor jednoznačně doporučit žádnou z navržených transformací.

II. Odhady koeficientu dědivosti pro porodní a poporodní úmrtnost do 21 dní věku (znak Y_2) — Estimates of heritability coefficients for perinatal and postnatal mortality up to the age of 21 days (trait Y_2)

Metoda		Analýza rozptylu					Regresní metoda
		h^2					
Transformace	Rozsahy tříd	$5 \leq n \leq 15$	$6 \leq n \leq 15$	$7 \leq n \leq 15$	$9 \leq n \leq 15$	$10 \leq n \leq 15$	h^2
Bez transformace		0,0869	0,0943	0,0426	0,0097	0,0	0,0834
$\arcsin \sqrt{x}$		0,1652	0,1259	0,0769	0,0469	0,0	0,0535
$\arcsin \sqrt{\frac{x + 3/8}{x + 3/4}}$		0,1628	0,1231	0,0740	0,0626	0,0470	0,0626
$\frac{1}{2} \left\{ \arcsin \sqrt{\frac{x}{n + 1}} + \right.$							
$\left. + \arcsin \sqrt{\frac{x + 1}{n + 1}} \right\}$		0,1696	0,1115	0,0947	0,0640	0,0	0,0568
$\sqrt{x + 1/2}$		0,0999	0,0558	0,0248	0,0146	0,0	0,0624
$\sqrt{x + 3/8}$		0,1137	0,0762	0,0467	0,0080	0,0	0,0627
$\sqrt{x} + \sqrt{x + 1}$		0,1628	0,1029	0,0989	0,0	0,0	0,0546
$\log (x + 1)$		0,1120	0,0979	0,0343	0,0	0,0	0,0664
$10 + \log (x + 0,01)$		0,1892	0,1162	0,1231	0,0	0,0	0,0481
Robertson-Lernerova metoda		0,0161	0,0223	0,0187	0,0139	0,0	

III. Odhady koeficientu dědivosti pro porodní a poporodní úmrtnost do odstavu (znak Y_3) — Estimates of heritability coefficients for perinatal and postnatal mortality up to weaning (trait Y_3)

Metoda		Analýza rozptylu					Regresní metoda
		h^2					
Transformace	Rozsahy tříd	$5 \leq n \leq 15$	$6 \leq n \leq 15$	$7 \leq n \leq 15$	$9 \leq n \leq 15$	$10 \leq n \leq 15$	h^2
Bez transformace		0,2302	0,1387	0,2000	0,1605	0,1630	0,0944
$\arcsin \sqrt{x}$		0,2755	0,2585	0,2826	0,1562	0,0668	0,0742
$\arcsin \sqrt{\frac{x + 3/8}{x + 3/4}}$		0,2125	0,1801	0,2963	0,1584	0,1797	0,0852
$\frac{1}{2} \left\{ \arcsin \sqrt{\frac{x}{n + 1}} + \right.$							
$\left. + \arcsin \sqrt{\frac{x + 1}{n + 1}} \right\}$		0,1931	0,2035	0,2464	0,1635	0,1673	0,0678
$\sqrt{x + 1/2}$		0,2747	0,1119	0,2259	0,1236	0,0451	0,0546
$\sqrt{x + 3/8}$		0,2616	0,1651	0,2100	0,0	0,0755	0,0551
$\sqrt{x} + \sqrt{x + 1}$		0,3221	0,2726	0,2980	0,1438	0,0	0,0989
$\log (x + 1)$		0,1897	0,1245	0,2147	0,1758	0,0574	0,0906
$10 + \log (x + 0,01)^4$		0,2517	0,2019	0,3302	0,1438	0,0	0,0674
Robertson-Lernerova metoda		0,0620	0,0655	0,0648	0,0590	0,0614	

Velmi dobrou stabilitu vykazovala pro všechny tři znaky Robertson-Lernerova metoda a v zásadě i regresní metoda. Odhady získané pomocí těchto metod jsou také v poměrně dobré shodě s hodnotami koeficientů dědivosti porodní a poporodní úmrtnosti selat plemene cornwall, které stanovili Šiler et al. (1974). Tito autoři uvádějí pro počet mrtvě narozených selat hodnoty $h^2 = 0,10$ (analýza rozptylu) a $h^2 = 0,934$ (Robertson-Lernerova metoda), pro počet mrtvě narozených a uhynulých selat $h^2 = 0,14$ (analýza rozptylu) a $h^2 = 0,1088$ (Robertson-Lernerova metoda).

I když Van Vleck (1972) uvádí, že při použití uměle simulovaného souboru dat se regresní metoda ukázala jako méně spolehlivá, ve srovnání s Robertson-Lernerovou metodou ukazují provedené výpočty, že regresní metoda postihne při stanovení koeficientů dědivosti i působení maternálního efektu, který je při použití Robertson-Lernerovy metody zahrnut do variability způsobené prostředím (takto je možné vysvětlit skutečnost, že odhady získané regresní metodou jsou poněkud vyšší než hodnoty vypočítané na základě Robertson-Lernerovy metody).

V tab. IV jsou uvedeny hodnoty h^2 přepočtené na podloženou p -stupnici. Z tabulky je patrné, že ani použití Robertson-Lernerovy metody nemusí být vždy spolehlivé. V případech, kdy $p \rightarrow 0$ nebo $p \rightarrow 1$, je přítomnost epistatického rozptylu v odhadu h^2 nejvýraznější, takže hodnota koeficientu dědivosti v užším smyslu je při výpočtu nadhodnocena. Tato chyba se projeví ještě výrazněji při přepočtu hodnoty h^2 na podloženou x -stupnici, protože pro limitní hodnoty p dosahuje převodní koeficient mezi oběma stupnicemi nejvyšší hodnoty.

Z výše uvedených důvodů vyžadují odhady koeficientů dědivosti u znaků typu „všechno nebo nic“ vždy individuální přístup. Při jejich výpočtu je třeba uvážit nejen

IV. Odhady koeficientů dědivosti h_x^2 na x -stupnici získané přepočtem z h_p^2 (Robertson-Lernerova metoda) — Estimates of heritability coefficients h_x^2 on the x -scale obtained by conversion from h_p^2 (Robertson-Lerner's method)

Varianta	Znak Y_1			Znak Y_2			Znak Y_3		
	p	h_p^2	h_x^2	p	h_p^2	h_x^2	p	h_p^2	h_x^2
$5 \leq n \leq 15$	0,9730	0,0833	0,5711	0,9032	0,0161	0,0479	0,8814	0,0620	0,1638
$6 \leq n \leq 15$	0,9693	0,0778	0,4807	0,9071	0,0223	0,0629	0,8914	0,0655	0,1809
$7 \leq n \leq 15$	0,9720	0,0868	0,5696	0,9101	0,0187	0,0579	0,8970	0,0648	0,1928
$9 \leq n \leq 15$	0,9735	0,0843	0,5883	0,9122	0,0139	0,0433	0,9031	0,0590	0,1757
$10 \leq n \leq 15$	0,9814	0,0758	0,6317	0,9686	0,0	0,0	0,8986	0,0614	0,1810

volbu metody, ale i oprávněnost použitého genetického modelu (polygenní založení znaku, podložení fenotypové distribuce normálním rozdělením) a možné zkreslení odhadů.

Literatura

- DEMPSTER, E. R. — LERNER, J. M.: Heritability of threshold characters (With appendix by A. Robertson). *Genetics*, 35, 1950, s. 212-236.
- EDWARDS, J. H.: Familial predisposition in man. *Brit. med. Bull.*, 25, 1950, č. 1, s. 58-64.
- FALCONER, D. S.: Introduction to quantitative genetics. Edinburgh and London, Oliver and Boyd 1960.
- FALCONER, D. S.: The inheritance of liability to certain diseases, estimated from the incidence among relatives. *Ann. hum. Genet.*, 29, 1965, s. 51-76.
- NEŠETŘILOVÁ, H.: Metody stanovení koeficientů dědivosti u znaků typu „všechno nebo nic“. [Kandidátská disertační práce.] Praha 1984. — Výzkumný ústav živočišné výroby.
- ROBERTSON, A. — LERNER, J. M.: The heritability of all-or-none traits: viability of poultry. *Genetics*, 34, 1949, s. 395-411.
- SMITH, CH.: Heritability of liability and concordance in monozygous twins. *Ann. hum. Genet.*, 34, 1970, s. 85-91.
- SILVER, R. — FIDLER, J. — PAVLÍK, J. — HYÁNEK, J.: Genetická analýza počtu mrtvě narozených a uhynulých selat. *Živoč. Vyr.*, 19, 1974, č. 7, s. 531-536.
- VAN VLECK, L. D.: Estimation of heritability of threshold characters. *J. Dairy Sci.*, 55, 1971, s. 218-225.

Došlo dne 2. 9. 1985

НЕШЕТРИЛОВА, Г. (Сельскохозяйственный институт, Прага): Методы определения коэффициентов наследуемости альтернативных признаков и их применение для определения коэффициентов наследуемости родовой и послеродовой смертности поросят. *Živoč. Vyr.*, 31, 1986 (7) : 535-602.

Статья занимается методами определения коэффициентов наследуемости признаков, являющихся с генетической точки зрения полигенными, однако только с двумя альтернативными фенотипическими категориями (так наз. all-or-none traits). Проверяется возможность применения — для этого специального случая — метода, стандартно применяемого для нескольких признаков (анализ дисперсии, метод регрессии). Для этой цели предложено семь разных преобразований данных. Эти стандартные методы и метод Робертсон-Лернера применимы для определения коэффициентов наследуемости родовой и послеродовой смертности поросят белой улучшенной породы

(структура изучаемой совокупности: 65 отцов, 164 матери с 1783 потомками, 307 дочерей с 3156 потомками). Показатели h^2 , полученные при помощи метода Робертсон-Лернер, не превышали значения 0,09, значения же, полученные методом регрессии, колебались между 0,07—0,12. Полученные значения при помощи анализа дисперсии имеют высокую изменчивость. На подопытной совокупности было доказано, что метод Робертсон-Лернер дает большую стабильность результатов, чем оба стандартные метода.

коэффициенты наследуемости; альтернативные признаки; смертность поросят; белая улучшенная порода

NEŠETŘILOVÁ, H. (University of Agriculture, Praha): *Methods of Estimation of Heritability Coefficients for All-or-None Traits and their Application to the Estimate of Heritability Coefficients of Birth and Post-birth Piglet Mortality*. Živoč. Vyr., 31, 1986 (7) : 595-602.

All-or-none traits are traits of polygenic character which have only two phenotypic categories. Methods of estimation of heritability coefficients for those traits are studied. A possibility of using standard methods for continuous traits (analysis of variance, regression method) in this special case is investigated. Seven transformations of data are recommended. These standard methods and Robertson-Lerner method are applied to estimate heritability coefficients of birth and post-birth mortality for Large White breed (data structure: 65 sires, 164 dams with 1783 progenies, 307 daughters with 3156 progenies). When Robertson-Lerner method is used, the estimation of h^2 does not exceed 0.09, while by regression method the estimates are found within 0.07—0.12. Results obtained by the analysis of variance have high variability. For the considered data Robertson-Lerner method showed more stability than both standard methods.

coefficients of heritability; all-or-none traits; piglet mortality; Large White breed

NEŠETŘILOVÁ, H. (Landwirtschaftliche Hochschule, Praha): *Methoden zur Schätzung der Heritabilitätskoeffizienten der alternativen Merkmale und ihre Anwendung für die Schätzung der Heritabilitätskoeffizienten der Geburts- und Nachgeburtsterblichkeit der Ferkel*. Živoč. Vyr., 31, 1986 (7) : 595-602.

Die vorliegende Arbeit befasst sich mit Methoden zur Einschätzung der Heritabilitätskoeffizienten für Merkmale, die unter dem Gesichtspunkt der Genetik polygen sind, aber nur zwei alternative phenotypische Kategorien (all-or-none traits) haben. Untersucht wurde die Möglichkeit für diesen speziellen Fall die für verbundene Merkmale standard benutzte Methode (Streuungsanalyse, Regressionsmethode) anzuwenden. Zu diesem Zweck werden sieben verschiedene Angabentransformationen vorgeschlagen. Diese Standardmethoden und die Robertson-Lerner-Methode werden zur Schätzung der Heritabilitätskoeffizienten der Geburts- und Nachgeburtsterblichkeit der Ferkel der Weissen Edelrasse (Struktur der untersuchten Gruppe: 65 Väter, 164 Mütter mit 1783 Nachkommen, 307 Töchter mit 3156 Nachkommen) herangezogen. Die mit Hilfe der Robertson-Lerner-Methode ermittelten h^2 -Schätzungswerte übersteigen keinesfalls den Wert von 0,09, die mit Hilfe der Regressionsmethode ermittelten Schätzungen schwanken von 0,07 bis 0,12. Die Werte, die mit Hilfe der Streuungsanalyse ermittelt wurden, weisen eine hohe Variabilität auf. Die untersuchte Gruppe zeigt, dass die Robertson-Lerner-Methode eine grössere Stabilität der Schätzungen als beide Standardmethoden aufweist.

Heritabilitätskoeffizienten; alternative Merkmale; Ferkelmortalität; Weisse Edelrasse

Adresa autorky:

RNDr. Helena Nešetřilová, CSc., Vysoká škola zemědělská, 165 21 Praha - Suchbát

ROZBOR OPAKOVATELNOSTI OBSAHU A AKTIVIT BIOCHEMICKO-HEMATOLOGICKÝCH PARAMETRŮ V KRVÍ TELAT

J. Stodola, V. Řehout

STODOLA, J. — ŘEHOUT, V. (Vysoká škola zemědělská, Praha, Agronomická fakulta, České Budějovice): *Rozbor opakovatelnosti obsahu a aktivit biochemicko-hematologických parametrů v krvi telat*. Živoč. Vyr., 31, 1986 (7) : 603-610.

V souboru 34 telat českého strakatého plemene, kterým byly ve věku jednoho až šesti měsíců v pravidelných měsíčních intervalech odebírány vzorky krve, bylo využito podkladového materiálu pro stanovení opakovatelnosti devíti biochemicko-hematologických parametrů. Byly sledovány množství nebo aktivity methemoglobinu, kyseliny močové, leukocytů, AST, ALT, celkových lipidů, vápníku, fosforu a hořčíku. Naměřené hodnoty byly statisticky zpracovány, byly vypočteny základní statistické hodnoty a metodou jednofaktorové hierarchické analýzy variance byly stanoveny odhady r_{op} . Získané hodnoty odhadu r_{op} (0,016 až 0,258) byly vesměs nízké a dokumentují, při současné signifikanci rozdílů u většiny sledovaných parametrů mezi jednotlivými měsíci, nespolehlivost vyvozování jednoznačných závěrů z jednorázových biochemicko-hematologických analýz. Současně poukazují na nízký vliv genotypu sledovaných telat na fenotypovou proměnlivost uvedených parametrů metabolického profilu.

telata; metabolický profil; opakovatelnost; biochemicko-hematologické parametry

Význam studia opakovatelnosti biochemicko-hematologických parametrů u zvířat lze posuzovat v podstatě ze dvou hledisek. V první řadě lze z jakéhokoliv jednorázového biochemicko-hematologického vyšetření usuzovat objektivně na diagnostiku onemocnění nebo metabolické poruchy jen v tom případě, máme-li potvrzeno, že stanovený výsledek rozboru je ovlivněn pouze vznikem onemocnění a nikoliv dalšími vlivy, ať již vnitřními nebo vnějšími. Hodnoty biochemicko-hematologických parametrů mají však i za fyziologického stavu poměrně široké variační rozpětí a vykazují dílčí rozdíly i mezi zvířaty zdravými, tj. bez klinických příznaků metabolických poruch. Opakovatelnost naměřených výsledků se může stát proto objektivním kritériem pro vytváření závěrů z jednorázových vyšetření používaných v praxi. V druhé řadě může být závěrů ze studia opakovatelnosti využito pro odhad, do jaké míry jsou jednotlivé biochemicko-hematologické parametry pod genetickou kontrolou, posuzujeme-li obecně opakovatelnost jako horní hranici dědivosti daného znaku.

LITERÁRNÍ PŘEHLED

O dědivosti biochemicko-hematologických parametrů existují zatím v literatuře jen dílčí informace, a to zpravidla u dospělých zvířat v produkčním věku. Vzhledem k tomu, že stávající odhady dědivosti nebo opakovatelnosti vykazují značné rozdíly mezi populacemi (Bondarenko

et al., 1977) i mezi jedinci různých věkových kategorií (Henricson et al., 1975), mohou být získané závěry plně platné jen v daném čase a v daných podmínkách (Nový et al., 1981). Již proto jsou údaje o genetické determinaci biochemicko-hematologických parametrů mnohdy rozporného charakteru a vyúsťují v poměrně široké variační rozpětí stanovených odhadů r_{op} nebo h^2 . Ve sporných literárních pramenech byla pro genetickou analýzu těchto ukazatelů využívána především dospělá zvířata.

Opakovatelnosti u methemoglobinu se zabývali Stodola et al. (1982) a Stodola, Řehout (1983). Z opakovaných studií v několika souborech bylo stanoveno variační rozpětí r_{op} pro množství methemoglobinu v krvi krav v rozsahu od 0,0 do 0,355. Rovněž pro kyselinu močovou se odhady dědivosti pohybují spíše v rámci nízké dědivosti nebo opakovatelnosti od $r_{op} = 0,255$ (Stodola et al., 1982) do $r_{op} = 0,47$ (Bettini et al., 1972). Velmi široké variační rozpětí zahrnují odhady opakovatelnosti a dědivosti aktivity aminotransferáz, a to od $r_{op} = 0,05$ (Stodola, Řehout, 1983) přes $r_{op} = 0,52$ (Graf et al., 1979) až po $r_{op} = 0,97$ (Kuciel, Hejl, 1974). Také pro počet leukocytů u prasat konstatuje Gabriš (1973) velmi variabilní hodnoty odhadů h^2 (od 0,160 do 0,832). Obdobně studium dílčích parametrů metabolického profilu lipidového metabolismu je charakterizováno proměnlivostí stanovených odhadů r_{op} nebo h^2 , které se pohybují v rozsahu střední až vysoké dědivosti (Bondarenko et al., 1977). Naproti tomu např. Kot (1976) a Stodola, Řehout (1983) uvádějí jen nízké až nulové hodnoty odhadů genetických parametrů. Na vztah délky časového období mezi dvěma měřeními poukazuje např. Kot (1976). Pro jednotlivé parametry lipidového metabolismu zjistil tento autor jen nízkou opakovatelnost během 40 dní a nulovou během 180 dní. Z hlediska studia odhadu opakovatelnosti a genetické determinace množství minerálních látek v krvi byla největší pozornost věnována vápníku, fosforu a hořčíku. V rámci studia opakovatelnosti minerálních látek v různých chovech a technologiích a u krav na různých laktacích zjistili Stodola et al. (1982) rozsah odhadů r_{op} od 0,0 do 0,583, přičemž horní hranici rozpětí ovlivňovaly především hodnoty zjištěné u hořčíku, zatímco vápník a fosfor dosahovaly v horní hranici opakovatelnosti jen hodnoty 0,179. V tomto rozsahu se pohybují i odhady r_{op} , resp. h^2 , které uvádějí Fischer, Sommer (1978), Bettini et al. (1972), Rowlands et al. (1975), Simon et al. (1978) a další.

Množství nebo aktivita biochemicko-hematologických parametrů vykazují i u zdravých zvířat určitou variabilitu, tzv. fyziologické rozpětí, které ve svých pracích vymezují např. Jagoš et al. (1977), Slanina, Beseda (1979), Sova (1979) aj. a které sloužilo i za základ porovnání našich výsledků.

Z uvedeného přehledu spíše nízkých hodnot odhadů r_{op} i h^2 se určitým způsobem vymyká práce autora Kolář (1984), který uvádí u koní vysoké hodnoty odhadů r_{op} , což lze klást do souvislosti s diskutabilním metodickým postupem jejich stanovení.

MATERIÁL A METODA

Hodnocení opakovatelnosti vybraných parametrů metabolického profilu telat (methemoglobin, kyselina močová, leukocyty, celkové lipidy, AST, ALT, vápník, fosfor a hořčík) bylo provedeno v rámci studií prováděných naším pracovištěm ve VKT Velešín. Odběry vzorků krve byly prováděny u telat českého strakatého plemene v pravidelných měsíčních intervalech od jednoho do šesti měsíců věku tak, že při následném odběru figurovala vždy stejná telata ve vyšší věkové kategorii. V prvním měsíci věku byly vzorky odebrány 34 telatům a v následujících měsících v průměru 24 telatům, čímž byla vytvořena rezerva pro případné vyřazení telat v průběhu odchovu.

Stanovení biochemicko-hematologických parametrů bylo prováděno podle metod běžně používaných v současné době. Do sledování byla telata zařazena náhodným výběrem, přičemž sezónní vlivy byly eliminovány postupným zařazováním telat do sledování v jednotlivých měsících roku tak, že sledování probíhalo 1,5 roku, přičemž měsíčně byly v každé věkové kategorii odebrány vzorky v průměru u dvou až tří telat.

Získání šesti opakovaných měření u každého jedince umožnilo použít pro výpočet opakovatelnosti metodu intraklasní korelace při aplikaci jednofaktorové analýzy variance s hierarchickým tříděním (Le Roy, 1966):

$$r_{op} = \frac{s_1}{s_1 + s_2}$$

přičemž $s_1 = (MS_1 - MS_2)/n_o$

kde: s_1 — odhad rozptylu mezi jedinci
 s_2 — odhad rozptylu uvnitř jedinců

Střední chyby vypočtených odhadů r_{op} byly stanoveny podle vztahu

$$s_{r_{op}} = \sqrt{\frac{2(n-1)(1-r_{op})^2[1+(n_0-1)r_{op}]^2}{n_0^2(n-p)(p-1)}}$$

Pro zvýšení statistické signifikance výsledků byly výpočty odhadů r_{op} doplněny stanovením intervalů spolehlivosti pro $P = 0,05$, které jsou definovány nerovností

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

VÝSLEDKY A DISKUSE

Průměrné hodnoty biochemicko-hematologických parametrů u telat ze všech měření u celého souboru v prvním až šestém měsíci věku jsou uvedeny v tab. I, ze které především vyplývá rozsah provedených analýz. Pro každý ukazatel bylo provedeno 140 až 153 měření. Průměrné hodnoty biochemicko-hematologických parametrů, získané ve sledovaném souboru v jednotlivých měsících věku (1. až 6. měsíc), jsou zaznamenány schematicky na obr. 1, který naznačuje dynamiku jejich změn v průběhu růstu. Výsledky uvedené na obr. 1 a v tab. I a II charakterizují fenotypovou proměnlivost jednotlivých parametrů jak v příslušných měsících věku, tak v rámci všech měření u celého souboru.

Množství methemoglobinu v krvi ($\bar{x} = 3,32$ %) vykazovalo v průběhu růstu stoupající tendenci s nejvyšší hodnotou v šestém měsíci věku (4,12 %). Významné rozdíly v množství methemoglobinu mezi jednotlivými měsíci věku ($P = 0,01$) mohou být kladeny do souvislosti s rozdílnou aktivitou methemoglobinreduktázy v závislosti na věku telat již vzhledem k tomu, že telata přijímala stejnou krmnou dávku. Na velké rozdíly v množství methemoglobinu v krvi mezi jednotlivými telaty poukazuje i velmi vysoký variační koeficient ($V = 39,6$ %). Přestože se množství methemoglobinu u telat pohybovalo v rámci oficiálně uváděných fyziologických rozpětí (např. Jagoš et al., 1977), výsledky dokumentují vysokou fenotypovou proměnlivost tohoto ukazatele. Tato sku-

I. Základní statistické hodnoty opakovaně sledovaných biochemicko-hematologických parametrů u telat v prvním až šestém měsíci věku — The basic statistical values of the repeatably investigated biochemico-haematological parameters of calves in the first to the sixth month of age

Ukazatel	Jednotka	<i>n</i>	$\bar{x}$	<i>s</i>	<i>V</i> %	Variační rozpětí	<i>F</i> -test
Methemoglobin	%	148	3,32	1,3	39,6	2,67/1. — 4,12/6.	++
Kyselina močová	umol.l ⁻¹	146	55,65	12,60	22,4	50,50/1. — 62,70/4.	++
Leukocyty	G.l ⁻¹	148	8,23	1,4	17,5	7,81/6. — 8,84/2.	+
Celkové lipidy	g.l ⁻¹	140	3,57	0,9	26,8	3,17/3. — 3,90/4.	+
AST	nkat.l ⁻¹	153	535,26	95,80	17,9	497,30/1. — 561,10/3.	+
ALT	nkat.l ⁻¹	153	244,50	69,50	28,5	202,40/1. — 266,30/4.	++
Ca	mmol.l ⁻¹	152	2,46	0,34	13,8	2,38/5. — 2,51/2.	
P	mmol.l ⁻¹	150	2,65	0,34	12,7	2,55/5. — 2,72/3.	
Mg	mmol.l ⁻¹	152	0,86	0,15	17,1	0,76/1. — 0,94/6.	++

n = počet měření; variační rozpětí = $\bar{x}_{\min}$ a $\bar{x}_{\max}$ /pořadí odběru
+ $P = 0,05$ ++ $P = 0,01$

II. Přehled koeficientů opakovatelnosti sledovaných biochemicko-hematologických parametrů — A survey of the coefficients of repeatability of the studied biochemico-haematological parameters

Ukazatel	<i>n</i>	<i>r_{op}</i>	<i>s_{r_{op}}</i>	<i>r_{op} ± t · s_{r_{op}}</i>
Methemoglobin	141	0,076	0,052	−0,026—0,178
Kyselina močová	141	0,258	0,094	0,073—0,442
AST	143	0,118	0,026	0,067—0,169
ALT	143	0,075	0,037	0,003—0,147
Leukocyty	142	0,016	0,060	−0,100—0,133
Celkové lipidy	133	0,257	0,097	0,067—0,447
Ca	143	0,022	0,051	−0,078—0,122
P	142	0,092	0,074	−0,053—0,237
Mg	143	0,016	0,052	−0,086—0,118

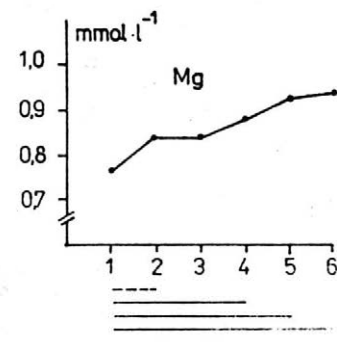
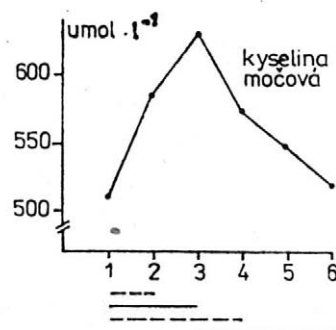
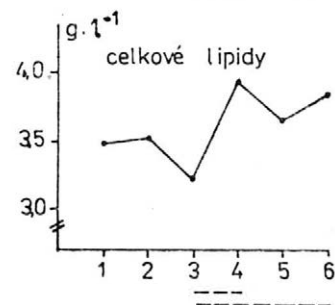
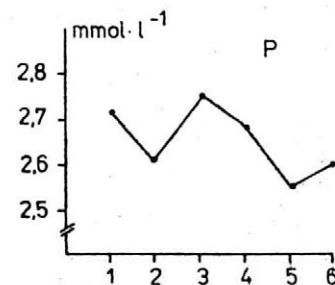
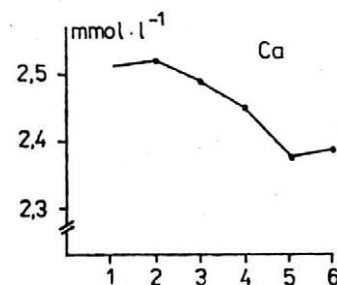
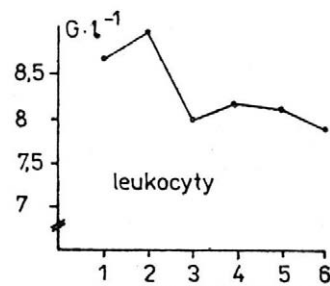
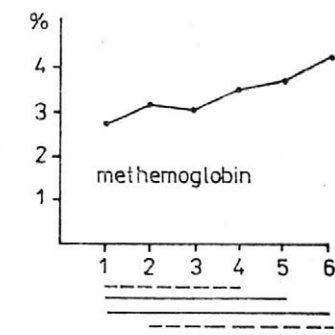
$$P = 0,05 \quad t = 1,96$$

tečnost se promítá i do velmi nízké opakovatelnosti množství methemoglobinu ($r_{op} = 0,076$), což naznačuje jednak jeho nízkou genetickou determinaci a jednak nespolehlivost obecných závěrů z jednorázového odběru krve pro jeho stanovení.

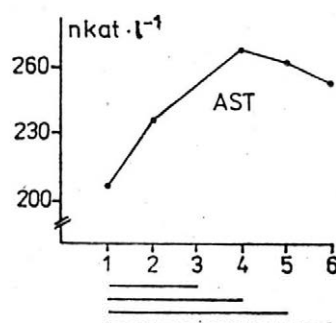
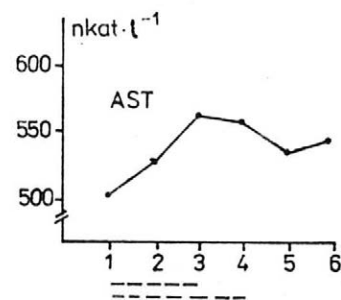
Množství leukocytů v krvi telat se v průměru pohybovalo na střední úrovni fyziologického rozpětí, které uvádějí např. Slanina a Beseda (1979), a představovalo hodnotu $8,2 \text{ G.l}^{-1}$. Rozdíly mezi měsíci věku byly jen pravděpodobně průkazné ($P = 0,05$), což ovlivnila především vyšší zjištěná množství leukocytů v prvním a druhém měsíci věku (nad $8,5 \text{ G.l}^{-1}$). Přestože se mezi třetím a šestým měsícem věku vyskytovaly v počtu leukocytů jen malé rozdíly (obr. 1), ukazuje nízká opakovatelnost ($r_{op} = 0,016$) na velké rozdíly mezi jedinci a mezi měřeními u jednotlivých jedinců, což se odráží jen v nízké opakovatelnosti. Obdobně i pro tento parametr lze učinit závěr o jeho nízké genetické determinaci, což je v souladu i s našimi (Stodola, Řehout, 1983) předchozími zjištěními u krav ($r_{op} = 0,188$).

Hodnoty lipémie ($3,57 \text{ g.l}^{-1}$) našeho souboru přesahují mírně horní hranici fyziologického rozpětí, které udávají Slanina a Beseda (1979). Jejich vysoká variabilita ($V = 26,8 \%$) i existence pravděpodobně významných rozdílů mezi třetím měsícem a dalšími měsíci věku naznačují souvislosti se změnou krmné dávky, zejména při přechodu z mléčné na rostlinnou výživu, což navozuje vztah k lipomobilizaci. Nepoměrně vyšší než u ostatních biochemicko-hematologických parametrů byla však v tomto případě stanovená opakovatelnost ($r_{op} = 0,257$), která naznačuje existenci nízké až střední dědivosti (horní hranice intervalu spolehlivosti $r_{op} = 0,447$). Výsledky v tomto smyslu naznačují vyšší vliv genotypu na lipémii u telat než u dospělých zvířat (Yamdnagi, Schultz, 1970; Stodola, Řehout, 1983; Kot, 1976 aj.).

