

VĚDECKÝ ČASOPIS



ŽIVOČIŠNÁ VÝROBA

4

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

ČESKOSLOVENSKÁ 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, rozboru 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 ВЪРОБА 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.

METABOLICKÝ PROFIL VYSOKOUŽITKOVÝCH KRAV — DÁRKYNĚ EMBRYÍ

J. Říha, P. Banáš, J. Pálka, H. Směšná

ŘÍHA, J. — BANÁŠ, P. — PÁLKA, J. — SMĚŠNÁ, H. (Výzkumný ústav pro chov skotu, Rapotín; Okresní ústav národního zdraví, Šumperk): *Metabolický profil vysokoužitkových krav — dárkyně embryí*. Živoč. Vyr., 31, 1986 (4) : 289-298.

Na základě rozboru jugulární krve byl studován metabolický profil vysoko-užitkových krav — dárkyně embryí ($n = 73$) rozdělených do tří skupin podle stupně odezvy na superovulační ošetření: I. skupina — bez odezvy ($n = 11$), II. skupina — s jedním až dvěma žlutými tělísky (CL) ($n = 28$), III. skupina — se třemi a více CL ($n = 34$), průměrný počet $7,97 \pm 5,49$ CL, nechirurgickým způsobem bylo získáno $5,39 \pm 4,74$ vajíček, z toho $3,58 \pm 3,46$ vhodných embryí, podíl získaných vajíček proti počtu CL činil 65,7 %, z toho 66,3 % vhodných embryí. Hematologické ukazatele krve dárkyně se pohybovaly v mezích fyziologických norem. Byla zjištěna průkazně vyšší hladina hemoglobinu u krav I. skupiny než u krav III. skupiny ($P < 0,01$). U krav III. skupiny byla zjištěna průkazně vyšší hladina glukózy v krevním séru ($4,05$ mmol/l) než u plemenic I. skupiny ($3,26$ mmol/l); ($P < 0,05$). Rozdíl v průměrných hodnotách hladiny močoviny byl průkazně vyšší u krav II. skupiny než u krav I. skupiny ($P < 0,01$). U krav III. skupiny byla hladina močoviny rovněž na vysoké úrovni, ale byla patrně kompenzována vysokou hladinou glukózy. V krvi superovulovaných krav (III. skupina) byla zjištěna průkazně nižší aktivita alkalické fosfatázy ($P < 0,01$) a průkazně užší poměr mezi celkovými bílkovinami séra a obsahem glukózy ($1 : 18,99$) než u krav I. skupiny ($1 : 23,9$; $P < 0,01$). Poněkud širší poměr Ca : P byl zjištěn u superovulovaných krav (III. skupina) než u krav bez superovulace (I. skupina) — $1,4 : 1$ proti $1,27 : 1$. Obsah vápníku, fosforu, sodíku a draslíku v séru se pohyboval ve fyziologických mezích.

superovulace; dárkyně embryí; metabolický test; energie; makroelementy; poměr celkových bílkovin a glukózy; poměr Ca : P

Hlavním směrem praktického využití přenosu embryí je v současné době jeho uplatnění při zvyšování genetické úrovně populace, tj. jeho využití jako šlechtitelského opatření. Nejméně zvládnutou a spolehlivou součástí komplexu přenosu embryí je superovulace (záměrná polyovulace), která je zatím jediným zdrojem embryí pro přenos. Dosahované výsledky jsou značně variabilní. Při hodnocení různých vlivů na její výsledek není zjišťován jednoznačný odraz, ale spíše tendence.

Cílem práce je vyhodnotit metabolický profil vysokoužitkových krav — dárkyně embryí ve vztahu k dosažené superovulační odezvě.

LITERÁRNÍ PŘEHLED

Na získanou superovulační odezvu dárkyně po aplikaci séra březích klisen (PMSG) má vliv celá řada faktorů: dávka a provenience použitého preparátu PMSG,

roční období, plemenná příslušnost dárkyně, její věk, užítkovost, hmotnost, schéma polyovulačního ošetření a další vlivy (Schilling et al., 1981; Greve, 1982; Sokolovskaja, 1978; Říha et al., 1984; Romanowski et al., 1980, 1982). Citovaní autoři studovali široký okruh možných vlivů působících na výsledek superovulace u krav a jalovic, avšak i u přesně definovaných vlivů bylo možné zjistit spíše tendenci než přímou závislost. Odpověď dárkyň na superovulační ošetření je individuální reakcí, která se vyznačuje vysokou variabilitou. Podle jejich závěrů neze předpovědět konečný výsledek superovulace a zisk embryí. Někteří autoři se snažili zjistit kritérium pro výběr dárkyň a předpověď superovulační odezvy na ošetření (Sokolovskaja, 1978). Holý (1984) konstatuje, že neexistuje metoda, která by s jistotou stanovila momentální dispoziční nebo indispoziční dárkyně k superovulaci či k vysoké oplozenosti a zisku embryí. Superovulační odezva se získává asi u 60 až 70 % ošetřených dárkyň (Říha, 1982; Majerčíak, 1981; Wierzbowski et al., 1978 a další). V dostupné literatuře zatím není sledován vliv metabolismu dárkyně na výsledek superovulační odezvy. Holý (1984) považuje za velmi důležitý moment v procesu optimalizace superovulace výživu dárkyně. Uvádí, že existuje asi 20 esenciálních živin, které musí být přítomny v odpovídajících hodnotách, aby se dosáhlo optimální fyziologické výkonnosti. Pro výživu dárkyně je rozhodující, aby nedocházelo k negativní energetické bilanci v době kolem inseminace; kriticky závažnou složkou jsou proteiny.

Nutnost zásobení vysokoužítkových dojníc dostatečným množstvím energie v první fázi laktace z pohledu dosažení optimální užítkovosti, reprodukčních funkcí a dosažení optimálních hodnot reprodukčních ukazatelů prokázali Polášek, Sedláková (1975), Sedláková et al. (1978, 1980) a jimi citovaní autoři. Negativní ovlivnění výsledků synchronizace jalovic disproporcí mezi celkovými bílkoviny a glukózou v krvi zjistili Kliment a Šťastný (1983). Při hladinách glukózy v krvi pod 3,0 mmol/l, resp. při rozšíření jejího poměru k celkovým bílkovinám séra nad 1 : 25, se jalovice přebíhaly. Vysoké množství dusíkatých látek v krvi při překrmování dusíkatými látkami zvyšuje ještě potřebu energie (Huber, 1979). Na kvalitě dusíkatých látek u skotu příliš nezáleží. Podle údajů, které uvádí Loisel (1982) a další autoři, může být nevyrovnaná výživa jedním z faktorů neplodnosti. Hormonální hladiny jsou ovlivněny úrovní výživy a nedostatek živin nebo jejich nevyrovnanost může nepříznivě ovlivnit sekreci endokrinních žláz. Při poklesu hladiny glukózy v krvi pod 30 mg% je narušována (Kudláč, Holý, 1984) hormonální rovnováha řídicího rozmnožovacího okruhu a výsledkem poruch funkce hypotalamohypofyzárního systému je především snížení tvorby gonadotropinu, která podmiňuje vznik poruch a celkové sníženou funkci vaječníků — poruchy růstu a zrání folikulů, vynechání ovulace s následnou perzistencí, popř. cystózním zvrhnutím folikulů.

Vysoký obsah močoviny v séru krav a především její dusík mohou změnit pH v reprodukčním ústrojí krav. V případě jeho změny ke slabé zásadité reakci se snižuje aktivita spermií a dochází k neplodnosti. Problém vysokého obsahu močoviny v krvi vysokoužítkových dojníc rozebírají Lebeda a Buš (1985). Kalábová (1984) uvádí, že nadbytek dusíkatých látek brzdí využití karotenů a vitamínů D a E, narušuje metabolické procesy a vede k ireverzibilním změnám v parenchymatózních orgánech, poruchám zdravotního stavu, reprodukčního cyklu a zabřezávání.

Studium vlivu makroprvků na reprodukci je velmi složité. Je obtížné definovat potřebu a vztah minerálních látek k plodnosti a rozmnožovacím funkcím. Hladiny vápníku, draslíku, fosforu a sodíku v krevním séru neovlivnily ve sledování autorů Kliment a Šťastný (1983) výsledek synchronizace. Loisel (1982) doporučuje z důvodů zajištění dobré užítkovosti a plodnosti nepřekrmovat dojnice makroprvky; překrmování fosforem má za následek snížení mléčné produkce. Při jeho nedostatku se snižuje u krav významné procento koncepce, naopak při překrmování fosforem vznikají poruchy ovulace, snižuje se koncepce a prodlužuje se servis perioda. Kudláč a Holý (1984) uvádějí, že pro plodnost má význam poměr vápníku a fosforu. Optimální poměr Ca : P je 2,0 až 2,5 : 1, tolerovat lze rozmezí 1,5 až 3 : 1. U krav stojících na sucho doporučuje Huber (1979) poměr Ca : P 1,4 až 1,5 : 1, u laktujících krav 1,7 až 2,3 : 1. Podle zjištění autorů Kudláč a Holý (1984) jsou sodík a draslík rovněž látkami ovlivňujícími pohlavní funkce. Účastní se na regulaci osmotických poměrů v organismu a podílejí se na neuromuskulární dráždivosti a průběhu řady enzymatických reakcí. Při rozšíření poměru Na : K se objevují endometózní zduření sliznice pohlavního ústrojí, zvyšuje se tvorba hlenu, snižuje se rezistence sliznic pohlavních cest proti infekcím, vznikají ka-

tarální až mukopurulentní vaginitidy, cervicitidy a endometritidy a významně se zhoršují výsledky inseminace. Vedle uvažovaných živin mají vliv na reprodukci i další látky (např. vitamíny). O jejich vlivech nereferujeme, protože jejich hladiny nebyly sledovány.

MATERIÁL A METODA

Jako dárkyně embryí bylo ošetřeno a inseminováno 73 vysokoužitkových dojníc na druhé a dalších laktacích v období 60 až 90 dní *post partum*. Dárkyněmi embryí byly krávy plemene české strakaté a nízkopodílové křížanky s plemenem ayrshire a červené holštýnské.

Ošetření dárkyň bylo započato jednou, popř. dvěma aplikacemi PGF₂alfa v 11denním intervalu. Preparát PMSG (Sérový gonadotropin, Bioveta) v dávce 3000 m. j. byl aplikován i. m. 9. až 11. den cyklu (0. den = říje po předcházejícím ošetření prostaglandinem F₂alfa). Syntetický analog PGF₂alfa (Oestrophan, Spofa) byl aplikován v dávce 0,5 mg za 48 až 56 hodin po aplikaci PMSG. Inseminace byla provedena dvakrát až třikrát mezi 52. až 72. hodinou po aplikaci PGF₂alfa.

Embrya byla získávána sedmý až osmý den po první inseminaci nechirurgickým způsobem, tj. výplachem části děložních rohů doplněným Krebs-Ringerovým fosfátem v množství 400 až 500 ml na jeden roh způsobem popsaným v práci autorů Říha et al. (1984). Embrya byla z výplašku získána sedimentací a hodnocena pod stereomikroskopem.

Krev pro rozbor byla odebírána v den získávání embryí z *vena jugularis*. Byl zjišťován obsah celkových bílkovin (CB), močoviny (UREA), glukózy (GLU), vápníku (Ca), fosforu (P), sodíku (Na), draslíku (K) a alkalické fosfatázy (ALK. FOS) v krevním séru pomocí Bio-La-testů fy Lachema. Dále byly zjišťovány hematologické ukazatele: počet leukocytů, hematokrit a hemoglobin běžnými hematologickými metodami. Pro vyhodnocení výsledků byly dárkyně rozděleny do tří skupin podle stupně superovulační odezvy. Do skupiny I byly zařazeny dojnice bez superovulační odezvy (bez palpovatelného žlutého tělíska — $n = 11$), do skupiny II dárkyně, u kterých bylo zjištěno jedno nebo dvě žlutá tělíska (CL) ($n = 28$) a do skupiny III plemenice se třemi a více žlutými tělísky ($n = 34$).

VÝSLEDKY A DISKUSE

Superovulační odezva po ošetření byla zjištěna u 34 dárkyň, tj. 46,6 % ($n = 73$). Stimulace jedno nebo dvě žlutá tělíska byla rektálně palpací zjištěna u 28 dárkyň, tj. 38,4 % z ošetřených zvířat. Palpovatelné CL po superovulačním ošetření nebylo sedmý den po říji a inseminaci zjištěno u 11 dárkyň, tj. 15 % ošetřených zvířat — tab. I. Obdobného podílu vysokoužitkových dárkyň se superovulační odezvou dosáhli Říha et al. (1984), Majerčíak (1981) a Vinkler et al. (1983) dosáhli superovulační stimulace u 50 až 70 % dárkyň. Vysokoužitkové krávy byly poněkud starší, což může vysvětlovat nižší podíl superovulovaných dárkyň. Průměrně lze získat superovulační odezvu cca u 60 % dárkyň (Wierzbowski et al., 1978).

V tab. I je uvedena úroveň stimulace u jednotlivých skupin dárkyň. U dárkyň bez palpovatelného CL (skupina I) bylo zjištěno průměrně 5,73 neovulovaných folikulů se značnou variabilitou v jejich počtu ($v = 223,56$ %). U dárkyň II. skupiny (se stimulací jedno až dvě CL) bylo zjištěno průměrně $0,89 \pm 3,77$ neovulovaných folikulů a $1,39 \pm 0,49$ CL. Nechirurgickým způsobem bylo získáno 1,05 vajíčka (tj. 72,4 %), ze kterých bylo 0,5 (tj. 47,6 %) morfologicky hodnoceno jako normální, tj. vhodné k přenosu. U dárkyň III. skupiny (se třemi a více CL) bylo rektálně zjištěno průměrně 1,12 neovulovaných folikulů a 7,97 žlutých tělísek. Získáno bylo nechirurgickým způsobem $5,39 \pm 4,74$ vajíček (tj.

I. Superovulační odezva vysokoužitkových krav — Superovulation response in high-yielding cows

Ukazatel		Skupina krav		
		bez superovulace I.	s 1 až 2 CL II.	se 3 a více CL III.
<i>n</i>		11	28	34
Podíl ošetřených krav	%	15,0	38,4	46,6
Počet cyst	$\bar{x} \pm s$	5,73 ± 12,81	0,89 ± 3,77	1,12 ± 2,07
	<i>v</i> (%)	223,56	423,60	184,82
Počet CL	$\bar{x} \pm s$		1,36 ± 0,49	7,97 ± 5,49
	<i>v</i> (%)		36,03	68,88
Získáno embryí				
— celkem	$\bar{x} \pm s$		1,05 ± 0,69	5,39 ± 4,74
	<i>v</i> (%)		65,71	87,94
— z toho vhodných	$\bar{x} \pm s$		0,50 ± 0,69	3,58 ± 3,46
	<i>v</i> (%)		138,00	96,65
Podíl embryí				
— získaných z počtu CL	%		72,41	65,68
— vhodných ze získaných embryí	%		47,62	66,29

II. Hematologické ukazatele u dárkyň embryí — Haematological parameters in the embryo donors

Ukazatel		Skupina			Fyziologické rozmezí (Jagoš, Bouda, 1981)
		I.	II.	III.	
<i>n</i>		11	28	34	
Leukocyty (G/l)	$\bar{x}$	6,82	6,02	6,75	6—10
	<i>s</i>	1,28	1,42	1,59	
	<i>v</i> (%)	18,77	23,59	23,56	
Hemoglobin (g/l)	$\bar{x}$	105,09 ⁺⁺	98,08	93,79 ⁺⁺	90—140
	<i>s</i>	11,88	14,21	7,54	
	<i>v</i> (%)	11,30	14,49	8,04	
Hematokrit (l/l)	$\bar{x}$	0,32	0,30	0,30	0,30—0,38
	<i>s</i>	0,03	0,03	0,04	
	<i>v</i> (%)	10,00	10,00	13,33	

⁺⁺ $P < 0,01$

65,7 %), ze kterých bylo morfologicky hodnoceno jako normální 66,3 %, tj. průměrně 3,58 vhodných embryí. Úroveň stimulace, nechirurgický zisk embryí se vyznačuje značnou variabilitou a je vyšší nebo na úrovni výsledků, kterých dosáhli Kudláč et al. (1979), Greve et al. (1977, 1978), Sergejev, Gorbunov (1979), Romanowski et al. (1982) a Greve (1982). Říha et al. (1984) dosáhli u skupin vyřazených krav a vyřazených vysokoužitkových krav nižší stimulaci a zisk i horší kvalitu získaných embryí při značné variabilitě získaných výsledků.

V tab. II jsou zhodnoceny základní hematologické ukazatele u dárkyň. Průměrný počet leukocytů je na spodní hranici referenčních hodnot, které uvádějí Jagoš a Bouda (1981). Rovněž Brouček (1979) zjistil u krav na počátku laktace počet leukocytů na spodní hranici fyziologického rozpětí. Stejný poznatek uvádí Holub a kol. (1969). Nižší počet leukocytů signalizuje zdravotní stav organismu bez významných zánětlivých onemocnění. U krav I. skupiny byl zjištěn průkazně vyšší obsah hemoglobinu ($P < 0,01$) než u krav III. skupiny (se superovulací) — 105,09 g/l proti 93,79 g/l. Rovněž hodnoty hematokritu jsou v mezích fyziologického normálu a blíží se, stejně jako obsah hemoglobinu, spodní hranici fyziologického rozpětí (Jagoš, Bouda, 1981). Hodnoty hemoglobinu a hematokritu obvykle kladně korelují s užitkovostí (Holub a kol., 1969), avšak v našem sledování tomu tak zcela nebylo. Asi proto, že hodnoty obou ukazatelů se snižují s věkem a náš soubor krav byl složen z plemenic na druhé a dalších laktacích.

V tab. III jsou uvedeny hodnoty sledovaných biochemických ukazatelů krevního séra a obsah některých makroprvků. Hladina celkových bílkovin v séru má poněkud klesající tendenci se vzrůstající odezvou na superovulační ošetření. Avšak průměrné hodnoty u krav všech skupin se pohybují uprostřed fyziologického rozmezí, které uvádějí Jagoš a Bouda (1981), přičemž rozdíly mezi průměry jsou statisticky neprůkazné. Hladina glukózy u superovulovaných krav (4,05 mmol/l) je průkazně vyšší než u krav bez superovulace (3,26 mmol/l; $P < 0,05$). U krav s odezvou jedno až dvě CL je hodnota hladiny glukózy zhruba uprostřed (3,66 mmol/l) — tab. III. Tímto zjištěním je znovu potvrzena důležitost zásobení vysokoužitkových dojnic dostatečným množstvím energie, které je, jak uvádějí Polášek, Sedláková (1975) a Sedláková et al. (1978, 1981), nezbytné pro zajištění vysoké užitkovosti při dosažení optimálních hodnot reprodukčních ukazatelů. Se snižováním hladiny energie v krevním séru se zhoršovaly výsledky superovulace, patrně v důsledku narušení hormonální rovnováhy, o které se zmiňují Kudláč a Holý (1984), což má za následek sníženou tvorbu gonadotropinu, poruchy růstu a zrání folikulů a dále vynechání ovulace s následnou perzistencí, popř. cystózním zvrhnutím folikulů. Patrně proto, že superovulace představuje pro organismus dárkyň značnou zátěž, projevují se poruchy zásobení energií úplnou absencí ovulace.

Úroveň hladiny močoviny v krvi se pohybuje na horní hranici fyziologického rozpětí. Průkazně vyšší hodnota hladiny močoviny v séru byla zjištěna u dojnic II. skupiny (5,16 mmol/l) ve srovnání s dojnicemi I. skupiny (4,74 mmol/l, $P < 0,01$). U superovulovaných krav III. skupiny činila hodnota 5,12 mmol/l. Z hlediska reprodukce jsou vysoké hladiny dusíkatých látek a močoviny škodlivé (Kalábová, 1984;

III. Biochemické ukazatele v krevním séru dárkyň embryí — Biochemical characteristics in the blood serum of embryo donors

Ukazatel			Skupina			Fyziologické rozmezí (Jagoš, Bouda, 1981)
			I.	II.	III.	
Celkové bílkoviny (G/l)	$\bar{x}$		75,91	74,21	74,15	65—85
	<i>s</i>		6,77	4,22	6,76	
	<i>v</i>		8,92	5,69	9,12	
Glukóza (mmol/l)	$\bar{x}$		3,26 ⁺	3,66	4,05 ⁺	3,0—3,90
	<i>s</i>		0,48	0,96	1,03	
	<i>v</i>		14,72	26,23	25,43	
Močovina (mmol/l)	$\bar{x}$		4,74 ⁺⁺	5,16 ⁺⁺	5,12	2,5—5,0
	<i>s</i>		1,46	1,18	1,34	
	<i>v</i>		30,80	22,87	26,17	
Sodík — Na (mmol/l)	$\bar{x}$		138,55	138,25	138,09	136—150
	<i>s</i>		4,66	2,89	5,66	
	<i>v</i>		3,36	2,09	4,10	
Draslík — K (mmol/l)	$\bar{x}$		4,88	4,58	4,78	4,0—5,8
	<i>s</i>		0,41	0,47	0,47	
	<i>v</i>		8,40	10,04	9,83	
Vápník — Ca (mmol/l)	$\bar{x}$		2,30	2,28	2,31	2,25—2,99
	<i>s</i>		0,16	0,18	0,13	
	<i>v</i>		6,96	7,89	5,83	
Fosfor — P (mmol/l)	$\bar{x}$		1,81	1,79	1,78	1,62—2,26
	<i>s</i>		0,42	0,29	0,27	
	<i>v</i>		23,20	16,20	11,69	
Alkalická fosfatáza (μ kat/l)	$\bar{x}$		1,57 ⁺	1,22	1,00 ⁺	0,279—0,835
	<i>s</i>		1,01	0,93	0,61	
	<i>v</i>		64,33	23,77	61,00	
Poměr CB : GLU	$\bar{x}$		23,9 ⁺⁺	21,80	18,99 ⁺⁺	
	<i>s</i>		8,93	9,50	1,56	
	<i>v</i>		37,36	43,58	8,22	
Na : K	$\bar{x}$		28,53	29,82	29,14	
	<i>s</i>		1,91	2,66	2,81	
	<i>v</i>		6,69	8,92	9,64	
Ca : P	$\bar{x}$		1,27	1,32	1,40	
	<i>s</i>		0,40	0,30	0,41	
	<i>v</i>		31,50	22,73	29,29	

⁺ $P < 0,05$ ⁺⁺ $P < 0,01$

Lebeda, Buš, 1985; Kliment, Šťastný, 1983). Ovšem k prohloubení špatného stavu dochází především při nedostatku energie (Huber, 1979). V našem sledování patrně došlo u krav II. a III. skupiny ke kompenzaci nadbytečného množství močoviny v krevním séru díky dostatečnému zásobení dojnic energií. Nedošlo k negativním projevům v podobě změny pH v reprodukčním aparátu ke slabě zásadité reakci (Kudláč, Holý, 1984), která má za následek snížení aktivity spermií a neplodnost. Přesto v některých jednotlivých případech mohla být tato skutečnost zábranou oplození ovulovaných oocytů. Zajímavé je srovnání poměru celkových bílkovin a glukózy. U krav bez superovulace byl průkazně širší poměr (1:23,9) než u krav superovulovaných, tj. III. skupiny (1:18,99, $P < 0,01$). Užší proteino-glukózový poměr je z hlediska superovulace příznivější. K obdobnému závěru dospěli Kliment a Šťastný (1983) při sledování metabolismu jalovic při synchronizaci.

Obsah sledovaných makroprvků v krevním séru je v mezích fyziologického normálu (Jagoš, Bouda, 1981) — tab. III, zjištěné průměry obsahu draslíku, sodíku, vápníku a fosforu v jednotlivých skupinách jsou statisticky neprůkazné. U jednotlivých skupin krav není ani rozdíl v poměru Na:K, i když u krav se širším poměrem Na:K bylo dosaženo poněkud lepších výsledků; ovšem zjištěné rozdíly jsou minimální a na jejich základě nelze učinit jednoznačný závěr.

Při studiu vlivu makroprvků na reprodukční schopnosti byla zjištěna tendence lepších výsledků superovulace při širším poměru Ca:P — u superovulovaných krav 1,4:1, u krav bez superovulace 1,27:1, i když podle údajů, které uvádějí Kudláč, Holý (1984) a Huber (1979), je poměr 1,4:1 spíše vhodný pro březí krávy stojící na suchu. Pro krávy v laktaci by měl být poměr širší a jeho hodnota by se měla pohybovat v rozmezí 1,7 až 2,5:1.

U krav bez superovulace byla zjištěna vyšší aktivita alkalické fosfatázy v krevním séru (1,57 $\mu\text{kat/l}$) než u krav III. skupiny — 1,0 $\mu\text{kat/l}$ ($P < 0,05$). U krav II. skupiny činila tato hodnota 1,22 $\mu\text{kat/l}$. U všech krav je zjištěná hladina nad horní hranici fyziologického rozpětí, které udávají ve své práci Jagoš a Bouda (1981) — max. 0,835 $\mu\text{kat/l}$. Její nejdůležitější funkcí je podle Broučka (1979) zajišťování metabolismu vápníku a fosforu. Její aktivita v séru se zvyšuje při jejich nepoměru, při kostních onemocněních a přestavbách, rachitidě, osteomalácii. Vyšší věk vysokoužitkových dojnic a ne zcela vyhovující poměr Ca:P mohou být odrazem vyšší aktivity alkalické fosfatázy a její nižší hladiny u krav se superovulací. Právě u těchto krav byl poměr Ca:P nejširší a obsah alkalické fosfatázy se nejvíce přiblížil fyziologickému normálu. Z celkového zhodnocení ukazatelů vnitřního prostředí je zřejmé, že krávy bez superovulace mohly být v horší kondici, což může mít za následek vyšší aktivitu alkalické fosfatázy (Konrád, Kroupová — cit. Brouček, 1979).

Závěrem lze konstatovat, že u krav, u kterých byla dosažena superovulační odezva po ošetření MSG, bylo zjištěno optimální energetické zásobení organismu, schopné kompenzovat vyšší obsah močoviny, výhodnější poměr celkových bílkovin a glukózy, Ca:P a obsah alkalické fosfatázy.

Literatura

- BROUČEK, J.: Vplyv trvale obmedzeného pohybu na rast, niektoré ukazovatele látkovej premeny a zdravotný stav jalovic. KDIS, VÚŽV Nitra, 1979.
- GREVE, T.: Bovine egg transplantation in Denmark. Copenhagen, K. F. Mortensen A S 1982, 221 s.
- GREVE, T. — LEHN-JENSEN, H.: Fertility of high yielding dairy cows following superovulation and non-surgical recovery of embryos. *Theriogenology*, 9, 1978, s. 313-322.
- GREVE, T. — LEHN-JENSEN, H. — RASBECH, N. O.: Nonsurgical recovery of bovine embryos. *Theriogenology*, 7, 1977, č. 4, s. 239-250.
- HOLUB, A. a kol.: Fyziologie hospodářských zvířat. Praha, SZN 1969.
- HOLÝ, L.: Současné směry a využití přenosu embryí v chovu skotu. *Veterinářství*, 34, 1984, č. 8, s. 342-346.
- HUBER, J. T.: Dietary management of dairy cattle. In: Poznatky z výživy hospodářských zvířat. Praha, ÚVTI 1979.
- JAGOŠ, P. — BOUDA, J.: Základní biochemické a hematologické hodnoty u domácích zvířat a nové způsoby vyjadřování výsledků laboratorních vyšetření. Brno, VŠV 1981.
- KALÁBOVÁ, M.: Obsah dusičnanů, dusitanů v objemném krmivu a jejich vliv na zdravotní stav hospodářských zvířat. *Veterinářství*, 34, 1984, č. 7, s. 312-313.
- KLIMENT, J. — ŠTASTNÝ, P.: Utilization of the metabolic test in the synchronization of estrus in heifers. *Poľnohospodárstvo (Agriculture)*, 29, 1983, č. 12, s. 1078-1085.
- KUDLÁČ, E. — KOZUMPLÍK, J. — VINKLER, A. — HRIVNÁK, J.: Superovulace a konzervativní získávání embryí u krav. *Veterinářství*, 29, 1979, č. 4, s. 158-163.
- KUDLÁČ, E. — HOLÝ, Z.: Řízení a kontrola reprodukce ve velkochovech skotu. Praha, SZN 1984, s. 158-169.
- LEBEDA, M. — BUŠ, A.: Sezónní koncentrace močoviny v krevní plazmě a v moči krav v různých fázích laktace. *Veterinářství*, 35, 1985, č. 2, s. 55-61.
- LOISEL, J.: Les rations déséquilibrées entraînent une chute de la fécondité. *L'élevage bovin*, 1982, č. 116, s. 25-29.
- MAJERČIAK, P.: Řízená reprodukce hospodářských zvířat. [Výzkumná zpráva.] Nitra, VÚŽV 1981.
- POLÁŠEK, M. — SEDLÁKOVÁ, L.: Výzkum ovlivnění plodnosti a užitkovosti výkonných dojníc zvýšením přísunem energie v prvních měsících laktace. [Výzkumná zpráva.] Rapotín, VÚCHS 1975.
- ROMANOWSKI, W. — ROSELIUS, R. — HAHN, J.: Auswahl von Hochleistungskühen als Spendetiere für Eiübertragung. *Rinderproduktion*, 45, 1980, s. 8-9.
- ROMANOWSKI, W. — ROSELIUS, R. — HAHN, J.: Erfahrung und Erfolge bei nicht-chirurgischen Embryo — Transfer bei Rindern. *Tierzüchter*, 25, 1982, č. 12, s. 503-506.
- ŘÍHA, J.: Využití vyřazených krav jako dárců embryí pro přenos. KDIS, VÚCHS Rapotín, 1982.
- ŘÍHA, J. — ROZSÍVAL, A. — POLÁŠEK, M. — BANÁŠ, P.: Vliv úrovně mléčné užitkovosti na výsledek superovulace u vyřazených krav a prvotetek. *Živoč. Vyr.*, 29, 1984, č. 10, s. 873-881.
- ŘÍHA, J. — ROZSÍVAL, A. — BANÁŠ, P. — POLÁŠEK, M.: Nechirurgické získávání embryí od vyřazených plemenic skotu. *Výzk. Chovu Skotu*, 26, 1984, č. 2, s. 5-8.
- SEDLÁKOVÁ, L. — ŘÍHA, J. — POLÁŠEK, M.: Vliv výživy vysokobřezích jalovic a prvotetek na užitkovost a plodnost. *Živoč. Vyr.*, 23, 1978, č. 12, s. 881-892.
- SEDLÁKOVÁ, L. — ŘÍHA, J. — POLÁŠEK, M.: Vliv úrovně výživy vysokobřezích jalovic a prvotetek na užitkovost a plodnost. *Živoč. Vyr.*, 26, 1981, č. 4, s. 247-258.
- SERGEJEV, N. I. — GORBUNOV, V.: Peresadka embryonov u krupnogo rogatogo skota. *Životnovodstvo*, 12, 1979, s. 48-51.
- SCHILLING, E. — HAUPT, P. — SMIDT, D. — SACHER, B. — ELSAESSER, F. — SCHUTZBAR, W.: Die Variabilität des Superovulationserfolges bei Kühen und deren mögliche Ursachen. *Z. Tierzücht. Zücht.-Biol.*, 98, 1981, s. 88-99.
- SOKOLOVSKAJA, I. I.: Peresadki zygot — technika i rezultaty chirurgičeskich metodov v skotovodstve. *Seľ. Choz. za Rubež.*, Ser. B, 1978, č. 3, s. 3-45.
- VINKLER, A. — KUDLÁČ, E. — KOZUMPLÍK, J. — DANČÍK, A. — DVOŘÁK, R. — VAŇATKA, F. — HRIVNÁK, J. — HOŠEK, L.: Faktory ovlivňující úspěšnost přípravy dárců a příjemců v programu přenosu raných embryí u skotu. In: Sbor. Ref. Konf. o reprodukci hosp. zvířat, Brno, 29.—30. 6. 1983, s. 10.

Došlo dne 2. 9. 1985

РЖИГА, Я. — БАНАШ, П. — ПАЛКА, Я. — СМЕШНА, Г. (Научно-исследовательский институт разведения крупного рогатого скота, Рапотин; Районный здравотдел, Шумперк): **Метаболический профиль высокопродуктивных коров-доноров эмбрионов.** Živoč. Výt., 31, 1986 (4) : 289-298.

На основе анализа яремной крови изучался метаболический профиль высокопродуктивных коров — доноров эмбрионов ($n = 73$), разделенных на три группы по степени реакции на суперовуляционную обработку: 1 группа — без реакции ($n = 11$), 2 группа — с одним или двумя желтыми телами (CL) ($n = 28$), 3 группа — с тремя и более CL ($n = 34$), среднее число $7,97 \pm 5,49$ CL, нехирургическим способом было получено $5,39 \pm 4,74$ яиц, в том числе $3,58 \pm 3,46$ пригодных эмбрионов; доля полученных яиц по сравнению с числом CL составляла 65,7% в том числе 66,3% пригодных эмбрионов. Гематологические показатели крови доноров находились в пределах физиологических норм. Был установлен достоверно более высокий уровень гемоглобина у коров 1 группы, чем у коров 3 группы ($P < 0,01$). У коров 3 группы был установлен достоверно более высокий уровень глюкозы в сыворотке крови ($4,05 \text{ ммоль/л}$) по сравнению с племенными коровами 1 группы ($3,26 \text{ ммоль/л}$); ($P < 0,05$). Различие средних значений уровней мочевины было достоверно выше у коров 2 группы, чем у коров 1 группы ($P < 0,01$). У коров 3 группы уровень мочевины также был высоким, но явно был компенсирован высоким уровнем глюкозы. В крови суперовуляционных коров (3 группа) была установлена достоверно более низкая активность щелочной фосфатазы ($P < 0,01$) и достоверно пониженное отношение между общими белками сыворотки и содержанием глюкозы (1:18,99), чем у коров 1 группы (1:23,9); ($P < 0,01$). Несколько шире соотношение Ca:P было установлено у суперовулированных коров (3 группа) по сравнению с коровами без суперовуляции (1 группа) — 1,4:1 по сравнению с 1,27:1. Содержание кальция, фосфора, натрия и калия в сыворотке находилось в физиологических пределах.

суперовуляция; донор эмбрионов; метаболический тест; энергия; макроэлементы; соотношение общих белков и глюкозы; соотношение Ca:P

ŘÍHA, J. — BANÁŠ, P. — PÁLKA, J. — SMĚŠNÁ, H. (Research Institute for Cattle Breeding, Rapotín; District Health Centre, Šumperk): *The Metabolic Profile of High-Efficiency Cows Used as Embryo Donors.* Živoč. Výt., 31, 1986 (4) : 289-298.

On the basis of the analysis of jugular blood, the metabolic profile was studied in high-yielding cows — donors of embryos ($n = 73$). The cows were divided into three groups according to their response to superovulation treatment: Group I — no response ($n = 11$), Group II — one to two corpora lutea (CL) ($n = 28$), Group III — three and more CL ($n = 34$), the average number of CL was 7.97 ± 5.49 . The number of ova recovered by the non-surgical method was 5.39 ± 4.74 ; out of this, 3.58 ± 3.46 were transferable embryos. The percent of recovered eggs with respect to the number of CL was 65.7; 66.3% of this were transferable embryos. The haematologic parameters of the blood of donors ranged within the limits of physiological standards. A significantly higher haemoglobin level was recorded in the cows of Group I compared with the cows of Group III ($P < 0.01$). The cows of Group III had a significantly higher level of glucose in blood serum (4.05 mmol/l) than the cows in Group I (3.26 mmol/l) ($P < 0.01$). The difference in the average values of urea level was significantly greater in the cows of Group II than in the cows of Group I ($P < 0.01$). In the cows of Group III the level of urea was also high but it was probably compensated by a high level of glucose. The blood of superovulated cows (Group III) showed a significantly lower activity of alkaline phosphatase ($P < 0.01$) and had a significantly lower ratio between the total protein of blood serum and glucose content (1:18.99), as compared with the cows of Group I (1:23.9) ($P < 0.01$). A somewhat wider ratio of Ca:P was recorded in the superovulated cows (Group III), as compared with the cows left without the super-

ovulation treatment (Group I) (1.4 : 1 vs. 1.27 : 1). The contents of calcium, phosphorus, sodium and potassium in the serum were within the physiological limits. superovulation; embryo donors; metabolic test; energy; macroelements; ratio of total protein and glucose; Ca : P ratio

ŘÍHA, J. — BANÁŠ, P. — PÁLKA, J. — SMĚŠNÁ, H. (Forschungsinstitut für Rinderzucht, Rapotín; Kreis-Institut für Volksgesundheit, Šumperk): *Stoffwechselprofil von Hochleistungskühen — Embryonenspenderinnen*. Zivoč. Věr., 31, 1986 (4) : 289-298.

Aufgrund von Jugularblutanalysen wurde das Stoffwechselprofil von Hochleistungskühen — Embryonenspenderinnen ($n = 73$), die dem Grad der Reaktion auf Superovulationsbehandlung nach in drei Gruppen eingeteilt waren, studiert: I. Gruppe — ohne Reaktion ($n = 11$), II. Gruppe — mit einem bis zwei Gelbkörperchen (CL) ($n = 28$), III. Gruppe — mit drei und mehr CL ($n = 34$), die durchschnittliche Zahl betrug $7,97 \pm 5,49$ CL; auf nichtchirurgischem Wege wurden $5,39 \pm 4,74$ Eizellen gewonnen, davon gab es $3,58 \pm 3,46$ geeigneter Embryonen, der Anteil der gewonnenen Eizellen gegenüber der Zahl der CL betrug 65,7 %, davon 66,3 % geeigneter Embryonen. Die hämatologischen Blutwerte der Spenderinnen lagen in den Grenzen physiologischer Normen. Im Blut von Kühen der I. Gruppe wurde ein signifikant höherer Hämoglobinspiegel als bei Kühen der III. Gruppe festgestellt ($P < 0,01$). Bei Kühen der Gruppe III. wurde ein signifikant höherer Glukosespiegel im Blutserum (4,05 mmol/l) verzeichnet als bei Kühen der Gruppe I. (3,26 mmol/l; $P < 0,05$). Der Unterschied der mittleren Werte des Harnstoffspiegels war bei Kühen der Gruppe II. signifikant höher als bei der Gruppe I. ($P < 0,01$). Bei Kühen der III. Gruppe lag der Harnstoffspiegel ebenfalls auf einem hohen Niveau, er war jedoch anscheinend durch den hohen Glukosespiegel kompensiert. Im Blut der superovulierten Kühe (III. Gruppe) wurde eine signifikant niedrigere Aktivität der Alkaliphosphatase ($P < 0,01$) und ein signifikant niedrigeres Verhältnis zwischen den Gesamtserumeiweißstoffen und dem Glukosegehalt (1 : 18,99) als bei den Kühen der Gruppe I. (1 : 23,9) festgestellt ($P < 0,01$). Ein etwas weiteres Verhältnis von Ca : P wurde bei den superovulierten Kühen (Gruppe III.) gegenüber den Kühen ohne Superovulation (Gruppe I.) verzeichnet — u. zw. 1,4 : 1 gegenüber 1,27 : 1. Der Gehalt an Kalzium, Phosphor, Natrium und Kalium im Serum bewegte sich in Grenzen der physiologischen Norm.

Superovulation; Embryonenspenderin; Stoffwechseltest; Energie; Makroelemente; Verhältnis — Gesamteiweißstoffe; Glukose; Verhältnis Ca : P

Adresy autorů:

Ing. Jan Říha, CSc., ing. Pavel Banáš, Výzkumný ústav pro chov skotu, 788 13 Rapotín
MUDr. Jaroslav Pálka, Hana Směšná, Okresní ústav národního zdraví, 787 01 Šumperk

LÁTKOVÉ SLOŽENÍ VÝBĚROVÉHO MLÉKA

L. Kratochvíl, M. Mergl

KRATOCHVÍL, L. — MERGL, M. (Vysoká škola zemědělská, Praha; Výzkumný ústav mlékárenský, Praha): *Látkové složení výběrového mléka*. Živoč. Vyr., 31, 1986 (4) : 299-304.

V ČSR byl realizován program výroby, nákupu a zpracování výběrového mléka na sušenou kojeneckou a dětskou výživu a výběrový sýr Kroměřížan. Na výběrové mléko jsou kladeny zvýšené požadavky z hlediska hygienického, nutričního i technologického. Zabývali jsme se proto sledováním jeho látkového složení, obsahem některých vitamínů a výskytem cizorodých látek. Sušina výběrového mléka se pohybovala v rozmezí 12,6 až 13,5 %, obsah tuku v rozmezí 3,88 až 4,43 %, obsah bílkovin v rozmezí 3,35 až 3,73 % a obsah laktózy v rozmezí 4,35 až 4,72 %. Průměrný obsah vitamínů (v mg/100 g) činil: vitamín A — 0,023; B₁ — 0,043; B₂ — 0,167; B₆ — 0,028. Rezidua cizorodých látek (chlorované pesticidy) nepřekročila praktické reziduální limity, které stanoví Hygienické předpisy MZd ČSR.

výběrové mléko; látkové složení výběrového mléka; obsah sušiny, bílkovin, tuku a vitamínů; cizorodé látky ve výběrovém mléce

V ČSR byl realizován program produkce výběrového mléka v prvovýrobě (Kratochvíl, Mergl, 1985) a jeho nákup a zpracování v některých mlékárenských závodech. V k. p. PMV — závod Opočno je výběrové mléko zpracováváno na kojeneckou a dětskou výživu a v k. p. Lacrum — závod Kroměříž na výběrový sýr Kroměřížan (Mergl, 1984a, b).

Požadavky na jakost mléka pro výrobu sušeného a zahuštěného mléka, zejména pak mléka určeného pro výživu kojenců a dětí raného věku, jsou nejpřísnější, a to jak z hlediska čisté chuti, vůně a mikrobiální čistoty, tak i z hlediska fyzikálně-chemických vlastností a látkového složení (Teplý a kol., 1979). Rovněž je nutné dbát na nízký obsah pesticidů, nepřítomnost antibiotik a nízký obsah určitých chemických prvků (Cvak et al., 1985; Szokolay, 1981). Velký důraz je kladen na vysokou nutriční hodnotu nakupovaného výběrového mléka (Černá, 1979), která se promítá do mlékárenských výrobků.

V této práci navazujeme na sdělení zaměřená na problematiku produkce, nákupu a zpracování výběrového mléka (Mergl, 1984c; Kratochvíl, Mergl, 1985) a předkládáme výsledky sledování zaměřených na látkové složení výběrového mléka z modelové linky svozu. Sledování jsme rozšířili i o stanovení některých vitamínů a o posouzení vhodnosti suroviny pro výrobu kojenecké a dětské výživy z hlediska výskytu cizorodých látek.

