

VĚDECKÝ ČASOPIS



ŽIVOČIŠNÁ VÝROBA

TEMATICKÉ ČÍSLO — CHOV DRŮBEŽE

12

ROČNÍK 30 (LVIII)
PRAHA
PROSINEC 1985
CENA 10 Kčs
CS ISSN 0044-4847

ČESKOSLOVENSKÁ AKADEMIE ZEMĚDĚLSKÁ
ÚSTAV VĚDECKOTECHNICKÝCH INFORMACÍ
PRO ZEMĚDĚLSTVÍ

ŽIVOČIŠNÁ VÝROBA

Redakční rada: Ing. František Kašpar, CSc. (předseda), ing. Otto Adamec, DrSc., doc. dr. ing. Miroslav Dvořáček, CSc., ing. Václav Janeček, CSc., dr. ing. Ivo Kolář, CSc., prof. ing. Lubomír Kratochvíl, 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. Za vedení časopisu odpovídá ing. František Kašpar, CSc.

Redaktorka ing. Marie Černá, CSc.

© Ústav vědeckotechnických informací pro zemědělství, Praha 1985

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

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

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

■
Die wissenschaftliche Zeitschrift ŽIVOČIŠNÁ VÝROBA veröffentlicht Studien, Analysen und wissenschaftliche Abhandlungen über gelösten Forschungsaufgaben auf dem Gebiet 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.

ANALÝZA MEZILINIOVÉ PROMĚNLIVOSTI MATĚRSKÝCH LINIÍ MASNÉ DRŮBEŽE

M. Leps, Z. Soukupová, V. Jakubec

LEPEŠ, M. — SOUKUPOVÁ, Z. — JAKUBEC, V. (Výzkumný ústav chovu a šlachtenia hydiny, Ivanka pri Dunaji; Výzkumný ústav živočišné výroby, Praha - Uhřetěves): *Analýza meziliniové proměnlivosti mateřských linií masné drůbeže*. Živoč. Vyr., 30, 1985 (12): 1057 — 1066.

V roce 1984 bylo v Kontrolní stanici hrabavé drůbeže v Ústředních testovně šest mateřských linií masného typu z Výzkumného ústavu chovu a šlachtenia hydiny Ivanka pri Dunaji. V testu byla sledována živá hmotnost kuřat ve 42 a 49 dnech věku a dále ukazatele jatečné hodnoty ve věku 49 dnů (živá hmotnost, hmotnost trupu, hmotnost drůbků a hmotnost prsní a stehenní svaloviny). Hodnocení bylo provedeno metodou nejmenších čtverců se zřetelem na efekt pohlaví a linií. Analýzou variance byl vypočítán odhad intraklasního korelačního koeficientu ($\hat{\rho}$) pro všechny sledované vlastnosti. Dále byly odhadnuty tyto populační genetické parametry: variance mezi liniemi ($\hat{\sigma}_b^2$), výběrová variance intraklasního korelačního koeficientu pro linie fixní ($V_{\hat{\rho}}^{\text{fixní}}$) i náhodné ($V_{\hat{\rho}}^{\text{náh.}}$) s příslušnými středními chybami (SE) intraklasního korelačního koeficientu a konfidenční interval pro $\hat{\sigma}_b^2$ a $\hat{\rho}$. Efekty pohlaví i linií byly vysoce významné (s výjimkou efektu linie u hmotnosti stehenních svalů). Odhady intraklasních korelačních koeficientů byly u vlastností živá hmotnost ($\hat{\rho} = 0,66$) a hmotnost trupu ($\hat{\rho} = 0,45$) ve věku 49 dnů u vybraných vzorků středně vysoké až vysoké, u hmotnosti drůbků ($\hat{\rho} = 0,10$), hmotnosti prsních svalů ($\hat{\rho} = 0,22$) a hmotnosti stehenních svalů ($\hat{\rho} = 0,09$) nízké. U celých, neredukovaných skupin je hodnota $\hat{\rho}$ u živé hmotnosti těla v 49 dnech ($\hat{\rho} = 0,14$) a 42 dnech věku ($\hat{\rho} = 0,15$) téměř stejná a nízká. U vlastností živá hmotnost těla v 42 a 49 dnech jsou hodnoty $\hat{\rho}$ nižší u celých skupin než u vybraných vzorků, což je způsobeno faktem, že jedinci, vybíraní pro jatečný rozbor podle metodiky stanice, mají živou hmotnost blízkou průměru celé skupiny. Nejsou tedy vybíraní náhodně, což snižuje varianci uvnitř vybraného vzorku. Proto bude potřebné vybírat tyto vzorky náhodně, aby jejich variační šíře odpovídala variační šíři původní skupiny. K vyjádření jatečné hodnoty bude vhodné používat relativních hodnot (podíl drůbků, prsních svalů a stehenních svalů z hmotnosti trupu) místo hodnot absolutních. Za těchto předpokladů budou hodnoty intraklasních korelačních koeficientů pro ukazatele jatečné hodnoty pravděpodobně podstatně nižší než námi zjištěné hodnoty. Pořadí linií a odhadnuté populační genetické parametry pro živou hmotnost ve 42 a 49 dnech věku jsou téměř shodné. Proto bude možné zkrátit dobu testu výkrmnosti a jatečné hodnoty ze 49 dnů na 42 dny. S ohledem na nízkou hodnotu námi odhadnutých intraklasních korelačních koeficientů se u testovaných mateřských linií při šlechtění na živou hmotnost ve 42 a 49 dnech věku ukazuje jako výhodné další zušlechťování v rámci jednotlivých linií.

masná drůbež; testace linií; intraklasní korelační koeficient; proměnlivost mezi liniemi; proměnlivost uvnitř linií

Při hybridizaci jsou využívány rozdíly mezi populacemi, které lze zjistit v testech. Testovat lze buď čistokrevné populace, nebo populace hybridní, popř. čistokrevné i hybridní populace současně. Genetické rozdíly mezi populacemi jsou výsledkem náhodných změn v málo četných populacích nebo umělé či přírodní selekce. Pro zlepšení užitkovosti jedinců v jednotlivých populacích jsou důležitými parametry heritabilita a korelace. Stejně důležité pro selekci populací a pro mezipopulační testy jsou obdobné parametry mezi populacemi (plemeny, liniemi). Na rozdíl od ucelených teorií testace

jedinců, odhadů plemenných hodnot a selekce uvnitř populace neexistuje ucelená teorie testace, odhadu genotypové hodnoty a selekce populací pro jejich využití v různých systémech hybridizace, tzn. pro tvorbu syntetických populací, užtkové křížení, rotační křížení nebo křížení převodné. Východím článkem je vždy testace populací.

Předmětem předložené práce je testace čistokrevných linií sloučených v populaci linií. Jde tedy v podstatě o mnoholiniiovou testaci, jejímiž teoretickými základy se zabýval Taylor (1976a, b).

MATERIÁL A METODA

V Kontrolní stanici hrabavé drůbeže SPP v Ústrašicích byly v roce 1984 testovány masné linie slepic z Výzkumného ústavu chovu a šlechtění hydiny v Ivance pri Dunaji. Test probíhal podle metodiky platné pro podnikové testy v této kontrolní stanici. Předmětem testu bylo zjištění těchto parametrů masné užtkovosti:

- živá hmotnost těla ve věku 42 dnů,
- živá hmotnost těla ve věku 49 dnů,
- ukazatele jatečné hodnoty ve 49 dnech věku (živá hmotnost, hmotnost trupu, hmotnost drůbků, hmotnost prsních svalů, hmotnost stehenních svalů).

Z osmi testovaných linií slepic masného typu byly pro analýzu meziplemné variance a variance uvnitř plemen vybrány linie mateřské, což bylo šest linií plemene plymutka bílá. Počáteční stav nesekovaných kuřat v testu byl 1200 kusů, z každé linie bylo zastaveno 200 kusů. Ve 42 dnech věku bylo zváženo celkem 1147 kuřat, z toho 575 slepiček a 572 kohoutků. Průměrná velikost jedné testované skupiny byla 191,17 kuřat (190 až 192 kusů). Ve 49 dnech věku pak bylo zváženo 1139 kuřat (573 slepiček a 566 kohoutků), průměrná velikost skupiny byla 189,83 kuřat, s minimem 186 kuřat a maximem 192 kuřat.

Pro sledování jatečné hodnoty byl z každé testované skupiny vybrán vzorek 20 kuřat, z toho vždy 10 kohoutků a 10 slepiček. V každé linii byli podle metodiky stanice vybráni jedinci s živou hmotností nejbližší k průměru linie.

Vyhodnocení bylo provedeno pomocí metody nejmenších čtverců podle tohoto modelu (Jakubec et al., 1985):

$$y_{ijk} = \mu + s_i + l_j + e_{ijk}$$

kde: y_{ijk} — sledovaný ukazatel

μ — obecný průměr

s_i — efekt pohlaví

l_j — efekt linie

e_{ijk} — náhodné chyby

Pro jednotlivé úrovně uvnitř jednotlivých efektů byly odhadnuty konstanty a byla provedena analýza variance. Pro každou vlastnost byla odhadnuta intraklasní korelace, vyjádřená koeficientem ($\hat{\rho}$)

$$\hat{\rho} = \hat{\sigma}_b^2 / \hat{\sigma}_b^2 + \hat{\sigma}_w^2 = (s_b^2 - s_w^2) / s_b^2 + (n - 1) s_w^2$$

kde: $\hat{\sigma}_b^2 = \frac{s_b^2 - s_w^2}{n}$ — odhad komponenty variance mezi liniemi

$\hat{\sigma}_w^2 = s_w^2$ — odhad komponenty variance uvnitř linií

s_b^2 — průměr čtverců mezi liniemi

s_w^2 — průměr čtverců uvnitř linií

n — průměrný počet jedinců uvnitř linií, je-li počet jedinců uvnitř linií stejný

Je-li počet jedinců uvnitř linií nestejný, pak průměrný počet n_o je nutné vypočítat takto:

$$n_o = \frac{1}{(p - 1)} \left(N - \frac{\sum n_i^2}{N} \right)$$

kde: N — celkový počet jedinců v populaci linií

p — počet linií v populaci linií

n_i — počet jedinců v i -té linii

Výběrová variance $V(\hat{\rho})$ a střední chyba SE odhadu intraklasního korelačního koeficientu byly zjištěny jednak pro linie fixní a jednak pro linie náhodné (Taylor, 1976a) pro vlastnost normálně rozdělenou uvnitř linií pro $N > n$ a $N = p \cdot n$

$$V(\hat{\varrho})_{\text{fixní}} = 2(1 - \varrho)^2 [1 + (n - 1)(2 - \varrho)] / (n - 1)(N - n)$$

$$V(\hat{\varrho})_{\text{náh.}} = 2(1 - \varrho)^2 [1 + (n - 1)\varrho]^2 / (n - 1)(N - n)$$

Pro takto zjištěné výběrové variance $V(\varrho)$ byly stanoveny střední chyby (SE)

$$SE = \sqrt{V(\hat{\varrho})}$$

Dále byly odhadnuty konfidenční intervaly pro $\hat{\sigma}_b^2$ (Snedecor, 1968) a pro $\hat{\varrho}$ (podle autorů Graybill, 1961 a Turnerová, Young, 1969). Víme, že

$$\hat{\sigma}_b^2 = \frac{s_b^2 - s_w^2}{n}$$

Pro výpočet konfidenčních mezí $\hat{\sigma}_b^2$ bylo použito tabulek F . Pro 5% úroveň významnosti byl určen konfidenční interval 90 % a 5 % na obou stranách křivky normálního rozdělení. Dolní mez pro $\hat{\sigma}_b^2$ je

$$\hat{\sigma}_{bD}^2 = \frac{(F - F_1)(F + F_1 - F_2)}{F F_2} \cdot \frac{s_w^2}{n}$$

Horní mez pro $\hat{\sigma}_b^2$ je

$$\hat{\sigma}_{bH}^2 = \left\{ F F_4 - 1 + \frac{(F_3 - F_4)}{F F_3} \right\} \cdot \frac{s_w^2}{n}$$

I. Obecné průměry, směrodatné odchylky, hodnoty F , odhady konstant a průměry odhadnuté metodou nejmenších čtverců pro vlastnost živá hmotnost těla ve 42 a 49 dnech věku — General means, standard deviations, F values, estimates of constants and averages estimated by the least-squares method for the property carcass live weight at the age of 42 and 49 days

	Vlastnost					
	živá hmotnost těla ve věku 42 dnů (kg)			živá hmotnost těla ve věku 49 dnů (kg)		
Obecný průměr	1,46			1,69		
Směrodatná odchylka	0,19			0,23		
Linie	$n \setminus F$	odhad konstant	odhad průměrů	$n \setminus F$	odhad konstant	odhad průměrů
		32,1 30 ⁺⁺			34,332 ⁺⁺	
002	192	-0,07	1,39	191	-0,08	1,61
005	191	0,03	1,49	191	0,00	1,69
05A	192	0,00	1,46	189	0,02	1,71
006	190	0,06	1,52	190	0,07	1,76
06A	190	0,04	1,50	186	0,04	1,73
007	192	-0,06	1,40	192	-0,05	1,64
Pohlaví	$n \setminus F$	1283,734 ⁺⁺		$n \setminus F$	2039,375 ⁺⁺	
Kohoutci	572	0,14	1,60	566	0,18	1,87
Slepičky	575	-0,14	1,32	573	-0,18	1,51
N	1147			1139		

⁺⁺ $P < 0,01$

II. Obecné průměry, směrodatné odchylky, hodnoty F , odhady konstant a průměry odhadnuté metodou nejmenších čtverců pro vlastnost jatečná hodnota — General means, standard deviations, F values, estimates of constants and averages estimated by the least-squares method for the property carcass value

		Vlastnost									
		živá hmotnost (g)		hmotnost trupu (g)		hmotnost drůbků (g)		hmotnost prsních svalů (g)		hmotnost stehenních svalů (g)	
Obecný průměr		1644,25		1111,47		107,30		224,53		274,99	
Směrodatná odchylka		151,56		103,97		13,98		24,80		33,15	
Linie	$n \setminus F$	odhad konstant	odhad průměrů	odhad konstant	odhad průměrů	odhad konstant	odhad průměrů	odhad konstant	odhad průměrů	odhad konstant	odhad průměrů
		39,716 ⁺⁺		17,104 ⁺⁺		3,309 ⁺⁺		6,502 ⁺⁺		3,043 ⁺	
002	20	-79,75	1564,50	-43,57	1067,90	-8,05	99,25	-10,38	214,15	-15,44	259,55
005	20	4,25	1648,50	1,48	1112,95	0,25	107,55	-2,88	221,65	-2,09	272,90
05A	20	1,25	1645,50	-10,62	1100,85	3,10	110,40	-8,93	215,60	4,01	279,00
006	20	49,75	1694,00	41,03	1152,50	-1,35	105,95	16,90	241,43	10,26	285,25
06A	20	59,75	1704,00	41,65	1153,12	5,75	113,05	8,82	233,35	7,15	282,14
007	20	-35,25	1609,00	-29,97	1081,50	0,30	107,60	-3,53	221,00	-3,89	271,10
Pohlaví	$n \setminus F$	1674,280 ⁺⁺		670,732 ⁺⁺		46,371 ⁺⁺		62,423 ⁺⁺		102,863 ⁺⁺	
Kohoutci	60	138,58	1782,83	90,95	1202,42	7,15	114,45	13,53	238,06	22,03	297,02
Slepičky	60	-138,58	1505,67	-90,95	1020,52	-7,15	100,15	-13,53	211,00	-22,03	252,96

+ $P < 0,05$ ++ $P < 0,01$

Dolní mez a horní mez pro $\hat{q}$ je

$$q_D = 1 - \frac{s_w^2 \cdot n \cdot F_{\alpha/2}}{s_b^2 + s_w^2 (n-1) F_{\alpha/2}}$$

$$\hat{q}_H = 1 - \frac{s_w^2 \cdot n \cdot F_{1-\alpha/2}}{s_b^2 + s_w^2 (n-1) F_{1-\alpha/2}}$$

VÝSLEDKY A DISKUSE

Obecné průměry, směrodatné odchylky, odhady konstant, hodnoty F a průměry, odhadnuté pomocí metody nejmenších čtverců pro sledované vlastnosti, jsou uvedeny v tab. I a II. V tab. III a IV jsou uvedeny výsledky analýzy variance, odhady variance mezi liniemi ($\hat{\sigma}_b^2$), odhady intraklasních korelačních koeficientů ($\hat{\rho}$), odhady variance tohoto koeficientu [$V(\hat{\rho})$], střední chyby (SE) a konfidenční intervaly pro $\hat{\sigma}_b^2$ a $\hat{\rho}$.

Efekt pohlaví je pro všechny sledované linie a vlastnosti vysoce statisticky průkazný, stejně tak efekt linie, a to s výjimkou hmotnosti stehenních svalů, kde je statistický významný na úrovni 0,05. Obecný průměr živé hmotnosti těla ve 42 dnech věku je 1,46 kg, ve 49 dnech věku 1,69 kg, živé hmotnosti vzorku 1,64 kg, hmotnosti trupu 1,11 kg, hmotnosti drůbků 0,107 kg, hmotnosti prsních svalů 0,225 kg a hmotnosti stehenních svalů 0,275 kg. Pořadí linií v živé hmotnosti ve 42 a 49 dnech věku je téměř shodné.

III. Analýza variance mezi liniemi ($\hat{\sigma}_b^2$), odhad intraklasního korelačního koeficientu ($\hat{\rho}$), odhad variance intraklasního korelačního koeficientu a střední chyba pro linie fixní a náhodné ($V(\hat{\rho})$ fixní, $V(\hat{\rho})$ náh., SE) a konfidenční intervaly pro $\hat{\sigma}_b^2$ a $\hat{\rho}$ — Variance analysis between the lines ($\hat{\sigma}_b^2$), estimate of the intraclass correlation coefficient ($\hat{\rho}$), estimated of the intraclass correlation coefficient and standard error for the fixed and random lines ($V(\hat{\rho})$ fixed, $V(\hat{\rho})$ random, SE) and confidence intervals for $\hat{\sigma}_b^2$ and $\hat{\rho}$.

Zdroj variance	Vlastnost					
	živá hmotnost ve 42 dnech			živá hmotnost ve 49 dnech		
	s. v.	součet čtverců	průměr čtverců	s. v.	součet čtverců	průměr čtverců
Mezi pohlavími (a)	1	21,1728	21,1728	1	36,2407	36,2407
Mezi skupinami (b)	5	2,6496	0,5299	5	3,0505	0,6101
Uvnitř skupin (w)	1140	18,8022	0,0165	1132	20,1162	0,0178
($\hat{\sigma}_b^2$)		0,0027			0,0031	
($\hat{\rho}$)		0,1399			0,1491	
($V(\hat{\rho})$ fixní)		0,0029			0,0028	
(SE)		0,0537			0,0529	
($V(\hat{\rho})$ náhodné)		0,0062			0,0069	
(SE)		0,0788			0,0831	
Konfidenční interval pro $\hat{\sigma}_b^2$ (5%)	0,0012 ≤ 0,0027 ≤ 0,0119			0,0014 ≤ 0,0031 ≤ 0,0140		
Konfidenční interval pro $\hat{\rho}$ (5%)	0,0324 ≤ 0,1399 ≤ 0,4210			0,0347 ≤ 0,1491 ≤ 0,4353		

IV. Analýza variance, odhad variance mezi liniemi ($\hat{\sigma}_b^2$), odhad intraklasního korelačního koeficientu ($\hat{\rho}$), odhad variance intraklasního korelačního koeficientu a střední chyba pro linie fixní a náhodné ($V_{(\hat{\rho})}$ fixní, $V_{(\hat{\rho})}$ náh., SE) a konfidenční intervaly pro $\hat{\sigma}_b^2$ a $\hat{\rho}$ — Variance analysis, estimate of the variance between the lines ($\hat{\sigma}_b^2$), estimate of the intraclass correlation coefficient ($\hat{\rho}$), estimate of the intraclass correlation coefficient variance and the standard error for the fixed and random lines ($V_{(\hat{\rho})}$ fixed, $V_{(\hat{\rho})}$ random, SE) and confidence intervals for $\hat{\sigma}_b^2$ and $\hat{\rho}$

Zdroj variance	s. v.	Vlastnost									
		živá hmotnost		hmotnost trupu		hmotnost drůbků		hmotnost prsních svalů		hmotnost stehenních svalů	
		součet čtverců	průměr čtverců	součet čtverců	průměr čtverců	součet čtverců	průměr čtverců	součet čtverců	průměr čtverců	součet čtverců	průměr čtverců
Mezi pohlavími (a)	1	2 304 640,8	2 304 640,8	992 628,3	992 628,3	6 134,7	634,7	21 978,1	21 978,1	58 212,1	58 212,1
Mezi skupinami (b)	5	273 347,5	54 669,5	126 560,8	25 312,2	2 189,0	437,8	11 440,5	2 289,3	8 610,1	1 722,0
Uvnitř skupin (w)	113	155 544,2	1 376,5	167 230,8	1 479,9	14 949,5	132,3	39 785,3	352,1	63 948,8	565,9
($\hat{\sigma}_b^2$)		2664,65		1191,61		15,28		96,86		57,81	
($\hat{\rho}$)		0,6594		0,4460		0,1035		0,2158		0,0927	
($V_{(\hat{\rho})}$ fixní)		0,0032		0,0099		0,0313		0,0226		0,0323	
(SE)		0,0569		0,0993		0,1770		0,1503		0,1797	
($V_{(\hat{\rho})}$ náhodné)		0,0222		0,0288		0,0075		0,0168		0,0066	
(SE)		0,1489		0,1698		0,0864		0,1298		0,0812	
Konfidenční interval pro $\hat{\sigma}_b^2$ (5%)		1069,5 $\leq$ 2664,7 $\leq$ $\leq$ 11 849,9		492,8 $\leq$ 1191,6 $\leq$ $\leq$ 5443,2		2,9 $\leq$ 15,3 $\leq$ $\leq$ 82,6		33,0 $\leq$ 96,9 $\leq$ $\leq$ 481,4		9,2 $\leq$ 57,8 $\leq$ $\leq$ 347,2	
Konfidenční interval pro $\hat{\rho}$ (5%)		0,2864 $\leq$ 0,6594 $\leq$ $\leq$ 0,8959		0,1261 $\leq$ 0,4460 $\leq$ $\leq$ 0,7864		-0,0126 $\leq$ 0,1035 $\leq$ $\leq$ 0,4021		0,0233 $\leq$ 0,2158 $\leq$ $\leq$ 0,5776		-0,0157 $\leq$ 0,0927 $\leq$ $\leq$ 0,3801	

Jedině v případě linií 005 a 05A je pořadí na třetím a čtvrtém místě odlišné, ale průměry obou linií se prakticky neliší. Pořadí linií s výběrem jedinců pro analýzu jatečné hodnoty je v živé hmotnosti shodné s pořadím linií s plným počtem jedinců jen na pátém a šestém místě. Na prvním, druhém, třetím a čtvrtém místě je pořadí odlišné, ale rozdíly jsou opět zanedbatelné. Pořadí linií v hmotnosti trupu úplně souhlasí s pořadím linií v živé hmotnosti u vybraných vzorků. U hmotnosti prsních svalů je pořadí shodné s pořadím v živé hmotnosti vzorků pouze na třetím a šestém místě, linie na prvním a druhém a čtvrtém a pátém místě mají pořadí vyměněné. U vlastnosti hmotnost stehenních svalů je pořadí shodné na pátém a šestém místě, na prvním až čtvrtém místě je opět vyměněné. Protože rozdíly mezi liniemi v případech, kdy dochází k záměně pořadí, jsou minimální, lze konstatovat, že pořadí linií v živé hmotnosti těla souhlasí s pořadím linií v ukazatelích jatečné hodnoty. Značný rozdíl je u všech sledovaných vlastností mezi kohoutky a slepičkami. Rozdíl je vždy ve prospěch kohoutků a činí u živé hmotnosti těla ve 42 dnech věku $+0,14$ kg, ve 49 dnech věku $+0,18$ kg, u živé hmotnosti vzorků $+0,14$ kg, u hmotnosti trupu $+0,09$ kg, u hmotnosti drůbků $+0,071$ kg, u hmotnosti prsních svalů $+0,013$ kg a u hmotnosti stehenních svalů $+0,022$ kg.