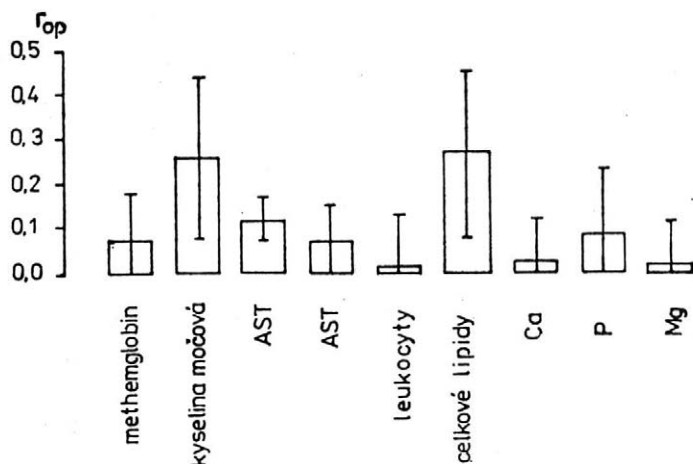
Rovněž množství kyseliny močové kolísalo u sledovaného souboru telat v rámci fyziologického rozpětí s výraznějším zvýšením ve třetím měsíci věku telat, což lze klást do souvislosti s přechodem na jiný typ výživy. Tato skutečnost se promítla i do signifikantních rozdílů (*t*-test) mezi prvním a třetím měsícem věku ($P = 0,01$). Ve srovnání s ostatními sledovanými parametry byla v tomto případě stanovena relativně vyšší opakovatelnost ($r_{op} = 0,258$), srovnatelná s hodnotou odhadů pro množství lipidů, což naznačuje dílčí genetickou podmíněnost tohoto ukazatele ve sledovaném souboru telat. Vý-



t-test: — $P = 0.01$
 - - - $P = 0.05$



1. Dynamika biochemicko-hematologických změn v průběhu růstu telat a výsledky t-testu — Biochemico-haematological changes in the course of calf growth and the results of the t-test



2. Srovnání hodnot koeficientů opakovatelnosti sledovaných parametrů krve ($r_{op} \pm s_{r_{op}}$), $P = 0,05$ — Comparison of the values of the repeatability coefficients of the studied blood parameters ($r_{op} \pm s_{r_{op}}$), $P = 0,05$

(ledky jsou v tomto smyslu srovnatelné s našimi dřívějšími zjištěními u dospělých krav Sto dola, Řehout, 1983) a také se závěry, které uvádějí Bettini et al. (1972).

Aktivita aminotransferáz vykazovala určité zvýšení kolem třetího až čtvrtého měsíce života telat (obr. 1), kdy se blížila horní hranici fyziologického rozpětí udávaného např. autory Slanina a Beseda (1979). V průměru představovala 535 nkat. $\cdot$ l $^{-1}$ pro AST a 244,5 nkat. $\cdot$ l $^{-1}$ pro ALT. ALT současně vykazovala vyšší proměnlivost mezi jednotlivými měřeními ($V = 28\%$) a intenzivní nárůst aktivity až do čtvrtého měsíce věku. Výsledky analýzy rozptylu prokázaly průkaznou závislost aktivity ALT ($P = 0,01$) na věku telat. Současně zjištěná jen nízká opakovatelnost pro AST ($r_{op} = 0,118$) i pro ALT ($r_{op} = 0,075$) dokumentuje jak nízký vliv genotypu na aktivitu aminotransferáz, tak nereálnost činění objektivních závěrů z jednorázových biochemických analýz. Na rozdíl od našich výsledků zjištěných u telat uvádí většina autorů u dospělého skotu hodnoty opakovatelnosti střední až vysoké, např. Graf et al. (1979), Kuciel, Hejl (1974), popř. Kolář (1984), zatížené však větší chybou.

Množství minerálních látek v krvi vykazovalo u telat poměrně nízkou proměnlivost ($V = 12$ až 17%) s výraznějším poklesem množství vápníku a fosforu od třetího měsíce věku a naopak s nárůstem množství hořčíku (obr. 1), což signalizuje stejně jako u řady výše diskutovaných biochemicko-hematologických parametrů souvislost minerálního metabolismu s přechodem na jiný typ výživy telat a s dotací minerálních látek v krmné dávce. Velmi nízké odhady opakovatelnosti ($r_{op} = 0,016$ až $0,092$) rovněž naznačují jen nízký vztah magneziémie, fosfatémie a kalcémie ke genotypu telat (obr. 2).

V souhrnu lze konstatovat, že pro všechny biochemicko-hematologické parametry byly zjištěny jen nízké hodnoty odhadů opakovatelnosti, které jen u kyseliny močové a celkových lipidů zasahují horní hranici intervalu spolehlivosti do oblasti střední dědičnosti. Protože se většina biochemicko-hematologických parametrů pohybovala v průběhu odchovu telat v rámci fyziologického rozpětí, výsledky naznačují, že proměnlivost jednotlivých parametrů je dána především realizovanými faktory prostředí, přičemž případný vliv genotypu lze považovat za sekundární. Velmi nízké odhady r_{op} poukazují na problematičnost jejich využití jako selekčních markerů, což uvádí např. Bondarenko (1983) a další. S nízkou opakovatelností je nutné spojovat i objektivitu hodnocení metabolického profilu telat podle jednorázových odběrů krve, a to zejména tehdy, pokud výsledky nepřekračují výrazně fyziologické rozpětí.

Literatura

- BETTINI, T. M. et al.: Su 12 parametri hematocimici in vacche di razza Frisona Italiani. *Prod. anim.*, 11, 1972, č. 3, s. 179-206.
- BONDARENKO, G. A.: Metabolické testy u krupnogo rogatogo skota i perspektivy ich ispolzovanija dlja povyšeniya moločnoj produktivnosti. *Seř. Choz. biol.*, 18, 1983, č. 10, s. 108-115.
- BONDARENKO, G. A. et al.: Nasleduemost' urovněj sođeržaniya metabolitov krovi u krupnogo rogatogo skota v različnye vozrastnye periody i sezony goda. *Genetika*, 13, 1977, č. 3, s. 439-450.
- FISCHER, W. — SOMMER, H.: Untersuchungen zum Erbliehkeitsgrad verschiedener Metaboliten und einiger Mineralstoffe im Blutserum von Schwarzbunten Jungbullen. *Züchtungskunde*, 50, 1978, č. 2, s. 114-126.
- GABRIŠ, J.: Genetisch bedingter Anteil an der Bildung des Blutbildes bei Ferkeln. *Z. Tierzücht. Zücht.-Biol.*, 90, 1973, č. 1, s. 42-55.
- GRAF, F. et al.: Enzymaktivitäten und Metabolitenkonzentrationen im Blutserum von Milchkühen als Messgrößen für die Reaktion auf die Leistungsbelastung. 2. Die Wirkung von Einflüssen auf die Serumwerte und die Wiederholbarkeit der Serumwerte von Laktation zu Laktation. *Z. Tierzücht. Zücht.-Biol.*, 95, 1979, č. 3/4, s. 232-239.
- HENRICSON, B. et al.: Serum calcium and magnesium levels during pregnancy and at calving in heifers and young cows, and the relationship between these components and the incidence of puerperal paresis in older half-sisters. *Zbl. Veter.-Med., R. A.*, 22, 1975, č. 8, s. 625-631.
- JAGOŠ, P. et al.: Metodika prováděni a interpretace metabolického testu u skotu. *Veter. Péče ve Velkochovech Skotu*, 3, 1977, 33 s.
- KOLÁŘ, J.: Rozbor opakovatelnosti stanovení aktivit vybraných enzymů v krevním séru koní. *Veter. Med. (Praha)*, 29, 1984, č. 3, s. 163-170.
- KOT, M. M.: Izmenčivost' i povtorajemost' nekotorych pokazatelej charakterizujuščich lipidnyj i mineralnyj sostav krovi u korov. *Dokl. Timirjaz. seř. choz. Akad.*, 215, 1976, s. 33-37.
- KUCIEL, J. — HEJL, J.: Studium aktivity některých enzymů (GPT, GOT, GGTP) v krvi a ejakulátech býčků českého strakatého skotu. *Acta univ. Agric. (Brno)*, Řada A, 22, 1974, č. 2, s. 323-329.
- LE ROY, H. L.: Elemente der Tierzucht. München, Basel, Wien, Bayerischer Landwirtschaftsverlag 1966. 364 s.
- NOVÝ, J. et al.: Genetické aspekty intenzifikácie živočišnej výroby. Bratislava, Príroda 1981. 251 s.
- ROWLANDS, G. et al.: Individuality and heritability of the blood composition of calves with particular references to the selection of stock with improved growth potential. *J. Agric. Sci.*, 82, 1974, s. 473-481.
- SIMON, M. et al.: Geneticky podmíněná variabilita parametrů metabolického profilu dojnic. *Veter. Med. (Praha)*, 23, 1978, č. 12, s. 705-711.
- SLANINA, L. — BESEDA, I.: Metabolický profil hovězího dobytka vo vztahu k zdraví a užitkovosti. Ústav veterinární osvěty ŠVS MPVŽ SSR, 1979. 150 s.
- SOVA, Z.: Používání SI jednotek v zootechnice a veterinární medicíně. *Biol. a Chem. živoč. Vyr.*, 1979, č. 4, s. 295-301.
- STODOLA, J. — ŘEHOUT, V.: Opakovatelnost vybraných parametrů metabolického profilu dojnic. *Živoč. Vyr.*, 28, 1983, č. 5, s. 335-341.
- STODOLA, J. et al.: Studium vztahů kvantitativních a kvalitativních ukazatelů mléčné užitkovosti a krevních parametrů. [Závěrečná zpráva.] Č. Budějovice, VSŽ 1982. 178 s.
- YAMDAGNI, S. — SCHULTZ, L. H.: Fatty acids compositions of blood plasma lipids of normal and ketonic cows. *J. Dairy Sci.*, 1970, č. 8, s. 1046-1050.

Došlo dne 3. 3. 1986

СТОДОЛА, Й. — РЖЕГОУТ, В. (Сельскохозяйственный институт, Агрономический факультет, Ческе Будейовице): Анализ повторяемости содержания и активностей биохимико-гематологических параметров в крови телят. *Živoč. Vyr.*, 31, 1986 (7): 603-610.

У группы 34 телят чешской пестрой породы, у которых в 1-6-месячном возрасте систематически ежемесячно проводилось взятие крови, применялся отправной мате-

риал для определения повторяемости 9 биохимико-гематологических параметров. При этом изучалось количество или активность метгемоглобина, мочевой кислоты, лейкоцитов, AST, ALT, общих липидов, кальция, фосфора и магния. Измеренные значения статистически обрабатывались, вычислялись основные статистические значения и при помощи однофакторного иерархического анализа определялись r_{op} . Полученные значения оценки r_{op} (0,016—0,258), как правило, были низкими и свидетельствовали — при одновременной значимости различий у большинства изучаемых параметров между отдельными месяцами — о ненадежности выведения однозначных решений по одноразовым биохимико-гематологическим анализам. Одновременно они показывают на низкое влияние генотипа подопытных телят, на фенотипическую изменчивость приведенных параметров метаболического профиля. телята; метаболический профиль; повторяемость; биохимико-гематологические параметры

STODOLA, J. — ŘEHOUT, V. (University of Agriculture, Praha, Faculty of Agronomy, České Budějovice): *Analysis of the Repeatability of the Contents and Activities of Biochemico-Haematological Parameters in the Blood of Calves*. Živoč. Vyr., 31, 1986 (7) : 603-610.

Blood samples were taken from 34 calves of the Bohemian Pied breed in regular monthly intervals at the age of calves from one to six months. The recorded data were used to determine the repeatability of nine biochemico-haematological parameters. Amounts or activities were investigated in methaemoglobin, uric acid, leucocytes, AST, ALT, total lipids, calcium, phosphorus and magnesium. The values obtained by measurement were subjected to statistical processing, the basic statistical values were calculated and the r_{op} levels were estimated by the method of one-factor hierarchic analysis. The values of r_{op} estimates (0.016 to 0.258) were all low; they document that, at the significance of differences in the majority of the parameters between the particular months, there is no reliability in any definite conclusions derived from single biochemico-haematological analyses. At the same time, attention is drawn to the low influence of the genotype of the calves on the phenotypic variability of the above-mentioned parameters of metabolic profile. calves; metabolic profile; repeatability; biochemico-haematological parameters

STODOLA, J. — ŘEHOUT, V. (Landwirtschaftliche Hochschule, Praha, agronomische Sektion, České Budějovice): *Analyse der Wiederholbarkeit des Gehaltes und der Aktivitäten der biochemischen und hämatologischen Parameter im Blut der Kälber*. Živoč. Vyr., 31, 1986 (7) : 603-610.

In einer Gruppe von 34 Kälbern der böhmischen Fleckviehrasse, denen man im Alter von einem bis zu sechs Monaten in regelmässigen Monatsintervallen Blutproben entnahm, wurde das Unterlagenmaterial für die Festlegung der Wiederholbarkeit von neun biochemischen und hämatologischen Parametern benutzt. Es wurden die Mengen oder die Aktivität von Methämoglobin, Harnsäure, Leukozyten, AST, ALT, Gesamtlipiden, Kalzium, Phosphor und Magnesium untersucht. Die ermittelten Messwerte wurden statistisch bearbeitet. Es wurden die statistischen Grundwerte berechnet und mit Hilfe der Methoden der monofaktoriellen hierarchischen Varianzanalyse wurden die Schätzungen für r_{op} festgelegt. Die ermittelten r_{op} -Schätzungswerte (0,016 bis 0,258) waren insgesamt niedrig und bei gleichzeitigen bedeutenden Unterschieden bei den meisten untersuchten Parametern zwischen den einzelnen Monaten beweisen sie die Unzuverlässigkeit des Ableitens von eindeutigen Schlussfolgerungen aus einmaligen biochemischen und hämatologischen Analysen. Gleichzeitig deuten sie auf einen niedrigen Einfluss des Genotypes der untersuchten Kälber auf die phenotypische Veränderlichkeit der angeführten Parameter des metabolischen Profils hin.

Kälber; metabolisches Profil; Wiederholbarkeit; biochemische und hämatologische Parameter

Adresa autorů:

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

OPAKOVATEĽNOSŤ PRODUKČIE FCM A RELATÍVNEJ ÚŽITKOVOSTI ZA TRI LAKTÁCIE

Z. Kuzina

KUZINA, Z. (Vysoká škola poľnohospodárska, Nitra): *Opakovateľnosť produkcie FCM a relatívnej úžitkovosti za tri laktácie*. Živoč. Výr., 31, 1986 (7) : 611-615.

V práci je z geneticko-matematického hľadiska hodnotená produkcia FCM za laktáciu a za jeden deň života (D) súčasne s relatívnou úžitkovosťou. Spracované boli údaje získané od 99 dojníc štyroch genotypových skupín s 297 laktáciami. Bola zistená vysoká opakovateľnosť produkcie FCM/D. Na premenlivosti produkcie FCM a relatívnej úžitkovosti mali najvyšší podiel náhodné vplyvy prostredia. Na druhom mieste bol genotyp dojníc. Pri produkcii FCM na jeden deň života sa poradie laktácie podieľalo na celkovej premenlivosti až 74 %.

produkcia FCM/D; opakovateľnosť s ohľadom na vplyv poradia laktácie; čistokrvné dojnice a krížanky

Pri geneticko-plemenárskych analýzach výsledkov chovu dojníc rôzneho genetického založenia je potrebné overovať vhodnosť porovnávaných ukazovateľov mliekovej úžitkovosti. Je to aktuálne najmä v ďalšej etape šľachtiteľského programu v chovoch hovädzieho dobytku, keď v stádach (hospodárstvach) sú skupiny dojníc s rôznym podielom zušľachtújúceho plemena.

LITERÁRNY PREHLAD

Pre typovú a plemennú prestavbu bola u časti populácie slovenského strakatého plemena podľa Kubáčka (1979) použitá kombinačná forma kríženia s nížinným čiernostrakatým plemenom.

Plesník (1979) uvádza, že cieľom kríženia s čiernostrakatým nížinným plemenom je vytvoriť mliekový typ s vysokou mliekovou produkčnou schopnosťou. Tiež Pšenica (1985) píše, že na urýchlenie prestavby úžitkového typu hovädzieho dobytku sa plánuje využitie populácie cudzích plemien. Ďalej uvádza, že použitie medzičlenného kríženia umožňuje zvýšiť variabilitu vlastností a tým účinnosť selekcie.

Pri vyhodnocovaní účinnosti medzičlenného kríženia sa odporúča hodnotiť produkciu FCM a relatívnu úžitkovosť (Nenadovič, 1973; Ruzskij, 1977; Nový a kol., 1981; Spivak, 1983). Viacerí autori (Brand, 1964; Nenadovič et al., 1977; Nový, 1985) venujú pozornosť produkcii FCM na jeden deň života.

Plochinskij (1969) charakterizuje opakovateľnosť ako pohyb skupinovej genetickej informácie pri realizácii a manifestácii geneticky podmienenej vlastnosti a jej vývinu u každej generácie v jednotlivých obdobiach.

Ako uvádzajú Nový a kol. (1981), hodnoty koeficientov dedivosti a opakovateľnosti ukazovateľov mliekovej úžitkovosti sú rozličné podľa plemien, stád, rokov, úrovne úžitkovosti, metód plemenitby, ako aj použitých metód odhadu genetických parametrov.

Jednou z vhodných metód odhadu koeficientov opakovateľnosti so zohľadnením vplyvu poradia laktácie je bloková analýza rozptylu (Flak, Nový, 1976).

V jednej z predchádzajúcich prác (Kuzina, Nový, 1985) sme venovali pozornosť výsledkom kríženia slovenského pinzgauškého dobytky s plemenom ayrshire a hodnotili sme krížanky podľa produkcie FCM na jeden deň života k ukončeniu I., II. a III. laktácie. V tejto práci sme sa okrem produkcie FCM na jeden deň života u krížaniek s čiernostrakatým nížinným plemenom zamerali aj na štúdium opakovateľnosti relatívnej úžitkovosti.

MATERIÁL A METÓDA

Použili sme údaje kontroly úžitkovosti dojníc z Východoslovenského kraja. Celý súbor tvorilo 99 dojníc so 297 laktáciami, pričom:

1. skupina — plemeno slovenské strakaté — $p_1 = 21$, $n_1 = 63$
2. skupina — S 50 N krížanky F_1 generácie — $p_2 = 35$, $n_2 = 105$
3. skupina — N 75 S krížanky F_{11} generácie — $p_3 = 18$, $n_3 = 54$
4. skupina — plemeno čiernostrakaté nížinné — $p_4 = 25$, $n_4 = 75$

U všetkých hodnotených dojníc sme mali údaje o veku pri prvom otelení, dĺžke jednotlivých laktácií, hmotnosti, produkcii a tukovosti mlieka, ako aj o dĺžke príslušného medziobdobia, pričom:

FCM = množstvo mlieka . (t % . 0,15 + 0,4);

FCM/D k ukončeniu prvej laktácie = množstvo FCM za prvú laktáciu : (vek pri prvom otelení + počet laktčných dní prvej laktácie);

FCM/D k ukončeniu druhej laktácie = množstvo FCM za I. + II. laktáciu : (vek pri prvom otelení + prvé medziobdobie + počet laktčných dní druhej laktácie);

FCM/D k ukončeniu tretej laktácie = množstvo FCM za I. + II. + III. laktáciu : (vek pri prvom otelení + prvé + druhé medziobdobie + počet laktčných dní tretej laktácie);

Relatívna úžitkovosť = $R\bar{U}$ = príslušné množstvo FCM : hmotnosť v danej laktácii . 100.

Vlastnú blokovú analýzu sme urobili podľa postupu, ktorý uvádzajú Flak a Nový (1976). Podiel jednotlivých faktorov na celkovej premenlivosti sme počítali podľa Plochinského (1964).

VÝSLEDKY A DISKUSIA

Úroveň mliekovej úžitkovosti nami sledovaných dojníc charakterizujú priemerné hodnoty jednotlivých ukazovateľov (tab. I).

Na prvej laktácii se produkcia FCM pravidelne zvyšovala od dojníc slovenského strakatého dobytky po dojnice čiernostrakatého nížinného dobytky. Na druhej laktácii mali najlepšiu produkciu FCM krížanky F_{11} , čo je možno zapríčinené malým počtom prípadov, resp. náhodnými vplyvmi. Na tretej laktácii bolo poradie opäť zmenené,

I. Priemerné hodnoty sledovaných ukazovateľov podľa plemenných skupín a poradia laktácie — The average values of the parameters under study according to breed groups and lactation order

Skupina	n	Množstvo FCM			Relatívna úžitkovosť			Produkcia FCM na 1 deň života		
		I.	II.	III.	I.	II.	III.	I.	II.	III.
Slovenské strakaté	21	2723	3317	3647	584	691	724	2,39	3,74	4,92
S 50 N	35	3095	3518	3920	650	707	768	2,76	4,33	5,54
N 75 S	18	3270	3628	3749	675	712	716	2,95	4,67	5,74
Čiernostrakaté nížinné	25	3320	3497	4173	686	689	793	2,88	4,26	5,49

pretože na druhom mieste po čistokrvných dojniciach čierostrakatého nížinného plemena boli krížanky F_1 generácie.

Pri hodnotení relatívnej úžitkovosti (produkcia FCM na 100 kg hmotnosti dojníc) na I. a III. laktácii pozorujeme rovnakú tendenciu ako u vlastnej produkcie FCM. Na druhej laktácii sa opakuje tendencia z druhej laktácie podľa produkcie FCM.

Križanky F_{11} generácie sa prejavili ako najlepšie pri produkcii FCM na jeden deň života. Sú na prvom mieste na I., II. aj III. laktácii. Križanky F_1 generácie sú okrem I. laktácie na druhom mieste. Dojnice slovenského strakatého plemena sú v produkcii FCM/D najhoršie, čo vyplýva z ich neskoršieho vývinu (vyšší vek pri prvom otelení) a z nižšej úžitkovosti.

Zvyšovanie produkcie so zvyšovaním dedičného podielu zušľachtujúceho plemena sa zhoduje s údajmi iných autorov a je v súlade s výsledkami zistenými u slovenského pinzgauského dobytká (Kuzina, Nový, 1985).

Za tri laktácie vyprodukovali dojnice jednotlivých skupín v priemere toto množstvo FCM: slovenské strakaté — 9688 kg, S 50 N — 10 533 kg; N 75 S — 10 647 kg a čierostrakaté nížinné — 10 990 kg.

Hodnoty, ktoré vyjadrujú podiely faktorov premenlivosti S_i/S_{cel} . 100, sú uvedené v tab. II.

Na produkcii FCM v kg a na relatívnej úžitkovosti sa najviac podieľali (43 až 60 %) náhodné vplyvy prostredia. Na druhom mieste bol u všetkých skupín vplyv genotypov dojníc (25 až 43 %). Vplyv bloku (poradia) bol najmenší, najmä u krížaniek N 75 S.

Celkom opačné poradie bolo pri hodnotení premenlivosti produkcie FCM na jeden deň života k ukončeniu danej laktácie. V tomto prípade predstavovalo poradie laktácie na celkovej premenlivosti až 74 %, zatiaľ čo náhodné vplyvy a reziduálna premenlivosť len 3 až 10 %.

V tab. II sú uvedené aj hodnoty koeficientov opakovateľnosti.

II. Percentuálne podiely faktorov premenlivosti a hodnoty koeficientov opakovateľnosti — Percent proportions of the variability factors and the values of repeatability coefficients

Skupina	Ukazovateľ	p	n	S_g %	S_t %	S_e %	r_{opg}	r_{opt}	r_{opkor}
Slovenské strakaté	FCM	21	63	28	25	47	0,063	0,317	x
	RŮ	21	63	39	18	43	0,221	0,264	0,146
	FCM/D	21	63	27	63	10	0,797	0,845	0,717
S 50 N	FCM	35	105	25	20	55	x	0,245	x
	RŮ	35	105	28	12	60	x	0,136	x
	FCM/D	35	105	20	74	6	x	0,517	x
N 75 S	FCM	18	54	43	5	52	0,173	0,033	0,164
	RŮ	18	54	42	1	57	0,137	x	x
	FCM/D	18	54	37	57	6	0,805	0,906	0,721
Čierostrakaté nížinné	FCM	25	75	26	20	54	x	0,246	x
	RŮ	25	75	36	10	54	0,102	0,121	0,064
	FCM/D	25	75	28	69	3	0,849	0,955	0,778

Poznámka: x = nereálne hodnoty

Pre opakovateľnosť r_{opg} , t. j. intraklasovú koreláciu v rámci „bloku — poradia laktácie“, sme získali prakticky všetky hodnoty reálne (okrem RÚ u krížieniek N 75 S).

Normálna opakovateľnosť s vekom (podľa poradia laktácie) bola rozdielna podľa skupín dojníc vzhľadom na ich genetické založenie.

U čistokrvných dojníc slovenského strakatého plemena a u krížieniek F_{11} generácie (N 75 S) sú hodnoty r_{opg} pre produkciu FCM a RÚ nízke.

U krížieniek S 50 N neboli hodnoty r_{opg} vypočítané, nakoľko premenlivosť medzi laktáciami bola vyššia ako premenlivosť medzi dojnícami. To isté bolo u dojníc čierno-strakatého plemena v prípade produkcie FCM.

U všetkých skupín bola vysoká opakovateľnosť produkcie FCM na jeden deň života. Hodnoty r_{opg} sa pohybovali od 0,797 do 0,849. Hodnoty korigovaného r_{opkor} (opakovateľnosť s vekom so zohľadnením vplyvu poradia laktácie) boli reálne len u produkcie FCM na jeden deň života. Pri relatívnej úžitkovosti sme získali reálne hodnoty r_{opkor} len u skupiny čistokrvných dojníc (slovenské strakaté, čiernostrakaté nížinné).

Pre produkciu FCM za laktáciu bola hodnota r_{opkor} zisťovaná len u krížieniek N 75 S. Nami získané hodnoty opakovateľnosti pre produkciu FCM môžeme porovnať s údajmi autora Nový (1985).

Hodnoty r_{op} pre relatívnu úžitkovosť a pre produkciu FCM na jeden deň života nemôžeme porovnať, nakoľko v dostupnej literatúre sme porovnateľné hodnoty nenašli.

Literatúra

- BRAND, I. I.: Koparativna ispitivanja proizvodnika svojstva zapata goveda na ergeli Karadordevo i faktori koji na to uplivaju. Originalni radovi. Poljoprivredni fakultet, Novi Sad, 1964.
- FLAK, P. — NOVÝ, J.: Biometrická analýza morfológických a kvalitatívnych ukazovateľov vajec hydiny. In: 8. dni genetiky hospodárskych zvierat, 1976, s. 49-53.
- KUBÁČEK, D.: Súčasný stav šľachtenia hospodárskych zvierat. In: Moderné aspekty šľachtenia. In: Zbor. SVTS, Košice, 1979, s. 6-16.
- KUZINA, Z. — NOVÝ, J.: Geneticko-plemenárska analýza mliekovej úžitkovosti slovenského pinzgauškého dobytku a krížieniek s plemenom ayrshire. Živoč. Výr., 30, 1985, č. 1, s. 43-53.
- NENADOVIĆ, M.: Ispitivanja fenotipova, heritabilnosti i korelacije mlečnih osobina i karakteristika populacije domaćeg šarenog goveda. [Doktorská dizertácia.] 1973. — Univerzita Novi Sad.
- NENADOVIĆ, M. et al.: Mogućnost svodenja proizvodnje mleka crno-belih krava na mlečnost pri punoj telesnoj razvijenosti. Savrem. Poljopriv., XXV, 1977, č. 9/10, s. 5-14.
- NOVÝ, J.: Fenogenetická premenlivosť produkcie mlieka na jeden deň života dojníc. Živoč. Výr., 30, 1985, č. 11, s. 971-976.
- NOVÝ, J. a kol.: Genetické aspekty intenzifikácie živočíšnej výroby. Bratislava, Príroda 1981.
- PLESNÍK, J.: Šľachtenie hovädzieho dobytku pre priemyselnú veľkovýrobu. In: Zbor. SVTS Moderné aspekty šľachtenia, Košice, 1979, s. 46-56.
- PLOCHINSKIJ, N. A.: Nasledujemost'. Novosibirsk, 1964.
- PLOCHINSKIJ, N. A.: Nasledujemost' i povtorjajemost'. In: Zbor. Genetičeskije osnovy selekcii životnyh i rastenij. Moskva, Nauka 1969.
- PŠENICA, J.: Plemenárske programy. In: KLIMENT, J. a kol.: Všeobecná zootechnika. Bratislava, Príroda 1985.
- RUZSKIJ, S. A.: Plemennoje delo v skotovodstve. Moskva, Kolos 1977.
- SPIVAK, M. G.: Povyšenie produktivnosti skota palevo-pestrych porod. Moskva, Rosseľchozizdat 1983.

Došlo dňa 13. 1. 1986

КУЗИНА, З. (Сельскохозяйственный институт, Нитра): Повторяемость продукции FCM и относительной продуктивности за три лактации. *Živoč. Výr.*, 31, 1986 (7) : 611-615.

В статье оценивается с генетико-математической точки зрения продукция FCM за лактацию и за 1 сут жизни (D) одновременно с относительной продуктивностью. Обработывались данные, полученные от 99 дойных коров четырех генотипических групп с 297 лактациями. При этом была установлена высокая повторяемость продукции FCM/D. На изменчивость продукции FCM и относительную продуктивность больше влияли случайные факторы среды, далее генотип дойных коров. При продукции FCM в сутки очередность лактаций в общей изменчивости составляла 74 %.

продукция FCM/D; повторяемость с учетом влияния очередности лактаций; чистопородные дойные коровы и помеси

KUZINA, Z. (University of Agriculture, Nitra): *The Repeatability of FCM Output and Relative Efficiency for Three Lactations*. *Živoč. Výr.*, 31, 1986 (7) : 611-615.

The output of FCM per lactation and per day of life (D) is evaluated together with relative efficiency from the genetical and mathematical aspects. The data used for the evaluation concerned 297 lactations of 99 dairy cows of four genotype groups. A high repeatability of daily FCM output was found. Random environmental factors were most significantly involved in the variability of FCM production and relative efficiency. The genotype of the cows ranked the second. In the FCM output per day of life, lactation order shared up to 74 % of the variability.

daily FCM output; repeatability with respect to lactation order; purebred cows and crossbreds

KUZINA, Z. (Landwirtschaftliche Hochschule, Nitra): *Wiederholbarkeit der FCM-Produktion und der relativen Leistung für drei Laktationen*. *Živoč. Výr.*, 31, 1986 (7) : 611-615.

In der vorliegenden Arbeit wird vom genetisch-mathematischen Gesichtspunkt die FCM-Produktion je Laktation und Lebenstag (D) gleichzeitig mit der relativen Leistung bewertet. Bearbeitet wurden die bei 99 Milchkühen von vier genotypischen Gruppen mit 297 Laktationen ermittelten Angaben. Es konnte eine hohe Wiederholbarkeit der FCM-Produktion/D beobachtet werden. Die Veränderlichkeit der FCM-Produktion sowie die relative Leistung beeinflussten vor allem verschiedene zufällige Umweltbedingungen. An zweiter Stelle war es der Genotyp der Milchkühe. Die Gesamtveränderlichkeit FCM-Produktion je Lebenstag wurde von der Reihenfolge der Laktation bis zu 74 % beeinflusst.

FCM/D-Produktion; Wiederholbarkeit in bezug auf den Einfluß der Reihenfolge der Laktation; reinrassige Milchkühe und Kreuzungskühe

Adresa autorky:

Ing. Zinaida Kuzina, CSc., Vysoká škola poľnohospodárska, 949 01 Nitra

Výběr z nových přírůstků

Ústřední zemědělské a lesnické knihovny ÚVTIZ

z úseku živočišná výroba

Uvedené přírůstky je možno si půjčit osobně nebo písemně v ÚZLK, výpůjční oddělení, Slezská 7, 120 56 Praha 2. Půjčovní doba: pondělí, úterý a čtvrtek od 9 do 16.30 hod., středa od 9 do 18 hod., pátek od 9 do 15.30 hod. U každé žádané publikace uveďte signaturu.

KONGGAARD, S. P. — DECKER, L. de D 64.607/572

Isoleret kontra uisolaret sengestald for malkekoer. Res. angl.

Kobenhavn, I komm. hos landhusholdningsselskabetsforlag 1984. 44 s., obr., tab. 572 beretning fra Statens husdyrbrugsforsog. (Dojnice — ustájení volné — metody — výzkum — Dánsko)

WIERENGA, H. K.

D 74.338/92

The influence of the space for walking and laying in a cubicle system on the behaviour of dairy cattle.

Zeist, Research institute for animal production 1983. S. 171-180, obr., tab. (Dojnice — chování — ustájení — vliv — výzkum — Holandsko)

WIERENGA, H. K. — HOPSTER, H.

D 74.292/11

Die Reaktion von Milchvieh auf die Einschränkung von Liegeplätzen im Laufstall.

Münster-Hiltrup, KTBL 1982. S. 46-60. Aktuelle Arbeiten z. artgemässen Tierhaltung 1981. KTBL-Schrift 281. (Dojnice — ustájení — stáje volné — pohyb omezený — chování — vztahy)

E 44.493

Puti uveličenija proizvodstva i ulučšenije kačestva govjadiny v respublikach Zapadnogo regiona.

Žodino, BelNIIŽ 1984. 174 s., tab. (Maso hovězí — výroba a jakost — zvyšování — metody — sborník — SSSR-BSSR)

CAMPBELL, Q. P.

C 27.736/1983/1.1

B 1.1 principles of selection and breeding in sheep.