	Měsíc / rok					
	III 1983	IV 1983	V 1983	VI 1983	VII 1983	VIII 1983
Kyselost (1)	6,8	6,2	6,6	6,2	6,2	6,8
Syřitelnost v sekundách (2)	494	499	461	449	498	468
Sušina v % (3)	13,23	13,06	12,81	12,72	12,64	12,60
Tuk v % (3)	4,32	4,18	4,00	3,95	3,92	3,88
Tukoprostá sušina v % (3)	8,92	8,90	8,84	8,77	8,72	8,72
Bílkoviny v % (3)	3,59	3,52	3,46	3,51	3,48	3,35
Laktóza v % (3)	4,65	4,70	4,67	nest.	nest.	nest.
Rezidua cizoro- dých látek (4)	+	+	+	+	+	+

Poznámka:

- (1) kyselost titračně (ml odměrného roztoku c (NaOH) = 0,25 mol/l na 100 ml vzorku; dříve SH)
 (2) podle Černé a Cvaka (1985)
 (3) stanovení na přístroji MILKOSCAN 104 fy Foss-Electric (Dánsko)
 (4) + vyhovuje (— nevyhovuje) Hygienickým předpisům MZd ČSR (Sv. 43/1978)

MATERIÁL A METODA

Abychom mohli hlouběji posoudit jakost výběrového mléka, a to se zaměřením jednak na jeho látkové složení (obsah sušiny, bílkovin, tuku a laktózy a některým vitamínů) a jednak na přítomnost reziduí cizorodých látek, a rovněž posoudit jeho vhodnost pro zpracování (kyselost, syřitelnost), vytvořili jsme modelovou linku svozu výběrové suroviny ze čtyř dodavatelů výběrového mléka (svozný rajón PMV — mlékárna Opočno). Jednou v měsíci byl z modelové linky odebrán vzorek směsného mléka, u kterého jsme stanovili:

- kyselost a syřitelnost klasickými postupy (Černá, Mergl, 1971; Kratochvíl, Mergl, 1985);
- sušinu, tuk, bílkoviny a laktózu na automatickém analyzátoru Milkoscan 104 (Černá, Peterková, 1984);
- rezidua cizorodých látek na přístroji Varian (Cvak, Černá, 1986; Szokolay, 1981);
- vitamíny: A a karotény (ČSN 56 0053), B₁ (ČSN 56 0052), B₂ (ČSN 56 0054), B₆ (ČSN 56 0056), přičemž analýzy byly provedeny ve VÚPP v Praze.

VÝSLEDKY A DISKUSE

Roční sledování látkového složení výběrového mléka (1983—1984)

Roční sledování (březen 1983 až únor 1984) látkového složení výběrového mléka z modelové linky svozu (rajón mlékárny PMV Opočno) zaměřené na stanovení obsahu sušiny, tuku, bílkovin a laktózy, doplněné o jeho základní charakteristiku z hlediska technologické zpracovatelnosti (kyselost, syřitelnost) jsme shrnuli do tab. I.

Měsíc / rok						$\bar{x}$	s
IX 1983	X 1983	XI 1983	XII 1983	I 1984	II 1984		
6,6	6,7	6,2	6,4	6,4	6,4	6,458	0,23
515	424	566	598	535	545	504	50,6
13,51	13,08	12,72	13,08	12,96	13,02	12,95	0,266
4,43	4,25	4,15	4,32	4,23	4,13	4,15	0,176
9,08	8,83	8,57	8,76	8,73	8,89	8,81	0,104
3,73	3,59	3,53	3,54	3,44	3,52	3,52	0,093
4,72	4,60	4,35	4,57	4,64	4,64	4,61	0,11
+	+	+	+	+	+	(+)	(+)

Sledování jsme rozšířili o stanovení obsahu vitamínů A (a karoténů), B₁, B₂ a B₆ (tab. II).

Protože výběrové mléko je v tomto případě určeno ke zpracování na kojeneckou a dětskou výživu, zaměřili jsme pozornost i na zjišťování reziduí cizorodých látek (tab. I).

Látkové složení výběrového mléka

Roční sledování látkového složení výběrového mléka ukázalo:

- sušina mléka se pohybovala v rozmezí 12,60 % (minimální hodnota) až 13,51 % (maximální hodnota);
- obsah tuku se pohyboval v rozmezí 3,88 až 4,43 %;
- obsah bílkovin se pohyboval v rozmezí 3,35 až 3,73 %;

II. Obsah vitamínů v syrovém (A, B) a výběrovém (C) mléce — Vitamin content in raw (A, B) and grade A (C) milk

Vitamín (v mg/100 g)	(A)	(B)	(C)
Karotény	0,03 až 0,06	0,022	0,023
Vitamín A	0,01 až 0,07	0,022	0,033
Vitamín B ₁	0,002 až 0,07	0,05	0,043
Vitamín B ₂	0,01 až 0,3	0,177	0,167
Vitamín B ₆	0,01 až 0,07	0,027	0,028

Poznámka:

(A) podle zahraničních a domácích údajů (Blatná, 1979)

(B) průměrné hodnoty z regionálního průzkumu ve východočeské oblasti (Černá, 1970 až 1975)

(C) průměrné hodnoty u výběrové suroviny (V/1983 až I/1984, rajón PMV Opočno)

- d) obsah laktózy (s výjimkou měsíců VI až VIII, kdy nebyl stanoven) se pohyboval v rozmezí 4,35 až 4,72 %;
- e) tukuprostá sušina (určená výpočtem) se pohybovala v rozmezí 8,72 až 9,08 % (s výjimkou XI/1983, kdy byla 8,57 %).

Výběrové mléko je tedy plnohodnotnou surovinou s vysokou nutriční hodnotou (Černá, 1979), o čemž svědčí hlavně zjištěný obsah bílkovin, tuku a laktózy. Rovněž obsah tukuprosté sušiny (s výjimkou XI/1983) převyšuje její doposud normovaný obsah 8,5 % (ČSN 46 6101) o 0,2 až 0,5 %. Tím jsou splněny nejen podmínky Směrnice č. 2 (MP koncern Praha), která stanoví obsah tukuprosté sušiny u výběrového mléka minimálně 8,7 %, ale naskýtá se i možnost úspor suroviny při výrobě sušeného mléka a sýrů. Propočty a experimentálními pracemi (Teplý et al., 1979) bylo prokázáno, že zvýšení obsahu bílkovin o 0,1 % se promítne do snížení spotřeby mléka na výrobu 1 kg sýra (podle druhu a tučnosti) o 0,2 až 0,5 litru; každé zvýšení tukuprosté sušiny o 0,1 % představuje při výrobě sušeného mléka úsporu 0,122 litru na 1 kg výrobku.

Údaje o látkovém složení mléka jsme doplnili o stanovení kyselosti a syřitelnosti; kyselost (podle SH) se pohybovala v normovaných hodnotách pro výběrové mléko — rozmezí 6,2 až 6,8; rovněž syřitelnost mléka, pohybující se v rozmezí 424 až 598 sekund, odpovídala technologickým požadavkům na surovinu (pro výrobu sýrů).

Obsah vitamínů ve výběrovém mléce

Vitamínová hodnota čerstvého mléka je variabilní (Černá, 1979); rozptyl hodnot jednotlivých vitamínů v syrovém mléce je uveden v tab. III. Kolísání jednotlivých lipofilních a hydrofilních faktorů je ovlivňováno plemenem dojnice, zdravotním stavem, ročním obdobím, výživou (píci) aj.

Obsah vitamínů ve výběrovém mléce z modelové linky svozu jsme sledovali v období květen 1983 až leden 1984. Nalezené průměrné hodnoty jsme porovnali s údaji, které uvádí Blattná (1979) a Černá [cit. Teplý et al., 1979]. Obsah karoténů byl v souladu s literárními údaji, obsah vitamínu A byl vyšší. Obsah vitamínů skupiny B (B₁, B₂, B₆) byl jak ve sledování Černé [cit. Teplý et al., 1979], tak i v případě výběrového mléka prakticky na stejné úrovni.

III. Obsah vitamínů ve výběrovém mléce (C) — Vitamin content in grade A milk

Vitamín (v mg/100 g)	Rozmezí		s
	min.	max.	
Karotény	0,013	0,036	0,0065
Vitamín A	0,022	0,042	0,0060
Vitamín B ₁	0,02	0,06	0,0125
Vitamín B ₂	0,13	0,19	0,0236
Vitamín B ₆	0,024	0,035	0,0055

Cizorodé látky ve výběrovém mléce

Životní prostředí průmyslově vyspělých zemí se stále zhoršuje a ne se s sebou výskyt cizorodých látek i v potravinářských surovinách a výrobcích (C v a k et al., 1985; S z o k o l a y, 1981). Tato skutečnost vyžaduje v zemědělsko-potravinářském komplexu především zvyšování zodpovědnosti za produkci zdravotně nezávadných potravinářských surovin a výrobků. Účinnost preventivních opatření musí být limitována legislativou (Pokyny o kontrole výskytu cizorodých látek v přírodě, krmivech a poživatinách, č. j. FM 01-680/84), hygienickým dozorem a laboratorní kontrolou reziduí cizorodých látek.

Z uvedených důvodů a dále proto, že výběrové mléko je určeno pro výrobu kojenecké a dětské výživy, jsme zjišťování cizorodých látek (se speciálním zaměřením na chlоровané pesticidy) ve výběrové surovině věnovali pozornost. Výsledky celoročního sledování ukázaly (tab. I), že přítomnost reziduí cizorodých látek nepřekročila ani v jednom měsíci hodnoty požadované Směrnici č. 2 pro výběrové mléko (Hygienické předpisy MZd ČSR č. 50), ale byla výrazně nižší (M e r g l, 1984).

Závěrem můžeme konstatovat, že výběrové mléko vykazovalo na základě látkového složení a obsahu vitamínů vysokou nutriční hodnotu odpovídající technologické vlastnosti (kyselost a syřitelnost) a odpovídalo hygienickým předpisům pro mléko určené k výrobě kojenecké a dětské výživy, pokud jde o rezidua cizorodých látek.

Literatura

- BLATTNÁ, J.: Nutriční hodnota mléka a mléčných výrobků I. Prům. Potrav., 20, 1969, č. 10, s. 282.
- CVAK, Z. — ČERNÁ, E.: Analytické metody pro mléko a mlékárenské výrobky. Praha, STI PP 1986 (v tisku).
- CVAK, Z. — OBERMAIER, O. — SRNA, J.: Cizorodé látky v mléce a mlékárenských výrobcích. Náš Chov (Praha), MP, 1985, č. 3.
- ČERNÁ, E.: Studium změn složení a jakosti mléka v závislosti na podmínkách získání mléka (oblast Žamberk). [Závěrečná zpráva.] Praha, VÚM 1975.
- ČERNÁ, M.: Nutriční hodnota mléka a mléčných výrobků. Praha, STI PP 1979.
- ČERNÁ, E. — MERGL, M.: Laboratorní kontrolní metody v mlékařství. Praha, SNTL 1971.
- ČERNÁ, E. — PETERKOVÁ, L.: Přesnost analýz na přístroji Milkoscan 104. Prům. Potrav., 35, 1984, č. 4, s. 199-39.
- KRATOCHVÍL, L. — MERGL, M.: Dlouhodobé sledování produkce výběrového mléka. Živoč. Vyr., 30, 1985, č. 5, s. 429-438.
- MERGL, M.: Studium podmínek získávání mléka v prvovýrobě z pohledu integrovaných vztahů mezi zemědělstvím a mlékárenským průmyslem (Experimentální ověřování podmínek produkce a zpracování výběrového mléka). [Závěrečná zpráva.] Praha, VÚM 1984a.
- MERGL, M.: Výběrové mléko. Prům. Potrav., 35, 1984b, č. 6, s. 307-59.
- MERGL, M.: Produkce výběrového mléka ve vztahu k výživě dojníc. In: Sbor. ZP ČVTS MP koncern Problematika prvovýroby mléka, 1984c.
- SZOKOLAY, A.: Posudzovanie cudzorodých látok v poživatinách z hľadiska racionálnej výživy. Bratislava, Spol. pre racionálnu výživu 1981.
- Směrnice, pokyny a informace č. 2, Mlékárenský průmysl — koncern Praha (12. 3. 1981).

Došlo dne 5. 8. 1985

КРАТОХВИЛ, Л. — МЕРГЛ, М. (Сельскохозяйственный институт, Прага; Научно-исследовательский институт молочного дела, Прага): *Состав веществ отборного молока*. Živoč. V ýr., 31, 1986 (4) : 299-304.

В ЧСР была реализована программа производства, заготовки и обработки отборного (улучшенного) молока для питания грудных детей и младенцев и отборного сыра Кромержижан. К отборному молоку возлагаются повышенные требования с гигиенической, питательной технологической точек зрения. Поэтому мы изучали его состав, содержание некоторых витаминов и появление чужеродных веществ. Сухое вещество отборного молока находилось в диапазоне 12,6–13,5 %, содержание жира в диапазоне 3,88–4,43 %, содержание белков в диапазоне 3,35–3,73 % и содержание лактозы в диапазоне 4,35–4,72 %. Среднее содержание витаминов (мг/100 г) составляло: витамин А — 0,023; В₁ — 0,043; В₂ — 0,167; В₆ — 0,028. Остаточное действие чужеродных веществ (хлорированные пестициды) практически не выходит за пределы, установленные санитарно-гигиеническими предписаниями Минздрава ЧСР.

отборное молоко; состав веществ отборного молока; содержание сухого вещества, белков, жира и витаминов; чужеродные вещества в отборном молоке

KRATOCHVÍL, L. — MERGL, M. (University of Agriculture, Praha; Research Institute of Dairy Industry, Praha): *The Composition of Grade A Milk*. Živoč. V ýr., 31, 1986 (4) : 299-304.

A programme of the production, marketing and processing of grade A milk into baby and infant dry foods and the Kroměřížan grade A cheese has been introduced in the Czech Socialist Republic. Grade A milk has to meet increased requirements for hygiene, nutrition and technology. This is the reason why investigations were conducted to study the composition of grade A milk, the content of some vitamins and the occurrence of foreign matters. The dry matter content of grade A milk ranged from 12.6 to 13.5 %, fat content ranged from 3.88 to 4.43 %, protein content from 3.35 to 3.73 % and lactose content from 4.35 to 4.72 %. The average vitamin content (mg/100 g) was: vitamin A — 0.023; B₁ — 0.043; B₂ — 0.167; B₆ — 0.028. The residues of foreign matters (chlorinated pesticides) did not exceed the practical residue limits determined in the Hygienic Rules issued by the Ministry of Health of the Czech Socialist Republic.

grade A milk; grade A milk composition; content of dry matter, protein, fat and vitamins; foreign matters in grade A milk

KRATOCHVÍL, L. — MERGL, M. (Landwirtschaftliche Hochschule, Praha; Milchlorschungsinstitut, Praha): *Substanzenstruktur von Hochqualitätsmilch*. Živoč. V ýr., 31, 1986 (4) : 299-304.

In der ČSR wurde ein Programm der Produktion, des Einkaufs und der Verarbeitung von Hochqualitätsmilch zu Säuglings- und Kindernahrung und für die Herstellung der Auslesekäsesorte „Kroměřížan“ realisiert. An diese Milch werden erhöhte Anforderungen vom Gesichtspunkt der Hygiene, des Nährwerts und der Technologie gestellt. Wir befaßten uns daher mit Untersuchungen ihrer Zusammensetzung, mit dem Gehalt einiger Vitamine und dem Vorkommen fremdartiger Stoffe. Die Trockensubstanz der Hochqualitätsmilch bewegte sich im Bereich von 12,6 bis 13,5 %, der Fettgehalt im Bereich von 3,88 bis 4,43 %, der Eiweißgehalt von 3,35 bis 3,73 % und der Laktosegehalt im Bereich von 4,35 bis 4,72 %. Der mittlere Gehalt an Vitaminen betrug (im mg/100 g): Vitamin A — 0,023; B₁ — 0,043; B₂ — 0,167; B₆ — 0,028. Residuen fremdartiger Stoffe (chlorierte Pestizide) überschreiten die durch die Hygienischen Vorschriften des Ministeriums für Gesundheitswesen der ČSR bestimmten praktischen Residuellimits nicht.

Hochqualitätsmilch; Substanzenstruktur der Hochqualitätsmilch; Gehalt an Trockensubstanz, Eiweiß, Fett und Vitaminen; fremdartige Stoffe in der Hochqualitätsmilch

Adresy autorů:

Prof. ing. Lubomír Kratochvíl, DrSc., Vysoká škola zemědělská, 160 21 Praha 6
RNDr. Miloš Mergl, CSc., Výzkumný ústav mlékárenský, 198 00 Praha 9

GENETICKÉ PARAMETRE ZNAKOV VLASTNEJ ÚŽITKOVOSTI KANČEKOV PLEMENA NEMECKÁ LANDRASE

J. Gabriš, P. Flak, J. Matťová

GABRIŠ, J. — FLAK, P. — MATŤOVÁ, J. (Vysoká škola veterinárska, Košice; Výskumný ústav živočíšnej výroby, Nitra): *Genetické parametre znakov vlastnej úžitkovosti kančkov plemena nemecká landrase*. Živoč. Výr., 31, 1986 (4) : 305-310.

Z plemenárskych záznamov Krajského plemenárskeho podniku v Košiciach sme vyhodnotili výsledky vlastnej úžitkovosti kančkov plemena nemecká landrase za roky 1982 a 1983. Priemerný denný prírastok dosiahol v roku 1982 hodnotu 516 g, v roku 1985 bol ešte vyšší (538 g). Výška slaniny meraná ultrazvukom bola v uvedených rokoch 1,6 cm a 1,5 cm. Rozdiely medzi plemenníkmi na jednotlivých hospodárstvach boli vysoko preukazné. Koeficienty dedivosti priemerného denného prírastku podľa rokov boli 0,57 a 0,21, výšky slaniny 0,22 a 0,22. Genotypové korelácie podľa rokov ($r_G = 0,6281$ a $r_G = 0,5993$) boli preukazné až vysokopreukazné. Hodnoty fenotypových korelácií boli nízke.

priemerný denný prírastok; výška slaniny meraná ultrazvukom; koeficient dedivosti; genotypové korelácie; intraklasové korelácie

V plemenárskej práci rozumieme pod pojmom vlastná úžitkovosť výšku slaniny zistenú ultrazvukom v hmotnosti 70 až 120 kg a priemerné denné prírastky od narodenia po dobu merania výšky slaniny. Napriek tomu, že sa vlastná úžitkovosť bežne využíva pri výbere zvierat a pri ich hodnotení, ba je priamo podmienkou pre zaradenie plemenného zvierat na aukčný trh, existuje iba málo spracovaných výsledkov o týchto ukazovateľoch. Podrobne sa vlastnou úžitkovosťou ošipáných plemena biele ušlachtilé zaoberali Klusáček et al. (1984). Výsledky vyhodnotili oddelene podľa pohlavia, podľa líniových skupín, podľa toho, z ktorého vrhu zvieratá pochádzali, a tiež podľa toho, či boli vybraté do chovu alebo či boli vyradené. Ďalšie údaje o výške slaniny a denných prírastkoch pochádzajú z výsledkov SKVJH, kde bola výška slaniny meraná posuvným meradlom. V niektorých starších prácach bola výška slaniny meraná rulerom a leanmetrom (Majerčíak, 1966).

Ďalšie údaje týkajúce sa tejto problematiky zhrnul Šiler [cit. Karakoz a kol., 1964 a Kníže a kol., 1978]. Hodnoty koeficientov dedivosti výšky slaniny na rôznych miestach chrbta sa pohybujú okolo $h^2 = 0,37$ až $0,80$ a priemerných denných prírastkov od uliahnutia do hmotnosti 90 kg $h^2 = 0,03$ až $0,31$. Korelácie medzi výškou slaniny a podielom mäsitých častí uvádza Šiler [cit. Kníže a kol., 1978] $r_G = -0,54$ a podielom tučných častí $r_G = -0,29$. Pre denné prírastky uvádzajú Johansson et al. (1966) hodnotu $h^2 = 0,3$ a $0,6$ podľa spôsobu výkrmu a genotypové korelácie medzi výškou slaniny a dennými prírastkami $r_G = -0,2$. Kliment et al. (1976) zhrnuli výsledky rôznych autorov a udávajú pre denný prírastok $h^2 = 0,50$ až $0,80$ a pre

výšku slaniny $h^2 = 0,12$ až $0,80$. Tie isté hodnoty koeficientov dedivosti uvádza aj Nový a kol. (1981) a genetické korelácie medzi výškou slaniny a denným prírastkom $r_G = -0,54$.

MATERIÁL A METÓDA

Podkladovým materiálom boli údaje z troch chovov, a to z JRD Bardejov, JRD Kapušany a JRD Lubovec za roky 1982 a 1983. V roku 1982 bola zisťovaná vlastná úžitkovosť 546 kančiek, v roku 1983 370 kančiek podľa predpísanej metódy. Výška slaniny bola zisťovaná ultrazvukom vo veku, keď kančiek dosiahli hmotnosť 70 až 120 kg, a priemerné prírastky od narodenia do doby zisťovania výšky slaniny.

Pre stanovenie intraklasových korelačných koeficientov, koeficientov dedivosti a genotypových korelácií sme analyzovali údaje vlastnej úžitkovosti plemenných kančiek:

Za rok 1982 u 546 potomkov rozdelených do 14 skupín otcovských polosúrodencov s priemerným počtom potomkov na kanca 37,681 (z JRD Bardejov, JRD Kapušany a JRD Lubovec).

Za rok 1983 u 369 potomkov rozdelených do 10 skupín otcovských polosúrodencov s priemerným počtom 35,536 potomkov na kanca (z JRD Bardejov a JRD Lubovec).

Odhad aditívnych komponentov fenotypového rozptylu a kovariancie, koeficientov dedivosti a intraklasových korelačných koeficientov a genotypových korelácií sme urobili na základe dvojfaktorovej analýzy rozptylu hierarchického triedenia a kovariancie

$$y_{ijk} = \mu + h_2 + p_{ij} + e_{ijk}$$

kde: μ — obecná celopopulačná konštanta, stredná hodnota

h_2 — pevný efekt hospodárstiev

p_{ij} — náhodný efekt plemenníkov v hospodárstve N/O, $^2P : H$

e_{ijk} — náhodná nezávislá veličina, experimentálna chyba N/O, $^2e/$

Rozdiely medzi rokmi sme hodnotili t -testom a rozdiely medzi plemenníkmi v rámci hospodárstiev sme testovali F -testom.

Okrem testovania hypotéz F -testom sme otestovali aj vplyv efektov pomocou aproximácie F -testu podľa Satterthwaita (1946) pre nerovnaký počet pozorovaní v podtriedach.

Chyby koeficientov intraklasovej korelácie sme stanovili na základe vzťahov, ktoré zistili Osborne a Patterson (cit. Kempthorne, 1957).

Významnosť a intervaly spoľahlivosti intraklasových korelačných koeficientov sme zistili na základe analýzy rozptylov (Schaffé, 1963). Chyby genotypových korelačných koeficientov sme zistili podľa Robertsona (1959).

Matematicko-štatistické výpočty boli robené vo výpočtovom laboratóriu VÚŽV v Nitre stolným kalkulátorom HP 9820 A na základe programu, ktorý vypracoval Flak (1978).

VÝSLEDKY

Kančiek plemena nemecká landrase dosiahli v sledovaných troch chovoch vo Východoslovenskom kraji priemerné denné prírastky od narodenia v roku 1982 516,0916 g, v roku 1983 boli vyššie (528,2811 g). Výška slaniny dosiahla v roku 1982 hodnotu 1,5879 cm, v roku 1983 1,5499 cm (tab. I). Rozdiely v ukazovateľoch vlastnej úžitkovosti kančiek sú pre roky vysoko preukazné, rozdiely medzi hospodárstvami a po jednotlivých plemenníkoch sú tiež vysoko preukazné (tab. II). To svedčí o nutnosti unifikovať podmienky prostredia medzi jednotlivými chovmi a o potrebe takého príparovacieho plánu, ktorý by zaistil, aby potomstvo v ďalších generáciách bolo v rámci typu a vlastností vyrovnané.

Z tab. III vyplývajú významné rozdiely intraklasových korelácií v roku 1982 pre obidve vlastnosti, v roku 1983 sú tieto rozdiely vysoko významné.

I. Hodnoty vlastnej úžitkovosti kančiekov plemena nemecká landrase — The performance values of the barrows of the German Landrace breed

Rok	n	Priemerný denný prírastok (x)				Výška slaniny (y)			
		$\bar{x}$ g	s	$s_{\bar{x}}$	v %	$\bar{y}$ cm	s	$s_{\bar{y}}$	v %
1982	546	516,0916	43,3024	1,853	8,39	1,5879	0,1578	0,007	9,94
1983	370	538,2811	42,1743	2,193	7,83	1,5499	0,1226	0,006	7,91

Rozdiel: $t = 7,690^{+++}$;

$t = 3,902^{+++}$

II. Dvojfaktorová analýza rozptylu hierarchického triedenia a kovariancie — Two-factor analysis of variance of hierarchic classification and covariances

Rok	Zdroj premenlivosti	f	MS(x)	F	MS(y)	F	MP(xy)
1982	medzi hospodárstvami H	2	6 496,0950	0,538	0,0655	0,867	-10,1019
	plemenníci : hospodárstva P : H	11	12 070,6021	7,329 ⁺⁺⁺	0,0755	3,183 ⁺⁺⁺	14,2113
	chyba pokusu e	532	1 646,9184		0,0237		-0,3819
	$F_{0,05}(11; 532) = 1,8078$; $F_{0,01}(11; 532) = 2,2823$; $F_{0,001}(11; 532) = 2,9062$						
1983	medzi hospodárstvami H	1	445,9610	0,087	0,0081	0,185	-1,9057
	plemenníci : hospodárstva P : H	8	5 155,0600	3,019 ⁺⁺	0,0448	3,117 ⁺⁺	5,9476
	chyba pokusu e	360	1 707,3398		0,0144		-0,1951
	$F_{0,05}(8; 360) = 1,9616$; $F_{0,01}(8; 360) = 2,5559$; $F_{0,001}(8; 360) = 3,3488$;						

III. Intraklasové korelácie medzi vlastnosťami vlastnej úžitkovosti kančiekov plemena nemecká landrase — The intra-class correlations between the performance traits of the barrows of the German Landrace breed

Rok		Priemerný denný prírastok (x)			Výška slaniny (y)		
		ϱ	s_{ϱ}	t	ϱ	s_{ϱ}	t
1982	plemenníci P : H	0,1438 ⁺⁺⁺	0,0566	2,541	0,0547 ⁺⁺⁺	0,0296	1,828
	chyba pokusu	0,8562			0,9452		
1983	plemenníci P : H	0,0537 ⁺⁺	0,0345	1,560	0,0562 ⁺⁺	0,0354	1,587
	chyba pokusu	0,9462			0,9438		

Intervaly spoľahlivosti pre ϱ :

	1982	1983
(x)	$0,0750 \leq \varrho \leq 0,3071$	$0,0149 \leq \varrho \leq 0,1814$
(y)	$0,0198 \leq \varrho \leq 0,1507$	$0,0163 \leq \varrho \leq 0,1868$

IV. Koeficienty dedivosti ukazovateľov vlastnej úžitkovosti kančiekov plemena nemecká landrase — The coefficients of heritability of performance traits of the barrows of the German Landrace breed

Rok	Priemerný denný prírastok (x)		Výška slaniny (y)	
	h^2	s_h^2	h^2	s_h^2
1982	0,5752	0,2264	0,2191	0,1198
1983	0,2151	0,1379	0,2249	0,1417

Koeficienty dedivosti priemerného denného prírastku sú v roku 1982 vyššie ($h^2 = 0,5752$), v roku 1983 je ich hodnota nižšia ($h^2 = 0,2151$). Pre výšku slaniny sme zaznamenali hodnoty $h^2 = 0,2191$ a $h^2 = 0,2249$ (tab. IV). Rozdielne podmienky prostredia a rozdiely v počte zvierat medzi rokmi vplývali aj na výsledné hodnoty koeficientov dedivosti. Vypočítané genotypové korelácie medzi sledovanými vlastnosťami sú v roku 1982 vysoko významné ($r_G = 0,6281$) a v roku 1983 významné ($r_G = 0,5993$). Chybové korelácie r_e majú nízke hodnoty a fenotypové korelácie r_p majú hodnoty bezvýznamné (tab. V).

Výsledky testovania hypotéz efektov hospodárstiev Satterthwaitovou (1946) aproximáciou F -testu pre nerovnaký počet pozorovaní v podmienkach boli za roky 1982 a 1983 nepreukazné:

1982 — priemerný denný prírastok ($F_A = 0,579$, $f_a = 11,3$)

výška slaniny ($F_A = 0,019$, $f_a = 11,6$),

1983 — denný prírastok ($F_A = 0,079$, $f_a = 7,3$)

výška slaniny ($F_A = 0,165$, $f_a = 7,4$).

DISKUSIA

Veľké množstvo výsledkov o prírastkoch a o výške slaniny zo staníc výkrmnosti a jatočnej hodnoty môžeme ťažko porovnávať s výsledkami zisťovania vlastnej úžitkovosti, a to pre podstatne iný cieľ zisťovania. Na SKVJH boli hodnoty sledovaných ukazovateľov zisťované k presne určenej hmotnosti, a to najprv v kategórii 20 až 90 kg a v súčasnosti v kategórii 30 až 100 kg. Výška slaniny sa zisťuje posuvným meradlom po zabíí zvierat, zatiaľ čo vlastná úžitkovosť sa zisťuje v jednotlivých chovoch pri hmotnosti od 70 do 120 kg a prírastky od narodenia vo fixne určenej živej hmotnosti. Witt (cit. Hammond et al.,

V. Genotypové, chybové a fenotypové korelácie vlastností vlastnej úžitkovosti kančiekov plemena nemecká landrase — The genotypic, error and phenotypic correlations of the performance traits of the barrows of the German Landrace breed

Rok	r_G	s_{rG}	t	r_e	r_p
1982	0,6281 ⁺⁺	0,1986	3,162	-0,0611	0,0008
1983	0,5993 ⁺	0,2880	2,081	-0,0394	-0,0043

1959) uvádza rozdielnú výšku slaniny a rozdielne prírastky potomstva dvoch kancov a Fredeen (cit. Hammond et al., 1959) uvádza genetické korelácie medzi výškou slaniny, a to kladné k výške tuku na pleci a na bedrách a záporné k podielu stehna, podielu pleca a k zužitkovaniu krmív. Priame porovnanie výsledkov s hodnotami, ktoré zistili Klusáček et al. (1984), je možné len čiastočne, pretože pracovali s plemenom biele ušľachtilé. Nimi zistené prírastky sa pohybujú okolo 527 g, výška slaniny okolo 2,00 cm a prírastky sú podobné nami zisteným hodnotám; výška slaniny je vyššia, lebo ide o typ s kombinovanou užitosťou.

Porovnanie genetických parametrov s výsledkami iných autorov môže byť len orientačné, lebo každý údaj je platný pre konkrétnu populáciu a pre konkrétnu metodiku sledovania. Naše hodnoty sú v rámci krajných hodnôt, ktoré uvádza Šiler (cit. Karakoz a kol., 1964 a Kníže a kol., 1978), prípadne Johansson et al. (1966), Kliment et al. (1976) a Nový a kol. (1981). Nami zistené genotypové korelácie sú vyššie ako korelácie, ktoré udávajú Johansson et al. (1966), a skoro rovnaké ako korelácie, ktoré uvádzajú Nový a kol. (1981).

Výsledky vlastnej užítkovosti môžu nahradiť v plemenárskej práci výsledky výkrmnosti a jatočnej hodnoty, ak ešte neboli zisťované (Sidor, 1976). Koeficient dedivosti pre výšku slaniny pre plemeno biele ušľachtilé uvádza Sidor (1976) $h^2 = 0,79$.

Skúšky vlastnej užítkovosti realizované na princípe ultrazvuku umožňujú výber mladých zvierat ešte pred ich zaradením do plemenitby. Je to perspektívny výber s možnosťou využitia pravdepodobne (v genetickom zmysle) lepších zvierat z veľkého počtu možných rodičov (Majerčiak a kol., 1977). Z toho aspektu je ich využitie výhodné, samotné skúšky sú z hľadiska prevádzky lacné a menej náročné. Robia sa na celej populácii plemenných zvierat.

Literatúra

- FLAK, P.: Program dvojfaktorovej analýzy rozptylu hierarchického triedenia. Rukopis. Nitra, VÚŽV 1978.
- HAMMOND, J. — JOHANSSON, I. — HARING, F.: Handbuch der Tierzüchtung. Band. 2. Haustiergenetik. Berlin, Hamburg, Paul Parey 1959.
- JOHANSSON, I. — RENDEL, J. — GRAVERT, H. G.: Haustiergenetik und Tierzüchtung. Berlin, Hamburg, Paul Parey 1968.
- KARAKOZ, A. a kol.: Genetika hospodárskych zvierat. Bratislava, Príroda 1964.
- KEMPTHORNE, O.: An introduction to genetic statistics. New York, John Wiley and Sons 1957.
- KLIMENT, J. — GAVALIER, M. — NOVÝ, J. — PŠENICA, J.: Všeobecná zootechnika. Bratislava, Príroda 1976.
- KLUSÁČEK, J. — FIEDLER, J. — BECKOVÁ, R.: Zhodnocení vlastní užítkovosti prasat plemene bílé ušlechtilé. Živoč. Vyr., 29, 1984, č. 9, s. 769-774.
- KNÍŽE, B. a kol.: Genetika zvířat. Praha, SZN 1978.
- MAJERČIAK, P.: Porovnanie hrúbky chrbtovej slaniny zisťovanej leanmetrom a rulerom so skutočnou hodnotou ako podklad pre selekciu. Živoč. Vyr., 11, 1966, č. 5, s. 415-420.
- MAJERČIAK, P. a kol.: Chov ošípaných. Bratislava, Príroda 1977.
- NOVÝ, J. a kol.: Genetické aspekty intenzifikácie živočíšnej výroby. Bratislava, Príroda 1981.
- ROBERTSON, A.: The simpling variance of the genetic correlation coefficient. Biometrics, 15, 1959, s. 469-485.
- SATTERTHWAITE, F. E.: An approximate distribution of estimates of variance components. Biometr. Bull., 2, 1946, s. 110-114.

SCHAFFĚ, H.: Dispersionnyj analiz. Moskva, Nauka 1963.
SIDOR, V.: Chov ošípaných. Bratislava, Priroda 1976.

Došlo dňa 20. 12. 1984

ГАБРИШ, Ю. — ФЛЯК, П. — МАТТОВА, Й. (Ветеринарный институт, Кошице; Научно-исследовательский институт животноводства, Нитра): Генетические параметры признаков собственно продуктивности хрячков породы немецкий ландрас. *Živoč. Vyr.*, 31, 1986 (4) : 305-310.

По племенным записям Областного племпредприятия в Кошицах нами обрабатывались результаты собственно продуктивности хрячков породы немецкий ландрас за 1982 — 1983 гг. Среднесуточный привес в 1982 г. составлял 516 г, в 1983 г. он был еще выше (538 г). Высота шпига, измеренная ультразвуком, за приведенные годы равнялась 1,6 и 1,5 см. Различия между хрячками-производителями в отдельных хозяйствах были высокодостоверными. Коэффициенты наследуемости среднесуточного привеса согласно годам были 0,57 и 0,21, высота шпига 0,22 и 0,22. Генотипические корреляции согласно годам ($r_G = 0,6281$ и $r_G = 0,5993$) были достоверными и высокодостоверными. Значения фенотипической корреляции были низкими.

среднесуточные привесы; высота шпига, измеренная ультразвуком; коэффициенты наследуемости; генотипические корреляции; интраклассные корреляции

GABRIŠ, J. — FLAK, P. — MATTOVÁ, J. (University of Veterinary Medicine, Košice; Research Institute of Animal Production, Nitra): *Genetic Parameters of Performance Traits of the Barrows of the German Landrace Breed*. *Živoč. Vyr.*, 31, 1986 (4) : 305-310.

The results of the performance of the German Landrace barrows over the years 1982 and 1983 were evaluated on the basis of the breeding records kept by the Regional Animal-Breeding Enterprise, Košice. The average daily gain of the barrows was 516 g in 1982 and 538 g in 1983. The backfat thickness measured by means of ultrasound was 1.6 cm and 1.5 cm in the respective years. The differences between the breeding boars on various farms were highly significant. The coefficients of heritability of the average daily gain were 0.57 and 0.21, respectively, and of backfat thickness 0.22 and 0.22. The genotypic correlations in the years of investigation were significant to highly significant ($r_G = 0.6281$ in 1982 and $r_G = 0.5993$ in 1983). The phenotypic correlation values were low.

average daily gain; backfat thickness measured by ultrasound; heritability coefficient; genotypic correlation; intra-class correlations

GABRIŠ, J. — FLAK, P. — MATTOVÁ, J. (Veterinärmedizinische Hochschule, Košice; Forschungsinstitut für Tierproduktion, Nitra): *Genetische Parameter der Eigenleistungsmerkmale von Ebern der Rasse Deutsches Landschwein*. *Živoč. Vyr.*, 31, 1986 (4) : 305-310.

Aufgrund von Zuchtregistereintragungen des Bezirks-Zuchtbetriebs in Košice wurden Ergebnisse der Eigenleistung von Ebern der Rasse Deutsches Landschwein für die Jahre 1982 und 1983 ausgewertet. Die durchschnittliche tägliche Lebendmassezunahme erreichte im Jahre 1982 516 g, im Jahre 1983 lag sie noch höher (538 g). Die mittels Ultraschall gemessene Speckdicke betrug in den angeführten Jahren 1,6 bzw. 1,5 cm. Die Unterschiede zwischen den Ebern aus den einzelnen landwirtschaftlichen Betrieben waren hochsignifikant. Die Heritabilitätskoeffizienten der mittleren täglichen Lebendmassezunahmen, den Jahren nach, betrugen 0,57 und 0,21, die Speckdicke war 0,22 und 0,22. Die genotypischen Korrelationen, den Jahren nach, waren signifikant bis hochsignifikant ($r_G = 0,6281$ und $r_G = 0,5993$). Werte der phänotypischen Korrelationen waren gering.

mittlere tägliche Lebendmassezunahme; mittels Ultraschall gemessene Speckdicke; Heritabilitätskoeffizient; genotypische Korrelationen; Intraklassenkorrelationen

Adresy autorov:

Prof. dr. ing. Juraj Gabriš, DrSc., ing. Jolana Mattoová, Vysoká škola veterinárska, Komenského 73, 041 81 Košice

Ing. Pavel Flak, Výskumný ústav živočíšnej výroby, 949 92 Nitra

VLIV VĚKU A SEZÓNY ROKU NA ROZVOJ LIBIDA SEXUALIS KANCŮ RŮZNÝCH PLEMEN

J. Míka, F. Louda, F. Jílek, V. Klimeš

MÍKA, J. — LOUDA, F. — JÍLEK, F. — KLIMEŠ, V. (Výzkumný ústav živočišné výroby, Praha-Uhřetěves; Vysoká škola zemědělská, Praha): *Vliv věku a sezóny roku na rozvoj libida sexualis kanců různých plemen*. Živoč. Vyr., 31, 1986 (4) : 311-322.

U kanců čtyř plemen rozdělených do dvou skupin podle doby narození byl sledován vliv věku a sezóny roku na vybrané ukazatele libida sexualis. Sledování bylo prováděno u kanců od 6 do 19 měsíců věku. Od každého plemene byla sledována čtyři zvířata. První skupinu tvořili kanci plemene landrase (L) a duroc (D) narození v době od 24. 7. do 8. 8. 1980. Druhá skupina byla tvořena kanci plemen bílé ušlechtilé (BU) a přeštické černostrakaté (PC) narozenými v době od 4. 1. do 11. 1. 1982. Hodnocení libida sexualis bylo prováděno měřením času (v sekundách) potřebného od příchodu kance do prvního vzeskoku (ukazatel A), do začátku ejakulace (ukazatel C) a do skončení ejakulace (ukazatel D) a dále počtem skoků potřebných do začátku ejakulace (ukazatel E). Z výsledků vyplynulo, že ukazatel E vykazuje zlepšení s narůstajícím věkem a zkušenostmi kanců. Toto zlepšení vykazovali kanci všech sledovaných plemen bez ohledu na dobu narození. Ostatní sledované ukazatele libida (A, C, D) vykazují rozdílnou dynamiku změn během roku, a to s ohledem na dobu narození a sezónu roku. Kanci narození v zimních měsících (plemena BU a PC) vykazovali schopnost odběru na fantomu o tři měsíce dříve než kanci narození v létě (plemena D a L). U obou skupin kanců se bez ohledu na věk projevila kladný vliv podzimních měsíců na sledované ukazatele libida. Byl prokázán významný ($P < 0,01$ a $P < 0,05$) vliv plemene, individuality zvířete a měsíce roku na libido kanců a dále negativní vliv jarních a letních měsíců na dané ukazatele libida u postpubertálních kanců při zvýšení počtu odběrů na fantomu a naopak kladný vliv podzimního a zimního období. Na základě těchto zjištění lze konstatovat, že období roku (léto, zima), ve kterém se zvířata narodila, spolupůsobilo na rozvoj jejich libida.

libido sexualis; kanec; věk; plemeno; sezóna

Zájem o libido samců hospodářských zvířat se objevil především se zavedením umělé inseminace. Jedním z nejpodstatnějších důvodů tohoto zájmu je peněžní hodnota kvalitního plemeníka, daná přísnou selekcí. Proto je nutné spolehlivě a efektivně využít zásoby spermatu vybraného plemeníka k oplození velkého počtu samic, a to v krátké době. V podmínkách umělé inseminace má z těchto důvodů studium libida opodstatněný význam.

Existuje mnoho rozdílných způsobů odhadu a měření libida u samců. Green a Winters (1945) definovali libido kance jako schopnost vzeskoku a ejakulace za použití prasnice nebo fantomu. Reed (1966) použil k odhadu libida schopnost kanců krýt fantom a čas k tomu po-

třebný, zatímco Wells et al. (1965—1966, cit. Wodzicka-Tomaszewska et al., 1981), použili k hodnocení reakci kance na prasníčku, přičemž hodnocení prováděli pomocí stupnice o rozsahu 0 až 7 bodů. V podstatě existují tři základní přístupy k hodnocení libida u hospodářských zvířat. Prvním způsobem je stanovení určité stupnice známek na základě subjektivního hodnocení chování samce k říjné samici, druhým způsobem je měření doby potřebné k první ejakulaci od přivedení samce k samici nebo k fantomu a třetí způsob hodnotí výkon samce za určitou časovou jednotku pomocí vyčerpávacího testu (Wodzicka-Tomaszewska et al., 1981).