V tab. III a IV jsou pro sledované vlastnosti uvedeny výsledky analýzy variance, odhady komponent variance mezi liniemi a uvnitř linií, intraklasní korelační koeficienty, výběrové variance a střední chyby odhadů intraklasních korelačních koeficientů pro linie fixní a náhodné a konfidenční intervaly pro komponenty variance mezi liniemi a intraklasní korelační koeficienty. Odhad intraklasního korelačního koeficientu ($\hat{\rho}$) pro vlastnost živá hmotnost všech jedinců ve 42 dnech a 49 dnech věku dosahuje téměř stejných hodnot ($\hat{\rho}_{42} = 0,14$, $\hat{\rho}_{49} = 0,15$). Protože intraklasní korelační koeficienty mají podobnou funkci pro populace, jako mají koeficienty dědivosti pro selekci jedinců uvnitř populací, můžeme z těchto hodnot vyvodit určité závěry. Námi zjištěné hodnoty odhadu intraklasních korelačních koeficientů jsou nízké, z čehož lze usoudit, že je výhodné provádět selekci uvnitř linií. U celých populací — linií musíme mít na mysli, že odhadujeme jejich genotypovou hodnotu, protože při testaci ve stejném prostředí a u dostatečně velkých populací, za vyloučení systematických chyb, je střední fenotypová hodnota rovna střední genotypové hodnotě. To, co platí pro intraklasní korelační koeficient, platí bez výjimky i pro všechny ostatní populačně genetické parametry pro živou hmotnost ve 42 dnech a 49 dnech věku. Z toho důvodu se nabízí možnost zkrácení nejen doby testu v kontrolní stanici, ale i zkoušek potomstva, tzn. že výsledky potřebné pro selekci by mohly být k dispozici dříve. Tento zásah by přinesl zkrácení generačního intervalu a zvýšení selekčního efektu. Zajímavé by bylo zjištění, do jaké míry by bylo možné délku trvání zkracovat, aniž by utrpěla použitelnost výsledků. Výběrová variance intraklasního korelačního koeficientu pro živou hmotnost ve 42 dnech a 49 dnech věku pro linie fixní je zhruba poloviční než pro linie náhodné. Střední chyba pro fixní linie tvoří dvě třetiny hodnoty střední chyby pro linie náhodné. Sledujeme-li populačně genetické parametry vlastností u vzorků linií, vidíme, že intraklasní korelační koeficient pro živou hmotnost ve 49 dnech věku a hmotnost trupu dosahuje hodnot několikanásobně vyšších (0,66 a 0,45). Střední chyba $\hat{\rho}$ pro fixní linie vzorku je téměř stejná jako pro celé linie, ale střední chyba $\hat{\rho}$ vzorku pro náhodné linie je dvojnásobkem střední chyby $\hat{\rho}$ neredukovaných skupin. Konfidenční interval pro $\hat{\rho}$ je větší u populací s plným počtem jedinců. Protože populačně genetické parametry jsou u populace s plným počtem případů odhadnuty přesněji, mají i obecnější platnost. Vzorky kuřat k jatečnému rozboru nejsou vybírány náhodně, ale se záměrem, aby živá hmotnost vybraných jedinců odpovídala co nejvíce průměrné hodnotě populace. Tím je samozřejmě zredukována i proměnlivost uvnitř skupin, čili hodnota $\hat{\sigma}_w^2$ je menší. Z toho důvodu je hodnota $\hat{\rho}$ vyšší, protože nízká hodnota $\hat{\sigma}_w^2$ (s_w^2) snižuje hodnotu jmenovatele a zvyšuje hodnotu rozdílu $s_b^2 - s_w^2$. Výběr vzorků kuřat pro rozbor jatečné hodnoty by měl být prováděn náhodně,

aby jeho proměnlivost odpovídala proměnlivosti výchozí skupiny. U vlastnosti hmotnost trupu je možné si povšimnout, že výběrová variance $V_{\hat{q}}$ fixní u živé hmotnosti vzorku je téměř sedminásobkem $V_{\hat{q}}$ náhodné. Střední chyba $\hat{q}$ pro fixní linie je poloviční než střední chyba pro linie náhodné. U vybraných vzorků mají střední chyby $\hat{q}$ jak pro linie fixní, tak i pro linie náhodné u vlastnosti hmotnost trupu vyšší hodnoty a z toho pak vyplývá i větší konfidenční interval. Hodnota $V_{(\hat{q})\text{fixní}}$ u hmotnosti trupu je třetinová ve srovnání s hodnotou $V_{(\hat{q})\text{náh.}}$. Střední chyba $\hat{q}$ pro linie fixní je u této vlastnosti nižší než střední chyba pro linie náhodné, a to 1,7krát.

Velmi nízké jsou odhady hodnot intraklasních korelačních koeficientů dalších ukazatelů jatečné hodnoty, a to hmotnosti drůbků ($\hat{q} = 0,10$), hmotnosti prsních svalů ($\hat{q} = 0,22$) a hmotnosti stehenních svalů ($\hat{q} = 0,09$). Lze předpokládat, že v případě výběru náhodných vzorků pro zjištění ukazatelů jatečné hodnoty se hodnoty $\hat{q}$ pro hmotnost stehenních svalů, hmotnost prsních svalů a hmotnost drůbků ještě sníží v důsledku vzrůstu variance uvnitř linií. Protože i variance mezi liniemi je u těchto vlastností nízká, budou nejdůležitějšími ukazateli jatečné hodnoty z hlediska využití v určitých systémech hybridizace živá hmotnost a hmotnost trupu. Konfidenční intervaly $\hat{q}$ mají velké rozpětí, u hmotnosti drůbků a hmotnosti stehenních svalů dosahují spodní meze záporných hodnot.

Literatura

- GRAYBILL, F. A.: An introduction to linear statistical models. Vol. 1. New York, Mc Graw-Hill 1961.
- JAKUBEC, V. — LEPEŠ, M. — SOUKUPOVÁ, Z. — HYÁNEK, J.: Testing meat-type poultry with respect to inter-line variability. *Scientia Agric. bohemoslov.*, 17, 1985, č. 4, s. 263-272.
- SNEDECOR, G. W. — COCHRAN, W. G.: Statistical methods. 6th ed. Ames, Iowa, Iowa State University Press 1968.
- TAYLOR, C. S.: Multibreed designs. I. Variation between breeds. *Anim. Prod.*, 23, 1976a, s. 133-144.
- TAYLOR, C. S.: Multibreed designs. II. Genetic variation within and between breeds. *Anim. Prod.*, 23, 1976b, s. 145-154.
- TURNER, H. N. — YOUNG, S. Y.: Quantitative genetics in sheep breeding. Ithaca, New York, Cornell University Press 1969.

Došlo dne 17. 5. 1985

ЛЕПЕШ, М. — СОУКУПОВА, З. — ЯКУБЕЦ, В. (Научно-исследовательский институт разведения и селекции птицы, Иванка при Дунаи; Научно-исследовательский институт животноводства, Прага-Угржиневес): Анализ межлинейной изменчивости материнских линий мясной птицы. *Živoč. Vyr.*, 30, 1985 (12): 1057-1066.

В 1984 г. в Контрольной станции куриных в Устрашицах тестировали 6 материнских линий мясного типа из НИИРСП Иванка при Дунаи. Прослеживали за весом цыплят в возрасте 42 и 49 дней, показателями боенской ценности в 49 днях (живой вес, вес тушки, потрохов, бедренной и грудной мышц). Оценку проводили по методу наименьших квадратов с учетом пола и линии. С помощью анализа вариантов выводили интраклассный коэффициент корреляций ($\hat{q}$) по всем определяемым свойствам. Определили след. генетические параметры популяций: вариации между линиями ($\hat{\sigma}_b^2$), селективную вариацию интраклассного коэффициента корреляций для фиксированной ($V_{(\hat{q})}$ фикс.) и случайной ($V_{(\hat{q})}$ случ.) линий с соответствующими средними ошибками (SE) этого же коэффициента, а также конфиденциальный интервал для $\hat{\sigma}_b^2$ и $\hat{q}$. Эффекты пола и линии высокозначимы (за искл. эффекта линии у веса бедренных мышц). Упомянутые коэффициенты средневесовы у свойств живой вес ($\hat{q} = 0,66$) и вес тушки ($\hat{q} = 0,45$) в возрасте 49 дней у избранных образцов они средневесовы и весовы, у веса потрохов ($\hat{q} = 0,10$), веса грудных мышц ($\hat{q} = 0,22$) и веса бедренных мышц ($\hat{q} = 0,09$) низки. У целых, нередуцированных, групп вели-

чина $\hat{\rho}$ ж. вес в 49 днях ($\rho = 0,14$) и 42 дн. ($\hat{\rho} = 0,15$) почти одинакова и низкая. У свойства д. вес в возрасте 42 и 49 дн. величины $\hat{\rho}$ ниже у целых групп, чем у избранных образцов, так как отбираемые для анализа особи по методике станции обладают весом, приближающимся к среднему весу всей группы. То есть, они не отбираются по случайной выборке, что и понижает вариантность внутри данного образца. Вот почему необходимо отбирать образцы по методу случайной выборки, чтобы варианный диапазон отвечал этому диапазону первоначальной группы. Для выражения боенской ценности целесообразно пользоваться относительными величинами (доля потрохов, грудных и бедренных мышц, вес тушки) вместо абсолютных величин. При таком условии величины интраклассных коэффициентов корреляций гораздо ниже у показателей боенской ценности, чем установленные нами. Очередности линий и определенные популяционно-генетические параметры у живого веса в возрасте 42 и 49 дней почти одинаковы. Поэтому срок тестирования можно сократить у откормочности и боенской ценности с 49 до 42 дней. Ввиду низкого значения выведенных нами коэффициентов у тестируемых материнских линий в ходе селекции на живой вес в возрасте 42 и 49 дней, представляется целесообразным дальнейшее улучшение в рамках отдельных линий.

мясная птица; тестирование линий; интраклассный коэффициент корреляции; изменчивость между линиями; внутрилинейная изменчивость

LEPEŠ, M. — SOUKUPOVÁ, Z. — JAKUBEC, V. (Poultry Research Institute, Ivanka pri Dunaji; Research Institute of Animal Production, Praha-Uhřetíněves): *An Analysis of the Variability between Female Lines of Meat Poultry*. Živoč. V ýr., 30, 1985 (12) : 1057-1066.

In 1984 six female lines of the meat type originating from the Poultry Research Institute, Ivanka pri Dunaji, were tested at the Random Sample Tests Station at Ústřašice. The test was aimed at studying the live weight of chickens aged 42 and 49 days, as well as at the indicators of the carcass value at the age of 49 days (live weight, carcass weight, giblet weight, weight of breast and thigh muscle). The evaluation was performed by least squares method, taking into consideration the sex and line effect. The variance analysis was used to calculate the estimate of intraclass correlation coefficient ($\hat{\rho}$) for all studied properties. The following population and genetic parameters were estimated: variance between the lines ($\hat{\sigma}_b^2$), selection variance of the intraclass correlation coefficient for the fixed ($V(\hat{\rho})_{\text{fixed}}$) and random ($V(\hat{\rho})_{\text{random}}$) lines with the corresponding standard errors (SE) of the intraclass coefficient and the confidence interval for $\hat{\sigma}_b^2$ and $\hat{\rho}$. The sex and line effects were highly significant (except the line effect of the thigh muscle weight). The estimates of the intraclass correlation coefficients of the properties live weight ($\hat{\rho} = 0.66$) and carcass weight ($\hat{\rho} = 0.45$) were (at the age of 49 days) in the selected samples medium high to high, in giblet weight ($\hat{\rho} = 0.10$), breast muscle weight ($\hat{\rho} = 0.22$) and thigh-muscle weight ($\hat{\rho} = 0.09$) low. In the whole unreduced groups, the value $\hat{\rho}$ of the live carcass weight at the age of 49 days ($\hat{\rho} = 0.14$) and at the age of 42 days ($\hat{\rho} = 0.15$) was almost identical and low. As to the property live weight at the age of 42 and 49 days, the values $\hat{\rho}$ are lower in the whole groups than in the selected samples which is caused by the fact that the individuals chosen for the carcass value analysis by the methods used by the Random Sample Tests Station have a live weight approaching the average of the whole group. They are not chosen at random, which diminishes the variance within the selected sample. Therefore in the future it will be necessary to select these samples at random in order to bring the range of variation in the correspondence with the variation range of the original group. In preference to absolute values it will be necessary to express the carcass value in relative values (proportion of giblet, breast muscle and thigh muscle in the carcass weight). This will most probably lead to obtaining substantially lower intraclass correlation coefficients than those described in this paper. At the age of 42 and 49 days the sequence of lines and the estimated population and genetic parameters of live weight are almost identical. This will make it possible to cut the duration of the fattening and carcass value tests from the 49 to 42 days. With respect to the low values of the estimated intraclass correlation

coefficients it is recommended in the female lines tested at the age of 42 and 49 days during breeding for live weight to employ further selection within the lines. meat poultry; line testing; intraclass correlation coefficient; variability between lines; variability within lines

LEPEŠ, M. — SOUKUPOVÁ, Z. — JAKUBEC, V. (Forschungsinstitut für Geflügelhaltung und -züchtung, Ivanka pri Dunaji; Forschungsinstitut für Tierproduktion, Praha-Uhřetěves): *Analyse der Interlinien-Variabilität mütterlicher Linien bei Schlachtgeflügel*. Živoč. Vyr., 30, 1985 (12) : 1057-1066.

Im Jahre 1984 wurden in der Kontrollstation für Scharrgeflügel in Ústřetěves sechs, aus dem Forschungsinstitut für Geflügelhaltung und -züchtung in Ivanka pri Dunaji stammende mütterliche Linien des Fleischtyps getestet. Im Rahmen des Testes wurde die Lebendmasse von Küken im Alter von 42 und 49 Tagen sowie die Parameter des Schlachtwertes im Alter von 49 Tagen (Lebendmasse, Schlachtkörpermasse, Masse des genießbaren Kleins und Masse der Brust- und Schenkelmuskulatur) untersucht. Die Bewertung erfolgte mittels der Methode kleinster Quadrate im Hinblick auf den Effekt von Geschlecht und Linie. Durch Varianzanalyse wurde die Schätzung des Innerklassen-Korrelationskoeffizienten ($\hat{\rho}$) für alle untersuchten Eigenschaften berechnet. Ferner wurden folgende populationsgenetische Parameter geschätzt: die Varianz zwischen den Linien ($\hat{\sigma}_b^2$), die Stichprobenvarianz des Innerklassen-Korrelationskoeffizienten für fixe Linien ($V(\hat{\rho})_{fix}$) sowie für Zufallslinien ($V(\hat{\rho})_{näh.}$) mit entsprechenden Standardfehlern (SE) des Innerklassen-Korrelationskoeffizienten und das Konfidenzintervall für $\hat{\sigma}_b^2$ und $\hat{\rho}$. Die Geschlechts- und Linieneffekte waren sehr bedeutend (mit Ausnahme des Linieneffekts bei der Masse der Schenkelmuskulatur). Die Schätzwerte der Innerklassen-Korrelationskoeffizienten waren bei der Lebendmasse ($\hat{\rho} = 0,66$) und Schlachtkörpermasse ($\hat{\rho} = 0,45$) im Alter von 49 Tagen bei den ausgewählten Proben mittelhoch bis hoch, bei der Masse des genießbaren Kleins ($\hat{\rho} = 0,10$), der Brustmuskelmasse ($\hat{\rho} = 0,22$) und der Schenkelmuskelmasse ($\hat{\rho} = 0,09$) niedrig. Bei kompletten, nicht reduzierten Gruppen ist der $\hat{\rho}$ -Wert für Lebendmasse in 49 Tagen ($\hat{\rho} = 0,14$) und in 42 Tagen des Alters ($\hat{\rho} = 0,15$) nahezu gleich und niedrig. Bei der Lebendkörpermasse im Alter von 42 und 49 Tagen sind die $\hat{\rho}$ -Werte bei ganzen Gruppen niedriger als bei ausgewählten Proben, was darauf zurückzuführen ist, daß die für die Schlachtanalyse nach der in der Station üblichen Methodik ausgewählten Individuen eine Lebendmasse aufweisen, die dem Mittelwert der ganzen Gruppe sehr nahe liegt. Sie sind daher nicht zufällig ausgewählt, wodurch die Varianz innerhalb der ausgewählten Probe vermindert wird. Es ist daher erforderlich, diese Proben völlig zufällig zu wählen, damit ihre Varianzbreite der Varianzbreite der ursprünglichen Gruppe entspricht. Es erscheint zweckmäßig, zum Ausdrücken des Schlachtwertes relative (Anteil des Kleins, der Brust- und der Schenkelmuskeln an der Gesamtkörpermasse) anstatt absoluter Werte anzuführen. Unter diesen Voraussetzungen werden dann die Werte der Innerklassen-Korrelationskoeffizienten wahrscheinlich wesentlich niedriger ausfallen als die von uns ermittelten Werte. Die Linienfolge und die geschätzten populationsgenetischen Parameter für die Lebendmasse im Alter von 42 und 49 Tagen sind nahezu gleich. Es zeigt sich daher als möglich, die Dauer des Mast- und Schlachtwerttestes von 49 auf 42 Tage zu verkürzen. Mit Bezug auf den niedrigen Wert der von uns geschätzten Innerklassen-Korrelationskoeffizienten erscheint bei den getesteten mütterlichen Linien bei der Selektion auf Lebendmasse in 42 bzw. 49 Tagen des Alters eine weitere Veredlung im Rahmen der einzelnen Linien als vorteilhaft.

Schlachtgeflügel; Linientestung; Innerklassen-Korrelationskoeffizient; Variabilität zwischen Linien; Variabilität innerhalb der Linien

Adresy autorů:

Ing. M. Lepeš, CSc., Výskumný ústav chovu a šľachtenia hydiny, 900 28 Ivanka pri Dunaji

Ing. Zdena Soukupová, doc. ing. Václav Jakubec, DrSc., Výzkumný ústav živočišné výroby, 251 61 Praha - Uhřetěves

ANALÝZA RŮSTOVÝCH KŘIVEK U KONTRASTNÍCH LINIÍ A F₁ HYBRIDNÍCH KOMBINACÍ KUŘAT

H. Knížetová, B. Kníže, J. Hyánek, H. Hájková, J. Křížová

KNÍŽETOVÁ, H. — KNÍŽE, B. — HYÁNEK, J. — HÁJKOVÁ, H. — KŘÍŽOVÁ, J. (Přírodovědecká fakulta Univerzity Karlovy, Praha; Výzkumný ústav živočišné výroby, Praha - Uhřetěves): *Analýza růstových křivek u kontrastních linií a F₁ hybridních kombinací kuřat*. Živoč. Vyr., 30, 1985 (12): 1067—1075.

Předmětem pokusu byla aplikace Richardsovy funkce při popisu růstu vysoce inbrední linie W, outbrední populace masného typu cornish a jejich reciprokých hybridů F₁. Rodičovské linie se výrazně odlišují v živé hmotnosti, průměrné i maximální absolutní rychlosti růstu a v hodnotách časového parametru inflexního bodu. U F₁ hybridů v průběhu postnatálního vývoje zjišťujeme neznatelné negativní odchylky hodnot reálné hmotnosti a parametrů křivek od průměru rodičů. Při srovnání údajů růstu u hybridních reciprokých kombinací byly po vylíhnutí zjištěny průkazné difference matroklinní povahy, které jsou podstatně dříve eliminovány u kuřic než u kohoutků. Projevy faktorů růstu vázaných na pohlaví nebyly potvrzeny u kuřic.

kuřata; reciproké křížení; růstové křivky

V zootechnice jsou při studiu růstu hospodářských zvířat nejčastěji podkladem změny živé hmotnosti (y) zjišťované v pravidelných časových intervalech (t). Grafickým vyjádřením těchto změn je obvykle jednoduchá spojnice průsečíků souřadnic, určených hodnotami hmotnosti dosažených v jednotlivých časových úsecích. Při aplikaci tohoto jednoduchého způsobu je aproximace popisu reálného průběhu růstu závislá na délce časových intervalů. Čím kratší a četnější jsou časové úseky ($t_0, t_1 \dots t_n$) sledování reálných hodnot hmotnosti ($y_0, y_1 \dots y_n$), tím přesněji charakterizujeme průběh růstu. Při konvergenci $\Delta t \rightarrow 0$ absolutní přírůstek veličiny y vyjadřuje derivace dy/dt . Výsledkem je pak plynulá sigmoidní křivka, charakteristická úsekem se stoupajícími hodnotami absolutních přírůstků, tj. fází autoakcelerační, a úsekem s postupným poklesem přírůstků, tj. fází autoretardační. Předělem mezi těmito fázemi je inflexní bod růstové křivky, který je charakteristický dosažením maximální rychlosti růstu (v^*). Hodnota hmotnosti (y^*) a časový údaj (t^*) v inflexním bodu jsou důležitými parametry růstové křivky. Jiným významným parametrem je asymptotická hmotnost (při $t \rightarrow \infty$), kterou lze interpretovat jako průměrnou hmotnost v dospělosti (A).

Při konstrukci růstových křivek lze využít tříparametrovou funkci Bertalanffyho (B), Gompertzovu funkci (G) a logistickou funkci (L), které se odlišují polohou inflexního bodu, danou poměrem y^*/A , jehož hodnota je fixována ($B = 0,296$; $G = 0,368$; $L = 0,500$). Z hlediska uplatnění v praxi je významná zejména čtyřparametrová Richardsova funkce, jejíž výhodou je variabilní poloha inflexního bodu (Eisen et al., 1969; Fitzhugh, 1976; Kníže, Hyánek, 1981). Při její aplikaci u hospodářských zvířat a drůbeže bývá nejčastěji zjišťováno, že hmotnost v inflexním bodu (y^*) dosahuje zhruba 37% asymptotické finální hmotnosti. Z toho současně vyplývá, že z tříparametrových rovnic nejlépe charakterizuje růst zvířat Gompertzova funkce. Naproti tomu se zdá, že symetrická logistická funkce, tj. s hmotností v inflexním bodu dosaženém v polovině

křivky, je k popisu průběhu růstu méně vhodná. Např. z konstrukce křivek kuřat masného typu na základě této funkce (Liljedahl, 1970) je patrné, že teoreticky odvozené hodnoty některých parametrů jsou výrazně podhodnoceny.

Výhodou konstrukce růstových křivek je skutečnost, že informace obsažené v posloupnosti bodů daných souřadnicemi hmotnosti a věku jsou shrnuty do několika zobecnujících parametrů. Při grafickém vyjádření těchto funkcí jsou eliminována krátkodobá kolísání hmotnosti způsobená variabilními faktory vnějšího prostředí. Nevýhodou je požadavek značné velikosti podkladového materiálu. V této souvislosti poznamenáváme, že z matematického hlediska je k determinaci křivky považováno za dostačující čtyři až pět bodů, což ovšem platí za předpokladu „ideálních“ bodů, které leží bezprostředně na křivce. Naproti tomu konkrétní hodnoty hmotnosti zjišťované v praxi mohou být výrazně posunuty vlivem náhodných faktorů prostředí a při nedostatku údajů může být průběh křivky zkreslen. Např. při aplikaci Richardsovy funkce přesnost asymptoty, která je nezbytným podkladem odvození dalších parametrů, vyžaduje sledování až do ukončení růstu. Z této skutečnosti vyplývá, že v zootechnické praxi přistupujeme ke konstrukci růstových křivek jen v případech naléhavé potřeby.

Aplikace uvedených funkcí v plemenářské praxi je užitečná při srovnávání intenzity růstu a ranosti výkrmu linií masného typu. Odvozené parametry jsou významným podkladem při sestavování optimálního hybridizačního programu. Jinou možností aplikace funkcí je posuzování průběhu růstu příslušníků sledovaných linií po určité etapě selekce. Je známo, že následkem selekčního tlaku orientovaného na zvýšení hmotnosti v porážkovém věku dochází korelativně k změnám i v jiných fázích růstu. Např. nežádoucí korelovanou odpovědí této selekce bývá vzestup hmotnosti dospělých zvířat. V této souvislosti je doporučovaným opatřením aplikace antagonistické selekce zaměřené na zvyšování intenzity růstu v období porážkového věku a potlačování hmotnosti v dospělosti. Na první pohled je zřejmé, že výsledky této protisměrné selekce budou závislé na potenciální možnosti flexibility, tj. změny tvaru růstové křivky. S ohledem na poměrně vysokou pozitivní genotypovou korelaci hmotnosti v obou uvažovaných obdobích je samozřejmě možné očekávat pouze změny v rozsahu $(1 - r_{G^2})$ aditivní variance ukazatelů růstu v porážkovém věku, jak uvádějí Mc Carthy a Bakker (1979). Tito autoři ověřovali možnosti antagonistické selekce u myši, zaměřené na vysokou intenzitu růstu ve věku pěti týdnů a nízkou hmotnost ve věku deseti týdnů. V pokusu se ukázalo, že požadované změny tvaru křivky jsou dostupnější při aplikaci restriktivního selekčního indexu, konstruovaného na základě genotypových korelací, než při použití metody výběru na nezávislé úrovni. Obecnějším závěrem tohoto modelového experimentu je potvrzení určitého stupně nezávislosti genetických faktorů růstu, které působí v různých fázích ontogeneze.

Parametry rychlosti růstu a tvaru křivek jsou ve významné závislosti s ukazateli spotřeby krmiva na jednotku přírůstku. Např. Pasternak a Shalev (1983) zjistili aplikací Gompertzovy funkce a rovnice pro výpočet záchovných a růstových energetických požadavků, že při fixovaných hodnotách k (rychlost exponenciálního poklesu počáteční specifické rychlosti růstu l) a variabilním parametru l se zkrácení doby výkrmu o jeden den při zachování stejné živé hmotnosti promítne ve snížení spotřeby krmiva o 50 až 60 g na jedno kuře. Z jejich modelových pokusů s hypotetickými liniemi dále vyplývá, že úspory krmiva lze dosáhnout i prodloužením výkrmu, a to u linií s pomalým růstem bezprostředně po vylíhnutí, ale s nízkými hodnotami exponenciálního poklesu. Fixovanou porážkovou hmotností 1700 g mělo kuře rychle rostoucí linie ($k = 0,052$, $l = 0,225$) ve 47,6 dnech věku při spotřebě 3483 g krmiva a kuře s pomalým růstem ($k = 0,030$, $l = 0,159$) ve 49,1 dnech věku se spotřebou 3198 g krmiva, což reprezentuje 8% úsporu krmiva. Zlepšená konverze krmiva je důsledkem nižších záchovných požadavků, a to zejména ve středním období výkrmu.

Zdá se, že některé parametry růstových křivek, např. poměr hmotnosti v inflexním bodu a v dospělosti, tj. tvarový parametr Richardsovy funkce, jsou v závislosti s jatečnou hodnotou. Lze také předpokládat, že konstrukce růstových křivek bude významným podkladem pro ekonomické hodnocení produkčních cyklogramů, tj. při porovnávání obrátu výkrmu jednotlivých druhů hospodářských zvířat, popř. hybridních kombinací (Lehmann, 1977).

Předmětem této práce je aplikace Richardsovy funkce při popisu růstu vysoce inbrední linie W, komerční populace masného typu cornish a jejich reciprokých kříženců F₁ generace.

MATERIÁL A METODA

Do pokusu byla zařazena outbrední kuřata masného typu cornish (Cr), chovaná na Přírodovědecké fakultě UK v Praze. Vysoce inbrední linie W ($F_x > 99,9\%$) pocházela z Ústavu molekulární genetiky ČSAV. Podle autorů Hašek et al. (1966) byla tato linie v roce 1937 odvozena z plemene leghorn a je udržována pářením bratr $\times$ sestra. Křížení bylo prováděno v obou směrech, tzn., že v pokusu je zastoupena skupina topcrossu (inbrední otec W $\times$ outbrední matka Cr) a skupina bottomcrossu (outbrední otec Cr $\times$ inbrední matka W). Veškerá kuřata pocházející z jediného hnutí byla odchována ve stejných podmínkách a krmena standardní směsí *ad libitum*. S ohledem

na velmi nízké hodnoty ukazatelů reprodukce u inbrední linie W bylo v jednotlivých pokusných skupinách kohoutů a kuřic zastoupeno pouze 10 až 18 jedinců. Do věku 10 týdnů byla kuřata vážena v sedmidenních intervalech a v dalším období po 14 dnech až do věku 32 až 36 týdnů.