Irene, Animal and dairy science research institute 1983. 4 s., 2 tab. Wool production B 1.1/1983. (Ovce — plemenitba — metody / Ovce — plemenný výběr — metody)

PREMENLIVOSŤ A OPAKOVATELNOSŤ PRODUKCIE MLIEKA, PRODUKCIE FCM A TUKOVOSTI MLIEKA U KRÍŽENIEK $S \times N$ A $S \times H$

J. Žatkovič

ŽATKOVIČ, J. (Výskumný ústav ekonomiky poľnohospodárstva a potravinárstva, Bratislava, pracovisko Košice): *Premenlivosť a opakovateľnosť produkcie mlieka, produkcie FCM a tukovosti mlieka u kríženiek $S \times N$ a $S \times H$* . Živoč. Vyr., 31, 1986 (7) : 617-622.

V práci sú analyzované výsledky produkcie mlieka, produkcie FCM a obsahu tuku v mlieku za normované laktácie. Spracované boli údaje získané od 91 dojníc s 382 laktáciami — kríženiek slovenského strakatého plemena (S) s čier-nostrakatým nížinným plemenom (N) a s čier-nostrakatým holštajnským plemenom (H) (s 50% a 75% dedičným podielom zušľachťujúceho plemena) pochádzajúcich z jedného chovu. Bolo zistené, že najvyššiu produkciu mlieka a FCM za prvú a tiež za všetky laktácie mali krížanky so 75% podielom čier-nostrakatého holštajnského dobytku. Tieto krížanky mali aj najvyššiu variabilitu obsahu tuku v mlieku. Koeficienty opakovateľnosti majú klesajúcu tendenciu s rastom dedičného podielu zušľachťujúceho plemena. Taktiež krížanky s čier-nostrakatým holštajnským dobytkom majú oproti kríženkám s čier-nostrakatým nížinným dobytkom nižšie hodnoty koeficientov opakovateľnosti. Hodnoty koeficientov opakovateľnosti vypočítané blokovo analýzou variancií sú vyššie a štatisticky významnejšie v porovnaní s jednofaktorovou analýzou variancií. To naznačuje možnosť využiť blokovo analýzu na získanie objektívnych hodnôt koeficientov opakovateľnosti aj pri menšom počte hodnotených zvierat.

premenlivosť; opakovateľnosť; plemeno; kríženie; mliekova úžitkovosť

Realizáciou Programu šľachtenia vysokoúžitkových veľkovýrobných typov hovädzieho dobytku na Slovensku boli vo Východoslovenskom kraji dosiahnuté priaznivé výsledky medzipliesmenným krížením slovenského strakatého dobytku s importovanými býkmi mliekových plemien.

Podľa výsledkov kontroly úžitkovosti za rok 1984 krížanky slovenského strakatého dobytku s čier-nostrakatým nížinným dobytkom vo Východoslovenskom kraji nadojili na I. laktácii 2980 kg mlieka s priemernou tukovosťou 4,13 %, čo je 122 kg tuku. Na II. a ďalších laktáciách nadojili 3460 kg mlieka pri tukovosti 4,07 %, čo je 147 kg tuku.

Pre objektívne zhodnotenie výsledkov plemenárskej práce pri zušľachťovaní chovov hovädzieho dobytku je potrebné v konkrétnom čase a u konkrétnej populácie uskutočňovať geneticko-plemenárske analýzy a odhad genetických parametrov vychádzajúce z poznatkov genetiky kvantitatívnych vlastností. Ide predovšetkým o zistenie stupňa fenotypovej premenlivosti vlastností pomocou aritmetického priemeru ($\bar{x}$), smerodajnej odchýlky (s) a variačného koeficientu (v). Na vyjadrenie stup-

ňa genetickej podmienenosti rozdielnosti vo vývine znakov a vlastností sa používa koeficient dedivosti (h^2) ako aj jeho vyššia miera — koeficient opakovateľnosti (r_{op}), ktorý znamená podiel premenlivosti zapríčinennej genetickými faktormi z celkovej fenotypovej premenlivosti (K a r a k o z, 1962; N o v ý et al., 1981).

V našich podmienkach sa týmito problémami zaoberali N o v ý (1963, 1968, 1972), N o v ý et al. (1965, 1981), S t a n í k, G a b r i š (1972, 1974), K l i m e n t et al. (1976, 1983), B o t t o (1983) a ďalší. Všeobecne sa udáva, že produkcia mlieka a produkcia FCM sú vlastnosti s vysokou premenlivosťou a teda s nízkou dedivosťou, kým tukovosť mlieka patrí medzi vlastnosti s nízkou premenlivosťou a vysokou dedivosťou. Podľa spomínaných autorov sa hodnoty koeficientov opakovateľnosti u rôznych našich plemien pohybujú pre množstvo mlieka za laktáciu medzi 0,14 až 0,96, pre percento tuku v mlieku medzi 0,01 až 0,99. Pre produkciu FCM za laktáciu udáva N o v ý (1968) hodnotu $r_{op} = 0,3802$.

MATERIÁL A METÓDA

Údaje pre geneticko-plemenársku analýzu boli čerpané zo záznamov kontroly mliekovej úžitkovosti v chove JRD Čaňa, okres Košice-vidiek, ktoré sa úžitkovosťou dojníc dlhodobo zaraďuje medzi popredné poľnohospodárske podniky v rámci Východoslovenského kraja. V roku 1984 za celé JRD dosiahli prvôtsky 3995 kg mlieka pri 4,12 % tuku (4077 kg FCM) a na II. a ďalších laktáciách 4343 kg mlieka pri 4,20 % tuku (4473 kg FCM).

Spracované boli záznamy o produkcii mlieka a o tukovosti mlieka za normované laktácie. Produkcia FCM bola vypočítaná podľa vzorca $FCM = \text{kg mlieka} (0,4 + \% \text{ tuku} \times 0,15)$. Hodnotené sú medzičlenné krížanky slovenského strakatého dobytká s čiernostrakatým nížinným dobytkom (S $\times$ N) a s čiernostrakatým holštajnským dobytkom (S $\times$ H). Počet dojníc a laktácií podľa dedičných podielov plemien bol tento:

Dedičný podiel	Počet dojníc	Počet laktácií
S 50 N 50	30	112
S 50 H 50	27	128
S 25 N 75	20	75
S 25 H 75	14	67
Celkom	91	382

Charakteristiky premenlivosti boli vypočítané bežnými matematicko-štatistickými metódami. Odhady koeficientov opakovateľnosti u každej sledovanej vlastnosti boli vypočítané jednofaktorovou analýzou variancií a blokovou analýzou variancií. Na hodnotenie štatistickej významnosti r_{op} bol použitý F -test. Výpočty genetických parametrov boli uskutočnené podľa postupov, ktoré uvádzajú N o v ý et al. (1981).

VÝSLEDKY

Charakteristiky premenlivosti produkcie mlieka, produkcie FCM a tukovosti mlieka za laktáciu sú uvedené v tab. I. V hodnotenom súbore dojníc na I. laktácii mali najnižšiu produkciu mlieka a FCM a najnižší obsah tuku v mlieku krížanky S 50 N 50. Tieto krížanky mali súčasne aj najvyššiu variabilitu produkcie mlieka a FCM nielen za I. laktáciu, ale

Dedičný podiel	Mlieko v kg			Percento tuku			FCM v kg		
	$\bar{x}$	s	v	$\bar{x}$	s	v	$\bar{x}$	s	v
I. laktácia:									
S50N50	3023,0	662,2	21,90	3,997	0,323	8,08	3034,0	734,7	24,22
S50H50	3256,7	588,1	18,06	4,052	0,231	5,70	3273,6	532,9	16,28
S25N75	3281,9	462,8	14,10	4,000	0,352	8,80	3301,4	487,3	14,76
S25H75	3437,1	623,0	18,13	4,036	0,202	5,00	3454,1	581,6	16,84
Všetky laktácie:									
S50N50	3834,7	1003,7	27,16	4,113	0,320	7,78	3910,9	1078,7	27,58
S50H50	3982,0	947,5	23,79	4,118	0,279	6,78	4051,5	982,2	24,24
S25N75	3713,5	757,5	20,40	4,169	0,342	8,20	3820,1	825,9	21,62
S25H75	4147,2	957,5	23,09	4,154	0,327	7,87	4249,7	1019,4	23,99

aj za všetky laktácie. Najvyššiu produkciu mlieka a FCM za I. laktáciu ako aj za všetky laktácie mali krížanky S 25 H 75. Najnižšiu variabilitu produkcie mlieka a FCM za I. laktáciu a za všetky laktácie mali krížanky S 25 N 75.

Pokiaľ ide o percentuálny obsah tuku v mlieku, najnižšiu tukovosť za I. laktáciu ako aj za všetky laktácie mali krížanky S 50 N 50. Najvyššiu tukovosť mlieka za I. laktáciu mali krížanky S 50 H 50 a za všetky laktácie krížanky S 25 N 75. Najvyššiu variabilitu obsahu tuku v mlieku mali krížanky S 25 N 75 tak za I., ako aj za všetky laktácie.

Hodnoty koeficientov opakovateľnosti produkcie mlieka, produkcie FCM a percentuálneho obsahu tuku v mlieku sú uvedené v tab. II.

V produkcii mlieka za laktáciu sa hodnoty r_{op} vypočítané jednofaktorovou analýzou variancií pohybujú od 0,0727 (krížanky S 25 H 75) do 0,2545 (krížanky S 50 H 50). Koeficienty opakovateľnosti vypočítané blokovou analýzou variancií sú v rozmedzí od 0,0941 (krížanky S 25 H 75) do 0,3058 (krížanky S 50 H 50).

Pokiaľ ide o percentuálny obsah tuku v mlieku, vo väčšine prípadov boli zistené nereálne, resp. veľmi nízke hodnoty r_{op} , a to pri oboch spôsoboch výpočtu.

V produkcii FCM sme najvyšší r_{op} vypočítaný jednofaktorovou analýzou variancií zistili u krížaniek S 50 N 50 (0,2306) a najnižší r_{op} u krížaniek S 25 N 75 (0,0057), pričom u krížaniek S 25 H 75 bola hodnota r_{op} nereálna. Blokovou analýzou variancií sme najvyššiu hodnotu r_{op} zistili u krížaniek S 50 H 50 (0,3123) a najnižšiu hodnotu r_{op} u krížaniek S 25 H 75 (0,0760).

Väčšina hodnôt r_{op} vypočítaná jednofaktorovou analýzou variancií je štatisticky nepreukazná, čo zrejme súvisí s malým počtom hodnotených prípadov. Naopak, pri blokovej analýze variancií je väčšina hodnôt r_{op} štatisticky významná. Okrem toho v takmer všetkých prípadoch sú hod-

II. Koeficienty opakovateľnosti — Repeatability coefficients

Ukazovateľ	Križenky	Jednofaktorová analýza variancií			Bloková analýza variancií		
		n_o	r_{op}	F -test	s	r_{op}	F -test
Mlieko v kg	S50N50	3,723	0,2545	+	3	0,2727	+
	S50H50	4,734	0,1800	+	3	0,3058	+
	S25N75	3,739	0,1177	—	3	0,2528	+
	S25H75	4,776	0,0727	—	4	0,0941	+
Percento tuku	S50N50	3,723	nereálne	—	3	0,0873	+
	S50H50	4,734	0,0099	—	3	nereálne	—
	S25N75	3,739	nereálne	—	3	0,0318	+
	S25H75	4,776	nereálne	—	4	nereálne	—
FCM v kg	S50N50	3,723	0,2306	+	3	0,2673	+
	S50H50	4,734	0,1328	—	3	0,3123	+
	S25N75	3,739	0,0570	—	3	0,2579	—
	S25H75	4,776	nereálne	—	4	0,0760	+

noty r_{op} vypočítané blokovou analýzou variancií vyššie ako hodnoty r_{op} vypočítané jednofaktorovou analýzou variancií. Na základe toho možno predpokladať, že pre výpočet r_{op} s malým počtom hodnotených jedincov je vhodnejšie použiť blokovo analýzu variancií. Zaujímavý je aj poznatok, že so stúpajúcim dedičným podielom zušľachťujúceho plemena sa znižujú hodnoty r_{op} . Križenky S X H majú oproti križenkám S X N nižšie hodnoty koeficientov opakovateľnosti.

ZÁVER

Križenky slovenského strakatého plemena s čiernostrakatým nížinným dobytkom, resp. s čiernostrakatým holštajnským dobytkom v tých istých chovateľských podmienkach vykazujú rozdielne výsledky v mliekovej úžitkovosti v závislosti od použitého zušľachťujúceho plemena i od jeho dedičného podielu. Preto je potrebné uskutočňovať geneticko-plemenárske analýzy a ich výsledky využívať na racionálne usmerňovanie zušľachťovania našich chovov. Popri základných charakteristikách premenlivosti vlastností možno použiť koeficient opakovateľnosti. Vhodnou metódou odhadu je blokovo analýza variancií, ktorou sa aj pri menšom počte hodnotených zvierat získajú reálne hodnoty.

Literatúra

- BOTTO, V.: Zlepšenie genofondu hovädzieho dobytku čistokrvnou plemenitbou. In: Tvorba a reprodukcia úžitkových typov zvierat pre zdravú výživu obyvateľstva, Košice, Dom techniky, 1983, s. 32-35.
- KARAKOZ, A.: Základy plemenitby hospodárskych zvierat. Bratislava, SVPL 1962. 440 s.
- KLIMENT, J. et al.: Vyhodnotenie premenlivosti mliekovej úžitkovosti z geneticko-plemenárskeho hľadiska na PÚ Topoľčianky za roky 1963—1972. Acta zootechn. Univ. agric. (Nitra), XXX, 1976, s. 41-50.
- KLIMENT, J. et al.: Súčasné problémy intenzifikácie priemyselnej výroby mlieka a hovädzieho mäsa. Bratislava, 1983, 352 s.
- NOVÝ, J.: Sledovanie vzťahov genotypu a vonkajšieho prostredia na základe premenlivosti a dedivosti úžitkových vlastností u hospodárskych zvierat. [Habilitačná práca.] Nitra 1963. — Vysoká škola poľnohospodárska, 85 s.
- NOVÝ, J.: Možnosti stanovenia genotypových odchýlok v mliekovej úžitkovosti slovenských plemien dobytku. In: O problémoch zvyšovania úžitkovosti hovädzieho dobytku v podmienkach veľkochovov. Bratislava, SVPL 1968, s. 31-37.
- NOVÝ, J.: Možnosti využívania poznatkov genetiky kvantitatívnych vlastností pri štúdiu fenogenetiky. In: 6. dni genetiky hospodárskych zvierat, Bratislava, Príroda 1972, s. 112-116.
- NOVÝ, J. et al.: Štúdium opakovateľnosti mliečnej úžitkovosti pinzgauškého dobytku na Slovensku. Poľnohospodárstvo, 11, 1965, č. 7, s. 556-560.
- NOVÝ, J. et al.: Genetické aspekty intenzifikácie živočíšnej výroby. Bratislava, Príroda 1981. 251 s.
- STANÍK, J. — GABRIŠ, J.: Porovnanie opakovateľnosti úžitkových vlastností slovenského strakatého a pinzgauškého dobytku z plemenárskych aspektov. In: 6. dni genetiky hospodárskych zvierat, Bratislava, 1972, s. 122-132.
- STANÍK, J. — GABRIŠ, J.: Opakovateľnosť úžitkových vlastností u červeného dánskeho dobytku. In: 7. dni genetiky hospodárskych zvierat, I. časť, Košice, Dom techniky, 1974, s. 253-260.

Došlo dňa 11. 12. 1985

ЖАТКОВИЧ, Ю. (Научно-исследовательский институт экономики сельского хозяйства и продовольствия, Братислава, рабочий объект Кошице): Изменчивость и повторяемость продукции молока, продукции FCM и жирномолочности у помесей П X Н, П X Г. Живот. Вѣст., 31, 1986 (7) : 617-622.

В данной статье анализируются результаты продукции молока, продукции FCM (в пересчете на 4% жирность) и содержание жира в молоке во время нормированной лактации. Были обработаны данные, полученные от 91 дойной коровы с 382 лактациями — помесей словацкой пестрой породы (П) с черно-пестрой низменной породой (Н) и с черно-пестрой голштинской породой (Г) (с 50% и 75% наследственной долей улучшающей породы), взятых из одного разведения. Было установлено, что самые высокие продукции молока и FCM за первую и последующие лактации имели помеси с 75% долей черно-пестрого голштинского крупного рогатого скота. Эти помеси также имели и самую высокую изменчивость содержания жира в молоке. Коэффициенты повторяемости имели нисходящую тенденцию с ростом наследственной доли улучшающей породы. Также помеси с черно-пестрым голштинским крупным рогатым скотом по сравнению с черно-пестрым низменным крупным рогатым скотом имели пониженные значения коэффициентов повторяемости. Значения коэффициентов повторяемости, вычисленные блочным анализом вариации, более высокие и статистически более значимые по сравнению с однофакторным анализом вариации. Это свидетельствует о возможности применения блочного анализа для получения объективных значений коэффициентов повторяемости и при меньшем числе подопытных животных.

изменчивость; повторяемость; порода; скрещивание; молочная продуктивность

ŽATKOVIČ, J. (Economic Research Institute for Agriculture and Food, Bratislava, Station Košice): *The Variability and Repeatability of Milk Output, FCM Output and Milk Fat Content in the S × N and S × H Crossbreds*. Živoč. Vyr., 31, 1986 (7) : 617-622.

The results of milk output, FCM output and fat content in milk for standard lactations were analyzed. The data used in the analysis concerned 382 lactations of 91 cows — crossbreds of the Slovak Pied breed (S) with the Black-Pied Lowland cattle (N) and with the Black-Pied Holstein cattle (H). These crossbreds coming from the same stock had 50% and 75% hereditary proportions of the blood of the improver breeds. The greatest milk and FCM output for the first lactation and for all lactations was recorded in the crossbreds with the 75% proportion of the Black-Pied Holstein cattle. These crossbreds also had the highest variability of fat content in milk. The coefficients of repeatability have a decreasing tendency with higher hereditary proportions of the blood of the improver breed. The crossbreds with the Black-Pied Holstein cattle, compared with the crossbreds with the Black-Pied Lowland breed, also have lower values of the repeatability coefficients. The repeatability coefficients calculated by the block analysis of variance are higher and statistically more significant than those calculated by one-factor analysis of variance. This suggests a possibility of using the block analysis for obtaining objective values of repeatability coefficients also from a smaller set of animals.

variability; repeatability; breed; crossing; milk efficiency

ŽATKOVIČ, J. (Forschungsinstitut für Ökonomik der Land- und Nahrungsgüterwirtschaft, Bratislava, Arbeitsstätte Košice): *Veränderlichkeit und Wiederholbarkeit der Milchproduktion, der FCM-Produktion und des MilCHFettgehaltes bei Kreuzungskühen der slowakischen Fleckviehrasse und der schwarzbunten Niederungsrassen sowie bei Kreuzungskühen der slowakischen Fleckviehrasse und der schwarzbunten Holsteinrasse*. Živoč. Vyr., 31, 1986 (7) : 617-622.

Die vorliegende Arbeit analysiert die Ergebnisse der Milchproduktion, der FCM-Produktion und des MilCHFettgehaltes für normierte Laktationen. Bewertet und bearbeitet wurden die von 91 Milchkühen mit 382 Laktationen — von Kreuzungskühen der slowakischen Fleckviehrasse (S) mit der schwarzbunten Niederungsrassen (N) und mit der schwarzbunten Holsteinrasse (H) (mit 50 und 75 % des Erbanteiles der Veredelungsrassen) aus einer Zucht — gewonnenen Angaben. Es konnte festgestellt werden, dass die Kreuzungskühe mit 75 % des Anteils der schwarzbunten Holsteinrasse die höchste Milch- und FCM-Produktion für die erste als auch für alle weiteren Laktationen aufwiesen. Diese Kreuzungskühe wiesen auch die höchste Variabilität des MilCHFettgehaltes auf. Die Wiederholbarkeitskoeffizienten weisen eine sinkende Tendenz mit dem Anstieg des Erbanteils der Veredelungsrassen auf. Auch die Kreuzungskühe mit der schwarzbunten Holsteinrasse weisen im Vergleich zu Kreuzungskühen mit der schwarzbunten Niederungsrassen niedrigere Werte der Wiederholbarkeitskoeffizienten auf. Die Werte der Wiederholbarkeitskoeffizienten, die mit Hilfe der mehrfaktoriellen Varianzanalyse berechnet wurden, sind höher und statistisch bedeutender im Vergleich zur einfaktoriellen Varianzanalyse. Das spricht von der Möglichkeit, die mehrfaktoriellen Varianzanalyse für die Ermittlung der objektiven Werte der Wiederholbarkeitskoeffizienten auch bei einer geringeren Anzahl von Tieren anzuwenden.

Veränderlichkeit; Wiederholbarkeit; Rasse; Kreuzung; Milchleistung

Adresa autora:

Ing. Juraj Žatkovič, Výskumný ústav ekonomiky poľnohospodárstva a potravinárstva, Svätoplukova 36, 040 01 Košice

OPAKOVATELNOSŤ UKAZOVATEĽOV KVALITY VAJEC

M. Halaj, J. Nový

HALAJ, M. — NOVÝ, J. (Vysoká škola poľnohospodárska, Nitra): *Opakovateľnosť ukazovateľov kvality vajec*. Živoč. Vyr., 31, 1986 (7) : 623-627.

V práci sme analyzovali opakovateľnosť vlastností slepačích vajec u nosníc s vysokou a nízkou znáškou. Koeficienty opakovateľnosti cez sliepky i cez série sú takmer u všetkých sledovaných vlastností vajec väčšie u dobrých nosníc, okrem výšky žltka a hmotnosti bielka. Koeficient opakovateľnosti cez sliepky je väčší ako cez série. Predpokladá sa väčší vplyv genotypovej premenlivosti sliepok na sledované vlastnosti vajec.

opakovateľnosť vlastností vajec; sliepky; série v znáške

Zvyšovanie efektívnosti hydínárskej výroby je spojené s hlbším poznaním geneticko-biologických aspektov kvality vajec. Poznanie genetických parametrov pre ukazovatele kvality vajec je nevyhnutným predpokladom pre vypracovanie príslušných opatrení v plemenárskej práci a pri technologických postupoch.

Opakovateľnosť niektorých vlastností vajec skúmali Gavora et al. (1970). Väčšinou sa jednalo len o hmotnosť vajec. Vlastnosti vajec sú ovplyvňované okrem vnútorných faktorov aj vekom sliepok a poradím vajca v sérii (Halaj, 1976; Knox, Godfrey, 1960; Pingel, Bock, 1969; Rauch, 1969).

MATERIÁL A METÓDA

Pre sledovanie opakovateľnosti sme použili údaje o kvalite vajec sliepok znáškového typu hybridu Shaver Starcross 288 chovaného v kľetkovej batérii S 4000 pokusnej prevádzky KHMHZ VŠP v Nitre. Chovateľské podmienky odpovedali požiadavkám hybridu.

U nosníc, ktoré boli umiestnené individuálne (90 ks), sme sledovali individuálne znášku a analyzovali vlastnosti všetkých znesených vajec počas 248-dňového pokusného obdobia.

Z hodnotenia opakovateľnosti sme vybrali 20 nosníc, z toho 10 nosníc s vysokou znáškou — viac ako 180 vajec (I. skupina) a 10 nosníc so znáškou menej ako 180 vajec.

Okrem odhadov r_{op} sme v každej skupine vyhodnotili aj celý súbor (20 sliepok). Od každej sliepky sme pre výpočet koeficientov opakovateľnosti brali päť desiatvaječných sérií, t. j. celkom 1000 vajec.

Analýzu jednotlivých ukazovateľov (hmotnosť vajec, hmotnosť žltka, percentuálny podiel žltka, výška žltka, index žltka, hmotnosť bielka, percentuálny podiel bielka, výška bielka, Haughove jednotky) sme robili podľa metodiky, ktorú uvádza Halaj (1974).

Hodnoty koeficientov opakovateľnosti sme vypočítali na základe blokovej analýzy rozptylu podľa autorov Flak a Nový (1976), keď

$$\sigma_g^2 = \frac{(MS_g - MS_e)}{r}$$

$$\sigma_t^2 = \frac{(MS_t - MS_e)}{s}$$

$$r_{op} = \frac{\sigma_g^2}{\sigma_y^2}$$

$$r_{opt} = \frac{\sigma_t^2}{\sigma_y^2}$$

$$r_{opkor} = \frac{S \cdot r_{opg} - r_{opt}}{S - r_{opt}}$$

Hodnoty Spearmanových poradových korelačných koeficientov sme vypočítali podľa vzorca

$$r_s = 1 - \frac{6x \sum d^2}{n \cdot (n^2 - 1)}$$

VÝSLEDKY A DISKUSIA

Získané hodnoty koeficientov opakovateľnosti sú uvedené v tab. I až III.

Pre súbor sliepok s vyššou znáškou (tab. I) sa hodnoty r_{opg} pohybovali od 0,600 (Haughove jednotky) do 0,930 (hmotnosť vajec a bielka). V prípade r_{opt} (poradie sérií — vplyv bloku) bola najvyššia hodnota u hmotnosti žltka (0,940) a najnižšia u výšky žltka (0,043).

Príslušné intervaly spoľahlivosti (IS) boli v rámci genotypov na 100 % v rozpätí 0 až 1. U blokových r_{opt} sme v jednom prípade (výška žltka) zaznamenali minimálnu hodnotu menšiu ako 0.

Pre súbor sliepok s nižšou znáškou (tab. II) sa hodnoty r_{opg} pohybovali od 0,110 (hmotnosť vajec) do 0,930 (percentuálny podiel bielka), pri hodnotení r_{opt} od 0,094 (výška bielka) do 0,826 (hmotnosť žltka). Príslušné rozpätie intervalov spoľahlivosti bolo v rámci genotypov na 89 %, v rámci „blokovo“ na 44 % v reálnych hraniciach 0 až 1.

Pre celý súbor spolu (tab. III) mali hodnoty r_{opg} rozpätie od 0,380 (Haughove jednotky) do 0,836 (percentuálny podiel žltka). U koeficientov opakovateľnosti poradií sérií (r_{opt}) bola najnižšia hodnota u výšky žltka (0,280) a najvyššia u hmotnosti žltka (0,948). Rozpätie intervalov spoľahlivosti bolo IS_g a IS_t na 100 % v rámci 0 až 1.

I. Hodnoty koeficientov opakovateľnosti a ich intervaly spoľahlivosti (súbor sliepok s vyššou znáškou) — The values of repeatability coefficients and their intervals of reliability (set of hens with a higher egg yield)

Ukazovateľ	r_{opg}	r_{opt}	r_{opkor}	IS_g	IS_s
1. Hmotnosť vajec	0,930	0,791	0,917	+	+
2. Hmotnosť žltka	0,907	0,940	0,885	+	+
3. Percento žltka	0,624	0,664	0,577	+	+
4. Výška žltka	0,702	0,043	0,699	+	—
5. Index žltka	0,792	0,763	0,755	+	+
6. Hmotnosť bielka	0,930	0,336	0,925	+	+
7. Percento bielka	0,905	0,738	0,866	+	+
8. Výška bielka	0,653	0,640	0,602	+	+
9. Haughove jednotky	0,600	0,684	0,537	+	+

II. Hodnoty koeficientov opakovateľnosti a ich intervaly spoľahlivosti (súbor sliepok s nižšou znáškou) — The values of the repeatability coefficients and their intervals of reliability (set of hens with a lower egg yield)

Ukazovateľ	r_{op_g}	r_{op_t}	$r_{op_{kor}}$	IS_g	IS_s
1. Hmotnosť vajec	0,110	0,100	0,092	—	—
2. Hmotnosť žltka	0,872	0,826	0,847	+	+
3. Percento žltka	0,930	0,557	0,921	+	+
4. Výška žltka	0,501	0,166	0,484	+	+
5. Index žltka	0,596	0,341	0,566	+	+
6. Hmotnosť bielka	0,860	0,412	0,847	+	+
7. Percento bielka	0,882	0,165	0,878	+	—
8. Výška bielka	0,539	0,094	0,530	+	—
9. Haughove jednotky	0,513	0,187	0,494	+	—

III. Hodnoty koeficientov opakovateľnosti a ich intervaly spoľahlivosti (celý súbor sliepok spolu) — The values of repeatability coefficients and their intervals of reliability (the whole set of hens)

Ukazovateľ	r_{op_g}	r_{op_t}	$r_{op_{kor}}$	IS_g	IS_s
1. Hmotnosť vajec	0,832	0,872	0,796	+	+
2. Hmotnosť žltka	0,796	0,948	0,695	+	+
3. Percento žltka	0,836	0,880	0,776	+	+
4. Výška žltka	0,434	0,280	0,400	+	+
5. Index žltka	0,450	0,621	0,364	+	+
6. Hmotnosť bielka	0,810	0,621	0,483	+	+
7. Percento bielka	0,830	0,699	0,860	+	+
8. Výška bielka	0,432	0,545	0,366	+	+
9. Haughove jednotky	0,380	0,612	0,281	+	+

IV. Hodnoty Spearmanových poradových korelačných koeficientov ($n = 9$) — The values of the Spearman rank correlation coefficients ($n = 9$)

Kombinácia hodnôt r_{op}	Súbor	r_s	p
$r_{op_g} : r_{op_t}$	s vysokou znáškou	+0,34	—
	s nízkou znáškou	+0,58	—
	celý	+0,75	+
$r_{op_g} : r_{op_{kor}}$	s vysokou znáškou	+0,98	++
	s nízkou znáškou	+0,99	++
	celý	+0,83	+

V tab. I až III sú uvedené aj korigované hodnoty r_{op} . Rozpätie hodnôt je u všetkých súborov menšie, čo jednoznačne dokazuje opak zistenia korigovania vplyvu bloku (série).

Pri porovnávaní hodnôt r_{opkor} vidíme, že najvyššie hodnoty sú v súbore sliepok s vyššou znáškou. Podstatne nižšie hodnoty (cca o 15 %) sú v súbore s menšou znáškou. U celého súboru (všetky sliepky spolu) sa priemerná hodnota korigovaných koeficientov opakovateľnosti znížila na 0,6.

Priemerné hodnoty r_{opkor} sú rozdielne aj podľa vlastností vajec. Tak napr. u hmotnosti (vajec, žltka, bielka) činili v priemere 0,909 (súbor sliepok s vyššou znáškou), 0,758 (celý súbor spolu) a 0,595 (súbor sliepok s nižšou znáškou). U výšky (žltka, bielka, Haughove jednotky) činili priemerné hodnoty korigovaných koeficientov opakovateľnosti 0,613 (súbor sliepok s vyššou znáškou), 0,503 (súbor sliepok s nižšou znáškou) a 0,349 (celý súbor).

V tab. IV uvádzame hodnoty Spearmanových korelačných koeficientov. Hodnotili sme zhodu poradia medzi r_{opg} , r_{opt} a r_{opg} : r_{opkor} .

Medzi hodnotami koeficientov opakovateľnosti poradí sliepok a poradí sérií bola zhoda štatisticky významná len u celého súboru.

Pri porovnávaní hodnôt r_{opg} a r_{opkor} bola zhoda poradia štatisticky vysoko významná u súboru sliepok s vyššou a nižšou znáškou a významná u celého súboru sliepok.

Nami zistené hodnoty opakovateľnosti nemôžeme porovnať s údajmi iných autorov, nakoľko sme sa v dostupnej literatúre s takými údajmi nestretli.

Pokiaľ sa jedná o normálnu opakovateľnosť a dedivosť kvantitatívnych vlastností vajec, nami zistené hodnoty dobre korešpondujú s výsledkami prác autorov Van Tijen, Kvit (1970), Drobná (1960), Nový a kol. (1981) a Gavora et al. (1970).

Literatúra

DROBNÁ, J.: Dedičnosť úžitkových vlastností hydiny. Stud. Inform. ÚVTIZ, 1962, s. 67-73.

FLAK, P. — NOVÝ, J.: Biometrická analýza morfológických a kvantitatívnych ukazovateľov vajec hydiny. In: 8. dni genetiky hospodárskych zvierat, 1976, s. 49-53.

GAVORA, J. — STAŠKO, J. — PIEŠ, J.: Príspevok k štúdiu opakovateľnosti hmotnosti vajec sliepok, moriek, kačíc a husí. Ved. Práce Hyd., VÚCHŠ Ivanka pri Dunaji, 1970.

HALAJ, M.: Zmeny technologických vlastností vajec hybridu Shaver Starcross 288 počas znášky. II. Dynamika vlastností bielka, žltka a škrupiny. Poľnohospodárstvo, 22, 1976, č. 11, s. 1058-1070.