Úloha věku kanců a vliv délky světelného dne na indukci puberty, pohlavní dospívání a libido byly sledovány v pracích některých autorů. Hoagland a Diekman (1982) poukazují na urychlení nástupu sexuálního chování u kanců s doplňkovým svícením v období prodlužování délky světelného dne. Mahone et al. (1979) zjistili, že u kanečků s prodlouženou fotoperiodou bylo možné odebírat semeno už ve věku osmi měsíců od všech zvířat, zatímco u kontrolní skupiny bylo získáno semeno od kanečků stejného věku pouze u 55,5 % zvířat. Obdobně uvádějí Berger et al. (1980) možnost odběru semene u 74 % kanců ve věku 26 týdnů, kterým bylo přisvěcováno, proti 26 % stejně starých kanců bez doplňkového svícení. Kladný vliv délky fotoperiody na dřívější dosažení puberty u prasniček narozených v pozdním podzimu ve srovnání s prasničkami narozenými v jarních měsících zaznamenali Mavrogenis a Robinson (1976). O kladném vlivu větších zkušeností starších kanců na libido se zmiňují Esbenshade et al. (1979). Negativní vliv letních měsíců na libido plně vyvinutého divokého kance zaznamenali při studiu obsahu některých steroidů v semenné plazmě Schopper et al. (1984).

Cílem naší práce bylo sledovat vliv věku kanců a sezóny roku na některé ukazatele libida kanců různých plemen narozených v odlišném období roku.

MATERIÁL A METODA

Sledování bylo prováděno na 16 kancích čtyř plemen. Všichni kanci byli známého původu a věku.

První skupinu tvořili kanci plemen duroc (D) a landrase (L) v počtu čtyř zvířat od každého plemene, narození v době od 24. 7. do 8. 8. 1980. Kanci byli sledováni do věku 19 měsíců.

Druhá skupina byla tvořena kanci plemen bílé ušlechtilé (BU) a přeštické černostrakaté (PC) narozenými v době od 4. 1. do 11. 1. 1982. Každé plemeno bylo zastoupeno opět čtyřmi zvířaty a sledování bylo ukončeno ve věku 18 měsíců.

Zvířata byla chována od věku tří až čtyř měsíců na Školním zemědělském podniku VŠZ Praha ve Stochově. Ustájena byla ve zděné staji v individuálních kotcích, výživa byla zabezpečena podle požadavků ČSN 46 7070.

Odběr ejakulátu

Ejakulát byl odebírán manuálním způsobem „do ruky“ za použití přenosného fantomu, který byl při navykání a učení kanců na fantom umístěn v kotci. Po vytvoření návyku kanců byl fantom umístěn na vyhrazeném místě ve staji v bezprostřední blízkosti ustajovacích kotců.

S tréninkem kanců na odběr na fantomu bylo započato u všech zvířat ve věku šesti měsíců. Všichni kanci plemen D a L dávali plnohodnotné ejakuláty ve věku devíti měsíců, kanci plemen BU a PC ve věku šesti měsíců. Byly pozorovány indi-

viduální rozdíly v ochotě ke skoku a ve věku, ve kterém byly získány první ejakuláty.

Ejakulát byl odebírán do věku 11 měsíců (plemena BU a PC) a 14 měsíců (plemena D a L) všem kancům jednou týdně a od tohoto věku vždy dvěma kancům každého plemene dvakrát týdně až do konce sledování.

Kritéria pro hodnocení libida

Vzhledem k tomu, že neexistují přesná kritéria pro hodnocení libida hospodářských zvířat, zvolili jsme způsob založený na časovém hodnocení některých základních fází pohlavního aktu při odběru na fantomu (Louda, 1976).

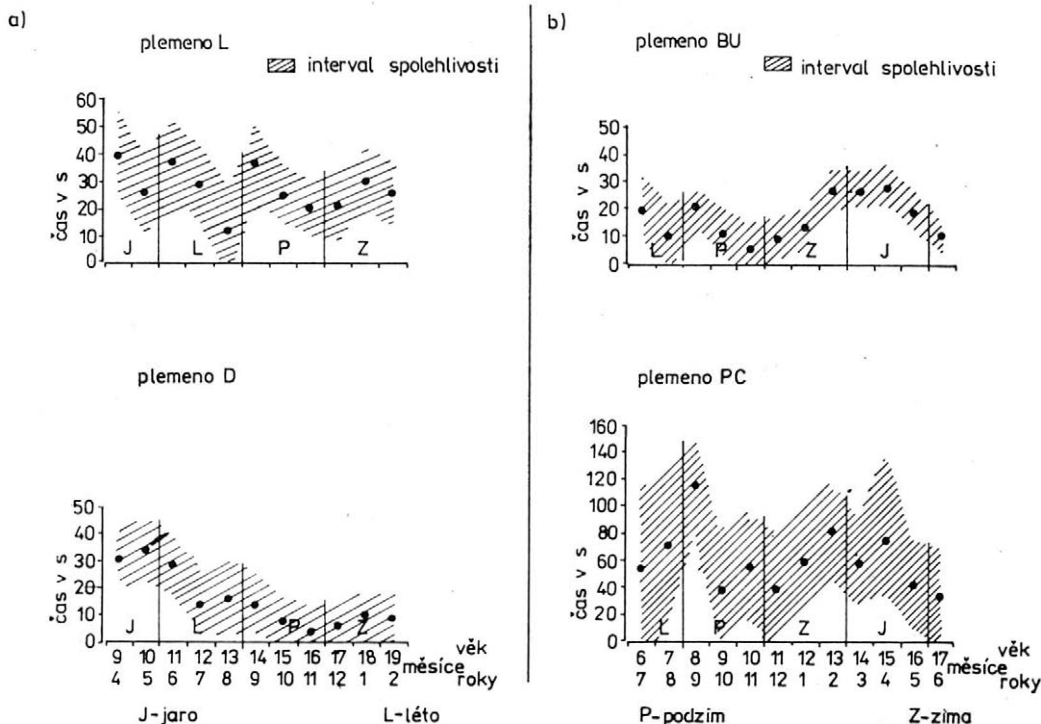
Sledovali jsme tyto časové údaje:

- A — čas (v sekundách) od příchodu kance k fantomu do prvního vzeskoku
- C — čas (v sekundách) od příchodu kance k fantomu do začátku ejakulace
- D — čas (v sekundách) od příchodu kance k fantomu do skončení ejakulace
- E — počet skoků potřebných do začátku ejakulace

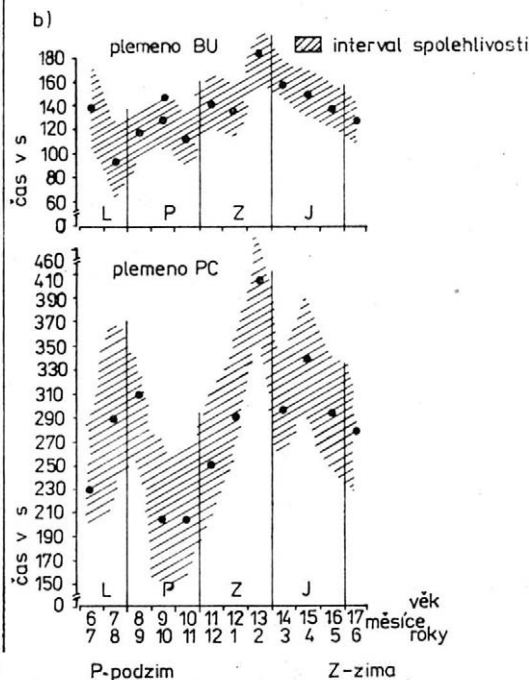
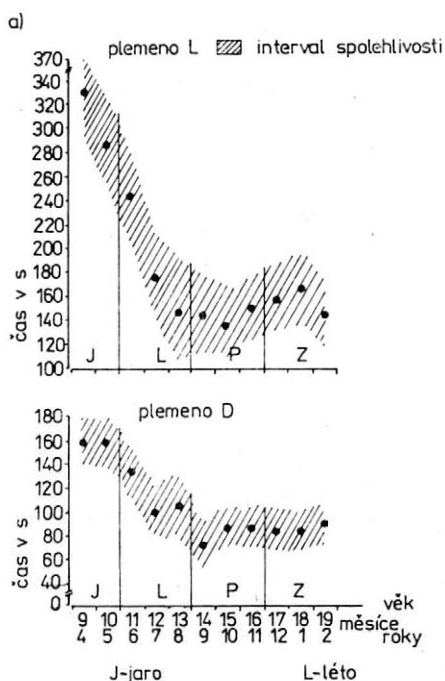
Získané údaje byly vyhodnoceny na počítači Compucorp 655. Bylo použito analýzy rozptylu dvoufaktorového pokusu a zobecněného *t*-testu. Interval spolehlivosti (čárkovaná plocha na grafech) je uváděn na hladině pravděpodobnosti 95 %.

VÝSLEDKY

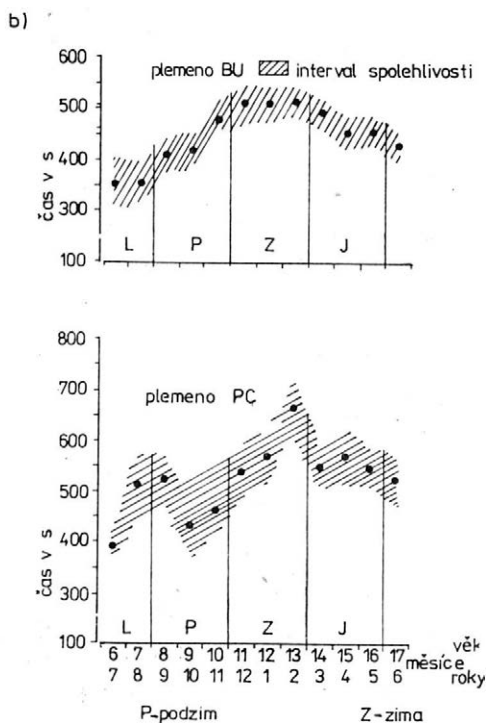
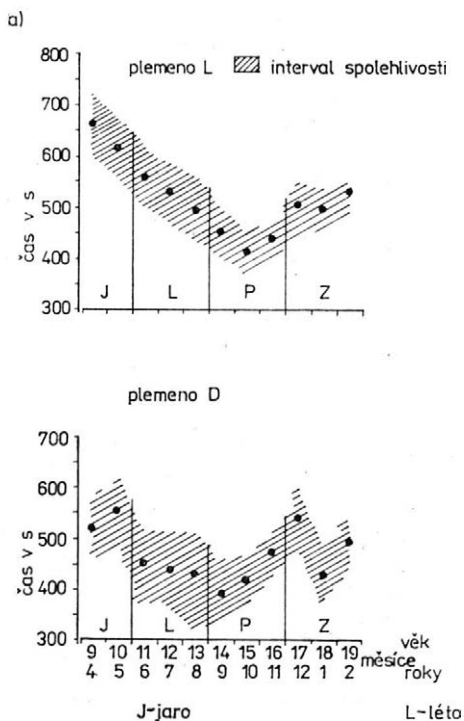
Změny sledovaných časových ukazatelů libida (A, C, D a E) v závislosti na věku kanců a sezóně roku jsou zachyceny podle skupin plemen na grafech na obr. 1 až 4.



1. *Libido sexualis* (údaj A) — čas od příchodu k fantomu do prvního vzeskoku — *Libido sexualis* (data A): time from meeting the dummy to the first mount

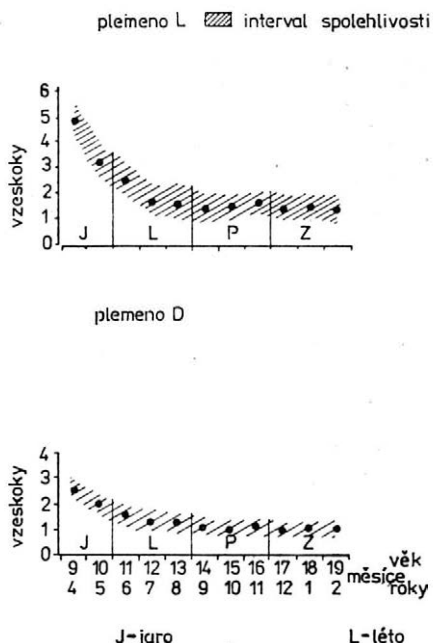


2. *Libido sexualis* (údaj C) — čas od příchodu k fantomu do začátku ejakulace — *Libido sexualis* (data C): time from meeting the dummy to the start of ejaculation

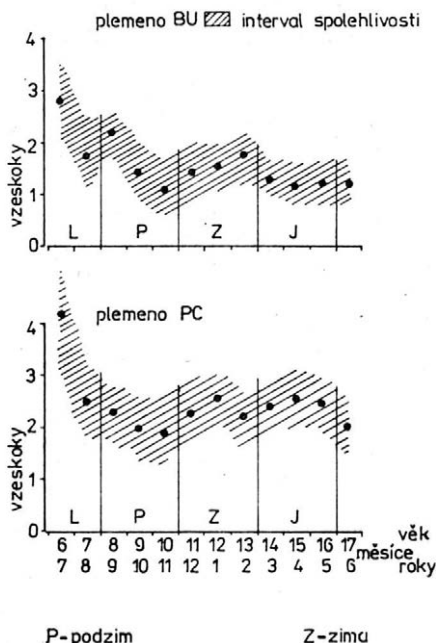


3. *Libido sexualis* (údaj D) — čas od příchodu k fantomu do skončení ejakulace — *Libido sexualis* (data D): time from meeting the dummy to the end of ejaculation

a)



b)



4. *Libido sexualis* (údaj E) — počet vzeskoků potřebných do začátku ejakulace — *Libido sexualis* (data E): number of mounts to the start of ejaculation

Z grafů je patrné, že pouze ukazatel E je u všech sledovaných plemen charakteristický poklesem v prvních čtyřech až pěti měsících sledování (obr. 4a, b). Po této době došlo k ustálení počtu skoků na jeden u plemen D a L a na jeden až dva u plemen BU a PC.

Hodnoty ukazatele A v prvních čtyřech až pěti měsících sledování u plemen D a L klesají. Pouze u plemene L se objevilo ve třetím měsíci sledování (červen) nevýrazné zvýšení. Nejnížší hodnoty se vyskytovaly v měsících září až prosinec (věk 14 až 17 měsíců) a udržely se až do konce sledování. U plemen BU a PC jsme zjistili v obdobném věku (13 až 15 měsíců — únor až duben) naopak nejvyšší hodnoty tohoto ukazatele (obr. 1b). U kanců této skupiny je též zřejmá vysoká hodnota intervalu spolehlivosti u plemene PC proti plemeni BU. Obdobnou dynamiku změn jako ukazatel A vykazuje i údaj C. U plemen D a L se jeho hodnoty snižují až na minimum v měsících září až listopad, tj. ve věku 14 až 16 měsíců (obr. 2a). Pokles hodnot ukazatele C v prvních třech měsících sledování je statisticky průkazný ($P < 0,05$) ve vztahu ke všem následujícím měsícům. Po dosažení minimálních hodnot se ukazatel C udržuje v rámci variability na stejné úrovni až do konce sledování. Odlišnou dynamiku změn v tomto ukazateli libida vykazovali kanci druhé skupiny (plemena BU a PC). Pozorovali jsme u nich od věku osmi až devíti měsíců vzestup hodnot ukazatele C, který trval do 13. měsíce věku (únor) a pak došlo k poklesu, který trval až do konce sledování (obr. 2b). Maximální hodnoty v únoru jsou statisticky průkazné

($P < 0,01$) odlišné od minimálních hodnot v podzimních měsících, kdy kanci dosahovali věku osmi až devíti měsíců.

Rovněž čas od příchodu kance k fantomu do skončení ejakulace (ukazatel D) je u plemen D a L charakteristický poklesem hodnot až do věku 14 až 15 měsíců (září až říjen). Pak jsme však zaznamenali jeho vzestup, který trval až do konce sledování (obr. 3a). Statisticky významného rozdílu ($P < 0,05$) proti minimálním hodnotám však dosahuje pouze prosincová hodnota u kanců plemene D. U kanců plemen BU a PC jsme zjistili, obdobně jako u ukazatele C, zvyšování hodnot do věku 13 měsíců (únor), kdy po dosažení maxima dochází k poklesu hodnot až do konce sledování (obr. 3b). Pokles hodnot v říjnu (věk de-

I. Ukazatele libida sexualis a sezóny roku — Parameters of *libido sexualis* and the year season

a)

Plemeno	Ukazatel libida	Období roku (věk v měsících)		P
		léto (11–13) $\bar{x} \pm Sx$ (v sekundách)	podzim, zima (14–19) $\bar{x} \pm Sx$ (v sekundách)	
L	A	22 $\pm$ 15	35 $\pm$ 5	—
	C	171 $\pm$ 41	169 $\pm$ 14	—
	D	465 $\pm$ 59	513 $\pm$ 43	—
D	A	18 $\pm$ 15	10 $\pm$ 5	—
	C	119 $\pm$ 40	93 $\pm$ 14	—
	D	382 $\pm$ 59	429 $\pm$ 45	+

Odběr semene jednou týdně po celou dobu sledování

b)

Plemeno	Ukazatel libida	Období roku (věk v měsících)		P
		podzim, zima (7–11) $\bar{x} \pm Sx$ (v sekundách)	jaro, léto (12–17) $\bar{x} \pm Sx$ (v sekundách)	
BU	A	14 $\pm$ 24	20 $\pm$ 20	—
	C	105 $\pm$ 36	131 $\pm$ 48	—
	D	411 $\pm$ 36	451 $\pm$ 44	+
	E	1,4 $\pm$ 0,3	1,2 $\pm$ 0,5	—
PC	A	90 $\pm$ 25	49 $\pm$ 24	+
	C	246 $\pm$ 37	256 $\pm$ 56	—
	D	550 $\pm$ 38	567 $\pm$ 52	—
	E	1,8 $\pm$ 0,3	2,2 $\pm$ 0,5	—

Odběr semene jednou týdně po celou dobu sledování

P = + rozdíl statisticky průkazný

P = — rozdíl statisticky neprůkazný

II. Ukazatele libida sexualis a sezóny roku — Parameters of *libido sexualis* and the year season

a)

Plemeno	Ukazatel libida	Období roku (věk v měsících)		P
		léto (11–13) $\bar{x} \pm Sx$ (v sekundách)	podzim, zima (14–19) $\bar{x} \pm Sx$ (v sekundách)	
L	A	30 ± 15	16 ± 4	—
	C	202 ± 42	129 ± 11	—
	D	589 ± 61	433 ± 34	+
D	A	20 ± 15	4 ± 4	—
	C	102 ± 42	75 ± 11	—
	D	500 ± 61	462 ± 34	—

Do věku 13 měsíců odběr semene jednou týdně

Od věku 14 měsíců odběr semene dvakrát týdně

b)

Plemeno	Ukazatel libida	Období roku (věk v měsících)		P
		podzim, zima (7–11) $\bar{x} \pm Sx$ (v sekundách)	jaro, léto (12–17) $\bar{x} \pm Sx$ (v sekundách)	
BU	A	9 ± 25	22 ± 16	—
	C	135 ± 36	166 ± 38	+
	D	459 ± 37	509 ± 35	+
	E	1,5 ± 0,3	1,5 ± 0,4	—
PC	A	36 ± 25	65 ± 17	+
	C	207 ± 36	290 ± 39	+
	D	432 ± 37	507 ± 36	+
	E	2,4 ± 0,3	2,4 ± 0,3	—

Do věku 11 měsíců odběr semene jednou týdně

Od věku 12 měsíců odběr semene dvakrát týdně

P = + rozdíl statisticky průkazný

P = — rozdíl statisticky neprůkazný

vět měsíců) u plemene PC je statisticky významný ($P < 0,05$) ve vztahu k únorovému maximu. U kanců plemene BU jsou maximální hodnoty v zimním období významně odlišné ($P < 0,01$) od letních a podzimních hodnot na počátku sledování.

Variabilita sledovaných ukazatelů libida a jejich rozdílná dynamika mezi skupinami plemen během roku byly podnětem k otestování vlivu plemene a měsíce roku na sledované ukazatele. Analýza rozptylu potvrdila vysoce významný vliv plemene ($P < 0,001$) na všechny ukazatele libida. Účinnost tohoto faktoru se však pohybovala mezi 1 % až

18 %, a proto je nutné posuzovat tento faktor opatrně. Faktor měsíce roku se projevil též významně ($P < 0,01$ a $P < 0,05$) na změnách ukazatelů libida během roku. Spolu s působením faktoru individuality každého kance vykazuje účinnost 40 až 80 %.

Jak již bylo uvedeno, byl od věku 14 měsíců (plemena D a L) a 11 měsíců (plemena BU a PC) u každé skupiny prováděn u poloviny zvířat odběr ejakulátu dvakrát týdně. U každé skupiny spadalo období zvýšeného odběru ejakulátů do jiného období roku. Proto jsme sledovali vliv tohoto zvýšeného počtu odběrů na libido v závislosti na sezóně roku. Tab. I [a, b] zachycuje hodnoty ukazatelů libida pro každé plemeno v různé sezóně roku a pro kance, kterým byl ejakulát po celou dobu sledování odebírán jednou týdně. U kanců plemen D a L došlo k neprůkaznému poklesu ukazatelů A a C v podzimním období, zatímco hodnoty ukazatele D se zvýšily (tab. Ia). U kanců druhé skupiny (BU a PC) došlo naopak v jarním a letním období k neprůkaznému zvýšení v hodnotách sledovaných ukazatelů, a to kromě ukazatele A u kanců plemene PC a ukazatele D u kanců plemene BU. K tomuto zvýšení došlo i přes narůstající věk zvířat. Úlohu sezóny roku v rozvoji libida sledovaných kanců dokumentují údaje v tab. II. Tabulka zachycuje obdobné údaje jako tab. I s tím rozdílem, že polovině kanců od každého plemene byl od již známého věku odebírán ejakulát dvakrát týdně. Z tab. II je patrný negativní vliv období jaro — léto na sledované ukazatele libida u plemen BU a PC u kanců se zvýšeným počtem odběrů. U druhé skupiny (plemena D a L) došlo u kanců s dvěma odběry týdně ke snížení hodnot těchto ukazatelů v podzimním a zimním období.

DISKUSE

Z uvedených výsledků je patrné, že čas od příchodu kance k fantomu do skončení ejakulace (ukazatel D) vykazuje obdobný průběh změn jako čas potřebný do začátku ejakulace (ukazatel C). Variabilita v ukazateli D je ovšem nižší. Tento ukazatel spolu s ostatními sledovanými ukazateli považujeme za použitelný při hodnocení libida u pohlavně dospělých kanců. Podle našeho názoru může doplnit definici libida u kance, kterou uvádějí Green a Winters (1945).

Údaje o kladném vlivu sexuálních zkušeností a věku samců na rozvoj libida (Chenoweth, 1983; Hafez, 1960; Esbenshade et al., 1979) podporuje v našem sledování pouze ukazatel o počtu skoků potřebných do začátku ejakulace (údaj E). Ostatní sledované ukazatele libida (A, C a D) zjištění uvedených autorů plně nepodporují. Dokládá to především dynamika změn těchto ukazatelů u kanců narozených v lednu (plemena BU a PC). Zvyšování hodnot v ukazatelích libida u všech plemen v zimním až jarním období a prokázaný vliv měsíce roku spolu s vlivem individuality zvířete podporují úvahu o působení délky světelného dne na tyto ukazatele. Usuzujeme, že na libido kanců působí kladně delší světelný den, a to přes funkční ovlivnění sekreční aktivity hypofýzy, přičemž reakce hypofýzy na změnu délky fotoperiody je asi dva měsíce (Evans, Robinson, 1980). Úvaha o kladném vlivu fotoperiody na rozvoj libida je podpořena zjištěním autorů Hoagland a Diekman (1982) o urychleném nástupu sexuálního chování u kanců s doplňkovým svícením. Údaje autorů Schopper et

al. (1984) o úplné ztrátě libida u divokého kance v letním období jsou ovšem v určitém nesouladu se zlepšujícími se ukazateli libida kanců plemen D a L v našem sledování. Je však nutné zdůraznit, že námi sledované skupiny plemen dosahovaly rozdílného věku v daném období roku. Nesoulad mezi naším zjištěním a údaji, které uvádějí Schopper et al. (1984), můžeme tedy vysvětlit působením faktoru věku. U kanců plemen BU a PC je zřejmě kladné působení podzimního období, vzhledem k věku, spojeno s pubertálním a postpubertálním rozvojem celého pohlavního aparátu a jeho řídicích center.

Vliv zvýšeného počtu odběrů na fantomu a tím i větší zkušenosti s narůstajícím věkem se neprojeví v našem sledování očekávaným snížením hodnot časových ukazatelů libida. U kanců narozených v lednu (plemena BU a PC) došlo naopak k jejich neprůkaznému zvýšení i přes zvýšený počet odběrů v časném jarním a letním období. Domníváme se, že v tomto případě vliv sezóny roku potlačil vliv věku a zkušeností. Nevylučujeme ani možnost, že zvýšená frekvence odběrů na fantomu byla slabým stimulem k povzbuzení libida (Hruška et al., 1974). Kromě toho je pro prasata jako druh v konečných fázích pohlavního cyklu typické šíření charakteristických pachů (Booth, 1980; Melrose et al., 1971), které kladně ovlivňuje průběh páření. Do jaké míry ovlivnila v našem pozorování libido kanců sezóna roku a do jaké míry věk a zkušenost zvířat, nemůžeme říci. Ani v dostupné literatuře jsme nenašli prameny zabývající se tímto problémem. Z údajů autorů Claus et al. (1983) a Schopper et al. (1984) o sezónní sekreci pohlavních steroidů u kance a z těsného spojení funkce neuroendokrinního aparátu se sexuální chováním vyplývá vliv sezóny na libido kance.

Poděkování

Autoři děkují kolektivu pracovníků D. Řády z pokusné stanice VŠZ Praha ve Stochově za technickou pomoc a spolupráci.

Literatura

- BERGER, T. — MAHONE, J. P. — SVOBODA, G. S. — METZ, K. W. — CLEGG, E. D.: Sexual maturation of boars and growth of swine exposed to extended photoperiod during decreasing natural photoperiod. *J. anim. Sci.*, 51, 1980, s. 672-678.
- BOOTH, W. D.: Endocrine and exocrine factors in the reproductive behaviour of the pig. In: *Symp. Zool. Soc. London*, 45, 1980, s. 287-311.
- CLAUS, R. — SCHOPPER, D. — WAGNER, H. G.: Seasonal effect on steroids in blood plasma and seminal plasma of boars. *J. steroid Biochem.*, 19, 1983, s. 725-729.
- ESBENSHADE, K. L. — SINGELTON, W. L. — CLEGG, E. D. — JONES, H. W.: Effect of housing management on reproductive development and performance of young boars. *J. anim. Sci.*, 48, 1979, s. 246-250.
- EVANS, G. — ROBINSON, T. J.: Reproductive potential and endocrinological responses of sheep kept under controlled lighting. II. Pituitary and gonadal responses of ewes and rams to a six monthly light cycle. *Anim. Reprod. Sci.*, 3, 1980, s. 39-56.
- GREEN, W. W. — WINTERS, L. M.: The effect of sex on the development of the pig. IV. Histological and endocrinological studies of the boar. *J. anim. Sci.*, 4, 1945, s. 55-62.
- HAFEZ, E. S. E.: Analysis of ejaculatory reflex and sex drive in the bull. *Cornell Veter.*, 50, 1960, s. 384-411.

HOAGLAND, T. A. — DIEKMANN, M. A.: Influence of supplemental lighting during increasing daylength on libido and reproductive hormones in prepubertal boars. *J. anim. Sci.*, 55, 1982, s. 1483-1489.

HRUŠKA, J. — NAVRÁTIL, S. — FRÁNEK, M. — PODANÝ, J.: Vliv ejakulace na koncentraci testosteronu v periferní krvi kanců. *Českoslov. Fyziol.*, 23, 1974, č. 3, s. 257.

CHENOWETH, P. J.: Sexual behavior of the bull: A review. *J. Dairy Sci.*, 66, 1983, s. 173-179.

LOUDA, F.: Rozvoj pohlavních funkcí u býků českého strakatého plemene. [Kandidátská disertační práce.] Praha, 1976. — Vysoká škola zemědělská, 257 s.

MAHONE, J. P. — BERGER, T. — CLEGG, E. D. — SINGELTON, W. L.: Photo-induction of puberty in boars during naturally occurring short day lengths. *J. anim. Sci.*, 48, 1979, s. 1159-1164.

MAVROGENIS, A. P. — ROBINSON, O. W.: Factors affecting puberty in swine. *J. anim. Sci.*, 42, 1976, s. 1251.

MELROSE, D. R. — REED, H. C. B. — PATTERSON, R. L. S.: Androgen steroids associated with boar odour as an aid to the detection of oestrus in pig artificial insemination. *Brit. Veter. J.*, 127, 1971, s. 497-501.

REED, C. H. P.: The behaviour of boars in relation to their reproductive efficiency. *Proc. Brit. Soc. Veter. Ethol. (Edinburgh)*, 1, 1966, s. 8-10.

SCOPPER, D. — GAUS, J. — CLAUS, R. — BADER, H.: Seasonal changes of steroid concentration in seminal plasma of european wild boar. *Acta endocrin.*, 107, 1984, s. 425-427.

WODZICKA-TOMASZEWSKA, M. — KILGOUR, R. — RYAN, M.: "Libido" in the large farm animals: A review. *Appl. Anim. Ethol.*, 7, 1981, s. 203-238.

Došlo dne 10. 6. 1985

МИКА, Й. — ЛОЙДА, Ф. — ЙИЛЕК, Ф. — КЛИМЕШ, В. (Научно-исследовательский институт животноводства, Прага 10, Угржинеves; Сельскохозяйственный институт, Прага): Влияние возраста и сезона года на развитие полового стремления хряков разных пород. *Živoč. Výr.*, 31, 1986 (4) : 311-322.

У хряков четырех пород, разделенных на две группы согласно времени рождения, изучалось влияние возраста и сезона года на выбранные показатели полового стремления. Изучение проводилось у хряков от 6 до 9-месячного возраста. От каждой породы брались 4 животных. В первую группу входили хряки породы ландрас (Л) и дюрк (Д), рожденные в период от 24. 7. до 8. 8. 1980 г. Вторая группа состояла из хряков белой улучшенной породы (БУ) и пршештицкой черно-пестрой породы (ПЧ), рожденных в период от 4. 1. до 11. 1. 1982. Оценка полового стремления проводилась путем измерения времени, необходимого от прихода хряка до первой садки (показатель А), до начала эякуляции (показатель С) и до конца эякуляции (показатель D) и далее число прыжков, необходимых до начала эякуляции (показатель Е). Из полученных результатов вытекает, что показатель Е улучшается с возрастом и опытом хряков. Это улучшение показывают хряки всех изучаемых пород, несмотря на срок рождения. Остальные изучаемые показатели полового стремления (А, С, D) показывают разную динамику изменений в течение года, а именно, с учетом срока рождения и сезона года. Рожденные зимой хряки (породы БУ и ПЧ) показывали способность взятия спермы на чучеле приблизительно на три месяца раньше, чем рожденные летом хряки (породы Д и Л). У обеих групп хряков, не учитывая возраст, проявилось положительное влияние осенних месяцев на изучаемые показатели полового стремления. Было доказано значимое ($P < 0,01$ и $P < 0,05$) влияние пород, индивидуальности животного и месяца года на охоту хряков и далее отрицательное влияние весенних и летних месяцев на данные показатели охоты у половозрелых хряков при повышении числа взятий спермы на чучеле и, наоборот, положительное влияние осеннего и зимнего периода. На основе таких установлений можно констатировать, что период года (лето, зима), когда родились животные, содействовал развитию их охоты.

половое стремление; хряк; возраст; порода; сезон

MÍKA, J. — LOUDA, F. — JÍLEK, F. — KLIMEŠ, V. (Research Institute of Animal Production, Praha-Uhřetěves; University of Agriculture, Praha): *The Effect of Age and Year Season on the Development of Libido sexualis in Boars of Various Breeds*. Živoč. Vyr., 31, 1986 (4) : 311-322.

Boars of four breeds were divided into two groups according to the time of birth and were studied for the effect of age and year season on some parameters of *libido sexualis*. The investigation was conducted in boars at the age from 6 to 19 months. Each breed was represented by four boars. The first group included the boars of Landrace (L) and Duroc (D) breeds born between July 24 and August 8, 1980. The second group comprised the boars of Large White (LW) and Přestice Black-Pied (PB) breeds born between January 4 and January 11, 1982. The evaluation of *libido sexualis* was based on the measurement of the time needed by the boar from meeting the dummy to the first mount (parameter A), to the start of ejaculation (parameter C), to the end of ejaculation (parameter D), and on the number of mounts needed to start ejaculating (parameter E). As suggested by the results, parameter E improves with the age and experience of the boars. This improvement was observed in the boars of all breeds irrespective of the time of birth. The remaining libido parameters (A, C, D) varied during the year, depending on the time of birth and season of the year. The boars born in winter (the LW and PB breeds) reached sperm-collection maturity about three months sooner than the boars born in summer (the D and L breeds). A positive influence of the autumn months on the studied parameters of libido was observed in both groups of boars irrespective of their age. It has been demonstrated that the breed, the animal individuality and the month of the year have a significant ($P < 0.01$ and $P < 0.05$) influence on libido and that the spring and summer months have an adverse effect on the above-mentioned parameters of libido in post-pubertal boars subjected to an increased number of sperm collections on the dummy; on the other hand, the autumn and winter seasons had a positive influence. It can be stated on the basis of these findings that the year season (summer, winter) when the animals had been born had an influence on the development of their libido.

libido sexualis; boar; age; breed; season

MÍKA, J. — LOUDA, F. — JÍLEK, F. — KLIMEŠ, V. (Forschungsinstitut für Tierproduktion, Praha-Uhřetěves; Landwirtschaftliche Hochschule, Praha): *Einwirkung des Alters und der Jahreszeit auf die Entwicklung von Libido sexualis bei Ebern verschiedener Rassen*. Živoč. Vyr., 31, 1986 (4) : 311-322.

Bei Ebern von vier Rassen, die in zwei Gruppen, der Geburtszeit nach, eingeteilt waren, wurde die Einwirkung des Alters und der Jahreszeit auf die ausgewählten Kennwerte von Libido sexualis untersucht. Die Beobachtungen wurden bei Ebern im Alter von 6 bis 19 Monaten vorgenommen. Von jeder der Rassen wurden vier Tiere untersucht. Die erste Gruppe bildeten Eber der Rassen Landrace (L) und Duroc (D), die im Zeitraum von 24. 7. bis 8. 8. 1980 geboren wurden. Die zweite Gruppe bildeten Eber der Rassen Weißes Edelschwein (BU) und Preschitzer Schwarzbuntes Schwein (PC), geborene im Zeitraum vom 4. 1. bis 11. 1. 1982. Die Bewertung des Libido sexualis erfolgte durch Messung der Zeit, die erforderlich war vom Eintreffen des Ebers bis zum ersten Aufsprung (Kennwert A), bis Beginn der Ejakulation (Kennwert C) und bis Beendigung der Ejakulation (Kennwert D) und ferner durch die Zahl der bis zum Beginn der Ejakulation erforderlichen Sprünge (Kennwert E). Aus den Ergebnissen ging hervor, daß der Kennwert E mit zunehmendem Alter und steigenden Erfahrungen der Eber sich verbessert. Diese Verbesserung war bei Ebern aller untersuchten Rassen, ungeachtet des Geburtstermins, zu verzeichnen. Die übrigen studierten Kennwerte (A, C, D) weisen eine unterschiedliche Dynamik der Veränderungen während des Jahresverlaufs auf u. zw. sowohl in Hinsicht auf den Geburtstermin als auch auf die Jahreszeit. Die in den Wintermonaten geborenen Eber (Rassen BU und PC) wiesen die Fähigkeit zur Spermaentnahme auf künstlicher Attrappe um etwa drei Monate früher auf als die im Sommer geborenen Eber (Rassen D und L). Bei beiden Ebergruppen, ungeachtet des Alters, manifestierte sich eine positive Wirkung der herbstlichen Monate auf die untersuchten Kennwerte des Libido. Es wurde eine signifikante Wirkung ($P < 0,01$ und $P < 0,05$) der Rasse, der Individualität des Tieres und des Monats im Jahr auf das Libido der Eber, sowie eine negative Wirkung der Früh-

jahrs- und Sommermonate auf die gegebenen Kennwerte des Libido bei postpubertären Ebern bei erhöhter Zahl der Entnahmen auf künstlicher Attrappe und dagegen eine positive Wirkung der herbstlichen und winterlichen Periode, nachgewiesen. Aufgrund dieser Ermittlungen kann konstatiert werden, daß die Jahreszeit (Sommer, Winter), in die die Tiere geboren wurden, bei der Entwicklung ihres Libido mitwirkend war.

Libido sexualis; Eber; Alter; Rasse; Jahreszeit

Adresy autorů:

Ing. Josef Míka, CSc., MVDr. ing. František Jílek, CSc., ing. Vlastibor Klimeš, CSc., Výzkumný ústav živočišné výroby, 251 61 Praha 10 - Uhřetěves

Ing. František Louda, CSc., Vysoká škola zemědělská, 160 21 Praha 6 - Suchbátarův

SEZÓNŇÍ VARIACE POODSTAVOVÉHO INTERVALU A DALŠÍCH UKAZATELŮ REPRODUKCE U PRASNIC

Z. Knotek, S. Navrátil, M. Maňásková, A. Blízek, J. Hartmann

KNOTEK, Z. — NAVRÁTIL, S. — MAŇÁSKOVÁ, M. — BLÍZEK, A. — HARTMANN, J. (Výzkumný ústav veterinárního lékařství, Brno; Okresní veterinární zařízení, Jindřichův Hradec): *Sezónní variace poodstavového intervalu a dalších ukazatelů reprodukce u prasnic*. Živoč. Výr., 31, 1986 (4) : 323-330.

V rozmnožovacím chovu prasat bylo sledováno 908 prasnic v průběhu 47 týdnů. V chladnějším období se průměrná denní teplota makroklimatu pohybovala v rozmezí od $-4,2$ do $9,5^{\circ}\text{C}$ a v teplejším období od $11,1$ do $19,0^{\circ}\text{C}$. Byla prokázána sezónnost ve výskytu anestríí, poruchách zabřezávání i kvalitě vrhů. V obou obdobích se vysoce průkazně lišily ($\alpha = 0,01$) tyto ukazatele: průměrná délka intervalu odstav — první inseminace (poodstavového intervalu) — 6,9 dní ($s = 5,6$; $v = 81,2\%$) proti 9,1 dní ($s = 6,6$; $v = 72,5\%$), procento prasnic inseminovaných do 10. dne po odstavu ($90,0\%$ proti $73,5\%$) a zabřezávání prasnic po první a druhé inseminaci ($89,1$ a $88,5\%$ proti $80,0$ a $69,8\%$). V teplejším období byl navíc zjištěn vysoce průkazný ($\alpha = 0,01$) rozdíl v délce poodstavového intervalu mezi prasnicemi nepřeběhlými a přeběhlými — 5,6 dní ($s = 1,7$; $v = 30,3\%$) proti 7,5 dní ($s = 3,5$; $v = 46,7\%$), nasvědčující vztahu mezi tímto intervalem a následným zabřezáváním prasnic po první inseminaci. Průměrný počet narozených selat ve vrhu byl podobný v obou obdobích — 10,1 ($s = 3,0$; $v = 29,7\%$) proti 10,2 ($s = 2,9$; $v = 28,4\%$) selat, zatímco průměrný počet živě narozených selat ve vrhu se průkazně lišil ($\alpha = 0,05$) — 9,2 ($s = 7,5$; $v = 81,5\%$) proti 8,2 ($s = 2,5$; $v = 30,5\%$) selat. Prasnice, které po první inseminaci nezabřezly, byly v teplejším období podruhé inseminovány v delším časovém odstupu. Vztah mezi délkou poodstavového intervalu a počtem všech nebo živě narozených selat po následující první inseminaci nebyl prokázán.

anestríe; interval odstav — 1. inseminace; zabřezávání; kvalita vrhu; makroklima

V etiologii neinfekčních reprodukčních poruch prasat v letních měsících má významnou roli nevhodné stájové mikroklima, které je ovlivněno makroklimatickými podmínkami. V poslední době se příčinami sezónních poruch reprodukce prasat a možnostmi zlepšení zabývali např. Hendel, Elze (1984), Hühn, Henze (1984) a Hovorka (1984). V naší předchozí práci jsme sledovali vliv vybraných faktorů makroklimatu na zabřezávání prasniček a prasnic po první inseminaci v podmínkách užitkových velkochovů (Knotek et al., 1984), přičemž jsme potvrdili vliv mikroklimatu inseminační haly první tři týdny po první inseminaci na zabřezávání prasnic (Knotek et al., 1985). V letních měsících se výrazně prodlužuje interval od odstavu do říje (Fahmy et al., 1979). Ve velkokapacitních podnicích bývá problém zajistit optimální podmínky mikroklimatu a poruchy reprodukce v letním období narušují kontinuitu výroby. Hühn a Henze (1984) uvádějí, že rozsah sezónních výkyvů v reprodukci prasat se v různých chovech liší a v řadě podniků se sezónnost nemusí vůbec projevit.

Cílem naší práce bylo potvrdit či vyloučit sezónní změny délky intervalu odstav — první inseminace, poruch zabřezávání a kvality vrhů v rozmnožovacím chovu, kde je spektrum rušivých faktorů na reprodukci prasat omezeno díky vysoké úrovni chovatelské péče. Naše sledování bylo též zaměřeno na objasnění vztahu mezi délkou poodstavového intervalu a zabřezáváním i plodností prasnic po následující první inseminaci.

MATERIÁL A METODA

Vyhodnocení sezónní dynamiky intervalu odstav — první inseminace (poodstavového intervalu) bylo provedeno u 908 prasnic (BU, L) během 47 týdnů ve vybraném rozmnožovacím chovu V. Na základě makroklimatické charakteristiky průměrných týdenních teplot ($\bar{x}$ T_{et}) jsme provedli rozdělení na týdny teplejšího období (7. 5.—7. 10.; $\bar{x}$ T_{et} v rozmezí od 11,1 do 19,0 °C) a týdny chladnějšího období (5. 2.—6. 5. a 8. 10.—31. 12.; $\bar{x}$ T_{et} v rozmezí od -4,2 do 9,5 °C). V obou obdobích byla sledována průměrná délka poodstavového intervalu, četnost výskytu vybraných intervalů, zabřezávání prasnic po první a druhé inseminaci, délka časového úseku mezi první a druhou inseminací a počet selat všech a živě narozených ve vrhu. Byl hodnocen vztah mezi délkou poodstavového intervalu a počtem selat všech a živě narozených v následujícím vrhu.

Prasnice byly ustájeny v halách s okny a s podtlakovým systémem větrání, krmeny byly kompletními krmnými směsmi KPB odpovídajícími normě.

Ke statistickému vyhodnocení získaných údajů bylo použito *t*-testu a metod korelační analýzy. Podklady k hodnocení makroklimatu ve sledované oblasti poskytl Hydrobotanické oddělení Botanického ústavu ČSAV v Třeboni.