Ke konstrukci křivek jsme použili Richardsovu funkci

$$y_t = A (1 \pm be^{-kt})^{-\frac{1}{n}}$$

kde: y_t = živá hmotnost (g) v čase t (dny)

A = asymptotická hmotnost při $t \rightarrow \infty$; prakticky lze interpretovat jako hodnotu průměrné hmotnosti v dospělosti

b = integrační konstanta (parametr měřítka)

e = základ přirozených logaritmů

k = rychlost lineární změny logaritmické funkce hmotnosti za jednotku času (index ranosti růstu)

n = tvarový parametr, determinující polohu inflexního bodu

Z hodnot funkce byly pro každého jedince odvozeny další parametry, tj. především živá hmotnost (y^*) a věk (t^*) při dosažení inflexního bodu:

$$y^* = A/n \sqrt[n]{n+1} \quad t^* = -\frac{1}{k} \ln \left| \frac{n}{b} \right|$$

Kromě toho byla vypočítána průměrná absolutní rychlost růstu (v) vyjádřená v g/den a maximální absolutní rychlost růstu (v^*), tj. g/den při dosažení inflexního bodu:

$$v = Ak/2(n+2) \quad v^* = y^* \frac{k}{n+1}$$

Pro každou individuální, teoreticky odvozenou křivku byl stanoven koeficient determinace (R^2), který charakterizuje její soulad s reálným průběhem růstu

$$R^2 = 1 - \frac{\sum (y_i - y_i^T)^2}{\sum (y_i - \bar{y})^2}$$

kde: y_i = pozorovaná hmotnost

y_i^T = hmotnost odhadnutá Richardsovou funkcí

Diference mezi teoretickou a pozorovanou hmotností v jednotlivých bodech křivky byly vyjádřeny procentuálními odchylkami. Jak známo, tyto deviace nebývají pouze projevem náhodné fluktuace, ale nezřídka mohou být zcela pravidelné. To znamená, že mají biologický podklad a lze je interpretovat (Mina, Klevezal, 1976 aj.).

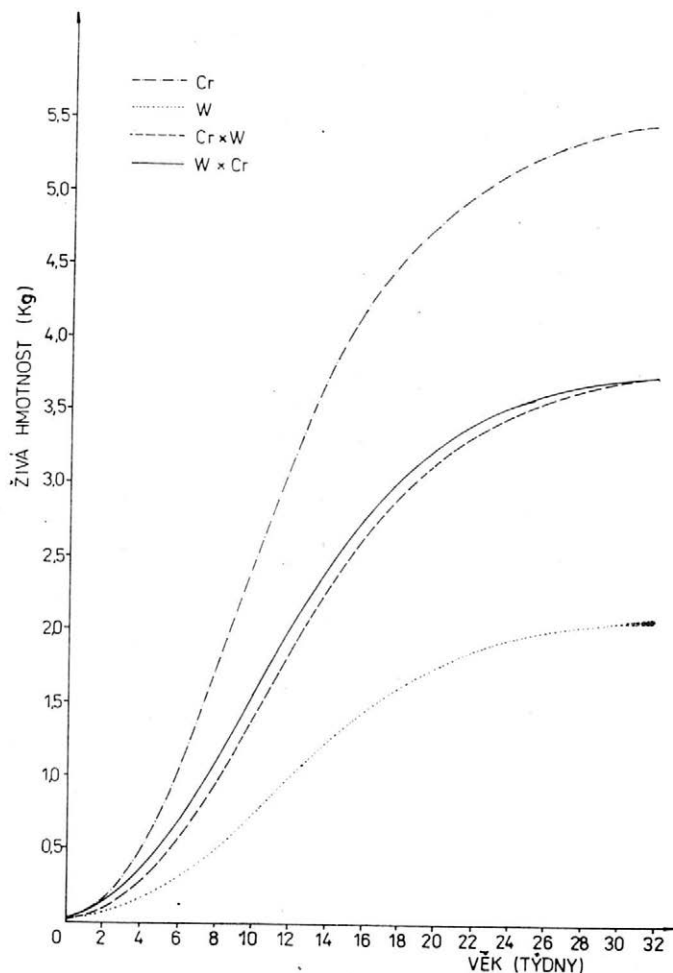
Růst kříženců byl charakterizován procentuálními odchylkami od intermediární hodnoty rodičů, průkaznost byla hodnocena metodou ortogonálního kontrastu (Weberová, 1965):

$$\hat{\psi} = 2\bar{x}_{AB} - \bar{x}_A - \bar{x}_B \quad t = \frac{\hat{\psi}}{\sqrt{s_{\hat{\psi}}^2}}$$

Diference mezi skupinami byly ověřovány t -testem.

VÝSLEDKY A DISKUSE

Vhodnost aplikace Richardsovy funkce při konstrukci růstových křivek kuřat prokazují vysoké hodnoty determinačního koeficientu ($R^2 = 0,980-0,999$). Nicméně v určitých úsecích křivky, zejména během časnějších fází postnatálního růstu, zjišťujeme v hodnotách teoretické a reálné hmotnosti výraznější negativní nebo pozitivní odchylky. Např. v období od vylíhnutí do šesti týdnů věku nacházíme u jednotlivých věkových kategorií kuřat pokusných skupin průměrný rozdíl odhadnuté a skutečné živé hmotnosti v rozsahu 3,3 až 15,0 %, zatímco od osmi týdnů věku do dospělosti nepřesahují průměrné odchylky 1,1 až 4,5 %.

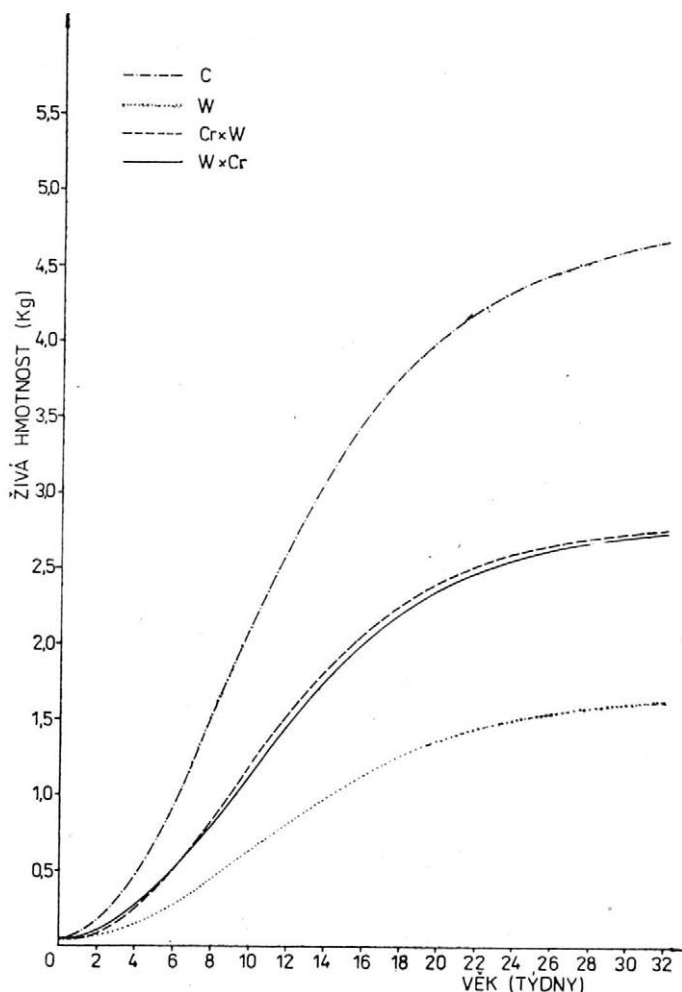


1. Růstové křivky kohoutů — Growth curves of cockerels

Výchozí rodičovské linie jsou značně kontrastní. Hmotnost jednodenních kuřat masné populace cornish činí v průměru 45 g, zatímco u zástupců inbrední linie W dosahuje pouze 32 g. Během postnatálního růstu se tyto difference výrazně prohlubují. V dospělosti, tj. ve věku 30 týdnů, zaznamenáváme u plemene cornish živou hmotnost 5390 g (kohouti) a 4730 g (nosnice). U inbrední linie W činí průměrná finální hmotnost kohoutů 2020 g a u nosnic 1600 g. Průběh růstu kuřat rodičovských linií a hybridních skupin je znázorněn na obr. 1 a 2, parametry křivek jsou uvedeny v tab. I a II. Podle očekávání zjišťujeme nejvyšší hodnoty hmotnosti v inflexním bodu (y^*) a v asymptotě (A), stejně jako u parametrů průměrné a maximální absolutní hmotnosti růstu (v , v^*) u kohoutů a kuřic plemene cornish. Samozřejmě také nepřekvapuje, že nejnižší hodnoty těchto parametrů byly prokázány u inbrední linie W. Ačkoliv u kuřat plemene cornish byla hmotnost při dosažení inflexního bodu zhruba 2,5krát vyšší než u příslušníků linie W, časového parametru tohoto předělu autoakcelerační a autoretardační fáze růstu (t^*) bylo dosaženo o dva týdny dříve.

Zmínili jsme se již o skutečnosti, že u funkcí tříparametrového typu je poloha inflexního bodu fixována. Přirozenou individuální variabilitu parametrů y^* a t^* lze spolehlivě popsat pouze pomocí Richardsovy funkce (Eisen et al., 1969; Fitzhugh, 1976 aj.). Dosavadní výsledky aplikace této funkce při studiu růstu kuřat masných popu-

2. Růstové křivky kuřic — Growth curves of pullets



laci nasvědčují tomu, že období porážky brojlerů (sedm týdnů věku) zpravidla předchází věku dosažení inflexního bodu křivky (> 60 dní). Obecněji je známo, že spotřeba krmiva na jednotku přírůstku v průběhu postnatálního růstu výrazně stoupá (Miček, 1978; Leeson, Summers, 1980 aj.). Z tohoto hlediska je u současných prošlechtěných masných populací považováno za optimální ukončení výkrmu již v předinflexní fázi růstu, tj. při dosažení tržní hmotnosti brojlerů a příznivé konverzi krmiva.

Srovnáváme-li reálné údaje růstu u kohoutků a kuřic obou hybridních kombinací F_1 generace, s výjimkou nejčastějších věkových kategorií (0 až 2 týdny), nacházíme hodnoty hmotnosti, které zhruba odpovídají průměru výchozích rodičovských linií. Jak známo, intermediární postavení F_1 kříženců je v souladu s představou převážně aditivního působení polygenních systémů růstu. V našem pokusu však nelze přehlédnout poměrně časté negativní odchylky hmotnosti od tohoto průměru, tj. $F_1 < (P_1 + P_2)/2$. Tato tendence je patrná nejen u reálných údajů růstu, ale také u parametrů hmotnosti (y^* , A) a rychlosti růstu (v , v^*), odvozených pomocí Richardsovy funkce (tab. I a II). Zdá se, že tyto projevy negativní heterozyze je možné vysvětlovat působením frakce dominantních faktorů (σ_D^2), které podmiňují redukci intenzity růstu a živé hmotnosti F_1 hybridů. Tento předpoklad by však bylo nezbytné ověřit sledováním jiných kombinací křížení inbredních linií a komerčních populací.

I. Parametry růstových křivek kohoutů plemene cornish, inbrední linie W a jejich reciprokých kříženců — The parameters of growth curves of cockerels of the Cornish breed, inbred W line and their reciprocal hybrids

		t^* (dny)	y^* (g)	A (g)	y^*/A	v (g/den)	v^* (g/den)
Cr	$\bar{x}$	63,7 ^a	2 214,6 ^a	6 058,7 ^a	0,366 ^a	38,08 ^a	56,06 ^a
	$s_{\bar{x}}$	1,14	55,40	151,20	0,0045	0,912	1,344
	v	8,0	11,2	11,2	5,5	10,7	10,7
W	$\bar{x}$	77,4 ^b	863,9 ^c	2 137,9 ^c	0,404 ^c	12,15 ^c	17,89 ^c
	$s_{\bar{x}}$	1,27	10,00	29,32	0,0026	0,339	0,499
	v	5,7	2,0	4,7	2,2	9,7	9,7
♂ Cr × ♀ W	$\bar{x}$	73,9 ^b	1 484,9 ^b	3 840,2 ^b	0,388 ^b	22,47 ^b	33,05 ^b
	$s_{\bar{x}}$	1,29	15,37	63,43	0,0054	0,519	0,751
	v	7,2	4,3	6,8	5,8	9,5	9,4
♂ W × ♀ Cr	$\bar{x}$	67,8 ^a	1 465,1 ^b	3 905,1 ^b	0,376 ^{ab}	22,31 ^b	32,85 ^b
	$s_{\bar{x}}$	2,04	26,96	93,64	0,0090	1,038	1,530
	v	7,4	4,5	5,9	5,9	11,4	11,4

Průměry označené rozdílným písmenem jsou statisticky významné ($P < 0,05$, $P < 0,01$)

II. Parametry růstových křivek kuřic plemene cornish, inbrední linie W a jejich reciprokých kříženců — The parameters of growth curves of pullets of the Cornish breed, inbred W line and their reciprocal hybrids

		t^* (dny)	y^* (g)	A (g)	y^*/A	v (g/den)	v^* (g/den)
Cr	$\bar{x}$	60,7 ^a	1687,3 ^a	4798,7 ^a	0,355 ^a	28,68 ^a	42,26 ^a
	$s_{\bar{x}}$	1,19	30,5	140,8	0,0081	0,697	1,022
	v	8,3	7,7	12,4	9,7	10,3	10,3
W	$\bar{x}$	74,6 ^b	676,3 ^c	1749,6 ^c	0,387 ^b	9,23 ^c	13,59 ^c
	$s_{\bar{x}}$	5,05	18,15	51,17	0,0062	0,403	0,596
	v	19,1	7,6	8,3	4,5	12,4	12,4
♂ Cr × ♀ W	$\bar{x}$	66,4 ^b	1080,7 ^b	2832,6 ^b	0,384 ^b	17,11 ^b	25,22 ^b
	$s_{\bar{x}}$	1,17	15,22	52,28	0,0086	0,319	0,474
	v	7,5	6,0	7,8	9,5	7,9	8,0
♂ W × ♀ Cr	$\bar{x}$	68,8 ^b	1100,6 ^b	2876,5 ^b	0,385 ^{ab}	16,29 ^b	24,03 ^b
	$s_{\bar{x}}$	3,03	32,44	85,96	0,0138	0,591	0,886
	v	13,9	9,3	9,5	11,4	11,5	11,7

Průměry označené rozdílným písmenem jsou statisticky významné ($P < 0,05$, $P < 0,01$)

Při sledování růstu a živé hmotnosti hybridních kuřat F_1 generace jsou nezřídka zjišťovány průkazné rozdíly mezi reciprokými kombinacemi křížení (Kníže, 1971). Podkladem diferencí matroklinní povahy u kříženců obou pohlaví jsou především rozdíly ve velikosti vajec matek výchozích rodičovských linií (Kníže, 1959; Bray, Iton, 1962). Navíc při křížení inbredních linií a outbredních populací lze ve skupině bottomcrossu očekávat negativní vlivy následkem nižší biologické hodnoty násadových vajec inbredních matek (Moisejeva, 1970). Naopak příčinou patroklinní tendence diferencí u hemizygotních kuřic reciprokých kombinací křížení, tj. odchylky hmotnosti ve směru otcovské linie, je lokalizace některých faktorů růstu v heterochromozómu Z (Godfrey, 1953; Kníže, 1959; Beilharz, Mc Donald, 1961 aj.).

V našem pokusu jsme zjistili u hybridních kuřat bezprostředně po vylíhnutí významnou závislost živé hmotnosti ($\delta W \times \text{♀Cr} - 46 \text{ g}$, $\delta \text{Cr} \times \text{♀W} - 33 \text{ g}$) na velikosti vajec mateřské linie. U kohoutků jsou difference v hmotnosti reciprokých kombinací ve prospěch skupiny topcrossu, pocházející od outbredních matek cornish, vysoce průkazné ($P < 0,01$) do pěti týdnů věku, přičemž tato tendence postupně ustupuje. U kuřiček reciprokých kombinací jsme zaznamenali rozdíly matroklinní povahy na hranici významnosti ($P < 0,05$) pouze do tří týdnů věku, v dalším období postnatálního růstu byly zcela eliminovány. Současně je však třeba zdůraznit, že kompenzaci diferencí nelze s jistotou připisovat působení faktorů vázaných na pohlaví. Patroklinní tendence v hodnotách reálné hmotnosti kuřic, stejně jako v parametrech růstových křivek, nebyla potvrzena.

Obecně je známo, že bezprostředně po vylíhnutí nejsou rozdíly v živé hmotnosti kohoutků a kuřiček. Avšak již v prvních týdnech postnatálního života lze v závislosti na pohlavním dimorfismu zjistit významné difference, které se postupně prohlubují. Průměrná i maximální intenzita růstu (v , v^*) je u kohoutků podstatně vyšší než u kuřic (tab. I a II). Jestliže považujeme hmotnost kuřic za 100 %, hodnoty kohoutů při dosažení inflexního bodu činí přibližně 120 až 135 %. Do dospělosti se tyto difference udržují, popř. ještě zvyšují. Podkladem mezipohlavních rozdílů v hmotnosti je dvojnásobná dávka faktorů růstu lokalizovaných v chromozómu Z u homogametních kohoutů (ZZ) ve srovnání s heterogametními kuřicemi (ZW). Kromě toho se uvažuje o možnosti interakce genotyp $\times$ pohlaví. Z této skutečnosti současně vyplývá, že mezipohlavní difference ve velikosti jsou liniově specifické (Hyánek et al., 1984). V našem pokusu se poměrná hmotnost kohoutků a kuřic výchozích rodičovských linií v období inflexního bodu podstatně neodlišuje ($\text{Cr} - 126,2 \%$, $W - 122,2 \%$). U hybridních kohoutků obou reciprokých skupin je relativní živá hmotnost vzhledem ke kuřicím vyšší (135,6 až 135,7 %). Interpretace těchto výsledků, podobně jako ověření předpokládané existence dominantní složky, která působí redukci intenzity růstu hybridů, by vyžadovala analýzu dialelního křížení většího počtu hybridních kombinací inbredních linií a outbredních populací.

Podobně jako v našem předchozím pokusu s křížením vysoce inbredních linií (Knížetová et al., 1983) nebo ve srovnání s výsledky, které uvádí Liljedahl (1970), kohoutci dosahují inflexního bodu (t^*) později než kuřice. Tato tendence je sice zcela pravidelná, avšak často neprůkazná.

Literatura

- BEILHARZ, R. G. — Mc DONALD, M. W.: A comparison of White Leghorns, Australorps and their reciprocal crosses. *Austral. J. Agric. Res.*, 12, 1961, s. 539.
- BRAY, D. F. — ITON, E. L.: The effects of egg weight on strain differences in embryonic and postembryonic growth in the domestic fowl. *Brit. Poult. Sci.*, 3, 1962, s. 175.

- EISEN, E. J. — LANG, B. J. — LEGATES, J. E.: Comparison of growth functions within and between lines of mice selected for large and small body weight. *Theor. appl. Genet.*, 39, 1969, s. 339.
- FITZHUGH, H. A.: Analysis of growth curves and strategies for altering their shape. *J. anim. Sci.*, 42, 1976, s. 1036.
- GODFREY, E.: The genetic control of growth and adult body weight in the domestic fowl. *Poult. Sci.*, 32, 1953, s. 248.
- HAŠEK, M. — KNÍŽETOVÁ, F. — MERVARTOVÁ, H.: Syngenetic lines of chickens. *Folia biol.*, 12, 1966, s. 335.
- HYÁNEK, J. — KNÍŽE, B. — HYÁNKOVÁ, L. — ŠILER, R.: Sex dimorphism of the skeletal system in highly inbred lines of fowl. *Z. Tierzücht. Zücht.-Biol.*, 101, 1984, s. 257.
- KNÍŽE, B.: Reciprocal crossing of contrasting breeds of poultry. *Folia biol.*, 5, 1959, s. 285.
- KNÍŽE, B.: Materský efekt a vazba na pohlaví ve vztahu k užitkovým vlastnostem drůbeže. *Živoč. Výr.*, 16, 1971, č. 6, s. 481-483.
- KNÍŽE, B. — HYÁNEK, J.: Charakteristika analýzy růstu hospodářských a laboratorních druhů zvířat. *Biol. Listy*, 46, 1981, s. 193.
- KNÍŽETOVÁ, H. — KNÍŽE, B. — HYÁNEK, J. — ŠILER, R. — HYÁNKOVÁ, L. — PLACHÝ, J. — VILHELMOVÁ, M.: Growth curves of highly inbred lines of fowl and their F₁ hybrids. *Génét. Sel. Evol.*, 15, 1983, s. 533.
- LEESON, S. — SUMMERS, J. D.: Production and carcass characteristics of the broiler chicken. *Poult. Sci.*, 59, 1980, s. 786.
- LEHMANN, R.: Vergleich des Wachstumsverlaufe von landwirtschaftlichen Nutztieren. *Arch. Tierz.*, 20, 1977, s. 223.
- LILJEDAHN, L. E.: A study on the course of growth in broiler chickens. *Acta Agric. scand.*, 20, 1970, s. 249.
- Mc CARTHY, J. C. — BAKKER, H.: The effects of selection for different combinations of weights at two ages on the growth curve of mice. *Theor. appl. Genet.*, 55, 1979, s. 57.
- MÍČEK, J.: Biológia rastu kurčiat. *Poľnohosp. Veda, Sériá C*, 3, 1978.
- MINA, M. V. — KLEVEZAL, G. A.: Rost životnych. Moskva, Izd. Nauka 1976.
- MOISEJEVA, I. G.: Vlijanije inbridinga na kačestvo kurinyh jaic. *Genetika*, 6, 1970, s. 99.
- PASTERNAK, H. — SHALEV, B. A.: Genetic-economic evaluation of traits in a broiler enterprise: reduction of food intake due to increased growth rate. *Brit. Poult. Sci.*, 24, 1983, s. 531.
- WEBEROVÁ, E.: Grundriss der biologischen Statistik. Jena, G. Fischer 1965.

Došlo dne 21. 5. 1985

КНИЖЕТОВА, Г. — КНИЖЕ, Б. — ГИАНЕК, Й. — ГАЙКОВА, Г. — КРЖИЖОВА, Й. (Естественнаучный факультет Карлова Университета, Прага; Научно-исследовательский институт животноводства, Прага - Угржиневес): Анализ кривых роста у контрастных линий и F₁ гибридных комбинаций у цыплят. *Živoč. Výr.*, 30, 1985 (12): 1067-1075.

Предметом опытов служила функция Ричардса для описания роста высоко инбредной линии W, аутбредной популяции мясного типа корниш и их реципрочных гибридов F₁. Родительские линии заметно отличаются по живому весу, средней и максимальной абсолютной скорости роста и по величинам временного параметра инфлексной точки. У F₁ гибридов в ходе постнатального развития нередко отмечаются отрицательные достоверные отклонения показателей реального веса и кривых от средних показателей родителей. Сравнение данных роста у гибридных реципрочных комбинаций после вылупления показало достоверные различия матроклинного характера, которые у курочек исчезают гораздо раньше, чем у петушков. У курочек же не подтверждено проявлений факторов роста сцепленных с полом.

цыплята; реципрочное скрещивание; кривые роста

KNÍŽETOVÁ, H. — KNÍŽE, B. — HYÁNEK, J. — HÁJKOVÁ, H. — KRÍŽOVÁ, J. (Faculty of Science, Charles University, Praha; Research Institute of Animal Production, Praha-Uhřetěves): *An Analysis of Growth Curves in Contrast Lines and F₁ Hybrid Combinations of Chickens*. Živoč. Vyr., 30, 1985 (12) : 1067-1075.

Richards function was applied to describe the growth of highly inbred W line, outbred population of the Cornish meat type and their reciprocal F₁ hybrids. The parent lines are markedly different in live weight, average and maximum absolute growth rate and time parameters of inflexion point. In the course of post-natal development of F₁ hybrids significant negative deviations of the values of real weight and curve parameters from the mid-parent value were not exceptional. A comparison of the growth data in hybrid reciprocal combinations after hatching revealed significant differences of maternal character which are eliminated substantially earlier in pullets than in cockerels. The manifestations of sex-linked growth factors in pullets were not confirmed.

chickens; reciprocal crossing; growth curves

KNÍŽETOVÁ, H. — KNÍŽE, B. — HYÁNEK, J. — HÁJKOVÁ, H. — KRÍŽOVÁ, J. (Naturwissenschaftliche Fakultät der Karlsuniversität, Praha; Forschungsinstitut für Tierproduktion, Praha-Uhřetěves): *Analyse der Wachstumskurven bei Kontrastlinien und F₁-Hybridkombinationen von Küken*. Živoč. Vyr., 30, 1985 (12) : 1067-1075.

Das Objekt des Versuchs war die Anwendung der Richards-Funktion bei der Beschreibung des Wachstums der engen Inzuchtlinie W, der Outbreeding-Population des Fleischtyps Cornish und ihrer reziproken F₁-Hybriden. Die Elternlinien unterscheiden sich wesentlich in der Lebendmasse, in der mittleren sowie maximalen absoluten Wachstumsgeschwindigkeit und in den Werten des Zeitparameters des Wendepunktes. Bei den F₁-Hybriden stellen wir im Verlauf der postnatalen Entwicklung nicht selten starke negative Abweichungen der Werte der reellen Masse und der Kurvenparameter von den Mittelwerten der Eltern fest. Beim Vergleich der Wachstumsdaten bei den reziproken Hybridkombinationen wurden nach dem Schlupf starke Differenzen matroklinalen Charakters festgestellt, die bei den Jung-hennchen wesentlich eher eliminiert werden als bei den Junghähnchen. An das Geschlecht gebundene Äußerungen der Wachstumsfaktoren wurden bei Jung-hennchen nicht bestätigt.

Küken; reziproke Kreuzung; Wachstumskurven

Adresy autorů:

RNDr. Helena Knížetová, dr. Bohumír Kníže, CSc., dr. Helena Hájková, prom. biol.-mat. J. Krížová, Přírodovědecká fakulta UK, Viničná 7, 128 44 Praha 2

Dr. Jaromír Hyánek, CSc., Výzkumný ústav živočišné výroby, 251 61 Praha 10

**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

HODNOTENIE VÝVINU SEMENNÍKOV GUNÁROV VO VZŤAHU K PRODUKCII EJAKULÁTU

M. Zeman, V. Uhrín, J. Košutzký, E. Bobáková

ZEMAN, M. — UHRÍN, V. — KOŠUTZKÝ, J. — BOBÁKOVÁ, E. (Výskumný ústav chovu a šľachtenia hydiny, Ivanka pri Dunaji): *Hodnotenie vývinu semenníkov vo vzťahu k produkcii ejakulátu gunárov*. Živoč. Výr., 30, 1985 (12) : 1077-1082.