KNOX, G. W. — GODFREY, A. B.: Variability of thin albumen of prestly eggs. Poult. Sci., 17, 1960, s. 159-165.

NOVÝ, J. a kol.: Genetické aspekty intenzifikácie živočíšnej výroby. Bratislava, Príroda 1981.

PINGEL, H. — BOCK, M.: Die Abhängigkeit von Eimasse, Schalenstärke und Eier-index von der Stellung des Eis in der Lageserie. Arch. Geflügelz. Kleintierkde, 18, 1969, s. 61-66.

RAUSCH, W.: Mathematisch-statistische Beziehungen zwischen Eiqualitätsmerkmalen. Arch. Geflügelkde, 33, 1969, s. 361-368.

VAN TIJEN, I. W. P. — KVIT, A. A.: The heritability of characteristics of egg quality, their mutual correlations and the relationship with productivity. Arch. Geflügelkde, 7, 1970, s. 201-212.

Došlo dňa 3. 3. 1986

ГАЛАЙ, М. — НОВЫ, Я. (Сельскохозяйственный институт, Нитра): Повторяемость показателей качества яиц. *Živoč. Vým.*, 31, 1986 (7) : 623-627.

В статье нами анализировалась повторяемость свойства куриных яиц у кур-несушек с высокой и низкой яйценоскостью. Коэффициенты повторяемости, относительно кур и серий, почти у всех изучаемых свойств яиц больше у хороших кур-несушек, за исключением высоты желтка и массы белка. Коэффициенты повторяемости относительно кур были выше, чем у их серий. Мы предполагаем большее влияние генотипической изменчивости кур от изучаемых свойств яиц.

повторяемость свойства яиц; куры; серия по яйценоскости

HALAJ, M. — NOVÝ, J. (University of Agriculture, Nitra): *Repeatability of the Parameters of Egg Quality*. *Živoč. Vým.*, 31, 1986 (7) : 623-627.

The repeatability of the properties of eggs was analyzed in laying hens with a high and low egg yield. The coefficients of repeatability through hens and through series are higher in almost all egg properties, except for yolk height and albumen weight. The coefficient of repeatability through hens is higher than that through series. A greater influence on the egg properties is supposed to be exerted by the genotypic variability of the hens.

repeatability of egg properties; hens; series in egg yield

HALAJ, M. — NOVÝ, J. (Landwirtschaftliche Hochschule, Nitra): *Wiederholbarkeit der Parameter der Eierqualität*. *Živoč. Vým.*, 31, 1986 (7) : 623-627.

In der vorliegenden Arbeit analysierten wir die Wiederholbarkeit der Eigenschaften der Eier von Legehennen mit hoher und niedriger Legeleistung. Die Wiederholbarkeitskoeffizienten durch Hennen und durch Serien sind bei fast allen untersuchten Eigenschaften der Eier mit Ausnahme der Dotterhöhe und des Eiweisses höher bei guten Legehennen. Der Wiederholbarkeitskoeffizient durch Hennen ist grösser als derjenige durch Serien. Wir setzen einen grösseren Einfluss der genotypischen Veränderlichkeit der Hennen auf die untersuchten Eiereigenschaften voraus.

Wiederholbarkeit der Eiereigenschaften; Hennen; Serie in der Legeleistung

Adresa autorov:

Doc. ing. Martin Halaj, CSc., doc. ing. Jaroslav Nový, CSc., Vysoká škola poľnohospodárska, 949 76 Nitra

Výběr z nových přírůstků

Ústřední zemědělské a lesnické knihovny ÚVTIZ

z úseku živočišná výroba

Uvedené přírůstky je možno si půjčit osobně nebo písemně v ÚZLK, výpůjční oddělení, Slezská 7, 120 56 Praha 2. Půjčovní doba: pondělí, úterý a čtvrtek od 9 do 16.30 hod., středa od 9 do 18 hod., pátek od 9 do 15.30 hod. U každé žádané publikace uveďte signaturu.

KUZYK, H. J. — KOVBASJUK, I. A. — LYMAR, F. M. E 44.489
Ефективність промислового скре́счівання.

Kyjiv, Urožaj 1984. 30 s., tab. (Skot mléčný — mléčná užitkovost — křížení — metody — vliv)

VLASOV, V. I. — LAPČENKO, A. N. E 44.485
Оценка и отбор молочного скота.

Kijev, Urožaj 1984. 109 s., obr., tab. (Skot mléčný — užitkovost — analýza — příručka / Skot mléčný — brakování — příručka)

RUMMEL, S. — DALM, E. C 27.360/200
Organization of performance tests in farms as a progeny testing of reproducers males and females in Charolais herds in R. F. A.

Kiel, Christian-Albrecht University (1983). Nestr., 5 tab. (Skot charolaiský — užitkovost — kontrola — organizace — výzkum — NSR / Kontrola dědičnosti — skot charolaiský — výzkum)

E 35.130/210

Повышение продуктивных и репродуктивных качеств коров в условиях промышленной технологии.

Jelgava, LSCHA 1983. 118 s., tab. (Krávy — užitkovost — zvyšování — sborník — SSSR — LitSSR)

HELLEMANS, R. C 15.768/240
Etude de l'efficience de la superficie fourragere des exploitations laitières.

Bruxelles, I. E. A. 1983. 34 s., tab. Cahiers de l'I. E. A. No 240/RR-193. (Dojnice — užitkovost — krmení — píce — vliv — výzkum — Belgie)

KLEINMANS, J. E 37.898/466

Untersuchungen über die Wirkung einer Fischmehlzulage auf Leistungskriterien bei Milchkühen. Inaugural-Dissertation d. Hohen Landw. Fak. der Rhein. Fr.-Wilhelms-Univ. zu Bonn.

Bonn, n. vl. 1984. 80 s., 2 obr., 22 tab. (Dojnice — mléčná užitkovost — krmení — rybí moučka — použití — vliv — výzkum — NSR — disertační práce)

VÝSKYT ATRÉZIE FOLIKULOV PRI SYNCHRONIZÁCIÍ RUJE JALOVÍC OESTROPHANOM SPOFA

J. Kliment, D. Lacková, P. Šťastný

KLIMENT, J. — LACKOVÁ, D. — ŠŤASTNÝ, P. (Vysoká škola poľnohospodárska, Nitra): *Výskyt atrézie folikulov pri synchronizácii ruje jalovic Oestrophanom Spofa*. Živoč. Výr., 31, 1986 (7) : 629-639.

V práci bol sledovaný výskyt atrézie folikulov po aplikácii syntetického analógu prostaglandínu F₂alfa — Oestrophan Spofa u 63 jalovic plemena slovenské pinzgaušské. Pri jednej aplikácii Oestrophanu Spofa bolo 49,9 % folikulov atretických. Pri aplikácii s využitím fenoménu po dobu 11 dní (2X) bolo 56,3 % folikulov atretických. Najmenej atretických zmien folikulov sme zaznamenali u jalovic so spontánnym estrom (34,68 %). Okrem doterajších známych znakov, ktoré charakterizujú jednotlivé typy atrézií, bola zistená prítomnosť glykogénu u luteálnej a obliteratívnej formy, na rozdiel od normálne sa vyvíjajúcich folikulov, v ktorých sa vyskytovali ptyalinorezistentné polysacharidy.

vaječník; folikuly; atrézia folikulov; synchronizácia ruje; Oestrophan Spofa

Atrézia folikulov je v literatúre popisovaná z dvoch hľadísk. Pri jednom z nich sa atretický proces považuje za zákonitý fyziologický jav [Bielaňski, 1972], ktorý súvisí s reguláciou počtu založených a realizovaných folikulov. Wolf (1966) dokonca popisuje atréziu ako regulačný proces už v embryonálnom vývoji samice. Vyrovnávanie disproporcií medzi počtom rastúcich folikulov s dutinkami na začiatku estru a na jeho konci uvádza Greenwald (1974) ako mechanizmus vyvolávajúci regresívne zmeny na folikuloch, ktoré sa nedostali vo svojom raste a vývoji až k diferenciácii do formy terciárnych folikulov. Z uvedeného vyplýva, že zvýšená hladina gonadotropínov na začiatku estru nestimuluje len rast a zrenie vyšších vývojových foriem, ale urýchľuje aj zrenie ostatných rastúcich folikulov, ktoré sa však do obdobia ovulácie nestačia diferencovať [Kliment, Šťastný, 1981]. K podobnému názoru, pokiaľ ide o prijateľné percento atrézie, sa prikláňa viacero autorov [Hafez, 1968; Tibault et al., 1975; Guray, 1973, 1974a, b]. Títo autori poukazujú [na základe exogénnej aplikácie gonadotropínu] na zmenu, resp. stratu citlivosti vaječníka k uvedeným hormónom. Druhá skupina autorov považuje atréziu za degeneratívny proces, ktorý je výsledkom disharmónie gonadotropínov a nejakého špecifického intraovariálneho mechanizmu [Peters et al., 1960; Niekerk et al., 1973]. Proces atrézie postihuje folikuly na rôznom stupni vývoja a doteraz nie je presne vymedzené, prečo sa realizuje tá-ktorá forma atrézie. Pre určenie jednotlivých typov bolo vypracovaných viac systémov

hodnotenia na základe určitých charakteristických znakov (W o l f, 1965; Brand, 1973; M c K e n z i e, K e n n e y, 1973; Š t a s t n ý, 1977). Celkove možno na základe týchto schém dosť presne charakterizovať jednotlivé typy atrézie bez ohľadu na druh zvierat. Atretický proces postihuje všetky zložky folikulu. Prejavuje sa zväčšením vnútornej folikulárnej vrstvy, porušením *membrana propria*, rozpadom či luteinizáciou buniek granulóznej vrstvy, zmenou konfigurácie oocyту a jeho obalov, kolapsom steny folikulu, pyknózou, chromatorexiou a chromatolýzou buniek, prípadne rozsiahlou hyalinizáciou tekálnych vrstiev.

Vzhľadom na to, že sme sa v dostupnej literatúre nestretli s hodnotením procesu atrézie a frekvenciou jej výskytu pri použití preparátov na synchronizáciu ruje, ktoré sú na báze prostaglandínov, rozhodli sme sa v tejto práci poukázať na možnosť zvýšeného výskytu atrézie folikulov pri medikamentóznom ošetrovaní jalovic syntetickým analógom PGF₂alfa.

MATERIÁL A METÓDA

Do experimentu bolo zaradených 63 jalovic slovenského pinzgauského plemena (SP) vo veku 16 mesiacov, pri živej hmotnosti 300 kg. U všetkých zvierat sme zistili zdravotný stav; podmienkou pre zaradenie bola aspoň jedna zistená plnohodnotná ruja a adekvátne k veku vyvinuté pohlavné orgány. Zvieratá boli rozdelené do troch skupín podľa spôsobu medikamentózneho ošetrovania.

V prvej skupine bol aplikovaný syntetický analóg prostaglandínu F₂alfa (PGF₂alfa) Oestrophon Spofa v dávke 2 cm³ na kus.

Druhá skupina zvierat bola rovnakým spôsobom ošetrovaná dvakrát v rozpätí 11 dní.

Tretiu skupinu zvierat — kontrolnú, tvorili jalovice bez ošetrovania, u ktorých bola sledovaná spontánna ruja.

Všetky jalovice boli pred ošetrovaním podrobené dôslednému vnútornému klinickému vyšetreniu na zistenie fázy cyklu.

Štvrtý až siedmy deň po prvej a druhej aplikácii preparátu boli zvieratá zabité a z ich vaječníkov boli odobraté vzorky pre histologické vyšetrenie. Vzorky boli fixované v 10% formole, z ktorého sme ich po 24 hodinách prepierali a zalievali do parafínu bežnou histologickou technikou. Z parafínových bločkov sme narezali na sánkovom mikrotóme 7µm hrubé rezy, ktoré sme farbili metódou pre prehľadné farbenie (HE) a na dôkaz glykogénu a pyalinorezistentných polysacharidov. Histologické preparáty vaječníkov boli hodnotené z hľadiska výskytu rôznych typov a stupňov atrézie folikulov. Pre klasifikáciu atrézií bola použitá schéma, ktorú uvádzajú M c K e n z i e, K e n n e y (1973) a Brand (1973).

VÝSLEDKY

V práci bolo hodnotených celkom 2525 folikulov v rôznom štádiu vývoja rastúcich foriem folikulov a terciárne folikuly. Z celkového uvedeného počtu sme zistili 1330 folikulov s normálnym vývojom. Ostatné folikuly boli označené ako atretické s rôznym stupňom vývoja cystózne, luteinnej alebo obliteratívnej atrézie (tab. I).

V skupine jalovic s jednou aplikáciou analógu PGF₂alfa bolo vyšetrených 1128 folikulov, z ktorých 49,9 % javilo niektorý zo znakov atrézie. Najvyššie percento atrézií tvorili terciárne folikuly prevažne (50,28 %) vo forme luteinnej atrézie a (49,72 %) cystózne atrézie. U terciárnych folikulov nebola detekovaná obliteratívna atrézia. V rastúcich formách folikulov, väčšinou na úrovni jednoduchých, prevažovala cystózna atrézia (48,96 %), luteinná a obliteratívna forma tvorili len približne polovicu predchádzajúcej (27,08 %, resp. 23,35 %) formy.

I. Výskyt atrézie folikulov po aplikácii Oestrophanu Spofa — Occurrence of follicular atresia after application of Oestrophan Spofa

		1. aplikácia		2. aplikácia		Spontánny estrus	
		n	%	n	%	n	%
Hodnotené folikuly		1128		682		715	
Atrézia	rastúcich	384	34,04	254	37,24	166	23,22
	terciárnych	179	15,86	130	19,06	82	11,46
Cystózna atrézia	rastúcich	188	48,96	102	40,16	54	32,53
	terciárnych	89	49,72	57	43,85	29	35,37
Luteinná atrézia	rastúcich	104	27,08	91	23,69	61	36,75
	terciárnych	90	50,28	73	56,15	53	64,63
Atrézia obliteratívna rastúcich		92	23,35	61	24,02	51	30,72
Normálne folikuly		565	50,10	298	43,70	467	65,32
Atrézie		563	49,90	384	56,30	248	34,68

V druhej skupine zvierat s dvojnásobnou aplikáciou analógu PGF₂alfa bolo vyšetrených a zhodnotených 682 folikulov, z čoho 384, t. j. 56,3 % bolo atretických a len 43,7 % normálne sa vyvíjajúcich. Z uvedeného vyplýva, že sa celkový výskyt atrézie oproti prvej skupine zvierat zvýšil približne o 7 %. Viditeľný vzostup bol najmä v kategórii terciárnych folikulov v luteinnej forme. V ostatných formách je v porovnaní s prvou skupinou zvierat väčší alebo menší pokles s výnimkou obliteratívnej formy rastúcich folikulov, ktorých je o 1 % viac. Ak porovnáваме prítomnosť atrézie u všetkých hodnotených folikulov, môžeme konštatovať, že tak v rastúcich formách, ako aj v terciárnych folikuloch je väčší výskyt pri dvojnásobnej aplikácii (o 3 %, resp. 4 %).

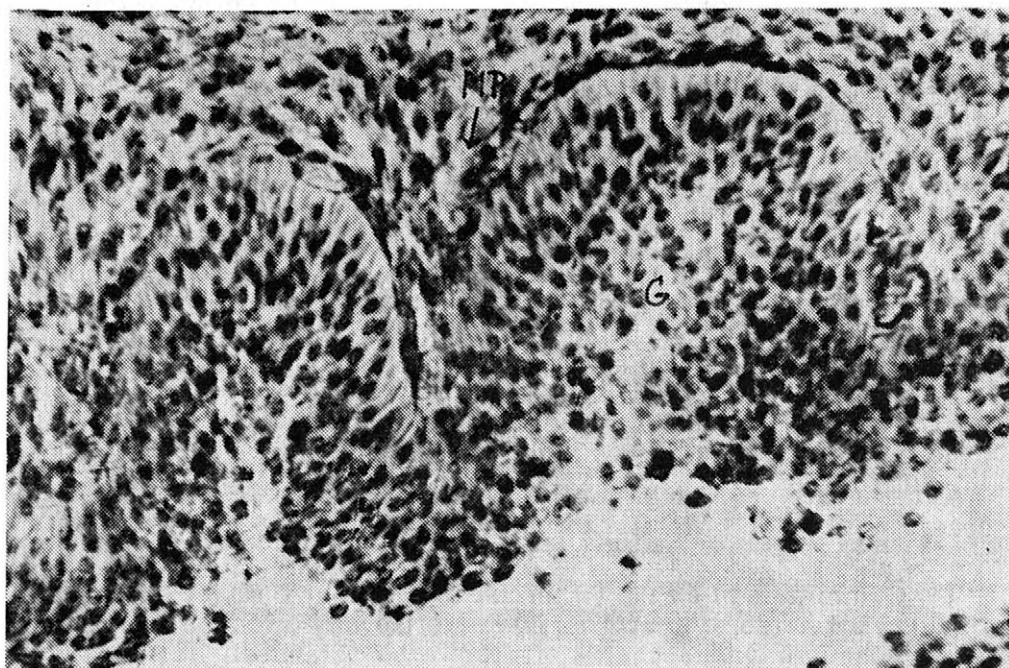
V skupine jalovic so spontánnym estrom bolo hodnotených 715 folikulov, z čoho predstavovali atrézie 34,68 % a normálne sa vyvíjajúce folikuly 65,32 %. Z uvedeného je zrejmé, že atrézia je v tejto skupine zvierat menej frekventovaná (15,2 %, resp. 21,62 %). Podobne ako v predchádzajúcich skupinách aj v tejto skupine sme zistili najviac atrézií terciárnych folikulov v luteinnej forme (64,63 %). Ostatné formy atrézie sa vyskytovali v rozsahu od 30,72 % (obliteratívna forma rastúcich folikulov) po 36,75 % (luteinná forma rastúcich folikulov). Všetky typy atrézie, hoci v rôznom stupni vývoja, boli zistené tak u zvierat, ktoré boli zabitú štvrtý deň od aplikácie preparátu, ako aj u zvierat zabitých siedmy deň po aplikácii preparátu. Čím dlhšia bola doba od aplikácie, tým výraznejšie zmeny bolo možné pozorovať v atrézii, zvlášť u luteinnej formy.

Charakteristika jednotlivých foriem atrézie

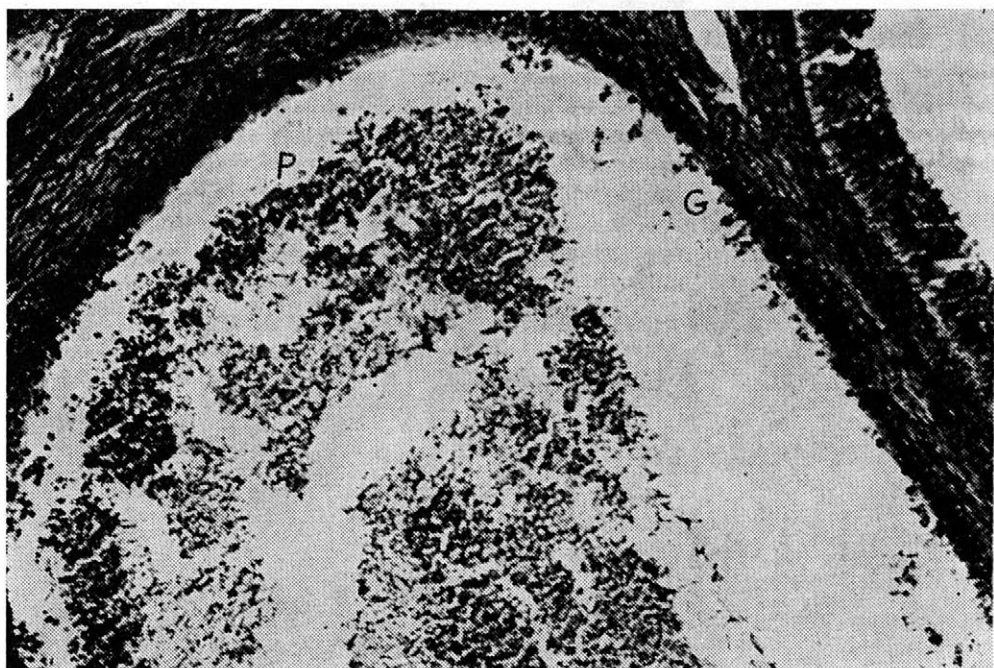
Cystózna atrézia. V terciárnych, ale aj v rastúcich formách folikulov, bol tento typ atrézie charakterizovaný určitými rovnakými znakmi degeneratívneho charakteru, ktoré sa vzťahovali na *membrana granulosa*, *membrana propria*, *theca folliculi interna* a *externa*. Na za-



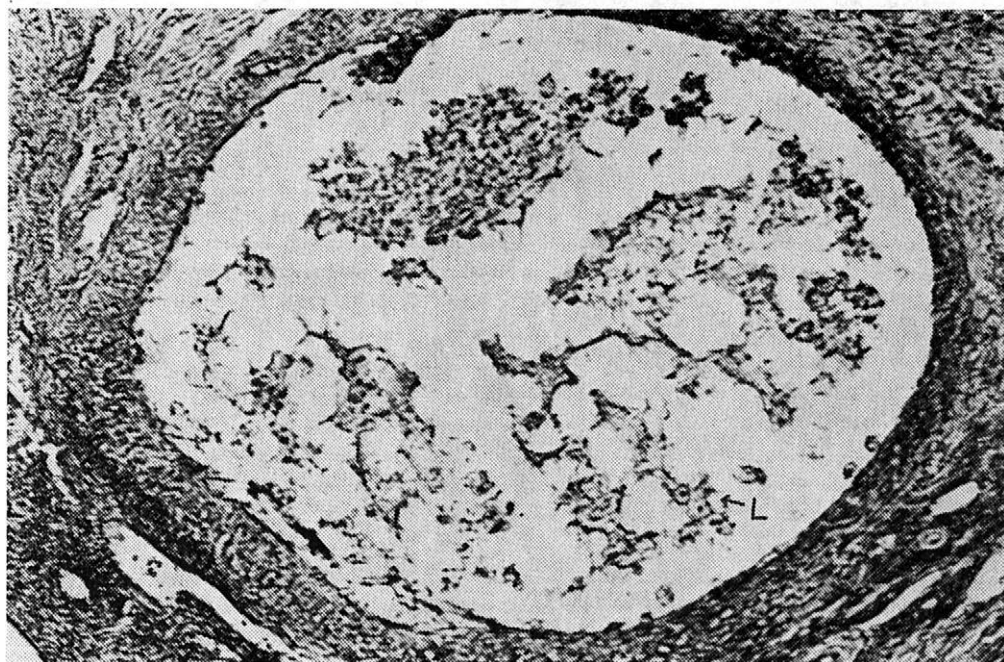
1. Štádium atrézie Graafovho folikulu jalovice. Kolaps *membrana propria* (MP) a trabekulácia *theca interna* (TI) — vznikli stratou vnútrofolikulárneho tlaku. Granulózne bunky (G) sú rozrušené a pyknotické HE; zväčšenie 40X — First stage of atresia of Graafian follicle in heifer. Collaps of the *membrana propria* (MP) and trabeculation of the *theca interna* (TI), due to loss of intrafollicular pressure. The granulosa cells (G) are pycnotic. HE strain. Magnification 40X



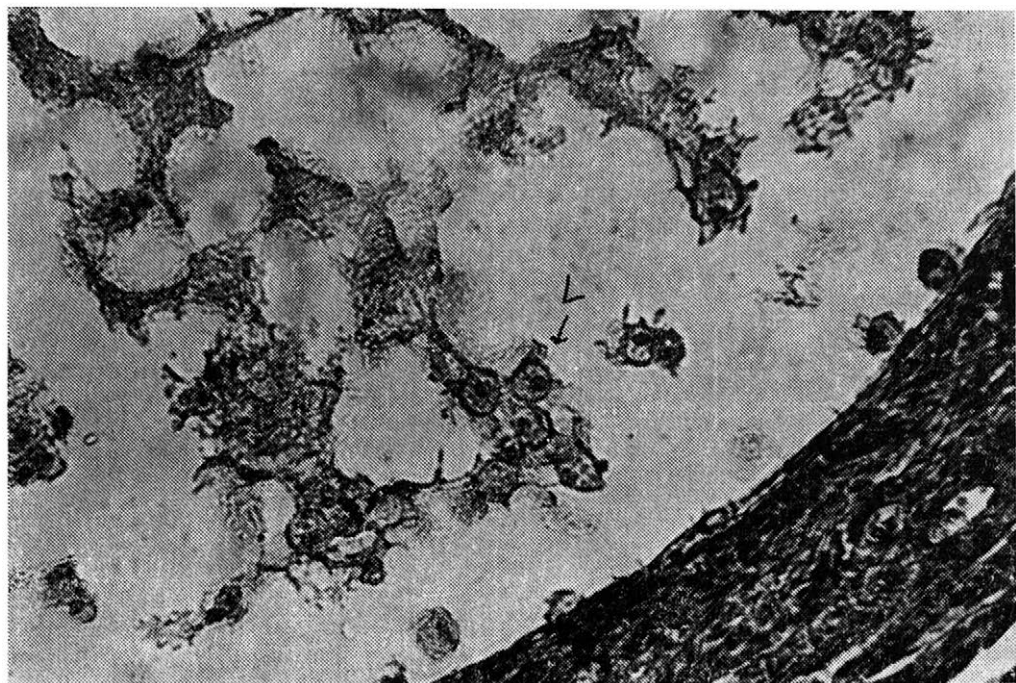
2. Väčšie zväčšenie folikulu z obr. 1. Pyknóza buniek *membrana granulosa* (G) a kolaps *membrana propria* (MP). HE. Zväčšenie 100X — Larger magnification of the follicle in Fig. 1. Pycnosis of the cells of the *membrana granulosa* (G) and collaps of the *membrana propria* (MP). HE stain. Magnification 100X



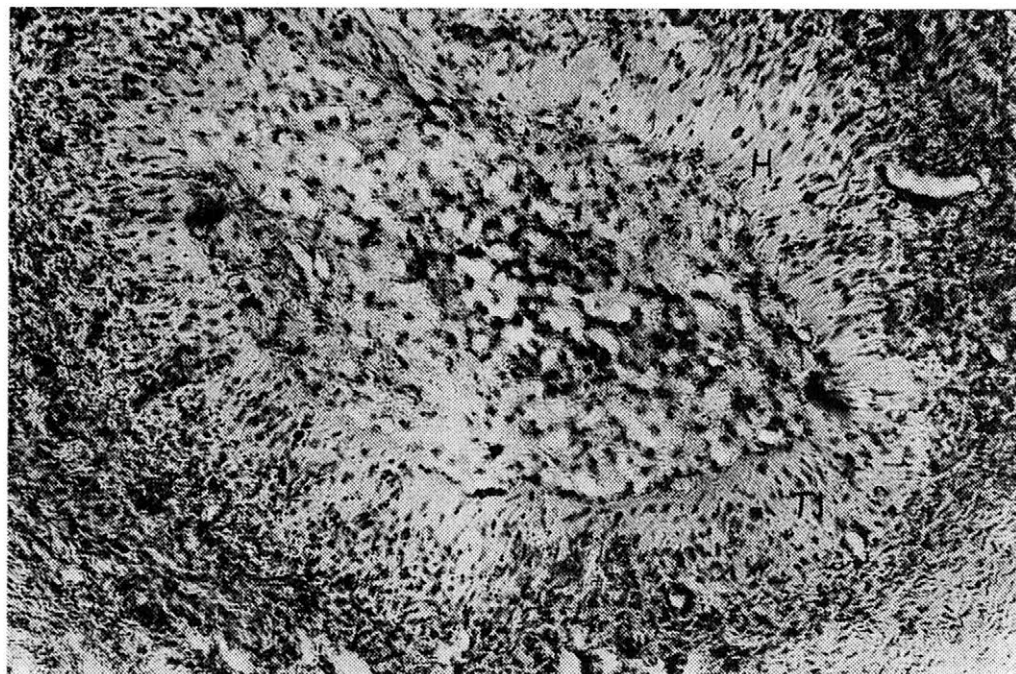
3. Cystózna atrézia Graafovho folikulu; rozpad buniek *membrana granulosa* (G). Väčšina granulóznych buniek v dutine folikulu je pyknotických (P). HE. Zväčšenie 100X — Cystic atresia of Graafian follicle; the granulosa cells are disrupted (G). Most granulosa cells in the follicular cavity are pycnotic (P). HE stain. Magnification 100X



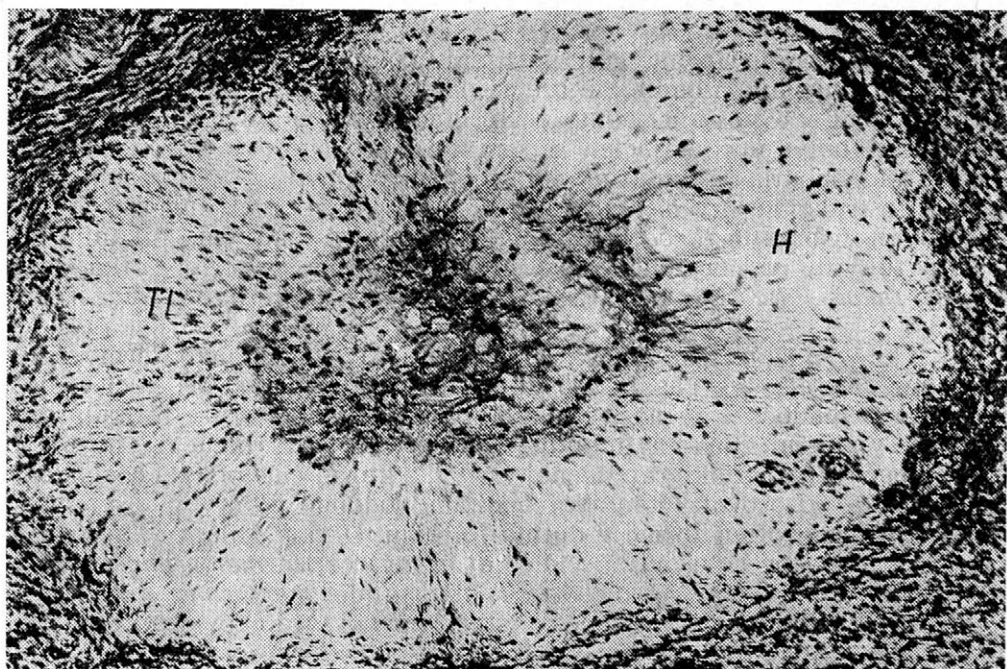
4. Atrézia Graafovho folikulu s luteinizáciou buniek (L). HE. Zväčšenie 100X — Atresia of Graafian follicle with luteinization of cells (L). HE stain. Magnification 100X



5. Väčšie zväčšenie folikulu z obr. 4 demonštruje luteinizáciu buniek (L) vo folikulárnej dutine. HE. Zväčšenie 252X — Larger magnification of the follicle in Fig. 4 demonstrates luteinization of cells (L) in the follicular cavity. HE stain. Magnification 252X



6. Obliteratívna atrezia folikulu — 1. štádium, bunky theca interna (TI) majú malú densitu a formujú sa do hyalinného procesu (H). HE. Zväčšenie 100X — Obliterative atresia of follicle — first stage. Theca interna cells (TI) have low density and they are formed to a hyaline process (H). HE stain. Magnification 100X



7. Obliteratívna atrézia folikulu — vyššie štádium. HE. Zväčšenie 252X — Obliterative atresia of follicle — higher stage. HE stain. Magnification 252X



8. Obliteratívna atrézia folikulu s hyalinizáciou *theca interna* (TI), oocyt (O) je deformovaný a obsahuje glykogén. HH. Zväčšenie 100X — Obliterative atresia of follicle with *theca interna* (TI) hyalinization, oocyte (O) is deformed and contains glycogen. HH stain. Magnification 100X

čiatku vývoja tejto formy boli postihnuté bunky *membrana granulosa* pyknózou a rozpadom buniek, ktoré sa nachádzali voľne v dutine folikulu tak, že postupne zostala jedna, resp. žiadna z vrstiev *membrana granulosa*, pôvodne vystielajúcich dutinu folikulu. Nie zriedkavým javom bola strata napätia folikulárnej steny, čo sa prejavilo jej kolapsom, prípadne deštrukciou *membrana propria*. S uvedenými zmenami sme často pozorovali zväčšenie *theca folliculi interna* s jej prípadným vnikaním do dutiny folikulu v miestach rozrušenej *membrana propria*. Veľká časť buniek *theca folliculi interna* prejavila známky karyorexie jadier (obr. 1 až 3).