VÝSLEDKY

Celoroční průměrná délka intervalu od odstavu do první inseminace (poodstavového intervalu) činila u 908 prasnic 7,9 dní ($s = 6,2$; $v = 78,5$ %). V teplejším období roku (7. 5. — 7. 10.) byl poodstavový interval delší (9,1 dní; $s = 6,6$; $v = 72,5$ %) než v chladnějším období (5. 2. — 6. 5. a 8. 10. — 31. 12.), kdy dosáhl průměrné délky pouze 6,9 dní ($s = 5,6$; $v = 81,2$ %). Uvedený rozdíl průměrné délky poodstavového intervalu teplejšího a chladnějšího období roku je vysoce průkazný ($\alpha = 0,01$).

Průměrná délka intervalu od odstavu do první inseminace pro prasnice s poodstavovým intervalem v rozmezí 0 až 16 dní (tab. I) byla v teplejším období roku 5,6 dní ($s = 1,7$; $v = 30,3$ %) u prasnic nepřeběhlých a 7,5 dní ($s = 3,5$; $v = 46,7$ %) u prasnic přeběhlých. V chladnějším období roku činily odpovídající hodnoty 5,3 ($s = 1,4$; $v = 26,4$ %) pro prasnice nepřeběhlé a 5,9 ($s = 2,2$; $v = 37,3$ %) pro prasnice přeběhlé. Rozdíly hodnot sledovaného kritéria v teplém a chladném období jsou pro prasnice nepřeběhlé i přeběhlé statisticky vysoce průkazné ($\alpha = 0,01$).

V teplejším období byl navíc prokázán vysoce průkazný rozdíl ($\alpha = 0,01$) v délce poodstavového intervalu mezi prasnicemi nepřeběhlými a přeběhlými.

Rozborem procentuálního rozvrstvení prasnic do vybraných rozsahů intervalů od odstavu do první inseminace (tab. II) bylo zjištěno, že podstatně vyšší procento prasnic (90,0 %) bylo inseminováno do desátého dne po odstavu v chladnějším období (převážná část prasnic byla inseminována do pátého dne po odstavu) než v teplejším období (73,5 %). V teplejším období se zvyšuje procentuální zastoupení prasnic s delším poodstavovým intervalem. Procento prasnic s poodstavovým intervalem

I. Průměrná délka intervalu odstav — první inseminace a průměrná délka tohoto ukazatele u prasnic s poodstavovým intervalem v rozmezí 0 až 16 dní v teplejším a chladnějším období roku — The average length of the interval from weaning to the first insemination and the average length of this parameter in sows with a post-weaning interval of 0 to 16 days in the warm and cold periods of the year

Období	Interval odstav — 1. inseminace $\bar{x}$ (ve dnech)			Interval odstav — 1. inseminace v rozmezí 0—16 dní $\bar{x}$ (ve dnech)					
	prasnice po 1. inseminaci nepřeběhlé + přeběhlé			prasnice po 1. inseminaci nepřeběhlé			prasnice po 1. inseminaci přeběhlé		
	$\bar{x}$	s	v (%)	$\bar{x}$	s	v (%)	$\bar{x}$	s	v (%)
Teplejší (7. 5.—7. 10.)	9,1	6,6	72,5	5,6	1,7	30,3	7,5	3,5	46,7
Chladnější (5. 2.—6. 5. a 8. 10.—31. 12.)	6,9	5,6	81,2	5,3	1,4	26,4	5,9	2,2	37,3

11 až 16 dní a 17 až 25 dní bylo podstatně vyšší v teplejším období než v chladnějším období roku (4,9 % proti 1,4 %; 19,3 % proti 6,7 %). Procento prasnic s poodstavovým intervalem 26 dní a delším se však již v teplejším a chladnějším období roku lišilo jen nevýznamně (2,3 % proti 1,9 %).

Analýza zabřezávání prasnic po první a druhé inseminaci (tab. III) ukázala, že ze 478 prasnic inseminovaných v chladnějším období zabřezlo po první inseminaci 426 (89,1 %) a v teplejším období ze 430 prasnic zabřezlo po první inseminaci 344 (80,0 %). Z 52 prasnic přeběhlých po první inseminaci v chladnějším období a znovu inseminovaných zabřezlo po druhé inseminaci 46 (88,5 %) a v teplejším období z 86 přeběhlých a podruhé inseminovaných 60 prasnic (69,8 %). V teplejším období je tedy zhoršené zabřezávání po první i druhé inseminaci ($\alpha = 0,01$).

Rozbor přebíhání prasnic po první inseminaci (zhodnocením intervalu mezi první a druhou inseminací) ukázal, že z 86 přeběhlých pras-

II. Procentuální rozvrstvení prasnic do vybraných rozsahů intervalu odstav — první inseminace — The percentual proportions of sows included in the selected ranges of the weaning — first insemination interval

Období	Procento prasnic s poodstavovým intervalem v rozmezí						
	0—5 dní	6—7 dní	8—10 dní	0—10 dní	11—16 dní	17—25 dní	26 dní a více
Teplejší (7. 5.—7. 10.; celkem 430 prasnic)	45,6	19,8	8,1	73,5	4,9	19,3	2,3
Chladnější (5. 2.—6. 5. a 8. 10.—31. 12.; celkem 478 prasnic)	63,4	22,2	4,4	90,0	1,4	6,7	1,9

III. Zabřezávání prasnic po první a druhé inseminaci v průběhu sledovaného roku a rozvrstvení přeběhlých prasnic podle délky časového úseku mezi první a druhou inseminací — The conception of sows after the first and second insemination during the studied year and the proportions of sows returning to oestrus according to the length of the interval between the first and second insemination

Období	Zabřezávání prasnic (%)		Procento (počet) přeběhlých prasnic s časovým odstupem mezi 1. a 2. inseminací				
	po 1. inseminaci (prasnice nepřeběhlé)	po 2. inseminaci (prasnice přeběhlé)	0–16 dní	17–25 dní	26–35 dní	36–45 dní	46 a více dní
Teplejší (7. 5. – 7. 10.)	80,0 (n = 430)	69,8 (n = 86)	1,2 (1)	44,2 (38)	17,4 (15)	12,8 (11)	24,4 (21)
Chladnější (5. 2. – 6. 5. a 8. 10. – 31. 12.)	89,1 (n = 478)	88,5 (n = 52)	0 (0)	61,5 (32)	26,9 (14)	5,8 (3)	5,8 (3)

nic v teplejším období bylo 1,2 % znovu inseminováno (druhá inseminace) do 16. dne po neúspěšné první inseminaci, 44,2 % 17. až 25. den, 17,4 % 26. až 35. den, 12,8 % 36. až 45. den a 24,4 % v časovém odstupu od první inseminace 46 dní a více. Z 52 prasnic přeběhlých po první inseminaci v chladnějším období bylo 61,5 % znovu inseminováno 17. až 25. den, 26,9 % 26. až 35. den, 5,8 % 36. až 45. den a 5,8 % v časovém odstupu 46 dní a více od první inseminace. Nejvíce prasnic přeběhlých po první inseminaci bylo tedy podruhé inseminováno v časovém úseku 17 až 25 dní po první inseminaci především v chladnějším období (61,5 %). V teplejším období byl pozorován posun druhé inseminace na 36 až 45 dní a nad 46 dní po první inseminaci.

Průměrný počet selat všech a živě narozených ve vrhu byl v teplejším období 10,2 ($s = 2,9$; $v = 28,4$ %) a 8,2 ($s = 2,5$; $v = 30,5$ %) a v chladnějším období 10,1 ($s = 3,0$; $v = 29,7$ %) a 9,2 ($s = 7,5$; $v = 81,5$ %). Rozdíl v průměrných počtech živě narozených selat mezi chladnějším a teplejším obdobím roku je průkazný ($\alpha = 0,05$).

Pomocí korelační analýzy nebyl potvrzen průkazný vztah mezi délkou intervalu odstav — první inseminace a počtem selat všech nebo živě narozených po této inseminaci ani v teplejším ($r = -0,059$; $r = 0,036$), ani v chladnějším období roku ($r = 0,036$; $r = -0,001$).

DISKUSE

Interval od odstavu do první inseminace se v teplejším období roku prodloužil jednak oddálením první poodstavové říje (nižší procento prasnic inseminovaných do desátého dne po odstavu) a jednak pravděpodobně přehlédnutím první poodstavové říje s nevýraznými projevy (tichá říje) a inseminací až při následující zjevné říji. Tomu odpovídá zvýšení frekvence prvních inseminací v období 17. až 25. dne po odstavu. V chladnějším období roku byl naopak průměrný poodstavový interval kratší (procento prasnic inseminovaných do desátého dne po odstavu bylo vyšší) a procento prasnic s poodstavovým intervalem 17 až 25 dní bylo ve srovnání s teplejším obdobím nižší. Tyto nálezy jsou

ve shodě s poznatky, které uvádí H u r t g e n (1981), a sice, že mnohem častěji dochází k říjí během prvního týdne po odstavu od listopadu do února než v červenci až září. B e n j a m i n s e n a K a r l b e r g (1981) na základě disproporce mezi zevními projevy říje a výskytem ovulace do deseti dní po odstavu předpokládají, že častý výskyt tichých říjí v intervalu 0. až 10. den po odstavu vede k vzestupu frekvence zjevné říje 21. až 30. den po odstavu. Význam výskytu tichých říjí z tohoto aspektu zdůrazňuje K a r l b e r g (1980). M e r e d i t h (1982) považuje za „normální“ poodstavový interval 4 až 9 dní a v případě, že říje není v tomto intervalu zachycena, dochází k prodloužení poodstavového intervalu na 22 až 33 dní a první zapuštění těchto prasnic (představujících 12 %) se uskuteční až v období 25. až 30. dne po odstavu.

Zabřezávání po první a druhé inseminaci bylo v našem hodnocení horší v teplejším období. Prasnice, které se přeběhly, byly převážně znovu inseminovány 17. až 25. den po první inseminaci. Zvláště v chladném období je podíl prasnic opakovaně inseminovaných v tomto časovém úseku výrazný, přičemž v teplejším období je druhá inseminace častější po 36. a 46. dni od neúspěšné první inseminace. B r i t t e t a l. (1983) potvrzují sezónnost zabřezávání prasnic a vliv ročního období na délku časového úseku mezi první a druhou inseminací, přičemž prodloužování tohoto intervalu připisují horšímu vývoji embryí a oddálení nové říje po neúspěšném zapuštění vlivem vysokých teplot a nevylučují i možnost výskytu proběhlé nepozorované říje. M e r e d i t h (1982) uvádí délku časového úseku mezi prvním a druhým zapuštěním přeběhlých prasnic 18 až 24 dní, přičemž při přehlédnutí říje po zapuštění se tento časový úsek prodlužuje na 36 až 48 dní a 57 až 72 dní. W i l l i a m s o n e t a l. (1980) vztahují příčiny pozdního přeběhnutí po zapuštění u prasnic ke stresu. L o v e (1981) uvádí jako projev sezónní infertility zvýšení počtu prasnic s říjí 22 až 37 dní a 44 až 53 dní po zapuštění. Podle autorů P a t e r s o n e t a l. (1978) se letní infertilita projevila zvýšením počtu prasnic s prodlouženým návratem k říjové aktivitě po přeběhnutí.

Naším rozbořem nebyl nalezen vztah mezi délkou poodstavového intervalu a počtem všech nebo živě narozených selat v následujícím vrhu. Námi zjištěný vysoce průkazný rozdíl ($\alpha = 0,01$) v délce poodstavového intervalu mezi prasnicemi nepřeběhlými a přeběhlými po inseminaci (5,6 dní proti 7,5 dní) v teplejším období nasvědčuje tomu, že nevhodné teplotní podmínky, v nichž se prasnice nacházejí po odstavu a asi již i během laktace (H ü h n, H e n z e, 1984), ovlivňují negativně nejen nástup říje, ale i úspěšnost následující inseminace. Tento předpoklad podporuje zjištění autorů H e n d e l a E l z e (1984), že vysoké teploty makroklimatu po několik dní před inseminací ovlivňují zabřezávání prasnic. Na rozdíl od těchto autorů jsme však nezjistili průkazný rozdíl v počtu všech narozených selat ve vrhu v teplejším a chladnějším období roku. Tyto naše výsledky nepotvrzují pozorování autorů D o b a o e t a l. (1983), kteří uvádějí, že největší vrhy jsou v zimě v souvislosti s předchozím oddálením nástupu říje v létě, a taktéž jsou v rozporu s tvrzením, které uvádějí F a h m y e t a l. (1979), že prodloužení poodstavového intervalu může příznivě ovlivnit velikost následujícího vrhu. Průkazně nižší počet živě narozených selat ve vrhu (o jedno sele) v teplejším období zřejmě souvisí s pozdní fází gravidity a je v souladu s vývody autorů O m t v e d t e t a l. (1971) o zvýšení citlivosti počátečního a konečného stadia gravidity prasnic k tepelnému stresu.

Uvedený rozbor potvrdil sezónní charakter výsledků reprodukce ve sledovaném rozmnožovacím chovu prasat. Prodloužení poodstavového intervalu v teplejším období roku, potvrzené i v chovu s vysokou úrovní chovatelské péče, má tedy důležité uplatnění při vzniku letního poklesu reprodukční kapacity u prasat s nezanedbatelnými ekonomickými dopady.

Jako opatření k odstranění letního poklesu reprodukční výkonnosti prasat doporučujeme v souhlasu s autory H ü h n a H e n z e (1984) a na základě našich výsledků provést v chovech s pravidelným výskytem letního poklesu fertility důkladnou komplexní analýzu s cílem odhalit a odstranit nepříznivé faktory působící na reprodukci prasat. Z praktického hlediska z toho v mnoha chovech vyplyne nutnost zaměřit pozornost na pravidelnou údržbu a zlepšení klimatizace hal pro prasnice, především v letním období. Zajištěním zoohygienických podmínek, zakotvených v příslušných oborových normách, je nutné vytvořit vhodné mikroklima stájových prostor i během letních měsíců a poskytnout tak příznivé předpoklady pro dosažení vyrovnané úrovně reprodukce prasat po celý rok. Pokud již sama tato opatření nezajistí odstranění letního poklesu fertility, přichází dále v úvahu dočasné využití řízené reprodukce.

Synchronizace říje, resp. ovulace prasnic exogenní aplikací hormonálních preparátů (např. PMSG + HCG) zabránila poklesu úrovně reprodukce v letních měsících (N a v r á t i l et al., 1984), avšak plného uplatnění dosahují tyto metody v chovech s uspokojivými podmínkami ustájení a výživy prasnic.

V současné době jsou též ověřovány praktické možnosti dietetických úprav (K i n g, W i l l i a m s, 1984a, b) pro zkrácení poodstavového intervalu prasnic v letním období.

Poděkování

Autoři děkují K. Přibáňovi z Hydrobotanického oddělení Botanického ústavu ČSAV v Třeboni za poskytnutí údajů ke zhodnocení makroklimatu sledované lokality a J. Paarové z VÚVeL v Brně za technickou spolupráci.

Literatura

- BENJAMINSEN, E. — KARLBERG, K.: Post weaning oestrus and luteal function in primiparous and pluriparous sows. *Res. veter. Sci.*, 30, 1981, č. 3, s. 318-322.
- BRITT, J. H. — SZAREK, V. E. — LEVIS, D. G.: Characterization of summer infertility of sows in large confinement units. *Theriogenology*, 20, 1983, č. 1, s. 133-140.
- DOBAO, M. T. — RODRIGANEZ, J. — SILIO, L.: Seasonal influence of fecundity and litter performance characteristics in Iberian pigs. *Livestock Prod. Sci.*, 10, 1983, s. 601-610.
- FAHMY, M. H. — HOLTSMANN, W. B. — BAKER, R. D.: Failure to recycle after weaning, and weaning to oestrus interval in crossbred sows. *Anim. Prod.*, 29, 1979, s. 193-202.
- HENDEL, C. — ELZE, K.: Trächtigkeitsraten und Wurfgrößen bei Altsauen und Jungsauen in Beziehung zu Besamungsmonat und zur durchschnittlichen Aussentemperatur. *Mh. Veter.-Med. (Jena)*, 39, 1984, č. 12, s. 427-430.
- HOVORKA, J.: Některé příčiny poruch reprodukčních funkcí u prasnic a možnosti jejich ovlivnění. *Veterinářství*, 34, 1984, č. 6, s. 269-272.
- HÜHN, U. — HENZE, A.: Massnahmen zur Überwindung saisonaler Fruchtbarkeitsschwankungen beim Schwein als Beitrag zu einer kontinuierlichen Schweineproduktion. *Tierzucht*, 38, 1984, č. 3, s. 140-142.
- HURTGEN, J. P.: Influence of housing and management factors on reproductive efficiency of swine. *J. Amer. veter. med. Assoc.*, 179, 1981, č. 1, s. 74-78.
- KARLBERG, K.: Factors affecting postweaning oestrus in the sow. *Nord. Veter.-Med.*, 32, 1980, s. 185-193.

- KING, R. H. — WILLIAMS, I. H.: The effect of nutrition on the reproductive performance of first-litter sows. 1. Feeding level during lactation, and between weaning and mating. Anim. Prod., 38, 1984a, s. 241-247.
- KING, R. H. — WILLIAMS, I. H.: The effect of nutrition on the reproductive performance of first-litter sows. 2. Protein and energy intakes during lactation. Anim. Prod., 38, 1984b, s. 249-256.
- KNOTEK, Z. — NAVRÁTIL, S. — MAŇÁSKOVÁ, M. — FOREJTEK, P.: Zabřezávání prasnic a prasnic během roku ve vztahu k vybraným ukazatelům makroklimatu. Veter. Med. (Praha), 29, 1984, č. 10, s. 601-609.
- KNOTEK, Z. — NAVRÁTIL, S. — MAŇÁSKOVÁ, M. — FOREJTEK, P.: Vliv mikroklimatu inseminační haly na zabřezávání prasnic po 1. inseminaci. Veter. Med. (Praha), 30, 1985, č. 4, s. 201-210.
- LOVE, R. J.: Seasonal infertility in pigs. Veter. Rec., 109, 1981, č. 18, s. 407-409.
- MEREDITH, M. J.: Anoestrus in the pig: diagnosis and aetiology. Ir. veter. J., 36, 1982, č. 3/4, s. 17-24.
- NAVRÁTIL, S. — FOREJTEK, P. — KNOTEK, Z. — MAŇÁSKOVÁ, M. — PAVLICA, J. — ŠTEFAN, M.: Intenzifikace reprodukce prasat ve vztahu k prostředí. [Výzkumná zpráva.] Brno, VÚVeL 1984. 61 s.
- OMTVEDT, I. T. — NELSON, R. E. — EDWARDS, R. L. — STEPHENS, D. F. — TURMAN, E. J.: Influence of heat stress during early, mid and late pregnancy of gilts. J. anim. Sci., 32, 1971, č. 2, s. 312-317.
- PATERSON, A. M. — BARKER, I. — LINDSAY, D. R.: Summer infertility in pigs: its incidence and characteristics in an Australian commercial piggery. Austral. J. exp. Agric. anim. Husbandry, 18, 1978, s. 698-701.
- WILLIAMSON, P. — HENNESSY, D. P. — CUTLER, R.: The use of progesterone and oestrogen concentrations in the diagnosis of pregnancy and in the study of seasonal infertility in sows. Austr. J. agric. Res., 31, 1980, s. 233-238.

Došlo dne 23. 4. 1985

KNOTEK, Z. — NAVRÁTIL, S. — MAŇÁSKOVÁ, M. — BLÍZEK, A. — GARTMANN, J. (Научно-исследовательский институт ветеринарной медицины, Брно; Районный ветеринарный пункт, Йиндржихув Градец): Сезонное изменение послеотъемного интервала и других показателей воспроизводства у свиноматок. Živoč. Výr., 31, 1986 (4) : 323-330.

В маточном разведении свиней велись наблюдения за 908 свиноматками в течение 47 недель. В холодное время среднесуточная температура макроклимата находилась в пределах от $-4,2$ до $9,5^{\circ}\text{C}$, и в теплое время от $11,1$ до $19,0^{\circ}\text{C}$. Была установлена сезонность в появлении анестрии, нарушении забеременения и в качестве помета. В обоих периодах высокодостоверно отличались ($\alpha = 0,01$) следующие показатели: средняя длина интервала отъема — первое искусственное осеменение (интервал после отъема) — $6,9$ сут ($s = 5,6$; $v = 81,2\%$) по сравнению с $9,1$ сут ($s = 6,6$; $v = 72,5\%$), процент свиноматок осемененных до 10 сут после отъема ($90,0\%$ по сравнению с $73,5\%$) и забеременение свиноматок после первого и второго осеменения ($89,1$ и $88,5\%$ по сравнению с $80,0$ и $69,8\%$). Кроме этого в более теплый период было установлено высокодостоверное различие ($\alpha = 0,01$) в продолжительности послеотъемного интервала между свиноматками нормальными и перегульными — $5,6$ сут ($s = 1,7$; $v = 30,3\%$) по сравнению с $7,5$ сут ($s = 3,5$; $v = 46,7\%$), свидетельствующее об отношении между этим интервалом и последующим забеременением свиноматок после первого искусственного осеменения. Среднее число рожденных поросят в помете было подобным в обоих периодах — $10,1$ ($s = 3,0$; $v = 29,7\%$) против $10,2$ ($s = 2,9$; $v = 28,4\%$) поросят, тогда как среднее количество живорожденных поросят в помете достоверно различалось ($\alpha = 0,05$) — $9,2$ ($s = 7,5$; $v = 81,5\%$) по сравнению с $8,2$ ($s = 2,5$; $v = 30,5\%$) поросят. Свиноматки, которые после первого осеменения не забеременели, осеменялись второй раз в теплый период с большим интервалом. Не было доказано отношения между продолжительностью послеотъемного интервала и числом всех или живорожденных поросят после очередного первого искусственного осеменения.

анестрия; интервал отъемов — 1 искусственное осеменение; забеременение; качество помета; макроклимат

KNOTEK, Z. — NAVRÁTIL, S. — MAŇÁSKOVÁ, M. — BLÍZEK, A. — GARTMANN, J. (Veterinary Research Institute, Brno; District Veterinary Centre, Jindřichův Hradec): Seasonal Variations of the Post-Weaning Interval and Other Parameters of Reproduction in Sows. Živoč. Výr., 31, 1986 (4) : 323-330.

In a multiplier breeding herd of pigs, 908 sows were studied for 47 weeks. In the colder period of the year the average daily temperature of the macroclimate ranged from -4.2 to 9.5°C and in the warmer season from 11.1 to 19.0°C . The occurrence of anoestrus depended on the year season and the same applies to conception disorders and litter quality. The following parameters had significantly different values ($\alpha = 0.01$) in the warm and cold part of the year: average length of the interval from weaning to the first insemination (post-weaning interval) — 6.9 days ($s = 5.6$, $v = 81.2\%$) vs. 9.1 days ($s = 6.6$, $v = 72.5\%$), percentage of sows inseminated within 10 days from weaning (90.0 % vs. 73.5 %), and conception of sows after the first and second insemination (89.1 and 88.5 % vs. 80.0 and 69.8 %). Further, in the warmer period a highly significant difference ($\alpha = 0.01$) was recorded in the length of the post-weaning period between the non-returning and oestrus returning sows — 5.6 days ($s = 1.7$, $v = 30.3\%$) vs. 7.5 days ($s = 3.5$, $v = 46.7\%$). This suggests that there is a relationship between this interval and the subsequent conception of the sows after the first insemination. The average number of piglets born per litter was about the same in both periods — 10.1 ($s = 3.0$, $v = 29.7\%$) vs. 10.2 ($s = 2.9$, $v = 28.4\%$) piglets, whereas the average number of live-born piglets in litter differed significantly ($\alpha = 0.05$) — 9.2 ($s = 7.5$, $v = 81.5\%$) vs. 8.2 ($s = 2.5$, $v = 30.5\%$) piglets. The sows which had failed to become pregnant after the first insemination were inseminated for the second time in the warm period after a longer time interval. No relationship was demonstrated between the length of the post-weaning interval and the number of all piglets born or live-born piglets after the following first insemination.

anoestrus; weaning — 1st insemination interval; conception; litter quality; macroclimate

KNOTEK, Z. — NAVRÁTIL, S. — MAŇÁSKOVÁ, M. — BLÍZEK, A. — HARTMANN, J. (Forschungsinstitut für Veterinärmedizin, Brno; Kreis-Veterinäreinrichtung, Jindřichův Hradec): *Saisonbedingte Variationen des Intervalls nach dem Absetzen und weiterer Reproduktionsparameter bei Sauen*. *Živoč. Vyr.*, 31, 1986 (4) : 323-330.

In einer Schweinevermehrungszucht wurden im Verlauf von 47 Wochen 908 Sauen verfolgt. In der kälteren Periode bewegte sich die mittlere Tagestemperatur des Makroklimas im Bereich von -4.2 bis 9.5°C und in der wärmeren Periode zwischen 11.1 bis 19.0°C . Es wurde eine Saisonwirkung im Vorkommen von Anöstrien, von Störungen des Trächtigwerdens sowie in der Wurfqualität nachgewiesen. In den beiden untersuchten Perioden unterschieden sich folgende Kennwerte hochsignifikant ($\alpha = 0.01$): die mittlere Länge des Intervalls vom Absetzen bis zur ersten Besamung (das „Nachabsetzintervall“) — 6,9 Tage ($s = 5,6$; $v = 81,2\%$) gegenüber 9,1 Tagen ($s = 6,6$; $v = 72,5\%$), das Prozent der bis zum 10. Tag nach dem Absetzen besamten Sauen (90 % gegenüber 73,5 %) und die Trächtigkeitsrate von Sauen nach der ersten und zweiten Besamung (89,1 und 88,5 % gegenüber 80,0 und 69,8 %). Abgesehen davon wurde in der wärmeren Periode ein hochsignifikanter Unterschied ($\alpha = 0.01$) in der Länge des Nachabsetzintervalls bei nicht umrauschenden und umrauschenden Sauen verzeichnet — 5,6 Tage ($s = 1,7$; $v = 30,3\%$) gegenüber 7,5 Tagen ($s = 3,5$; $v = 46,7\%$), der auf eine Beziehung zwischen diesem Intervall und dem nachfolgenden Trächtigwerden der Sauen nach der ersten Besamung hindeutet. Die mittlere Wurfzahl war in den beiden Perioden ähnlich — 10,1 ($s = 3,0$; $v = 29,7\%$) gegenüber 10,2 ($s = 2,9$; $v = 28,4\%$) der Ferkel, während die durchschnittliche Zahl der lebendiggeborenen Ferkel im Wurf signifikant unterschiedlich war ($\alpha = 0.05$) — 9,2 ($s = 7,5$; $v = 81,5\%$) gegenüber 8,2 ($s = 2,5$; $v = 30,5\%$) Ferkel. Sauen, die nach der ersten Besamung nicht trächtig wurden, hat man in der wärmeren Periode nach einem längeren Zeitabstand zum zweitenmal besamt. Eine Beziehung zwischen der Länge des Nachabsetzintervalls und der Zahl der insgesamt bzw. lebendig geborenen Ferkel nach der nachfolgenden ersten Besamung konnte nicht nachgewiesen werden.

Anöstrie; Intervall: Absetzen — erste Besamung; Trächtigwerden; Wurfqualität; Makroklima

Adresy autorů:

MVDr. Zdeněk Knotek, MVDr. Stanislav Navrátil, CSc., ing. Milena Maňásková, ing. Jiří Hartmann, Výzkumný ústav veterinárního lékařství, Hudcova 70, 621 32 Brno

MVDr. Augustin Blízek, Okresní veterinární zařízení, Pravdova 837/II, 377 31 Jindřichův Hradec

F. Krátký, L. Adam, V. Tržický

KRÁTKÝ, F. — ADAM, L. — TRŽICKÝ, V. (Výzkumný ústav pro chov prasat, Kostelec nad Orlicí): *Metabolická odezva minerální výživy prasníc*. Živoč. Vyr., 31, 1986 (4) : 331-336.

V pokuse na třech prasnickách a deseti prasnících — kříženkách BU X L jsme sledovali vliv přídatku minerálních látek k dietě na jejich obsah ve tkáních a na reprodukční ukazatele. Prasnice jsme krmili kompletní krmnou směsí. V játrech, slezině, ledvině, kostní tkáni (*os sternum*) a krevním séru jsme stanovili obsah vápníku, fosforu, sodíku, draslíku, zinku, železa, hořčíku a mědi. Zjištěné hodnoty obsahu minerálních látek jsou u většiny minerálií nevýznamné, významné rozdíly jsou jen u vápníku, draslíku a sodíku. V krevním séru jsme zjistili hodnoty minerálních látek většinou ve spodní polovině referenčních hodnot, jen u zinku a železa v jejich středu. Statisticky významný rozdíl byl zjištěn v počtu odchovaných selat na jeden vrh ($P > 0,05$) ve prospěch pokusné skupiny (7,60 až 8,25).

prasnice; minerální látky; obsah v tkáních

Ve výživě prasat ustájených v podmínkách nových druhů technologií a s intenzívní reprodukcí mají minerální látky specifickou a nezastupitelnou funkci. V současné době nelze jejich význam hodnotit odděleně od základních komponentů krmné dávky nebo samostatně posuzovat jejich funkci. Je žádoucí počítat se systémem, který umožní optimální saturaci organismu minerálními látkami v návaznosti na používanou dietu. S novými podmínkami chovu prasníc se vyskytly nové problémy etologického charakteru i poruchy zdravotního stavu, které jsme při dřívějším způsobu chovu neznali.

Údaje o potřebě jednotlivých minerálních látek slouží jako informace a tyto hodnoty musíme posuzovat jako spodní hranici, pod kterou se mohou objevit subklinické příznaky, které jsou ve většině případů těžko diagnostikovatelné. Literatura zahrnující problematiku minerální výživy prasníc je značně obsáhlá. Ve všech oblastech minerální výživy existují názory, které si navzájem odporují a je obtížné nalézt informace, na kterých by bylo možné zakládat specifická doporučení. Takové rozdíly, jako je např. složení diet (procentuální či výběr komponentů), plemenná příslušnost a rozdílná kritéria posuzování výsledků, mohou interpretaci výsledků značně komplikovat. Složité jsou hlavně vztahy mezi sledovaným prvkem v dietě a ostatními faktory promítajícími se do reprodukčních vlastností prasníc, jak uvádějí Navrátil (1975), Majerčíak, Kubica (1977), Pýtr et al. (1977, 1979) a Frohish et al. (1973). Proto se většina autorů v posledních letech snaží řešit tento problém globálně, a to navržením typových krmných směsí

včetně specifického minerálního doplňku. Kritériem hodnocení jsou produkční účinky těchto diet, které uvádějí ve svých pracích např. Pýtr et al. (1979), Kirchgessner et al. (1981), Jensen (1982), Krátký et al. (1983) — hodnotí počty narozených a odchovaných selat, hmotnost vrhů při narození a odstavu, délku servis periody apod.

Jiná skupina autorů zabývajících se minerální výživou propracovala hodnocení pomocí metabolických testů (Mičan, Bouška, 1975; Čanecký et al., 1980; Bouška et al., 1984). Jambor (1979) sledoval vápník a fosfor v *os sternum*. V literatuře chybí práce zabývající se zastoupením minerálních látek v jiných orgánech a tkáních včetně přesné klasifikace podmínek a diety.

MATERIÁL A METODA

Pokus jsme uskutečnili v biotechnologické stáji VÚCHP v Kostelci nad Orlicí na třech prasnicích a deseti prasnicích — kříženkách BU X L. Průměrná hmotnost prasniček připravených k zapuštění byla 131,8 kg. Tři prasničky jsme porazili těsně před zapuštěním k získání údajů o zastoupení minerálních látek v jejich tkáních. Zbývající prasničky jsme rozdělili na dvě skupiny (kontrolní a pokusnou). Obě skupiny jsme krmili kompletní krmnou směsí pro březí nebo kojící prasnice vyrobenou podle receptur pro rok 1984. Pokusné skupině jsme kromě této směsi přidávali individuálně denně 50 g minerálního doplňku po celou dobu pokusu až do porážení. Složení krmných směsí a minerálního doplňku je uvedeno v tab. I. Směs pro kojící prasnice jsme podávali zvířatům týden před oprášením a v době kojení. Denní spotřeba u březích prasnic byla 2,4 kg, u kojících prasnic 5,56 kg směsi. Ustájení březích prasnic bylo ve vyvýšených klecích, porodní kotce byly standardní.

Selata jsme odstavili 28. den po porodu a z každé skupiny jsme tři prasnice porazili a odebrali jsme vzorky k chemickým analýzám. Stanovili jsme obsah váp-

I. Chemické složení krmných směsí a minerálního doplňku v 1000 g — Chemical composition of feed mixtures and mineral supplement in 1000 g

Ukazatel	Měrná jednotka	Kompletní krmná směs		Minerální doplněk
		pro březí prasnice	pro kojící prasnice	
Sušina	g	884,5	871,9	960,0
N-látky	g	124,1	168,7	—
Tuk	g	27,8	29,7	—
Vláknina	g	54,9	34,2	—
BNLV	g	628,2	588,9	—
Ca	g	14,6	9,7	199,3
P	g	6,4	6,4	183,0
Na	g	3,7	3,2	8,0
K	g	5,8	6,3	—
Mg	g	1,5	1,7	1,0
Cu	mg	16,7	20,0	325,5
Fe	mg	214,2	366,2	1852,7
Zn	mg	71,7	55,9	2190,8

II. Množství minerálních látek v tkáních prasnic a prasniček ($i = \bar{x} \pm t_{0,05} s_{\bar{x}}$) —
The contents of minerals in the tissues of sows and gilts ($i = \bar{x} \pm t_{0,05} s_{\bar{x}}$)

Prvek	Tkáň	Měrná jednotka	Prasničky	Prasnice kontrola	Prasnice pokus
Vápník	játra	mg %	6,89 ± 1,29 ^{*1})	10,05 ± 2,10	9,38 ± 1,10
	ledvina	mg %	10,78 ± 0,85 ^{*1})	14,32 ± 1,27	12,33 ± 1,72
	slezina	mg %	7,75 ± 1,29	9,23 ± 0,73	9,15 ± 0,75
	kost	%	5,45 ± 0,97 ^{*1})	8,93 ± 0,39	7,49 ± 0,37 ^{*2})
	krevní sérum	mg %	11,95 ± 0,54	12,53 ± 1,07	10,73 ± 0,38 ^{*2})
Fosfor	játra	%	0,43 ± 0,07 ^{*1})	0,34 ± 0,02	0,34 ± 0,03
	ledvina	%	0,24 ± 0,08 ^{*1})	0,23 ± 0,03	0,22 ± 0,04 ^{*2})
	slezina	%	0,26 ± 0,05 ^{*1})	0,24 ± 0,05	0,21 ± 0,04 ^{*2})
	kost	%	4,92 ± 0,18	5,01 ± 0,13	5,25 ± 0,24
	krevní sérum	mg %	4,22 ± 0,36 ^{*1})	5,58 ± 0,79	5,31 ± 0,27
Draslík	játra	%	0,38 ± 0,00 ^{*1})	0,26 ± 0,07	0,28 ± 0,03 ^{*2})
	ledvina	%	0,30 ± 0,02 ^{*1})	0,23 ± 0,03	0,20 ± 0,02 ^{*2})
	slezina	%	0,47 ± 0,00 ^{*1})	0,35 ± 0,03	0,32 ± 0,06 ^{*2})
	kost	%	0,13 ± 0,03 ^{*1})	0,12 ± 0,01	0,12 ± 0,01
	krevní sérum	mg %	14,21 ± 1,24	12,32 ± 2,89	18,04 ± 2,82 ^{*2})
Sodík	játra	%	0,11 ± 0 ^{*1})	0,08 ± 0,00	0,07 ± 0,03 ^{*2})
	ledvina	%	0,19 ± 0 ^{*1})	0,18 ± 0,02	0,16 ± 0,02 ^{*2})
	slezina	%	0,11 ± 0 ^{*1})	0,07 ± 0,00	0,07 ± 0,00
	kost	%	1,12 ± 0,13	1,18 ± 0,03	1,08 ± 0,14
	krevní sérum	mg %	351 ± 14,10	342,56 ± 13,50	372,06 ± 14,04 ^{*2})
Zinek	játra	mg %	3,18 ± 0,15 ^{*1})	4,09 ± 0,23	4,29 ± 0,58
	ledvina	mg %	4,57 ± 1,49	3,65 ± 0,48	2,80 ± 0,30 ^{*2})
	slezina	mg %	3,72 ± 0,76	3,60 ± 0,32	3,47 ± 0,03
	kost	mg %	5,53 ± 0,21 ^{*1})	6,24 ± 0,32	5,67 ± 0,29 ^{*2})
	krevní sérum	ug %	101,98 ± 5,32	106,67 ± 3,33	106,67 ± 6,67
Železo	játra	mg %	39,56 ± 8,01	31,68 ± 4,80	29,02 ± 9,10
	ledvina	mg %	7,40 ± 0,33 ^{*1})	14,76 ± 3,79	11,93 ± 3,23
	slezina	mg %	167,74 ± 7,44	138,51 ± 24,71	163,10 ± 31,85
	kost	mg %	4,81 ± 0,45	5,63 ± 1,19	5,47 ± 0,80
Hořčík	játra	mg %	26,23 ± 0,74 ^{*1})	19,99 ± 0,48	21,75 ± 1,37
	ledvina	mg %	20,20 ± 0,13 ^{*1})	21,18 ± 1,03	22,16 ± 0,64
	slezina	mg %	24,25 ± 0,22 ^{*1})	22,57 ± 0,41	24,69 ± 1,21 ^{*2})
	kost	%	0,16 ± 0,00 ^{*1})	0,19 ± 0,01	0,15 ± 0,00 ^{*2})

Prvek	Tkáň	Měrná jednotka	Prasničky	Prasnice kontrola	Prasnice pokus
Měď	játra	mg %	5,77 ± 0,40 ^{*1)}	2,65 ± 0,69	3,25 ± 0,59
	ledvina	mg %	1,03 ± 0,11	1,70 ± 0,70	0,84 ± 0,19 ^{*2)}
	slezina	mg %	0,77 ± 0,07 ^{*1)}	0,35 ± 0,03	0,39 ± 0,18 ^{*2)}
	kost	mg %	0,30 ± 0,03 ^{*1)}	0,27 ± 0,05	0,26 ± 0,02 ^{*2)}
	krevní sérum	μg %	211,20 ± 18,40	236,67 ± 34,80	206,00 ± 10,20

níku, fosforu, draslíku, sodíku, zinku, hořčíku, železa a mědi v játrech, ledvině, slezině, kostní tkáni (*os sternum*) a v krevním séru. Rozbory živin jsme prováděli podle ČSN 46 7007, vápník, zinek, měď, hořčík a železo jsme stanovili atomovou absorpcí na AAS-1N, fosfor, sodík a draslík fotometricky.

VÝSLEDKY A DISKUSE

Výsledky stanovení obsahu minerálních látek v tkáních prasniček a prasnic jsou uvedeny v tab. II. Průkazné rozdíly mezi prasničkami a prasnicemi jsou označeny ^{*1)} a mezi pokusnou a kontrolní skupinou ^{*2)}.

Obsah vápníku zjištěný v orgánech prasnic vykazuje tendenci k vyššímu obsahu ve srovnání s prasničkami. Průkazný je rozdíl v obsahu vápníku v játrech, slezině a kostní tkáni u prasniček. Průkazný rozdíl je u kostní tkáně a krevního séra ve prospěch kontrolní skupiny.

U fosforu byly zjištěny průkazné rozdíly ve prospěch prasniček v jeho zastoupení v játrech, ledvině a slezině a pokles v krevním séru proti prasnicím. Mezi kontrolní a pokusnou skupinou byl zjištěn rozdíl v ledvině a slezině ve prospěch kontrolní skupiny.

Při hodnocení draslíku jsme zjistili vyšší obsah u prasniček v játrech, ledvině, slezině a kostní tkáni. Rozdíly mezi kontrolní a pokusnou skupinou jsme zjistili v játrech a krevním séru ve prospěch pokusné skupiny; jeho zastoupení v ledvině a slezině bylo opačné, tj. vyšší u skupiny kontrolní.

Sodík vykazoval vyšší hodnoty u prasniček v játrech, ledvině a slezině. U prasnic byl rozdíl v jeho obsahu ve prospěch kontrolní skupiny v játrech a ledvině, opačný rozdíl byl u krevního séra.

U zinku jsme zjistili v játrech a kostní tkáni vyšší hodnoty u prasnic než u prasniček. Pokles v jeho zastoupení v ledvině a kostní tkáni se projevil u pokusné skupiny.

V obsahu železa jsme kromě ledviny u prasniček neshledali rozdíly. Při hodnocení obsahu hořčíku jsme zjistili vyšší obsah v játrech a slezině u prasniček než u prasnic a naopak v kostní tkáni a ledvině. Rozdíl byl zjištěn mezi pokusnou a kontrolní skupinou prasnic v jeho zastoupení ve slezině ve prospěch pokusné skupiny. Dále byl zjištěn pokles v kostní tkáni.

Při sledování obsahu mědi jsme zjistili u prasniček vyšší obsah v játrech, slezině a ledvině a u prasnic vyšší obsah v ledvině a kostní tkáni u pokusné skupiny. Ve slezině byl obsah mědi vyšší u kontrolní skupiny.

III. Užítkovost prasnic kontrolní a pokusné skupiny ($i = \bar{x} \pm t_{0,05} s_{\bar{x}}$) — The efficiency of the sows of the control and experimental group ($i = \bar{x} \pm t_{0,05} s_{\bar{x}}$)

Ukazatel	Měrná jednotka	Skupina kontrolní	Skupina pokusná
Celkem narozeno selat na 1 vrh	ks	10,4 $\pm$ 2,50	10,0 $\pm$ 2,19
Počet živě narozených selat na 1 vrh	ks	9,75 $\pm$ 1,36	9,75 $\pm$ 1,55
Odchováno selat na 1 vrh	ks	7,60 $\pm$ 1,52	8,25 $\pm$ 1,04
Průměrná délka březosti	dny	115,0	116,2
Průměrná hmotnost prasnic při odstavu	kg	161,6	159,0

Porovnáme-li výsledky obsahu minerálních látek zjištěné v krevním séru s referenčními výsledky, které uvádějí Bouška et al. (1984) nebo Čanecký et al. (1980), je zastoupení shodné a zjištěné rozdíly jsou v rámci přirozené variability.

Výsledky užítkovosti kontrolní a pokusné skupiny prasnic jsou uvedeny v tab. III.

Z výsledků je statisticky průkazně nižší počet odchovaných selat v kontrolní skupině. Příčinu úhynů přičítáme nižší životaschopnosti, a tím i výskytu průjemového onemocnění. Výsledky užítkovosti jsou totožné s výsledky pokusů, které uvádějí Krátký et al. (1983) a Pýtr et al. (1979) při zvýšeném minerálním doplňku.

ZÁVĚR

Rozdíly v obsahu minerálních látek vykazují přirozenou variabilitu v jejich zastoupení ve sledovaných orgánech a je velmi složité stanovit referenční hodnoty. Z našich výsledků vyplývá, že vhodnější je hodnocení plnohodnotné výživy prasnic sledováním zootechnických ukazatelů, podle kterých hodnotí Pýtr et al. (1979), Kirchgessner et al. (1981), Jensen (1982) a Krátký et al. (1983).