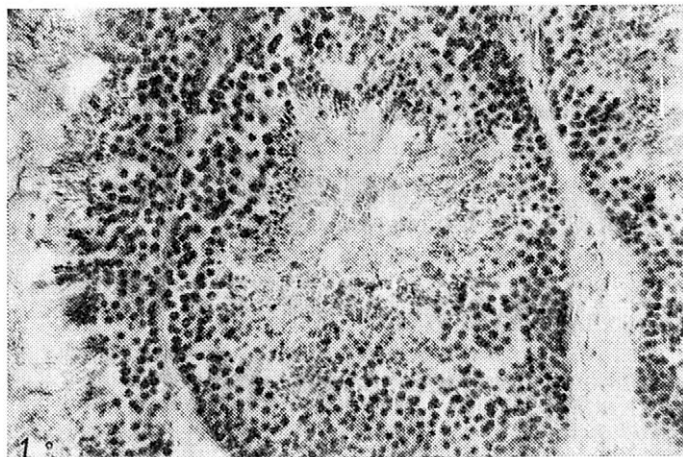
V práci hodnotíme päť opakovaných odberov ejakulátu od 40 gunárov rodičovskej línie husí Ivages. Zistili sme, že koncentrácia spermií v jednotlivých odberoch kolísala v rozpätí od 0 do $1,022 \times 10^6$ spermií na 1 mm^3 a priemerné hodnoty z piatich odberov sa pohybovali v intervale $44,1$ až $94,9 \times 10^3/\text{mm}^3$. Pre odbery ejakulátu nebolo vhodných 35 % gunárov, lebo ich ejakulát bol buď aspermický, alebo oligospermický. Pri histologickom vyšetrení gonád ôsmich gunárov, ktoré produkovali aspermický alebo oligospermický ejakulát, sme len v troch prípadoch zaznamenali poruchy spermiogenézy, kým u zostávajúcich piatich gunárov nebola tvorba spermií narušená. Výsledky naznačujú, že nízku kvalitu ejakulátu zapríčiňuje nevýrazná reakcia gunárov na masáž, ako aj degeneratívne zmeny spermiogénneho epitelu.

gunáre; semenníky; spermiogenéza; objem ejakulátu; koncentrácia spermií

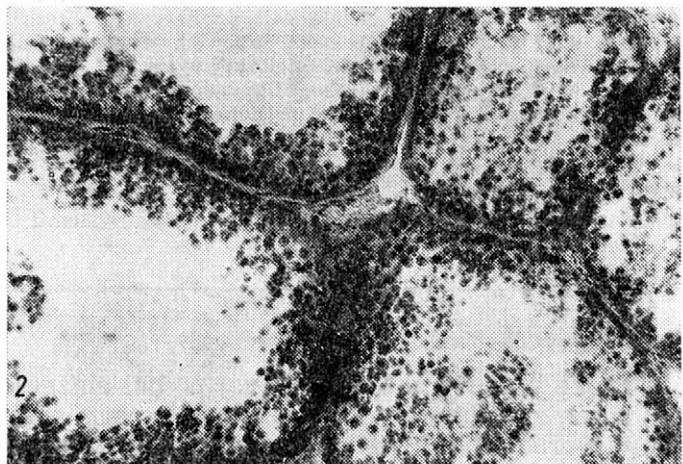
Na nižšej oplodnenosti vaječ v chovoch husí má svoj podiel znížená oplodňovacia schopnosť gunárov, zapríčinená nižšou úrovňou spermiogenézy a častými poruchami v tvorbe spermií (Marvan, 1983). Pri výbere gunárov pre reprodukciu a technickú insemináciu je potrebné veľké percento zvierat brakovať, pretože nereagujú na masáž, neprodukujú dostatočne kvalitný ejakulát alebo sa v ejakuláte nachádza veľa morfológicky abnormálnych spermií (Chelmoňská, 1972). Nízka kvalita ejakulátu gunárov sa pripisuje nedostatočnému vývinu semenníkov, ktorý je spôsobený nevyrovnanou sekréciou pohlavných hormónov (Koplik, 1969). Vzhľadom na závažnosť tejto problematiky pre prax hodnotíme v našej práci kvalitu ejakulátu skupiny gunárov súčasne s posudzovaním vývinu reprodukčného systému jedincov, ktoré produkovali aspermický alebo oligospermický ejakulát.

MATERIÁL A METÓDA

V práci sme použili 40 gunárov otcovskej línie husí Ivages z Výskumnej a šľachtiteľskej stanice husí v Hroboňove. Gunáre sa vyľahli koncom marca a boli sledované v prvej reprodukčnej sezóne. Boli ustajnené v skupinách na roštovej podlahe s voľným prístupom k bazénu s tečúcou vodou a krmené *ad libitum* krmnou zmesou pre chovné husi HU. Pokus prebehol pri prirodzenom osvetlení. Po troch prípravných masážach sme v marci a apríli uskutočnili päť opakovaných



1. Intenzívna spermiogenéza v semenníkoch s fyziologickou produkciou ejakulátu — Intensive spermiogenesis in the testes with physiological ejaculate production



2. Semenotvorné kanáliky gunárov so zníženou produkciou spermií — The seminiferous tubules of ganders with reduced sperm production



3. Dezintegrácia semenotvorného epitelu v semenníkoch gunárov s oligospermickým ejakulátom — Disintegration of the spermatogenic epithelium in the testes of ganders with oligospermic ejaculate

odberov ejakulátu v týždňových intervaloch. Ejakulát sme odoberali dorzoabdominálnou masážou (Staško, 1976). Objem sme odpočítali priamo z kalibrovanej skúmavky a koncentráciu spermií sme stanovili hematocytometrom. Osem gunárov, ktoré pri opakovaných odberoch buď nereagovali na masáž produkciou ejakulátu, alebo produkovali oligospermický ejakulát, sme po ukončení odberov odvážili a usmrtili. Vypreparovali sme semenníky, nadobličky, hypofýzu a epifýzu, ktoré sme okamžite odvážili. Posúdili sme vývin semenovodov a semenníkov. Potom sme zo stredu ľavých semenníkov odobrali vzorky na histochemické vyšetrenie. Fixovali sme ich v 4% formole a zaliali do parafínu. Rezy sme farbili hematoxylin-eozínom. Na preparátoch sme posudzovali vývin spermiogénneho epitelu a spermiogenézu (obr. 1 až 3).

VÝSLEDKY A DISKUSIA

Objem ejakulátu gunárov sa pohyboval v širokom variačnom rozpätí (0,05 až 1,2 ml) a hodnoty v dvoch za sebou idúcich odberoch sa často podstatne odlišovali. Nepozorovali sme významnú koreláciu medzi objemom ejakulátu a koncentráciou spermií ($r = 0,134$). V koncentrácii spermií sme zaznamenali výrazné individuálne rozdiely, ako aj diferencie medzi dvoma odbermi od toho istého gunára. V každom odbere zo 40 vyšetrovaných vzoriek bolo priemerne osem vzoriek aspermických a priemerne tri zvieratá nereagovali na masáž produkciou ejakulátu. Koncentrácia spermií v jednotlivých vzorkách ejakulátu kolísala v rozpätí od 0 do $1,022 \times 10^6$ spermií/mm³. Priemerné hodnoty z piatich odberov vykazovali tiež veľkú variabilitu ($44,1 - 94,9 \cdot 10^3$ /mm³) a súhlasia s údajmi prezentovanými v literatúre (Marvan, 1983).

Na základe priemernej koncentrácie spermií zo všetkých odberov sme zvieratá zaradili do skupín (tab. I). U troch gunárov sme nepozorovali spermie v žiadnom odbere a od dvoch jedincov sme ich získali len v niektorých odberoch, pričom priemerná koncentrácia z piatich odberov neprekročila 10^3 spermií/mm³. Aj u gunárov zaradených do tretej skupiny ($10^3 - 10^4$ spermií/mm³) sme pozorovali aspermický ejakulát. Zvieratá patriace do týchto troch skupín predstavovali 35 % z celkového súboru a neboli vhodné pre odber ejakulátu. Tento údaj súhlasí s percentom brakovania uvádzaným inými autormi (Kurbatov et al., 1976; Ledeč, 1983). Tieto gunáre sa odlišovali už po prvých troch odberoch, čo poukazuje na možnosť hodnotenia gunárov na základe

I. Skupiny gunárov zostavené na základe priemernej koncentrácie spermií z piatich opakovaných odberov — Gander groups based on the average sperm concentrations in five repeated sperm collections

Počet spermií (v mm ³)	Počet zvierat	Percento z celého súboru	Priemerný objem ejakulátu (ml)
Aspermické	3	7,5	0,28
0 — 10^3	2	5,0	0,40
$10^3 - 10^4$	9	22,5	0,65
$10^4 - 10^5$	22	55,0	0,44
$10^5 - 5 \cdot 10^5$	4	10,0	0,47
Spolu	40	100 %	

II. Hmotnosť semenníkov a niektorých endokrinných žliaz gunárov produkujúcich aspermický alebo oligospermický ejakulát — The weight of testes and some endocrine glands in ganders producing aspermic or oligospermic ejaculate

Číslo gunára	Hmotnosť v g					
	ľavý semenník	pravý semenník	semenníky spolu	hypofýza	epifýza	nadobličky
1	9,493	4,006	13,499	0,018	0,007	0,701
2	4,030	1,975	6,005	0,021	0,025	0,731
3	0,023	0,175	0,198	0,024	0,013	0,744
4	4,591	2,981	7,572	0,019	0,014	0,625
5	8,906	4,585	13,491	0,015	0,007	0,551
6	5,162	2,634	7,796	0,019	0,012	0,655
7	3,855	2,147	6,002	0,022	0,020	0,720
8	2,861	1,351	4,212	0,018	0,018	0,784
$\bar{x}$	5,557	2,481	7,344	0,020	0,015	0,689
$s_{\bar{x}}$	0,977	0,499	1,580	0,001	0,002	0,027

opakovaného stanovenia kvality ejakulátu počas reprodukčnej sezóny. Nebolo ich však možné identifikovať na základe posúdenia vývinu pohlavného orgánu, ktoré sa uskutočnilo na konci obdobia odchovu.

Zostávajúcich 65 % zvierat produkovalo ejakulát s priemernou koncentráciou nad 10^4 spermii/mm³, pričom u štyroch gunárov sme zistili priemernú koncentráciu nad 10^5 spermii/mm³. Priemerné hodnoty pre objem ejakulátu sa medzi jednotlivými skupinami štatisticky nelíšili (tab. I).

III. Vybrané charakteristiky reprodukčnej aktivity gunárov produkujúcich aspermický alebo oligospermický ejakulát — Selected characteristics of the reproduction activity of ganders producing aspermic or oligospermic ejaculate

Číslo gunára	Živá hmotnosť (kg)	Priemerná koncentrácia spermii ($n = 5$) ($10^3 \times \text{mm}^{-3}$)	Priemerný objem (ml)	Relatívna hmotnosť semenníkov
1	5,50	0	0,10	0,245
2	6,00	0	0,58	0,100
3	4,60	0	0,25	0,043
4	4,50	0,313	0,39	0,168
5	5,00	1,167	0,78	0,270
6	4,70	3,000	0,62	0,166
7	5,10	7,025	1,32	0,118
8	3,90	27,750	0,58	0,108
$\bar{x}$	4,91	4,907	0,58	0,147
$s_{\bar{x}}$	0,23	3,399	0,13	0,030

U ôsmich gunárov, ktoré buď nereagovali na masáž produkciou spermií, alebo sme od nich získali len oligospermické ejakuláty, sme hodnotili funkčný stav gonád a hmotnosť niektorých endokrinných žliaz (tab. II a III). Priemerná hmotnosť ich hypofýzy a nadobličiek sa zhoduje s údajmi uvedenými v literatúre (Staško, 1976). Pomer hmotnosti semenníkov k hmotnosti tela bol vyšší, ako udáva Marvan (1983). Je zaujímavé, že len u gunára č. 3 sme zistili nedostatočne vyvinuté gonády. Semenotvorné kanáliky neboli plne vyvinuté, prerastali väzivom a spermiogénne bunky boli dezintegrované. Kľučky semenovodov boli len mierne naznačené a neobsahovali spermie. U gunárov č. 6 a 7 sa v semenotvorných kanálikoch a semenovodoch nachádzali len ojedinelé spermie. Spermiogenéza bola menej intenzívna, metamorfózy spermií sme pozorovali zriedkavo. Histologický obraz semenníkov bol podobný zmenám, ktoré popísali Marvan a Rob (1975) u plemenných gunárov z chovu, v ktorom došlo k výraznému poklesu oplodnenosti vajec. Na mikroskopických preparátoch zostávajúcich piatich gunárov sme pozorovali všetky štádiá spermiogénneho cyklu. Semenovody boli v distálnej časti rozšírené do typických kľučiek, ktoré obsahovali motilné spermie. Zjavná intaktnosť reprodukčného aparátu týchto piatich zvierat poukazuje na skutočnosť, že gunáre, ktoré nereagujú na masáž produkciou ejakulátu, môžu mať pohlavný systém vo fyziologickom funkčnom stave. Podstatnú úlohu pri neúspešných odberoch môže hrať aj citlivosť jednotlivých zvierat na manipuláciu a schopnosť reagovať na masáž.

Výsledky práce potvrdzujú nutnosť brakovania značného počtu gunárov (až 35 %), ktoré neprodukujú dostatočne kvalitný ejakulát. Podrobnejšie štúdium ukázalo, že neúspešné odbery ejakulátu zapríčiňuje nielen nevýrazná reakcia gunárov na masáž, ale aj degeneratívne zmeny spermiogénneho epitelu. Tieto skutočnosti spolu s veľkou variabilitou v produkcii ejakulátu zdôrazňujú nutnosť prísneho výberu gunárov na reprodukčné schopnosti a potrebu exaktných selekčných kritérií.

Literatúra

- CHELMOŇSKA, B.: Sezonowe zmiany w funkcjonowaniu układu rozrodczego gąsiorów w aspekcie sztucznego unasiezniania. Cześć I. Pol. Arch. wet., 15, 1972, s. 575-582.
- KOPLIK, E.: Újabb kísérleti eredmények a lúdak mesterséges termékenyítésében. Baromfiipar, 16, 1969, s. 163-171.
- KURBATOV, A. D. — CARENKOV, R. G. — POPOV, I. I.: Metodickéskije rekomendacii po isskustvennomu osemeniju gusej. Leningrad, VASN 1976, s. 33.
- LEDEČ, M.: Umelé riadenie reprodukčných procesov u hydiny. Poľnohosp. Veda, 4, 1983, s. 1-161.
- MARVAN, F.: Využití morfologických a spermiologických poznatků u houserů pro řešení problematiky poruch reprodukce ve velkochovech. Praha, VŠZ 1983, s. 180.
- MARVAN, F. — ROB, O.: Histologické změny ve varlatech houserů s porušenou spermiogenezí. Sbor. Vys. Šk. zeměd. Praha, Fak. agron., 1975, s. 83-86.
- STAŠKO, J.: Odchov a chov husí. In: STAŠKO, J. a kol.: Chov husí a kačic. Bratislava, Príroda 1976, s. 162-181.

Došlo dňa 7. 1. 1985

ЗЕМАН, М. — УГРИН, В. — КОШУТЦКИ, Й. — БОБАКОВА, Э. (Научно-исследовательский институт разведения и селекции птицы, Иванка при Дунаи): *Оценка развития семенников по отношению к продукции эякулята у гусаков*. *Živoč. Vyr.*, 30, 1985 (12) : 1077-1082.

В работе подводится итог 5 повторных взятий эякулята у 40 гусаков родительской линии гусей Ивагес. Концентрация спермиев в отдельных взятиях колеблется в пределах $0-1,022 \times 10^6$ спермиев/мм³, а средние величины 5 взятий находятся в интервале $44,1-94,9 \times 10^3$ /мм³. Для взятия эякулята непригодными оказались 35 % гусаков: он либо аспермический, либо олигоспермический. При гистологическом исследовании гонад 8 гусаков, продуцирующих аспермический или олигоспермический эякулят, лишь в 3 случаях отмечены расстройства спермиогенеза, у остальных 5 он не нарушается. Как показывают результаты, низкое качество эякулята дано слабой реакцией гусаков на массаж, генеративные изменения спермиогенного эпителия.

гусаки; семенники; спермиогенез; объем эякулята; концентрация спермиев

ZEMAN, M. — UHRÍN, V. — KOŠUTZKÝ, J. — BOBÁKOVÁ, E. (Poultry Research Institute, Ivanka pri Dunaji): *An Evaluation of the Development of Testes in relation to Ejaculate Production in Ganders*. *Živoč. Vyr.*, 30, 1985 (12) : 1077-1082.

Five repeated ejaculate collections from 40 ganders of the Ivages parent goose line are evaluated. The sperm concentration in individual collections ranged from 0 to $1,022 \times 10^6$ spermatozoa per 1 mm³ and the average values for five collections ranged from 44.1 to 94.9×10^3 /mm³. Thirty-five percent of the ganders failed to meet the requirements for semen collection because their ejaculates were aspermic or oligospermic. When the gonads of the eight ganders producing aspermic or oligospermic ejaculates were subjected to histological examination, spermiogenesis disorders were found only in three cases, the remaining five ganders having normal spermiogenesis. The results suggest that the low ejaculate quality is due to a low response of some ganders to stimulation and to degenerative changes of spermiogenic epithelium.

ganders; testes; spermiogenesis; ejaculate volume; sperm concentration

ZEMAN, M. — UHRÍN, V. — KOŠUTZKÝ, J. — BOBÁKOVÁ, E. (Forschungsinstitut für Geflügelzucht, Ivanka pri Dunaji): *Bewertung der Hodenentwicklung in Beziehung zur Ejakulatproduktion bei Gänserichen*. *Živoč. Vyr.*, 30, 1985 (12) : 1077-1082.

Die vorliegende Arbeit bewertet fünf wiederholte Spermaentnahmen von 40 Gänserichen der Elternlinie der Gänse Ivages. Wir stellten fest, daß die Spermienkonzentration in den einzelnen Entnahmen von 0 bis $1,022 \times 10^6$ Spermien/1 mm³ schwankte und daß die Durchschnittswerte von fünf Entnahmen im Intervall von $44,1-94,9 \times 10^3$ /1 mm³ lagen. Für die Ejakulatentnahme waren 35 % aller Gänseriche ungeeignet, da ihr Ejakulat entweder aspermisch oder oligospermisch war. Bei der histologischen Untersuchung von Gonaden von acht Gänserichen, die ein aspermisches oder oligospermisches Ejakulat produzierten, konnte wir in nur drei Fällen Störungen der Spermiogenese beobachten, während bei den anderen fünf Gänserichen die Spermienbildung keineswegs gestört wurde. Die Ergebnisse deuten darauf hin, daß eine niedrige Ejakulatqualität auf eine unausgeprägte Reaktion der Gänseriche auf die Massage als auch auf degenerative Umwandlungen des spermiogenen Epithels zurückzuführen ist.

Gänseriche; Hoden; Spermiogenese; Ejakulatvolumen; Spermienkonzentration

Adresa autorov:

RNDr. Michal Zeman, CSc., doc. MVDr. Vladimír Uhrín, CSc., MVDr. Jozef Košutský, CSc., ing. Eugenia Bobáková, Výskumný ústav chovu a šľachtenia hydiny, 900 28 Ivanka pri Dunaji

VPLYV GENOTYPU, SEZÓNNOСТИ A DOBY LIAHNUTIA NA SEKUNDÁRNY POMER POHLAVIA KURY DOMÁCEJ

J. Baumgartner

BAUMGARTNER, J. (Výskumný ústav chovu a šľachtenia hydiny, Ivanka pri Dunaji): *Vplyv genotypu, sezónnosti a doby liahnutia na sekundárny pomer pohlavia kury domácej*. Živoč. Vyr., 30, 1985 (12) : 1083-1092.

Pri štúdiu vplyvu genotypu a sezónnosti na sekundárny pomer pohlavia sme vychádzali z tohoto počtu jednodenných kurčiat vysexovaných japonskou kloakálnou metódou: rodičovský komplet mäsových kurčiat Slovgal — otcovská vetva 848 547, materská vetva 4 303 602, rodičovský komplet mäsových kurčiat Ross I — otcovská vetva 134 384, materská vetva 368 692, finálny znáškový hybrid Shaver Starcross 288 — 110 371 468. Zistili sme preukazný vplyv genotypu na sekundárny pomer pohlavia ($P < 0,001$ voči teoretickej hodnote 50 %) vo všetkých sledovaniach. U otcovskej vetvy Slovgal činil podiel kohútikov 48,56 %, u materskej vetvy Slovgal 52,91 %, u otcovskej vetvy Ross I 47,10 %, u materskej vetvy Ross I 52,62 % a u finálneho znáškového hybridu Shaver Starcross 288 50,84 %. Vplyv rokov na pomer pohlavia bol štatisticky preukazný u otcovskej vetvy Slovgal ($P < 0,001$) a kurčiat Shaver Starcross 288 ($P < 0,05$), vplyv kalendárneho mesiaca nebol preukazný, resp. u kurčiat Shaver Starcross 288 bol na hranici štatistickej preukaznosti ($P < 0,1$). Doba liahnutia mala významný vplyv na pomer pohlavia kurčiat, v prvej tretine liahnutia sa do 12 hodín vyliahlo 43,2 % sliepočiek, do 36 hodín bol už vyšší podiel kohútikov. Závislosť podielu vyliahnutých kohútikov y (%) od doby liahnutia x (hodiny) bola úmerná lineárnej regresii $y = 36,9 + 0,460 x$, korelačný koeficient $r = 0,885$ bol vysoko preukazný ($P < 0,001$).

pomer pohlavia; genotyp; sezónnosť; doba liahnutia; kura domáca

V živočíšnej produkcii má zastúpenie jedincov rozdielneho pohlavia veľký význam. Pre priamu produkciu vajec sa v hydinárskej výrobe využíva len samičie pohlavie, pre výkrm brojlerov je zas z hľadiska ekonomiky výroby výhodnejšie samčie pohlavie. V celoštátnom meradle má každá, aj keď nepatrná odchýlka od rovnovážneho pomeru pohlavia 1:1 v produkcii finálnych znáškových a brojlerových kurčiat veľký ekonomický význam. Zatiaľ čo u druhov, u ktorých je samčie pohlavie heterogametické, je pohlavie určené momentom oplodnenia, pohlavie každého kurčaťa je určené približne 15 minút pred oplodnením, keď je prvé pólové teliesko vylúčené z oocyту. Ak oocyt obsahuje sex chromozóm, vajíčko je predurčené byť kohútikom, ak pohlavný chromozóm prejde do polárneho telieska, vajíčko je predurčené byť sliepočkou. Je pravdepodobné, že u vtákov, podobne ako aj u iných druhov, nie je pohlavie determinované iba prítomnosťou alebo absenciou pohlavného chromozómu, ale aj vyváženosťou medzi silami určujúcimi samčie pohlavie a faktormi uprednostňujúcimi samičie pohlavie.

Literárne údaje z tejto problematiky sú dosť neúplné a často sa aj rozchádzajú. Cieľom tejto práce bolo preštudovať vplyv niektorých endogénnych a exogénnych faktorov na pomer pohlavia kurčiat mäsového a znáškového typu.

LITERÁRNY PREHLAD

Prvá publikovaná informácia o pomere pohlavia, založená na pomerne dostatočnom počte sledovaných jedincov, pochádza od Darwina (1871), ktorý uvádzal u 1001 kurčiat kočinského plemena podiel samcov 48,65 %. Landauer a Landauer (1931) uvádzajú na základe 14 rôznych prameňov u 67 933 kurčiat 48,77% podiel kohútikov, pričom sa pomer pohlavia v závislosti od plemena dosť odlišoval. Na rozdiely v pomere pohlavia v závislosti od krdla, línie, resp. plemena upozornili aj Crew (1938), Hays (1945), Hazel, Lamoreux (1946), Landauer (1957), Wilcox (1959) a Champion (1960).

Na možný vplyv ročného obdobia na pomer pohlavia vyliahnutých kurčiat upozorňuje Jull (1924), ktorý zistil, že v chladnejšom ročnom období sa liahne o niečo viac kohútikov, v teplejšom období zas viacej sliepočiek. Warren a Kilpatrick (1929) však nenašli v tomto smere žiadnu závislosť.

Závislosť pomeru pohlavia od doby liahnutia študovali Zawalsky (1962), Ichinoe et al. (1972), Ichinoe (1973) a Davies, Payne (1982), ktorí zistili, že kurčatá samičieho pohlavia sa liahnu skoršie ako kurčatá samčieho pohlavia a že doba liahnutia môže kolísať aj v závislosti od plemena a veku rodičov a od znáškovej sezóny. Na možné vplyvy ročného obdobia, doby liahnutia a veľkosti a indexu tvaru vajca na pomer pohlavia vyliahnutej hydiny upozornil aj Spaček (1980).

MATERIÁL A METÓDA

Vplyv genotypu a sezónnosti sme sledovali u rodičovského kompletu otcovskej a materskej vetvy mäsových kurčiat Slovgal a Ross I z PRH Čierna Voda, farma Budmerice. Znáškový typ bol reprezentovaný finálnym znáškovým hybridom Shaver Starcross 288 zo Spoločného poľnohospodárskeho a liahárenského podniku Nitra, Párovské Háje. U kurčiat Slovgal sme zhodnotili podľa kalendárnych mesiacov roky 1980 až 1983, u kurčiat Ross I rok 1980. U materiálu Shaver Starcross 288 sme zhodnotili obdobie rokov 1972 až 1983. Vychádzali sme z evidenčných záznamov, ktoré sa opierali o sexovanie kurčiat Japoncami kloakálnou metódou.

Vplyv času sme sledovali u materiálu Slovgal (lína 05 A) na šľachtiteľskej stanici mäsových sliepok v Malackách. V časovom rozpätí 36 hodín v trojhodinových intervaloch sme vyberali vyliahnuté kurčatá, ktoré potom podľa skupín vysexovali Japonci kloakálnou metódou.