Luteinná atrézia. Na rozdiel od predchádzajúcej formy sme sa u nej nestretli tak často s postihnutím tekálnych vrstiev, hoci v ojedinelých prípadoch sme aj my zistili hypertrofiu vnútornej folikulárnej vrstvy. Typickým znakom luteinnej atrézie zvlášť v rastúcich formách bola hypertrofia buniek granulóznej vrstvy, z ktorej čiastočným rozpadom bolo možné pozorovať luteálnym bunkám podobné útvary buď v agregovanej, alebo voľnej forme v dutine folikulu. Okrem kolapsu steny terciárnych folikulov bolo možné vidieť aj úplný rozpad *membrana propria* s voľným prechodom *theca folliculi interna* do *membrana granulosa*. V takýchto prípadoch sa v oboch vrstvách vyskytovala pyknóza buniek. V prípade prítomnosti oocyту a *cumulus oophorus* sme v zone pellucide na rozdiel od normálnych folikulov zistili prítomnosť glykogénu, ktorý bol v riadne sa vyvíjajúcich folikuloch nahradený ptyalinorezistentnými polysacharidmi. V počiatočných formách luteinnej atrézie sme na rozdiel od iných typov zistili ešte čiastočnú mitotickú aktivitu buniek *membrana granulosa* (obr. 4 a 5).

Obliteratívna atrézia. V porovnaní s predchádzajúcimi formami sa obliteratívna atrézia, ako vidieť z tab. I, vyskytovala len v rastúcich formách folikulov. Rozsah vývoja, resp. jeho dĺžku nemožno jednoznačne časovo ohraničiť, pretože sme ju zisťovali v pokročilom štádiu, a to v štvrtom aj v siedmom dni od aplikácie preparátu. Základným znakom tejto formy bola strata pôvodného tvaru folikulu a oocyту, ku ktorej došlo pravdepodobne stratou intrafolikulárneho tlaku a kolapsom steny folikulu. Väčšinou sme u rôznych stupňov zistili totálny rozpad, resp. stratu *membrana granulosa* a výskyt fibrózneho spojovacieho tkaniva v *theca folliculi interna*. Vo vyšších štádiách bol zjavný výrazný postup hyalinizácie vrstvy s tendenciou akoby vyplnenia dutiny folikulu. Poškodený *cumulus oophorus*, resp. oocyt obdobne ako pri pokročilejšej luteinnej atrézii obsahovali už spomínaný glykogén. Ak sa glykogén ako polysacharid nevyskytuje v riadne sa vyvíjajúcich folikuloch (v *zona pellucida*), ale je nahradený ptyalinorezistentnými polysacharidmi, potom by sme mohli jeho prítomnosť považovať za jeden zo znakov luteinnej a obliteratívnej atrézie (obr. 6 až 8).

DISKUSIA

Je všeobecne známe, že aplikácia gonadotropných hormónov stimuluje rast a zrenie väčšieho počtu folikulov aj u unipárnych zvierat a že súčasne vyvoláva väčší výskyt atrézie folikulov, a to nielen u krávk jalovic (McKenzie, Kenney, 1973), ale aj u ošípaných (Šťastný, 1977). U jalovic bol popísaný výskyt atrézie aj pri spontánnom

cykle, avšak je nedostatok údajov o výskyte atrézie pri ošetrovaní zvierat preparátmi na báze prostaglandínov.

O výskyte atrézií v spontánnom cykle existuje viacero rozdielnych údajov, kde je hodnotená atrézia 48 až 72 hodín od začiatku ruje. Aj napriek tomuto relatívne krátkemu časovému obdobiu zistili Peters et al. (1960) u jalovic 48 až 52% výskyt folikulov. Naproti tomu v tých istých časových reláciách popisujú Mc Kenzie a Kenney (1973) dokonca 62 až 80% výskyt. Napriek tomu, že by sa dalo predpokladať, že dlhšiu dobu po ovulácii pravdepodobne vzrastie výskyt folikulov v dôsledku citlivosti vaječníka na gonadotropíny, zistili sme v našej práci len 34,68 % atretických folikulov s veľkou prevahou atrézie terciárnych neovulovaných folikulov štvrtý až siedmy deň od začiatku ruje. Je pravdepodobné, že ani pred týmto obdobím nebol ich výskyt väčší, pretože sme sa stretli so všetkými typmi atrézie od jej počiatočného až po konečné štádium vývoja.

Zaujímavé je porovnanie výskytu atrézie u zvierat ošetrovaných analógom PGF₂alfa. Zvýšenie výskytu atrézie (49,9 %) v porovnaní so spontánnym cyklom aj bez použitia gonadotropných hormónov svedčí o vyvolaní zmien „intraovariálneho regulačného mechanizmu“, resp. o vyvolaní zmien vo feedback, pretože sa luteolytický efekt PG prejaví urýchlým rastom folikulov. Po rýchlom navodení folikulárnej fázy pravdepodobne nedojde k vytvoreniu plnej citlivosti ovárií na gonadotropíny, v dôsledku čoho sa väčší počet folikulov nedostáva do štádia preovulačných folikulov. Na druhej strane však môže uvedený stav zapríčiniť aj určitá nedostatočná gonadotropínová činnosť, ktorá môže byť vyvolaná hypofunkciou adenohipofýzy vyvolanej energetickou nedostatnosťou (Šťastný, Kliment — nepublikované).

Pre uvedenú prvú a druhú hypotézu svedčí aj zvýšený výskyt atrézií pri dvojnásobnej aplikácii Oestrophanu Spofa v rozpätí 11 dní (56,3 %) a fakt, že u zvierat, ktoré sa tak pri prvej, ako aj pri druhej aplikácii nachádzali v pohlavnom cykle do 5., resp. po 17. dni, sme zistovali výrazne menší výskyt atrézií — na úrovni výskytu v spontánnom cykle.

Evidentne vyšší výskyt atrézie terciárnych folikulov svedčí o nedostatočnej gonadotropínovej činnosti, čo je v zhode so zistením, ktoré uvádza Brand (1973). Na základe týchto výsledkov sa domnievame, že z hľadiska možnosti poškodenia mechanizmov usmerňujúcich ovariálne funkcie, či navodenia väčšieho rozsahu regresívnych morfológických zmien, je výhodnejšie využívať jednu cieľavedomú aplikáciu synchronizačného preparátu.

Keď hodnotíme atréziu z hľadiska výskytu jednotlivých foriem, zisťujeme jednoznačnú prevahu luteinnej atrézie terciárnych folikulov tak luteinizáciou buniek *theca folliculi interna*, ako aj luteinizáciou buniek *membrana granulosa*. S podobnými údajmi sa stretávame v práci autorov Mc Kenzie a Kenney (1973), ktorí uvedený fakt vysvetľujú zvýšeným pôsobením LH hormónu. Ak berieme do úvahy zkrátenie rastového štádia folikulov a v dôsledku toho zvýšenie výskytu estrogénov, je možné, že tieto cestou feedback predčasne uvoľňujú LH, čo by sa mohlo hlavne pri hypofunkcii buniek produkujúcich FSH prejavovať podobným mechanizmom ako pri tvorbe *corpus luteum*. Túto domnienku by bolo treba samozrejme podporiť, resp. potvrdiť hormonálnym profilom (gonadotropínov) v tých istých časových reláciách.

Charakteristika jednotlivých typů atresie, ako bola uvedená vo výsledkoch, je v zhode s literárnymi údajmi. Výnimku tvorí nami zistená prítomnosť glykogénu v *cumulus oophorus*. Tento znak nebol doteraz uvedený ani v jednej citovanej práci.

Literatúra

- BIELAŇSKI, A.: Rozrod zwierzat. Warszawa, Panstwowe wydawnictwo rolnicze i lesne 1972.
- BRAND, A.: Some micromorphological and biochemical aspects of the ovaries of the Texel sheep during the oestrous season. [Disertation Werk.] Rotterdam 1973. — Drukkerij Brouder.
- FABER, M.: Follicular growth: The basic event in the mouse and human ovaries. J. Reprod. Fert., 1975, č. 45, s. 559-566.
- GREENWALD, G. S.: Quantitative aspects of follicular development in the untreated and PMS-treated cyclic hamster. Anat. Rec., 1974, č. 178, s. 139-144.
- GURAYA, S. S.: Morphology, histochemistry and biochemistry of follicular growth and atresia. Ann. Biol. anim. Biochim. Biophys., 1973, č. 13, s. 220-240.
- GURAYA, S. S.: Comparative morphological and histological observations on the ovarian stromal compartment in mammals with special reference to steroidogenesis. Acta Anat., 1974a, č. 90, s. 250-284.
- GURAYA, S. S.: Gonadotropins and functions of granulosa and thecal cells *in vivo* and *in vitro*. London, Academic Press, Inc. 1974b.
- HAFEZ, E. S. E.: Reproduction in farm animals. Philadelphia, Lea and Febiger 1968.
- KLIMENT, J. — ŠTASTNÝ, P.: Reprodukcia hospodárskych zvierat. [Skriptá.] Nitra, VŠP 1981.
- McKENZIE, B. — KENNEY, R. M.: Histological features of ovarian follicles of gonadotropin-injected heifers. Amer. veter. Res., 34, 1973, č. 8, s. 1033-1040.
- NIEKERK, C. H. — GERWEKE, H. M. — HEERDEN, J. S.: Anatomical and histological observations on the reproductive tract of mares with abnormal oestrous cycles. J. S. Afr. veter. Ans., 44, 1973, č. 2, s. 141-152.
- PETERS, H. — BYSKOV, A. G. — HIMELSTEIN-BRAW, R. — RAJAKOSKI, E.: The ovarian follicular system of sexually mature heifers with special reference to seasonal, cyclical and left — right variations. Acta endocrin., 52, 1960.
- ŠTASTNÝ, P.: Štúdium niektorých ukazovateľov pohlavnej aktivity prasníc. [Kandidátska dizertačná práca.] 1977.
- THIBAUT, C. — GERARD, M. — MENEZO, V.: Preovulatory and ovulatory mechanisms in oocyte maturation. J. Reprod. Fert., 1975, č. 45, s. 605-610.
- WOLF, J.: Histologie. Praha, SZN 1966.

Došlo dňa 4. 3. 1986

КЛИМЕНТ, Й. — ЛАЦКОВА, Д. — СЧАСТНЫ, П. (Сельскохозяйственный институт, Нитра): Появление атрезии фолликулов при синхронизации охоты нетелей эстрофаном Спофа. Живот. Вѣст., 31, 1986 (7) : 629-639.

Нами изучалось появление атрезии фолликулов после применения синтетического аналога простагландина F₂ альфа — эстрофан Спофа у 63 нетелей словацкой пинцгавской породы. При одном применении эстрофана Спофа было 49,9% атретических фолликулов. При применении с использованием феномена в течение 11 сут (2X) было 56,3% атретических фолликулов. Меньше всего атретических изменений фолликулов было отмечено у телок с произвольной течкой (34,68%). Кроме до сих пор известных признаков, характеризующих отдельные типы атрезии, было установлено наличие гликогена у лютеинизирующей и облитерирующей форм, в отличие от нормально развивающихся фолликулов, где встречались полиаминастойкие полисахариды.

яичник; фолликулы; атрезия фолликулов; синхронизация охоты; эстрофан Спофа

KLIMENT, J. — LACKOVÁ, D. — ŠTASTNÝ, P. (University of Agriculture, Nitra): *The Occurrence of Follicular Atresia in Heifers Treated with Oestrophan Spofa for Heat Synchronization*. Živoč. Výr., 31, 1986 (7) : 629-639.

We studied the occurrence of follicular atresia after administration of Oestrophan Spofa synthetic analogue of prostaglandin F₂alpha, to 63 heifers of the Slovak Pinzgau breed. At a single administration of Oestrophan Spofa, 49.9 % of the follicles were atretic. When the product was administered with the use of the phenomenon for 11 days (twice), 56.3 % of the follicles were atretic. The smallest number of atretic changes was recorded in heifers with spontaneous oestrus (34.68 %). Besides the already known traits characterizing the types of atresia, we also found glycogen in the luteal and obliterative form, as distinct from the normally developing follicles where ptyalin-resistant polysaccharides occurred.

ovary; follicles; follicular atresia; heat synchronization; Oestrophan Spofa

KLIMENT, J. — LACKOVÁ, D. — ŠTASTNÝ, P. (Landwirtschaftliche Hochschule, Nitra): *Auftreten der Follikelatresie bei der Brunstsynchronisierung bei Färsen mit Oestrophan Spofa*. Živoč. Výr., 31, 1986 (7) : 629-639.

Die vorliegende Arbeit untersucht das Auftreten der Follikelatresie nach der Applikation des synthetischen Analoges des Prostaglandins F₂ Alpha — des Mittels Oestrophan Spofa bei insgesamt 63 slowakischen Pinzgauerfärsen. Bei einer Applikation von Oestrophan Spofa wiesen 49,9 % aller Follikel die Atresie auf. Bei der Applikation unter Anwendung des Phänomens 11 Tage lang (2X) wiesen 56,3 % aller Follikel die Atresie auf. Die Färsen mit spontanem Oestrus wiesen die niedrigste Zahl von atretischen Veränderungen der Follikel (34,68 %) auf. Neben den bisher bekannten Merkmalen, die für die einzelnen Typen von Atresie charakteristisch sind, konnte auch das Vorkommen des Glykogens bei der lutealen und obliterativen Form beobachtet werden und dies zum Unterschied von den sich normal entwickelnden Follikeln, in denen ptyalinresistente Polysaccharide nachgewiesen werden konnten.

Eierstock; Follikel; Follikelatresie; Brunstsynchronisierung; Oestrophan Spofa

Adresa autorov:

Prof. ing. Jozef Kliment, DrSc., MVDr. Danko Lacková, doc. MVDr. Pavel Štastný, CSc., Vysoká škola poľnohospodárska, 949 76 Nitra

Z VĚDECKÉHO ŽIVOTA

ČSAZ UDĚLILA CENY ZA NEJLEPŠÍ VÝZKUMNÉ PRÁCE

V červnu 1986 vyhlásila Československá akademie zemědělská ocenění za nejlepší výzkumné práce v oblasti zemědělství, potravinářského průmyslu a lesního hospodářství ukončené v roce 1985. Předseda ČSAZ akademik Karel Kudrna předal řešitelům z rozhodnutí předsednictva ČSAZ čtyři ceny a pět čestných uznání.

Cenu ČSAZ převzal kolektiv řešitelů vedený prof. MVDr. Janem Podaným, DrSc., Vysoká škola zemědělská Brno, za práci *Detekce říje měřením intravaginální impedance přístrojem Estral (videozáznam)*. Spoluřešiteli byli MVDr. Jaroslav Stejskal, ing. Ivo Olič, ing. František Dostál, CSc., RNDr. ing. Jaroslav Muzikant, CSc., a prof. ing. Pavol Majerčiak, DrSc.

Čestná uznání ČSAZ v oblasti živočišné výroby převzali: kolektiv řešitelů vedený doc. ing. Vladimírem Lazarem, DrSc., a prof. RNDr. Františkem Tenorou, DrSc., Vysoká škola zemědělská Brno, za práci *Možnosti regulace rozmnožování hus*, ing. Jozef Chrenek, CSc., a ing. Anna Lievajová, Výzkumný ústav živočišné výroby Nitra, a ing. Josef Příbyl, CSc., Výzkumný ústav živočišné výroby Praha-Uhřetěves, za práci *Zhodnocení produkce mléka, funkční vlastnosti vemene, výkrmové a jatečné vlastnosti konečných produktů mléčného typu skotu*.

(něm)

MULTIFORMNÁ MALFORMÁCIA SPERMIÍ PLEMENNÉHO BÝKA VEDÚCA K JEHO NEPLODNOSTI

L. Massanyi

MASSANYI, L. (Vysoká škola poľnohospodárska, Nitra): *Multiformná malformácia spermii plemenného býka vedúca k jeho neplodnosti*. Živoč. Vyr., 31, 1986 (7) : 641-649.

Cestou elektrónovej mikroskopie sme študovali abnormality štrukturálnych komponentov spermii neplodného býka holštajnsko-frízskeho plemena. Zistili sme proximálne predĺženie a ohnutie akrozómu, juxtapozíciu hlavičky a bičíka a nekompletnú kondenzáciu jadrového chromatinu. Porucha dozrievania spermii sa považuje za primárnu príčinu neplodnosti býka. V práci uvádzame ďalšie možnosti vývoja foriem na úrovni haploidnej bunky. Ak predpokladáme genetický podklad zmien, tak príčinu treba hľadať v homozygótnom recesívnom gène, ktorý má pravdepodobne funkciu Sertoliho buniek.

malformácia; býcie spermie; neplodnosť býkov; gombíkový defekt; kondenzácia jadra; juxtapozícia hlavičky a bičíka

Morfologická analýza samčích pohlavných buniek má veľký význam pri posudzovaní kvality ejakulátu plemenných býkov. Rôzne abnormality štrukturálnych komponentov spermie môžu byť príčinou zníženej plodnosti, resp. až neplodnosti. V literatúre je ultraštruktúra spermii neplodných býkov opísaná v prácach autorov Blom (1959, 1966), Blom, Birsch-Andersen (1970), Cran, Dott (1976), Cran et al. (1982), McCosker (1969), Czaker, Mayr (1984) a Massanyi (1985). V práci uvádzame charakteristické zmeny ejakulátu neplodného býka holštajnsko-frízskeho plemena. Zistili sme rad zmien, u ktorých predpokladáme spoločný morfologický pôvod ich vzniku.

MATERIÁL A METÓDA

Metódou elektrónovej mikroskopie sme vyšetrili semeno štvorročného býka holštajnsko-frízskeho plemena (exportovaného z Kanady do Veľkej Británie pre plemenárské účely), ktorý sa ukázal neplodným.

Vzorky ejakulátu sme fixovali v zmesi 2% glutaraldehydu, 1% formaldehydu v 0,1 M kakodylatovom pufri (pH 7,0) s prídáním 0,2 M sacharózy, 1,5 mM CaCl₂ a 0,1 % kyseliny pikrovej. Postfixáciu sme uskutočnili v 1% OsO₄. Vzorku sme zaliali do eponu. Ultratenké rezy sme farbili 2% uranyl acetátom a citrátom olova a vyšetrili sme ich pod transmisným elektrónovým mikroskopom AEI-801.

Časť vzorky sme pripravili pre pozorovanie pomocou rastrovacej elektrónovej mikroskopie modifikovanou metódou autorov Hafez a Kanagawa (1973). Vzorky sme pokovili zlatom. Pre pozorovanie sme použili rastrovací elektrónový mikroskop Philips 501.

VÝSLEDKY

Semenom býka bolo inseminovaných 30 jalovic a žiadna z nich nezostala gravidná. Z nich sme neskôr 11 pripustili iným býkom a sedem ich zostalo teŕných. Motilita spermíí uvedeného býka bola dobrá (4 z hodnotiacej škály 0—5) a hustota semena bola $4,2 \times 10^8$ až $1,0 \times 10^9/\text{ml}$. Výsledok vyšetrenia pod optickým mikroskopom ukázal, že 41 % spermíí malo normálny vzhľad, 31 % spermíí malo sploštené akrozómy, 10 % oddelené hlavičky, 30 % zmeny na bičíku a 3 % spermíí mali cytoplazmatickú kvapku.

Pozorovania pod elektrónovým mikroskopom ukázali, že v ejakuláte došlo k určitým štrukturálnym zmenám, ktoré sa optickou mikroskopiou nedali zistiť. Jednalo sa o tieto zmeny:

Proximálne predĺženie a ohnutie akrozómu. Na apikálnom konci akrozómu sme pozorovali predĺženie vo forme samostatného uzlíkového útvaru, ktorý na rozdiel od opísaného gombíkového defektu (Cran, Dott, 1976) nebol priložený plochou k hlavičke, ani neobsahoval cysty. Táto forma korešponduje so sploštenými akrozómami sledovanými pod optickým mikroskopom. Obsah akrozomálneho matrix sa javil u niektorých z nich elektrónopticky jasnejší. Nemôže sa jed-



1. Proximálne predĺženie a ohnutie akrozómu. Ohnutie neprilieha k jadru a nepozorovať v ňom cysty. Obsah akrozómu sa ukazuje ako elektrónovo svetlejší v porovnaní s obr. 4. Možno pozorovať predĺženie a ohnutie perforatória (hlavička šípky). Zväčšenie 100 000 X — Proximal elongation and bending of acrosome. The bend is not adjacent to the nucleus and no cysts are observed in it. Acrosome contents appear to be lighter in colour under electron microscope, as compared with Fig. 4. The perforatorium can be seen to be elongated and bent (head of arrow). Magnif. 100 000 times

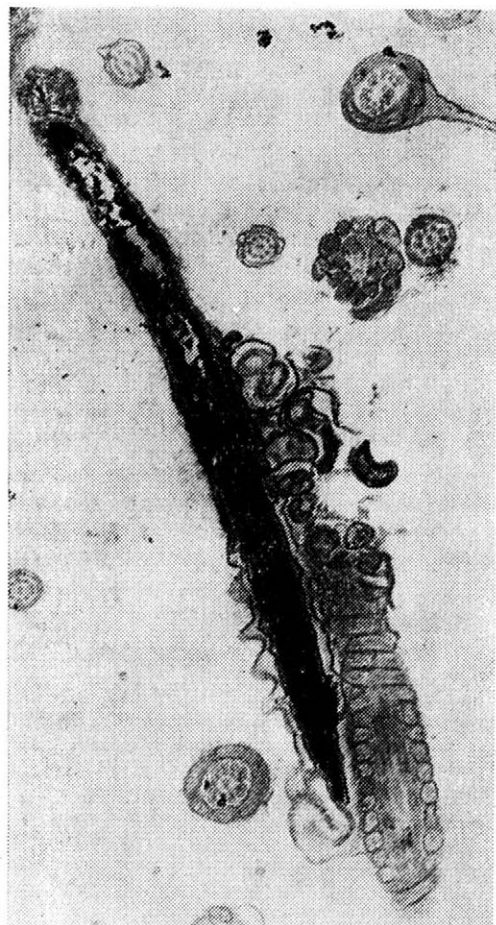


2. Proximálne predĺženie a ohnutie akrozómu. Transmisný elektrónový mikroskop. Zväčšenie 157 000 $\times$ — Proximal elongation and bending of acrosome. Transmission electron microscope. Magnif. 157 000 times

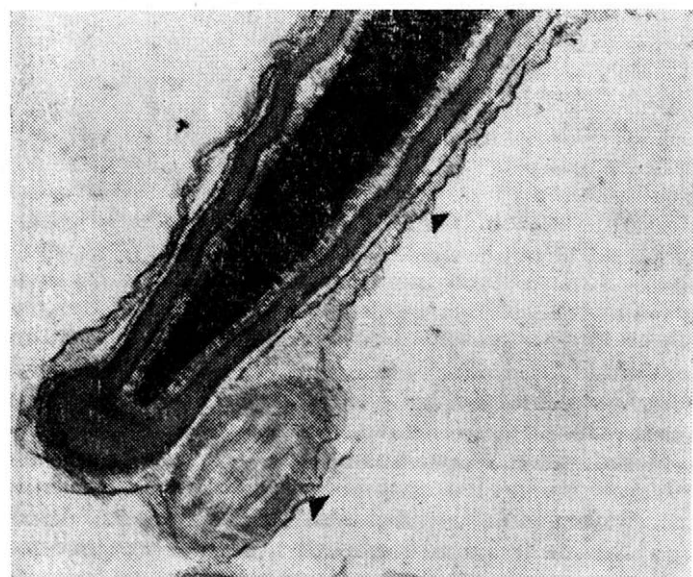
nať o artefakt, pretože v mnohých spermiiach sme pozorovali normálnu hustotu matrixu akrozómu.

Juxtapozícia hlavičky a bičíka. V rezoch sme pozorovali hlavičky spermii paralelne uložené s bičíkom. Celý útvar bol obalený spoločnou cytoplazmatickou membránou a bičík bol uložený medzi cytoplazmatickou membránou a vonkajšou akrozomálnou membránou v oblasti akrozómu alebo medzi jadrovou membránou. Rastrovací elektrónový mikroskop ukázal, že sa jedná o spätný ohyb bičíka hneď za krčkom a o jeho priloženie k hlavičke spermie.

Nekompletná kondenzácia jadrového chromatinu. V rezoch jadrom sme pozorovali elektrónovo svetlé miesta. V týchto miestach sa chromatín nachádzal buď vo forme malých granúl, alebo mal vláknitú štruktúru. Takáto štruktúra chromatinu sa opisuje v štádiu neskorších spermatíd. Táto zmena bola veľmi častá. Zjavný bol rozdiel od bežnej vakuolizácie. Uvedenú zmenu považujeme za poruchu dozrievania spermii, ktorá sa javila ako primárna príčina neplodnosti býka.



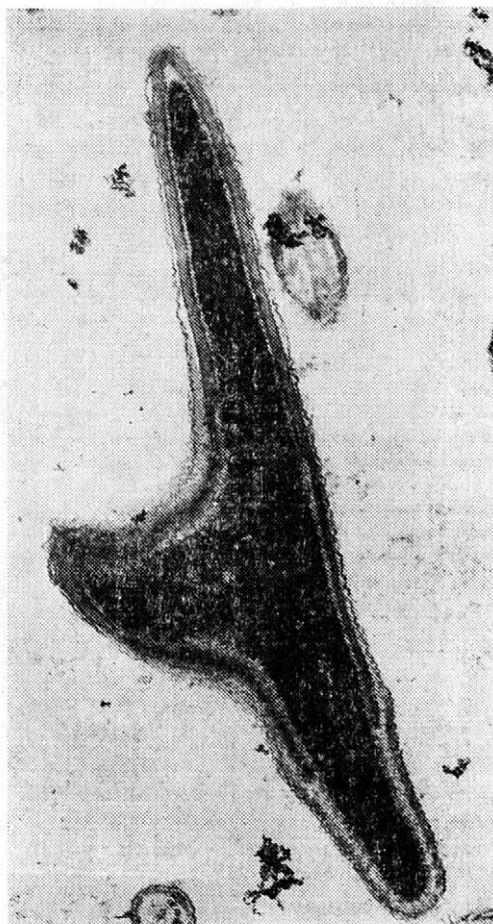
3. Juxtapozícia hlavičky a bičíka. Transmisný elektrónový mikroskop. Zväčšenie 32 000X — Juxtaposition of the head and flagellum. Transmission electron microscope. Magnif. 32 000 times



4. Juxtapozícia hlavičky a bičíka. Hlavička a bičík sú obalené spoločnou cytoplazmatickou membránou (hlavičky šípky). Bičík nasadá na vonkajšiu akrozómovú membránu. Transmisný elektrónový mikroskop. Zväčšenie 32 000X — Juxtaposition of the head and flagellum. Head and flagellum enveloped in the same cytoplasmic membrane (head of arrow). Flagellum adjacent to the outer acrosome membrane. Transmission electron microscope. Magnif. 32 000 times



5. Nekompletná kondenzácia jadrového materiálu (hlavičky šípky). V elektrónovo svetlých miestach má chromatin vláknitú štruktúru alebo formu granúl. Transmisný elektrónový mikroskop, zväčšenie 45 000X — Incomplete condensation of nuclear material (head of arrow). In the spots light under the electron microscope, chromatin has fibrous structure or the form of granules. Transmission electron microscope. Magnif. 45 000 times



6. Prierez hlavičkou spermie s hrebeňom na povrchu. Transmisný elektrónový mikroskop, zväčšenie 55 000X — Spermatozoon head with a crest on the surface in a cross-section. Transmission electron microscope. Magnif. 55 000 times

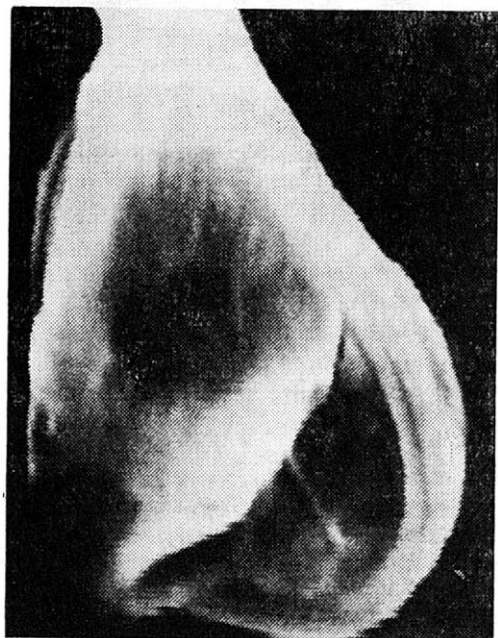
Ďalšie zmeny. Niektoré hlavičky spermií mali na povrchu hrebeň, alebo mali lyžičkovitý tvar. Tieto spermie mali podobnú štruktúru, ako ju opísali Cran et al. (1982). V ejakuláte sme ďalej často zisťovali spermie s príznakmi degenerácie a s oddelenou cytoplazmatickou membránou.

DISKUSIA

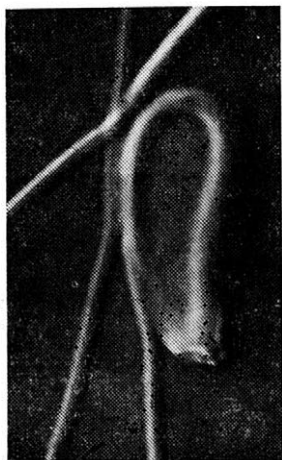
Opísané zmeny poukazujú na poruchu funkcie semenníkov uvedeného býka, ktoré spôsobili štrukturálne zmeny (malformácie) a produkciu nezrelých spermií. Najzreteľnejším dôkazom poruchy spermiogenézy je



7. Hlavička spermie uhnutá do tvaru U. Transmisný elektrónový mikroskop, zväčšenie 55 000 X — U-shaped spermatozoon head. Transmission electron microscope. Magnif. 55 000 times



8. Na porovnanie snímok podobne sformovanej spermie býka NX-29. Porovnanie s obr. 7. Rastrovací elektrónový mikroskop Tesla BS-300 — A photo of a similarly formed spermatozoon of bull NX-29 — for comparison with Fig. 7. Scanning electron microscope Tesla BS-300



9. Poloha bičíka na povrchu hlavičky spermie pri opísanej juxtapolohe hlavičky a bičíka. Rastrovací elektrónový mikroskop, zväčšenie 5000X — The position of the flagellum and the surface of the head of spermatozoon at the described juxtaposition of the head and flagellum. Scanning electron microscope. Magnif. 5000 times



10. Juxtapozícia hlavičky a bičíka a zmena na akrozóme. Rastrovací elektrónový mikroskop, zväčšenie 8000X — Juxtaposition of the head and flagellum and change on the acrosome. Scanning electron microscope. Magnif. 8000 times

neúplná kondenzácia jadrového materiálu a častý výskyt proximálneho predĺženia a ohnutia chromozómu. Táto zmena na akrozóme je na prvý pohľad podobná gombíkovému defektu (Blom, Birch-Andersen, 1962; Cran, Dott, 1976). Táto anomália sa vysvetľuje ohnutím apikálneho okraja akrozómu a jeho priložením k hlavičke. U uvedeného býka však mala zmena odlišnú lokalizáciu. Počas spermiogenézy sa na normálnych spermatídach dajú zistiť predĺženia, ktoré sa dozrievaním menia v akrozomálny hrebeň (apikálny segment) ešte pred vstupom spermie do lumenu semenotvorného kanálika. V tomto prípade sme na hlavičkách zrelej spermie u mnohých spermíí nenachádzali akrozomálny hrebeň, čo je dôkazom toho, že v mnohých prípadoch nedochádzalo k transformácii predĺženia do apikálneho hrebeňa a v porovnaní s predchádzajúcimi prácami ani k pripojeniu ohnutého predĺženia k hlavičke.

V neskorých spermatídach dochádza ku kondenzácii chromatinu do typického heterochromatinu zrelej spermie. Nekompletná kondenzácia jadrového materiálu poukazuje na stratu regulácie tohoto procesu v semenníku. Podobný prípad opisujú aj McCosket (1969) a Czaker, Mayr (1984). Býky, ktoré sledovali, boli tiež neplodné.

Juxtapozícia hlavičky a bičíka a ich obalenie spoločnou cytoplazmatickou membránou a bičík nasadajúci a spojený s vonkajšou akrozomálnou membránou nebol doposiaľ v literatúre opísaný. Tento nález ďalej rozširuje naše poznatky o existencii možností vývoja foriem na úrovni haploidnej bunky.

V tomto prípade bola zistená prítomnosť veľmi malého počtu spermíí s cytoplazmatickou kvapkou. Je možné, že túto zmenu mohla zapríčiniť malformácia v distálnom pohybe cytoplazmatickej kvapky počas dozrievania spermíí v prísemenníku.