Literatura

- BOUŠKA, J. — HNILIČKA, J. — MIČAN, P. — BOUŠKOVÁ, V. — LOCKEROVÁ, J.: Souhrn hodnot biochemických a hematologických parametrů v chovech prasnic okresu Břeclav za období 1976—1982. Veterinářství, 34, 1984, č. 6, s. 256-261.
- ČANECKÝ, P. — ŠRUBAŘ, B. — ILLEK, J. — KOČÍ, J.: K studiu metabolických poruch u plemenných zvířat ve velkochovech prasat. Veterinářství, 30, 1980, č. 6, s. 264-266.
- DVOŘÁK, M.: Výživa prasnic ve vztahu k reprodukci v produkčních chovech. Veterinářství, 30, 1980, č. 6, s. 267-270.
- FROBISH, L. T. — STEELE, N. C. — DAVEY, R. J.: Long term effect of energy intake on reproductive performance of swine. J. anim. Sci., 36, 1973, č. 2, s. 293-297.
- JAMBOR, V. — ONDŘÁČEK, J.: Obsah vápníku a fosforu v kostech prasnic jako ukazatel dotace obou minerálií. Živoč. Výr., 26, 1981, č. 9, s. 687-692.
- JENSEN, A. H.: Dietary nutrient allowances for swine. Feedstuffs, 30, 1982, č. 54, s. 32-38.
- KIRCHGEßNER, M. — ROTH-MAIER, D. A. — SPORL, R.: Untersuchungen zum Trächtigkeits Anabolismus der Spurenelemente Kupfer, Zink, Nickel und Mangan bei Zuchtsamen. Arch. Tierernähr., 31, 1981, č. 1, s. 21-34.

KRÁTKÝ, F. — ADAM, L. — DÍTĚ, M.: Modelové a poloprovodní ověření minerální výživy prasnic. [Dílčí zpráva.] Kostelec nad Orlicí, VÚCHP 1983.

MAJERČIAK, P. — KUBICA, M.: Konzistencia kompletnej zmesi a úžitkovost prasnic. Krmivárství a Služby, 13, 1977, č. 7, s. 158-159.

MÍČAN, P. — BOUŠKA, J.: Možnosti náhrady antibiotik v krmných směsích pro prasata přípravkem Makadox-1. Biol. a Chem. Výž. Zvíř., 1975, č. 2, s. 147-184.

NAVRÁTIL, B.: Výzkum struktury a potřeby krmných směsí včetně živin u prasnic při časném odstavu selat v 21—28 dnech. [Závěrečná zpráva.] Pohofelice, VÚVZ 1975.

PÝTR, L. — KODEŠ, A. — SVĚRÁK, V.: Ověření vhodnosti náhrady DB a MKP v krmných směsích pro březí a kojící prasnice. [Etapová zpráva.] Pečky, VÚKPS 1977.

PÝTR, L. — DROPKA, M. — MARTINEC, V. — TEPER, I.: Krmné směsi pro březí a kojící prasnice. [Etapová zpráva.] Pečky, VÚKPS 1979.

Došlo dne 6. 11. 1985

КРАТКИ, Ф. — АДАМ, Л. — ТРЖИЦКИ, В. (Научно-исследовательский институт свиноводства, Костелец над Орлицей): **Метаболическая реакция на минеральное питание свиноматок.** Живот., 31, 1986 (4) : 331-336.

В ходе опытов на трех свинках и десяти матках-помесях БУ X Л определяли влияние добавки минеральных веществ в рацион на их содержание в тканях свиноматок и на показатели репродукции. Маткам скармливали полносоставной комбикорм. В печени, селезенке, почках, костной ткани (ос стернум) и в кровяной сыворотке определяли содержание кальция, фосфора, натрия, калия, цинка, железа, магния и меди. Установленные величины содержащихся минеральных веществ у большинства из них несущественны, заметные различия отмечены лишь у кальция, калия и натрия. В сыворотке крови величины минеральных веществ в большинстве случаев находились в нижней половине референтных значений и лишь у цинка и железа — в середине. Значимая в статистическом отношении разница установлена в количестве выращенных поросят с пометом ($P > 0,05$) в пользу подопытной группы (7,60—8,25).

свиноматка; минеральные вещества; содержание веществ в тканях

KRÁTKÝ, F. — ADAM, L. — TRŽICKÝ, V. (Research Institute for Pig Breeding, Kostelec nad Orlicí): *The Metabolic Response to Mineral Nutrition of Sows.* Živoč. Výr., 31, 1986 (4) : 331-336.

In a trial with three gilts and ten sows — crossbreeds of the Large White X Landrace breed, the influence of mineral supplement to diet was studied on their contents in the tissues of sows and on reproductive characteristics. The sows were fed a complete feed mixture. In the liver, spleen, kidney, bone tissue (*os sternum*) and blood serum the contents of calcium, phosphorus, sodium, potassium, zinc, iron, magnesium and copper were determined. Differences in the contents of mineral substances are insignificant in most minerals, with significant differences only in calcium, potassium and sodium. In blood serum the values of mineral substances were detected mostly in the lower half of the reference values, only in zinc and iron in the middle. A statistically significant difference was determined in the number of piglets reared per one litter ($P > 0.05$) in favour of the experimental group (7.60 to 8.25).

sow; mineral substances; content in tissues

Adresa autorů:

Ing. František Krátký, CSc., ing. Ladislav Adam, CSc., Vladimír Tržický, Výzkumný ústav pro chov prasat, 517 41 Kostelec nad Orlicí

PRŮZKUM JAKOSTI VEPŘOVÉHO MASA NA JATKÁCH MASNÉHO PRŮMYSLU

O. Kopecký

KOPECKÝ, O. (Výzkumný ústav pro chov prasat, Kostelec nad Orlicí): *Průzkum jakosti vepřového masa na jatkách masného průmyslu*. Živoč. Vyr., 31, 1986 (4) : 337-343.

Šetření jsme prováděli u 1219 jatečných prasat z běžného příhonu na jatky masného průmyslu. Zastoupení finálních hybridů bylo cca 60 % bílé ušlechtilé X landrase a cca 40 % bílé ušlechtilé X hampshire. Prasata byla dopravována na jatky ze vzdálenosti 15 až 20 km nákladními auty. Premortální odpočinek trval dvě až čtyři hodiny. Na konci porážkové linky jsme stanovili pH₁ za 30 až 45 minut *post mortem*. Druhý den jsme stanovili na bourárenské lince pH₂₄ cca za 24 hodin *post mortem* a světlost masa aparaturou Göfo. Fyzikální testy jsme prováděli v *m. longissimus dorsi* cca 5 až 6 cm od střední linie hřbetní v úrovni posledního žebra. U jednotlivých skupin prasat jsme zjistili pH₁ 5,8 a méně v rozpětí 11,57 až 30,56 %. Hodnoty pH₁ 5,6 a méně byly u 8,36 % jatečných půlek při rozpětí 4,30 až 12,22 %. Hodnoty světlosti naznačují značný výskyt masa inklinujícího k PSE i k DFD. Výrobce a zpracovatelský průmysl musí spolupracovat při řešení problému jakosti vepřového masa, neboť spotřebitelé je nutné poskytnout hodnotné masné výrobky. Spolupráce na tomto úseku je rovněž nutná v zájmu zlepšení ekonomiky v prvovýrobě a v masném průmyslu.

finální hybridy; fyzikálně-chemické znaky; výskyt jakostních odchylek masa

Požadavky zpracovatelského průmyslu na jakost masa mají vycházet především z hledisek racionální výživy obyvatelstva a průmyslové produkce masných výrobků. Za významné ukazatele masné užitkovosti lze považovat podíl masa a sádla, nutriční hodnotu, poměr kostí a spojovací tkáně k masu, jakož i soubor faktorů spojených se ztrátami během výroby a distribuce. V práci je sledována jakost vepřového masa u prasat z běžného příhonu na jatky.

LITERÁRNÍ PŘEHLED

Pro vytvoření nedostatku v jakosti masa existuje dispozice, která je v závislosti s vnímavostí na zátěž a zmasilostí jatečných půlek (Kallweit, 1980; Kopecký, Tětková, 1981; Neuschäfer, 1983). Kvalita masa může být do značné míry ovlivněna premortálním zatížením (Kopecký, 1985).

Jakostní odchylky masa u prasat z velkovýrobních podmínek chovu nejsou novým jevem. Již v roce 1963 zjistili ve zpracovatelských závodech v USA u 18 % jatečných půlek nežádoucí odchylky v jakosti vepřového masa. Při průzkumu v roce 1971 byl zjištěn výskyt PSE masa u 44 % prasat z celkové tržní produkce. Podle údajů z posledních let se jakostní odchylky vepřového masa vyskytují v USA a Dánsku cca u 20 až 30 % jatečných půlek (Biedermann, Granz, 1979).

Polivoda (1976) zjistil na jatkách v SSSR výskyt jakostních odchylek typu PSE u 7,80 % vepřového masa. Za normálních transportních a porážkových podmínek v NDR se odchylky v jakosti masa vyskytují v rozsahu 10 až 20 % (Lenggerken et al., 1980). Grätz (1981) uvádí, že výskyt PSE masa v NSR kolísá od 10 % do 30 %, což představuje roční ztrátu cca 730 miliónů DM.

Na podkladě měření pH₁ zjistili Ingr a Havlíček (1980) na jatkách Jiho-moravského průmyslu masného výskyt jakostních odchylek typu PSE u 2,70 % a typu DFD u 4,00 % jatečných půlek. Burdych, Mikulík (1981) uvádějí výskyt jakostních odchylek u *m. longissimus dorsi* u 11,00 % a v kýtě u 3,20 % prasat porážených bez odpočinku při vzdálenosti dopravy 7 km. U hybridů porážených na jatkách ve Zvolenu zjistil Bachmayer (1981) výskyt PSE masa u 23,70 % jatečných prasat dopravovaných na jatky ze vzdálenosti 5 až 120 km.

MATERIÁL A METODA

Do sledování bylo zařazeno 1219 jatečných prasat na jatkách Východočeského průmyslu masného v České Skalici a ve Vamberku. V běžném příhonu bylo toto zastoupení finálních hybridů: cca 60 % bílé ušlechtilé X landrase a cca 40 % bílé ušlechtilé X hampshire. Prasata byla dopravována na jatky nákladními auty ze vzdálenosti 15 až 20 km. Premortální odpočinek trval dvě až čtyři hodiny.

Porážení prasat odpovídalo běžnému technologickému postupu na jatkách. Na konci porážkové linky jsme stanovili pH₁ za 30 až 45 minut *post mortem*. Při měření jsme použili tranzistorový pH metr zn. Polymetron, typ 55 B. Vpichovací elektrodu GEMJ 11 A jsme zasunuli po nařízení sádla do *m. longissimus dorsi* v úrovni posledního žebra cca 5 až 6 cm od střední linie hřbetní. Druhý den po porážce prasat jsme u vybraných skupin jatečných půlek stanovili pH₂₄ (cca 24 hodiny *post mortem*) v místech měření pH₁. Na bourárenské lince jsme zjišťovali světlost masa na příčném řezu pečené (*m. longissimus dorsi*) za posledním žebrem. Při měření jsme použili aparaturu Göfo I.

Výsledky šetření jsme zpracovali matematicko-statistickými metodami. Výskyt jakostních odchylek masa jsme stanovili na podkladě mezních hodnot uvedených v Metodice sledování PSE a DFD masa (Halada et al., 1980) a doplněných o kritéria, která navrhl Kopecký (1983):

- normální maso — pH₁ (30 až 45 minut *post mortem*) 5,9 a více, zpravidla nad 6,0; jednotky Göfo 64 až 77;
- PSE maso — pH₁ (30 až 45 minut *post mortem*) 5,8 a méně, zpravidla pod 5,6; jednotky Göfo 63 a méně;
- DFD maso — pH₂₄ (24 hodiny *post mortem*) 6,2 a více; jednotky Göfo 78 a více.

VÝSLEDKY A DISKUSE

Výsledky měření pH₁ skutečněného na jatkách masného průmyslu v České Skalici (tab. I, skupina 1 až 4) vykazují rozpětí $\bar{x} = 5,96$ až $\bar{x} = 6,26$ ($P < 0,001$). V masném průmyslu ve Vamberku (tab. I, skupina 5) jsme zjistili u souboru prasat hodnotu pH₁ $\bar{x} = 6,25$ (výskyt četnosti je uveden na obr. 1). Výsledky jsou v podstatě shodné s výsledky autorů, kteří sledovali soubory prasat v provozních podmínkách na jatkách (Scharner et al., 1977; Kopecký, Tětková, 1981; Neuschäfer, 1983 aj.).

Ve Východočeském průmyslu masném ve Vamberku jsme zjistili u souboru jatečných prasat pH₂₄ = 5,79. Z rozdělení četnosti (obr. 2) je patrné, že od hodnoty pH₂₄ 6,3 a výše dochází k vzestupu odchylek inklinujících k DFD masu.

U skupin prasat na jatkách v České Skalici byla zjištěna světlost masa v rozpětí $\bar{x} = 54,84$ až $\bar{x} = 61,71$ ($P < 0,01$), přičemž hodnoty variačního koeficientu se pohybovaly v rozpětí 11,10 až 22,04 %. U souboru

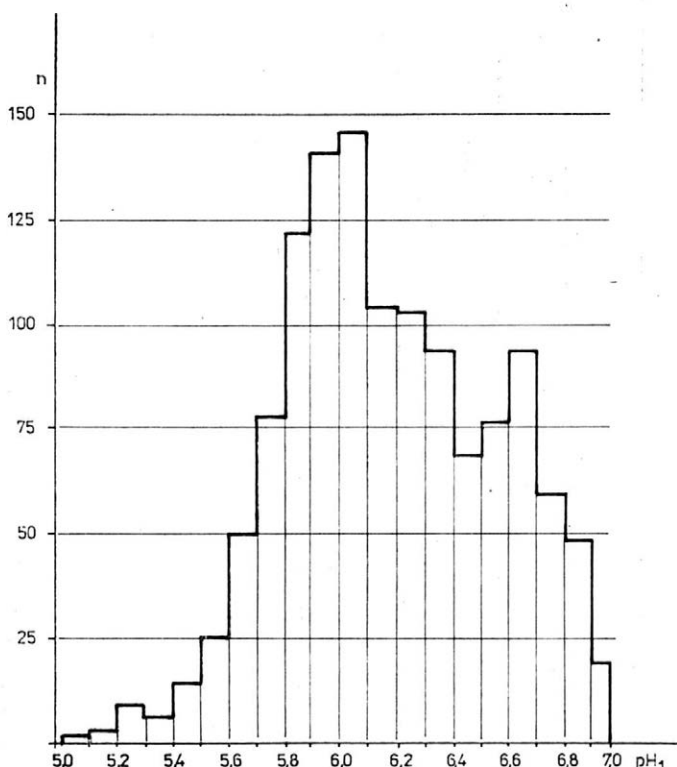
I. Hodnoty pH a jednotek Göfo u souborů jatečných prasat ($n = 1219$) — The values of pH and Göfo units in the sets of slaughter pigs ($n = 1219$)

Skupina prasat	n	pH ₁			Jednotky Göfo		
		$\bar{x}$	s	v	$\bar{x}$	s	v
1	193	6,03	0,26	4,38	61,71	7,31	11,84
2	121	6,26	0,26	4,09	58,51	8,35	14,26
3	198	6,03	0,23	3,83	54,84	12,09	22,04
4	360	5,96	0,24	3,99	61,03	6,77	11,10
5	347	6,25	0,42	6,75	68,92	10,16	14,75
1 až 5	1219	6,08	0,38	6,17	61,11	11,02	18,03

prasat na jatkách ve Vamberku byly hodnoty světlosti masa $\bar{x} = 68,92$ a $v = 14,75$ %. Z grafu na obr. 3 lze usuzovat, že od hodnoty 80 jednotek Göfo dochází k značnému poklesu výskytu četnosti.

Hodnoty pH a jednotek Göfo v návaznosti na jakost vepřového masa

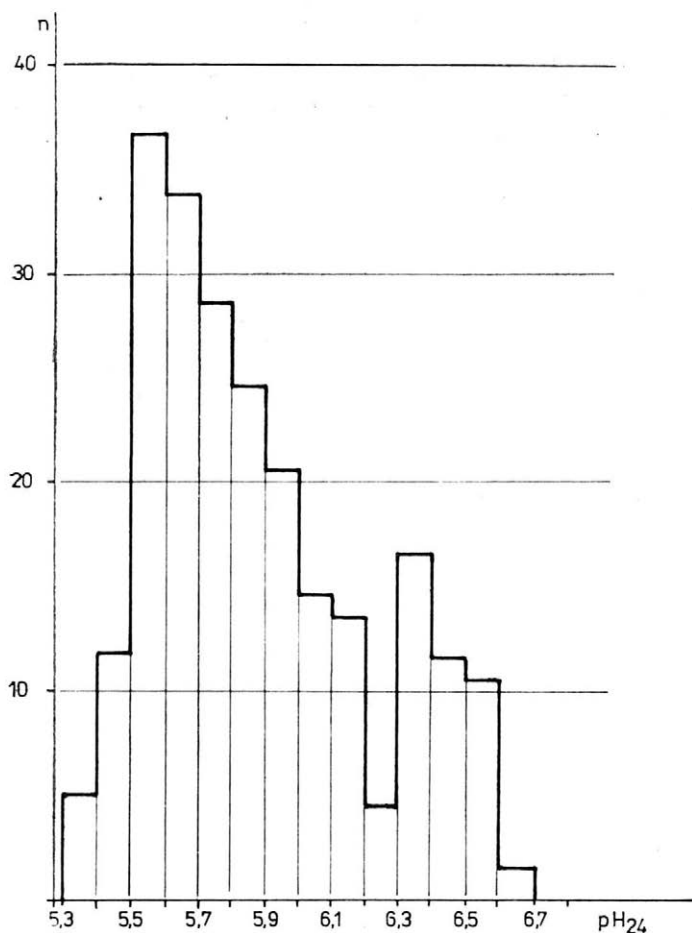
Údaje v tab. II poskytují pohled na výskyt jakostních odchylek inklinujících k PSE a DFD masu. U skupin prasat na jatkách v České Ska-



1. Histogram pH₁ souboru jatečných prasat ($n = 1219$) — The pH₁ histogram of the set of slaughter pigs ($n = 1219$)

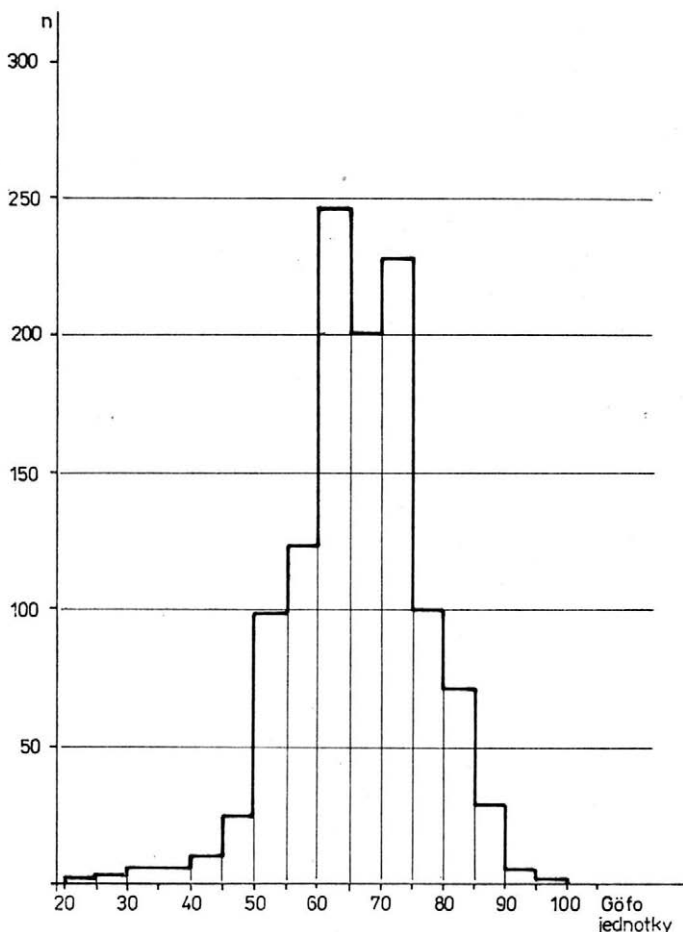
II. Hodnoty pH_1 a jednotek Göfo ve vztahu k jakosti masa ($n = 1219$) — The values of pH_1 and Göfo units in relation to meat quality ($n = 1219$)

Skupina prasat	n	pH_1				Jednotky Göfo			
		5,8 a méně		5,6 a méně		63 a méně		78 a více	
		ks	%	ks	%	ks	%	ks	%
1	193	59	30,56	16	8,29	89	56,11	2	1,03
2	121	14	11,57	5	4,13	39	32,23	1	0,82
3	198	51	25,75	17	8,58	80	40,44	6	3,03
4	360	102	28,33	44	12,22	172	47,77	4	1,11
5	347	73	21,03	20	5,76	94	27,08	45	12,96
1 až 5	1219	299	24,52	102	8,36	474	38,88	58	4,75



2. Histogram pH_{24} souboru jatečných prasat ($n = 240$) — The pH_{24} histogram of the set of slaughter pigs ($n = 240$)

3. Histogram jednotek Göfo (světlost masa) souboru jatečných prasat ($n = 1203$) — The histogram of the Göfo units (meat paleness) of the set of slaughter pigs ($n = 1203$)



lici jsme zjistili hodnoty pH_1 5,8 a méně v rozpětí 11,57 až 30,56 %. Na jatkách ve Vamberku se hodnota pH_1 5,8 a méně vyskytla u 21,03 % jatečných půlek. Kallweit (1980) a Smith, Losser (1982) uvádějí na jatkách výskyt odchylek inklinujících k jakostním vadám masa v rozmezí 20 až 40 %, což v podstatě odpovídá našemu zjištění.

U souboru jatečných prasat ($n = 1219$) jsme zjistili hodnoty pH_1 5,6 a méně u 8,36 % jatečných půlek. Podle výsledků Bavorského zemského úřadu pro chov zvířat v Grubu je výskyt PSE masa prokazatelný při hodnotách pH_1 5,6 a méně. Naproti tomu Spolkový úřad pro výzkum masa v Kulmbachu stanovil omezenou použitelnost vepřového masa již při hodnotách pH_1 5,8 a méně, zatímco rozpětí pH_1 5,9 až 6,0 považují z hlediska jakosti masa za neujasněné a teprve pH_1 6,1 a vyšší odpovídá hodnotám pro jakostní vepřové maso (Kallweit, 1980).

Parametry světlosti stanovené aparaturou Göfo naznačují výskyt hodnot inklinujících k PSE masu (tab. II). Podle kritérií pro tento jakostní znak jsme zjistili světlé maso u 38,88 % jatečných půlek, při rozpětí ve skupinách od 22,08 do 47,77 %. Nežádoucí tmavé maso bylo zjištěno u 4,75 % jatečných půlek.

Poděkování

Děkuji všem, kteří mně umožnili řešení úkolu a spolupracovali na jatkách Východočeského průmyslu masného v České Skalici a ve Vamberku.

Literatura

- BACHMAYER, I.: Výskyt kvalitatívnych zmien mäsa typu PSE v závode Stredoslovenského mäsiarstva vo Zvolene v roku 1980. Veterinárstvo, XXXI, 1981, č. 7, s. 315-317.
- BIEDERMANN, G. — GRANZ, E.: Zur Methode der pH₁ Bestimmung bei Bandschlachtungen von Schweinen. Züchtungskunde, 1979, č. 1, s. 59-70.
- BURDYCH, R. — MIKULÍK, A.: Sledování výskytu PSE u jatečných prasat. Veterinárstvo, XXXI, 1981, č. 7, s. 313-314.
- GRÄTZ, H.: Auf dem Weg zur Schlachtung-Tierverluste und Qualitätseinbusse. Schweinez. u. Schweinemast, 30, 1981, č. 4, s. 106-108.
- HALADA, J. — KOPECKÝ, O. — POUR, M. — IVÁNEK, J.: Metodika sledování PSE a DFD masa u prasat prověřovaných ve stanicích kontroly a dědičnosti a výkrmnosti a testovacích stanicích hybridů prasat. SPP Hradištko pod Med., 1980.
- INGR, I.: Abnormální hodnoty pH vepřového masa. Prům. Potrav., 32, 1981, č. 11, s. 609-611.
- INGR, I. — HAVLÍČEK, M.: Orientační průzkum výskytu PSE vepřového masa v Jihomoravském kraji. Živoč. Vyr., 25, 1980, č. 4, s. 293-302.
- KALLWEIT, E.: Fleischfülle und Fleischbeschaffenheit. Schweinez. u. Schweinemast, 29, 1980, č. 5, s. 148-152.
- KOPECKÝ, O.: Kritéria jakosti vepřového masa. Živoč. Vyr., 28, 1983, č. 10, s. 751-758.
- KOPECKÝ, O.: Premortální vlivy působící na jakost vepřového masa. [Závěrečná zpráva.] Kostelec nad Orlicí, VÚCHP 1985.
- KOPECKÝ, O. — TĚTKOVÁ, M.: Průzkum jakosti vepřového masa na jatkách masného průmyslu. [Závěrečná zpráva.] Kostelec nad Orlicí, VÚCHP 1981.
- LENGERKEN, G. — PFEIFFER, H. — KOVACS, G. — HORN, P.: Beziehungen zwischen den Leistungs- und Qualitätskriterien der Mastleistung und Schlachtkörperqualität. Arch. Tierz., 23, 1980, č. 3, s. 205-214.
- NEUSCHÄFER, W.: Qualitätsfleischerzeugung beim Schwein-Beurteilung und Bezahlung der Produkte. Züchtungskunde, 55, 1983, č. 6, s. 472-479.
- POLIVODA, A.: Ocinka jakosti svynyny za fyziko-chimičnymi pokaznykami. Svyarstvo, 24, 1976, s. 57-62.
- SCHARNER, E. — SCHIEFER, G. — DOBERENZ, M.: Zur Problematik des Auftretens von wässrigem, hellem Schweinefleisch, 31, 1977, č. 9, s. 173-175.
- SMITH, W. C. — LOSSER, D.: An economical assessment of pale, soft, exudative musculature in the fresh and cured pig carcass. Anim. Prod., 34, 1982, č. 3, s. 291-299.

Došlo dne 31. 5. 1985

КОПЕЦКИЙ, О. (Научно-исследовательский институт свиноводства, Костелец над Орлицей): **Обследование качества свинины на бойнях мясной промышленности.** Живот. Вир., 31, (1986 (4)) : 337-343.

Обследование проводилось у 1219 убойных свиней, нормально поступивших на бойню мясной промышленности. Замещение финальных гибридов было следующим: приблизительно 60 % белая улучшенная Х ландрас и приблизительно 40 % белая улучшенная Х гемпшир. Свиньи подвозились грузовыми машинами с 15—20 км. Предубойный отдых длился 2—4 часа. В конце убойной линии нами было установлено pH₁ через 30—45 минут после смерти. На второй день нами было установлено на разделочной линии pH₂₄ приблизительно через 24 ч после смерти и светлость мяса при помощи аппаратуры Гёфо. Физические тесты проводились в длинейшей мышце приблизительно 5—6 см от средней хребтовой линии на уровне последнего ребра. У отдельных групп свиней было установлено pH₁ 5,8 и менее в диапазоне 11,57—30,56 %. Значения pH₁ 5,6 и менее были установлены у 8,36 % убойных полутуш в диапазоне 4,30—12,22 %. Значения светлости свидетельствуют о значительном появлении мяса со склоном к PSE и DFD. Свинофермы и перерабатывающая промышленность должны сотрудничать при решении проблемы качества свинины, так как потребители требуют ценных мясных изделий. Также это сотрудничество необходимо в интересах улучшения экономики в первичном производстве и в мясной промышленности.

финальный гибрид; физико-химические признаки; появление качественных отклонений мяса

KOPECKÝ, O. (Research Institute for Pig Breeding, Kostelec nad Orlicí): *Investigations on the Quality of Pork in the Slaughter-houses*. Živoč. Výr., 31, 1986 (4) : 337-343.

The investigation was conducted in 1219 slaughter pigs as currently supplied to the slaughter-houses of meat industry. The proportions of final hybrids made ca. 60 % of the Large White X Landrace crossbreds and ca. 40 % of the Large White X X Hampshire crossbreds. The pigs were transported to the slaughter-houses from a distance of 15—20 km by trucks. The pre-slaughter rest lasted two to four hours. At the end of the slaughter-plant line, pH₁ was determined 30 to 45 minutes *post mortem*. On the other day, pH₂₄ of the meat was determined in the cutting line about 24 hours after killing; meat paleness was determined by means of the Göfo apparatus. Physical tests were performed in the *musculus longissimus dorsi* some 5 to 6 cm from the central dorsal line at the level of the last rib. In various groups of pigs, pH₁ values of 5.8 and less were recorded in the range of 11.57 to 30.56 %. pH₁ values of 5.6 and less were recorded in 8.36 % of the half-carcasses, the range being from 4.30 to 12.22 %. The meat paleness values suggest that there is a high occurrence of meat with potential PSE and DFD defects. The producer and the processing industries have to co-operate in solving the problems of the quality of pork meat because it is necessary to supply the consumers with good-quality meat products. Co-operation in this field is also necessary for improving the economic parameters of primary production and the meat industry.

final hybrids; physico-chemical traits; occurrence of the quality defects of meat

KOPECKÝ, O. (Forschungsinstitut für Schweinezeit, Kostelec nad Orlicí): *Untersuchung der Schweinefleischqualität in Schlachthöfen der Fleischindustrie*. Živoč. Výr., 31, 1986 (4) : 337-343.

Die Untersuchungen haben wir an 1219 Schlachtschweinen aus geläufigen Zulieferungen in Schlachthöfe der Fleischindustrie vorgenommen. In der Vertretung der Finalhybriden waren ca. 60 % Kreuzungen der Rassen Weißes Edelschwein X Landschwein und ca. 40 % die Rassen Weißes Edelschwein X Hampshire. Zum Schlachthof wurden die Schweine aus einer Entfernung von 15 bis 20 km mittels Lastkraftwagen herangefahren. Die Ruhezeit vor dem Schlachten dauerte zwei bis vier Stunden. Am Ende der Schlachtfließstrecke wurde das pH₁ in etwa 30 bis 45 Minuten *post mortem* ermittelt. Am nächsten Tag wurden an der Ausschachtstraße das pH₂₄ nach etwa 24 Stunden *post mortem* sowie die Farbhelligkeit des Fleisches mit Hilfe einer Göfo-Apparatur ermittelt. Die physikalischen Teste führten wir am *Musc. longissimus dorsi* ca. 5 bis 6 cm von der mittleren Rückenlinie auf der Höhe der letzten Rippe durch. Bei den einzelnen Schweinegruppen fanden wir im Bereich von 11,57 bis 30,56 % der Tiere einen pH₁-Wert von 5,8 und weniger, pH₁-Werte von 5,6 und weniger gab es bei 8,36 % der Schlachthälften, im Bereich von 4,30 bis 12,22 %. Die Farbhelligkeitswerte weisen auf ein beträchtliches Vorkommen von zu PSE und DFD inklinierendem Fleisch hin. Bei der Lösung des Problems der Schweinefleischqualität müssen Produzenten und Verarbeitungsindustrie zusammenarbeiten, da dem Konsumenten qualitätsgerechte Fleischwaren zur Verfügung gestellt werden müssen. Die Zusammenarbeit auf diesem Gebiet ist ebenfalls im Interesse einer Verbesserung der Ökonomik in der Primärproduktion und in der Fleischindustrie nötig.

Finalhybriden; physikalisch-chemische Merkmale; Vorkommen von Qualitätsabweichungen beim Fleisch

Adresa autora:

Ing. Otakar Kopecký, CSc., Výzkumný ústav pro chov prasat, 517 41 Kostelec nad Orlicí

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 shrnují nejnovější poznatky a současný stav v dané oblasti.

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

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 řádku, 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 kdokoliv z odborníků mohl podle něho a při použití uvedených citací práci opakovat.

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

Diskuse — Obsahuje zhodnocení práce, diskutuje se o možných nedostacích a práce se konfrontuje s výsledky dříve publikovanými (požaduje se ocitovat 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.

HEMATOLOGICKÉ A BIOCHEMICKÉ HODNOTY KREVŇÍ PLAZMY BERANŮ V PRŮBĚHU ROKU

P. Jelínek, J. Illek, Z. Frajs, I. Helanová

JELÍNEK, P. — ILLEK, J. — FRAIS, Z. — HELANOVÁ, I. (Vysoká škola zemědělská, Brno; Vysoká škola veterinární, Brno): *Hematologické a biochemické hodnoty krevní plazmy beranů v průběhu roku*. Živoč. Vyr., 31, 1986 (4): 345-358.

U sedmi dvouletých až tříletých chovných beranů plemene žírné merino byly v průběhu roku v měsíčních intervalech sledovány základní hematologické a některé biochemické hodnoty krevní plazmy. Průměrný počet erytrocytů byl v rozmezí 8,47 až 11,18 T/l, obsah hemoglobinu 114,10 až 137,60 g/l, hematokrit 0,366 až 0,391 l/l, MCHC 29,27 až 36,93 g/dl, MCH 11,63 až 14,97 pg a MCV 35,23 až 46,54 fl. Množství leukocytů se pohybovalo od 5,29 do 9,00 G/l, při zastoupení 34,63 až 58,14 % neutrofilních granulocytů se segmentovaným jádrem, 0,29 až 1,43 % neutrofilních granulocytů s tyčkovitým jádrem, 0 až 0,286 % bazofilů, 3,29 až 8,57 % eozinofilů, 35,86 až 58,13 % lymfocytů a 0,29 až 3,71 % monocytů. Průměrná koncentrace celkové bílkoviny se pohybovala od 67,26 do 81,78 g/l, glukózy od 2,74 do 3,71 mmol/l, močoviny od 5,79 do 7,66 mmol/l, sodíku od 142,86 do 153,43 mmol/l, draslíku od 4,29 do 6,28 mmol/l, vápníku od 2,35 do 2,80 mmol/l, fosforu od 1,56 do 2,48 mmol/l, hořčíku od 0,87 do 1,08 mmol/l a mědi od 12,91 do 21,62 μmol/l.

berani; roční sezóna; hematologické a biochemické hodnoty

Při tvorbě genetického potenciálu užitkových vlastností stáda v určité populaci ovcí má, pokud se týká endogenních vlivů, prioritní postavení kategorie plemenných beranů. Při hodnocení jejich „interiéru“ pomocí ukazatelů krve a biochemických kritérií krevní plazmy jsme však vesměs odkázáni na srovnání získaných dat s hodnotami udávanými všeobecně pro ovce bez ohledu na známé vlivy, které se na úrovni ukazatelů vnitřního prostředí uplatňují (Redda, Hathout, 1957; Anke, 1964; Schalm et al., 1975; MacFarlawe, 1975; Sova et al., 1976; Hofírek, 1978; Sova, 1979; Jagoš, Bouda, 1981).

Hematologii a metabolickému profilu krve plemenných beranů se dosud věnovalo málo autorů. Některé hematologické hodnoty a především enzymový profil krve u dospělých beranů plemene cigája ve vztahu k jaterním funkcím publikovali Trefný et al. (1983). Jagoš et al. (1984) sledovali v 11 stádech vnitřní prostředí dvou- až tříletých, resp. čtyřletých plemenných beranů plemene kavkazské merino pomocí metabolických testů. Výsledky srovnávali s obecnými hodnotami uváděnými pro ovce a konstatují, že výskyt abnormálních hodnot různých ukazatelů byl zaznamenán v 55 % sledovaných stád při postižení 16 až 88 % hodnocených beranů (v průměru 55 %) a subklinického průběhu. Výsledky těchto autorů tedy upozorňují na vysoký stupeň ohrožení be-

ranů metabolickými poruchami a současně poukazují na nedostatečnou, resp. objektivní možnost jejich konfrontace vzhledem k chybějícím informacím týkajícím se této kategorie ovcí.

V práci jsme se zaměřili na stanovení vybraných hematologických a biochemických hodnot krevní plazmy beranů plemene žírné merino v průběhu roku.

MATERIÁL A METODA

Hematologické a biochemické hodnoty byly zjišťovány u sedmi dvou- až tříletých beranů plemene žírné merino šlechtitelského chovu JZD Boršice u Buchlovic, zařazených do ER.

Zvířata byla chována celoročně ve stáji s volným přístupem do výběhu, krmné dávky v průběhu sledování byly na požadované úrovni. Průměrná stříž potní vlny hodnocené skupiny byla v daném roce 10,3 kg, procento plodnosti 110,3 a oplodnění 85,3 %.

Krev byla odebírána v pravidelných jednoměsíčních intervalech ve stejnou denní dobu, a to z *v. jugularis*. Krevní plazma byla získávána do 30 minut po odběru krve. Z takto získaných vzorků krve a krevní plazmy byly stanoveny tyto hodnoty: počet erytrocytů (T/l) byl zjišťován pomocí Bürkerovy baničkové metody, koncentrace hemoglobinu (g/l) byla určována elektrofotometricky měřením množství hemiglobinkyanidu na přístroji Specol a hematokrit (l/l) byl stanoven metodou Janetzkého. Dále byly vypočítány: střední objem erytrocytu — MCV (fl), hemoglobin erytrocytu — MCH (pg) a střední hemoglobinová koncentrace — MCHC (g/dl).

Počet leukocytů byl stanoven rovněž pomocí baničkové metody po ředění Türekovým roztokem. Jednotlivé druhy leukocytů a jejich procentuální zastoupení byly určovány v nátěrech obarvených panoptickou metodou podle Pappenheima roztoky May-Grünwald a Giemsa-Romanowski. Jejich diferenciální počet byl určen ze 100 leukocytů.

Hladina celkové bílkoviny byla stanovena biuretovou reakcí na fotometrické lince Eppendorf, obsah sodíku, draslíku, vápníku, hořčíku, mědi a zinku metodou AAS na přístroji Atomspek fy Hilger. Anorganický fosfor, glukóza a močovina byly určeny fotometricky pomocí souprav Bio-Test fy Lachema.

VÝSLEDKY A DISKUSE

Průměrné hodnoty sledovaných hematologických ukazatelů jsou uvedeny v tab. I a II, jejich dynamika v průběhu roku je vyjádřena na grafech (obr. 1 až 5).

Množství hemoglobinu (obr. 1) se v hodnoceném časovém úseku pohybovalo od 114,1 do 137,8 g/l při středních hodnotách variačního koeficientu ($v = 6,2$ až $18,2$ %). Jde o nepatrně menší rozmezí ve srovnání s hodnotami obdobného šetření u plemenných beránků plemene kavkazské merino, které uskutečnili Jagoš et al. (1984) — 95,6 až 130,3 g/l, Blunt (1975) — 90 až 130 g/l, Hofírek (1978) — 100 až 150 g/l, Jagoš, Bouda (1981) — 80 až 160 g/l a Sova et al. (1981) — 100 až 142 g/l. Průměrné hodnoty zjištěné u beranů jsou ve srovnání s hodnotami bahnic stejného chovu vyšší (Jelínek et al., 1986).