Výsledky sme štatisticky zhodnotili, preukaznosť rozdielov v podiele samcov sme testovali Studentovým t-testom. V druhom pokuse sme vypočítali korelačný koeficient a lineárnu regresiu závislosti podielu samcov y od doby liahnutia v hodinách x . Použili sme publikáciu Weberovej (1972).

VÝSLEDKY

V rokoch 1980 až 1983 sa u otcovskej vetvy Slovgal vyliahlo 412 018 kohútikov a 436 529 sliepočiek, podiel kohútikov z celkového počtu vyliahnutých kurčiat bol 48,56 % (tab. I). V materskej vetve sa vyliahlo 2 276 937 kohútikov a 2 026 665 sliepočiek, podiel kohútikov bol 52,91 %. Rozdiel v pomere pohlavia bol štatisticky vysoko preukazný tak medzi vetvami, ako aj v rámci otcovskej a materskej vetvy.

Výsledky dvojfaktorovej analýzy variancie (tab. II) poukázali na preukazný vplyv roka a nepreukazný vplyv kalendárneho mesiaca na

I. Vplyv sezónnosti (mesiaca) na pomer pohlavia u materiálu Slovgal (súhrn za roky 1980—1983) — The influence of season (month) on the sex ratio in the material Slovgal (total for the years 1980 to 1983)

Mesiac	Otcovská vetva			Materská vetva		
	♂ ks	♀ ks	♂ %	♂ ks	♀ ks	♂ %
1.	35 858	38 834	48,01	206 437	190 411	52,02
2.	37 364	40 604	47,92	216 161	198 276	52,16
3.	54 266	57 222	48,67	280 301	263 334	51,56
4.	43 648	45 516	48,95	232 265	198 624	53,90
5.	39 706	41 990	48,60	204 997	183 873	52,72
6.	37 504	41 394	47,53	201 786	179 575	52,94
7.	36 813	38 617	48,80	187 044	167 447	52,76
8.	28 301	28 750	49,61	150 277	137 471	52,28
9.	23 845	25 650	48,18	128 734	112 977	53,26
10.	25 133	25 756	49,39	138 975	129 611	51,74
11.	28 692	30 324	48,62	199 686	143 600	52,65
12.	20 888	21 872	48,85	130 274	121 666	51,71
1. — 12.	412 018	436 529	48,56	2 276 937	2 026 665	52,91

Preukaznosť rozdielov priemerov medzi percentuálnym podielom samcov otcovskej a materskej vetvy $t_{22} = 14,583^{+++}$ ($P < 0,001$).

Preukaznosť rozdielov priemerov medzi percentuálnym podielom samcov a samičiek: otcovská vetva $t_{22} = 11,413^{+++}$, materská vetva $t_{22} = 17,399^{+++}$ ($P < 0,001$).

II. Výsledky dvojfaktorovej analýzy variancie vplyvu rokov a mesiacov na pomer pohlavia jednodenných kurčiat Slovgal — The results of two-factor variance analysis of the year and month influence on the sex ratio in one-day chickens Slovgal

Zdroj premenlivosti	Súčet štvorcov	Stupne voľnosti	Priemerný štvorec	F hodnota
Otcovská vetva				
Roky	55,33	3	18,44	10,19 ⁺⁺⁺
Mesiace	19,67	11	1,79	0,99
Zvyšok	59,70	33	1,81	
Celková	134,70	47		
Materská vetva				
Roky	6,66	3	2,22	0,673
Mesiace	29,90	11	2,72	0,824
Zvyšok	109,05	33	3,30	
Celková	145,61	47		

⁺⁺⁺ $P < 0,001$

III. Pomer pohlavia u materiálu Ross podľa jednotlivých mesiacov v roku 1980 —
The sex ratio in the material Ross in individual months of the year 1980

Mesiac	Otcovská vetva			Materská vetva		
	♂ ks	♀ ks	♂ %	♂ ks	♀ ks	♂ %
1.	2 399	2 853	45,68	15 493	13 500	53,44
2.	624	714	46,63	12 175	10 591	53,48
3.	503	667	43,07	5 547	5 040	52,39
4.	—	—	—	1 706	1 224	58,20
5.	1 735	2 029	46,09	20 139	17 500	53,51
6.	6 330	9 004	41,28	35 143	27 930	55,72
7.	9 261	11 432	44,75	49 229	44 473	52,54
8.	11 002	10 883	50,27	52 892	49 422	54,70
9.	11 577	11 746	49,64	54 596	50 743	51,83
10.	7 471	8 331	47,28	40 196	37 098	52,00
11.	8 109	8 321	49,35	32 323	29 842	52,00
12.	4 289	5 104	55,66	16 606	15 284	52,07
1. — 12.	63 300	71 084	47,10	336 045	302 647	51,62

Preukaznosť rozdielov priemerov medzi percentuálnym podielom samcov otcovskej a materskej vetvy $t_{21} = 4,928^{+++}$.

Preukaznosť rozdielov priemerov medzi percentuálnym podielom samcov a samičiek:

otcovská vetva $t_{20} = 3,297^{++}$, materská vetva $t_{22} = 8,972^{+++}$

($++ P < 0,01$, $+++ P < 0,001$).

pomer pohlavia u otcovskej vetvy; u materskej vetvy nebol preukazný ani vplyv roka, ani vplyv mesiaca.

Pomer pohlavia u jednotlivých kurčiat Ross podľa jednotlivých mesiacov uvádzame v tab. III. V otcovskej vetve, kde sa vyliahlo 63 300 kohútikov a 71 084 sliepočiek, bol podiel kohútikov 47,10 %. V materskej vetve sa vyliahlo celkovo 336 045 kohútikov a 302 647 sliepočiek, podiel kohútikov bol 52,62 %. Štatisticky vysokopreukazné rozdiely v pomere pohlavia boli tak medzi otcovskou a materskou vetvou, ako aj v rámci jednotlivých vetiev.

Súhrnné výsledky počtu vyliahnutých kohútikov a sliepočiek u znáškového finálneho hybridu Shaver Starcross 288 za roky 1972 až 1983 sú uvedené v tab. IV. Celkovo sa za toto obdobie vyliahlo 56 117 996 kohútikov a 54 253 472 sliepočiek, podiel samcov bol 50,84 %. Percentuálny rozdiel medzi podielom samcov a samičiek bol vysokopreukazný. Podiel samcov v jednotlivých mesiacoch (tab. V) sa pohyboval v rozpätí od 51,39 % (máj) do 49,43 % (december). Výsledky dvojfaktorovej analýzy variancie (tab. VI) poukázali na preukazný vplyv roka ($P < 0,05$) na podiel vyliahnutých kohútikov Shaver Starcross 288. Vplyv mesiaca bol tesne na hranici štatistickej preukaznosti ($0,05 < P < 0,1$).

Vplyv času liahnutia na pomer pohlavia u materiálu Slovgal je uvedený v tab. VII. Z tabuľky vyplýva, že vyklúvanie kurčiat trvalo celkovo do 12. hodiny, t. j. v prvej tretine liahnutia sa liahli prevažne sliepočky,

IV. Pomer pohlavia u materiálu Shaver Starcross 288 (súhrn za roky 1972 až 1983)
— The sex ratio in the material Shaver Starcross 288 (total for the years 1972 to 1983)

Rok	♂ ks	♀ ks	♂ + ♀ spolu	♂ %
1972	2 520 881	2 318 506	4 839 387	52,09
1973	2 937 844	2 847 699	5 785 543	50,78
1974	3 703 987	3 577 526	7 281 513	50,87
1975	4 249 953	4 128 218	8 378 171	50,72
1976	4 594 267	4 406 233	9 000 500	51,04
1977	4 751 013	4 575 460	9 326 473	50,94
1978	4 954 824	4 737 860	9 692 684	51,12
1979	5 217 097	4 992 720	10 210 617	51,10
1980	5 408 635	5 294 048	10 702 683	50,53
1981	5 611 968	5 616 015	11 227 983	49,98
1982	5 802 452	5 647 832	11 450 284	50,67
1983	6 324 275	6 111 355	12 475 630	51,01
Spolu	56 117 996	54 253 472	110 371 468	50,84

Preukaznosť rozdielov priemerov medzi percentuálnym podielom samcov a samiciek

$t_{22} = 8,3^{+++}$ ($P < 0,001$)

V. Vplyv sezónnosti (mesiaca) na pomer pohlavia u materiálu Shaver Starcross 288 (súhrn za roky 1972 až 1983) — The influence of season (month) on the sex ratio in the material Shaver Starcross 288 (total for the years 1972 to 1983)

Mesiac	♂ ks	♀ ks	♂ %
1.	4 931 177	5 106 878	50,87
2.	4 245 160	4 427 953	51,02
3.	4 716 837	4 922 952	51,07
4.	4 502 297	4 728 676	51,23
5.	4 629 660	4 893 666	51,39
6.	4 619 652	4 788 804	50,90
7.	4 501 646	4 696 021	51,06
8.	4 558 077	4 685 797	50,69
9.	4 595 206	4 468 545	50,48
10.	4 750 777	4 899 191	50,77
11.	4 476 019	4 611 101	50,74
12.	3 853 625	3 766 751	49,42
Spolu	56 117 996	54 253 472	50,84

Preukaznosť rozdielov priemerov medzi percentuálnym podielom samcov a samiciek

$t_{22} = 8,1^{+++}$ ($P < 0,001$)

VI. Výsledky dvojfaktorovej analýzy variance vplyvu rokov a mesiacov na pomer pohlavia jednotlivých kurčiat Shaver Starcross 288 — The results of two-factor variance analysis of the year and month influence on the sex ratio of one-day chickens Shaver Starcross 288

Zdroj premenlivosti	Súčet štvorcov	Stupne voľnosti	Priemerný štvorec	F hodnota
Roky	32,59	11	2,9627	1,997 ⁺
Mesiace	29,01	11	2,6373	1,777 ^a
Zvyšok	179,54	121	1,4838	
Celkove	241,14	143	—	—

$P < 0,01$ + $P < 0,05$

v ďalšom období sa liahli už prevažne kohútiky. Závislosť podielu kohútikov (y) od doby vyklúvania (x) bola pre kumulatívne hodnoty úmerná lineárnej regresii $y = 36,899 + 0,460 x$, korelačný koeficient $r = 0,885$ bol vysoko preukazný ($P < 0,001$). Závislosť podielu kohútikov od doby vyklúvania, vypočítaná z intervalových hodnôt, bola úmerná lineárnej regresii $y = 40,250 + 0,546 x$, $r = 0,709^{++}$.

VII. Vplyv času liahnutia na pomer pohlavia kurčiat Slovgal — The influence of hatching time on the sex ratio of the chickens Slovgal

Čas liahnutia v hodinách	Počet vyliahnutých kurčiat			Počet samcov v %	
	kohútiky	sliepočky	spolu	interval	kumulatívne
0 — 3	45	86	131	34,4	34,4
3 — 6	106	142	248	42,7	39,8
6 — 9	110	168	278	39,6	39,7
9 — 12	184	189	373	49,3	43,2
12 — 15	95	75	170	55,9	45,0
15 — 18	233	213	446	52,2	47,0
18 — 21	184	137	321	57,3	48,7
21 — 24	181	143	324	55,9	49,7
24 — 27	137	90	227	60,3	50,6
27 — 30	47	34	81	58,0	50,9
30 — 33	22	16	38	57,9	51,0
33 — 36	9	10	19	47,4	50,9
0 — 36	1353	1303	2656	50,9	50,9

$y = 40,250 + 0,546 x$, $r = 0,709^{++}$, $P < 0,01$ interval

$y = 36,899 + 0,460 x$, $r = 0,885^{+++}$, $P < 0,001$ kumulatívne hodnoty

V našej práci sme vychádzali z výsledkov sexovania jednodenných kurčiat japonskou kloakálnou metódou, ktorá je pre veľkovýrobnú prax najvýhodnejšia, najrýchlejšia a najspoľahlivejšia (Špaček, 1980). Hutt (1949) uvádza, že presnosť určenia pohlavia kurčiat touto metódou skúseným sexátorom je nad 98 %, čo zodpovedá aj našim podmienkam, nakoľko určovanie pohlavia vo všetkých prípadoch robili japonskí profesionálni špecialisti, ktorí pracujú s veľkým počtom jedincov.

Pri hodnotení našich zistení musíme brať do úvahy chyby v sexovaní spôsobené určitou zámenou kurčiat jedného pohlavia za druhé, tzv. intersexy. Táto chyba je však v našom prípade eliminovaná veľkým počtom pozorovaní, nakoľko je štatistická pravdepodobnosť, že frekvencia zámen bola u oboch pohlaví rovnaká. Najzávažnejšou chybou môže byť systematická chyba, keď sa jedince u otcovských línii s nejasným pohlavím dávajú do skupiny sliepočiek a u materskej línie sliepočky do skupiny kohútikov. Táto chyba mohla zvýšiť rozdiely medzi pomerom pohlavia u otcovských a materských vetiev, avšak podľa dlhoročných skúseností pracovníkov liahní v sledovaných prevádzkach nepresahuje táto chyba 1 %. Z uvedeného teda možno konštatovať, že genotyp má preukazný vplyv na sekundárny pomer pohlavia kurčiat, nakoľko odchýlky od ideálneho pomeru u pohlaví 50 % : 50 % dosiahli v otcovskej vetve mäsových kurčiat Slovgal 1,44 % v neprospech kohútikov a v materskej vetve 2,91 % v prospech kohútikov. Táto tendencia zostala zachovaná aj u materiálu Ross I a u selektovanej materskej línie Slovgal 05 A, ktorú sme použili na pokus so sledovaním vplyvu doby liahnutia. Aj výsledky štúdií na materiáli Shaver Starcross 288, u ktorého sme zistili štatisticky preukazne vyššie percento kohútikov o 0,94 %, sú v súlade s uvedeným trendom, ktorý poukazuje na tendenciu vyššieho zastúpenia kohútikov u línii šľachtených viac na reprodukčné znaky, pričom u línii šľachtených najmä na rastovú schopnosť je tendencia opačná.

Naše výsledky sú v súlade aj so zisteniami autorov Fecheimer et al. (1970), ktorí na základe chromozomálnej analýzy 16-hodinových embryí uvádzajú u selektovaných mäsových krdľov sliepok podiel samcov iba 47,7 %. Pri outbrednom krdli mäsových sliepok však Fecheimer et al. (1970) uvádzajú podiel kohútikov už 50,4 %, čo tiež súhlasí s našimi výsledkami.

Vplyv sezónnosti podľa kalendárnych mesiacov na pomer pohlavia nebol štatisticky preukazný, resp. bol na hranici štatistickej preukaznosti. Zistili sme však určitú tendenciu k zvýšeniu podielu kohútikov Shaver Starcross 288 liahnutých v jarých a letných mesiacoch, čo je rozdielne so zisteniami autora Ichinoe (1973), ktorý zaznamenal skôr opačnú tendenciu. Je zaujímavé, že u otcovskej vetvy Slovgal a u materiálu Shaver Starcross 288 sme zistili preukazný vplyv roka, pričom u vetvy Slovgal bol najnižší podiel samcov v roku 1980 (48,06 %) a najvyšší v roku 1982 (49,96 %). U kurčiat Shaver Starcross 288 sa vyliahlo relatívne najviac kohútikov v roku 1972 (52,09 %) a najmenej v roku 1981 (49,98 %).

Pri hodnotení vplyvu doby liahnutia na pomer pohlavia sú naše výsledky v súlade s výsledkami autorov uvedených v literárnom prehľade

[Zawalsky, 1962; Ichinoe et al., 1972; Ichinoe, 1973; Davies, Payne (1982)]. Skutočnosť, že na začiatku liahnutia sa vyklúvajú predovšetkým sliepocky a neskôr kohútiky, môže hrať určitú úlohu pri distribúcii nesexovaných kurčiat, napr. finálne mäsové kurčatá, od-predaj drobnochovateľom a pod.

Po celkovom hodnotení môžeme konštatovať, že výsledky práce sa opierajú o veľmi početný štatistický súbor, v porovnaní s výsledkami iných autorov sú mnohonásobne vyššie a prakticky zahŕňujú celú populáciu mäsových rodičovských kurčiat Slovgal a Ross I a znáškových finálnych hybridov Shaver Starcross 288 v sledovanom období na Slovensku.

Podakovanie

Autor srdečne ďakuje ing. A. Benčíkovi, riaditeľovi SPLP Nitra, Párovské Háje, a ing. J. Veselskému, vedúcemu farmy starorodičov mäsových sliepok v Budmericiach, PRH Čierna Voda, za cenné rady a umožnenie získania evidenčných údajov, ing. K. Sečkárovej, vedúcej liahárenskej prevádzky šľachtiteľskej stanice mäsových sliepok Slovgal, Malacky, VÚCHŠH, ako aj študentom SPTŽ v Ivanke pri Dunaji I. Grófovi, A. Rychtárikovi a J. Tirpákovi za vzornú technickú pomoc.

Literatúra

- CREW, F. A. E.: The sex ratio of the domestic fowl and its bearing upon the sex-linked theory of differential mortality. *Proc. Roy. Soc. Edinburgh*, 58, 1938, s. 73-79.
- DARWIN, C.: The descent of man. Vol. 1. New York, D. Appleton and Company, Inc., 1871. 208 s.
- DAVIES, D. C. — PAYNE, J. K.: Variation in chick sex ratios during hatching. *Anim. Behav.*, 30, 1982, s. 931-932.
- FECHHEIMER, N. S. — LODGE, J. R. — MILLER, R. C.: Sex proportion of domestic chickens at 16 hours of incubation. *J. Reprod. Fertil.*, 23, 1965, s. 365-367.
- HAYS, F. A.: The primary sex ratio in domestic chickens. *Amer. Natur.*, 79, 1945, s. 184-186.
- HAZEL, L. N. — LAMOREUX, W. F.: Family sex ratios in the fowl. *J. Hered.*, 37, 1946, s. 333-334.
- HUTT, F. B.: Genetics of the fowl. New York, Toronto, London, McGraw-Hill 1949, s. 457-485.
- CHAMPION, L. R.: Sex ratio in two strains of Leghorns and their reciprocal crosses. *Poult. Sci.*, 39, 1969, s. 876-881.
- ICHINOE, K.: The relationship between hatching time and sex-ratio in chicks. *Poult. Sci.*, 52, 1973, s. 1584-1592.
- ICHINOE, E. — OHTA, E. — MAKABE, T. — SUZUKI, S.: The relation between the hatching time and the sex-ratio in chickens. 4. Distribution of the hatching time due to the egg weight. *Jap. Poult. Sci.*, 9, 1972, s. 70-78.
- JULL, M. A.: The relation of antecedent egg production to the sex ratio of the domestic fowl. *J. agric. Res.*, 28, 1924, s. 169-224.
- LANDAUER, W.: Primary sex ratio of fowl. *Nature*, 180, 1957, s. 1139-1140.
- LANDAUER, W. — LANDAUER, A. B.: Chick mortality and sex ratio in the domestic fowl. *Amer. Natur.*, 65, 1931, s. 492-501.
- SPACEK, F. a kol.: Speciální chov hospodářských zvířat. 2. Praha, SZN 1980, s. 80-82.
- WARREN, D. C. — KILPATRICK, L.: Fertilization in the domestic fowl. *Poult. Sci.*, 8, 1929, s. 237-256.
- WEBER, E.: Grundriss der biologischen Statistik. Jena, VEB Gustav Fischer Verlag 1972. 706 s.
- WILCOX, F. H.: Blood pH and sex ratio in chickens. *Poult. Sci.*, 38, 1959, s. 959-964.
- ZAWALSKY, M.: The effect of sex, egg weight and preincubation storage on hatching time and chick weight. *Poult. Sci.*, 41, 1962, s. 1697.

Došlo dňa 17. 7. 1985

БАУМГАРТНЕР, Й. (Научно-исследовательский институт разведения и селекции птицы, Иванка при Дунаи): Влияние генотипа, сезона и срока вылупления на вторичное соотношение между полом домашней птицы. *Živoč. Vyr.*, 30, 1985 (12): 1083-1092.

В ходе определения этого влияния исходили из следующих количеств однодневных цыплят, отделенных по полу с помощью японского клоакального метода: родительский комплект мясных цыплят Словгал отцовской ветви 848 547, материнская ветвь 4 303 602; родительский комплект мясных цыплят Росс I — отц. ветвь 134 384, матер. 368 692; финальный ноский гибрид Шавер Старкросс 288 110 371 468. Установлено достоверное влияние генотипа на вторичное соотношение между полами ($P < 0,001$ против теоретич. величине 50 %) во всех типах прослеживания. У отц. ветви Словгал доля петушков = 48,56 %, а у материнской 52,91 %; у отц. ветви Росс I — 47,10 %, а у материнской 52,62 %; у финального гибрида Старкросс 288 50,84 %. Влияние года на соотношение между полами статистически достоверное у отц. Словгал ($P < 0,001$), тогда как у Шавер Старкросс 288 ($P < 0,05$), влияние календарного месяца не достоверное, причем у Шавер Старкросс 288 оно находилось на границе достоверности ($P < 0,1$). Время вылупления заметно влияет на соотношение между полами: в I полов. вылупления до 12 час. было 43,2 % курочек, до 36 час. уже преобладали петушки. Зависимость доли петушков y (%) от срока вылупления x (часы) соразмерна линейной регрессии: $y = 36,9 + 0,460 x$; коэффициент корреляции $r = 0,885$ высоко достоверен ($P < 0,001$).

соотношение между полами; генотип; сезонность; срок вылупления; домашняя птица

BAUMGARTNER, J. (Poultry Research Institute, Ivanka pri Dunaji): *The Influence of Genotype, Season and Hatching Time on the Secondary Sex Ratio of Domestic Fowl*. *Živoč. Vyr.*, 30, 1985 (12): 1083-1092.

For the study of the influence of genotype and season on the secondary sex ratio the following number of one-day chickens sexed by the Japanese cloacal method was used: parent material of the meat type chickens Slovgal, sire stock 848,547; dam stock 4,303,602; parent material of the meat type chickens Ross I, sire stock 134,384; dam stock 368,692; final laying hybrid Shaver Starcross 288 — 110,371,468. A significant genotype influence on the secondary sex ratio ($P < 0.001$ in relation to theoretical value of 50 %) was established in all experimental variants. In the sire stock Slovgal the proportion of cocks amounted to 48.56 %, in the dam stock Slovgal to 52.91 %, in the sire stock Ross I to 47.10 %, in the mother stock Ross I to 52.62 % and in the final laying hybrid Shaver Starcross 288 to 50.84 %. The influence of years on the sex ratio was statistically significant in the sire stock Slovgal ($P < 0.001$) and chickens Shaver Starcross 288 ($P < 0.05$), the influence of calendar month was not significant, in the chickens Shaver Starcross 288 it reached the level of statistical significance ($P < 0.1$). The hatching time had a significant influence on the chicken sex ratio, in the first third of hatching (up to 12 hours) the number of hens amounted to 43.2 %, up to 36 hours there was a higher proportion of cocks. The dependence of the proportion of hatched cocks y (%) on the hatching time x (hours) was proportional to linear regression $y = 36.9 + 0.460 x$, the correlation coefficient $r = 0.885$ was highly significant ($P < 0.001$).

sex ratio; genotype; season; hatching time; domestic fowl

BAUMGARTNER, J. (Forschungsinstitut für Geflügelhaltung und -züchtung, Ivanka pri Dunaji): *Einwirkung von Genotyp, Saison und Schlupftermin auf das sekundäre Verhältnis der Geschlechter beim Haushuhn*. *Živoč. Vyr.*, 30, 1985 (12): 1083-1092.

Beim Studium der Einwirkung von Genotyp und Saison auf das sekundäre Verhältnis der Geschlechter gingen wir von folgenden Zahlen eintägiger, mittels der japanischen Kloakalmethode sexierter Küken aus: Elternkomplett der Fleischküken Slovgal — väterlicher Zweig 848 547, mütterlicher Zweig 4303 602 Stück, Elternkomplett der Fleischküken Ross I — väterlicher Zweig 134 384, mütterlicher Zweig 368 692 Stück, Final-Legehybriden Shaver Starcross 288 insgesamt 110 371 468 Stück. Wir konnten einen starken Einfluß des Genotyps auf das sekundäre Verhältnis der Geschlechter ($P < 0,001$ gegenüber dem theoretischen Wert der 50 %) in allen Untersuchungen feststellen. Beim väterlichen Zweig der Slovgal-Küken betrug der

Anteil von Junghähnchen 48,56 %, beim mütterlichen Zweig der Slovgal 52,91 %, beim väterlichen Zweig der Ross I waren es 47,10 % und beim mütterlichen Zweig dann 52,62 %, beim Final-Legehybriden Shaver Starcross 288 betrug der Anteil der Junghähnchen 50,84 %. Der Einfluß des Jahrgangs auf das Verhältnis der Geschlechter war beim väterlichen Zweig der Slovgal ($P < 0,001$) und bei den Shaver Starcross 288-Küken ($P < 0,05$) statistisch stark ausgeprägt, während der Einfluß des Kalendermonats des Schlupfes unbedeutend war, bzw. bei den Shaver Starcross 288-Küken an der Signifikanzschwelle ($P < 0,1$) lag. Die Schlupfzeit hatte eine große Auswirkung auf das Geschlechterverhältnis der Küken; im ersten Drittel des Schlupfes schlüpften während 12 Stunden 43,2 % Junghähnchen aus, bis zu 36 Stunden war bereits der Anteil von Junghähnchen höher. Die Abhängigkeit des Anteils geschlüpfter Junghähnchen y (%) von der Schlupfzeit x (Stunden) war der linearen Regression $y = 36,9 + 0,460 x$ proportional, der Korrelationskoeffizient $r = 0,885$ war sehr bedeutend ($P < 0,001$).

Geschlechterverhältnis; Genotyp; Saisonbedingtheit; Schlupftermin; Haushuhn

Adresa autora:

Ing. Ján Baumgartner, CSc., Výskumný ústav chovu a šľachtenia hydiny,
900 28 Ivanka pri Dunaji

ZMĚNY OBSAHU CHOLESTEROLU VE SLEPIČÍM VEJCI V PRŮBĚHU SNÁŠKY

G. Závodský, O. Pár, D. Klecker, M. Voda

ZÁVODSKÝ, G. — PÁR, O. — KLECKER, D. — VODA, M. (Výzkumný ústav výživy zvířat, Pohořelice; Vysoká škola zemědělská, Brno): *Změny obsahu cholesterolu ve slepičím vejci v průběhu snášky*. Živoč. Vyr., 30, 1985 (12) : 1093-1100.