Ak berieme do úvahy, že brat uvedeného býka je normálne plodný, a ak predpokladáme, že opísaný defekt má genetický charakter, tak príčinu treba hľadať v homozygótnom recesívnom gène, ktorý má pravdepodobne funkciu Sertoliho buniek.

Publikácia tohoto prípadu má byť vážnym upozornením pre plemenárov pri importovaní plemenného materiálu. V budúcnosti treba mimo doterajších hľadísk úžitkovosti a momentálneho zdravia sledovať detailnejšie i funkciu semenníkov a jeho defekty aj z genetického hľadiska, hlavne tie, ktoré môžu perspektívne ovplyvniť celú budúcu generáciu.

Obrázky priložené k tejto práci (obr. 1 až 10) sú zhotovené na zahraničných prístrojoch. Je zaujímavé porovnať ich s obrázkami zhotovenými na domácich elektrónových mikroskopoch, hlavne na mikroskope Tesla BS-300. Výsledky sú porovnateľné, to znamená, že naše elektrónové mikroskopy Tesla znesú porovnanie so svetovým priemerom.

Práca vznikla počas študijného pobytu autora vo Veľkej Británii, Institute of Animal Physiology, Animal Research Station, Cambridge. Autor si týmto dovoľuje poďakovať Dr. Polgemu PhD, riaditeľovi ARS za podporu a Dr. D. G. Cranovi za celkovú pomoc pri vypracovaní práce.

Literatúra

- BLOM, E.: A rare sperm abnormality: cork-screw sperms associated with sterility of bull. *Nature*, 13, 1959, s. 1280-1281.
BLOM, E.: A new sterilizing and hereditary defect located in bull sperm tail. *Nature*, 209, 1966, s. 739-740.
BLOM, E.: Rolled-head and nuclear-crest sperm defects is rare case of presumed diploidy in the bull. *Nord. Veter.-Med.*, 32, 1980, s. 409-416.
BLOM, E. — BIRCH-ANDERSEN, A.: The ultrastructure of decapitated sperm defect in Guernsey bull. *J. Reprod. Fertil.*, 23, 1970, s. 67-72.
CRAN, D. G. — DOTT, H. M.: The structure of knobbed bull spermatozoon. *J. Reprod. Fertil.*, 47, 1976, s. 407-409.
CRAN, D. G. — DOTT, H. M. — WELLINGTON, J. W.: The structure and formation of rolled and crested bull spermatozoon. *Gamete Res.*, 5, 1982, s. 263-269.
CZAKER, R. — MAYR, B.: Multiple malformation of bovine spermatozoa with special reference to their lightmicroscopic fluorescing pattern and electron-microscopic structure. *Andrologia*, 16, 1984, s. 61-71.
HAFEZ, E. H. E. — KANAGAWA, H.: Scanning electron microscopy of human, monkey and rabbit spermatozoa. *Fertil. and Steril.*, 4, 1973, č. 10, s. 776.
MASSANYI, L.: Morfológicky zistené príčiny neplodnosti býka NX-29. *Polnohospodárstvo*, 31, 1985, č. 6, s. 527-535.
MASSANYI, L.: K možnosti upresnenia morfologickej analýzy ejakulátu plemenných býkov. *Acta zootechn. Univ. agric. (Nitra)*, 1986 (v tlači).
Mc COSKER, P. J.: Abnormal spermatozoan chromatin in fertile bulls. *J. Reprod. Fertil.*, 18, 1969, s. 363-365.

Došlo dňa 4. 3. 1986

МАССАНИ, Л. (Сельскохозяйственный институт, Нитра): **Мультиформная мальформация сперматозоидов быка-производителя, вызывающая его бесплодие.** *Živoč. Výr.*, 31, 1986 (7) : 641-649.

При помощи электронной микроскопии нами изучались ненормальности структуральных компонентов сперматозоидов бесплодного быка голштино-фризской породы. Нами были установлены проксимальное продление и изгиб акросомы, юкстаположение головки и жгутика и неполная конденсация ядерного хроматина. Нарушение спелости спермиев считается первичной причиной бесплодия быка. В статье далее приводятся

возможности развития форм на уровне гаплоидной клетки. Если же предполагать генетическое основание изменений, то причину необходимо искать в гомозиготном рецессивном гене, который, вероятно, имеет функцию клеток Сертоли.

мальформация; бычья сперма; бесплодие быков; конденсация ядра; юкстаположение головки и жгутика; дефект

MASSANYI, L. (University of Agriculture, Nitra): *Multiform Malformation of the Spermatozoa of a Breeding Bull Resulting in Infertility*. Živoč. Vým., 31, 1986 (7) : 641-649.

The abnormalities of the structural components of the spermatozoa of an infertile bull of the Holstein-Friesian breed were studied by electron-microscopy. The findings included proximal elongation and bending of the acrosome, juxtaposition of the head and flagellum and incomplete condensation of nuclear chromatin. A disorder in the ripening of spermatozoa is considered as the primary cause of the infertility of the bull. Further possibilities of the development of forms at the level of a haploid cell are mentioned in the paper. If the changes are considered to have genetic background, the causes should be sought in the homozygotic recessive gene which probably has the function of the Sertoli cells.

malformation; bull spermatozoa; bull infertility; knobbed spermatozoon; nucleus condensation; juxtaposition of head and flagellum

MASSANYI, L. (Landwirtschaftliche Hochschule, Nitra): *Multiforme Deformation der Zuchtbullenspermien, die zur Sterilität des Bullen führt*. Živoč. Vým., 31, 1986 (7) : 641-649.

Mit Hilfe der Elektronenmikroskopie untersuchten wir die Anomalitäten der strukturalen Spermienkomponenten eines sterilen holstein-friesischen Bullen. Wir stellten eine proximale Verlängerung und Biegung des Akrosomes, ferner die sog. Kopf-Schwanz-Juxtaposition als auch eine inkomplette Kondensation des Kernchromatins fest. Das gestörte Reifen der Spermien kann als primäre Ursache der Sterilität der Bullen angesehen werden. In der vorliegenden Arbeit sind auch andere Möglichkeiten der Entwicklung der einzelnen Formen auf dem Niveau der haploiden Zelle angeführt. Setzen wir eine genetische Ursache der beobachteten Änderungen voraus, dann müssen wir die Ursache im homozygoten rezessiven Gen suchen, das höchstwahrscheinlich die Funktion der Sertoli-Zellen erfüllt.

Deformation; Bullenspermien; Sterilität der Bullen; Knopfdefekt; Kernkondensation; Kopf-Schwanz-Juxtaposition

Adresa autora:

Doc. MVDr. ing. Ladislav Massanyi, CSc., Vysoká škola poľnohospodárska, 949 76 Nitra

Upozorňujeme čtenáře, že číslo 8/1986 časopisu

ZIVOČIŠNÁ VÝROBA

bude obsahovat tyto práce:

Příbyl Josef, Příbyl Jan, Váchal J., Pulkrábek J.:
Růst a vývin býků českého strakatého plemene

Pilát Z., Bouška J.: Tělesné rozměry a znaky různých
genotypů ve stádě a jejich vztah k užitkovosti

Sedláková L., Tvarůžek V., Polášek M., Říha J.:
Mléčná užitkovost krav, matek dvojčat a jedináček, v sou-
vislosti s úrovní výživy

Kliment J., Nový J.: Fenoskupiny biochemických poly-
morfních systémů ve vztahu k mlékové užitkovosti
a reprodukci kráv

Uhrín V., Blaho R., Kulíšková L., Molnárová I.:
Mikroskopická stavba mléčné žlázy jalovic při různé
úrovní výživy

Botto V., Kuzina Z.: Zhodnotenie chovu kráv vybraných
plemien a ich krížencov na farmách Agrokomplexu Nitra

Vojtíšek B., Třináctý J., Neumannová M., Du-
sík J.: Vliv vegetačního stavu a zkrmeného množství
ozimé řepice Perko na metabolické odezvy v krevním séru
a moči chovných jalovic

Klusáček J., Diblík T.: Přepočtové koeficienty pro vy-
rovnání velikosti vrhů u prasat

Jelínek P., Jílek F., Helanová I., Sachová M.:
Základní testimetrické hodnoty a koncentrace plazmatic-
kého testosteronu u beranů v průběhu odchovu

Ochodnický D.: Vplyv minerálneho lizu na efektívnosť
výkrmu jahniat

Horák F., Lojda L.: Vliv ultrazvuku na cytogenetický
obraz ovcí

FENOTYPOVÁ A GENETICKÁ ANALÝZA HODNOTÍCÍCH UKAZATELŮ EJAKULÁTU KANCŮ

J. Muzikantová, N. Mašek, J. Kuciel

MUZIKANTOVÁ, J. — MAŠEK, N. — KUCIEL, J. (Vysoká škola zemědělská, Brno): *Fenotypová a genetická analýza hodnotících ukazatelů ejakulátu kanců*. Živoč. Vyr., 37, 1986 (7) : 651-658.

U souboru 4757 ejakulátů od 135 kanců různého genetického původu jsme hodnotili fenotypovou variabilitu objemu ejakulátu, koncentrace spermií, celkového počtu spermií, počátečního progresivního pohybu spermií a přežitelnosti za 24, 48 a 72 hodin. U skupin sourozenců byla provedena genetická analýza pro počáteční progresivní pohyb a přežitelnost spermií do 72 hodin. U hybridních kanců belgická landrase X duroc byl stanoven pozitivní hypotetický heterozní efekt pro koncentraci spermií (7,94 ‰), celkový počet spermií (6,44 ‰) a pro počáteční progresivní pohyb spermií (0,19 ‰).

kanci v inseminaci; analýza meziplemenných rozdílů ukazatelů kvality ejakulátu; analýza individuálních rozdílů kvality ejakulátu; heterozní efekt

Při současném rozvoji inseminace a zvyšování počtu potomků po každém plemenném kanci je stále závažnější otázkou způsob výběru kanců pro inseminační provozy nejen podle plemenné hodnoty, ale i s ohledem na jejich vhodnost pro inseminaci. Vedle výsledků zabřezávání a plodnosti je nutné sledovat také hodnotící ukazatele ejakulátu, neboť tyto hodnoty poskytují v inseminačních provozech první informace o plemenících.

LITERÁRNÍ PŘEHLED

Objem ejakulátu byl v našich podmínkách studován řadou autorů u různých plemen prasat (např. Šiler et al., 1977; Kozumplík, Kudláč, 1980; Mašek et al., 1980; Bažant, 1980; Houška et al., 1982). Objem ejakulátu u kanců je ovlivňován plemennou příslušností, genetickým založením, věkem, způsobem chovu, mírou pohlavního využívání, výživou a dalšími faktory. Hodnoty objemu ejakulátu u různých plemen kolísají v rozmezí 80 až 900 ml, jak uvádějí Kozumplík a Kudláč (1980); rozpětí 50 až 502 ml se střední hodnotou $202,75 \pm 3,065$ ml nalezl Kaplan (1964).

Koncentrace spermií ejakulátu je ukazatel relativně konstantní, není ovlivněn podstatně ani věkem, ani tělesnou hmotností kanců (Feredean, Tatomir, 1963; Čeřovský, 1975). Podle autorů Clem et al. (1967) je koncentrace spermií znak značně geneticky fixovaný ($h^2 = 0,64$). Z faktorů prostředí ovlivňuje variabilitu koncentrace spermií zejména frekvence odběrů. Celkový počet spermií je určen součinem objemu a průměrné koncentrace. Průměrné hodnoty zjištěné u kanců ve věku 7 až 36 měsíců v našich podmínkách uvádí Čeřovský (1977) — u kanců plemene bílé ušlechtilé nalezl $87,1 \times 10^9$, u kanců plemene landrase $87,5 \times$

$\times 10^9$, u kanců plemene cornwall $53,3 \times 10^9$ a u kanců plemene přeštické černostrakaté $93,5 \times 10^9$ spermií.

Pohyblivost spermií po odběru a přežitelnost jsou významným předpokladem oplozovacího procesu. Od zavedení inseminace převažovalo ekonomické hledisko, tj. snaha snížit počet spermií v dávkách zvýšeným podílem ředidla a tak získat větší počet inseminačních dávek od jednoho kance. V posledním období směřuje vývoj k uchování maximální přežitelnosti a prodloužení oplozovací schopnosti spermií. V našich podmínkách uvádí Čeřovský (1974), že nízká variabilita a dobrá průměrná úroveň i při subjektivním hodnocení umožňují exaktní sledování tohoto ukazatele. Tento autor zjistil u kanců plemen bílé ušlechtilé a landrase ve věku 7 až 36 měsíců pohyblivost spermií po odběru v 68,8 % případů 80 %; 25 % případů mělo aktivitu pohybu spermií 70 až 79 % a 6,2 % případů 60 až 69 %. Mašek et al. (1980) zjistili vyrovnané střední hodnoty pohybu spermií po odběru u kanců různých plemen v rozmezí 73,48 až 75,97 % s výjimkou střední hodnoty 68,33 % u kanců plemene duroc. Houška et al. (1982) našli motilitu u kanců plemene duroc $78,30 \pm 0,483$ %, u kanců plemene belgická landrase $77,50 \pm 0,644$ % a u hybridních kanců belgická landrase $\times$ duroc $80,60 \pm 0,594$ %. Přežitelnost spermií je kromě věku kance, ročního období, frekvence odběrů a výživy v neposlední řadě závislá také na individualitě kance. Koeficient opakovatelnosti pro přežitelnost za 24 hodin, který odhadovali Mašek a Kuciel (1980), měl hodnoty $r_{op} = 0,82 \pm 0,07$ u kanců plemene bílé ušlechtilé a $r_{op} = 0,13 \pm 0,06$ u kanců plemene landrase. Koeficient dědivosti u úplných sourozenců kanců plemen bílé ušlechtilé a landrase pro pohyb spermií po odběru byl $h^2 = 0,61 \pm 0,29$ a pro přežitelnost spermií za 24 hodin po odběru $h^2 = 1,27 \pm 0,24$.

MATERIÁL A METODA

Fenotypovou a genetickou analýzu objemu ejakulátu, koncentrace spermií, celkového počtu spermií, pohyblivosti po odběru a přežitelnosti za 24, 48 a 72 hodin jsme prováděli na základě záznamu o odběrech ejakulátů kanců na inseminační stanici KPP v Rajhradě u Brna. Celkem jsme získali záznamy o odběrech 4757 ejakulátů od 135 kanců (17 kanců plemene hampshire — H, 44 kanců plemene landrase — L, 18 kanců plemene bílé ušlechtilé — BU, 8 kanců plemene belgická landrase — BL, 17 kanců plemene duroc — D a 31 hybridních kanců belgická landrase $\times$ duroc — BL $\times$ D). Kanci byli sledováni po dobu dvou let, věkové rozpětí souboru bylo 7 až 58 měsíců. Frekvence odběrů byla dána Normou pro inseminaci prasat ON 46 7116 a pokyny GR SPP čj. 729 (pro plemeno D). Odběry byly uskutečňovány na pevně fixovaném fantomu manuální metodou. K ředění spermatu se používalo kompletní GCHCZ (SAD) podle Sadovnickové.

Biometrická hodnocení byla provedena na základě fenotypové proměnlivosti ukazatelů kvality ejakulátu u geneticky rozdílných kanců. Vyhodnocení bylo provedeno jednofaktorovou a hierarchickou dvoufaktorovou analýzou rozptylu podle autorů Snedecor, Cochran (1967).

VÝSLEDKY A DISKUSE

Fenotypová charakteristika proměnlivosti objemu ejakulátu, koncentrace spermií a celkového počtu spermií u kanců sledovaných skupin je uvedena v tab. I. Nejvyšší průměrný objem ejakulátu byl nalezen u kanců plemene BU, nejnižší u kanců plemene D. Na malý objem ejakulátu u tohoto plemene shodně poukazují naši i zahraniční autoři (Podaný et al., 1976; Šiler et al., 1977; Bažant, 1980; Conlon, Kennedy, 1978; Suchorukov et al., 1978 aj.). Objem ejakulátů hybridních kanců se pohyboval mezi hodnotami výchozích plemen, blíže k hodnotě plemene duroc. Vzájemné relace objemu ejakulátu u výchozích plemen a hybridních kanců jsou obdobné jako hodnoty, které uvádějí Houška et al. (1982). Nalezené průměrné hodnoty objemu ejakulátu u kanců plemene bílé ušlechtilé jsou v dobré shodě s údaji autorů

I. Fenotypová charakteristika proměnlivosti objemu a koncentrace spermií a celkového počtu spermií u kanců plemen hampshire (H), bílé ušlechtilé (BU), landrase (L), belgická landrase (BL), duroc (D) a u hybridních kanců BL × D — Phenotypic characteristics of semen volume and sperm concentration and total number of spermatozoa in the boars of the Hampshire (H), Large White (BU), Landrace (L), Belgian Landrace (BL), Duroc (D) breeds and hybrid (BL × D) boars

Plemeno	Objem ejakulátu (ml)				Koncentrace spermií ($\times 10^3$ v mm^3)				Celkový počet spermií ($\times 10^9$)			
	n	$\bar{x} \pm t.s\bar{x}$	s	v %	n	$\bar{x} \pm t.s\bar{x}$	s	v %	n	$\bar{x} \pm t.s\bar{x}$	s	v %
H	792	217,56 $\pm$ 4,79	68,81	31,63	792	487,81 $\pm$ 12,99	186,53	38,24	792	102,90 $\pm$ 3,55	50,98	49,54
BU	443	270,39 $\pm$ 7,19	77,22	28,56	443	443,58 $\pm$ 16,58	178,05	40,14	443	115,20 $\pm$ 4,37	46,91	40,92
L	1603	250,49 $\pm$ 3,39	69,26	27,65	1603	469,62 $\pm$ 8,56	174,90	37,25	1605	113,70 $\pm$ 2,23	45,62	40,13
F-test	93,69 ⁺⁺				8,76 ⁺⁺				15,93 ⁺⁺			
BL	402	229,68 $\pm$ 8,96	91,65	39,90	402	502,85 $\pm$ 18,77	192,04	38,19	402	106,22 $\pm$ 4,11	42,05	39,59
D	721	180,40 $\pm$ 3,83	52,53	29,12	729	518,17 $\pm$ 13,78	188,42	36,36	721	90,16 $\pm$ 3,03	41,55	46,08
BL × D	794	186,66 $\pm$ 3,06	72,81	39,01	794	589,58 $\pm$ 14,15	203,37	34,49	794	104,51 $\pm$ 2,89	41,50	39,76
F-test	68,78 ⁺⁺				36,77 ⁺⁺				29,09 ⁺⁺			

Poznámka: + — průkazný rozdíl při hladině významnosti $P < 0,05$

++ — vysoce průkazný rozdíl při hladině významnosti $P < 0,01$

II. Fenotypová charakteristika proměnlivosti počátečního progresivního pohybu
characteristics of the variability of the starting progressive motility of spermatozoa

Plemeno	Počáteční aktivita spermií				Přežitelnost za 24 hodin			
	<i>n</i>	$\bar{x} \pm t \cdot s_{\bar{x}}$	<i>s</i>	<i>v</i> %	<i>n</i>	$\bar{x} \pm t \cdot s_{\bar{x}}$	<i>s</i>	<i>v</i> %
H	789	79,56 $\pm$ 1,42	2,04	2,50	777	61,16 $\pm$ 0,53	7,60	12,43
BU	443	79,56 $\pm$ 0,25	2,69	3,38	441	59,87 $\pm$ 0,88	9,41	15,72
L	1605	79,71 $\pm$ 0,80	1,64	2,06	1592	61,72 $\pm$ 0,38	7,71	12,50
<i>F</i> -test	2,11				9,35 ⁺⁺			
BL	402	79,81 $\pm$ 0,93	0,95	1,19	396	59,92 $\pm$ 0,81	8,26	13,80
D	720	79,93 $\pm$ 0,54	0,74	0,93	719	60,75 $\pm$ 0,53	7,27	11,97
BL $\times$ D	794	79,97 $\pm$ 0,25	0,35	0,44	794	60,09 $\pm$ 0,52	7,56	12,58
<i>F</i> -test	2,81				2,04			

Poznámka: + – průkazný rozdíl při hladině významnosti $P < 0,05$

Šiler et al. (1977) a jsou o něco vyšší, než uvádějí Kaplan (1964) a Mašek et al. (1980).

Průměrná koncentrace spermií byla u plemene L $469,62 \times 10^3$ a u plemene H $487,81 \times 10^3$. Nejnižší hodnotu jsme našli u plemene BU, a sice $443,58 \times 10^3$ spermií. Nejvyšší průměrné hodnoty koncentrace spermií u druhé skupiny byly nalezeny u hybridních kanců BL $\times$ D. Z výchozích plemen byla koncentrace nižší u plemene D a nejnižší u plemene BL ($502,85 \times 10^3$ spermií). Tato skupina kanců měla výrazně vyšší koncentraci než další sledovaná plemena. Průměrné hodnoty se shodují s literárními údaji z posledních let (Mašek, Kuciel, 1978; Mašek et al., 1980; Bažant, 1980). Průměrné hodnoty celkového počtu spermií u plemen BL a L jsou vyšší, než uvádí Čeřovský (1977). Celkový počet spermií v našem sledování byl v rozmezí $90,16 \pm 3,06$ ($\times 10^9$) až $115,20 \pm 4,37$ ($\times 10^9$).

Analýza parametrů fenotypové proměnlivosti počátečního progresivního pohybu spermií po odběru (tab. II) ukázala vyrovnané střední hodnoty v rozmezí 79,56 až 79,97 %. Nejvyšší průměrná motilita s nejnižší proměnlivostí byla nalezena u plemene D, nejnižší pohyblivost s největší proměnlivostí jsme zjistili u plemene BU. Tyto nálezy potvrzují závěry Čeřovského (1974) týkající se malé variability pohyblivosti spermií a dobré průměrné úrovně. Hodnoty zjištěné v našem sledování jsou o něco vyšší, než uvádějí Mašek et al. (1980) pro kance plemen BU a L ve věku 12 až 14 měsíců.

Analýza parametrů fenotypové proměnlivosti přežitelnosti naředěných spermií 24 hodin po odběru při uchovávání při teplotě 15 až 16 °C ukázala vyrovnané střední hodnoty u všech sledovaných plemen, a to v rozmezí 59,87 až 61,72 %.

Nejnižší hodnoty s největší proměnlivostí byly nalezeny u kanců plemene BU a nejvyšší u kanců plemene L. Ve srovnání s údaji, které uvádějí Mašek et al. (1980) pro plemena L a BU, jsou střední hod-

spermii a přežitelnosti za 24, 48 a 72 hodin u kanců různého původu — Phenotypic and survival after 24, 48 and 72 hours in boars of different origin

Přežitelnost za 48 hodin				Přežitelnost za 72 hodin			
<i>n</i>	$\bar{x} \pm t \cdot s_{\bar{x}}$	<i>s</i>	<i>v</i> %	<i>n</i>	$\bar{x} \pm t \cdot s_{\bar{x}}$	<i>s</i>	<i>v</i> %
792	51,01 ± 0,67	9,65	18,91	735	38,97 ± 0,87	12,10	31,06
443	49,67 ± 1,06	11,42	23,00	417	37,35 ± 1,27	13,22	35,41
1602	51,72 ± 0,49	10,07	19,48	1492	40,72 ± 0,66	13,11	32,20
7,20 ⁺⁺				12,92 ⁺⁺			
399	51,10 ± 0,94	9,64	18,86	266	40,21 ± 1,39	11,65	28,97
720	50,39 ± 0,74	10,16	20,15	717	38,36 ± 0,95	12,99	33,87
792	49,81 ± 0,74	10,70	21,49	789	37,76 ± 0,87	12,47	33,03
2,14				3,78 ⁺			

⁺⁺ — vysoce průkazný rozdíl při hladině významnosti $P < 0,01$

noty přežitelnosti za 24 hodin v našem sledování o něco nižší. Celkově vyšší variabilita zjištěná těmito autory u plemene L nebyla v našem sledování potvrzena.

Analýzou parametrů fenotypové proměnlivosti přežitelnosti naředených spermii 48 hodin po odběru byly zjištěny hodnoty v rozmezí 49,6 až 51,7 % spermii. Současně se zvýšila i proměnlivost — u plemen s nízkými hodnotami přežitelnosti byla největší (23 % a 21,5 % pro plemeno bílé ušlechtilé a hybridní kance). Nález u těchto skupin jsou na hranici vhodnosti použití k inseminaci, neboť uchovávané ejakuláty používané k inseminaci za 48 hodin by měly vykazovat nejméně 50 % pohyblivých spermii (ON 46 7116).

Analýzou ukazatelů fenotypové proměnlivosti přežitelnosti spermii 72 hodin po odběru byly zjištěny hodnoty v rozmezí 37,35 až 40,72 %. Nejnížší průměrné hodnoty byly nalezeny u plemene BU, nejvyšší u plemene L. Zhodnocení meziplemenných rozdílů v počáteční aktivitě spermii prokázalo průkazné difference mezi plemenem BL a skupinou hybridních kanců, které byly způsobeny nižší motilitou spermii u kanců plemene BL. Rovněž průkazné difference jsme našli mezi kanci plemen BU a L, které detekovali také Šiler et al. (1977) a Mašek et al. (1980). V přežitelnosti spermii za 24 hodin jsme našli vysoce průkaznou difference mezi kanci plemen BU a L a průkaznou difference mezi plemeny BU a H. Tyto difference byly způsobeny nižší přežitelností spermii kanců plemene BU. Uvedené relace přetrvávaly i ve sledovaných hodnotách přežitelnosti za 48 a 72 hodin. V posledně uvedeném období byl vysoce průkazný rozdíl i mezi plemeny H a L, BL a hybridními kanci a průkazný rozdíl mezi kanci plemen BL a D. Sledování bylo doplněno dvou-
stupňovou analýzou rozptylu počáteční pohyblivosti a přežitelnosti za 24, 48 a 72 hodin u skupin sourozenců plemen BU, L a D a hybridních kanců (tab. III). Sledováno bylo 67 kanců ve 30 skupinách sourozenců ve věku 13 až 24 měsíců. Průkazný rozdíl byl nalezen mezi kanci různého

III. Hodnoty *F*-testu z dvoustupňové hierarchické analýzy rozptylu počátečního pohybu a přežitelnosti spermií za 24, 48 a 72 hodin u sourozenců různého původu ve věku 13 až 24 měsíců — *F*-test values from two-degree hierarchic analysis of variance of the starting motility and survival of spermatozoa after 24, 48 and 72 hours in sibs of different origin at the age of 13 to 24 months

Zdroj proměnlivosti	n	Hodnoty <i>F</i>			
		počáteční pohyb	za 24 hodin	za 48 hodin	za 72 hodin
Podle původu kanců	4	2,75 ⁺	3,61 ⁺⁺	2,78 ⁺	2,52
Podle příbuznosti	30	1,98 ⁺	2,84 ⁺⁺	2,12 ⁺	1,78 ⁺

Poznámka: + — průkazný rozdíl při hladině významnosti $P < 0,05$

++ — vysoce průkazný rozdíl při hladině významnosti $P < 0,01$

původu v počátečním pohybu a přežitelnosti za 48 hodin, vysoce průkazný rozdíl v přežitelnosti za 24 hodin. Průkazné rozdíly mezi skupinami sourozenců byly nalezeny v počátečním pohybu a v přežitelnosti za 48 a 72 hodin. Vysoce průkazný rozdíl byl zaznamenán v přežitelnosti za 24 hodin.

U hybridních kanců byl stanoven heterozní efekt — hypotetický z průměrných hodnot zjištěných u výchozích plemen BL a D. V objemu ejakulátu jsme nezjistili pozitivní heterozní efekt; pro koncentraci spermií byl stanoven heterozní efekt ve výši 7,94 %, pro celkový počet spermií ve výši 6,44 %. Tyto nálezy jsou poněkud nižší, než uvádějí Houška et al. (1982). Na rozdíl od těchto autorů jsme neprokázali heterozní efekt pro objem ejakulátu. Heterozní efekt v počátečním progresivním pohybu spermií byl stanoven ve výši 0,19 %. V přežitelnosti spermií do 72 hodin jsme na rozdíl od autorů Pavlík et al. (1984) nezjistili pozitivní heterozní efekt. Nalezený heterozní efekt je podstatně nižší, než uvádějí Houška et al. (1982).

Hodnoty objemu ejakulátu u hybridních kanců našeho souboru jsou o něco nižší a hodnoty koncentrace spermií o něco vyšší, než uvádějí různí autoři u reprezentativních souborů kanců z insemináčnických stanic v ČSSR. Zjištěný heterozní efekt představuje přínos ve zlepšení kvality ejakulátu vzhledem k hodnotám zjištěným u výchozích plemen a zároveň poukazuje na značné rezervy. Nálezy nízkých hodnot přežitelnosti za 48 hodin ukazují na nutnost soustavného sledování těchto ukazatelů. Zjištěné průkazné a vysoce průkazné meziplemné difference a difference mezi skupinami sourozenců ukazují na vazbu sledovaných ukazatelů s genetickým potenciálem jedince a upřesňují míru genetické podmíněnosti.

Literatura

- BAŽANT, J.: Plemenní kanci v inseminaci. *Náš Chov* (Praha), 1980, č. 9, s. 369-372.
- CLEM, D. R. — PLOTKA, E. D. — CARWOOD, V. A. — FOLEY, C. V.: Heritability and correlations among boar semen traits. *J. anim. Sci.*, 26, 1967, s. 1464-1465.
- CONLON, P. D. — KENEDY, B. W.: A comparison of crossbred and purebred boars and reproductive characteristics. *Can. J. anim. Sci.*, 58, 1978, č. 1, s. 63-70.

- ČEŘOVSKÝ, J.: Produkce spermatu kanců v inseminaci. Živoč. Výr., 19, 1974, č. 10, s. 755-764.
- ČEŘOVSKÝ, J.: Návrh metodiky pro laboratorní hodnocení semene a stanovení normy charakterizující kvalitu semene. [Závěrečná zpráva.] Kostelec nad Orlicí, VÚCHP 1975.
- ČEŘOVSKÝ, J.: Vývoj produkce semene u kanců různých plemen ve stáří od 7 do 36 měsíců. Věd. Práce výzk. Úst. Chov Praset Kostelec nad Orlicí, 1977, č. 4, s. 65-80.
- FEREDEAN, T. — TATOMIR, I.: Insuairile spermei si durato eiscularii la vieri, infructe de virato si sezon. Lucr. stiint. (Inst. Cerc. zooteh.), 1963, č. 21, s. 403-412.
- HOUŠKA, L. — ŠILER, R. — BAŽANT, J. — PAVLÍK, J.: Rozsah heterozního efektu u produkce a kvality spermatu hybridních kanců. Živoč. Výr., 27, 1982, č. 8, s. 611-617.
- KAPLAN, F.: Produkce semene u kanců bílého ušlechtilého plemene. Živoč. Výr., 9, 1964, č. 3, s. 191-200.
- KOZUMPLÍK, J. — KUDLÁČ, E.: Reprodukce prasat ve velkochovech. Vysoká škola veterinární Brno, 1980.
- MAŠEK, N. — KUCIEL, J.: Fenotypová proměnlivost objemů ejakulátu a koncentrace spermií u nepříbuzných kanců v inseminaci. Živoč. Výr., 23, 1978, č. 10, s. 725-733.
- MAŠEK, N. — KUCIEL, J. — MUŽIKANTOVÁ, J.: Studium genetických rozdílů ukazatelů plodnosti kanců s ohledem k uchování jejich semene. [Závěrečná zpráva.] Brno, AF VŠZ 1980.
- PAVLÍK, J. — LOUDA, F. — ŠILER, R.: Effect of heterosis in surviving boar sperm. In: 35th anim. Meet. EAAT, Hague, Netherlands, August 6-9, Vol. 2.
- PODANY, J. — CANDLER, J. — STEJSKAL, J.: Poznatky o sexuálních funkcích kanců a prasnic. Reprodukce a genetika hospodářských zvířat. Pardubice, Ústav veterinární osvěty, 1976, č. 2, s. 56-70.
- SNEDECOR, G. W. — COCHRAN, W. G.: Statistical methods. The Iowa State University Press, Ames, Iowa, 1967.
- SUCHORUKOV, V. — SILVINSKAJA, E. — TIŠINA, T. — STEPULENKOVA, A. — NĚMCOVÁ, G.: Skrešćivani je chrbakov porody djurok i landras s molkmami krupnoj bělej porody. Svinovodstvo, 1978, č. 12, s. 18-19.
- ŠILER, R. — PAVLÍK, J. — ŠAFRÁNEK, F. — FULÍK, J. — BAŽANT, J.: Fenotypová charakteristika některých znaků spermatu kanců. Živoč. Výr., 22, 1977, č. 9, s. 687-696.
- ON 46 7116. Umělá inseminace prasat. Praha 1970.