Obdobnou roční dynamiku vykazoval i počet erytrocytů (obr. 2) v rozmezí průměrných hodnot od 8,5 do 11,2 T/l a vesměs při střední úrovni variability ($v = 3,4$ až $21,1$ %). Zjištěné množství erytrocytů je ve srovnání s hodnotou zjištěnou u bahnic (Jelínek et al., 1986) vyšší a vykazuje menší rozpětí. Jagoš et al. (1984) zjistili u beranů plemene kavkazské merino průměrný počet erytrocytů od 8,9 do 12,5 T/l, Trefný et al. (1983) zaznamenali u dvouletých beranů plemene

I. Červený krevní obraz beranů v průběhu roku — The erythrocyte counts of rams during the year

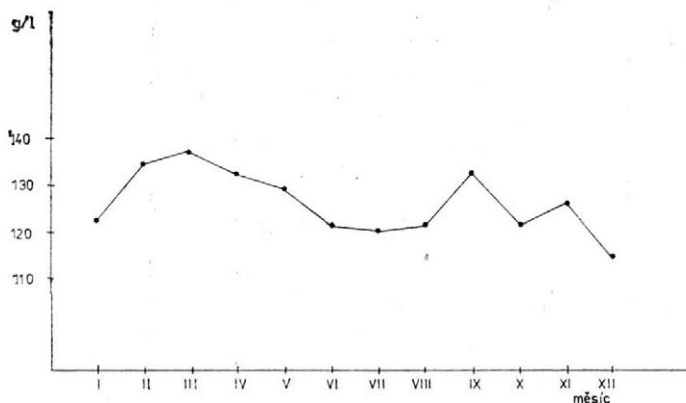
Pořadí odběru	Termín odběru	Hemoglobin (g/l)	Erythrocyty (T/l)	Hematokrit (l/l)	Střední hemoglobinová koncentrace (g/dl)	Střední obsah hemoglobinu v erytrocytu (pg)	Střední objem erytrocytu (fl)
1.	leden	122,10 ± 4,59	10,63 ± 0,52	0,373 ± 0,012	33,14 ± 0,67	11,63 ± 0,49	35,23 ± 1,48
2.	únor	134,30 ± 4,28	10,57 ± 0,34	0,376 ± 0,011	35,75 ± 0,71	12,75 ± 0,46	35,62 ± 0,91
3.	březen	137,80 ± 3,22	8,47 ± 0,47	0,390 ± 0,015	35,36 ± 0,43	16,46 ± 0,69	46,54 ± 1,83
4.	duben	132,76 ± 5,72	9,19 ± 0,62	0,366 ± 0,017	36,93 ± 2,87	14,97 ± 1,48	40,44 ± 2,13
5.	květen	129,69 ± 4,50	9,49 ± 0,47	0,391 ± 0,010	32,06 ± 0,57	13,78 ± 0,50	42,98 ± 1,40
6.	červen	121,36 ± 4,93	9,79 ± 0,66	0,391 ± 0,012	31,00 ± 1,00	12,58 ± 0,60	40,87 ± 2,45
7.	červenec	120,44 ± 3,96	9,33 ± 0,32	0,370 ± 0,013	32,56 ± 0,32	12,98 ± 0,26	39,86 ± 0,57
8.	srpen	121,39 ± 3,44	9,59 ± 0,18	0,389 ± 0,007	32,13 ± 0,84	12,64 ± 0,15	40,47 ± 0,57
9.	září	133,10 ± 4,47	11,18 ± 0,47	0,384 ± 0,011	34,62 ± 0,46	12,04 ± 0,21	34,66 ± 0,78
10.	říjen	121,94 ± 5,79	10,04 ± 0,80	0,386 ± 0,014	31,55 ± 0,66	12,49 ± 0,87	39,73 ± 3,02
11.	listopad	126,31 ± 8,67	9,02 ± 0,42	0,380 ± 0,010	31,74 ± 0,71	13,33 ± 0,38	41,71 ± 1,17
12.	prosinec	114,10 ± 2,71	8,84 ± 0,12	0,390 ± 0,006	29,27 ± 0,69	12,99 ± 0,22	44,16 ± 0,92

II. Bílý krevní obraz beranů v průběhu roku — The leucocyte counts of rams during the year

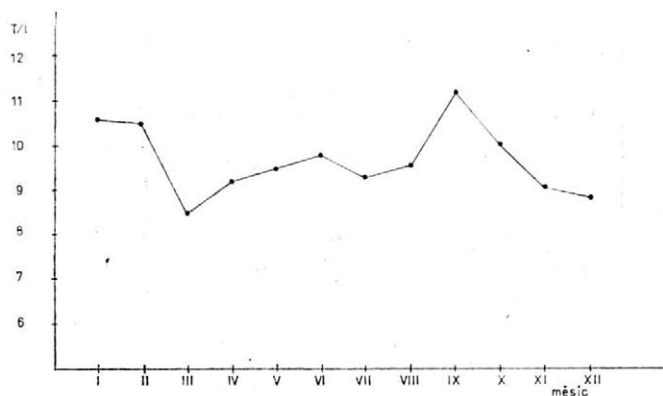
Pořadí od- běru	Termín odběru	Leukocyty (G/l)	Bazofily (%)	Eozinofily (%)	Neutrofilý „tyčky“ (%)	Neutrofilý „segmenty“ (%)	Lymfocyty (%)	Monocyty (%)
1.	leden	6,83 ± 0,41	0,125 ± 0,125	3,50 ± 0,80	1,25 ± 0,41	34,63 ± 1,90	58,13 ± 1,86	2,50 ± 0,53
2.	únor	9,00 ± 0,86	0,143 ± 0,143	7,14 ± 1,14	0,57 ± 0,30	43,86 ± 2,92	47,00 ± 2,94	1,29 ± 0,61
3.	březen	7,00 ± 0,51	0,167 ± 0,141	6,33 ± 1,89	0,50 ± 0,22	43,00 ± 2,61	48,67 ± 3,58	1,83 ± 0,70
4.	duben	6,17 ± 0,36	0,143 ± 0,143	5,14 ± 1,30	0,86 ± 0,17	42,29 ± 3,09	48,71 ± 2,75	2,86 ± 0,40
5.	květen	6,61 ± 0,74	0	6,00 ± 0,63	0,33 ± 0,21	38,33 ± 4,04	52,17 ± 4,25	3,17 ± 0,83
6.	červen	6,67 ± 0,56	0	6,43 ± 1,84	1,00 ± 0,31	46,00 ± 1,78	45,14 ± 2,39	1,43 ± 0,40
7.	červenec	6,19 ± 0,32	0	3,57 ± 0,84	1,14 ± 0,26	58,14 ± 5,20	35,86 ± 4,94	1,29 ± 0,36
8.	srpen	6,61 ± 0,32	0	4,29 ± 0,87	0,43 ± 0,20	46,14 ± 3,73	47,86 ± 3,56	1,14 ± 0,26
9.	září	7,26 ± 0,52	0	3,29 ± 0,84	0,86 ± 0,40	51,43 ± 3,30	44,14 ± 3,45	0,29 ± 0,18
10.	říjen	5,40 ± 0,49	0	8,57 ± 0,53	1,43 ± 0,43	42,43 ± 3,82	46,86 ± 3,52	1,00 ± 0,53
11.	listopad	7,91 ± 0,73	0,143 ± 0,143	6,00 ± 1,48	0,29 ± 0,18	34,86 ± 1,73	56,00 ± 0,87	2,71 ± 0,78
12.	prosinec	5,29 ± 0,29	0,286 ± 0,184	5,14 ± 1,18	0,57 ± 0,20	40,00 ± 3,12	50,29 ± 3,54	3,71 ± 0,78

III. Biochemické hodnoty krevní plazmy beranů v průběhu roku — The biochemical values of the blood plasma of rams during the year

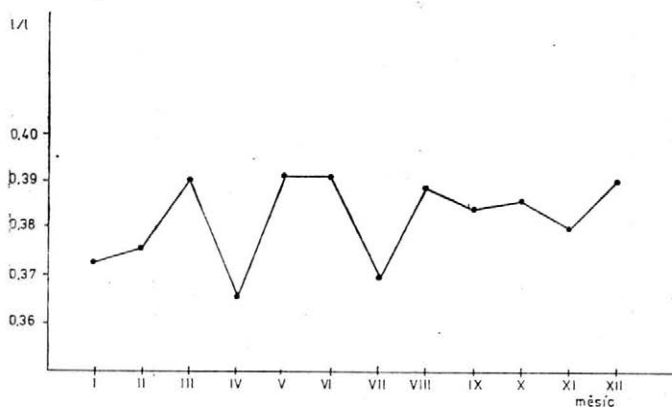
Pořadí od- běru	Termín odběru	Celková bílkovina (g/l)	Močovina (mmol/l)	Glukóza (mmol/l)	Sodík (mmol/l)	Draslík (mmol/l)	Vápník (mmol/l)	Fosfor (mmol/l)	Hořčík (mmol/l)	Měď (μ mol/l)
1.	leden	69,25 $\pm$ 1,71	5,94 $\pm$ 0,37	3,05 $\pm$ 0,07	148,25 $\pm$ 0,90	5,95 $\pm$ 0,08	2,65 $\pm$ 0,09	2,42 $\pm$ 0,11	1,07 $\pm$ 0,04	12,91 $\pm$ 1,04
2.	únor	79,53 $\pm$ 0,94	5,79 $\pm$ 0,13	2,74 $\pm$ 0,12	150,86 $\pm$ 0,96	5,53 $\pm$ 0,40	2,55 $\pm$ 0,09	2,48 $\pm$ 0,19	1,08 $\pm$ 0,04	16,91 $\pm$ 0,93
3.	březen	67,26 $\pm$ 2,91	6,61 $\pm$ 0,32	3,45 $\pm$ 0,13	152,14 $\pm$ 2,28	5,23 $\pm$ 0,11	2,43 $\pm$ 0,05	1,67 $\pm$ 0,16	0,96 $\pm$ 0,02	15,61 $\pm$ 0,53
4.	duben	71,75 $\pm$ 1,12	6,88 $\pm$ 0,22	3,26 $\pm$ 0,13	146,00 $\pm$ 0,53	4,29 $\pm$ 0,22	2,35 $\pm$ 0,05	2,39 $\pm$ 0,23	0,88 $\pm$ 0,04	17,00 $\pm$ 1,05
5.	květen	80,70 $\pm$ 3,06	7,14 $\pm$ 0,55	3,05 $\pm$ 0,11	144,43 $\pm$ 1,43	4,76 $\pm$ 0,30	2,55 $\pm$ 0,15	2,08 $\pm$ 0,11	1,03 $\pm$ 0,05	17,76 $\pm$ 2,20
6.	červen	81,78 $\pm$ 1,04	7,62 $\pm$ 0,52	3,36 $\pm$ 0,12	148,29 $\pm$ 1,02	5,24 $\pm$ 0,19	2,49 $\pm$ 0,13	1,79 $\pm$ 0,22	0,87 $\pm$ 0,03	16,33 $\pm$ 0,97
7.	červenec	73,32 $\pm$ 2,63	6,99 $\pm$ 0,56	3,68 $\pm$ 0,06	148,86 $\pm$ 1,68	5,00 $\pm$ 0,27	2,46 $\pm$ 0,10	1,59 $\pm$ 0,09	0,97 $\pm$ 0,02	21,62 $\pm$ 1,14
8.	srpen	81,24 $\pm$ 0,74	7,62 $\pm$ 0,44	3,37 $\pm$ 0,04	150,86 $\pm$ 1,26	5,66 $\pm$ 0,22	2,62 $\pm$ 0,17	1,69 $\pm$ 0,15	1,02 $\pm$ 0,08	14,98 $\pm$ 1,19
9.	září	73,44 $\pm$ 2,26	7,62 $\pm$ 0,26	3,71 $\pm$ 0,11	148,00 $\pm$ 2,64	5,23 $\pm$ 0,30	2,49 $\pm$ 0,09	1,70 $\pm$ 0,09	0,98 $\pm$ 0,03	17,00 $\pm$ 0,86
10.	říjen	81,00 $\pm$ 0,83	7,56 $\pm$ 0,22	3,41 $\pm$ 0,12	153,43 $\pm$ 1,32	6,28 $\pm$ 0,50	2,76 $\pm$ 0,12	1,56 $\pm$ 0,08	0,97 $\pm$ 0,04	18,44 $\pm$ 1,85
11.	listopad	71,41 $\pm$ 1,49	7,66 $\pm$ 0,34	3,31 $\pm$ 0,18	142,86 $\pm$ 2,81	5,20 $\pm$ 0,19	2,80 $\pm$ 0,09	2,35 $\pm$ 0,26	0,95 $\pm$ 0,04	17,02 $\pm$ 0,86
12.	prosinec	69,68 $\pm$ 5,03	6,44 $\pm$ 0,39	3,48 $\pm$ 0,19	145,00 $\pm$ 1,05	5,96 $\pm$ 0,20		2,21 $\pm$ 0,17		17,81 $\pm$ 1,08



1. Množství hemoglobinu u beranů v průběhu roku — The haemoglobin values in rams during the year



2. Počet erytrocytů u beranů v průběhu roku — The erythrocyte counts of rams during the year



3. Hodnoty hematokritu u beranů v průběhu roku — The haematocrit values in rams during the year

cigája průměrný počet 7,8 T/l, Blunt (1975) uvádí 9,5 až 13,5 T/l, Hofírek (1978) 8 až 12 T/l, Sova et al. (1981) 9,8 až 15,8 T/l a Jagoš, Bouda (1981) 8 až 16 T/l.

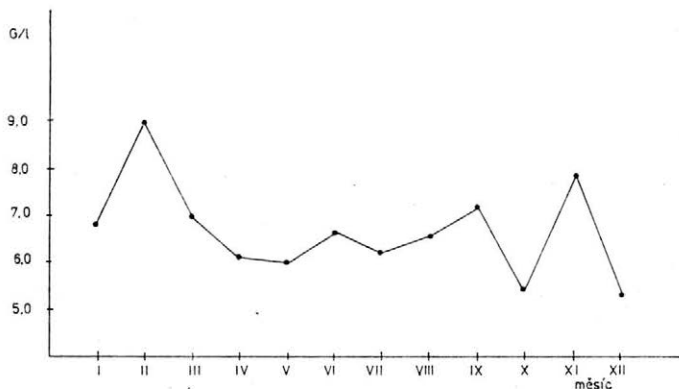
Hematokritové hodnoty (obr. 3) vykazovaly během roku malé výkyvy (od 0,37 do 0,39 l/l), což dokládá převážně nízká úroveň variability ($v = 3,5$ až $12,1$ %). Větší difference hematokritu, avšak při nižších průměrech, byly registrovány u bahnic (Jelínek et al., 1986). Také jiní autoři (Pinkiewicz, 1971; Sova, Medřický, 1972; Hofírek, 1978; Jagoš, Bouda, 1981; Jagoš et al., 1984) uvádějí u ovcí menší hematokritové hodnoty s většími mezními daty ve srovnání s našimi výsledky, což svědčí o větším vlivu exogenních faktorů, resp. menší homogenitě hodnocených zvířat.

Šíře hodnot výsledků ostatních hodnocených kritérií červené krevní složky (MCHC od 29,3 do 36,9 g/dl; MCH od 11,6 do 16,5 pg; MCV od 35,2 do 46,5 fl) odpovídá hodnotám uváděným obecně pro ovce, s projevem známých kompenzačních mechanismů mezi jednotlivými ukazateli.

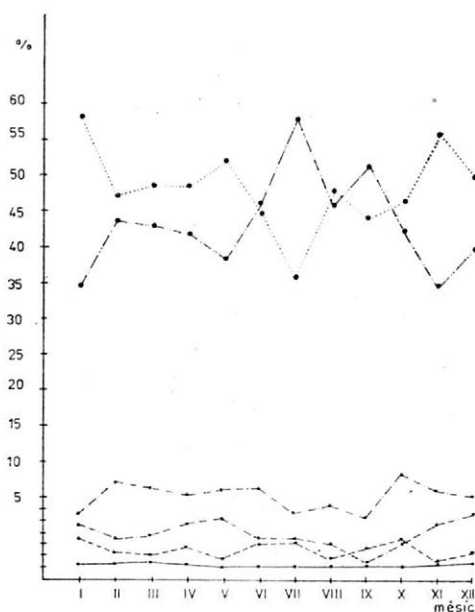
Celkové množství bílých krvinek (tab. II) kolísalo při střední variabilitě ($v = 12,7$ až $29,3$ %) v rozmezí od 6,3 do 9,0 G/l (obr. 4). Obdobné rozpětí průměrného počtu leukocytů zaznamenali Trefný et al. (1983) i Jagoš et al. (1984). Při širším srovnání jsou naše nálezy nižší, než uvádějí Redda, Hathout (1957), Soliman et al. (1965), Ullrey et al. (1965a) i Sharma et al. (1973). Velká šíře fyziologických hodnot svědčí o tom, že množství leukocytů je u zdravých zvířat ovlivňováno řadou faktorů (White et al., 1956; Hofírek, 1978). Také u bahnic jsme ve stejném časovém úseku sledování zaznamenali větší rozmezí. Blunt (1975) a shodně tak Jagoš a Bouda (1981) uvádějí fyziologické rozmezí počtu leukocytů dokonce 4 až 12 T/l.

Pokud jde o zastoupení jednotlivých typů bílých krvinek (obr. 5), odpovídá celkově rozmezím udávaným výše citovanými autory a svědčí, především z aspektu parazitóz, o dobrém zdravotním stavu. Ve srovnání s bahnicemi, jejichž diferenciální rozpočet leukocytů je zhodnocen v naší předchozí práci (Jelínek et al., 1986), je leukogram beranů především z důvodů endogenních vlivů stabilnější. Menší zastoupení lymfocytů u plemenných beranů proti beránkům intenzívně vykrmvaným (Jelínek et al., 1982, 1983) a odchovávaným (Jelínek et al., 1984) je ve shodě s údaji, které uvádějí Sova a Fuksa (1968) i Sova a Medřický (1972).

Hladina celkové bílkoviny (tab. III) měla v průběhu roku střídavý charakter (obr. 6) — průměrné hodnoty se pohybovaly v rozmezí od 67,26 g/l (březen) do 81,78 g/l (červen). Uvnitř jednotlivých skupin však byla zjištěna vesměs nízká až střední úroveň variability ($v = 2,0$ až $16,1$ %). Stanovený obsah celkové bílkoviny odpovídá sdělení autorů Hallford a Galyean (1982), kteří uvádějí 63 až 85 g/l, i hodnotám, které zjistili Jagoš et al. (1984) u plemenných beranů plemene kavkazské merino (66,4 až 80,5 g/l), převyšuje však hodnoty i rozdíly v jejich kolísání zjištěné u odchovávaných a intenzívně vykrmvaných beránků (Jelínek et al., 1983, 1984) i bahnic (Jelínek et al., 1985). Ve srovnání s hodnotami běžně používanými pro ovce (Hiepe, 1970; Vrzgula a kol., 1973; Hofírek, 1978) byly hodnoty našich nálezu celkově vyšší.

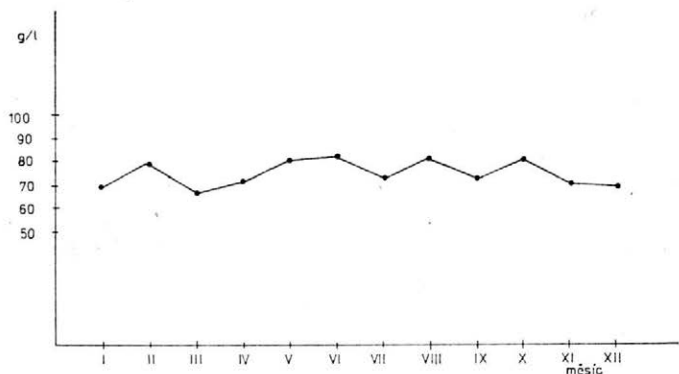


4. Celkový počet leukocytů u beranů v průběhu roku — The total leucocyte counts of rams during the year



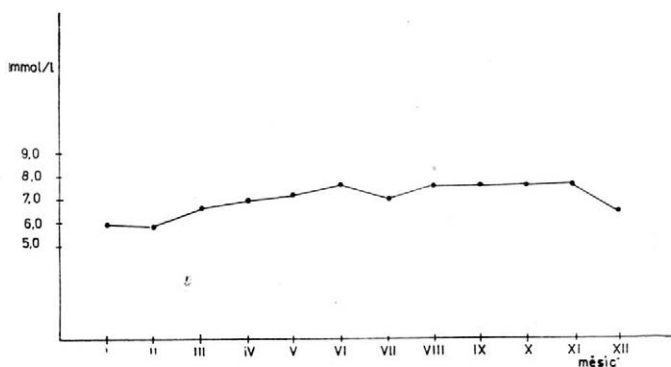
5. Diferenciální rozpočet leukocytů u beranů v průběhu roku — The differential leucocyte counts of rams during the year

- lymfocyt (lymfocyte);
- . - . - . eozinofilní leukocyt (eosinophil leucocyte);
- neutrofilní tyčka (neutrophil rod);
- monocyty (monocyte);
- . . - . - neutrofilní segment (neutrophil segment);
- bazofilní leukocyt (basophil leucocyte)

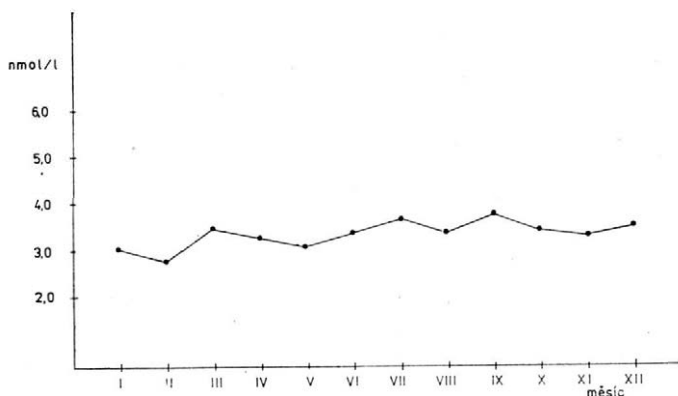


6. Dynamika obsahu celkové bílkoviny v krevní plazmě beranů — Total protein content in the blood plasma of rams

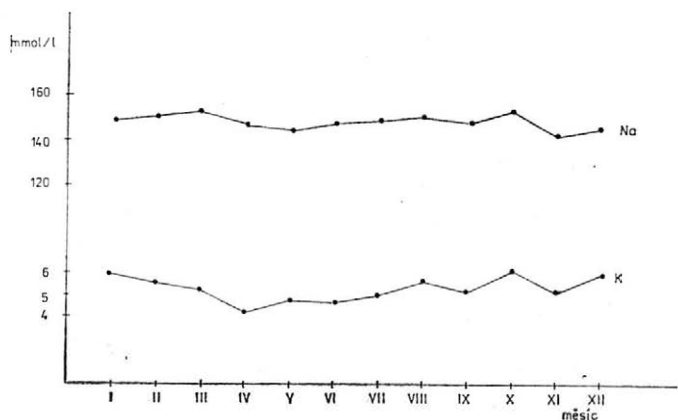
7. Dynamika obsahu močoviny v krevní plazmě beranů v průběhu roku — Urea content in the blood plasma of rams during the year



8. Dynamika obsahu glukózy v krevní plazmě beranů — Glucose content in the blood plasma of rams



9. Dynamika obsahu sodíku a draslíku v krevní plazmě beranů — Sodium and potassium contents in the blood plasma of rams



Koncentrace močoviny se od ledna až do listopadu zvyšovala (obr. 7), přičemž stanovené průměrné množství odpovídá středním a vyšším hladinám běžných referenčních hodnot (Hiepe, 1970; Vrzgula a kol., 1973; Hofírek, 1978). Trefný et al. (1983) stanovili u 24 a 30měsíčních beranů plemene cigája průměrnou koncentraci močoviny 9,58 ($s = 2,04$) mmol/l a 8,62 ($s = 3,51$) mmol/l. Variabilita tohoto ukazatele vykazovala střední úroveň ($v = 5,9$ až 21,1 %). Zjištěné průměrné hladiny močoviny jsou téměř shodné s nálezy zjištěnými u odchovávaných jehnic a beránek stejného chovu (Jelínek et al., 1986). Na druhé straně registrované větší výkyvy celkové bílkoviny a močoviny u bahnic je třeba přičíst zvýšeným metabolickým nárokům těchto zvířat v souvislosti s porodem a laktací (Sykes, Field, 1974; Cibulka et al., 1981; Krokavec et al., 1983; Jelínek et al., 1985). Hodnoty hladiny močoviny jsou vyšší než referenční hodnoty udávané u skotu a souvisí se zvýšeným příjmem dusíkatých látek v krmné dávce.

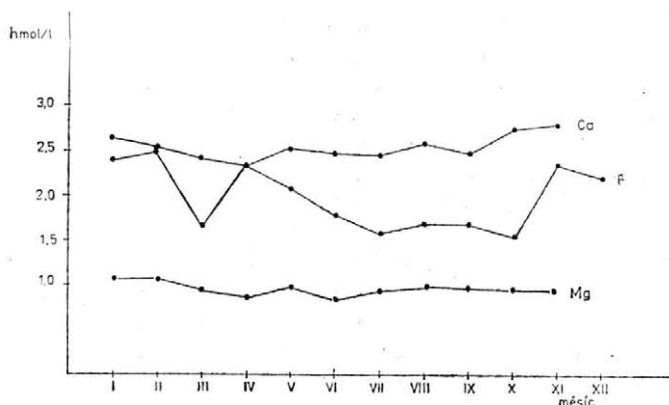
Rozpětí průměrných hodnot, v němž se pohybovala hladina glukózy (obr. 8), bylo od 2,74 mmol/l do 3,71 mmol/l (tab. III), při nízké až střední úrovni variability uvnitř jednotlivých časových úseků sledování ($v = 2,8$ až 14,6 %). Zjištěné výsledky odpovídají šetřením autorů Jagoš et al. (1984), kteří u stejné věkové kategorie plemenných beranů uvádějí rozmezí od 2,96 do 3,82 mmol/l, i našim dřívějším sledováním (Jelínek et al., 1984) u starší kategorie odchovávaných beránek a dále korespondují s výsledky našeho sledování u bahnic plemene žírné merino. Poněkud větší výkyvy glykémie u bahnic však popisují Vrzgula, Skalka (1980), Cibulka et al. (1981) a Schäfer, Lippmann (1983).

Koncentrace sodíku nevykazovala výrazné výkyvy (obr. 9) a při nízké variabilitě ($v = 1,0$ a 5,2 %) bylo rozmezí průměrných hladin od 142,9 do 153,4 mmol/l. Stejně jako u odchovávaných jehnic a beránek i obsah stanovený u bahnic odpovídá fyziologickým rozmezím, které udávají výše uvedení autoři.

Větší kolísání průměrných hodnot i vyšší variabilitu jsme zaznamenali u obsahu draslíku, a to od 4,29 do 6,28 mmol/l. Pokles hodnot od zahájení sledování (leden) do dubna byl vystřídán následným vzestupem patrným od letního období (obr. 9). Obdobný trend jsme pozorovali u beránek odchovávaných ve stejném chovu (Jelínek et al., 1986), avšak u bahnic byly průměrné hodnoty vyrovnanější. Mimo průměrnou koncentraci, kterou jsme stanovili v říjnu, v ostatních měsících nevybočily průměrné koncentrace z rozmezí, které udávají Hiepe (1970), Hofírek (1978), Jagoš, Bouda (1981) a Hallford, Galyean (1982).

Množství vápníku se pohybovalo od 2,35 do 2,80 mmol/l, což je užší rozpětí a nepatrně nižší obsah, než uvádějí Jagoš et al. (1984) u plemenných beranů — 2,39 až 3,07 mmol/l, Hiepe (1970) — 2,37 až 3,14 mmol/l, Jagoš a Bouda (1981) — 2,87 až 3,19 mmol/l obecně u ovcí, Jelínek et al. (1983) u beranů z intenzivního výkrmu — 2,47 až 2,9 mmol/l, Jelínek et al. (1984) u odchovávaných beránek — 2,95 až 3,07 mmol/l. Z obr. 10 je patrný pokles od ledna do dubna a v dalším úseku sledování pak střídavý vzestup zakončený nejvyšší mezní hodnotou. Obdobná dynamika koncentrace plazmatického vápníku i rozmezí průměrných hodnot byla pozorována u skupiny bahnic daného chovu. Úroveň variačních koeficientů byla od 5,0 do 16,7 %.

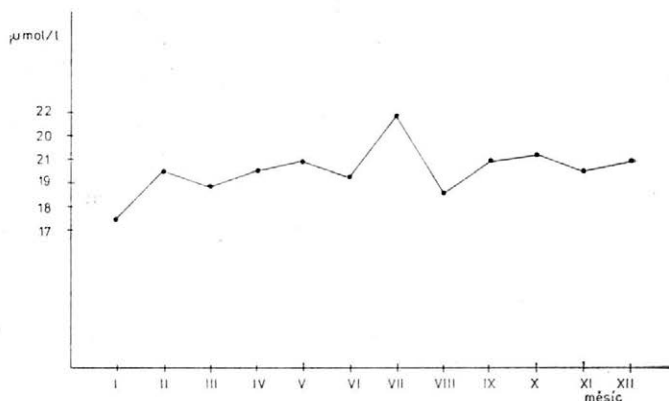
10. Dynamika obsahu vápníku, fosforu a hořčíku v krevní plazmě beránů — Calcium, phosphorus and magnesium contents in the blood plasma of rams



Také hořčík vykazoval ve stejném časovém úseku jako vápník postupnou koncentraci v krevní plazmě (obr. 10). Průměrný obsah byl od 0,87 mmol/l (červen) do 1,08 mmol/l (únor) při variabilitě $v = 6,1$ až 21,7 %. Nálezy zcela odpovídají našim předchozím analýzám (Jelínek et al., 1983, 1984) i údajům, které uvádí Hiepe (1970) a Jagoš, Bouda (1981). Vzhledem ke způsobu chovu plemenných beránů se vliv sezóny na rozdíl od bahnic neprojevil.

Obsah anorganického fosforu byl v rozmezí od 1,56 do 2,39 mmol/l (tab. III) a stanovené koncentrace zapadají do limitu udávaného pro ovce. Průměrné hodnoty byly celkově vyšší než u bahnic (Jelínek et al., 1985), avšak ve srovnání s odchovávanými a vykrmovanými beránky jsou stanovené koncentrace především vzhledem k věku a rozdílnému obsahu fosforu v krmné dávce nižší. Vypočítané hodnoty variačních koeficientů se pohybovaly v jednotlivých časových úsecích od 11,7 do 32,8 %.

Z mikroelementů byla sledována měď (obr. 11), jejíž koncentrace v jednotlivých měsících se nacházejí v hranicích vymezených hodnotami 12,91 a 21,62 $\mu\text{mol/l}$. Jde o poněkud širší rozmezí ve srovnání s bahnicemi hodnoceného chovu a s odchovávanými i vykrmovanými beránky. Jagoš et al. (1984) zjistili u beránů plemene kavkazské merino během tříletého sledování rozpětí průměrných hodnot od 13,1 do 18,5 $\mu\text{mol/l}$ a u bahnic 19,5 až 24,6 $\mu\text{mol/l}$.



11. Dynamika obsahu mědi v krevní plazmě beránů — Copper content in the blood plasma of rams

Obsah hemoglobinu a hematokrit byly ve všech srovnatelných časových intervalech vyšší u beranů ve srovnání s bahnicemi stejného chovu ve shodném časovém rozmezí a ve většině případů byl tento rozdíl statisticky vysoce průkazný. Také počet erytrocytů měl kromě měsíců března, dubna a prosince vyšší zastoupení v krvi beranů.

Vliv pohlaví se jednoznačně neuplatnil na celkovém počtu leukocytů. V diferenciálním počtu jsme však zjistili rozdíly, a to v zastoupení lymfocytů, neutrofilních granulocytů a monocytů. Z nálezů je zřejmé, že bahnice mají výraznější lymfocytární charakter krve než berani.

Pokud jde o biochemické ukazatele, byla ve všech časových intervalech sledování u beranů vyšší hladina celkové bílkoviny a ve většině období roku i koncentrace glukózy, močoviny, sodíku, vápníku, hořčíku a fosforu. Naopak v obsahu draslíku a mědi jsme stanovili vyšší hodnoty u bahnic.

Uvedené výsledky upozorňují na nutnost akceptovat mezipohlavní rozdíly a posuzovat hematologické ukazatele a hodnoty metabolického profilu krevní plazmy s ohledem na pohlaví. Dále nelze paušalizovat data uváděná obecně pro ovce jako platná pro všechny kategorie.

Literatura

- ANKE, M.: Der Mangan und Spurenelementgehalt des Rinderhaares als Indikator der Calcium, Magnesium, Phosphor, Kalium, Natrium, Eisen, Zink, Mangan, Kupfer, Molybdän und Kobalt Versorgung. Jena Univ. 1964.
- BLUNT, M. H.: Cellular elements of ovine blood. In: BLUNT, M. H. a kol.: The blood of sheep. Berlin, Heidelberg, New York, Springer Verlag 1975, s. 29-41.
- CIBULKA, J. — SOVA, Z. — SKŘIVAN, M. — LOUČKA, R.: Vliv různé úrovně výživy na hodnoty vybraných biochemických a hematologických ukazatelů u ovcí. [Dílčí závěrečná zpráva.] Praha, VŠZ 1981. 50 s.
- HALLFORD, D. M. — GALYEAN, M. L.: Serum profiles in fine wool sheep. Bovine Practice, 3, 1982, č. 4, s. 26-32.
- HIEPE, T.: Schafftkrankheiten. Jena, VEB Gustav Fischer Verlag 1970. 362 s.
- HOFÍREK, B.: Diagnostika a prevence chorob zvířat. Brno, VŠV 1978, s. 66-71.
- JAGOŠ, P. — BOUDA, J.: Základní biochemické a hematologické hodnoty u domácích zvířat a nové způsoby vyjadřování výsledků laboratorních vyšetření. SVS, oddělení veterinární osvěty, Pardubice, 1981. 30 s.
- JAGOŠ, P. — STRÍŽ, J. — VALACH, Z.: Metabolický profil plemenných beranů. In: Sbor. Ref. Nové technologické postupy a intenzifikační faktory v chovu ovcí. II. Brno, 1984, s. 382-385.
- JELÍNEK, P. — HELANOVÁ, I. — PÍCHA, J. — VALACH, Z.: Základní hematologické a biochemické hodnoty u beránek ve výkrmu po aplikaci metabolického preparátu Revalor. I. a II. Acta Univ. agric. (Brno), Řada A, 30, 1982, č. 4, s. 85-100.
- JELÍNEK, P. — HELANOVÁ, I. — ZELENKA, J. — FRAIS, Z.: Základní hematologické a biochemické hodnoty u beránek plemene žírné merino v průběhu intenzivního výkrmu. I. a II. Acta Univ. agric. (Brno), Řada A, 31, 1983, č. 1-2, s. 287-297.
- JELÍNEK, P. — ILLEK, J. — HELANOVÁ, I. — FRAIS, Z.: Biochemical and hematological values of the blood in rams during rearing. Acta Veter. (Brno), 1984, č. 3-4, s. 143-150.
- JELÍNEK, P. — ILLEK, J. — FRAIS, Z. — JURAJDOVÁ, J. — HELANOVÁ, I.: Dynamika biochemických ukazatelů krve bahnic v průběhu roku. Živoč. Vyr., 30, 1985, č. 6, s. 555-564.
- JELÍNEK, P. — FRAIS, Z. — HELANOVÁ, I.: Dynamika základních hematologických hodnot bahnic v průběhu roku. Veter. Med. (Praha), 31, 1986 (v tisku).
- KROKAVEC, M. — MARTINKO, A. — ŠIMKO, K. — HOLEVA, L.: Vyhodnotenie metabolického profilu v chove oviec s novou technológiou v priebehu ročných období. In: Zbor. Ref. V. konferencie o aktuálnych zdravotných a produkčných problémoch oviec v súčasných podmienkach chovu. Oravská přehrada 1983, s. 33-34.

- Mac FARLAVE, M. V.: Distribution and dynamics of body fluids in sheep. In: BLUNT, M. H. a kol.: The blood of sheep. Berlin, Heidelberg, New York, Springer Verlag 1975, s. 1-22.
- PINKIEWICZ, E.: Podstawowe badania laboratoryjne w chorobach zwierat. Warszawa, Państwowe wydawnictwo rolnicze i lesne 1971. 321 s.
- REDDA, H. — HATHOUT, A. F.: The hematological examination of the blood of normal sheep. Brit. Veter. J., 113, 1957, č. 6, s. 251-254.
- SHARMA, D. P. — MALIK, P. D. — SAPRA, K. L.: Age-wise and specieswise haematological studies in far animals. Indian J. anim. Sci., 43, 1973, č. 4, s. 289-295.
- SCHALM, O. W. — JAIN, N. C. — CAROLL, E. J.: Veterinary hematology. Philadelphia, Lea and Febiger 1975. 807 s.
- SCHÄFER, M. — LIPPMANN, R.: Výsledky pozorování látkového metabolismu u bahníc. In: Zbor. Ref. V. konferencie o aktuálnych zdravotných a produkčných problémoch v súčasných podmienkach chovu. Oravská prehrada, 1983, s. 17-20.
- SOLIMAN, K. — ZAKI, K. — SOLIMAN, A.: Effect of sex and age on the blood picture of merino sheep. Portpfl. Haust., 2, 1965, s. 118-122.
- SOVA, Z.: Soustava SI jednotek a její používání v živočišné výrobě a veterinární medicíně. Praha, VŠZ 1979. 20 s.
- SOVA, Z. — MEDRICKÝ, V.: Základní hodnoty krve u hospodářských zvířat. VII. sdělení. Hemogram u ovcí v ontogenezi. Sbor. Vys. Šk. zeměd. Praha, Fak. agron., Řada B, 1972, s. 3-25.
- SOVA, Z. — FUKSA, V.: Základní hodnoty krve domácích zvířat. VI. sdělení. Hematologické standardy u koz. Sbor. Vys. Šk. zeměd. Praha, Fak. agron., Řada B, 1968, s. 157-175.
- SOVA, Z. — KOLIANDR, O. — JÍCHA, J.: Základní fyziologické hodnoty v krvi ovcí. Sbor. Vys. Šk. zeměd. Praha, Fak. agron., Řada B, 1976, s. 57-71.
- SOVA, Z. — BUKVAJ, J. — KOUDELA, K. — KROUPOVÁ, V. — PJEŠČAK, M. — PODANÝ, J.: Fyziologie hospodářských zvířat. Praha, SZN 1981, s. 256-261.
- SYKES, A. R. — FIELD, A. C.: Seasonal changes in plasma concentration of proteins, urea, glucose, calcium, and phosphorus in sheep grazing a hill pasture and their relationship to change in body composition. J. Agric. Sci., 83, 1974, s. 161-169.
- TREFNÝ, D. et al.: Základní fyziologické hodnoty v krvi jehněčích brojlerů ve vztahu k jaterním funkcím. [Dílčí závěrečná zpráva.] Praha, VŠZ 1983.
- ULLREY, D. E. — MILLER, E. R. — LONG, C. H. — VINCENT, B. H.: Sheep hematology from birth to maturity. I. Erythrocyte population size and hemoglobin concentration. J. anim. Sci., 24, 1965a, č. 1, s. 135-140.
- ULLREY, D. E. — MILLER, E. R. — LONG, C. H. — VINCENT, B. H.: Sheep hematology from birth to maturity. II. Leucocyte concentration and differential distribution. J. anim. Sci., 24, 1965b, č. 1, s. 141-144.
- VRZGULA, L. a kol.: Choroby oviec. Bratislava, Príroda 1973. 275 s.
- VRZGULA, L. — SKALKA, J.: Dlhodobé sledovanie dynamiky vitamínu A a C ako aj niektorých biochemických ukazovateľov v krvi oviec v progresívnych podmienkach chovu. Veter. Med. (Praha), 25, 1980, č. 5, s. 313-319.
- WHITE, R. R. — CHRISTIAN, K. R. — WILLIAMS, V. J.: Blood chemistry and haematology in sheep on decreasing levels of feed intake followed by starvation. N. Z. J. Sci. Tech., 38A, 1956, s. 440-448.

Došlo dne 31. 10. 1985

ЕЛИНЕК, П. — ИЛЛЕК, Й. — ФРАИС, З. — ГЕЛАНОВА, И. (Сельскохозяйственный институт, Брно; Ветеринарный институт, Брно): Гематологические и биохимические показатели плазмы крови баранов-производителей в течение года. Живот. Выр., 31, 1986 (4): 345-358.

У семи 2-3-летних баранов-производителей породы жирный меринос в течение года в месячных интервалах изучались основные гематологические и некоторые биохимические показатели плазмы крови. Среднее число эритроцитов находилось в диапазоне 8,47—11,18 Т/л, содержание гемоглобина 114,10—137,60 г/л, гематокрита 0,366—0,391 л/л, МСНС 29,27—36,93 г/дл, МСН 11,63—14,97 пг и MCV 35,23—46,54 фл. Количество лейкоцитов колебалось от 5,29 до 9,00 Г/л при замещении 34,63—58,14 % нейтрофильных гранулоцитов с сегментированным ядром, 0,29—1,43 % нейтрофильных гранулоцитов с палочковидным ядром, 0—0,286 % базофилов, 3,29—8,57 % эозинофилов, 35,86—58,13 % лимфоцитов и 0,29—3,71 % моноцитов. Средняя концентрация

общего белка колебалась от 67,26 до 81,78 г/л, глюкозы от 2,74 до 3,71 ммоль/л, мочевины от 5,79 до 7,66 ммоль/л, натрия от 142,86 до 153,43 ммоль/л, калия от 4,29 до 6,28 ммоль/л, кальция от 2,35 до 2,80 ммоль/л, фосфора от 1,56 до 2,48 ммоль/л, магния от 0,87 до 1,08 ммоль/л и меди от 12,91 до 21,62 ммоль/л.

бараны; годовой сезон; гематологические и биохимические показатели

JELÍNEK, P. — ILLEK, J. — FRAIS, Z. — HELANOVÁ, I. (University of Agriculture, Brno; University of Veterinary Medicine, Brno): *Haematological and Biochemical Values of the Blood Plasma of Rams in the Course of the Year*. Živoč. Vyr., 31, 1986 (4) : 345-358.

The basic haematological parameters and some biochemical values of blood plasma were studied in seven two- to three-year old breeding rams of the Mutton Merino breed in monthly intervals during a year period. The average erythrocyte count ranged from 8.47 to 11.18 T/l, haemoglobin content from 114.10 to 137.60 g/l, haematocrit from 0.366 to 0.391 l/l, MCHC from 29.27 to 36.93 g/dl, MCH from 11.63 to 14.97 pg and MCV from 35.23 to 46.54 fl. The leucocyte count ranged from 5.29 to 9.00 G/l and had the following composition: 34.63 to 58.14 % of neutrophil granulocytes with segmented nucleus, 0.29 to 1.43 % of neutrophil granulocytes with a rod-like nucleus, 0 to 0.286 % of basophils, 3.29 to 8.57 % of eosinophils, 35.83 to 58.13 % of lymphocytes and 0.29 to 3.71 % of monocytes. The average concentration of total protein ranged from 67.26 to 81.78 g/l, glucose from 2.74 to 3.71 mmol/l, urea from 5.79 to 7.66 mmol/l, sodium from 142.86 to 153.43 mmol/l, potassium from 4.29 to 6.28 mmol/l, calcium from 2.35 to 2.80 mmol/l, phosphorus from 1.56 to 2.48 mmol/l, magnesium from 0.87 to 1.08 mmol/l and copper from 12.91 to 21.62 μ mol/l.

rams; year season; haematological and biochemical values

JELÍNEK, P. — ILLEK, J. — FRAIS, Z. — HELANOVÁ, I. (Landwirtschaftliche Hochschule, Brno; Veterinärmedizinische Hochschule, Brno): *Hämatologische und biochemische Werte des Blutplasmas bei Schafböcken im Verlauf des Jahres*. Živoč. Vyr., 31, 1986 (4) : 345-358.

Bei sieben zwei- bis dreijährigen Schafböcken der Rasse Fleischmerino wurden im Verlauf des Jahres, in einmonatigen Intervallen, die grundlegenden hämatologischen und einige biochemische Werte des Blutplasmas untersucht. Die mittlere Erythrozytenzahl lag im Bereich von 8,47 bis 11,18 T/l, der Hämoglobingehalt betrug 114,10 bis 137,60 g/l, der Hämatokrit 0,366 bis 0,391 l/l, MCHC 29,27 bis 36,93 g/dl, MCH 11,63 bis 14,97 pg und MCV 35,23 bis 46,54 fl. Die Leukozytenzahl bewegte sich von 5,29 bis 9,00 G/l, bei einer Vertretung der neutrophilen Granulozyten mit segmentiertem Kern von 34,63 bis 58,14 % und 0,29 bis 1,43 % neutrophiler Granulozyten mit stäbchenartigem Kern, 0 bis 0,286 % Basophilen, 3,29 bis 8,57 % Eosinophilen, 35,86 bis 58,13 % Lymphozyten und 0,29 bis 3,71 % Monozyten. Die mittlere Konzentration des Gesamteiweißes bewegte sich von 67,26 bis 81,78 g/l, die der Glukose von 2,74 bis 3,71 mmol/l, des Harnstoffes von 5,79 bis 7,66 mmol/l, des Natriums von 142,86 bis 153,43 mmol/l, des Kaliums von 4,29 bis 6,28 mmol/l, des Kalziums von 2,35 bis 2,80 mmol/l, des Phosphors von 1,56 bis 2,48 mmol/l, des Magnesiums von 0,87 bis 1,08 mmol/l und des Kupfers von 12,91 bis 21,62 μ mol/l.

Schafböcke; Jahreszeit; hämatologische und biochemische Werte

Adresy autorů:

Doc. ing. MVDr. Pavel Jelínek, CSc., doc. MVDr. Zdeněk Frajs, CSc., RNDr. Ivana Helanová, Vysoká škola zemědělská, 613 00 Brno
MVDr. Josef Illek, CSc., Vysoká škola veterinární, Palackého 1-3, 612 42 Brno

HODNOTY GENETICKÝCH KORELACÍ KACHEN CHOVANÝCH V ČR

Z. Hudský, J. Červený, H. Procházková, J. Hyánek, M. Fořt

HUDSKÝ, Z. — ČERVENÝ, J. — PROCHÁZKOVÁ, H. — HYÁNEK, J. — FOŘT, M. (Výzkumný ústav živočišné výroby, Praha-Uhřetěves; Státní rybářství o. p., České Budějovice): *Hodnoty genetických korelací kachen chovaných v ČR*. Živoč. Výr., 31, 1986 (4) : 359-367.