V průběhu snáškového období jsme u 120 nosnic hybridní kombinace Hisex bílý sledovali obsah cholesterolu ve vaječném žloutku (podle Bio-La-testu-Lachema Brno). Jako doplňující ukazatel byl stanoven poměr žloutku, bílku a vaječné skořápky k celkové hmotnosti vajec. Vejce byla odebírána k rozborům pravidelně po 30 dnech, celkem 12krát. Stanovený obsah cholesterolu se v jednotlivých obdobích vysoce ($P < 0,01$) průkazně lišil. Nejvyšší difference byly zaznamenány na začátku snášky, kdy byla hladina cholesterolu ve vejcích nejvyšší. Byla zjištěna závislost mezi průběhem snáškové křivky a hladinou cholesterolu (vysoká záporná korelace — $r = -0,640937$) a dále mezi hladinou cholesterolu a podílem vaječné skořápky ($r = 0,894228$). Podíl žloutku během snášky se zvyšoval na úkor podílu bílku.

Hisex bílý; cholesterol; vaječná skořápka; žloutek; bílek

Výskyt cholesterolu je vázán pouze na živočišné tkáně, a to hlavně tukové. V krvi jako v transportním orgánu se nalézá volný nebo ve vazbě s mastnými kyselinami. V organismu zastává cholesterol důležité životní funkce; reguluje permeabilitu buněčných membrán, je součástí pouzdra nervových vláken a je prekursorem pohlavních hormonů — estrogenů a androgenů.

K nejbohatším nutričním zdrojům cholesterolu patří i žloutek slepičích vajec, což je zvláště důležité z hlediska lidské výživy, protože exogenní cholesterol patří bezesporu k rizikovým zdravotním faktorům. Je však skutečností, že názory na fyziologický vliv vyšších hladin exogenního cholesterolu nejsou jednotné, předpokládá se však, že jeho množství do 300 mg/l v krevním séru je metabolizovatelné (Halačka et al., 1976).

Z hlediska příjmu exogenního cholesterolu ve výživě lidí jsou tedy vejce bezesporu v popředí zájmu. Obsah cholesterolu během snášky však není konstantní, na což upozorňují Pope (1973) a Mader et al. (1983). Zatímco Turk a Barnett (1971) se domnívají, že obsah cholesterolu ve vejcích je přímo úměrný jejich hmotnosti, Gissel et al. (1976) zjistili statisticky vysoce ($P < 0,01$) významnou závislost obsahu cholesterolu ve vaječném žloutku na věku nosnic v tom smyslu, že mladé nosnice měly ve svých vejcích podstatně vyšší hladinu cho-

lesterolu než starší nosnice. Dále nezjistili závislost obsahu cholesterolu ve vejcích na typu snáškového hybrida. Názor, že obsah cholesterolu ve vejcích závisí hlavně na věku nosnic, podporují i výsledky, kterých dosáhli Cecil et al. (1981) na základě sledování podílu cholesterolu z celkového množství sterolů do osmého týdne snášky. V souladu s těmito výsledky jsou i poznatky autorů Bartov et al. (1971), kteří zjistili, že obsah cholesterolu ve vaječném žloutku je vyšší u nosnic s nižší intenzitou snášky. K stejnému poznatku dospěli i Semjanová a Grom (1976).

Problematika obsahu cholesterolu ve vejcích není jednoduchá, souvisí zřejmě s mnoha faktory. Vliv hladin pituitrinu a luteinu na obsah cholesterolu ve vaječných buňkách ryb prokázali Deb et al. (1983). Výskyt volného nebo i deponovaného cholesterolu je patrně dán také schopností organismu metabolizovat jej na další steroidní látky. Tento názor podporují výsledky, kterých dosáhli Sutton et al. (1983) na kohoutcích plemene LB. Zjistili, že množství deponovaného cholesterolu v játrech bylo vyšší u těch jedinců, kteří vykazovali prokazatelně nižší příjem kyslíku. Teshima et al. (1983) dokonce považují cholesterol za nezbytnou živinu pro mladé, rychle rostoucí jedince s vysokou úrovní metabolismu.

Vztah cholesterolu ke kalcifikaci vaječné skořápky u nosnic sledovali Wilson et al. (1982). Tito autoři zjistili, že koncentrace cholesterolu a testosteronu v krevní plazmě (cholesterol považují za prekursor testosteronu) může být v relaci s vaječnou produkcí a kalcifikací skořápky, protože obsah cholesterolu i testosteronu byl průkazně vyšší u nosnic, které snášely vejce se slabou nebo s vůbec žádnou kalcifikací skořápky.

Jak vyplývá z přehledu literatury, problematika cholesterolu je poměrně široká a ještě ne zcela objasněná. Dosavadní práce se zabývaly vztahem mezi obsahem cholesterolu ve vejcích a intenzitou snášky pouze v některých úsecích vaječné produkce. Proto bylo naším cílem sledovat tento ukazatel v průběhu celého snáškového období, a to i v souvislosti s podílem žloutku, bílku a vaječné skořápky.

MATERIÁL A METODA

Do pokusu bylo zařazeno 120 individuálně sledovaných slepic nosné hybridní kombinace Hisex bílý, které byly odchovávány v klecích za standardních podmínek, stanovených pro tohoto hybrida jeho producentem. Ve věku 150 dní byly nosnice umístěny jednotlivě do snáškových klecí s individuálním krmením a napájením (pro každou klec bylo individuální krmítko a napáječka) tak, že užitkovost daného souboru byla vyrovnaná (za období 500 dnů věku činilo rozmezí snášky od 272 do 283 vajec na nosnici). Ve 150 dnech věku byl také proveden první odběr vajec k rozboru (od každé nosnice jedno vejce), přičemž v tomto prvním období byla evidována celková produkce vaječné hmoty od doby snesení prvního vejce. Další odběry pak následovaly vždy po třiceti dnech (± 2 dny), a to až do 480. dne věku, což znamená, že během snášky bylo provedeno 12 odběrů. Obsah cholesterolu ve vaječném žloutku a procentuální podíl žloutku, bílku a vaječné skořápky z celkové hmotnosti vejce byly stanoveny vždy bezprostředně po každém odběru. Nosnice byly krmeny standardní krmnou směsí N pro nosnice v produkčních chovech, sestavenou podle státní receptury pro rok 1983. Složení této směsi včetně doplňků a obsah živin stanovený analyticky podle ČSN 46 7007 (1966) jsou uvedeny v tab. I. Snáška byla sledována denně. Sledované parametry byly vyhodnoceny analýzou variancí s výpočtem intervalu spolehlivosti pro $\alpha < 0,05$ (Snedecor, Cochran, 1967).

I. Složení směsi pro nosnice a zjištěný obsah živin a aminokyselin (v g/kg) —
Composition of feed mixture for laying hens, the nutrient and amino-acid content (g/kg)

Komponenty	g/kg
Rybí moučka	10
Masokostní moučka	10
Sójový extrahovaný šrot	200
Kukuřice	200
Pšenice	475
Vojtěšková moučka	20
Mletý vápenec	50
Sůl	3
Minerální krmná přísada 2	30
Doplňky biofaktorů	2
Zjištěný obsah živin a aminokyselin	
N-látky	183,8
Tuk	29,2
Celulóza	41,5
Popel	103,0
Vápník	27,6
Fosfor	5,4
Metabolizovatelná energie (MJ/kg)	11,3
Metionin	3,3
Cystin	3,6
Lyzin	8,2

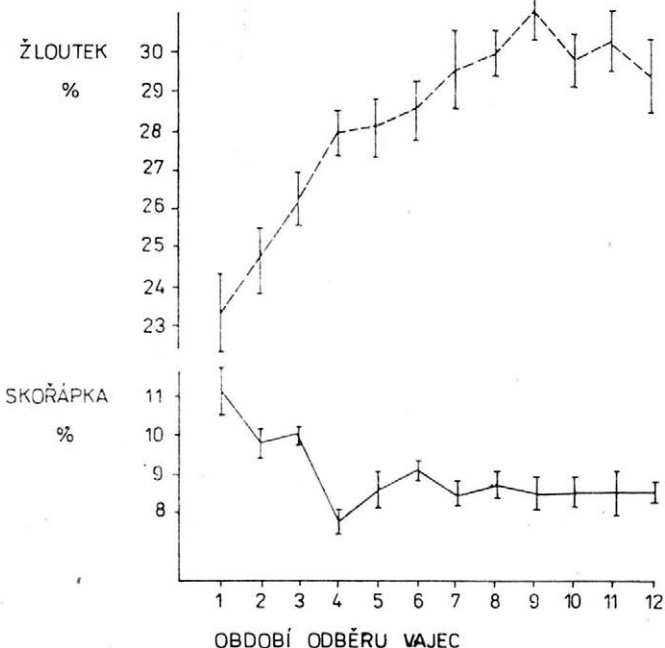
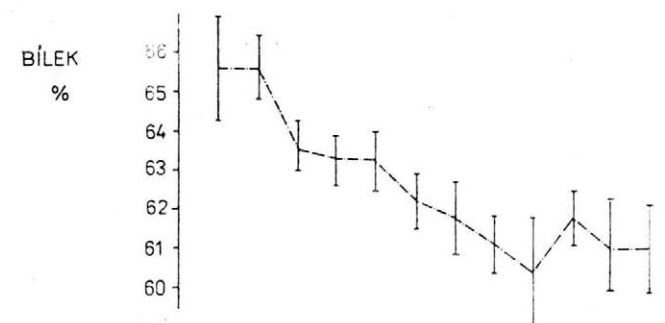
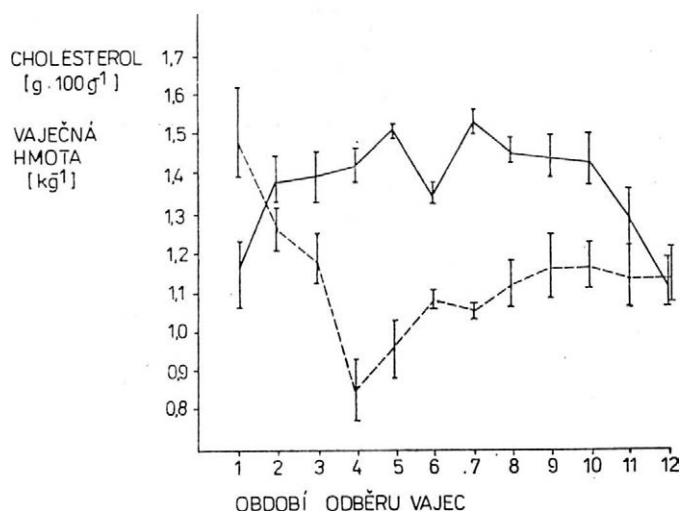
Doplňené specificky účinné látky na 1 kg směsi: vitamín A 9600 m. j., vitamín D₃ 2000 m. j., vitamín B₂ 4 mg, vitamín B₁₂ 0,01 mg, niacin 10 mg, metionin 300 mg.

Doplňené minerální látky v 1 kg směsi: síran železnatý 2,4 g, síran měďnatý 0,9 g, kysličník zinečnatý 6,6 g, uhličitán manganatý 16,5 g, jodid draselný 0,15 g, síran kobaltnatý 0,003 g, síran vápenatý 0,327 g.

Ke stanovení cholesterolu bylo použito metody jednostupňového stanovení celkového cholesterolu s využitím diagnostického Bio-La-testu-Cholesterol (Lachema Brno), kterou modifikovali Ingr a Simeonová (1983).

VÝSLEDKY A DISKUSE

Naměřené hodnoty cholesterolu ve 100 g vaječného žloutku a množství vyprodukované vaječné hmoty v jednotlivých sledovaných obdobích snášky jsou uvedeny v tab. II. Časový průběh těchto hodnot je znázorněn na obr. 1. Procentuální podíly žloutku, bílku a vaječné skořápky z celkové hmotnosti vejce jsou uvedeny podle jednotlivých období v tab. III, časový průběh podílů těchto vaječných složek je znázorněn na obr. 2. V grafickém vyjádření je svislými úsečkami v každém období znázorněna hodnota intervalu spolehlivosti v daném bodě.



2. Procentuální podíl skořápky, žloutku a bílku během snášky; — skořápka, - - - žloutek, - . - . - bílek — Percentual proportion of shell, yolk and egg white during the laying period; — shell, - - - yolk, - . - . - egg white

II. Produkce vaječné hmoty na nosnici v kg a obsah cholesterolu v g na 100 g žloutku — Production of egg mass per bird (kg) and cholesterol content of yolk (g/100 g)

	Období odběru vajec											
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Vaječná hmota $\bar{x}$	1,144	1,383	1,372	1,441	1,517	1,296	1,519	1,407	1,414	1,439	1,285	1,124
$s\bar{x}$	$\pm 0,088$	$\pm 0,055$	$\pm 0,065$	$\pm 0,038$	$\pm 0,011$	$\pm 0,029$	$\pm 0,032$	$\pm 0,024$	$\pm 0,056$	$\pm 0,058$	$\pm 0,064$	$\pm 0,058$
Obsah cholesterolu $\bar{x}$	1,512	1,264	1,187	0,848	0,955	1,082	1,051	1,116	1,156	1,162	1,140	1,130
$s\bar{x}$	$\pm 0,125$	$\pm 0,059$	$\pm 0,064$	$\pm 0,074$	$\pm 0,068$	$\pm 0,028$	$\pm 0,017$	$\pm 0,056$	$\pm 0,076$	$\pm 0,060$	$\pm 0,064$	$\pm 0,068$

III. Procentuální podíl bílku, žloutku a vaječné skořápky na celkové hmotnosti vajec — Albumen, yolk and egg shell percentage of the total weight of eggs

	Období odběru vajec											
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Bílek $\bar{x}$	65,56	65,56	63,62	63,22	63,23	62,14	61,71	60,96	60,23	61,61	60,92	61,92
$s\bar{x}$	$\pm 1,39$	$\pm 0,79$	$\pm 0,61$	$\pm 0,62$	$\pm 0,72$	$\pm 0,70$	$\pm 0,97$	$\pm 0,70$	$\pm 1,40$	$\pm 0,66$	$\pm 1,11$	$\pm 1,01$
Žloutek $\bar{x}$	23,27	24,69	26,34	28,48	28,14	28,72	29,74	30,21	31,20	29,75	30,48	29,50
$s\bar{x}$	$\pm 1,03$	$\pm 0,80$	$\pm 0,63$	$\pm 0,57$	$\pm 0,78$	$\pm 0,71$	$\pm 0,98$	$\pm 0,58$	$\pm 0,77$	$\pm 0,58$	$\pm 0,78$	$\pm 0,96$
Skořápka $\bar{x}$	11,17	9,75	10,04	7,80	8,63	9,14	8,55	8,83	8,57	8,64	8,60	8,58
$s\bar{x}$	$\pm 0,66$	$\pm 0,42$	$\pm 0,22$	$\pm 0,30$	$\pm 0,50$	$\pm 0,25$	$\pm 0,31$	$\pm 0,36$	$\pm 0,50$	$\pm 0,41$	$\pm 0,60$	$\pm 0,31$

Po vyhodnocení hodnot produkce vaječné hmoty a obsahu cholesterolu ve vaječném žloutku byla zjištěna mezi oběma parametry poměrně vysoká záporná korelace ($r = -0,640937$), která je patrná i z empirického posouzení průběhů obou křivek (obr. 1).

Graf na obr. 2 znázorňuje průběh podílu vaječné skořápky během snášky. Křivka znázorňující tyto hodnoty má totiž stejný průběh jako křivka znázorňující změnu hladiny cholesterolu ve žloutku v průběhu snášky (obr. 1), což dokumentuje i vypočtená vysoká korelace mezi oběma křivkami ($r = 0,894228$).

Na základě uvedených výsledků můžeme říci, že mezi průběhem hodnot produkce vaječné hmoty a obsahem cholesterolu ve vejcích během snášky je nepřímá úměrná závislost. To znamená, že v době, kdy dochází ke zvýšení produkce vaječné hmoty, klesá obsah cholesterolu ve vejcích. Otázkou však je, který z těchto ukazatelů je veličina závisle proměnná a která nezávisle proměnná.

Na základě průběhu hodnot cholesterolu ve žloutcích v průběhu snášky lze říci, že námi zjištěná závislost lépe odpovídá názorům, které uvádějí Gissel et al. [1976] a Bartov [1971] než Pope [1973] nebo Mader et al. [1983], i když je faktem, že na počátku snášky jsou produkována vejce o nižší hmotnosti než v pozdějších fázích snášky. Přesto, jak dokumentuje průběh křivek na obr. 1, lze říci, že na obsah cholesterolu ve vaječném žloutku má prioritní vliv čas, kdežto hmotnost vajec je pouze důsledkem časové sekvence snáškových fází.

Neméně zajímavá je i zjištěná podobnost průběhu křivek obsahu vaječného cholesterolu a podílu vaječné skořápky z celkové hmoty vejce v průběhu snášky, což koresponduje s poznatky autorů Wilson et al. [1982].

Na základě celkového zhodnocení dosažených výsledků a za předpokladu, že přebytečný cholesterol opouští organismus ve vejcích, zvláště pak, vezmeme-li v úvahu výsledky, kterých dosáhli Sutton a Teshiura [1983], lze vyslovit názor, že momentální množství cholesterolu v organismu závisí na intenzitě metabolismu v daném období.

Literatura

- BARTOV, I. — BORNSTEIN, S. — BUDOWSKI, P.: Variability of cholesterol concentration in plasma and yolk of hens and evaluation of the effect of some dietary oils. *Poult. Sci.*, 50, 1971, č. 5, s. 1357-1364.
- CECIL, M. C. — BITMAN, J. — SVOBODA, J. A. — THOMPSON, M. J.: Effect of branched and straight chain amines and azasteroids on blood and egg cholesterol of White Leghorn chickens. *Poult. Sci.*, 60, 1981, č. 4, s. 795-804.
- DEB, S. — MUKHERJEE, D. — BHATACHARYA, S.: Interrelationship between plasma and ovarian cholesterol in a teleost fish. *Experientia*, 39, 1983, č. 4, s. 427-428.
- GISSEL, C. — LINDFELD, A. — EHRENBRINK, H. L.: Untersuchungen über die Beeinflussung des Cholesteringehaltes im Eidotter durch Rasse, Alter und Fütterung der Legehennen. *Arch. Geflügelkunde*, 40, 1976, č. 4, s. 134-140.
- HALAČKA, K. — KOTULÁN, J. — KREJČÍ, Z.: Základy hygieny pro posluchače lékařství. 1. vyd. Praha, SPN 1976, s. 372.
- INGR, I. — SIMEONOVÁ, J.: Rychlé stanovení cholesterolu ve vaječném žloutku Bio-La-Testem. *Veter. Med. (Praha)*, 28, 1983, č. 2, s. 97-104.

MADER, P. — SOVA, Z. — MIKOLÁŠEK, A. — TREFNÝ, D. — FUKAL, L. — MAŠEK, J.: Obsah karotenoidů, cholesterolu a vitamínů A a E ve žloutku. In: 16. celostátní konference o fyziologii drůbeže, Vysoká škola zemědělská Brno, 6.—7. 9. 1983, s. 75-76.

POPE, D. L.: Eggs and cholesterol. Poult. Int., 12, 1973, č. 1, s. 50-52.

SEMJANOVÁ, E. — GROM, A.: Štúdium obsahu cholesterolu vo vaječnom žĺtku. Poľnohospodárstvo, 22, 1976, č. 10, s. 975-980.

SNEDECOR, G. V. — COCHRAN, W. G.: Statistical methods. 6th ed. Ames, Iowa, The Iowa State University Press 1967, s. 593.

SUTTON, D. D. — MUIR, W. M. — MITCHELL, G. E.: Effect of dietary cholesterol and genotype on cholesterol metabolism in roosters. Poult. Sci., 62, 1983, č. 8, s. 1606-1611.

TESHIMA, S. I. — KANAZAWA, A. — SASADA, M.: Nutritional value of dietary cholesterol and other sterols to larval prawn (*Penacus japonicus* Barth.). Aquaculture, 31, 1983, č. 2-4, s. 159-167.

TURK, D. E. — BARNETT, B. D.: Cholesterol content of market eggs. Poult. Sci., 50, 1971, č. 5, s. 1303-1306.

WILSON, E. K. — HESZER, P. Y. — PEERSON, F. W. — FABIJANSKA, I.: Plasma levels of cholesterol and testosterone in White Leghorn hens that laid soft-shelled and shell-less eggs. Poult. Sci., 60, 1982, č. 8, s. 1708-1712.

ČSN 46 7007. Výživná hodnota krmiv. Praha 1966.

Došlo dne 25. 3. 1985

ЗАВОДСКИ, Г. — ПАР, О. — КЛЕККЕР, Д. — ВОДА, М. (Научно-исследовательский институт питания животных, Погоржелице; Сельскохозяйственный институт, Брно): Изменения содержания холестерина в курином яйце в ходе яйцекладки. Живот. Вѣст., 30, 1985 (12) : 1093-1100

В период яйцекладки у 120 несушек гибридной комбинации Хисекс белый определяли содержание холестерина в желтке (по методу Био-Ла-теста-Лакхема Брно). В качестве добавочного показателя устанавливали соотношение между желтком, белком и скорлупой с одной стороны, общим весом яйца — с другой. Яйца подвергали анализам регулярно каждые 30 дней, всего 12 раз. Содержание холестерина значительно менялось в отдельные периоды ($P < 0,01$), главное, в начале яйцекладки, когда его уровень в яйцах самый высокий. Отмечена зависимость между кривой кладки и уровнем холестерина (высокая отрицат. корреляция — $r = -0,640937$), а также между уровнем холестерина и долей скорлупы ($r = 0,894228$). Доля желтка росла в ходе кладки за счет белка.

Хисекс белый; холестерол; яичная скорлупа; желток; белок

ZÁVODSKÝ, G. — PÁR, O. — KLECKER, D. — VODA, M. (Research Institute of Animal Nutrition, Pohorelice; University of Agriculture, Brno): Changes in Cholesterol Content in Hen Egg during the Laying Period. Živoč. Věr., 30, 1985 (12) 1093-1100.

During the laying period the content of cholesterol in yolk was studied (using Bio-La-Test-Lachema Brno) in 120 laying hens of the hybrid combination Hisex White. As an additional indicator, the proportion of yolk, egg white and shell in the total egg weight was determined. The eggs to be tested were taken at regular intervals of 30 days, in total twelve times. In different periods, the cholesterol content differed highly significantly ($P < 0.01$). The highest differences were observed at the beginning of the laying period when the cholesterol level in eggs was the highest. As established, there exists a relation between the course of the laying curve and the cholesterol level (a highly negative correlation — $r = -0.640937$) and between the cholesterol level and proportion of egg shell ($r = 0.894228$). During the laying period the yolk proportion increased to the detriment of egg white.

White Hisex; cholesterol; egg shell; yolk; egg white

ZÁVODSKÝ, G. — PÁR, O. — KLECKER, D. — VODA, M. (Forschungsinstitut für Tierernährung, Pohorelice; Landwirtschaftliche Hochschule, Brno): *Veränderungen des Cholesteringehalts im Hühnerei im Verlauf der Legeperiode*. Živoč. Vyr., 30, 1985 (12) : 1093-1100.

Im Verlauf der Legeperiode verfolgten wir bei 120 Legehennen der Hybridkombination Weiße Hisex den Cholesteringehalt im Eidotter (gemäß des Bio-La-Testes von Lachema Brno). Als Ergänzungsparameter wurde das Verhältnis des Eidotters, des Eiklars und der Eischale zur Einzeleigesamtmasse bestimmt. Die Eier für Analysen wurden regelmäßig alle 30 Tage entnommen, insgesamt 12mal. Der ermittelte Cholesteringehalt wies in den einzelnen Zeitabschnitten starke ($P < 0,01$) Unterschiede auf. Höchste Differenzen wurden am Anfang der Legeperiode verzeichnet, wo der Cholesterinspiegel in den Eiern am höchsten lag. Es wurde eine Abhängigkeit zwischen dem Verlauf der Legekurve und dem Cholesterinspiegel (hohe negative Korrelation — $r = -0,640937$) und ferner zwischen dem Cholesterinspiegel und dem Anteil der Eischale ($r = 0,894228$) festgestellt. Der Dotteranteil erhöhte sich im Verlauf der Legeperiode zum Nachteil des Eiklars.

Weiße Hisex; Cholesterin; Eischale; Eidotter; Eiklar

Adresa autorů:

Ing. Gustav Z á v o d s k ý, RNDr. ing. Oldřich P á r, CSc., D. Klecker, M. V o d a, Výzkumný ústav výživy zvířat, 691 21 Pohorelice

ZHODNOTENIE VPLYVU PRODUKCIE A KVALITY EJAKULÁTU KOHÚTOV NA OPLODNENOSŤ VAJEC

M. Šteňová, M. Ledeč

ŠTEŇOVÁ, M. — LEDEČ, M. (Výskumný ústav chovu a šľachtenia hydiny, Ivanka pri Dunaji): *Zhodnotenie vplyvu produkcie a kvality ejakulátu kohútov na oplodnenosť vajec*. Živoč. Výr., 30, 1985 (12) : 1101-1107.

V dvoch líniah slepých mäsového typu bol hodnotený vplyv produkcie a kvality ejakulátu na oplodnenosť vajec. V otcovskej línii, u ktorej bola vysoká variabilita v produkcii a kvalite ejakulátu (objem ejakulátu $V = 44,2\%$, koncentrácia spermií $V = 37,1\%$, pohyblivosť spermií $V = 20,7\%$), bola zistená významná korelácia medzi koncentráciou spermií a oplodnenosťou vajec ($r = 0,402$) a medzi pohyblivosťou spermií a oplodnenosťou vajec ($r = 0,751$). U kohútov materskej línie bola kvalita ejakulátu vyrovnanejšia. U tejto línie nebola zistená významná korelácia medzi ukazovateľmi spermatogramu a oplodnenosťou vajec. Z výsledkov vyplýva, že ak je sperma nekvalitná, potom aj pri vysokej inseminačnej dávke (0,1 ml neriedenej spermy v týždenných intervaloch) sa oplodnenosť vajec znižuje.

mäsové typy slepých; ejakulát; spermatogram; oplodnenosť vajec

Hodnotenie plemenných kohútov podľa produkcie a kvality ejakulátu je novým prvkom v zooteknicko-plemenárskej práci a v chovateľskej praxi nie je doposiaľ zaužívané. Tým, že sa nerobila selekcia v tomto smere, prejavuje sa u kohútov vysoká miera variability v produkovanom množstve a kvalite ejakulátu.