Došlo dne 4. 3. 1986

МУЖИКАНТОВА, Я. — МАШЕК, Н. — КУЦИЕЛ, Й. (Сельскохозяйственный институт, Брно): **Фенотипический и генетический анализы, оценивающие показатели эякулята хряков.** Живот. Выр., 31, 1986 (7) : 651-658.

У совокупности 4557 эякулятов от 135 хряков разного генетического происхождения нами оценивались фенотипическая изменчивость объема эякулята, концентрация сперматозоидов, начальное прогрессивное движение сперматозоидов и жизнеспособность их через 24, 48 и 72 ч. У группы братьев и сестер проводился генетический анализ для начального прогрессивного движения и жизнеспособности сперматозоидов до 72 ч. У гибридных хряков породы бельгийский ландрас — дюрок был установлен положительный гипотетический гетерозисный эффект для концентрации сперматозоидов (7,94 ‰), общего числа сперматозоидов (6,44 ‰) и для начального прогрессивного движения сперматозоидов (0,19 ‰).

искусственное осеменение; анализ межпородных различий показателей качества эякулята; анализ индивидуальных различий качества эякулята; гетерозисный эффект

MUŽIKANTOVÁ, J. — MAŠEK, N. — KUCIEL, J. (University of Agriculture, Brno): **Phenotypic and Genetic Analysis of the Criteria of Evaluation of Boar Ejaculates.** Živoč. Výr., 31, 1986 (7) : 651-658.

Phenotypic variability of ejaculate volume, sperm concentration, total number of spermatozoa, initial progressive motility of spermatozoa and survival after 24, 48

and 72 hours was evaluated in a set of 4757 ejaculates from 135 boars of various genetic origin. A group of sibs was subjected to genetic analysis for the initial progressive motility and survival of spermatozoa for 72 hours. In the hybrid boars of Belgian Landrace X Duroc, a positive hypothetical heterosis effect was determined for sperm concentration (7.94 ‰), total number of spermatozoa (6.44 ‰) and for the initial progressive motility of spermatozoa (0.19 ‰).

A. I. boars; analysis of inter-breed differences in ejaculate quality parameters; analysis of individual differences in ejaculate quality; heterosis effect

MUZIKANTOVÁ, J. — MAŠEK, N. — KUCIEL, J. (Landwirtschaftliche Hochschule, Brno): *Phenotypische und genetische Analyse der bewertenden Parameter des Eberejakulats*. Živoč. Výr., 31, 1986 (7) : 651-658.

Bei einer Gruppe von 4557 Ejakulaten von 135 Ebern verschiedener genetischer Abstammung bewerteten wir die phenotypische Variabilität des Ejakulatsumfanges, der Spermienkonzentration, der Gesamtspermienzahl, der anfänglichen Vorwärtsbewegung der Spermien und ihrer Haltbarkeit nach 24, 48 und 72 Stunden. Bei mehreren Geschwistergruppen wurde eine genetische Analyse in bezug auf die anfängliche Vorwärtsbewegung und die Haltbarkeit der Spermien binnen 72 Stunden durchgeführt. Bei Hybridebern der belgischen Landrasse X Duroc wurde ein positiver hypothetischer Heterosiseffekt für die Spermienkonzentration (7,94 ‰), für die Gesamtspermienzahl (6,44 ‰) und für die anfängliche Vorwärtsbewegung der Spermien (0,19 ‰) festgelegt.

Eber in der KB; Analyse der rassenbedingten Unterschiede der Qualitätsparameter des Ejakulats; Analyse der individuellen Unterschiede in der Ejakulatsqualität; Heterosiseffekt

Adresa autorů:

Ing. Jana Muzikantová, CSc., doc. ing. Norbert Mašek, CSc., ing. Jiří Kuciel, CSc., Vysoká škola zemědělská, Zemědělská 1, 613 00 Brno

PŘEŽITELNOST SPERMIÍ V ŘEDIDLECH PRO KRÁTKODOBOU KONZERVACI KANČÍHO SPERMATU K INSEMINACI

J. Čerovský, P. Vinter

CEROVSKÝ, J. — VINTER, P. (Výzkumný ústav pro chov prasat, Kostelec nad Orlicí): *Přežitelnost spermií v ředidlech pro krátkodobou konzervaci kančího spermatu k inseminaci*. Živoč. Výr., 31, 1986 (7) : 659-667.

Dlouhodobým termorezistentním testem přežitelnosti spermií byla hodnocena konzervační účinnost ředidel MODENA, BTS, KIEV a NG. K testaci bylo použito sperma 20 kančů používaných k inseminaci. Sperma bylo naředěno všemi ředidly současně v poměru jeden díl spermatu (20 ml) a čtyři díly ředidla (80 ml). Vzorky naředěného semene byly uchovávány 96 hodin při teplotě $15 \pm 1^\circ\text{C}$. Termorezistentní test byl proveden ve 3ml vzorcích odebraných z uchovávaných vzorků. Inkubace 3ml vzorků probíhala ve vodní lázni o teplotě 37°C po dobu pěti hodin, a to celkem čtyřikrát: po 24, 48, 72 a 96 hodinách uchování zásobních vzorků. Dynamika přežitelnosti spermií měla odlišný průběh pro každé ředidlo. Nejvyšší přežitelnost spermií zajistilo ředidlo NG ($P < 0,01$).

konzervace kančího spermatu; ředidla; přežitelnost spermií

Krátkodobá konzervace kančího spermatu pro inseminaci si udržuje v praxi stále prioritní postavení, neboť se dosud nepodařilo dosáhnout stejných výsledků použitím semene dlouhodobě konzervovaného hlubokým zmrazením. Konzervační účinnost ředidel se obvykle laboratorně hodnotí pomocí testu přežitelnosti spermií. Cílem této práce bylo získat pomocí tohoto testu informaci o konzervační účinnosti u nás používaného ředidla NG a dalších tří ředidel používaných v zahraničí k jednorázovému ředění kančího spermatu.

LITERÁRNÍ PŘEHLED

Konzervace a uchovávání kančího spermatu v tekutém stavu jsou vždy spojeny se ztrátou aktivity části spermií a tím s poklesem potenciální fertility inseminační dávky. Pokles je tím hlubší, čím je doba uchování delší a čím je dokonalost konzervace spermatu nižší. Pro hodnocení a srovnávání účinnosti konzervačních roztoků se všeobecně používá tzv. test přežitelnosti spermií (Podaný, Muzikant, 1970; Pursel et al., 1973; Kozumplík et al., 1975; Larsson, Einarsson, 1976; Heydorn et al., 1978; Paquignon et al., 1979, 1980; Gottardi et al., 1980; Johnson et al., 1981; Hooper et al., 1982; Valpreda et al., 1983; Čerovský, 1983; Schilling, Vengust, 1984; Lys et al., 1984).

Vývoj ředidel pro krátkodobou konzervaci spermatu je v posledním desetiletí motivován snahou o zvýšení přežitelnosti spermií *in vitro* a tím i zvýšení oplozovací schopnosti inseminační dávky s cílem prodloužení doby její použitelnosti k inseminaci (Kozumplík, Davidová, 1975; Kasuya, Kawabe, 1976; Se-

negačník, 1976; Kim et al., 1977; Anonym, 1979; Čeřovský, 1980; Gottardi et al., 1980; Paquignon et al., 1980; Strzeżek et al., 1980; Hovorka, 1983; Mudra, Conrad, osobní sdělení, 1985).

Výzkum krátkodobé konzervace kančího spermatu k inseminaci není dosud ukončen. Srovnávání konzervační schopnosti nových ředidel se staršími je stále živou problematikou (Johnson et al., 1980, 1982; Hooper et al., 1982; Valpreda et al., 1983; Johnson, Aalbers, 1984).

Z hlediska přežitelnosti spermií je požadováno, aby inseminační dávka použitá k inseminaci vykazovala nejméně 50% přežitelnost, tj. obsahovala nejméně 50 % spermií s progresivním přímočarým pohybem dopředu (Heydorn et al., 1978). Totéž požaduje naše ON 46 7116 u ředěného spermatu uchovaného 48 hodin a TGL 2249/01 (NDR) u spermatu naředěného k inseminaci.

MATERIÁL A METODA

Ke stanovení hodnot přežitelnosti spermií (aktivity spermií v procentech) byla použita metoda dlouhodobého termorezistentního testu. Sperma pro pokusy bylo získáno od 20 různých kanců působících na inseminační stanici kanců (ISK). Po odběru a posouzení bylo sperma každého kance naředěno těmito čtyřmi ředidly: MODENA a BTS, jejichž receptury jsou uvedeny v práci autorů Johnson a Aalbers (1984), GCHC podle Pliška (1968), prezentovaného označením KIEV a práci autorů Johnson et al. (1982), a NG (Čeřovský, 1980). Ve všech případech byl použit stejný stupeň ředění. K jednomu dílu spermatu (20 ml) byly přidány čtyři díly ředidla. Vzorky naředěného spermatu o počátečním objemu 100 ml byly uchovávány v chladničce při teplotě $15 \pm 1^\circ\text{C}$ po dobu 96 hodin (čtyři dny). K tlumení mikroflóry během uchování byl použit Ampicilin v množství 250 mg na 1000 ml ředidla. Po každých 24 hodinách uchování (tj. celkem čtyřikrát) byla odebrána do tenkostěnných kalibrovaných zkumavek z každého vzorku dávka 3 ml ředěného semene, která byla inkubována ve vodní lázni o teplotě 37°C nepřetržitě po dobu pěti hodin. V průběhu této inkubace byla stanovena přežitelnost spermií v intervalech 15 min, 1 h, 3 h a 5 h, tj. celkem 16krát (4×4) u každého vzorku z uchovávaného ředěného semene. Přežitelnost byla hodnocena konvenčním způsobem pomocí světelného mikroskopu s fázovým kontrastem při zvětšení 150X. K vyhodnocení rozdílů v přežitelnosti spermií mezi ředidly byly použity Studentův *t*-test, grafická znázornění dynamiky poklesu v průběhu uchování a inkubace a procentuální vyjádření podílu vzorků s 50% a vyšší přežitelností, zjištěné vždy po hodinové inkubaci.

VÝSLEDKY A DISKUSE

Dlouhodobý termorezistentní test přežitelnosti spermií umožnil určit vliv doby uchování konzervovaného ředěného spermatu na dynamiku poklesu aktivity spermií ve sledovaných čtyřech ředidlech. Již po 24hodinové uchování vzorků ředěného semene byly zjištěny rozdíly v úrovni přežitelnosti spermií mezi sledovanými ředidly v průběhu pětihodinové inkubace. Nejnižší průměrná přežitelnost spermií byla zaznamenána v ředidle MODENA (39,0 %), vyšší v ředidlech KIEV (45,5 %) a BTS (47,1 %) a nejvyšší v ředidle NG (50,1 %). Signifikantní rozdíl byl prokázán mezi ředidlem MODENA a všemi ostatními ředidly v neprospěch ředidla MODENA ($P < 0,01$; tab. I). Po hodinové inkubaci 24 hodin uchovávaných vzorků ředěného spermatu z 20 ejakulátů různých kanců splnilo požadavky přežitelnosti citovaných norem pro použitelnost k inseminaci u ředidla MODENA 45 % vzorků, u ředidla BTS 60 %, u ředidla KIEV 60 % a u ředidla NG 70 % vzorků (tab. II). Průkaznost rozdílů mezi ředidly v jednotlivých časových intervalech inkubace udává tab. III, ze které je zřejmé, že přežitelnost spermií v ředidle MODENA se signifikantně snižuje počínaje první hodinou aplikace termorezistentního testu.

I. Průkaznost rozdílů v přežitelnosti spermií za celou dobu inkubace při 37 °C ve vzorcích ředěného spermatu po uchování po dobu 24 a 48 hodin — Significance of differences in the survival of spermatozoa for the whole time of incubation at 37 °C in samples of diluted semen after 24 and 48 hours of storage

Ředidlo	Průměrná přežitelnost spermií (%) po 24 hod.	MO-DENA	BTS	KIEV	NG	Průměrná přežitelnost spermií (%) po 48 hod.	Ředidlo
MODENA	39,0	—	2,37 ⁺	1,96	5,56 ⁺⁺	31,9	MODENA
BTS	47,1	4,02 ⁺⁺	—	0,43	2,72 ⁺⁺	38,4	BTS
KIEV	45,5	2,93 ⁺⁺	0,70	—	3,24 ⁺⁺	37,1	KIEV
NG	50,1	5,38 ⁺⁺	1,39	1,97	—	45,9	NG

hodnoty $t - + P < 0,05$; $++ P < 0,01$

Stejnou situaci v pořadí ředidel jsme zaznamenali po 48hodinové uchování vzorků. Nejnižší průměrná přežitelnost spermií byla zjištěna v ředidle MODENA (31,9 %), pak následovala ředidla KIEV (37,1 %), BTS (38,4 %) a NG (45,9 %). Ředidlo MODENA zajistilo signifikantně nižší přežitelnost spermií ve srovnání s ředidlem NG ($P < 0,01$) a ředidlem BTS ($P < 0,05$). Rozdíl mezi ředidly MODENA a KIEV nebyl průkazný (tab. I). Johnson a Aalbers (1984) dosáhli ve srovnávací testaci ředidel BTS, KIEV a MODENA v inseminaci dávkami uchovanými 48 hodin 74,8%, 62,9% a 58,1% březosti po inseminaci. Výsledky těchto autorů (pořadí ředidel) se plně shodují s výše uvedenými výsledky naší testace konzervační účinnosti ředidel. Průkazně nejvyšší přežitelnost spermií byla zjištěna v ředidle NG ve srovnání se všemi testovanými ředidly ($P < 0,01$; tab. I). Po hodinové inkubaci vzorků uchovávaných po dobu 48 hodin splnilo požadavky přežitelnosti pro použitelnost k inseminaci u ředidla MODENA 25 % vzorků, u ředidla BTS 50 %, u ředidla KIEV 45 % a u ředidla NG 65 % vzorků (tab. II). Z tab. III vidíme, že se signifikantně vyšší přežitelnost spermií v ředidle NG začíná prosazovat již po hodinové inkubaci. Obr. 1 demonstruje vcelku rov-

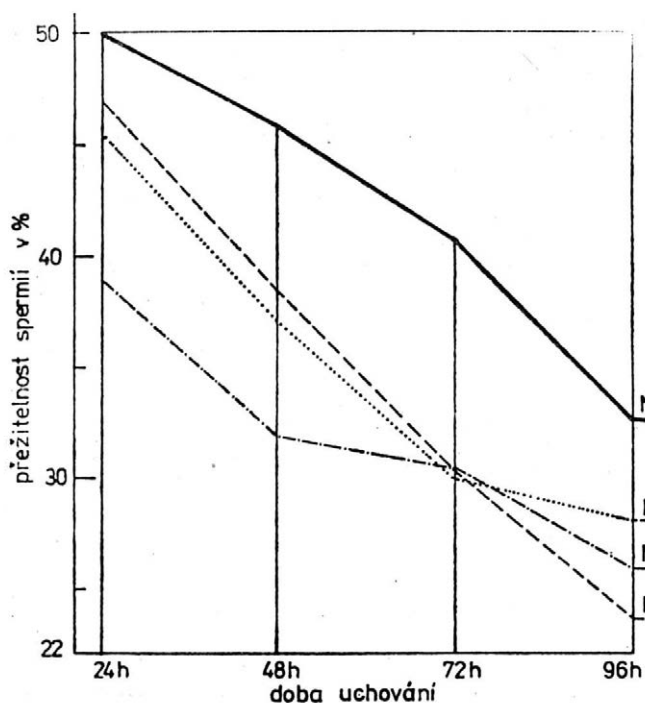
II. Podíl vzorků ředěného spermatu s přežitelností 50 % a více po jedné hodině inkubace — The proportion of the samples of diluted semen with 50% or higher survival of spermatozoa after one hour of incubation

Doba uchování	n	Ředidlo							
		MODENA		BTS		KIEV		NG	
		ks	%	ks	%	ks	%	ks	%
24	20	9	45,0	12	60,0	12	60,0	14	70,0
48	20	5	25,0	10	50,0	9	45,0	13	65,0
72	20	3	15,0	6	30,0	4	20,0	14	70,0
96	20	3	15,0	5	25,0	5	25,0	11	55,0

III. Průkaznost rozdílů v přežitelnosti spermií podle intervalů inkubace vzorků ředěného semene při teplotě 37 °C po 24 a 48 hodinách uchování — Significance of differences in the survival of spermatozoa according to the incubation interval in the samples of diluted semen at 37 °C after 24 and 48 hours of storage

Doba uchování	24 h				48 h			
Interval inkubace	15 min	1 h	3 h	5 h	15 min	1 h	3 h	5 h
Ředidlo	MODENA				MODENA			
BTS	0,39	1,59	3,05 ⁺⁺	3,40 ⁺⁺	1,27	1,21	1,26	1,08
KIEV	0,21	0,85	2,62 ⁺	2,96 ⁺⁺	0,65	0,66	1,00	1,75
NG	0,12	2,19 ⁺	4,39 ⁺⁺	4,72 ⁺⁺	0,49	3,04 ⁺⁺	4,28 ⁺⁺	4,47 ⁺⁺
Ředidlo	BTS				BTS			
KIEV	0,55	0,53	0,11	0,19	0,73	0,48	0,25	0,49
NG	0,24	0,46	1,32	1,16	0,96	1,28	2,15 ⁺	2,64 ⁺
Ředidlo	KIEV				KIEV			
NG	0,31	0,97	1,33	0,41	0,20	1,84	2,50 ⁺	2,21 ⁺

hodnoty t — $+ P < 0,05$; $++ P < 0,01$



1. Přežitelnost spermií ve spermatu naředěném ředidly MODENA (MO), BTS, KIEV (KI) a NG stanovená dlouhodobým termorezistentním testem po 24, 48, 72 a 96 hodinách uchování — The survival of spermatozoa in semen diluted with the MODENA (MO), BTS, KIEV (KI) and NG diluents determined by a long-time thermo-resistance test after 24, 48, 72 and 96 hours of storage

IV. Průkaznost rozdílů v přežitelnosti spermií za celou dobu inkubace při 37 °C ve vzorcích ředěného spermatu po uchování po dobu 72 a 96 hodin — Significance of differences in the survival of spermatozoa for the whole time of incubation at 37 °C in samples of diluted semen after 72 and 96 hours of storage

Ředidlo	Průměrná přežitelnost spermií (%) po 72 h	MO-DENA	BTS	KIEV	NG	Průměrná přežitelnost spermií (%) po 96 h	Ředidlo
MODENA	30,5	—	0,77	0,87	2,44 ⁺⁺	25,8	MODENA
BTS	30,4	0,04	—	1,52	1,76	23,6	BTS
KIEV	29,9	0,24	0,16	—	1,53	28,0	KIEV
NG	40,8	4,05 ⁺⁺	3,47 ⁺⁺	3,92 ⁺⁺	—	32,4	NG

hodnoty t — $++ P < 0,01$

noměrný pokles přežitelnosti mezi intervaly 24 h a 48 h u všech sledovaných ředidel.

V tab. IV je uvedena přežitelnost spermií po 72hodinovém uchování. Nejvyšší konzervační schopnost prokázalo opět ředidlo NG (40,8 %), neboť ve srovnání se všemi ředidly jsou rozdíly v přežitelnosti spermií v testu termorezistence průkazné ve prospěch tohoto ředidla ($P < 0,01$). Signifikantně vyšší konzervační schopnost ředidla NG se začíná pro-
sazovat, stejně jako u předchozích dvou intervalů uchování vzorků, po

V. Průkaznost rozdílů v přežitelnosti spermií podle intervalů inkubace vzorků ředěného semene při teplotě 37 °C po 72 a 96 hodinách uchování — Significance of differences in the survival of spermatozoa according to the incubation intervals in the samples of diluted semen at 37 °C after 72 and 96 hours of storage

Doba uchování	72 h				96 h			
Interval inkubace	15 min	1 h	3 h	5 h	15 min	1 h	3 h	5 h
Ředidlo	MODENA				MODENA			
BTS	0,53	0,17	0,17	0,00	0,77	0,25	0,30	0,23
KIEV	0,54	0,19	0,10	0,11	0,09	0,36	0,71	0,70
NG	0,53	2,99 ⁺⁺	2,74 ⁺⁺	3,05 ⁺⁺	0,19	1,56	2,16 ⁺	1,50
Ředidlo	BTS				BTS			
KIEV	0,00	0,31	0,08	0,09	0,82	0,55	0,91	0,88
NG	0,00	2,24 ⁺⁺	1,98 ⁺	2,69 ⁺⁺	0,56	1,60	2,22 ⁺	1,63
Ředidlo	KIEV				KIEV			
NG	0,00	2,80 ⁺⁺	2,36 ⁺	2,79 ⁺⁺	0,27	1,14	1,35	0,87

hodnoty t — $+$ $P < 0,05$; $++ P < 0,01$

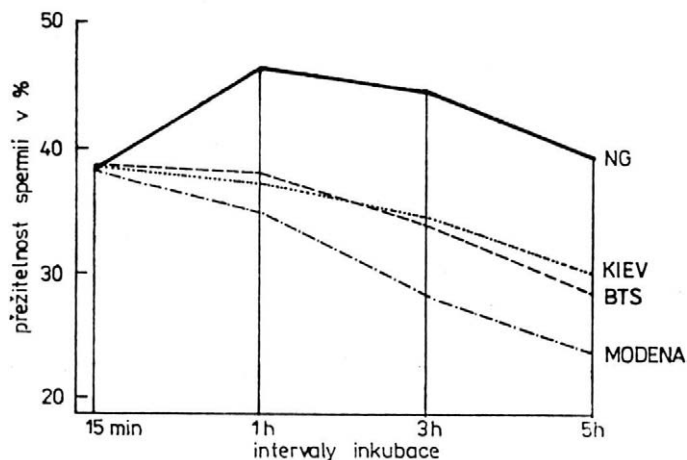
VI. Průkaznosti rozdílů průměrné přežitelnosti spermií zjištěné za celou dobu inkubace při teplotě 37 °C ve vzorcích ředěného semene — Significance of differences in the average survival of spermatozoa determined for the whole time of incubation at 37 °C in samples of diluted semen

Ředidlo	Průměrná přežitelnost v %	Ředidla		
		BTS	KIEV	NG
MODENA	31,7	2,209 ⁺	2,516 ⁺	8,016 ⁺⁺
BTS	34,8	—	0,164	4,940 ⁺⁺
KIEV	35,1	—	—	4,993 ⁺⁺
NG	42,2	—	—	—

hodnoty $t - + P < 0,05$; $++ P < 0,01$

hodinové inkubaci (tab. V). Rozdíly mezi ostatními třemi ředidly jsou však neprůkazné a průměrná přežitelnost je u nich prakticky stejná (MODENA — 30,5 %, BTS — 30,4 %, KIEV — 29,9 %; tab. IV, obr. 1). Po hodinové inkubaci vzorků semene z 20 ejakulátů naředěných všemi testovanými ředidly splnilo požadavky přežitelnosti podle citovaných norem pro použitelnost k inseminaci u ředidla MODENA 15 % vzorků, u ředidla BTS 30 %, u ředidla KIEV 20 % a u ředidla NG 70 % vzorků (tab. II). Zatímco u ředidel NG, KIEV a BTS je pokles v přežitelnosti mezi intervaly uchovávání po dobu 48 a 72 hodin opět rovnoměrný, u ředidla MODENA dochází k jakési stabilizaci, takže pokles přežitelnosti zde dosahuje nejnižší intenzity ze všech ředidel (—1,4 %).

Po 96hodinovém uchování vzorků ředěného spermatu byla zaznamenána změna ve vývoji přežitelnosti spermií proti předchozímu průběhu. Především došlo ke snížení rozpětí v přežitelnosti spermií mezi nejvyšší hodnotou (NG — 32,4 %) a nejnižší hodnotou (BTS — 23,6 %) na nejnižší úroveň, tj. ke snížení rozdílů v konzervační účinnosti sledovaných ředidel (tab. IV, obr. 1). Svědčí o tom i to, že po tomto intervalu uchování vzorků byl zaznamenán signifikantní rozdíl v přežitelnosti spermií



2. Průměrná přežitelnost spermií v průběhu celé doby inkubace — The average survival of spermatozoa for the whole time of incubation

jen mezi ředidly NG a MODENA ve prospěch ředidla NG ($P < 0,05$). Dále se změnilo pořadí ředidel, neboť nejnižší přežitelnost byla zjištěna v ředidle BTS (23,6 %); pak následují ředidla MODENA (25,8 %), KIEV (28,0 %) a NG (32,4 %) — tab. IV. Po hodinové inkubaci 96 hodin uchovaných vzorků splnilo požadavky zmíněných norem pro použitelnost k inseminaci u ředidla MODENA 15 % vzorků, u ředidla BTS 25 % vzorků, u ředidla KIEV 25 % vzorků a u ředidla NG 55 % vzorků (tab. II).

Pro celkové hodnocení konzervační účinnosti jednotlivých ředidel byly použity průměrné hodnoty přežitelnosti spermií propočtené z 320 stanovení pro každé ředidlo v průběhu celé doby inkubace, tj. za čtyřikrát pět hodin. Signifikantně nejvyšší průměrná přežitelnost spermií byla zjištěna v ředidle NG ($P < 0,01$), signifikantně nejnižší v ředidle MODENA ($P < 0,05$; $P < 0,01$). Mezi ředidly BTS a KIEV nebyl rozdíl průkazný (tab. VI).

Z tab. I až VI a obr. 1 a 2 je patrný rozdílný vývoj v přežitelnosti spermií v různých ředidlech. Je zajímavé, že každé z nich má evidentně odlišnou dynamiku poklesu v přežitelnosti spermií sledovanou v časovém úseku uchovávání vzorků po dobu 96 hodin. Také celkový průběh přežitelnosti spermií v době inkubace je typický pro každé ředidlo (obr. 2). Evidujeme zcela zvláštní průběh u ředidla NG, ve kterém bylo dosahováno maximální přežitelnosti spermií nikoliv na počátku inkubace, ale až po hodinové inkubaci. Příčinu tohoto jevu spatřujeme v hlubší anabióze spermií v tomto ředidle.

Pozoruhodné je zjištění prakticky stejné konzervační schopnosti ředidel MODENA, BTS a KIEV po 72 hodinách uchování, zatímco v intervalech 24 a 48 hodin jsou mezi nimi zřetelné rozdíly (obr. 1). U ředidel NG a BTS můžeme konstatovat lineární charakter poklesu přežitelnosti spermií s dobou uchování, u ředidel MODENA a KIEV s vyšším obsahem EDTA dochází ve druhém úseku doby uchování k nelineárnímu vývoji (obr. 1). Individuální působení ředidel je zřejmě podmíněno odlišnou skladbou komponentů v recepturách.

Literatura

- ANONYM: Long-life semen. Pig Fmg, 27, 1979, č. 7, s. 48.
 ČEŘOVSKÝ, J.: Zdokonalení metod inseminace. [Závěrečná zpráva.] Kostelec nad Orlicí, VÚCHP 1980.
 ČEŘOVSKÝ, J.: Rozdílná účinnost dvou chelatonových ředidel pro konzervaci kančího spermatu k inseminaci. Živoč. Vyr., 28, 1983, č. 3, s. 185-191.
 GOTTARDI, L. — BRUNEL, L. — ZANELLI, L.: New dilution media for artificial insemination in pig. In: Proc. 9th int. Congr. Anim. Reprod. and Artif. Insem., Madrid, 1980, III, s. 275.
 HEYDORN, K. P. — ALBRECHT, A. — EISBEIN, T. — HOBEIN, F.: Untersuchungen zum Frischsameneinsatz beim Schwein. Zuchthygiene, 13, 1978, č. 2, s. 80.
 HOOPER, P. N. — WALTERS, J. R. — GRAY, J.: SCK 7 — commercial six-day life boar semen extender — review. In: Proc. int. Pig Vet. Society Congr., Mexico, July 26—31, 1982, s. 220.
 HOVORKA, J.: Ředidlo pro konzervaci semene kanců. Patent ČSSR 222 306. Věstník ÚVO, 1983, č. 6.
 JOHNSON, L. A. — AALBERS, J. G.: Artificial insemination of swine: fertility using several liquid semen diluents. In: 8th int. Pig Veter. Society Congr., Belgium, August 27—31, 1984, XIII, s. 293.
 JOHNSON, L. A. — AALBERS, J. G. — WILLEMS, C. M. T. — RADEMAKER, J. H. M.: Fertility of boar semen stored in BL-1 and KIEV extenders at 18 °C for three days. In: Int. Pig Veter. Congr., July, Copenhagen, 1980, ref. 259.

- JOHNSON, L. A. — AALBERS, J. G. — WILLEMS, C. M. T. — SYBESMA, W.: Use of boar spermatozoa for artificial insemination. I. Fertilizing capacity of fresh and frozen spermatozoa in sows on 36 farms. *J. anim. Sci.*, 52, 1981, č. 5, s. 1130-1136.
- JOHNSON, L. A. — AALBERS, J. G. — WILLEMS, C. M. T. — RADEMAKER, J. H. M. — REXROAD, C. E. Jr.: Use of spermatozoa for artificial insemination. III. Fecundity of boar spermatozoa stored in Beltsville liquid and KIEV extenders for three days at 18 °C. *J. anim. Sci.*, 54, 1982, č. 1, s. 132-136.
- KASUYA, Y. — KAWABE, K.: Studies on storage of boar semen at 5 °C. Preparation of skim milk powder — glucose extender for preservation of boar semen at 5 °C. *Jap. J. Swine Res.*, 13, 1976, č. 3, s. 128-133.
- KIM, S. H. — KIM, K. J. — PARK, H. K.: Studies on the preservation of boar semen. *Korean J. anim. Sci.*, 19, 1977, s. 267-274.
- KOZUMPLÍK, J. — DAVIDOVÁ, Z.: Vliv některých ředidel a různé teploty na přežitelnost spermií kance. *Veter. Med. (Praha)*, 20, 1975, č. 3, s. 169-174.
- KOZUMPLÍK, J. — VINKLER, A. — VLČEK, Z. — HOLÝ, L. — CHROMÝ, V. — ŠURANSKÝ, A.: Výzkum ekologických vlivů na pohlavní funkce býků a kanců. [Závěrečná zpráva.] Brno, VSV 1975.
- LARSSON, K. — EINARSSON, S.: Influence of boars on the relationship between fertility and postthawing sperm quality of deep frozen boar spermatozoa. *Acta veter. scand.*, 17, 1976, s. 74-82.
- LYS, G. P. — CABAÑERO, J. J. L. — SANCHEZ, R. S.: Fertility results in swine using sperma's diluents MR-A and Zorlesco in the long storage period at 15 °C. In: *Proc. 8th int. Pig Veter., Soc. Congr., Ghent, Belgium, August 27-31, 1984*, s. 294.
- PAQUIGNON, M. — BARITEAU, F. — BUSSIERE, J. — COUROT, M.: Conservation prolongée du sperme frais de verrat. *J. Rech. Porcine en France*, 11, 1979, s. 323-328.
- PAQUIGNON, M. — DACHEUX, J. L. — BARITEAU, F. — COUROT, M.: Effect of bovine serum albumin levels on survival of boar spermatozoa in different storage media at 15 °C. In: *Proc. 9th int. Congr. Anim. Reprod. and Artif. Insem., Madrid, 1980*.
- PODANÝ, J. — MUZIKANT, J.: Konzervace kančího spermatu *in vitro*. *Veter. Med. (Praha)*, 15, 1970, č. 1, s. 39-45.
- PURSEL, V. G. — SCHULMAN, L. L. — JOHNSON, L. A.: Effect of holding time on storage of boar spermatozoa at 5 °C. *J. anim. Sci.*, 37, 1973, č. 3, s. 785-789.
- SENEGACNIK, J.: Der Einfluss von einigen biochemischen Faktoren auf die Motilität und Fruchtbarkeit von Frisch- und TGN₂-Samen des Ebers. *Dtsch. tierärztl. Wschr.*, 83, 1976, s. 537-539.
- SCHILLING, E. — VENGUST, M.: Spermaqualität von Besamungsebern und die Konservierungsfähigkeit ihrer Spermien. *Zuchthygiene*, 19, 1984, s. 57-69.
- STRZEŻEK, J. — SŁOBODZINSKI, M. — JABLONSKA, J.: Rozcienczalnik do nasienia knura. *Przegl. hodowl.*, 48, 1980, č. 6, s. 19-20.
- SILER, R. — VÁCHAL, J. — VINŠ, J.: Matematika v chovatelské praxi. Praha, SZN 1967.
- VALPRED, M. — MOLINARI, G. — VINCENTI, L. — CHIAPPERO, S.: Prove comparative su alcuni mestruai diluitori nella fecondazione strumentale dei suini. *Suinicoltura*, 24, 1983, č. 6, s. 45-47.
- ON 46 7116. Inseminace prasat. Praha 1971.
- TGL 22497/01. Schweineproduktion: Aufbereitung, Lagerung und Transport von Ebersperma flüssigkonserviert. DDR, 1982.