V práci jsou vyhodnoceny genetické korelace mezi vybranými užitkovými znaky (hmotnost těla, hmotnost vajec, snáška, oplozenost, líhnivost z oplozených vajec, počet kachňat od matky) u současných linií kachen chovaných Státním rybářstvím. Jak u korelací genotypových, tak i fenotypových byla zjištěna značná variabilita. Přesto byly zjištěny některé závislosti: a) nízká pozitivní nebo většinou negativní korelace mezi hmotností těla a snáškou; b) nízká pozitivní nebo většinou negativní korelace mezi hmotností těla a počtem kachňat od matky; c) vysoká negativní korelace mezi hmotností vajec a počtem kachňat od matky; d) vysoká pozitivní korelace mezi snáškou vajec a počtem kachňat od matky; e) vysoká pozitivní korelace mezi líhnivostí a počtem kachňat od matky.

kachny; genetické korelace

Práce úzce navazuje na naše předchozí sdělení (Červený et al., 1986) a vychází i ze stejných literárních údajů.

MATERIÁL A METODA

Genetické korelace byly vypočítány hierarchickým tříděním analýzy rozptylu polosourozenců u stejných souborů jako při výpočtu koeficientů heritability podle tohoto modelu:

$$y_{ijk} = \mu + \alpha_i + \beta x_{ij} + \varepsilon_{ijk}$$

kde: y_{ijk} — první sledovaná vlastnost

μ — celkový průměr první sledované vlastnosti

α_i — pevné efekty různých kmenů v linii

β — regresní koeficient

x_{ij} — druhá sledovaná vlastnost

ε_{ijk} — prostředková odchylka

VÝSLEDKY

Přehled korelací zjištěných u jednotlivých linií a v jednotlivých letech sledování je uveden v tab. I až XII, ve kterých jsou genotypové korelace uváděny pod diagonálou a fenotypové korelace nad diagonálou.

I. Hodnoty korelací mezi sledovanými užitkovými znaky — linie 11 ($P < 0,05$) —
The values of the correlations between the efficiency traits — line 11 ($P < 0.05$)

Ukazatel	1	2	3	4	5	6	7
1. hmotnost těla		0,279	-0,328	0,144	0,090	0,051	-0,124
2. hmotnost vajec	-0,176		0,169	-0,043	-0,309	-0,334	-0,219
3. snáška	-1,283	0,378		-0,043	0,053	0,093	0,432
4. oplozenost	0,197	0,095	0,381		0,409	-0,038	0,293
5. líhnivost z vložených vajec	0,371	-0,433	0,391	0,413		0,888	0,904
6. líhnivost z oplozených vajec	0,177	-0,498	-0,066	-0,399	0,680		0,838
7. počet kachňat od matky	-0,638	-0,304	0,493	-0,055	0,624	0,699	

r_P — nad diagonálou; r_G — pod diagonálou

lou. Jak u korelací genotypových, tak i fenotypových byla zjištěna poměrně velká variabilita, a to jak mezi liniemi, tak i mezi jednotlivými roky sledování. Přesto byly zjištěny některé obecnější závislosti:

1. kolísající korelace mezi hmotností těla a hmotností vajec;
2. velice nízká pozitivní nebo většinou negativní korelace (v některých případech i vysoká) mezi hmotností těla a snáškou;
3. velice nízká pozitivní nebo většinou negativní korelace (v některých případech i vysoká) mezi hmotností těla a počtem kachňat od jedné matky;
4. většinou vysoká negativní korelace mezi hmotností vajec a snáškou;
5. většinou vysoká negativní korelace mezi hmotností vajec a počtem kachňat od jedné matky;

II. Hodnoty korelací mezi sledovanými užitkovými znaky — linie 11 (1983) ($P < 0,05$) — The values of the correlations between the efficiency traits — line 11 (1983) ($P < 0.05$)

Ukazatel	1	2	3	4	5	6	7
1. hmotnost těla			0,361	0,366	0,440	0,315	0,554
2. hmotnost vajec							
3. snáška	0,022			-0,178	-0,043	0,348	0,058
4. oplozenost	0,769		0,522		0,963	0,276	0,900
5. líhnivost z vložených vajec	0,782		0,264	0,992		0,510	0,950
6. líhnivost z oplozených vajec	0,614		-0,127	0,494	0,608		0,536
7. počet kachňat od matky	-0,905		0,516	0,974	0,990	0,659	

r_P — nad diagonálou; r_G — pod diagonálou

III. Hodnoty korelací mezi sledovanými užitkovými znaky — linie 12 ($P < 0,05$) —
The values of the correlations between the efficiency traits — line 12 ($P < 0.05$)

Ukazatel	1	2	3	4	5	6	7
1. hmotnost těla		0,413	-0,444	-0,557	-0,540	-0,280	-0,546
2. hmotnost vajec	1,496		0,072	0,117	-0,299	-0,320	-0,074
3. snáška	-2,802	-5,578		0,455	0,415	0,226	0,797
4. oplozenost	-0,755	-0,521	0,654		0,692	0,140	0,621
5. líhnivost z vložených vajec	-0,768	-1,511	0,329	0,595		0,501	0,835
6. líhnivost z oplozených vajec	-0,420	-1,248	1,099	0,307	0,758		0,453
7. počet kachňat od matky	-1,272	-2,617	0,859	0,538	0,910	0,952	

r_P — nad diagonálou; r_G — pod diagonálou

- většinou střední pozitivní korelace mezi snáškou vajec a oplozeností, v některých případech však nízké negativní;
- vysoká pozitivní korelace mezi snáškou vajec a počtem kachňat od jedné matky;
- většinou vysoká pozitivní korelace mezi líhnivostí (jak z vložených, tak i z oplozených vajec) a počtem kachňat od jedné matky;
- ostatní vztahy nevykazují jednoznačně souhlasné hodnoty.

V případě genetických korelací byly, a to obdobně jako při stanovení koeficientů heritability, pro vztahy mezi reprodukčními ukazateli dosaženy vyšší hodnoty u mateřských linií, i když tato skutečnost není tak přesvědčivá jako u stanovení koeficientů heritability. Nejdůležitějším zjištěním pro další selekci je absolutní výše genetických korelací mezi snáškou a ostatními reprodukčními vlastnostmi.

IV. Hodnoty korelací mezi sledovanými užitkovými znaky — linie 12 (1983) ($P < 0,05$) — The values of the correlations between the efficiency traits — line 12 (1983) ($P < 0.05$)

Ukazatel	1	2	3	4	5	6	7
1. hmotnost těla			0,038	-0,236	-0,156	-0,036	0,121
2. hmotnost vajec							
3. snáška	-0,027			0,321	0,273	0,259	0,598
4. oplozenost	-0,295		0,421		0,583	0,126	0,534
5. líhnivost z vložených vajec	-0,371		0,353	0,526		0,627	0,711
6. líhnivost z oplozených vajec	0,136		0,872	0,526	0,396		0,631
7. počet kachňat od matky	0,111		0,721	0,720	0,826	0,910	

r_P — nad diagonálou; r_G — pod diagonálou

V. Hodnoty korelací mezi sledovanými užitkovými znaky — linie 19 (1980) ($P < 0,05$) — The values of the correlations between the efficiency traits — line 19 (1980) ($P < 0.05$)

Ukazatel	1	2	3	4	5	6	7
1. hmotnost těla		0,143	-0,087	-0,225	-0,288	0,252	-0,304
2. hmotnost vajec	1,179		-0,194	-0,057	-0,263	-0,403	-0,291
3. snáška	0,252	-1,107		0,182	0,300	0,361	0,790
4. oplozenost	-3,352	0,556	0,223		0,852	0,337	0,609
5. líhivost z vložených vajec	-3,161	-0,082	0,625	0,863		0,766	0,751
6. líhivost z oplozených vajec	1,800	-0,935	0,768	0,321	0,754		0,619
7. počet kachňat od matky	-2,602	-0,537	0,737	0,802	1,032	0,887	

r_P — nad diagonálou; r_G — pod diagonálou

DISKUSE

Stejně jako u koeficientů dědivosti byla i u výpočtů genetických korelací zjištěna poměrně vysoká variabilita hodnot sledovaných znaků jak mezi liniemi, tak i mezi jednotlivými roky sledování. Navíc některé hodnoty jsou zřejmě ovlivněny nepřesným odhadem počítáče při konkrétních výpočtech korelací. Z tohoto důvodu některé korelace dosahují ojediněle hodnot vyšších než $\pm 1,0$. Nepřesný odhad počítáče při výpočtech byl pravděpodobně způsoben malým počtem případů sledovaných znaků, neboť přesnost odhadu počítáče je přímo závislá na velikosti sledovaných souborů. Obdobně jako u výpočtů koeficientů dědivosti lze považovat za nejobjektivnější výsledky dosažené u nejpočetnějších linií 23, 24 a SB.

Srovnání našich výsledků s výsledky autorů Hudský et al. (1972), kteří zjišťovali genetické korelace stejných znaků u populací

VI. Hodnoty korelací mezi sledovanými užitkovými znaky — linie 19 (1983) ($P < 0,05$) — The values of the correlations between the efficiency traits — line 19 (1983) ($P < 0.05$)

Ukazatel	1	2	3	4	5	6	7
1. hmotnost těla			0,157	-0,336	-0,182	0,189	-0,540
2. hmotnost vajec							
3. snáška	0,386			-0,038	-0,032	-0,098	0,498
4. oplozenost	-0,357		0,321		0,864	-0,057	0,686
5. líhivost z vložených vajec	-0,161		0,576	0,992		0,436	0,820
6. líhivost z oplozených vajec	2,027		0,622	-0,079	0,779		0,346
7. počet kachňat od matky	-0,376		0,627	1,039	1,039	0,913	

r_P — nad diagonálou; r_G — pod diagonálou

VII. Hodnoty korelací mezi sledovanými užitkovými znaky — linie 23 (1980) ($P < 0,05$) — The values of the correlations between the efficiency traits — line 23 (1980) ($P < 0,05$)

Ukazatel	1	2	3	4	5	6	7
1. hmotnost těla		0,439	0,090	0,053	-0,268	0,013	0,062
2. hmotnost vajec	0,813		0,089	0,045	0,451	0,063	0,094
3. snáška	0,185	0,209		0,293	0,061	0,411	0,791
4. oplozenost	0,044	0,053	0,696		0,801	0,110	0,641
5. líhivost z vložených vajec	-0,193	0,652	0,049	0,836		0,645	0,855
6. líhivost z oplozených vajec	0,018	0,129	0,293	0,093	0,622		0,608
7. počet kachňat od matky	0,122	0,144	0,806	0,844	0,951	0,561	

r_P — nad diagonálou; r_G — pod diagonálou

kachen šlechtěných Státním rybářstvím v tehdejší době, naznačuje obecné a celkově mírné zvýšení hodnot většiny genetických korelací, zvláště pak mezi reprodukčními ukazateli a mezi ukazateli hmotnosti vajec a hmotnosti těla. Zjištěné korelace však ve většině sledovaných vztahů příliš nepřekračují střední hodnoty (negativní i pozitivní). Na základě srovnání výsledků těchto autorů s našimi výsledky zjištěnými jak v roce 1980, tak i v roce 1983 však vzhledem k vysoké variabilitě nelze jednoznačně obecně stanovit rozdíly nebo trend vývoje mezi specializovanými otcovskými a mateřskými liniemi. Mírný nárůst hodnot genotypových korelací u mateřských linií proti otcovským liniím byl zaznamenán pouze mezi roky 1980 a 1983 u vztahů těchto produkčních ukazatelů: snáška a počet kachňat od jedné matky, oplozenost a počet kachňat od jedné matky (tab. I až XII). Srovnání s výsledky autorů H u d s k ý et al. (1972) však v tomto případě chybí, neboť v roce 1972 nebyl sle-

VIII. Hodnoty korelací mezi sledovanými užitkovými znaky — linie 23 (1983) ($P < 0,05$) — The values of the correlations between the efficiency traits — line 23 (1983) ($P < 0,05$)

Ukazatel	1	2	3	4	5	6	7
1. hmotnost těla			0,087	-0,065	-0,014	-0,015	0,024
2. hmotnost vajec							
3. snáška	0,021			-0,044	0,018	0,037	0,704
4. oplozenost	-0,113		0,536		0,730	0,203	0,425
5. líhivost z vložených vajec	-0,071		0,036	0,787		0,773	0,673
6. líhivost z oplozených vajec	0,012		0,725	-0,404	0,309		0,560
7. počet kachňat od matky	0,078		0,811	0,879	0,927	0,926	

r_P — nad diagonálou; r_G — pod diagonálou

IX. Hodnoty korelací mezi sledovanými užitkovými znaky — linie 24 (1980) ($P < 0,05$) — The values of the correlations between the efficiency traits — line 24 (1980) ($P < 0.05$)

Ukazatel	1	2	3	4	5	6	7
1. hmotnost těla		0,209	-0,129	-0,060	-0,101	-0,087	-0,094
2. hmotnost vejce	0,437		-0,061	-0,201	-0,023	-0,125	-0,222
3. snáška	-0,527	-0,372		0,129	0,330	0,361	0,612
4. oplozenost	-0,166	-5,442	0,129		0,804	0,207	0,652
5. líhnivost z vložených vajec	-0,527	-0,680	0,462	0,805		0,683	0,897
6. líhnivost z oplozených vajec	-0,533	-0,366	0,359	-0,294	0,300		0,674
7. počet kachňat od matky	-0,620	-0,705	1,782	0,619	0,916	0,374	

r_P — nad diagonálou; r_G — pod diagonálou

dován počet kachňat od matky. Naše výsledky také nepotvrdily těmito autory udávanou relativně vysokou pozitivní korelaci mezi snáškou a hmotností vajec ($r_g = 0,32$). Námi zjištěné korelace u jednotlivých linií dosáhly hodnot $-0,578$, $-0,372$, $+0,209$ a $+0,378$. Překvapivé a těžko vysvětlitelné je i zjištění u některých linií, že korelace mezi oplozeností a líhnivostí z vložených vajec je vysoce pozitivní, kdežto korelace mezi oplozeností a líhnivostí z oplozených vajec je podstatně nižší nebo dokonce mírně negativní. Z této skutečnosti je zřejmé, že uváděné hodnoty genetických korelací mají u materiálu Státního rybářství především statistický a informativní význam a bude nutné se jimi podrobně zabývat i nadále při šíření další konsolidace a diferenciací linií, k níž bude stále docházet.

Výsledky výpočtů korelací na materiálu kachen chovaných v SSR, které publikoval Š t a š k o (1968), se ve většině případů přibližně shodují s našimi. Zajímavé a rozdílné je zjištění výhradně kladných kore-

X. Hodnoty korelací mezi sledovanými užitkovými znaky — linie 24 (1983) ($P < 0,05$) — The values of the correlations between the efficiency traits — line 24 (1983) ($P < 0.05$)

Ukazatel	1	2	3	4	5	6	7
1. hmotnost těla		0,354	-0,213	-0,121	-0,093	-0,090	-0,187
2. hmotnost vejce							
3. snáška	-0,326			0,123	0,308	0,456	0,712
4. oplozenost	-0,126		0,156		0,720	0,103	0,726
5. líhnivost z vložených vajec	-0,0375		0,372	0,721		0,521	0,761
6. líhnivost z oplozených vajec	-0,532		0,526	-0,105	0,386		0,521
7. počet kachňat od matky	-0,721		0,627	0,813	0,822	0,748	

r_P — nad diagonálou; r_G — pod diagonálou

XI. Hodnoty korelací mezi sledovanými užitkovými znaky — linie SB (1980) ($P < 0,05$) — The values of the correlations between the efficiency traits — line SB (1980) ($P < 0.05$)

Ukazatel	1	2	3	4	5	6	7
1. hmotnost těla		0,170	-0,079	-0,068	-0,028	0,059	-0,141
2. hmotnost vejce	0,605		0,150	-0,173	-0,193	-0,138	-0,099
3. snáška	-0,456	-0,817		0,052	0,111	0,136	0,589
4. oplozenost	-0,124	-1,320	0,632		0,845	0,102	0,587
5. líhnivost z vložených vajec	-1,811	1,138	0,729	0,691		0,588	0,787
6. líhnivost z oplozených vajec	-0,134	2,390	0,093	-1,141	-6,299		0,585
7. počet kachňat od matky	-0,630	0,096	1,175	0,364	2,170	0,758	

r_P — nad diagonálou; r_G — pod diagonálou

laci (jak genotypových, tak fenotypových) mezi ukazateli snáška, hmotnost vajec, oplozenost, líhnivost. Obdobně autorem příznivě hodnocený vztah líhnivost — oplozenost ($r_g = 0,35$) nelze podle našich výsledků jednoznačně potvrdit ($r_g = -0,399$ až $+0,992$), i když v případě našich negativních korelací mohl vliv prostředí překrýt genetickou závislost sledovaných znaků.

Genetické korelace, které uvádí Pingel (1976) u dvou linií kachen chovaných v NDR, jsou poněkud nižší než korelace námi zjištěné. Ve shodě s našimi výsledky však byly zjištěny i negativní hodnoty pro vztah živá hmotnost — snáška ($r_g = -0,259$ a $0,002$, $r = -0,125$ a $0,02$). Pro vztah hmotnost vajec — snáška udává Kontecká (1979) ve shodě s našimi poznatky negativní korelace ($r_g = -0,04$ až $-0,87$). Naopak kladné korelace ($r_g = 0,30$ až $0,38$) udává tato autorka pro vztah hmotnost vajec — hmotnost těla v osmi týdnech věku, což jsou hodnoty poněkud nižší, než jaké jsme zjistili v naší práci.

XII. Hodnoty korelací mezi sledovanými užitkovými znaky — linie SB (1983) ($P < 0,05$) — The values of the correlations between the efficiency traits — line SB (1983) ($P < 0.05$)

Ukazatel	1	2	3	4	5	6	7
1. hmotnost těla			0,045	-0,150	-0,028	0,073	0,107
2. hmotnost vejce							
3. snáška	0,104			-0,072	0,193	0,267	0,610
4. oplozenost	-0,289		0,651		0,537	0,068	0,383
5. líhnivost z vložených vajec	-0,287		0,062	0,621		0,864	0,807
6. líhnivost z oplozených vajec	0,054		0,728	0,630	0,238		0,741
7. počet kachňat od matky	0,068		0,807	0,620	0,599	0,851	

r_P — nad diagonálou; r_G — pod diagonálou

Literatura

- ČERVENÝ, J. — HUDSKÝ, Z. — PROCHÁZKOVÁ, H. — HYÁNEK, J.: Hodnoty koeficientů heritability u kachen chovaných v ČSR. *Živoč. Vyr.*, 31, 1986, č. 2, s. 161-167.
- HUDSKÝ, Z. — FOŘT, M. — LAUTNER, V.: Výzkum vzájemného působení genotypu a úrovně výživy, jakož i jiných faktorů v chovu hus a kachen. [Závěrečná zpráva.] Praha-Uhřetěves, VÚŽV 1972.
- KONTECKA, H.: Genetic parameters of Pekin ducks in Poland. *Rocz. Akad. roln. Poznań*, 26, 1979, s. 95-104.
- PINGEL, H.: Genetische Analyse der Lege-, Mast- und Schlachtleistung von Enten. *Arch. Tierz.*, 19, 1976, č. 5, s. 351-359.
- STAŠKO, J.: Dedivost a vzťahy reprodukčných vlastností pekinských kačíc. *Ved. Práce Výsk. Úst. Chovu a Šlacht. Hyd. Ivanka pri Dunaji*, 6, 1968, s. 75-83.

Došlo dne 26. 7. 1985

ГУДСКИЙ, З. — ЧЕРВЕНЫ, Я. — ПРОХАЗКОВА, Г. — ГИАНЕК, Я. — ФОРЖТ, М. (Научно-исследовательский институт животноводства, Прага-Угржинец; Госрыбхоз, о. п. Ческе Будејовице): Значения генетических корреляций уток, разводимых в ЧСР. *Živoč. Vyr.*, 31, 1986 (4) : 359-367.

В данной статье оцениваются генетические корреляции между выбранными продуктивными признаками (масса тушки, яиц, яйценоскость, оплодотворяемость, выводимость из оплодотворенных яиц, число утят от матки) у данных линий уток, разводимых в Госрыбхозе. Как у генотипических корреляций, так и у фенотипических была установлена значительная изменчивость. Несмотря на это, были установлены некоторые зависимости: а) низкая положительная или же чаще всего отрицательная корреляция между массой тела и яйценоскостью; б) низкая положительная или же чаще всего отрицательная корреляция между массой тела и числом утят от матки; в) высокая отрицательная корреляция между массой яиц и числом утят от матки; г) высокая положительная корреляция между яйценоскостью и числом утят от матки; д) высокая положительная корреляция между выводимостью и числом утят от матки.

utki; генетическая корреляция

HUDSKÝ, Z. — ČERVENÝ, J. — PROCHÁZKOVÁ, H. — HYÁNEK, J. — FOŘT, M. (Research Institute of Animal Production, Praha-Uhřetěves; State Fisheries, National Corporation, České Budějovice): *The Values of Genetic Correlations of Ducks Kept in the Czech Socialist Republic*. *Živoč. Vyr.*, 31, 1986 (4) : 359-367.

Genetic correlations between the selected efficiency traits (body weight, egg weight, egg yield, egg fertility, hatching rate of fertilized eggs, number of ducklings per duck) were evaluated in the lines of ducks presently kept on the farms of the State Fisheries. A high variability was recorded in the genotypic and phenotypic correlations. Nevertheless, certain relationships were observed: a) low positive or mostly negative correlation between body weight and egg yield; b) low positive or mostly negative correlation between body weight and the number of ducklings per duck; c) high negative correlation between egg weight and the number of ducklings per duck; d) high positive correlation between egg yield and the number of ducklings per duck; e) high positive correlation between hatching rate and the number of ducklings per duck.

ducks; genetic correlations

HUDSKÝ, Z. — ČERVENÝ, J. — PROCHÁZKOVÁ, H. — HYÁNEK, J. — FOŘT, M. (Forschungsinstitut für Tierproduktion, Praha-Uhřetěves; Staatliche Fischerei, Fachunternehmung, České Budějovice): *Werte genetischer Korrelationen bei in der ČSR gehaltenen Enten*. *Živoč. Vyr.*, 31, 1986 (4) : 359-367.

In der Arbeit werden die genetischen Korrelationen zwischen ausgewählten Nutz-

leistungsmerkmalen (Körpermasse, *Einzeleimasse, Legeleistung, Befruchtungsrate, Schlupfergebnis bei befruchteten Eiern, Zahl der Entchen von einer Mutter) bei den heutigen, von der Staatlichen Fischerei gehaltenen Entenlinien, bewertet. Sowohl bei den genotypischen als auch bei phänotypischen Korrelationen wurde eine beträchtliche Variabilität festgestellt. Trotzdem wurden einige Abhängigkeiten ermittelt: a) eine niedrige positive oder meistens negative Korrelation zwischen Körpermasse und Legeleistung; b) eine niedrige positive oder meistens negative Korrelation zwischen Körpermasse und der Zahl der Entchen von einer Mutter; c) eine hohe negative Korrelation zwischen der Einzeleimasse und der Zahl der Entchen von einer Mutter; d) eine hohe positive Korrelation zwischen der Legeleistung und der Zahl der Entchen von einer Mutter; e) eine hohe positive Korrelation zwischen dem Schlupfergebnis und der Zahl der Entchen von einer Mutter.

Enten; genetische Korrelationen

Adresy autorů:

Ing. Zdeněk Hudský, CSc., Československá akademie zemědělská, Těšnov 17, 117 05 Praha 1

Ing. Jaroslav Červený, CSc., RNDr. Jaromír Hyánek, CSc., ing. Milan Fořt, CSc., Výzkumný ústav živočišné výroby, 251 61 Praha 10

Ing. Hana Procházková, Státní rybářství o. p., 371 38 České Budějovice

**INFORMACE PRO AUTORY A LEKTORY ČASOPISU
ŽIVOČIŠNÁ VÝROBA**

Zahraniční dokumentační střediska vyžadují, aby souhrny prací obsahovaly základní číselné údaje včetně statistických hodnot. Příspěvky bez těchto údajů nejsou do abstraktů zahrnovány.

Redakční rada v souladu s tímto požadavkem vyžaduje, aby souhrny všech prací obsahovaly tyto požadované údaje, které je třeba považovat za nezbytné při přijímání příspěvků do tisku.

Redakční rada

HODNOCENÍ RŮSTOVÉ DYNAMIKY HŘÍBAT – POTOMSTVA IMPORTOVANÉHO PLEMENÍKA ROMKE V CHOVU KLADRUBSKÉHO VRANÍKA

J. Dušek

DUŠEK, J. (Výzkumná stanice pro chov koní, Slatiňany): *Hodnocení růstové dynamiky hříbat – potomstva importovaného plemeníka Romke v chovu kladrubského vraníka*. Živoč. Výr., 31, 1986 (4): 369–378.

Hodnocení dynamiky růstu je součástí fyziologické kontroly potomků všech plemenů působících v chovu kladrubského koně. V práci analyzujeme růst a vývin potomstva (F_1 generace) fríského plemeníka Romke, importovaného z Holandska a zařazeného do chovu kladrubských vraníků. Růstové křivky pro kohoutkovou výšku, obvod hrudi a hleně a hmotnost byly vypočítány exponenciální funkcí

$$y(t) = A(1 - e^{-k(t-t_0)})$$

kde: $y(t)$ — rozměr v čase t

A — hodnota znaku v dospělosti

k — konstanta charakterizující růstovou rychlost (čím větší je hodnota k , tím rychleji dosáhne charakteristika své asymptoty)

t — čas

t_0 — parametr, který charakterizuje fázové zpoždění vývoje a je vázán s rozměrem $y(t_0)$ v období při narození (v čase $t = 0$) vztahem $y(t_0) = A(1 - e^{-kt_0})$.

Výsledky rozboru ukazují, že dynamika růstu potomstva je nad úrovní růstových standardů pro populaci kladrubských hříbat a je v souladu se záměry stanovenými v šlechtitelském programu. Vyšší růstovou rychlost potomstva plemeníka Romke, charakterizovanou větší rychlostní konstantou k , si lze vysvětlit heterozním efektem.

růst a vývin; růstová křivka; heterozní efekt

Hodnocení dynamiky růstu je nedílnou součástí šlechtitelských procesů u všech plemen koní. Z těchto aspektů jsme tedy pro plemena chovaná v ČSR vypracovali růstové standardy s rozptylovými pásmy, s diferenciací podle pohlaví. Interpretace těchto standardů je podkladem pro selekci hříbat v průběhu ontogeneze, zvláště při třídění hříbat v jarním a podzimním období. Je rovněž důležitým metodickým postupem k hodnocení plemenů podle vývinu jejich potomstev, která se posuzují podle základních tělesných rozměrů a hmotnosti. Z tohoto aspektu tedy v předložené práci přistupujeme k vyhodnocení potomstev importovaného plemeníka Romke fríského chovu, který byl zařazen do plemenitby ve stádě kladrubských vraníků. I při určité genetické příbuznosti fríského plemene (holandského chovu) s chovem kladrubských koní jsou v tělesné stavbě mezi oběma plemeny rozdíly. Zajímá nás tedy, jaké růstové intenzity dosahují jedinci F_1 generace, tedy potomstvo importovaného plemeníka Romke připářovaného s kladrubskými klisnami.

Zdůvodnění využití fríského plemene k rozšíření genové základny v kladrubském chovu je popsáno v samostatné studii (Dušek, 1984). Blíže již tuto problematiku ne-

rozvádíme, neboť jak v této, tak i v předchozích pracích řešíme právě tematický okruh problémů vyplývajících z nutnosti usměrnit další koncepci vývoje tohoto autochtonního plemene.

V předložené práci používáme k hodnocení růstové intenzity exponenciální funkci, kterou jsme již úspěšně interpretovali při hodnocení růstu kladrubských, lipických a arabských koní (Dušek et al., 1979, 1981), přičemž bereme v úvahu i fázové zpoždění vývoje. V našich předchozích pracích jsme používali funkce jiného typu, a to jednak exponenciální $y = A - Be^{-cx}$ (Dušek, 1963) a odmocninové a jednak kvadratické druhého stupně, pokud byl však hodnocen jen určitý časový úsek doby ontogeneze (Dušek, 1972, 1974, 1976, 1984; Dušek, Kjellander, 1974). Problematické růstu v chovu anglických plnokrevníků se u nás věnoval Klement (1965, 1969) a v poslední době Volenec a Zeiplt (1984).

Cílem předložené práce je tedy hodnocení růstové intenzity skupiny hříbat t—potomků F₁ generace plemení Romke, neboť tato charakteristika podává do určité míry podklady k hodnocení konstituční komplexe probandů. Posuzování růstové intenzity je tedy součástí fyziologické kontroly populací koní.

MATERIÁL A METODA

Intenzitu růstu jsme hodnotili v souboru 22 hřebečků a 19 klisniček. Tuto četnost jsme měli k dispozici po vyřazení jednotlivců s menší frekvencí měření. Do souboru jsme totiž zařadili jednotlivce s počtem měření ≥ 7 , tj. převážná část pozorovaných hříbat byla měřena 12 a vícekrát. Růstovou intenzitu jsme hodnotili diferencovaně podle pohlaví, a to u základních tělesných rozměrů (kohoutková výška pásková a hůlková, obvod hrudi a obvod holeně) a u hmotnosti. K popisu růstových křivek jsme použili exponenciální rovnici typu

$$y(t) = A(1 - e^{-k(t-t_0)})$$

kde: $y(t)$ — rozměr v čase t

A — hodnota znaku v dospělosti

k — konstanta charakterizující růstovou rychlost; čím větší je hodnota k , tím rychleji dosáhne charakteristika své asymptoty

t — čas

t_0 — parametr, který charakterizuje fázové zpoždění vývoje a je vázán s rozměrem $y(t_0)$

v období při narození (v čase $t = 0$) vztahem $y(t_0) = A(1 - e^{-kt_0})$, tedy $t_0 = \frac{1}{k} \ln \frac{A - y(t_0)}{A}$

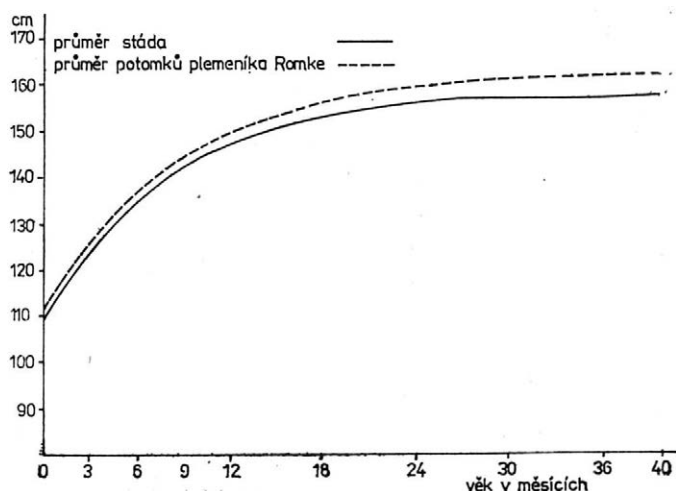
Touto funkcí byly vyhodnoceny čtyři základní tělesné rozměry a hmotnost. Pro každého jednotlivce a pro každý rozměr jsme stanovili parametry A , k , t_0 metodou nejmenších čtverců. Vzhledem k tomu, že model je nelineární v parametrech A , k , t_0 , použili jsme k řešení systému nelineárních rovnic vyplývajících z metody nejmenších čtverců pro stanovení parametrů A , k , t_0 integračního postupu.

VÝSLEDKY

Podkladem k hodnocení růstových křivek jsou vypočítané hodnoty A , k , t_0 , které uvádíme v tabulkách. Vzhledem ke značnému rozsahu numerických hodnot uvádíme v tab. I a III jen průměry pro tyto růstové parametry hřebečků a klisniček a v tab. II a IV je pak uvádíme demonstrativně u kohoutkové výšky hůlkové u všech jedinců, a to opět u potomstev obou pohlaví; tento rozměr vybíráme vzhledem k jeho prioritnímu významu při posuzování růstu a vývinu hříbat. V tabelární úpravě, kterou však v této práci již neuvádíme, jsou zpracovány průměrné hodnoty pro sledované tělesné charakteristiky, a to až do věku 60 měsíců. Hodnoty nad hranici věku 36 měsíců jsou však hodnoty teoretické a vyplývají z trendu hodnot zjištěných v období ontogeneze (do výcviku), které pak determinují růstovou rychlost i v pozdějším období.

I. Růstové charakteristiky hřebců— synů plemeníka Romke ($n = 22$) — Growth characteristics of the colts — sons of the stallion Romke ($n = 22$)

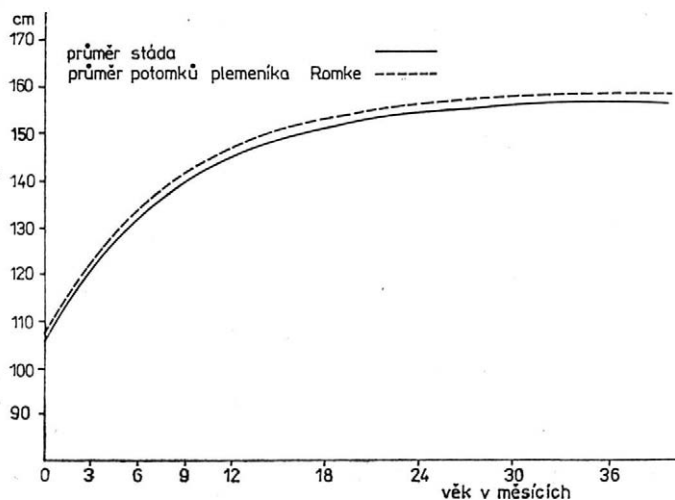
Znak	Charakteristika	A	k	t_0
Kohoutková výška pásková (cm)	průměry	173,2893	0,11660	— 9,31085
	směrodatná odchylka	4,0208	0,02238	1,65697
	směrodatná chyba	0,8572	0,00477	0,35327
	95% interval spolehlivosti	164,9276	0,07006	— 12,75668
Obvod hrudi (cm)	průměry	196,0881	0,10655	— 6,12690
	směrodatná odchylka	6,5059	0,01762	1,03130
	směrodatná chyba	1,3871	0,00376	0,21987
	95% interval spolehlivosti	182,5585	0,06991	— 8,27158
Obvod holeně (cm)	průměry	22,8576	0,08216	— 11,76207
	směrodatná odchylka	0,7410	0,01974	2,93779
	směrodatná chyba	0,1580	0,00421	0,62634
	95% interval spolehlivosti	21,3166	0,04110	— 17,87150
Kohoutková výška hůlková (cm)	průměry	163,7824	0,11070	— 10,22292
	směrodatná odchylka	4,5048	0,02532	3,68849
	směrodatná chyba	0,9604	0,00540	0,78639
	95% interval spolehlivosti	154,4142	0,05804	— 17,89351
Hmotnost (kg)	průměry	620,7785	0,06653	— 1,61745
	směrodatná odchylka	93,2357	0,02008	0,34625
	směrodatná chyba	20,8481	0,00450	0,07742
	95% interval spolehlivosti	425,6361	0,02450	— 2,34215



1. Růstové křivky kohoutkové výšky hůlkové (hřebci) — The growth curves of the pole withers height (stallions)

II. Růstové charakteristiky kohoutkové výšky hůlkové pro každého jedince — syna plemenika Romke — The growth characteristics of the pole withers height of each of the sons of the stallion Romke

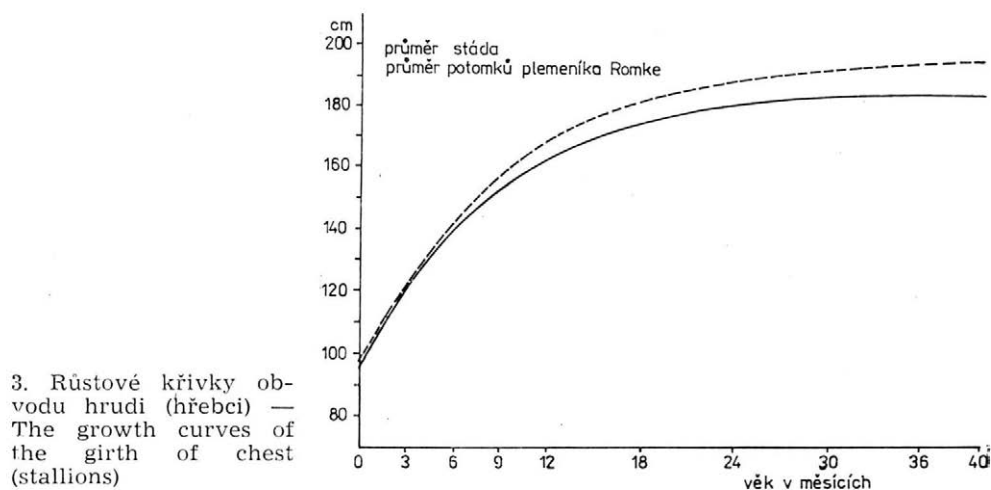
Pořadí potomka	Počet měření	Směrodatná odchylka kolem křivky	A	k	t_0
1	13	1,9640	162,1604	0,10197	— 9,86008
2	15	1,6990	165,7782	0,09897	— 11,29004
3	12	2,2979	164,3747	0,09965	— 10,94969
4	11	2,9110	160,3181	0,12966	— 8,04770
5	11	2,1356	168,4366	0,09454	— 11,52856
6	8	1,3786	160,9459	0,10325	— 9,38725
7	7	0,5663	162,3747	0,09199	— 10,38894
8	7	1,8293	165,2807	0,08074	— 12,96483
9	8	1,7715	173,6235	0,05092	— 24,66013
10	14	1,7158	157,7290	0,10981	— 10,33822
11	13	2,5678	156,8422	0,10453	— 10,02216
12	16	1,9641	172,7575	0,10230	— 10,20553
13	11	2,9778	164,6445	0,13577	— 7,26736
14	12	2,7678	162,8987	0,15522	— 6,85881
15	9	1,7916	158,9967	0,13204	— 7,85056
16	12	2,9766	160,0481	0,15946	— 6,79306
17	12	2,2800	162,9262	0,12573	— 8,65481
18	14	2,9764	163,1389	0,13925	— 7,52944
19	11	4,2541	170,5202	0,08000	— 13,16800
20	10	3,0401	159,0811	0,12023	— 8,31508
21	8	1,1708	164,8626	0,10842	— 9,37177
22	7	1,5673	165,4734	0,11069	— 9,44230



2. Růstové křivky kohoutkové výšky hůlkové (klisny) — The growth curves of the pole withers height (mares)

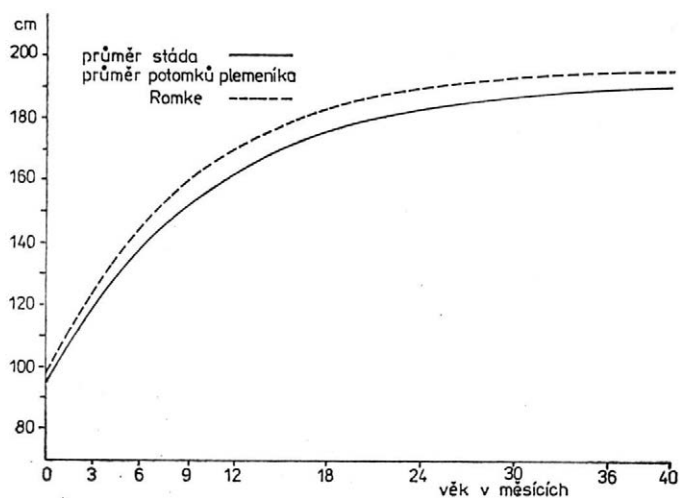
III. Růstové charakteristiky klisniček — dcer plemeníka Romke ($n = 19$) — The growth characteristics of the fillies — daughters of the stallion Romke ($n = 19$)

Znak	Charakteristika	A	k	t_0
Kohoutková výška pásková (cm)	průměry	170,0840	0,12120	— 9,18167
	směrodatná odchylka	4,6949	0,025	1,880
	směrodatná chyba	1,0771	0,00576	0,43134
	95% interval spolehlivosti	160,2205	0,06843	— 13,13168
Obvod hrudi (cm)	průměry	197,6200	0,10685	— 6,29566
	směrodatná odchylka	8,6713	0,021	1,443
	směrodatná chyba	1,9893	0,00492	0,33115
	95% interval spolehlivosti	179,4025	0,06178	— 9,32822
Obvod holeně (cm)	průměry	20,7889	0,11392	— 9,45943
	směrodatná odchylka	0,7090	0,031	1,963
	směrodatná chyba	0,1626	0,00711	0,45037
	95% interval spolehlivosti	19,2994	0,04882	— 13,58372
Kohoutková výška hůlková (cm)	průměry	159,2654	0,12090	— 8,94330
	směrodatná odchylka	4,4116	0,024	1,713
	směrodatná chyba	1,0121	0,00541	0,39306
	95% interval spolehlivosti	149,9971	0,07135	— 12,54283
Hmotnost (kg)	průměry	620,0303	0,05952	— 1,97212
	směrodatná odchylka	58,7795	0,013	0,654
	směrodatná chyba	15,1768	0,00341	0,16890
	95% interval spolehlivosti	493,9601	0,03115	— 3,37514



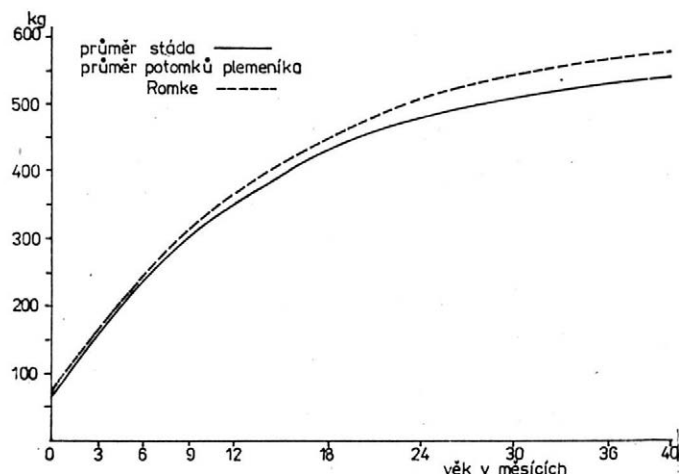
IV. Růstové charakteristiky kohoutkové výšky hůlkové pro každého jedince — dceru plemeníka Romke — The growth characteristics of the pole withers height of each of the daughters of the stallion Romke

Pořadí potomka	Počet měření	Směrodatná odchylka kolem křivky	A	k	t_0
1	14	2,0289	163,4702	0,09260	— 11,84690
2	14	1,5995	159,3578	0,12118	— 8,81529
3	14	2,0966	158,5795	0,12377	— 8,93726
4	8	2,5930	159,8801	0,09660	— 11,67178
5	10	1,9657	158,1538	0,10566	— 9,66972
6	10	2,9654	165,1326	0,08038	— 12,59116
7	6	1,5171	166,0472	0,10585	— 9,07480
8	7	0,6219	165,9070	0,09316	— 9,10156
9	11	3,9015	158,9115	0,12617	— 8,51895
10	16	1,5549	154,8331	0,12800	— 7,02078
11	16	1,6502	151,8702	0,13393	— 6,44085
12	14	2,0346	154,0650	0,16200	— 6,83356
13	16	2,0579	163,8169	0,12324	— 9,15751
14	14	3,2683	156,5362	0,14433	— 8,04256
15	15	3,9711	159,3392	0,11434	— 9,84241
16	16	3,3519	161,9336	0,12505	— 8,36912
17	11	1,5045	151,6851	0,17608	— 6,58863
18	10	1,7662	156,0538	0,13077	— 8,05869
19	10	2,0088	160,4699	0,11398	— 9,34124



4. Růstové křivky obvodu hrudi (klisny) — The growth curves of the girth of chest (mares)

5. Růstové křivky hmotnosti (hřebci) — The growth curves of weight (stallions)



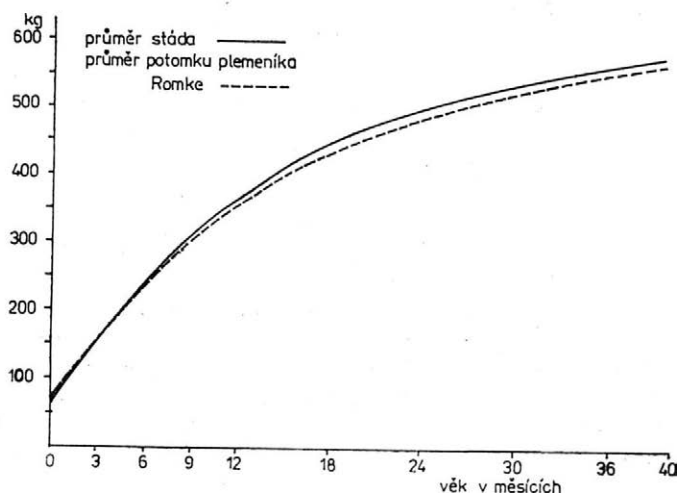
Z vypočítaných hodnot byly konstruovány růstové křivky pro potomstvo pleménika Romke obojího pohlaví, které srovnáváme s růstovými křivkami vypracovanými pro populaci kladrubského vraníka (obr. 1 až 6).