Konovalov [1982] uvádza, že u kohútov mäsového typu, vybratých podľa ostatných selekčných kritérií, brakovali 25 až 30 % jedincov pre slabú produkciu a kvalitu ejakulátu. Šteňová et al. [1984] zistili v dvoch líniah kohútov hybridnej kombinácie Slovgal vysokú mieru variability v objeme ejakulátu ($V = 40$ a 61%), v koncentrácii spermií ($V = 37$ a 31%) a v pohyblivosti spermií ($V = 23$ a 12%). Davtjan et al. [1979] testovali 1016 kohútov mäsového typu a uvádzajú, že približne 1 % kohútov bolo sterilných a 19 % produkovalo len malé množstvo ejakulátu, alebo ejakulát zlej kvality. Vplyvom selekcie kohútov podľa produkcie a kvality ejakulátu sa zvýšila oplodnenosť vajec na hospodárstve (prírodné párenie) o 5,1 %, pričom došlo k zníženiu počtu kohútov v základnom krdli o 10 až 15 %.

Wilson et al. [1979] nezistili významnú koreláciu medzi ukazovateľmi spermatogramu a oplodnenosťou vajec pri prírodnom párení. Len u kohútov s extrémne nízkou koncentráciou spermií (pod 2 mlrd/ml) pozorovali pokles oplodnenosti. Uvedení autori uvádzajú, že nízka oplodnenosť vajec u plemena korníš je zapríčinená viac neschopnosťou kohútov pri párení ako zlou kvalitou spermy. Vinochodova [1984] uvádza, že kvalita spermy významne ovplyvňovala oplodnenosť a liahnivosť vajec ($r = 0,635$ až $0,789$). Nestor a Brown

I. Sledované ukazovatele u kohútov otcovskej línie (001) — The studied indicators of the cocks of male line (001)

Číslo ♂	Objem ejakulátu v ml	Koncentrácia spermii mil./mm ³	Pohyblivosť spermii v %	IBHS	Oplodnenosť v %	Liahnivosť v %
1	0,82	5,93	60	4,01	69,1	78,9
3	0,61	2,84	44	2,60	53,3	87,5
4	0,36	3,92	63	2,75	38,1	100,0
5	0,53	4,32	65	3,18	57,5	52,2
6	0,25	2,66	52	2,03	66,6	80,0
7	0,26	5,54	58	2,84	41,7	53,8
8	0,44	5,49	64	3,28	90,0	70,4
9	0,69	5,80	65	3,83	75,0	96,3
10	0,95	6,04	69	4,44	83,3	76,0
11	0,57	2,13	49	2,44	66,6	100,0
12	0,26	3,63	56	2,36	43,3	57,7
13	1,30	5,67	66	4,95	94,4	94,1
15	0,36	1,15	35	1,58	—	—
16	0,62	2,18	43	2,45	18,7	75,0
17	0,79	6,81	70	4,34	81,2	79,5
18	0,87	6,01	66	4,23	86,2	80,0
19	0,41	4,06	56	2,74	61,2	87,8
20	0,39	2,64	58	2,39	86,4	80,7
21	0,36	4,87	36	2,47	25,0	72,7
23	0,56	1,59	47	2,27	26,3	50,0
25	0,26	3,47	45	2,12	10,3	100,0
26	0,39	4,05	59	2,75	88,0	86,4
27	0,88	5,73	72	4,29	68,7	88,8
28	0,45	3,40	42	2,39	35,7	90,0
29	0,45	4,04	62	2,92	72,7	72,5
30	0,74	3,32	38	2,84	3,4	100,0
$\bar{x}$	0,54	4,23	55	3,0	57,7	80,4
s	±0,24	±1,57	±11	±0,88	±26,8	±15,1
V	44,2	37,1	20,7	29,2	46,4	18,8

$$\text{IBHS (index biologickej hodnoty spermy)} = \frac{O_1}{O_2} + \frac{K_1}{K_2} + \frac{P_1}{P_2}$$

(O = objem, K = koncentrácia, P = pohyblivosť, ₁ = priemerné hodnoty za sledovaného jedinca, ₂ = priemerné hodnoty za príslušnú líniu)

(1976), ktorí hodnotili vzťah ukazovateľov spermatogramu k oplodnenosti vajec pri inseminácii moriek, uvádzajú, že pri používaní vyšších dávok spermy na insemináciu (u moriek nad 0,025 ml) ukazovatele spermatogramu nemajú vplyv na oplodnenosť vajec. Ansah et al. (1980) pri inseminácii sliepok zistili kladnú a prevažne aj vysoko významnú koreláciu medzi pohyblivosťou spermií a oplodnenosťou vajec aj pri používaní pomerne vysokej inseminačnej dávky (0,1 ml). Objem ejakulátu a koncentrácia spermií boli tiež v kladnom vzťahu k oplodnenosti, ale korelačné koeficienty boli vo väčšine prípadov štatisticky nevýznamné.

Cieľom našej práce bolo zhodnotiť vplyv produkovaného množstva a kvality ejakulátu na oplodnenosť vajec v dvoch základných líniách sliepok hybridnej kombinácie Slovgal.

MATERIÁL A METÓDA

Do pokusu bolo zaradených 30 kohútov otcovskej línie (001) a 30 kohútov materskej línie (005). Priemerná hmotnosť kohútov vo veku 26 týždňov bola 4,76 kg za otcovskú líniu a 4,46 kg za materskú líniu. Produkcia a kvalita ejakulátu bola hodnotená v priebehu 25 týždňov. V týždenných intervaloch sme hodnotili objem ejakulátu, koncentráciu spermií a pohyblivosť spermií.

Oplodnenosť a liahnivosť vajec bola hodnotená za deväť násad pri týždennom zbere vajec. V tom čase sme inseminovali štyri sliepky neriedenou spermou od jedného kohúta v dávke 0,1 ml v týždenných intervaloch. Oplodnenosť vajec bola zisťovaná v siedmom dni inkubácie a za oplodnené vajcia sme počítali len tie, u ktorých bol viditeľný zárodok pri presvecovaní.

Zvieratá boli ustajnené v trojetážových klietkových batériách, kohúti individuálne a sliepky po dvoch kusoch. Zvieratá dostávali štandardnú krmnú zmes (NPM) a kohútom sme pridávali ovos.

VÝSLEDKY A DISKUSIA

V otcovskej línii bola produkcia a kvalita ejakulátu nižšia v porovnaní s materskou líniou a prejavila sa tu veľmi vysoká miera variability vo všetkých sledovaných ukazovateľoch (tab. I). V tejto línii bol zistený významný kladný vplyv kvality ejakulátu na oplodnenosť vajec (tab. II). Medzi produkovaným objemom ejakulátu a oplodnenosťou je korelačný koeficient blízky k významnosti ($r = 0,304$). Medzi koncentráciou spermií a oplodnenosťou je významná korelácia ($P < 0,05$) a medzi pohyblivosťou spermií a oplodnenosťou vychádza vysoko vý-

II. Korelácia ukazovateľov spermatogramu k oplodnenosti vajec — The correlation between spermatogram indicators and egg fertility

Ukazovatele	r	
	L 001	L 005
Objem ejakulátu k oplodnenosti	0,304	−0,016
Koncentrácia spermií k oplodnenosti	0,402 ⁺	−0,091
Pohyblivosť spermií k oplodnenosti	0,751 ⁺⁺	0,220
IBHS k oplodnenosti	0,507 ⁺⁺	0,005

⁺ = $P < 0,05$

⁺⁺ = $P < 0,01$

III. Sledované ukazovatele u kohútov materskej línie (005) — The studied indicators of the cocks of female line (005)

Číslo ♂	Objem ejakulátu v ml	Koncentrácia spermii mil./mm ³	Pohyblivosť spermii v %	IBHS	Oplodnenosť v %	Liahnivosť v %
31	0,44	3,95	53	2,55	72,4	90,5
32	0,51	3,66	56	2,66	82,8	89,6
33	0,76	4,49	54	3,24	90,9	80,0
34	0,40	3,28	54	2,33	78,9	60,0
35	0,50	4,04	50	2,59	86,7	76,9
36	0,56	5,14	69	3,28	95,0	91,2
37	0,76	5,35	58	3,49	80,8	80,9
38	0,57	7,61	77	3,98	92,6	87,3
39	0,66	3,20	56	2,80	90,8	80,0
40	0,54	3,64	51	2,62	66,8	76,5
41	0,73	7,46	76	4,20	85,1	75,0
42	0,66	4,49	56	3,09	95,5	90,6
43	0,33	4,17	49	2,34	76,9	80,0
44	0,35	3,88	58	2,46	87,3	87,2
45	0,53	4,82	60	3,00	75,0	87,6
46	0,51	3,91	59	2,76	88,6	58,1
48	0,54	5,05	61	3,11	90,0	77,7
49	0,81	6,05	53	3,65	54,1	72,7
50	0,98	5,44	64	4,00	91,9	59,6
51	0,98	5,76	70	4,16	95,1	87,0
52	0,57	4,47	53	2,87	74,2	91,3
53	0,31	2,94	42	1,92	84,8	82,1
54	0,68	5,37	57	3,40	37,0	80,0
55	0,39	2,07	46	1,94	94,5	79,7
56	0,38	5,63	61	2,93	80,8	84,1
57	0,56	3,72	56	2,74	85,7	85,2
58	0,43	4,80	48	2,63	91,9	91,2
59	0,59	5,34	56	3,16	81,8	91,1
60	0,44	5,03	68	3,03	82,7	88,4
$\bar{x}$	0,57	4,65	58	3,00	82,4	81,8
s	±0,17	±1,21	± 8,1	±0,60	±12,8	± 9,4
V	30,2	25,9	14,1	20,1	15,5	11,6

znamná korelácia ($P < 0,01$). V indexe biologickej hodnoty spermy (IBHS) sú zhrnuté všetky tri sledované ukazovatele spermatogramu. Korelačný koeficient medzi týmto súhrnným ukazovateľom a oplodnenosťou vajec je tiež štatisticky vysoko významný ($r = 0,507$).

V otcovskej línii sa vyskytovali kohúti aj s veľmi nízkou koncentráciou a pohyblivosťou spermií. Napr. kohút č. 15 (tab. I) mal priemernú koncentráciu spermií $1,15 \text{ mil/mm}^3$ a pohyblivosť spermií 35 %. Pri inseminácii sliepok s touto spermou neboli v priebehu sledovaného obdobia zistené žiadne oplodnené vajcia, aj keď týždenná inseminačná dávka predstavovala 115 mil. spermií. U kohúta č. 30 bola inseminačná dávka v priemere až 332 mil. spermií, ale s pohyblivosťou spermií len 38 %. Oplodnenosť vajec u tohoto jedinca činila za sledované obdobie len 3,4 %.

V materskej línii je produkcia a kvalita spermy vyrovnannejšia. Nižšia variabilita sa tu prejavila vo všetkých ukazovateľoch spermatogramu v porovnaní s otcovskou líniov (tab. III). U tejto línie bola zistená len nižšia kladná korelácia ($r = 0,220$) medzi pohyblivosťou spermií a oplodnenosťou vajec. Ostatné korelačné koeficienty sú kladné i záporné, blízke 0 (tab. II).

Z údajov tab. II vidieť, že oplodnenosť vajec bola najvýraznejšie ovplyvňovaná pohyblivosťou spermií, čo je v súlade s výsledkami, ktoré uvádzajú Ansah et al. (1980). Podľa výsledkov autorov Nestor a Brown (1976) sa pri inseminácii moriek negatívny vplyv zhoršenej kvality spermy eliminuje pri vyšších inseminačných dávkach spermy. Tu treba poznamenať, že u moriakov je v porovnaní s kohútmi všeobecne nižšia variabilita v kvalite ejakulátu. V našom pokuse u kohútov materskej línie, kde bola kvalita ejakulátu relatívne vyrovnannejšia, nebol zistený významný vzťah medzi ukazovateľmi spermatogramu a oplodnenosťou vajec.

V literatúre sa stretávame s prácami, v ktorých sa uvádza, že pri inseminácii kvalitnejšou spermou sú zárodky životaschopnejšie, čo sa prejavuje nižšou embryonálnou mortalitou. V našom pokuse nebol zistený významný vplyv produkcie a kvality ejakulátu na liahnivosť kurčiat (tab. IV). Boli zistené kladné i záporné nevýznamné korelačné koeficienty medzi ukazovateľmi spermatogramu a liahnivosťou kurčiat z oplodnených vajec.

V súhrne z dosiahnutých výsledkov vyplýva, že ak je sperma nekvalitná, potom aj pri pomerne vysokej inseminačnej dávke spermy (0,1 ml) sa oplodnenosť vajec znižuje.

IV. Korelácia ukazovateľov spermatogramu k liahnivosti vajec — The correlation between spermatogram indicators and egg hatchability

Ukazovatele	<i>r</i>	
	L 001	L 005
Objem ejakulátu k liahnivosti	0,340	−0,205
Koncentrácia spermií k liahnivosti	−0,071	0,085
Pohyblivosť spermií k liahnivosti	−0,120	0,040
IBHS k liahnivosti	0,194	−0,016

Literatúra

- ANSAH, G. A. — GROBER, D. C. — BUCKLAND, R. B. — SEFTON, A. E. — KENNEDY, B. W.: Artificial insemination of individually caged broiler breeders. I. Reproductive performance of males in relation to age and strain of females. *Poult. Sci.*, 59, 1980, s. 428-437.
- DAVTJAN, A. — MARKOV, J. — VOLKONSKAJA, T. — KIRSANOVA, O.: Technika polučenia spermy i otbor petuchov. *Pticevodstvo*, 1979, č. 7, s. 39-40.
- KONOVALOV, B.: Vyráščovanie i otbor petuchov dľa iskustvennogo osemenenia. *Pticevodstvo*, 1982, č. 3, s. 25-26.
- NESTOR, K. E. — BROWN, K. I.: Persistence of semen quality during the reproductive period in two strains of turkeys differing in semen yield. *Poult. Sci.*, 55, 1976, s. 2470.
- ŠTEŇOVÁ, M. — LEDEČ, M. — CSUKA, J. — ŠKROBÁNEK, P.: Selekcia plemených kohútov podľa produkcie a kvality ejakulátu. *Živoč. Výr.*, 29, 1984, č. 7, s. 591-596.
- VINOCHODOVA, G.: Uveličenie vychoda plemennej produkcie. *Pticevodstvo*, 1984, č. 1, s. 20-21.
- WILSON, H. R. — PIESCO, N. P. — MILLER, E. R. — NESBETH, W. G.: Prediction of the fertility potential of broiler breeder males. *Wld's Poult. Sci.*, 35, 1979, s. 95-118.

Došlo dňa 11. 3. 1985

ШТЕНЬОВА, М. — ЛЕДЕЧ, М. (Научно-исследовательский институт разведения и селекции птицы, Иванка при Дунаи): Оценка влияния качества и продукции эякулята петухов на оплодотворение яиц. *Живоц. Выр.*, 30, 1985 (12) : 1101-1107.

У двух линий кур мясного типа определяли влияние продукции и качества эякулята на оплодотворение яиц. У отцовской линии, отличающейся высокой изменчивостью этих свойств эякулята (объем $V = 44,2\%$, концентрация спермиев $V = 37,1\%$, их подвижность $V = 20,7\%$), отмечена значительная корреляция между концентрацией спермиев и оплодотворением яиц ($r = 0,402$) и между подвижностью и оплодотворением ($r = 0,751$). У петушков же материнской линии качество эякулята более выравненно; значительной корреляции между показателями спермограммой и оплодотворением не отмечено. Как показывают результаты, низкокачественная сперма понижает оплодотворение даже при высокой осеменительной дозе (0,1 мл неразбавл. спермы в недельные интервалы).

мясные типы кур; эякулят; спермограмма; оплодотворение яиц

ŠTEŇOVÁ, M. — LEDEČ, M. (Poultry Research Institute, Ivanka pri Dunaji): *The Evaluation of the Production and Quality of Cock Ejaculate in relation to the Fertility of Eggs*. *Živoč. Výr.*, 30, 1985 (12) : 1101-1107.

Two lines of hens of the meat type were evaluated for egg fertility influenced by semen production and quality. In the male line, characterized by a high variability of ejaculate production and quality (ejaculate volume $V = 44.2\%$, sperm concentration $V = 37.1\%$, sperm motility $V = 20.7\%$), a significant correlation between the sperm concentration and egg fertility ($r = 0.402$), as well as between the sperm motility and egg fertility ($r = 0.751$), was found. In the cocks of female line the semen quality was more uniform. In this line, no significant correlation between the spermatogram indicators and egg fertility was observed. As apparent from the results, the semen of bad quality, even if applied in high insemination doses (0.1 ml of undiluted sperm in weekly intervals), leads to a diminishing of the number of fertilized eggs.

hen meat types; ejaculate; spermatogram; egg fertility

ŠTEŇOVÁ, M. — LEDEČ, M. (Forschungsinstitut für Geflügelhaltung und -züchtung, Ivanka pri Dunaji): *Bewertung der Einwirkung der Produktion und Qualität von Hahnejakulat auf das Befruchtungsergebnis der Eier*. *Živoč. Výr.*, 30, 1985 (12) : 1101-1107.

Die Einwirkung der Ejakulatproduktion und -qualität auf die Befruchtungsrate der

Eier wurde bei zwei Hühnerlinien des Fleischtyps bewertet. In der väterlichen Linie, wo eine hohe Variabilität in der Produktion und der Qualität des Ejakulats bestand (Ejakulatvolumen $V = 44,2\%$, Spermienkonzentration $V = 37,1\%$, Spermienmotilität $V = 20,7\%$), wurde eine starke Korrelation zwischen der Spermienkonzentration und dem Befruchtungsergebnis der Eier ($r = 0,402$) und zwischen der Spermienmotilität und dem Befruchtungsergebnis ($r = 0,751$) verzeichnet. Bei den Hähnen der mütterlichen Linie war die Ejakulatqualität ausgeglichener. Bei dieser Linie war die Korrelation zwischen den Parametern des Spermatogramms und dem Befruchtungsergebnis der Eier unbedeutend. Aus den Ergebnissen geht hervor, daß durch Sperma von schlechterer Qualität, selbst bei einer hohen Besamungsdosis (0,1 ml nicht verdünnten Spermas in wöchentlichen Intervallen) die Befruchtungsrate der Eier wesentlich sinkt.

Hühner vom Fleischtyp; Ejakulat; Spermatogramm; Befruchtungsergebnis der Eier

Adresa autorov:

Ing. Mária Šteňová, CSc., ing. Miroslav Ledeč, CSc., Výskumný ústav chovu a šľachtenia hydiny, 900 28 Ivanka pri Dunaji

Upozorňujeme čtenáře, že číslo 1/1986 časopisu

ŽIVOČIŠNÁ VÝROBA

bude věnováno chovu skotu.

Vědeckým redaktorem tohoto čísla je prof. dr. ing. Josef Šmerha, DrSc.

Z obsahu čísla vyjímáme:

- Szabová G., Hašek A., Flak P.: Sledovanie rýchlosti žrania u dojníc
Stodola J., Slipka J.: Hodnoty krevních ukazatelů u dojnic po nuceném pohybu
Brestenský V., Szabová G., Mihina Š., Brouček J.: Vplyv presunu starších kráv na farmu s voľným ustajnením na užítkovosť
Louda F.: Tělesné rozměry charakterizující osvalení u matek býků českého strakatého skotu
Jurčo V.: Vplyv úrovne reprodukcie dojníc na výrobu mäsa a relatívne zastúpenie výroby mlieka a mäsa
Pytloun J., Bouška J., Urban F., Motyčka J.: Vliv vybraných činitelů na užítkovost prvotetek
Suchánek B., Brauner J., Dočkalová E.: Složení a vlastnosti mléka ve vztahu k některým činitelům
Říha J., Hanuš O., Hlaváč F., Brauner J., Gabriel B., Banáš P.: Mléčná užítkovost krav při superovulačním ošetření a nechirurgickém získávání embryí
Liehman P., Fulka J.: Vztah mezi kvalitou embryí skotu a jejich přežíváním po konzervaci zmrazením
Holub K., Motyčka J., Pytloun J., Štolc L., Kejmar I.: Orientační ověření krmných směsí s celulolytickými enzymy pro telata
Pilát Z., Bouška J.: Vliv diferencovaného růstu jalovic na vlastní mléčnou užítkovost

Z vědeckého života

Pšenic J.: Vedecká konferencia o šľachtiteľských programoch v chove hovädzieho dobytku

Recenze

Dušek J.: Schwark H. J. — Koně, chov

VPLYV TEPLOTY NA KVALITU EJAKULÁTU MORIAKOV PRI JEHO KRÁTKODOBOM SKLADOVANÍ

J. Csuka, M. Ledeč, P. Škrobánek, M. Šteňová

CSUKA, J. — LEDEČ, M. — ŠKROBÁNEK, P. — ŠTEŇOVÁ, M. (Výskumný ústav chovu a šľachtenia hydiny, Ivanka pri Dunaji): *Vplyv teploty na kvalitu ejakulátu moriakov pri krátkodobom skladovaní*. Živoč. Vyr., 30, 1985 (12) : 1109-1118.

V pokuse sme sledovali vplyv rôznej intenzity schladzovania ejakulátu súčasne s vplyvom intenzity a času zahrievania pred insemináciou za účelom hľadania takého spôsobu ošetrenia ejakulátu, ktorý po 24-hodinovom uskladnení zaručuje najvyššiu oplodnenosť a liahnivosť nasadených vajíčok. Ejakulát po odobratí sme riedili riedidlom Litjensa a Horsta v pomere 1 : 1. Najvyššia oplodnenosť (68,4 %) bola dosiahnutá u ejakulátu, ktorý bol po riedení schladený okamžite na teplotu +2 °C a pred insemináciou sme ho vôbec nezahrievali. Najnižšia priemerná oplodnenosť vajíčok bola dosiahnutá v skupine, v ktorej bol ejakulát po riedení postupne schladzovaný až na skladovaciu teplotu a pred insemináciou bol najpomalejšie zahrievaný, t. j. 13,2 % v priemere za celý pokus. Na základe získaných výsledkov sa dá konštatovať, že náhle schladenie ejakulátu na teplotu +2 °C neznižuje oplodňovaciu schopnosť spermií. Skladovanie ejakulátu pri vyšších teplotách, jeho postupné schladzovanie alebo postupné zahrievanie pred insemináciou znižuje oplodňovaciu schopnosť spermií. moriak; ejakulát; skladovanie ejakulátu; oplodnenosť vajíčok

Výskum vhodných riediel sa v súčasnosti vykonáva za účelom krátkodobého skladovania ejakulátu a hľadajú sa možnosti použitia najlepších riediel v lyofilizovanom stave. Pri dobrej oplodnenosti sa odporúča odobratý ejakulát použiť na insemináciu do 20 až 30 minút. Pracovníci výskumných ústavov u nás i v zahraničí sa v súčasnej dobe usilujú o to, aby vypracovali vhodnú metódu krátkodobého skladovania ejakulátu, ktorá by ho umožnila uchovávať po dobu 3, 12 a viac hodín, s možnosťou prepravy na vzdialenejšie miesta jeho použitia.

Krátkodobé skladovanie ejakulátu má význam z hľadiska jeho prepravy a technológie inseminácie. Za priekopníka krátkodobého skladovania ejakulátu hydiny možno považovať autora Polge (1955), ktorý glukózocitrátovým riedidlom po 24-hodinovom uskladnení dosiahol u sliepok 60% oplodnenosť. Prvé výsledky krátkodobého skladovania ejakulátu moriakov publikuje Harris (1968), a to s citrátovým a glutamátovým riedidlom. S najlepšou kombináciou riedidla po štvorhodinovom uskladnení pri teplote 2 °C dosiahol 84% oplodnenosť vajíčok. Litjens a van der Horst (1972) vykonali detailnú chemickú analýzu reprodukčných orgánov moriek a na základe analýz zostavili riedidlo, s ktorým po trojhodinovom uskladnení pri teplote 15 °C v experimentálnych podmienkach dosiahli 84,4% oplodnenosť. Na základe týchto výsledkov zriadili prvú centrálnu inseminačnú stanicu moriek a vo výrobných podmienkach dosiahli so skladovaným ejakulátom 83% oplodnenosť. V ZSSR sa krátkodobým skladovaním ejakulátu moriek zaoberá Be-

sulin (1972), ktorý po 150-minútovom skladovaní ejakulátu moriek v neriedenom stave dosiahol 79,8% priemernú oplodnenosť, Ringerovým roztokom 62,1% a s riedidlom Askanijskij-12 34,4% oplodnenosť. V liahnivosti vajec neboli zistené rozdiely. Bondarenko (1975) po dvojhodinovom uskladnení pri teplote 8 až 15 °C za použitia riedidla Ukrajinsk 6 dosiahol 87% oplodnenosť. Reimschuessel a Pingel (1975) u moriek s riedidlom kyseliny glutámovej po 0, 6 a 24 hodinách skladovania a pri teplote 4 až 8 °C dosiahli 60,1%, 56,1% a 22,4% oplodnenosť vajec. Kurbatov et al. (1976) inseminovali morky ejakulátom skladovaným pri teplote 2 až 4 °C po dobu štyroch hodín v riedidle obsahujúcom 0,1 g citrátu sodného, 0,2 g inozitu na 100 ml a s 5% prípravkom medu. Dosiahli lepšiu oplodnenosť (86,1%) a liahnivosť (93,6%) ako s riedidlom VIRGŽ-2.

Csuka et al. (1977) za použitia troch riedidiel (lyofilizovaný Tyrodeho roztok, 7% glukóza a riedidlo Litjensa a Horsta) inseminovali morky pro trojhodinovým (+15 °C) a 24-hodinovým skladovaním (+2 °C). Po trojhodinovom uskladnení dosiahli najlepšiu oplodnenosť (82,48%) s riedidlom Litjensa a Horsta. Toto riedidlo bolo najlepšie aj po 24-hodinovom uskladnení, priemerná oplodnenosť bola 52,27%. Liahnivosť vajec s prvými dvoma riedidlami bola ovplyvnená negatívne. V uvedenom pokuse si vytýčili za cieľ preskúšať vplyv poodberového a predinseminačného ošetrenia ejakulátu, hlavne z hľadiska vplyvu teplôt a ich náhlych zmien.