Došlo dne 4. 3. 1986

ЧЕРЖОВСКИЙ, Й. — ВИНТЕР, П. (Научно-исследовательский институт свиноводства, Костелец над Орлицей): Переживаемость сперматозоидов в разбавителях для кратковременного хранения спермы хряков для искусственного осеменения. *Živoč. Vyr.*, 31, 1986 (7): 659-667.

Определялась консервирующая эффективность разбавителей МОДЕНА, БТС, КИЕВ и НГ при помощи долговременного терморезистентного теста на переживаемость сперматозоидов. Для опытов бралась сперма 20 хряков, используемых для искусственного осеменения. Сперма разбавлялась всеми разбавителями одновременно в соотношении 1 (20 мл) к 4 (80 мл). Образцы разбавленной спермы хранились 96 ч при темпера-

туре $15 \pm 1^\circ\text{C}$. Терморезистентный тест проводился в 3 мл пробах, взятых из хранимых образцов. Инкубация 3 мл проб проходила в водяной бане при температуре 37°C в течение 5 часов, в четырех повторениях: после 24, 48, 72 и 96 ч хранения запасных проб. Динамика переживаемости сперматозоидов вела себя по-разному для каждого разбавителя. Самую высокую переживаемость сперматозоидов дал разбавитель НГ ($P < 0,01$).

консервирование спермы хряков; разбавители; переживаемость сперматозоидов

ČEŘOVSKÝ, J. — VINTER, P. (Research Institute for Pig Breeding, Kostelec nad Orlicí): *Survival of Spermatozoa in Diluents for a Short-Time Preservation of Boar Semen for Insemination*. Živoč. Vyr., 31, 1986 (7) : 659-667.

A long-term thermo-resistance test for the survival of spermatozoa was conducted to evaluate the preserving effectiveness of the MODENA, BTS, KIEV and NG diluents. The semen of 20 A. I. boars was used for the trials. The semen was diluted with all diluents at the same time at a rate of one part of sperm (20 ml) and four parts of diluents (80 ml). The samples of diluted semen were kept at a temperature of $15 \pm 1^\circ\text{C}$ for 96 hours. The thermo-resistance test was performed in 3ml samples taken from the stored specimens. The 3ml samples were incubated in a water bath at 37°C for five hours; four incubations were performed on the whole: after 24, 48, 72 and 96 hours of storage of the reserve samples. The survival of spermatozoa had different courses for each diluent. The highest survival of spermatozoa was obtained in the NG diluent ($P < 0,01$).

boar semen preservation; diluents; survival of spermatozoa

ČEŘOVSKÝ, J. — VINTER, P. (Forschungsinstitut für Schweinezeit, Kostelec nad Orlicí): *Haltbarkeit der Spermien in Verdünnern für kurzfristige Konservierung des Ebersamens für die künstliche Besamung*. Živoč. Vyr., 31, 1986 (7) : 659-667.

Aufgrund eines langfristigen thermoresistenten Spermienhaltbarkeitstestes wurde die Konservierungswirksamkeit der Verdüner MODENA, BTS, KIEV und NG bewertet. Zur Testung wurde der Samen von 20 in der KB tätigen Ebern herangezogen. Der Samen wurde mit allen Verdünnern gleichzeitig im Verhältnis 1 Teil Sperma (20 ml) und 4 Teile Verdüner (80 ml) verdünnt. Die Proben des verdünnten Samens wurden 96 Stunden lang bei $15 \pm 1^\circ\text{C}$ aufbewahrt. Der thermoresistente Test wurde in 3 ml Proben durchgeführt, die den aufbewahrten Proben entnommen wurden. Die Inkubation der 3 ml Proben verlief im Wasserbad bei 37°C fünf Stunden lang und dies insgesamt viermal: nach 24, 48, 72 und 96 Aufbewahrungsstunden. Die Spermienhaltbarkeit dynamik wies einen für jeden Verdüner unterschiedlichen Verlauf auf. Die höchste Spermienhaltbarkeit wurde beim Einsatz des Verdünners NG ($P < 0,01$) festgestellt.

Spermakonservierung; Verdüner; Spermienhaltbarkeit

Adresa autorů:

Ing. Josef Čeřovský, CSc., RNDr. Petr Vinter, Výzkumný ústav pro chov prasat, 517 41 Kostelec nad Orlicí

VÝZNAMNÉ OSOBNOSTI NAŠÍ ZOOTECHNIKY

K 100. VÝROČÍ NAROZENÍ prof. ing. dr. techn. JOSEFA KOUKLA



Před 100 lety, 21. července 1886, se narodil ve Staňkově na Domažlicku prof. ing. dr. techn. Josef Koukl, řádný profesor nauky o výživě a krmení hospodářských zvířat na fakultě zemědělského a lesního inženýrství ČVÚT v Praze. Zemřel 19. června 1942 ve Staňkově ve věku 55 let.

Po absolvování gymnázia v Domažlicích studoval jako jeden z prvních na zemědělském odboru při ČVÚT v Praze. Po krátké praxi nastoupil jako asistent na Výzkumnou stanici hospodářsko-fyziologickou ČOZR, jejímž vedoucím byl prof. dr. J. Just. Zde dosáhl hodnosti doktora technických věd a v roce 1919 přešel do nově zřízeného Výzkumného ústavu pro biotechnologii živočišnou v Praze-Dejvicích, v roce 1928 se stal jeho vedoucím.

Na nově zřízené Vysoké škole zemědělské v Brně suploval od roku 1920 do roku 1930 přednášky z výživy a krmení hospodářských zvířat, od roku 1929, po smrti prof. J. Justa, působil na fakultě zemědělského inženýrství při ČVÚT v Praze. Zde se také habilitoval a v roce 1936 byl jmenován mimořádným profesorem nauky o výživě a krmení hospodářských zvířat.

Jako blízký spolupracovník prof. J. Justa se podílel na průkopnických pracích z výživy a krmení hospodářských zvířat u nás, zejména na zavedení hodnocení krmiv podle O. Kellnera a techniky krmení podle jím stanovených norem, které nadále doplňoval a upřesňoval podle daných podmínek. Provedl pokusná sledování týkající se vlivu některých krmiv a vitamínů na produkci mléka a jeho tučnost i vitamínovou hodnotu, s prof. A. Kroulíkem spolupracoval na úseku konzervace statkových krmiv silážováním. V přesných pokusech s výkrmem prasat prováděl vhodnost zkrmování různých krmných směsí s ohledem na vliv biologické hodnoty bílkovin.

V roce 1935 podnikl delší cestu do Německa a Dánska, během níž se věnoval studiu vlivu vitamínů na produkci a zdraví zvířat. Opublikoval 59 vědeckých prací a odborných pojednání a tři publikace knižní. Bohatá byla také jeho činnost přednášková.

Prof. Koukl byl člověk dobrosrdečný a u posluchačů oblíbený. Jeho přednášky byly srozumitelné, vždy se na ně pečlivě připravoval a zahrnoval do nich nejnovější poznatky výzkumné i z praxe. Kdo ho osobně poznal, rád na něj vzpomene.

† Prof. dr. ing. Josef Šmerha, DrSc.

Z VĚDECKÉHO ŽIVOTA

K ŠEDESÁTÝM NAROZENINÁM doc. ing. RUDOLFA ŠILERA, DrSc.

Dne 30. 7. 1986 se dožívá významného životního jubilea doc. ing. Rudolf Šiler, DrSc., laureát státní ceny Klementa Gottwalda, dlouholetý vedoucí oddělení genetiky a šlechtění hospodářských zvířat Výzkumného ústavu živočišné výroby v Praze-Uhřetěvsi.

Doc. Šiler se narodil v Praze a po absolvování reálného gymnázia vystudoval v roce 1949 s vyznamenáním Vysokou školu zemědělského a lesního inženýrství v Praze. V roce 1949 nastoupil jako odborný referent na ministerstvo zemědělství, kde pracoval v oddělení chovu prasat a v ekonomickém oddělení Hlavní správy živočišné výroby.

V roce 1953 přešel doc. Šiler jako řádný aspirant do Výzkumného ústavu živočišné výroby. V roce 1954 byl převeden na externí aspiranturu a současně pověřen vedením úseku chovu prasat v oddělení plemenitby hospodářských zvířat. Disertační práci obhájil v roce 1957. V květnu roku 1958 byl pověřen vedením oddělení plemenitby hospodářských zvířat a po změně výzkumné a pracovní náplně ústavu se stal v roce 1959 vedoucím nově vytvořeného oddělení genetiky a šlechtění hospodářských zvířat. Zásadou jeho a jím vedeného kolektivu byla v tomto ústavu postupně vytvořena mezinárodně uznávaná škola genetiky populací a genetiky kvantitativních znaků a jejich aplikace v zušlechťovacím procesu.

Doc. Šiler je od roku 1961 koordinátorem výzkumu v genetice hospodářských zvířat ve výzkumných ústavech a na vysokých školách zemědělských, je předsedou komise genetiky a plemenitby hospodářských zvířat odboru živočišné výroby ČSAZ a členem několika vědeckých rad a řady odborných komisí. Aktivně se podílel na dvoustranné spolupráci s jednotlivými státy RVHP, především s NDR, BLR, MLR a SSSR.

Je členem Komise živočišné genetiky Evropského sdružení pro živočišnou produkci, kde zastupuje ČSSR, a v roce 1983 byl zvolen delegátem Evropského sdružení do celosvětové organizace INTERBULL, ve které působí dodnes. Dále je již deset let členem redakční rady časopisu Zeitschrift für Tierzüchtung und Züchtungsbiologie.

Neobyčejným přínosem pro další vědecký růst doc. Šilera bylo absolvování jednoročního mezinárodního postgraduálního kursu živočišné genetiky na světově uznávaném pracovišti v Ústavu živočišné genetiky univerzity v Edinburghu ve Velké Británii v roce 1964/1965. V roce 1967 absolvoval rovněž ve Velké Británii mezinárodní kurs o selekčních programech všech druhů hospodářských zvířat a v roce 1970 byl na studijním pobytu v USA. Vzhledem ke svým odborným a jazykovým znalostem byl od roku 1964 vyslán do Velké Británie a USA k výběru a nákupu plemenných zvířat. Kolekce prasat plemen duroc a hampshire, importovaná z USA v sedmdesátých letech, ovlivnila výrazně chov těchto plemen u nás a přispěla k tomu, že v současné době již tato plemena úspěšně vyvážíme.

Za své pracovní výsledky obdržel doc. Šiler titul a odznak budovatele socialistického zemědělství (1966), Čestný diplom vlády ČSSR a ŮRO za vynikající výsledky v genetice (1968), Cenu ČSAZ II. stupně (1969), Cenu ČSAZ I. stupně (1973), medaili k 25 letům socialistického zemědělství (1975), bronzovou medaili Za zásluhu o rozvoj zemědělské vědy a výzkumu (1976), jmenování zasloužilým pracovníkem plemenářství (1976), čestné uznání za práci v chovu prasat (1978) a medaili u příležitosti 30. výročí založení SPP v roce 1985.



V roce 1978 úspěšně obhájil doktorskou disertační práci a v roce 1982 získal spolu se svými spolupracovníky titul laureát státní ceny Klementa Gottwalda za rozvoj genetiky populací a její aplikaci v zušlechťovacím procesu.

Publikoval kolem 250 původních vědeckých a odborných prací a obhájil jako odpovědný pracovník nebo člen řešitelského kolektivu 52 závěrečných zpráv za úkoly státního plánu výzkumu, který dlouhá léta koordinuje. Jako vedoucí nebo člen autorského kolektivu publikoval přes 20 knižních publikací, z nichž vysokoškolská učebnice Genetika zvířat (Kníže, Šiler a kol., 1978) byla v roce 1979 oceněna cenou Českého literárního fondu. Některé publikace, u nichž byl vedoucím autorského kolektivu, byly přeloženy do ruštiny, němčiny, maďarštiny, polštiny a rumunštiny. Vysoce hodnoceny a překládány byly také jeho hovory o genetice pro drobné chovatele.

Rozsáhlá je jeho činnost pedagogická, v rámci níž přednášel na vysokých školách zemědělských, v různých postgraduálních kursech a školeních. Je školitelem řady domácích i zahraničních aspirantů. Nutno připomenout také jeho působení ve funkci předsedy komise pro udělování vědecké hodnoty kandidáta věd v oboru speciální zootechnika, místopředsedy komise pro obecnou zootechniku a členství v komisi pro udělování vědecké hodnoty doktora věd v oboru obecná zootechnika.

Práce doc. Šilera je trvale spjata se šlechtitelskou praxí, a to od prvních počátků jeho výzkumné činnosti. Jeho úzká spolupráce se Státními plemenářskými podniky, MZVŽ, OP Velkovýkrmny a dalšími organizacemi je také hlavní příčinou úspěšné realizace výsledků jeho vědecké práce v celé oblasti aplikace jím rozvíjených odvětví genetiky. Školí pracovníky plemenářské služby, je předsedou Výběrové komise pro prasata a podílí se na vypracování prognostických materiálů v této oblasti.

Výzkumné práce doc. Šilera a kolektivu jeho spolupracovníků vyústily v sedmdesátých letech v komplexní závěrečnou zprávu o principech hybridizačního programu v chovu prasat, která byla odměněna I. cenou ČAZ a stala se podkladem dnes již úspěšně realizovaného a dále rozvíjeného hybridizačního programu v chovu prasat i dalších druhů hospodářských zvířat. Významné bylo rozpracování metod ke stanovení genetického zisku v průběhu zušlechťovacího procesu, tj. příslušného zvýšení užitkovosti připadajícího na časovou jednotku a podmíněného čistě geneticky v důsledku použitého selekčního postupu.

V posledních letech se doc. Šiler ve spolupráci s pracovníky Vysoké školy zemědělské v Praze a Výzkumného ústavu chovu prasat v Kostelci nad Orlicí a plemenářské a veterinární služby zaměřil na problematiku vnímavosti prasat vůči nepříznivým faktorům prostředí a v souvislosti s tím i na otázky nežádoucích vad vepřového masa. Na základě poznání diferencovaného genetického vedení těchto nepříznivých jevů a s přihlédnutím k celé vertikále hybridizačního programu byl vypracován a hybridizační komisí MZVŽ schválen záměr postupného ozdravování mateřských populací prasat aplikací halotanového testu a testacího páření k odhalení kanců, kteří jsou nositeli nežádoucího recesivního faktoru a k produkci heterozygotních finálních hybridů s vyšší zmasilostí. Tento záměr je v současné době spoluprací Státní veterinární služby a Státních plemenářských podniků realizován.

Na závěr připomínáme souhrnné studie z poslední doby zabývající se ochranou genofondu hospodářských zvířat a lovné zvěře, které doc. Šiler vypracoval za účasti pracovníků odboru živočišné výroby ČSAZ. Po projednání ve Vědeckém kolegiu teoretických základů zemědělství ČSAV a v předsednictvu ČSAZ vyústily tyto základní koncepční materiály v řadu praktických opatření a uplatnily se již i v oblasti mezinárodní v rámci skupiny pro genové rezervy při Evropském sdružení pro živočišnou produkci i při řešení multilaterálního mezinárodního úkolu zemí RVHP.

Rozvojem genetiky populací a genetiky kvantitativních znaků a jejich aplikací v zušlechťovacím procesu hospodářských zvířat přispěl doc. Šiler se svým kolektivem ke zvýšení úrovně šlechtění a tím i ke zvýšení produkce hospodářských zvířat v celostátním měřítku a k dobré reprezentaci československé zemědělské vědy v zahraničí.

Do dalších tvořivých let přejeme jubilantovi hodně zdraví, dobré životní podmínky a spokojenosti z dobře vykonané práce.

Redakční rada časopisu Živočišná výroba

V červenci letošního roku si připomínáme šedesáté narozeniny prof. ing. Jana Váchala, DrSc., laureáta státní ceny Klementa Gottwalda, vedoucího vědeckého pracovníka a vedoucího skupiny genetiky a šlechtění skotu Výzkumného ústavu živočišné výroby v Praze-Uhřetěvsi.

Narodil se 26. července 1926 v Domažlicích a po absolvování reálného gymnázia a po jednoroční praxi studoval v letech 1946 až 1950 na Vysoké škole zemědělského a lesního inženýrství v Praze. Od roku 1949 pracoval v Československé akademii zemědělské v odboru živočišné výroby a v roce 1953 přešel po ukončení vojenské prezenční služby do Výzkumného ústavu živočišné výroby v Praze-Uhřetěvsi, do oddělení plemenitby zvířat. Od roku 1954 byl externím aspirantem, kandidátskou disertační práci obhájil v roce 1958. Po nové úpravě pracovního a výzkumného zaměření ústavu byl 1. června 1959 jmenován zástupcem vedoucího oddělení genetiky a šlechtění hospodářských zvířat, které spolu s doc. Silerem, DrSc., spoluzakládal a budoval. V roce 1967 se habilitoval a byl jmenován docentem pro obor genetiky a v roce 1978 obhájil doktorskou disertační práci. Jeho vědecká činnost v oblasti základního a aplikovaného výzkumu přinesla řadu originálních příspěvků a podstatnou měrou přispěla k postavení procesu šlechtění skotu na moderní vědecké základy. V letech 1974 až 1981 pracoval jako externí učitel genetiky na Vysoké škole veterinární v Brně a v roce 1980 byl jmenován řádným profesorem pro obor zootechnika.

Prof. Váchal koordinuje výzkumné úkoly v genetice a šlechtění a je ve svém oboru naším předním a mezinárodně uznávaným pracovníkem. Je zástupcem ČSSR v komisi expertů zajišťujících v rámci RVHP společně řešené téma genetiky a šlechtění hospodářských zvířat a koordinátorem tohoto úkolu za ČSSR.

První práce věnoval prof. Váchal výzkumu vhodných výpočetních metod a technik a později vlastnímu stanovení základních genetických parametrů hlavních užitkových vlastností, zejména produkce mléka, později i dojitelnosti, jednotlivých složek mléka a živé hmotnosti. Vlastní výpočty uskutečňované moderní výpočetní technikou byly realizovány u velmi početného materiálu a vedle priority v našich podmínkách jim přísluší přiznat i zásadní přínos k obecnému poznání ve spektru světových plemen. Klíčový význam koeficientu důlivosti, fenotypových a zejména genotypových korelací, podmiňujících a určujících volbu správné metody selekce zaměřené na jednotlivé hlavní užitkové vlastnosti, byl dokumentován ve vypracovaném námětu selekčního schématu skotu s kombinovanou užitkovostí, jenž se stal vodítkem a základem později vypracované dlouhodobé koncepce zušlechťování našeho skotu. V průběhu let věnoval prof. Váchal maximální pozornost problémům kompletace metody vrstevnic již dříve doporučené pro širokou aplikaci v našich populacích skotu a zavedené velmi rychle do praxe v celostátním měřítku.

Hlavní pozornost prof. Váchala byla vždy zaměřena na otázky kontroly dědičnosti, bez které není myslitelný genetický pokrok našeho skotu. V této souvislosti je třeba připomenout studie zabývající se vhodností zkrácených laktací při hodnocení býků či ověřování vlivu věku při otelení na pozdější produkci apod. Neméně významným byl v tomto směru výzkum vlivu úrovně testovacích stád na výsledky kontroly dědičnosti řešený v rámci širšího, velmi významného problému interakce



genotypu a prostředí. Dále jde o selekci produkce mléka podle jeho jednotlivých složek, kde je naznačena i forma selekčních indexů, jejichž konstrukce a použití má obecnou platnost. Do této oblasti činnosti na úseku chovu skotu patří i vyřešení otázky stanovení rodokmenové hodnoty býků se zahrnutím váhy užítkovosti jednotlivých předků, jakož i uskutečněná studie o významu býků s různě vysokou plemennou hodnotou v populaci.

Význam selekce korektní metodou kontroly dědičnosti prokázal jubilant v dalších pracích dokumentujících, že na dosaženém pokroku produkce mléka u našeho českého strakatého skotu se podílí téměř z 80 % právě selekce býků. Je třeba uvést i studium koeficientů příbuznosti a příbuzenské plemenitby u našeho skotu, přinášející současně kompletní a efektivní program pro samočinné počítače, umožňující kdykoliv v budoucnosti operativní šetření tohoto druhu u celého souboru plemenů v inseminaci.

Konečně je třeba připomenout jeho rozhodující podíl na zušlechťování českého strakatého skotu imigrací genů červeného holštýnského skotu cestou kompletního selekčního programu a s využíváním býků-kříženců, kladně prověřených kontrolou dědičnosti.

Prof. Váchal zastával během své dosavadní činnosti řadu funkcí ve vědeckých radách výzkumných ústavů, odborných komisích, vědecko-technické společnosti a poradních orgánech Státních plemenářských podniků. V současné době je členem zkušebních komisí pro obhajoby kandidátských disertačních prací, doktorských disertačních prací, členem vědecké rady VÚŽV v Nitře a VÚŽV v Praze-Uhřetěvsi, členem několika koordinačních rad výzkumných úkolů, koordinátorem úkolu státního a badatelského výzkumu, předsedou sekce plemenitby skotu odboru živočišné výroby ČSAZ.

Za dobré pracovní výsledky byl odměněn v roce 1975 a 1984 čestným uznáním ČSAZ, v roce 1976 mu byla udělena bronzová medaile ČSAZ Za zásluhy o rozvoj vědy a výzkumu. V roce 1976 získal titul zasloužilý pracovník v plemenářství, titul nejlepšího pracovníka v zemědělství a byl jmenován čestným předsedou kubánské společnosti pro genetiku a reprodukci. V roce 1982 získal titul laureát státní ceny Klementa Gottwalda.

Výrazný byl ohlas jeho činnosti na Kubě (1966–1968 a 1970), o čemž svědčí nejen opakované žádosti kubánské strany o jeho další činnost v Havaně, ale i žádosti o školení kubánských vědeckých pracovníků v genetice a šlechtění skotu.

Prof. Váchal publikoval více než 200 původních vědeckých a odborných prací, podílel se na mnoha knižních publikacích a jako odpovědný pracovník, popř. vedoucí kolektivu úspěšně ukončil více než 50 závěrečných zpráv z vyřešených výzkumných úkolů. Svou prací, publikacemi ve vědeckých časopisech i knižními publikacemi je znám nejen u nás, ale i v zahraničí. Celá jeho dosavadní vědecko-výzkumná a publikační práce a v posledních letech zejména jeho práce v rámci RVHP je cenným přínosem pro vědu i pro přímou realizaci v praxi. V roce 1984 byl prof. Váchal jako konsultant FAO v Bolívii a v roce 1985 v ústředí FAO — OSN v Římě.

Z příkazu ministerstva zemědělství a výživy ČSR byl povolán k dlouhodobé stáži na MZVŽ ČSR, kde byl pověřen zpřesněním koncepce rozvoje chovu skotu ve smyslu závěrů říjnového pléna ÚV KSČ z roku 1975. Na základě pozvání bulharského ministra zemědělství konsultoval tamní koncepci rozvoje chovu skotu. Je uznávaným koncepčním pracovníkem. Podílel se na zpracování řady materiálů pro centrální orgány, aktivně se podílel na dlouhodobém programu zajištění výživy lidu.

Jeho vědecké i odborně-popularizační práci se dostalo právem plného uznání, když byl v roce 1981 a znovu v roce 1986 pověřen ministrem zemědělství ČSR čestnou a odpovědnou funkcí předsedy Ústřední výběrové komise hospodářských zvířat, kterou úspěšně vykonává a v níž může plně uplatňovat své celoživotní zkušenosti ve prospěch rozvoje naší živočišné výroby.

Přejeme prof. Váchalovi při jeho významném životním jubileu do dalších let pevné zdraví a ještě mnoho úspěchů v další vědecké a společenské činnosti.

Kolektiv redakční rady časopisu Živočišná výroba

Čepica S., Hojný J., Hradecký J.: Vztah mezi lokusy <i>S</i> , <i>Phi</i> , <i>H</i> , <i>Pgd</i> a lokusem <i>Hal</i> u prasat šlechtitelského chovu landrase	577
Příbylová J., Příbyl J., Poděbradský Z., Jakubec V., Jeřábek S., Máchal L.: Konstrukce selekčního indexu s využitím ekonomických kritérií u nosné drůbeže	585
Nešetřilová H.: Metody odhadu koeficientu dědivosti alternativních znaků a jejich použití k odhadu koeficientu dědivosti porodní a poporodní úmrtnosti selat	595
Stodola J., Řehout V.: Rozbor opakovatelnosti obsahu a aktivit biochemicko-hematologických parametrů v krvi telat	603
Kuzina Z.: Opakovatelnost produkce FCM a relativnej užítkovosti za tri laktácie	611
Zatkovič J.: Premenlivost a opakovateľnosť produkcie mlieka, produkcie FCM a tukovosti mlieka u kríženíek <i>S</i> X <i>N</i> a <i>S</i> X <i>H</i>	617
Halaj M., Nový J.: Opakovateľnosť ukazovateľov kvality vajec	623
Kliment J., Lacková D., Šťastný P.: Výskyt atrézie folikulov pri synchronizácii ruje jalovic <i>Oestrophantom</i> Spofa	629
Massanyi L.: Multiformná malformácia spermií plemenného býka vedúca k jeho neplodnosti	641
Muzikantová J., Mašek N., Kuciel J.: Fenotypová a genetická analýza hodnotících ukazatelů ejakulátů kančů	651
Čerňovský J., Vinter P.: Přezítelnost spermií v ředidlech pro krátkodobou konzervaci kančího spermatu k inseminaci	659

Z VĚDECKÉHO ŽIVOTA

ČSAZ udělila ceny za nejlepší výzkumné práce	640
K šedesátým narozeninám doc. ing. Rudolfa Šilera, DrSc.	669
Životní jubileum prof. ing. Jana Váchala, DrSc.	671

VÝZNAMNÉ OSOBNOSTI NAŠÍ ZOOTECHNIKY

Šmerha J.: K 100. výročí narození prof. ing. dr. techn. Josefa Koukla	668
---	-----

СОДЕРЖАНИЕ — тематический номер: Генетика и воспроизводство

Чепица С., Гойны Й., Градецкый Я.: Отношение между локусами <i>S</i> , <i>Phi</i> , <i>H</i> , <i>Pgd</i> и локусом <i>Hal</i> у свиней селекционного разведения ландраса	584
Прийбилова Я., Прибил Й., Подебрадский З., Якубец В., Ержабек С., Махал Л.: Конструкция селекционного индекса с применением экономических критериев у несушек	532
Нешетржилова Г.: Методы определения коэффициентов наследуемости альтернативных признаков и их применение для определения коэффициентов наследуемости родовой и послеродовой смертности поросят	631
Стодола Й., Ржегут В.: Анализ повторяемости содержания и активностей биохимико-гематологических параметров в крови телят	603
Кузина З.: Повторяемость продукции FCM и относительной продуктивности за три лактации	615
Жаткович Ю.: Изменчивость и повторяемость продукции молока, продукции FCM и жирномолочности у помесей <i>P</i> X <i>H</i> , <i>P</i> X <i>G</i>	621
Галай М., Новы Я.: Повторяемость показателей качества яиц	627
Климент Й., Лацкова Д., Счастлины П.: Появление атрезии фолликулов при синхронизации охоты нетелей эстрофаном Споса	638
Массани Л.: Мультиформная мальформация сперматозоидов быка-производителя, вызывающая его бесплодие	648
Музикантова Я., Машек Н., Куциел Й.: Фенотипический и генетический анализы, оценивающие показатели эякулята хряков	657
Черновский Й., Винтер П.: Переживаемость сперматозоидов в разбавителях для кратковременного хранения спермы хряков для искусственного осеменения	663

CONTENTS — thematical Number: Genetics and Reproduction

Čepica S., Hojný J., Hradecký J.: The Relation between Loci <i>S</i> , <i>Phi</i> , <i>H</i> , <i>Pgd</i> and Locus <i>Hal</i> in the Pigs of the Landrace Elite Breeding Herd	584
Příbylová J., Příbyl J., Poděbradský Z., Jakubec V., Jeřábek S., Máchal L.: Construction of Selection Index on the Basis of Economic Criteria in Laying Poultry	592
Nešetřilová H.: Methods of Estimation of Heritability Coefficients for All-or-None Traits and their Application to the Estimate of Heritability Coefficients of Birth and Post-birth Piglet Mortality	602

Stodola J., Řehout V.: Analysis of the Repeatability of the Contents and Activities of Biochemico-Haematological Parameters in the Blood of Calves	610
Kuzina Z.: The Repeatability of FCM Output and Relative Efficiency for Three Lactations	615
Žatkovič J.: The Variability and Repeatability of Milk Output, FCM Output and Milk Fat Content in the S × N and S × H Crossbreds	622
Halaj M., Nový J.: Repeatability of the Parameters of Egg Quality	627
Kliment J., Lacková D., Šťastný P.: The Occurrence of Follicular Atresia in Heifers Treated with Oestrophan Spofa for Heat Synchronization	639
Massanyi L.: Multiform Malformation of the Spermatozoa of a Breeding Bull Resulting in Infertility	649
Muzikantová J., Mašek N., Kuciel J.: Phenotypic and Genetic Analysis of the Criteria of Evaluation of Boar Ejaculates	657
Čeřovský J., Vinter P.: Survival of Spermatozoa in Diluents for a Short-Time Preservation of Boar Semen for Insemination	667

INHALT — thematische Nummer: Genetik und Reproduktion

Čepica S., Hojný J., Hradecký J.: Beziehung zwischen den Loci <i>S</i> , <i>Phi</i> , <i>H</i> , <i>Pgd</i> und dem Locus <i>Hal</i> bei der Züchtung von Landschweinen	584
Příbylová J., Příbyl J., Poděbradský Z., Jakubec V., Jeřábek S., Máchal L.: Konstruktion des Selektionsindex unter Anwendung der ökonomischen Kriterien bei Legehennen	593
Nešetřilová H.: Methoden zur Schätzung der Heritabilitätskoeffizienten der alternativen Merkmale und ihre Anwendung für die Schätzung der Heritabilitätskoeffizienten der Geburts- und Nachgeburtsmortalität der Ferkel	602
Stodola J., Řehout V.: Analyse der Wiederholbarkeit des Gehaltes und der Aktivitäten der biochemischen und hämatologischen Parameter im Blut der Kälber	610
Kuzina Z.: Wiederholbarkeit der FCM-Produktion und der relativen Leistung für drei Laktationen	615
Žatkovič J.: Veränderlichkeit und Wiederholbarkeit der Milchproduktion, der FCM-Produktion und des MilCHFettgehaltes bei Kreuzungskühen der slowakischen Fleckviehrasse und der schwarzbunten Niederungsrassen sowie bei Kreuzungskühen der slowakischen Fleckviehrasse und der schwarzbunten Holsteinrasse	622
Halaj M., Nový J.: Wiederholbarkeit der Parameter der Eierqualität	627
Kliment J., Lacková D., Šťastný P.: Auftreten der Follikelatresie bei der Brunstsynchronisierung bei Färsen mit Oestrophan Spofa	639
Massanyi L.: Multiforme Deformation der Zuchtbullenspermien, die zur Sterilität des Bullen führt	649
Muzikantová J., Mašek N., Kuciel J.: Phenotypische und genetische Analyse der bewertenden Parameter des Eber ejakulats	658
Čeřovský J., Vinter P.: Haltbarkeit der Spermien in Verdünnern für kurzfristige Konservierung des Ebersamens für die künstliche Besamung	667

Rukopisy odevzdány k tisku 1. 4. 1986 — Podepsáno k tisku 16. 6. 1986

Rozšiřuje PNS. Informace o předplatném podá a objednávky přijímá každá administrace PNS, pošta, doručovatel a PNS-ÚED Praha, závod 01 — AOT, Kafkova 19, 160 00 Praha 6; PNS-ÚED Praha, závod 02, Obránců míru 2, 656 07 Brno; PNS-ÚED Praha, závod 03, Kubánská 1539, 708 72 Ostrava-Poruba. Objednávky do zahraničí vyřizuje PNS — ústřední expedice a dovoz tisku Praha, závod 01, administrace vývozu tisku, Kafkova 19, 160 00 Praha 6. Vytiskl MÍR, novinářské závody, n. p., závod 6, tř. Lidových milicí 22, 120 00 Praha 2.