Ze všech rozměrů je patrná větší růstová dynamika potomstva pleménika Romke, a to jak u hřebců, tak u klisnic; výjimkou je pouze nižší hmotnostní růst klisniček — dcer pleménika Romke, jejichž hmotnost je v období po odstavu pod průměrem populace. Tento rozdíl však není podstatný.

DISKUSE

Při rozšíření genové základny kladrubských vraníků hřebcem Romke bylo žádoucí prověřit růstovou dynamiku potomstva, aby nedocházelo k snižování rámce, a to vzhledem ke skutečnosti, že kohoutková výška hůlková tohoto pleménika je na úrovni spodního limitu pro pleméniky kladrubského plemene (v chovu fríských hřebců se však za optimální považuje kohoutková výška hůlková 163 cm, kterou právě tento pleméník má). Ve větší dynamice růstu potomstev hřebce Romke (hodnoty růstové rychlosti k jsou vyšší) lze tedy očekávat vliv heterozního efektu, tedy superdominance. Vycházíme-li z předpokladu, že rychlost růstu $y_{(a)}$ je derivace $y_{(a)} = \frac{dy_{(t)}}{dt}$, která je rovna $y_{(t)} =$

6. Růstové křivky hmotnosti (klisny) — The growth curves of weight (mares)



$= k(A - y(t))$, lze vyvodit, že rychlost růstu je tím větší, čím větší je konstanta k a rozdíl hodnot A a $y(t)$ v čase t .

Růstová rychlost (dynamika růstu) se mění v čase v závislosti na okamžitém stavu vývinu daného znaku. Je tím větší, čím větší je rozdíl okamžitého stavu hodnoceného znaku a jeho hodnoty v dospělosti. Růstová rychlost je přímo úměrná tomuto rozdílu. Konstanta úměrnosti je parametr k růstové křivky.

Změna velikosti organismu je vázána na změnu tvaru a změnu funkce. Funkce je těsně korelována s velikostí a tvarem. Z tohoto hlediska je tedy velmi významné sledování relativního růstu jako pomocné charakteristiky tvarové a funkční diferenciacce. Vzhledem ke skutečnosti, že růstová dynamika je spojena s raností, bude velmi zajímavé vzájemně zhodnocení rychlostní konstanty.

Srovnání proložených růstových křivek s hodnotami naměřenými na jednici ukázalo, že použitá exponenciální funkce velmi dobře vystihuje růst tělesných rozměrů a hmotnosti hodnocených jedinců. Exponenciální křivka se přimyká blízko k naměřeným hodnotám i v případech, kdy počet měření u jedinců byl nižší. Z tohoto hlediska byla stanovena limitní hranice počtu měření ($n \geq 7$); u většiny hříbat se frekvence měření v průběhu ontogeneze pohybuje v rozsahu 12 až 14. Tato četnost měření při rovnoměrném rozložení v čase je dostatečná, pokud je zachycena větší frekvencí v rané fázi ontogeneze (do osmi měsíců věku). Ukazuje se, že těsnost aplikované funkce je vyšší než těsnost funkce, kterou jsme k charakteristikám růstu používali dříve ($y = A - Be^{-kt}$); hodnota A se odhadne podle poslední hodnoty $A = y_n$, hodnota B se určí podle hodnoty y v čase při narození, tedy v $t = 0$, $B = A - y_{t=0}$; pomocná proměnná je hodnota $z_i = \log(A - y_i)$; konstanta k' se vypočítá podle vzorce

$$k' = \frac{\sum z_i t_i - \log B \sum t_i}{\sum t_i^2}$$

(při výpočtu se vynechává poslední hodnota y a poslední hodnota t). Vyrovnané hodnoty jsou $y = A - B \cdot 10^{-kt}$; konstanta $k = \frac{k'}{0,434}$ ($0,434 \dots = \log_{10} e$). Tato druhá funkce je pro praktické využití méně náročná.

Ve všech našich pracích o růstu zdůrazňujeme nutnost sledování hmotnosti. Se zvyšující se hmotností se mění i tvar — je ovlivňován rovnováhou geometrických zákonitostí a fyziologické stability. Fyziologické změny podmiňují změny tvarové a organismus tak udržuje mechanickou stabilitu a metabolickou homeostázi. Pro biologicky účinnou interpretaci zjištěných růstových charakteristik je nezbytná znalost působení komplexu prostředí a jeho stability. Této problematice se však věnujeme v samostatné práci.

Výsledky dosažené v předložené práci ukazují, že potomstvo F_1 generace odpovídá očekávaným záměrům a překračuje hodnoty vypracovaného standardu základní populace kladrubských vraníků. K uvedenému hodnocení je nutné poznamenat, že populace základního stáda má v posledním desetiletí tendenci zvyšovat rámec, což je podmíněno přísnější selekcí po ukončení regeneračního procesu. Tato skutečnost bude vyžadovat novelizaci růstových standardů pro kladrubské vraníky (přirozeně ve vazbě na chov kladrubských běloušů).

Při hodnocení fyziologických funkcí populace kladrubského vraníka se zaměřujeme na širší spektrum sledovaných charakteristik. Růstová dynamika je jedním ze znaků podávajících informace o konstituční zdatnosti jedinců a jejich vitalitě; této problematice je v oblasti veterinární medicíny věnována v širokém mezinárodním měřítku stále vyšší pozornost. I z těchto aspektů jsme tedy přistoupili k řešení tématu předložené práce, která je rovněž příspěvkem k analýze vitality populace, při jejímž šlechtění se využívá příbuzenské plemenitby. Náznak inbrední deprese by se projevil nejdříve snížením plodnosti, vitality potomstva a růstové dynamiky a narušením tělesné proporcionality

(z hlediska vztahů šířkových rozměrů k rozměrům výškovým atd.). Tento vztah je u sledovaných charakteristik tělesné stavby určen poměrem obvodu hrudi ke kohoutkové výšce.

Vývoj jedinců tedy probíhá v intencích očekávaných záměrů vyplývajících z cílů aplikované formy plemenitby této autochtonní populace. Hodnocení růstové intenzity bylo příspěvkem jednak k charakteristice biologické hodnoty potomstva pleménika Romke, jednak k rozšíření fyziologických informací pro další usměrňování vývoje tohoto ojedinělého plemene.

Literatura

- DUŠEK, J.: Růstová pásma pro posuzování polokrevných hřibat. *Živoč. Výr.*, 8, 1963, č. 12, s. 747-760.
- DUŠEK, J.: Standards zur Beurteilung des Wachstums der Fohlen des Hannoveraner Warmbluts. *Züchtungskunde*, 44, 1972, č. 5, s. 270-278.
- DUŠEK, J.: Růstové standardy hřibat amerického klusáka československého chovu. *Živoč. Výr.*, 19, 1974, č. 1, s. 59-68.
- DUŠEK, J.: Bewertung der Gewichtszunahmen bei Fohlen. *Bayer. landwirtsch. Jb.*, 53, 1976, č. 1, s. 68-70.
- DUŠEK, J.: Vyhodnocení vlivu pleménika Romke v chovu kladrubského vraníka. [Dílčí závěrečná zpráva.] Slatiňany, VSCHK 1984.
- DUŠEK, J. — KJELLANDER, O.: Beitrag zur Wertung des Wachstums und der Entwicklung von Fohlen des Englischen Vollbluts schwedischer Zucht. *Bodenkultur*, 25, 1974, č. 4, s. 407-414.
- DUŠEK, J. — VONDRÁČEK, J. — HOJEK, S.: Analýza růstové dynamiky vybraných plemen chovaných v ČSSR. [Dílčí závěrečná zpráva.] Slatiňany, VSCHK 1979.
- DUŠEK, J. — VONDRÁČEK, J. — HOJEK, S.: Growth rates of Arab, Lipitza and Kladrub horses. *Scientia Agric. bohemoslov.*, 13, 1981, č. 2, s. 153-168.
- KLEMENT, J.: Vztah mezi růstem plnokrevných koní v rané fázi vývinu a jejich velikostí a výkonností v dospělosti. *Živoč. Výr.*, 10, 1965, č. 1, s. 57-65.
- KLEMENT, J.: Růstové standardy plnokrevných klisen. *Živoč. Výr.*, 14, 1969, č. 3, s. 223-232.
- VOLENEC, J. — ZEPLT, R.: Novelizace růstových standardů u plemen koní v ČSSR. [Dílčí závěrečná zpráva.] Slatiňany, VSCHK 1984.

Došlo dne 13. 3. 1985

ДУШЕК, Я. (Исследовательская станция коневодства, Слатиняны): Оценка ростовой динамики жеребят — потомства импортного жеребца-производителя Ромке в разведении кладрубской вороной лошади. *Živoč. Výr.*, 31, 1986 (4) : 369-378.

Оценка динамики роста является составной частью физиологического контроля потомков всех производителей, работающих в разведении кладрубской лошади. В статье анализируется рост и развитие потомства (F₁ генерации) фризского жеребца-производителя Ромке, ввезенного из Голландии и включенного в разведение кладрубских вороных лошадей. Кривые роста для высоты в холке, обхват груди и голени и массы вычислялись по экспоненциальной функции

$$y(t) = A (1 - e^{-k(t-t_0)})$$

где: $y(t)$ — размер по времени t

A — ценность признака во взрослом состоянии

k — константа, характеризующая скорость роста (чем больше значение k , тем скорее характеристика достигает своей асимптоты)

t — время

t_0 — параметр, характеризующий фазную задержку развития и связанный с размером $y(t_0)$ в период при рождении (во время $t = 0$) соотношением $y(t_0) = A (1 - e^{-kt_0})$.

Результаты анализа свидетельствуют о том, что динамика роста потомства находится над уровнем ростовых стандартов для популяции кладрубских жеребят и согласована с намерениями, внесенными в селекционную программу. Повышенную скорость потомства жеребца-производителя Ромке, характеризующую большей скоростной константой k , можно объяснить гетерозисным эффектом.

рост и развитие; кривая роста; гетерозисный эффект

DUŠEK, J. (Research Station for Horse Breeding, Slatiňany): *Evaluation of the Growth of Foals in the Progeny of the Imported Stallion Romke Used in the Breeding of the Kladruby Black Horse*. Živoč. Vyr., 31, 1986 (4) : 369-378.

The evaluation of the growth of foals is a component of the physiological progeny testing of all stallions used in the breeding of the Kladruby Black Horse. The growth and development of the progeny (F₁ generation) of the Friesian stallion Romke, imported from the Netherlands and included in the breeding of the Kladruby Black Horse, were analyzed in the study. The growth curves for withers height, girth of chest and metacarpus and for weight were calculated by the exponential function

$$y(t) = A (1 - e^{-k(t - t_0)})$$

where: $y(t)$ = dimension in time t

A = value of the trait at adult age

k = constant characterizing the growth rate (the higher the k value, the shorter the time when the trait reaches its asymptote)

t = time

t_0 = parameter characterizing the phase delay of the development; the parameter is bound with dimension $y(t_0)$ at birth time (in time $t = 0$) through the relation $y(t_0) = A (1 - e^{-kt_0})$.

The results of the analysis suggest that the growth of the progeny is better than the growth standards for the population of the Kladruby foals and is in keeping with the intentions of the breeding programme. The higher growth rate of the progenies of the stallion Romke, characterized by the higher growth constant, can be ascribed to heterosis effect.

growth and development; growth curve; heterosis effect

DUŠEK, J. (Forschungsstation für Pferdezzucht, Slatiňany): *Bewertung der Wachstumsdynamik von Fohlen — Nachkommen des importierten Zuchthengstes Romke in der Zucht Altkladruher Rappen*. Živoč. Vyr., 31, 1986 (4) : 369-378.

Die Bewertung der Wachstumsdynamik ist ein Bestandteil der physiologischen Nachkommenkontrolle sämtlicher, in der Zucht Altkladruher Rappen eingesetzter Zuchthengste. In der Arbeit analysieren wir das Wachstum und die Entwicklung der Nachkommenschaft (F₁-Generation) von dem friesischen Zuchthengst Romke, der aus Holland importiert und in der Altkladruher Rappenzucht tätig ist. Die Wachstumskurven der Widerristhöhe, des Brust- und Röhrebeinumfangs und die Lebendmasse wurden mit Hilfe der Exponentialfunktion

$$y(t) = A (1 - e^{-k(t - t_0)})$$

errechnet, wo

$y(t)$ = Maß in der Zeit t

A = Wert des Merkmals im Reifealter

k = die die Wachstumsschnelligkeit charakterisierende Konstante (je größer der Wert k , um so schneller erreicht die Charakteristik ihre Asymptote)

t = Zeit

t_0 = der die Phasenverspätung der Entwicklung charakterisierende Parameter, der mit dem Maß $y(t_0)$ zum Zeitpunkt der Geburt (in der Zeit $t = 0$) durch die Beziehung $y(t_0) = A (1 - e^{-kt_0})$ gebunden ist.

Ergebnisse der Analyse weisen darauf hin, daß die Wachstumsdynamik der Nachkommenschaft über dem Niveau der Wachstumsstandarde der Population der Altkladruher Fohlen liegt und mit den im Zuchtprogramm gestellten Zielen übereinstimmt. Die höhere Wachstumsschnelligkeit der Nachkommen nach dem Zuchthengst Romke, die durch eine größere Schnelligkeitskonstante k charakterisiert ist, ist auf den Heterosiseffekt zurückzuführen.

Wachstum und Entwicklung; Wachstumskurve; Heterosiseffekt

Adresa autora:

Doc. ing. Jaromír Dušek, CSc., Výzkumná stanice pro chov koní, 538 21 Slatiňany

ODHAD PLEMENNÉ HODNOTY

Užitkovost zvířat je ovlivněna velkou řadou faktorů. Část těchto faktorů je prostředových a část genetických. Jejich působení na užitkovost může být přímé nebo prostřednictvím vzájemné interakce nebo prostřednictvím doprovodných proměnných na téměř jedinci. U vlastností, jako je např. mléčná užitkovost, lze celý komplex faktorů vyjádřit obr. 1, v němž užitkovost je závisle proměnná — závislá na všech ostatních veličinách (Příbyl et al., 1982). Doprovodné proměnné pro užitkovost (mléčnou užitkovost) mohou být např. živá hmotnost, věk, mezibřezost atd.

Jak ukazuje schéma na obr. 1, genetické založení jedince se projevuje jednak přímo v mléčné užitkovosti a jednak i v úrovni nezávisle proměnných. Genetické založení pro každou vlastnost lze rozložit na dílčí části. Jedná se o aditivní účinek otce sledovaného jedince, aditivní účinek matky a o neaditivní účinky působené vzájemnou interakcí rodičovských gamet. Efekt rodičů lze dále dělit na vliv plemene (linie) a odchylku jedince uvnitř této jednotky.

Podobně i vliv prostředí se projevuje jednak přímo v užitkovosti a jednak v úrovni doprovodných proměnných. Významný je vliv zootechnika a ošetřovatelů, kteří ovlivňují různou intenzitu selekce v různých stádech, úroveň výživy jednotlivých kategorií zvířat, úroveň individuální péče o zvířata a v neposlední řadě i úroveň evidence. Důsledkem pak je, že ulivem „chovatele“ se celá stáda liší jak v užitkovosti, tak i v jednotlivých doprovodných proměnných.

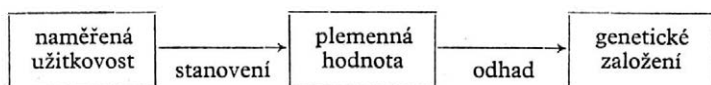
Zde se projevuje především úroveň výživy zvířat, která je v jednotlivých zemědělských podnicích velmi různorodá a kolísá jak z roku na rok, tak i uvnitř jednoho kalendářního roku. Roční období, projevující se především v krmení zvířat, má odlišný průběh v každém odděleném stádě a roce, což ukazuje na interakci těchto faktorů. Specifický vliv ošetřovatelů i podmínek chovu je především při velkých koncentracích zvířat prakticky neodhadnutelný. Jedinou možností je snaha o maximální zkrácení efektu stáda $\times$ období, který by bral v úvahu i systém výživy.

Významná je i interakce (10), která se projevuje jednak přímo v užitkovosti a jednak v hodnotách u doprovodných proměnných.

Odhadem plemenné hodnoty můžeme nazývat proces odstranění všech nežádoucích negenetických faktorů z naměřené užitkovosti. Jestliže nás zajímá vlastní užitkovost, potom chceme stanovit přímý účinek (11) nebo častěji pouze jeho část související s přímým účinkem a působenou aditivním účinkem genů. Při vyhodnocování kontroly dědičnosti nás zajímá aditivní účinek (5).

Pomocí plemenné hodnoty se snažíme odhadnout genetické založení jedince pro jednotlivou vlastnost nebo pro komplex vlastností.

Genetické založení ovšem nejsme schopni zjistit přímo, ale vycházíme z naměřených hodnot užitkovosti.



Plemennou hodnotu se vždy snažíme stanovit tak, aby odhadovala genetické založení co nej-přesněji.

Plemennou hodnotu zvířete (V_i) je možné vyjádřit ve srovnání se skupinou zvířat stejné kategorie

$$V_i = r_i D_i$$

kde: r_i — regrese plemenné hodnoty zvířete i na odchylku od ostatních srovnávaných zvířat

D_i — odchylka naměřené užitkovosti od užitkovosti vrstevníků

Další možností je srovnání s určitou základnou

$$I_i = V_i + C_i$$

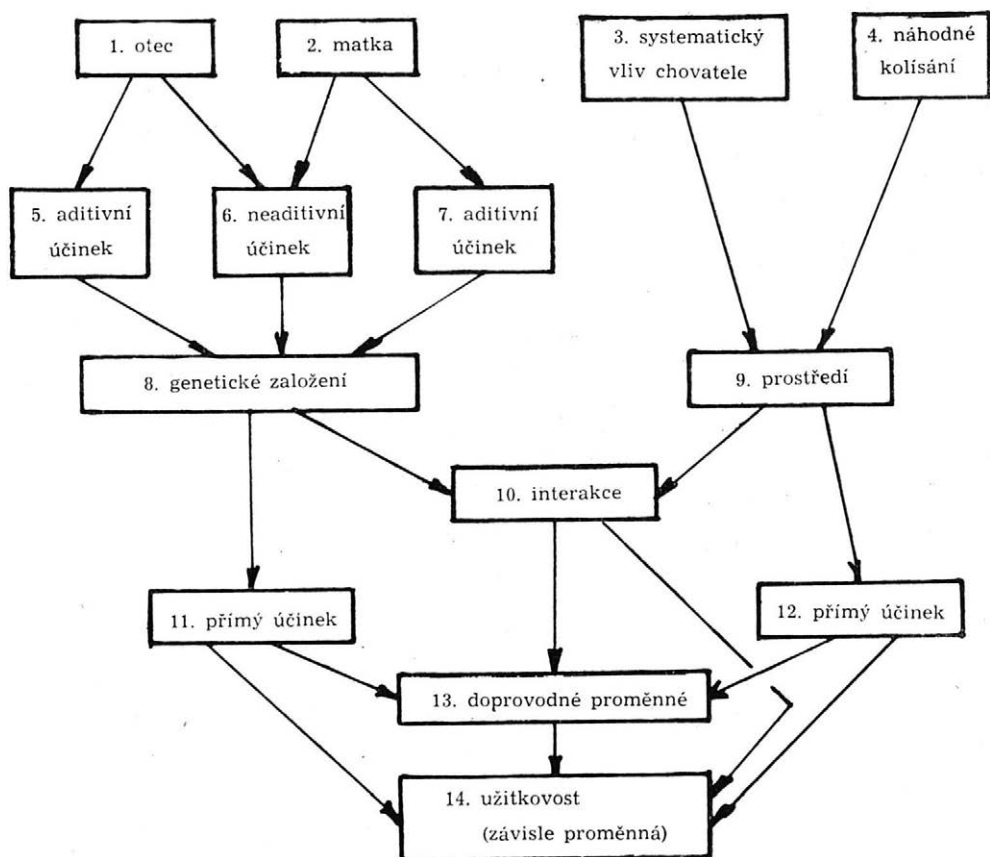
kde: C_i — odchylka testované skupiny od základny

Očekávaná hodnota potomstva (I_P) je

$$I_P = \frac{I_O + I_M}{2} + C_P$$

kde: I_P , I_O a I_M — hodnoty potomka, otce a matky

C_P — případná korekce na základnu (základní kategorii zvířat)



1. Působení jednotlivých faktorů na projev užítkovosti

V některých případech nás zajímá užítková hodnota (opakování užítkovosti téhož jedince)

$$P_i = R_i D_i$$

kde: R_i – regrese užítkové hodnoty zvířete i na odchylku

Po vyloučení všech systematických (pevných) efektů z naměřené užítkovosti (plemena, stáda, roky, období ...) je možné v souladu s obr. 1 rozdělit fenotypovou proměnlivost na několik částí:

$$\sigma_P^2 = \sigma_S^2 + \sigma_M^2 + \sigma_{SM}^2 + \sigma_{GB}^2 + \sigma_{AV}^2 + \sigma_E^2 + \sigma_e^2$$

kde: σ_P^2 – fenotypová proměnlivost užítkovosti

σ_S^2 – proměnlivost aditivního efektu otce (5)

σ_M^2 – proměnlivost aditivního efektu matky (7)

σ_{SM}^2 – proměnlivost interakce otec $\times$ matka (6)

σ_{GB}^2 – proměnlivost interakce genotyp $\times$ prostředí (10)

σ_{AV}^2 – proměnlivost působená kovariací k doprovodným proměnným (13)

σ_E^2 – proměnlivost působená nekontrolovatelnými vlivy (4)

σ_e^2 – proměnlivost působená nepřesností kontroly užítkovosti (4)

Vlastní užítkovost

Máme-li evidenci pouze o zvířatech vykazujících užítkovost, lze celkovou variabilitu užítkovosti rozložit takto:

$$\sigma_P^2 = \sigma_G^2 + \sigma_e^2$$

kde: σ_G^2 — zahrnuje variabilitu (5), (6), (7) a částečně (10) a (13)

σ_ϵ^2 — zahrnuje variabilitu (4), částečně (10) a (13) a variabilitu (chybu) kontroly užítkovosti

Sledovaný jedinec (X_i) má potom variabilitu své užítkovosti

$$\sigma_{X_i}^2 = \sigma_\epsilon^2$$

a náhodně vybraný vrstevník má variabilitu

$$\sigma_{X_C}^2 = \sigma_P^2$$

Potom odchylka sledovaného jedince od vrstevníka ($D_i = X_i - X_C$) má variabilitu

$$\sigma_{D_i}^2 = \sigma_\epsilon^2 - 2 \text{Cov}_{X_i X_C} + \sigma_P^2 \quad (\text{Příbyl, 1984})$$

Porovnání k průměru náhodně vybraných navzájem nepříbuzných zvířat ($D_i = X_i - \bar{X}_C$) má obdobně variabilitu

$$\sigma_{D_i}^2 = \sigma_\epsilon^2 + \sigma_P^2 \frac{1}{n} = \frac{\sigma_P^2}{w_i}$$

kde: $w_i = \frac{n}{(1 - g^2)n + 1}$ — tak zvaný efektivní počet případů

n — počet vrstevníků

$g^2 = \frac{\sigma_G^2}{\sigma_P^2}$, což je v tomto případě koeficient opakovatelnosti.

Při opakovaných užítkovostech se průměrná odchylka stanoví jako vážený průměr, kde „váhy“, jsou reciproční hodnoty variabilit

$$\bar{D} = \frac{\sum w_i D_i}{\sum w_i}$$

Uvedená průměrná odchylka má variabilitu

$$\sigma_{\bar{D}}^2 = \frac{\sum w_i^2 \cdot \sigma_{D_i}^2 + 2 \sum w_i w_j \text{Cov}_{D_i D_j}}{(\sum w_i)^2}$$

$\text{Cov}_{D_i D_j}$ závisí na genetickém vztahu mezi užítkovostmi téhož jedince ($r = 1$) a na příbuznosti (popř. shodnosti) vrstevníků u jednotlivých odchylek (Herrendörfer et al., 1974).

Genetická variabilita mezi sledovanými jedinci je σ_G^2 . Naměřené odchylky mají v důsledku výše zmíněných činitelů variabilitu vyšší.

Variabilita odchylek pro skupinu vyhodnocovaných zvířat je proto

$$\sigma_{AD}^2 = \sigma_G^2 + \sigma_{\bar{D}}^2$$

Odchylku $\bar{D}$ je třeba transformovat na plemennou hodnotu pomocí regresního koeficientu

$$r_{G\bar{D}} = \frac{\text{Cov}_{G\bar{D}}}{\sigma_{AD}^2}$$

V závislosti na účelu, pro který plemennou hodnotu stanovujeme, může $\text{Cov}_{G\bar{D}}$ zahrnovat různou část σ_G^2 .

Jde-li nám pouze o aditivní účinek genů, potom $\text{Cov}_{G\bar{D}} = \sigma_A^2 = \sigma_S^2 + \sigma_M^2$, z čehož plyne

$$r_{GD} = \frac{\sigma_A^2}{\sigma_{AD}^2}$$

Kontrola dědičnosti

Podobně při kontrole dědičnosti je variabilita

$$\sigma_P^2 = \sigma_S^2 + \sigma_R^2$$

kde: σ_S^2 — zahrnuje variabilitu (5)

σ_R^2 — zahrnuje vše ostatní.

Odchylka dcer býka od navzájem nepříbuzných vrstevnic je $D_i = \bar{X}_i - \bar{X}_C$ a má variabilitu

$$\sigma_{D_i}^2 = \sigma_R^2 \cdot \frac{1}{n_1} + \sigma_P^2 \frac{1}{n_2} = \sigma_R^2 \frac{n_2 + n_1}{n_1 \cdot n_2} + \sigma_S^2 \frac{1}{n_2}$$

kde: n_1, n_2 — počty dcer a počty vrstevnic

V případě, kdy máme možnost při odhadu plemenné hodnoty zohlednit plemennou hodnotu býků — vrstevníků (Norman, 1976)

$$D_i = \bar{X}_i - \bar{X}_C + \bar{g}_C,$$

je variabilita menší:

$$\sigma_{D_i}^2 = \sigma_R^2 \frac{n_2 + n_1}{n_1 \cdot n_2} + \sigma_S^2 \frac{\sum_{j=1}^q n_{2j}^2 (1 - r_j)}{n_2^2} = \frac{\sigma_P^2}{w_i}$$

kde n_{2j} — počet dcer býka j (vrstevnic)

Efektivní počet případů (w_i) v tomto případě nebývá velmi komplikovanou formou.

Při zachování stejného postupu jako v předešlém případě

$$\text{Cov}_{2SD} = 2\sigma_S^2$$

a regrese

$$r_{2S} \cdot \bar{D} = \frac{2\sigma_S^2}{\sigma_{AD}^2} = 2 \frac{\sigma_S^2}{\sigma_S^2 + \sigma_D^2}$$

Odhad plemenné hodnoty má variabilitu $\sigma_V^2 = r^2 \cdot \sigma_D^2$ a variabilita plemenných hodnot je $\sigma_{AV}^2 = r^2 \cdot \sigma_{AD}^2$.

Přesné odvození odhadu

Problém naznačený na obr. 1 vyžaduje komplexní řešení. Jak již bylo řečeno, chceme odhadnout plemennou hodnotu G za předpokladu, že máme k dispozici naměřenou užítkovost X .

Podle autora Dempfle (1983) je třeba vyjít z podmíněných distribucí. Distribuční funkce genetických hodnot G za podmínky, že máme dané (známé) X , je

$$f(G/X) = \frac{f(G \cdot X)}{f(X)} = \frac{f(X/G) \cdot f(G)}{f(X)}$$

Uvedený předpis je možné vyjádřit přibližně jako

$$f(G/X) \approx f(G) \cdot f(X/G),$$

kde očekávaná hodnota G (plemenná hodnota) za daného X (naměřená užítkovost) je

$$E(G/X) = E(G) + \text{Cov}_{GX} \cdot \text{Var}_X^{-1} (X - EX),$$

což má variabilitu

$$\text{Var}(G/X) = \text{Var}_G - \text{Cov}_{GX} \cdot \text{Var}_X^{-1} \cdot \text{Cov}_{GX}$$

Předpokládáme, že odhadované hodnoty a naměřené užítkovosti mají vícerozměrné normální rozdělení, což v jednoduchém maticovém zápisu lze znázornit

$$\begin{pmatrix} G \\ X \end{pmatrix} \approx N \left\{ \begin{bmatrix} EG \\ EX \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \text{Var}_G & \text{Cov}_{GX} \\ \text{Cov}_{XG} & \text{Var}_X \end{bmatrix} \right\}$$

V uvedeném prvním případě jsme prováděli odhad plemenné hodnoty pro vlastní užítkovost. Tento případ lze znázornit modelovou rovnicí

$$X_{ijk} = F_i + g_j + e_{ijk},$$

kde: X_{ijk} — naměřená užítkovost

F_i — komplex všech (pevných) efektů mimo jedince

g_j — efekt jedince

e_{ijk} — náhodná chyba užítkovosti

Očekávaná hodnota užítkovosti X_{ijk} pro konkrétního jedince je

$$EX_{ijk} = F_i + g_j$$

a tato hodnota má variabilitu

$$\text{Var}_{X_{ijk}} = \text{Var}_{e_{ijk}} = \sigma_e^2$$

Potom podmíněná distribuční funkce je

$$f(X_{ijk}|g_j) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_e^2}} \cdot e^{-\frac{1}{2} \frac{(X_{ijk} - F_i - g_j)^2}{\sigma_e^2}}$$

Jestliže jsou jedinci vybráni náhodně z populace, ve které jsou známé distribuce četností, potom můžeme vypočítat podmíněnou distribuci G pro dané X . Za jednoduchých předpokladů

$$g_j \approx N(0, \sigma_g^2)$$

$$f(g_j) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_g^2}} \cdot e^{-\frac{1}{2} \frac{g_j^2}{\sigma_g^2}}$$

Po vyloučení všech konstant získáváme

$$f(g_j|X_{ijk}) \approx e^{-\frac{1}{2} \left\{ \frac{(X_{ijk} - F_i - g_j)^2}{\sigma_e^2} + \frac{g_j^2}{\sigma_g^2} \right\}}$$

Pomocí plemenné hodnoty V_j chceme odhadnout genetickou hodnotu g_j tak, aby byla přesnost co největší. To znamená, že chceme minimalizovat ztrátovou funkci

$$Z = \sum (V_j - g_j)^2$$

kde: a bývá obvykle položeno $a = 2$

Za uvedených podmínek je možné odvodit distribuce nových hodnot.

Derivaci podle genetických hodnot lze nalézt extrém, tj. nejlepší odhad, který vyhovuje minimalizaci ztrát

$$\frac{\partial f(g_j|X_{ijk})}{\partial (g_j)} = e^{-\frac{1}{2} \{ \dots \}} \cdot \left[-\frac{g_j}{\sigma_g^2} + \frac{(X_{ijk} - F_i - g_j)}{\sigma_e^2} \right] = 0,$$

z čehož plyne

$$\frac{V_j}{\sigma_g^2} = \frac{(X_{ijk} - F_i - V_j)}{\sigma_e^2}$$

a po zjednodušení získáváme

$$V_j = \frac{1}{\sigma_e^2 \left(\frac{1}{\sigma_g^2} + \frac{1}{\sigma_e^2} \right)} (X_{ijk} - F_i) = \frac{\sigma_g^2}{\sigma_g^2 + \sigma_e^2} (X_{ijk} - F_i),$$

což v tomto jednoduchém případě znamená, že plemenná hodnota zvířete V_j se stanoví z naměřené užítkovosti korekci (odečtením) všech systematických efektů a vynásobením koeficientem dědivosti.

Podobně můžeme postupovat i při vyhodnocování kontroly dědičnosti.

Naměřenou užítkovost můžeme popsat modelovou rovnicí

$$X_{ijk} = F_i + S_j + e_{ijk}$$

kde: S_j – (aditivní účinek) $\frac{1}{2}$ plemenné hodnoty otce s kovarianční maticí H_S

F_i – souhrn všech ostatních efektů

e – náhodný zbytek s kovarianční maticí R

Uvedenou rovnici je možné přepsat do maticové formy

$$X = WT + e$$

kde: X – vektor naměřených hodnot

W – incidenční matice vyjadřující distribuci pozorování mezi úrovněmi všech zahrnutých efektů a variancí doprovodných proměnných

e – vektor reziduí

T – vektor všech odhadovaných efektů včetně plemenných hodnot s kovarianční maticí H

Chceme odhadnout hodnotu T za podmínky, že známe veličinu X . Za předpokladu $T \sim N\{t_0, H\}$ a distribuční funkce pro T při daném X je přibližně

$$f(T|X) \approx f(T) \cdot f(X|T)$$

kde: $f(T) \approx e^{-\frac{1}{2} (T - t_0)' H^{-1} (T - t_0)}$

$$f(X|T) \approx e^{-\frac{1}{2} (X - WT)' R^{-1} (X - WT)}$$

Dosažením získáme

$$f(T|X) \approx e^{-\frac{1}{2} \{ (X - WT)' R^{-1} (X - WT) + (T - t_0)' H^{-1} (T - t_0) \}}$$

Derivací uvedeného výrazu a položením této derivace rovné nule získáme rovnici

$$(W'RW + H^{-1}) \hat{T} = W'R^{-1}X,$$

kteřá vede k současnému odhadu všech efektů zahrnutých v modelu (metoda BLUP).

Položíme-li

$$C = (WR'W + H^{-1}) \text{ a } B' = WR^{-1},$$

zápis se zjednoduší na

$$C\hat{T} = B'X,$$

z čehož vyřešíme

$$\hat{T} = C^{-1}B'X$$

Variabilita takového odhadu (Searle, 1971) je

$$\begin{aligned}\text{Var}(\hat{T}) &= E[\hat{T} - E(\hat{T})]'[T - E(\hat{T})] \\ &= C^{-1}B'E(e, e')B(C^{-1}), \\ &= \sigma_e^2 C^{-1}B'B(C^{-1}) = \sigma_e^2 P\end{aligned}$$

Variabilita odhadu jednotlivé konstanty z vektoru T je

$$\text{Var } t_i = \sigma_e^2 \cdot P_{ii},$$

kde: σ_e^2 — variabilita rezidua z modelu

P_{ii} — příslušný diagonální prvek matice P

$$\sigma_e^2 = \frac{SS_e}{N - r(W)},$$

kde: N — počet pozorování

$r(W)$ — hodnost matice W

SS_e — součet čtverců

$$SS_e = X'X - \hat{T}W'X$$

Literatura

- DEMPFLE, L.: Lectures in "Modern techniques in animal breeding". Dublin, 1983.
HERENDÖRFER, G. — BOCK, J. — FRANZ, H.: Biometr. Z., 16, 1974, s. 519-525.
NORMAN, H. D.: Theoretical background. In: Prod. Res. Report, 1976, č. 165.
PŘIBYL, J. et al.: [Závěrečná zpráva.] Praha-Uhřetěves, VÚZV 1982.
PŘIBYL, J.: Estimacion del valor genetico. Habana, CIMA 1984.
SEARLE, S. R.: Linear models. New York, Wiley 1971.

*Ing. Josef Přibyl, CSc.
Výzkumný ústav živočišné výroby,
251 61 Praha-Uhřetěves*

Říha J., Banáš P., Pálka J., Směšná H.: Metabolický profil vysokoužitkových krav — dárkyň embryí	289
Kratochvíl L., Mergl M.: Látkové složení výběrového mléka	299
Gabriš J., Flak P., Mattová J.: Genetické parametre znakov vlastnej úžitkovosti kančiekov plemena nemecká landrase	305
Míka J., Louda F., Jílek F., Klimeš V.: Vliv věku a sezóny roku na rozvoj libida sexualis kanců různých plemen	311
Knotek Z., Navrátil S., Maňásková M., Blízek A., Hartmann J.: Sezónní variace poodstavového intervalu a dalších ukazatelů reprodukce u prasnic	323
Krátký F., Adam L., Tržický V.: Metabolická odezva minerální výživy prasnic	331
Kopecký O.: Průzkum jakosti vepřového masa na jatkách masného průmyslu	337
Jelínek P., Illek J., Frajš Z., Helanová I.: Hematologické a biochemické hodnoty krevní plazmy beranů v průběhu roku	345
Hudský Z., Červený J., Procházková H., Hyánek J., Fořt M.: Hodnoty genetických korelací kachen chovaných v ČSR	359
Dušek J.: Hodnocení růstové dynamiky hřibat — potomstva importovaného pleménika Romke v chovu kladrubského vraníka	369
RÚZNÉ	
Příbyl J.: Odhad plemenné hodnoty	379

СОДЕРЖАНИЕ

Ржига Я., Банаш П., Палка Я., Смешна Г.: Метаболический профиль высокопродуктивных коров-доноров эмбрионов	297
Кратохвил Л., Мергл М.: Состав веществ отборного молока	304
Габриш Ю., Фляк П., Маттова Й.: Генетические параметры признаков собственно продуктивности хрячков породы немецкий ландрас	310
Мика Й., Лоуда Ф., Йилек Ф., Клиmesh В.: Влияние возраста и сезона года на развитие полового стремления хрячков разных пород	320
Кнотек З., Навратил С., Маняскова М., Близек А., Гартманн Й.: Сезонное изменение послеотъемного интервала и других показателей воспроизводства у свиноматок	329
Кратки Ф., Адам Л., Тржицки В.: Метаболическая реакция на минеральное питание свиноматок	336
Копецкий О.: Обследование качества свинины на бойнях мясной промышленности	342
Елинек П., Иллек Й., Фрайс З., Геланова И.: Гематологические и биохимические показатели плазмы крови баранов-производителей в течение года	357
Гудский З., Червены Я., Прохазкова Г., Гианек Я., Форшт М.: Значения генетических корреляций уток, разводимых в ЧСР	366
Душек Я.: Оценка ростовой динамики жеребят — потомства импортного жеребца-производителя Ромке в разведении кладрубской вороной лошади	377

CONTENTS

Říha J., Banáš P., Pálka J., Směšná H.: The Metabolic Profile of High-Efficiency Cows Used as Embryo Donors	298
Kratochvíl L., Mergl M.: The Composition of Grade A Milk	304
Gabriš J., Flak P., Mattová J.: Genetic Parameters of Performance Traits of the Barrows of the German Landrace Breed	310
Míka J., Louda F., Jílek F., Klimeš V.: The Effect of Age and Year Season on the Development of Libido sexualis in Boars of Various Breeds	321

Knotek Z., Navrátil S., Maňásková M., Blízek A., Hartmann J.: Seasonal Variations of the Post-Weaning Interval and Other Parameters of Reproduction in Sows	329
Krátký F., Adam L., Tržický V.: The Metabolic Response to Mineral Nutrition of Sows	336
Kopecký O.: Investigations on the Quality of Pork in the Slaughter-houses	343
Jelínek P., Illek J., Frais Z., Helanová I.: Haematological and Biochemical Values of the Blood Plasma in the Course of the Year	358
Hudský Z., Červený J., Procházková H., Hyánek J., Fořt M.: The Values of Genetic Correlations of Ducks Kept in the Czech Socialist Republic	366
Dušek J.: Evaluation of the Growth of Foals in the Progeny of the Imported Stallion Romke Used in the Kladruby Black Horse	378

INHALT

Říha J., Banáš P., Pálka J., Směšná H.: Stoffwechselprofil von Hochleistungskühen — Embryonenspenderrinnen	298
Kratochvíl L., Mergl M.: Substanzenstruktur von Hochqualitätsmilch	304
Gabriš J., Flak P., Mattová J.: Genetische Parameter der Eigenleistungsmerkmale von Ebern der Rasse Deutsches Landschwein	310
Míka J., Louda F., Jílek F., Klimeš V.: Einwirkung des Alters und der Jahreszeit auf die Entwicklung von Libido sexualis bei Ebern verschiedener Rassen	321
Knotek Z., Navrátil S., Maňásková M., Blízek A., Hartmann J.: Saisonbedingte Variationen des Intervalls nach dem Absetzen und weiterer Reproduktionsparameter bei Sauen	330
Krátký F., Adam L., Tržický V.: Stoffwechselreaktion auf Mineralstoff-Ernährung	336
Kopecký O.: Untersuchung der Schweinefleischqualität in Schlachthöfen der Fleischindustrie	343
Jelínek P., Illek J., Frais Z., Helanová I.: Hämatologische und biochemische Werte des Blutplasmas bei Schafböcken im Verlauf des Jahres	358
Hudský Z., Červený J., Procházková H., Hyánek J., Fořt M.: Werte genetischer Korrelationen bei in der ČSR gehaltenen Enten	366
Dušek J.: Bewertung der Wachstumsdynamik von Fohlen Nachkommen des importierten Zuchthengstes Romke in der Zucht Altkladruher Rappen	378

Rukopisy odevzdány k tisku 21. 12. 1985 — Podepsáno k tisku 14. 3. 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.