MATERIÁL A METÓDA

Pre pokus bolo použitých 48 moriek malého typu Tl-Iv-f, ktoré boli rozdelené náhodne do šiestich skupín. Boli ustajnené na hlbokkej podstielke a kŕmené kŕmnom zmesou pre plemenné morky *ad libitum*.

Moriaky veľkého typu Tl-Iv-c v počte 21 kusov boli rozdelené do troch skupín v pokusnej hale 24. Ejakulát od moriakov sme získavali v týždenných intervaloch v množstve 5 až 10 ml do zberača vytemperovaného na 37 °C. Získaný ejakulát sme riedili riedidlami Litjensa a Horsta vyhriatymi na teplotu 37 °C v pomere 1 : 1 a potom sme ho rozdelili do piatich vytemperovaných skúmaviek.

Ejakulát prvej skupiny bol schladený okamžite na teplotu +2 °C, ejakulát druhej skupiny bol schladený okamžite na teplotu +15 °C a po troch hodinách náhle na teplotu +2 °C, ejakulát tretej skupiny bol schladený postupne na teplotu 30 °C, 25 °C, 20 °C, 15 °C, 10 °C a 5 °C po polhodinových intervaloch, ejakulát štvrtej skupiny bol uložený do chladničky a pozvoľne schladený na teplotu +2 °C, ejakulát piatej skupiny bol ošetrený podobne ako ejakulát štvrtej skupiny.

Vzorky sme skladovali pri teplote +2 °C ± 1 v intervale 24 hod. od odberu ejakulátu až do inseminácie. 1. skupinu sme inseminovali ejakulátom č. 1 bez zahrievania, 2. skupinu ejakulátom č. 2, ktorý sme pred insemináciou zahrievali na teplotu 15 °C po dobu 30 min a na teplotu 30 °C po dobu ďalších 30 min, 3. skupinu sme inseminovali ejakulátom č. 3, ktorý sme pred insemináciou zahrievali na teplotu 10 °C, 20 °C, 30 °C a 37 °C v polhodinových intervaloch, 4. skupinu sme inseminovali ejakulátom č. 4 bez zahrievania a 5. skupinu ejakulátom č. 5, ktorý sme pred insemináciou zahrievali ako ejakulát 3. skupiny.

Po 24-hodinovom skladovaní sme ejakulát použili na insemináciu. Inseminačnú dávku sme volili tak, aby morky dostali 130 až 150 miliónov spermií v jednej inseminačnej dávke. Druhá polovica vzoriek bola *in vitro* otestovaná na rezistenciu, prežívateľnosť, pomer živých spermií, pohyblivosť, GOT, GPT, LDH, metylénovú skúšku, obsah močoviny a thymolovú zákalovú reakciu podľa postupu, ktorý popísali Csuka et al. (1978).

VÝSLEDKY A DISKUSIA

Najvyššia oplodnenosť bola dosiahnutá ejakulátom č. 1, ktorý bol po riedení schladený okamžite na teplotu +2 °C a pred insemináciou sme ho vôbec nezahrievali (tab. I). Priemerná oplodnenosť vajec sa u tejto skupiny pohybovala okolo 68,4%. Najnižšia bola oplodnenosť vajec v skupine [3], v ktorej ejakulát po nariadení bol postupne schladzovaný až na skladovaciu teplotu a pred insemináciou zahrievaný najpomalšie. Oplodnenosť v tejto skupine dosiahla 13,2% v priemere

I. Oploďnenosť vajec v percentách pri voľbe techniky skladovania ejakulátu — Percent fertility of eggs at the chosen ejaculate storing method

Dátum naloženia vajec	Číslo ejakulátu														
	1			2			3			4			5		
	počet naložených vajec	počet oploďnených vajec	percento oploďne- nosti	počet naložených vajec	počet oploďnených vajec	percento oploďne- nosti	počet naložených vajec	počet oploďnených vajec	percento oploďne- nosti	počet naložených vajec	počet oploďnených vajec	percento oploďne- nosti	počet naložených vajec	počet oploďnených vajec	percento oploďne- nosti
5. 5.	45	33	73,3	29	17	58,6	31	20	64,5	42	25	59,6	39	28	71,8
12. 5.	27	16	59,6	24	10	41,6	23	7	30,4	18	6	33,3	27	14	51,8
26. 5.	27	16	59,3	35	3	8,6	53	4	7,5	29	10	34,5	28	10	35,7
9. 6.	3	3	100	18	7	38,9	36	2	5,6	18	4	22,2	7	6	35,3
23. 6.	12	7	58,3	16	6	37,5	30	—	—	19	2	10,5	21	7	33,3
7. 7.	15	12	80,0	15	2	13,3	28	—	—	27	9	33,3	21	4	19,0
21. 7.	6	4	66,6	16	3	18,8	26	1	3,85	20	1	5,0	18	—	—
5. 8.	17	13	76,5	10	—	—	31	—	—	22	5	22,7	22	2	9,09
Celkom	152	104	68,4	163	48	29,4	258	34	13,2	195	62	31,8	183	71	38,8

Preukazné sú diferencie 1—2, 1—3, 1—4 a 1—5.

II. Liahnivosť vajec v percentách pri voľbe techniky skladovania ejakulátu — Percent hatchability of eggs at the chosen ejaculate storing method

Dátum naloženia vajec	Číslo ejakulátu														
	1			2			3			4			5		
	počet oplodnených vajec	počet vylihnutých kurčiat	percento liahnivosti	počet oplodnených vajec	počet vylihnutých kurčiat	percento liahnivosti	počet oplodnených vajec	počet vylihnutých kurčiat	percento liahnivosti	počet oplodnených vajec	počet vylihnutých kurčiat	percento liahnivosti	počet oplodnených vajec	počet vylihnutých kurčiat	percento liahnivosti
5. 5.	33	25	75,8	17	11	64,7	20	13	65,0	24	21	84,0	28	22	78,6
12. 5.	16	7	43,7	10	6	60,0	7	5	71,4	6	4	66,6	14	12	85,7
26. 5.	16	7	43,7	3	2	66,6	4	2	50,0	10	7	70,0	10	9	90,0
9. 6.	3	—	—	7	6	85,7	2	1	50,0	4	2	50,0	6	4	66,6
23. 6.	7	7	100,0	6	5	83,3	—	—	—	2	1	50,0	7	7	100,0
7. 7.	12	10	83,3	2	2	100,0	—	—	—	9	4	44,4	4	1	25,0
21. 7.	4	3	75,0	3	2	66,6	1	1	100,0	1	—	—	—	—	—
5. 8.	13	10	76,9	—	—	—	—	—	—	5	5	100,0	2	1	50,0
Celkom	104	69	66,3	48	34	70,8	34	22	64,7	62	44	70,9	71	56	78,9

Diferencie sú nepreukazné

III. Pohyblivosť a rezistencia spermií pri rôznych technikách skladovania — Motility and resistance of spermatozoa at different storing methods

Čiastkový pokus		Spôsob ošetrenia ejakulátu									
číslo	dátum	1		2		3		4		5	
		P	R	P	R	P	R	P	R	P	R
1	12. 4.	85	4	80	2	70	4	75	6	75	4
2	19. 4.	90	6	85	4	75	2	80	7	85	4
3	26. 4.	85	5	80	6	70	3	75	6	75	6
4	3. 5.	80	5	80	4	75	4	80	5	80	5
5	10. 5.	85	10	75	8	80	7	80	5	70	7
6	17. 5.	85	9	80	8	70	10	80	6	80	6
7	24. 5.	90	5	75	5	75	5	75	4	80	5
Priemer		85,7	6,3	79,3	5,2	73,5	5,0	79,8	5,5	79,8	5,2

P = pohyblivosť v percentách, preukazné 1–2, 1–3, 1–4, 1–5, 3–4, 3–5

R = rezistencia, diferencie sú nepreukazné

za celý pokus. Na základe priemernej oplodnenosti vajíčok v ďalších skupinách sa už nedá jednoznačne zistiť, ako vplýva samotné schladzovanie alebo zahrievanie na oplodnenosť vajíčok. Priemerná liahnivosť vajíčok nebola výrazne ovplyvnená skladovacími postupmi a kolísala v hraniciach 64,7 až 78,9 % (tab. II). Pohyblivosť spermií sme posudzovali hneď po inseminácii. Diferencia v pohyblivosti spermií medzi jed-

IV. Výsledky prežítelnosti a metylénovej skúšky pri rôznych technikách skladovania — The results of survival and methylene test used at different storing methods

Čiastkový pokus		Spôsob ošetrenia ejakulátu									
číslo	dátum	1		2		3		4		5	
		PR	MS	PR	MS	PR	MS	PR	MS	PR	PR
1	12. 4.	6	7,0	2	9,0	4	14,1	4	14,1	3	13,1
2	19. 4.	9	4,1	5	4,1	8	5,0	11	4,1	9	6,1
3	26. 4.	8	5,4	5	5,0	6	4,4	7	4,0	7	4,7
4	3. 5.	7	9,5	8	9,7	4	10,2	8	9,1	7	12,1
5	10. 5.	10	8,0	12	10,0	11	7,6	10	4,6	10	6,4
6	17. 5.	13	—	12	—	8	—	11	—	10	—
7	24. 5.	10	—	9	—	8	—	9	—	9	—
8	31. 5.	13	—	12	—	10	—	14	—	10	—
Priemer		9,5	6,8	8,1	7,6	7,3	8,2	9,2	7,1	8,1	8,4

PR = prežítelnosť v dňoch, diferencie sú nepreukazné

MS = metylénová skúška, preukazná diferencia 1–2, 1–3, 1–5

V. Podiel živých spermíí pri voľbe techniky skladovania (v %) — The proportion of live spermatozoa at the chosen storing method (in %)

Čiastkový pokus		Spôsob ošetrovania ejakulátu				
číslo	dátum	1	2	3	4	5
1	12. 4.	41,9	27,7	23,7	46,2	33,1
2	19. 4.	22,6	14,1	3,0	18,0	16,0
3	26. 4.	21,5	28,7	5,0	33,5	15,4
Priemer		28,6	23,5	10,5	25,8	21,5

Diferencie sú nepreukazné.

notlivými skupinami je malá, čo sťažovalo aj ich presnejší odhad pri posudzovaní. Priemerná pohyblivosť spermíí bola najlepšia u skupiny, ktorá mala najvyššiu oplodnenosť, a najmenšia v skupine 3, kde bola oplodnenosť vajec v priemere najnižšia. U ostatných troch spôsobov ošetrovania ejakulátu boli diferencie v pohyblivosti spermíí nepatrné (tab. III). Z hľadiska rezistencie sa ako najlepší ukázal ejakulát použitý v skupine, kde bola oplodnenosť vajec najlepšia. Pri ďalších spôsoboch ošetrovania boli diferencie medzi skupinami malé a neboli v súlade s poradím oplodnenosti vajec v jednotlivých skupinách (tab. III).

Priemerná prežívateľnosť spermíí bola najvyššia (9,5) v skupine 1, kde bola oplodnenosť vajec najvyššia, a najnižšia v skupine 3, kde oplodnenosť vajec bola najnižšia (tab. IV). U ostatných skupín nebola doba prežívateľnosti spermíí v súlade s oplodnenosťou vajec.

VI. Aktivita GOT a GPT v spermíách a v semennej plazme pri voľbe techniky skladovania v mmol/ml — The activity of GOT and GPT in spermatozoa and in seminal plasma at the chosen storing method

Čiastkový pokus			Spôsob ošetrovania ejakulátu									
číslo	dátum	enzým	1		2		3		4		5	
			SR	SP	SR	SP	SR	SP	SR	SP	SR	SP
1	12. 4.	GOT	4,17	2,79	3,87	2,69	4,13	2,46	4,02	2,71	4,11	2,85
2	19. 4.	GOT	4,22	2,86	4,19	2,61	4,37	2,56	4,25	2,58	4,00	2,60
3	26. 4.	GOT	3,21	2,80	3,21	2,95	2,86	2,84	3,25	2,74	3,04	2,87
Priemer		GOT	3,86	2,81	3,75	2,75	3,78	2,62	3,84	2,67	3,71	2,77
1	12. 4.	GPT	0,28	0,84	0,27	0,75	0,33	0,75	0,29	0,79	0,30	0,83
2	19. 4.	GPT	0,33	0,79	0,29	0,81	0,28	0,79	0,26	0,82	0,26	0,84
3	26. 4.	GPT	0,26	0,73	0,35	0,76	0,27	0,76	0,32	0,82	0,27	0,76
Priemer		GPT	0,29	0,78	0,30	0,77	0,29	0,76	0,29	0,81	0,27	0,81

SR = spermie, GOT — diferencie nepreukazné, GPT — preukazné diferencie 2—5 a 4—5
 SP = semenná plazma, GOT — diferencie nepreukazné, GPT — diferencie nepreukazné

VII. LDH, thymolová zákalová reakcia a močovina v spermiách a v semennej plazme — LDH, thymol turbidity reaction and urea in spermatozoa and in seminal plasma

Čiastkový pokus		Spôsob ošetrovania ejakulátu									
		1		2		3		4		5	
číslo	dátum	SR	SP	SR	SP	SR	SP	SR	SP	SR	SP
LDH vyjadrená v U/l											
1	12. 4.	90	1664	68	1516	74	1588	52	1620	64	1632
2	19. 4.	138	1344	106	1396	74	1740	148	1664	90	1716
3	26. 4.	80	1696	54	1672	64	1288	68	1592	78	1184
Priemer		102	1568	76	1528	70	1538	89	1625	77	1510
thymolová zákalová reakcia v jednotkách SH											
1	12. 4.	2,2	1,40	3,0	2,18	3,1	2,25	2,2	1,30	2,2	2,18
2	19. 4.	2,4	2,15	2,8	2,15	2,3	2,10	2,9	2,00	3,0	1,05
Priemer		2,3	1,77	2,9	2,16	2,7	2,17	2,5	1,65	2,6	1,61
močovina vyjadrená v mg/100 ml											
1	12. 4.	15,2	51,75	13,1	44,2	26,8	46,5	26,2	45,3	16,8	43,5
2	19. 4.	20,6	37,2	22,5	36,1	18,9	34,4	18,8	48,2	18,9	43,0
Priemer		17,9	44,47	17,8	40,15	17,85	40,45	17,50	46,75	17,85	43,25

SR = spermie, diferencie sú nepreukazné (preukazné len 1 — 2 a 2 — 3)

SP = semenná plazma, diferencie sú nepreukazné

Čo sa týka podielu živých a mŕtvych spermií, bola najlepšia prvá skupina, kde priemer živých spermií dosiahol 28,6 %, potom nasledovali skupiny 4, 2 a 5. Najnižší podiel živých spermií bol v skupine 3, kde bola aj oplodnenosť vajej najnižšia (tab. V).

Metylénová skúška dokázala, že najvyššia životaschopnosť spermií bola u skupiny č. 1, v ďalších skupinách nezodpovedá poradie kvality vyjadrené touto skúškou oplodnenosti vajej v biologickom pokuse (tab. IV).

Na základe získaných výsledkov sa dá konštatovať, že uvedené laboratórne testy relatívne dobre vyjadrujú kvalitu ejakulátu. Pri pokusoch, kde sú kvalitatívne diferencie medzi sledovanými vzorkami malé, klesá aj spoľahlivosť týchto testov.

Skúmali sme aj možnosť odhadu kvality ejakulátu pomocou niektorých enzýmov. Po inseminácii ejakulátom po 24-hodinovom skladovaní sa oddelili spermie od semennej plazmy a v oboch látkach sme stanovili aktivitu GOT, ktorá bola v spermiách o jednu tretinu vyššia ako v semennej plazme (tab. VI). Diferencie v enzýmovej aktivite medzi rôzne ošetrovaným ejakulátom boli malé.

Aktivita GPT v ejakuláte moriek je značne nižšia ako aktivita GOT. V spermiách sa priemerná aktivita pohybovala od 0,27 do 0,30 mmol/l, v semennej plazme bola zhruba trojnásobne vyššia a pohybovala sa od 0,76 do 0,81. Diferencie medzi jednotlivými skupinami boli malé a nesúviseli s oplodnenosťou vajíec v jednotlivých skupinách (tab. VI).

U LDH sme pozorovali vysokú aktivitu v semennej plazme. Diferencie medzi jednotlivými skupinami boli malé a nesúviseli s oplodnenosťou vajíec v biologickom pokuse. U spermií bola aktivita LDH najvyššia v skupine 1 (102) a najnižšia v skupine 3 (70), kde bola aj najnižšia oplodnenosť vajíec. Na základe získaných výsledkov možno usudzovať, že aktivita LDH v spermiách môže byť použiteľná na odhad kvality ejakulátu (tab. VII).

Dalšie dva testy, a to thymolová zákalová reakcia a močovina, boli volené náhodne za účelom hľadania nových ukazovateľov kvality ejakulátu. Aktivita thymolovej zákalovej reakcie je rovnaká tak v spermiách, ako aj v semennej plazme (tab. VII). Na základe získaných výsledkov sa dá usúdiť, že aktivita zákalovej thymolovej reakcie nesúvisí s kvalitou ejakulátu.

Aktivita močoviny bola dvaapokrát vyššia v semennej plazme ako v spermiách. Medzi skupinami ošetrovania sú menšie diferencie ako medzi výsledkami čiastkových pokusov (tab. VII). Na základe získaných výsledkov možno predpokladať, že obsah močoviny v ejakuláte nie je ukazovateľom jeho kvality.

Na základe výsledkov orientačného pokusu možno konštatovať, že náhle schladzovanie ejakulátu na teplotu $+2^{\circ}\text{C}$ neznižuje oplodňovaciu schopnosť spermií. Skladovanie ejakulátu pri vyšších teplotách za účelom postupného schladzovania alebo postupného zahrievania pred insemináciou znižuje oplodňovaciu schopnosť spermií.

Pri plánovanom pokuse sme vychádzali z citovaných informácií, avšak v priebehu pokusu sme použili nový prístup, ktorý nebol ešte skúmaný, a preto dosiahnuté výsledky nemôžu byť porovnané s výsledkami iných autorov, až na všeobecne známe citácie o využívaní priaznivého vplyvu nízkych teplôt na skladovanie spermy (Van Wambeke, 1969; Phillip et al., 1974; Sachackij, 1975).

Na základe výsledkov biologického testu sme zistili, že najlepšiu oplodňovaciu schopnosť si udržiava ejakulát schladený okamžite po riedení a inseminovaný pri teplote $+2^{\circ}\text{C}$. Náhle schladenie na teploty nad bodom mrazu nespôsobuje tzv. chladový šok spermií. Postupné schladzovanie ejakulátu alebo zahrievanie na vyššie teploty vedie k poklesu oplodňovacej schopnosti.

Aj pri tomto pokuse môžeme pozorovať súlad medzi biologickou kvalitou ejakulátu (oplodnenosť) a kvalitou zistenou laboratórnymi metódami, hlavne pohyblivosťou spermií, prežívateľnosťou, podielom živých spermií, čiastočne na rezistenciách a pri metylénovej skúške.

Čo sa týka spoľahlivosti biologického testu, uvedené výsledky a konštatovania sú v súlade s našimi predchádzajúcimi výsledkami (Csuka et al., 1978).

Výsledky GOT a GPT majú len informatívny význam. O GPT v pohlavných tekutinách hydiny sme v literatúre nenašli žiadne informácie. Naše výsledky sú blízke pozorovaniu Sextona (1974), ktorý u ejakulátu kohútov vplyvom zmrazovania v rôznych kryoprotektívach nepozoroval diferencie v aktivite GOT. Ani Brown et al.

(1972) vo svojich pokusoch pri skladovaní ejakulátu moriek v rôznych riedidlách počas 24 hodín pri teplote 5 °C nezistili výrazné diferencie v aktivite GOT medzi ejakulátom riedeným rôznymi riedidlami.

Naše výsledky nepotvrdzujú negatívny vzťah medzi oplodňovacou schopnosťou ejakulátu a aktivitou GOT, ktorý zistil Buckland (1971a, b, c) u kohútov.

Podobne sa nepotvrdil negatívny vzťah medzi oplodňovacou schopnosťou skladovaného ejakulátu a aktivitou LDH u kohútov, ktorý zistil Buckland (1971a, b, c). Sledovanie thymolovej zákalovej reakcie v spermiiach a v semennej plazme je bezvýznamné. Nenašla sa diferencia v aktivite močoviny medzi rovnakým ejakulátom s rôznou oplodňovacou schopnosťou. Stanovenie močoviny má význam pri štúdiu zdravotného stavu plemenných moriakov. U moriakov, ktoré produkovali žltý ejakulát, sa hladina močoviny zvýšila v semennej plazme dvakrát až trikrát.

Literatúra

- BESULIN, V. I.: Rezultaty doslidžen ščodo vikorystannja rozbavlennoj i nerozbavlennoj spermy indykv. Ptachivnictvo, 14, 1972, s. 52.
- BONDARENKO, A.: Vlijanie različnych razbavitelej na preživaemost i oplodotvorjajuščuju sposobnost spermiev. Pticevodstvo, 8, 1975, s. 19.
- BUCKLAND, R. B.: A comparison of chicken semen diluents and evaluation of various methods of estimating fertility. Can. J. anim. Sci., 51, 1971a, s. 252.
- BUCKLAND, R. B.: The activity of six enzymes of chicken seminal plasma and sperm. 1. Effect of in vitro storage and full sib families on enzyme activity and fertility. Poult. Sci., 50, 1971b, s. 1724.
- BUCKLAND, R. B.: The activity of six enzymes of chicken seminal plasma and sperm. 2. The relationship between enzyme activity and fertility of fresh and stored semen. Poult. Sci., 50, 1971, s. 1734.
- BROWN, K. I. — LONG, D. W.: Turkey semen evaluation. Poult. Sci., 51, 1972, č. 5, s. 1789.
- BROWN, K. I. — GRAHAM, E. F. — CRABO, B. G.: Effect of some hydrogen ion buffers on storage and freezing of turkey spermatozoa. Poult. Sci., 51, 1982, s. 840.
- CSUKA, J. — ŠPRONC, A. — LEDEČ, M.: Insemination of turkeys with stored ejaculate. Scientia Agric. bohemoslov., 9, 1977, č. 2, s. 89-95.
- CSUKA, J. — LEDEČ, M. — ŠKROBÁNEK, P. — ŠTEŇOVÁ, M. — NAGYOVÁ, J.: Krátkodobé skladovanie ejakulátu a inseminácia moriek v prevádzkových podmienkach. [Čiastková záverečná správa.] Ivanka pri Dunaji, VÚCHSH 1978.
- HARRIS, G. C.: Fertilizing capacity of turkey semen stored in carbonated and noncarbonated extenders. Poult. Sci., 47, 1968, s. 397.
- KURBATOV, A. D. — CARENKO, R. G. — ŠNUR, A. I.: Preparation and use of a diluent containing honey for the insemination of turkeys. Uniirgsz, 18, 1976, s. 39.
- LITJENS, J. B. — van der HORST, C. J.: Artificial insemination in turkey and an investigation into suitable diluent of turkey semen. In: VIIth Int. Congr. Anim. Reprod. Artif. Insem. Münnich, 1973, s. 1968.
- PHILLIP, L. E. — BUCKLAND, R. B. — BRENON, D. E.: A note on the relationship between the fertility of fresh semen and that stored varying lengths of time, and the effect of storage on duration and percent fertility. Poult. Sci., 53, 1974, s. 2216.
- POLGE, C.: Artificial insemination in fowl with special reference to the production and storage of semen. Thesis Univ. London 1955.
- REIMSCHUSSEL, V. — PINGEL, H.: Investigations on liquid storage of cock and turkey semen. Tierzucht, 29, 1975, s. 520.
- SACHACKIJ, M. I.: Pro temperaturu spermoprijmača pri vzjatti spermii indykv. Ptachivnictvo, 19, 1975, s. 33.
- SEXTON, T. J.: Comparison of various cryoprotective agents on washed chicken spermatozoa. 4. Metabolism and release of glutamic-oxalacetic transaminase. Poult. Sci., 53, 1974, s. 284.
- VAN WAMBEKE, F.: The effect of an oxygenated storage medium on the fertility capacity of fowl spermatozoa stored for different periods. In: VIth Congr. Int. Repr. Anim. Insem. Artif. Paris 1968, č. II, s. 1645.

Došlo dňa 12. 5. 1985

ШУКА, Й. — ЛЕДЕЧ, М. — ШКРОБАНЕК, П. — ШТЕНЬОВА, М. (Научно-исследовательский институт разведения и селекции птицы, Ivanka pri Dunaji): **Влияние температуры на качество эякулята индюков при краткосрочном хранении.** *Živoč. Vyr.*, 30, 1985 (12) : 1109-1118.

В ходе опыта прослеживали влияние разной интенсивности охлаждения эякулята вместе с влиянием интенсивности и срока нагревания до осеменения, чтобы установить такой способ обработки эякулята, который после 24-часового хранения гарантировал бы макс. оплодотворение и выведение инкубаторных яиц. Эякулят разбавляли Литьенсой и Хорстой в соотношении 1:1. Наибольшей оплодотворенности (68,4 %) добились у эякулята, сразу же охлажденного до +2 °C, а перед осеменением его вообще не нагревали. А наименьшей — когда эякулят постепенно охлаждали до температуры хранения, а перед употреблением медленно нагревали (13,2 %). Как показывают результаты, резкое охлаждение до +2 °C не понижает оплодотворяющей способности спермы. Хранение же при повышенных температурах, постепенное охлаждение или нагревание перед осеменением ее понижают.

индюк; эякулят; хранение эякулята; оплодотворение яиц

CSUKA, J. — LEDEČ, M. — ŠKROBÁNEK, P. — ŠTEŇOVÁ, M. (Poultry Research Institute, Ivanka pri Dunaji): *The Influence of Temperature on the Quality of Turkey Ejaculate at a Short-Term Storage.* *Živoč. Vyr.*, 30, 1985 (12) : 1109-1118.

The influence of different intensity of ejaculate cooling was studied simultaneously with the influence of intensity and duration of ejaculate warming before insemination. The aim of this study was to find a suitable method of ejaculate treatment which would guarantee the highest egg fertility and hatchability after 24-hr storage. The ejaculate was diluted with the Litjens and Horst diluent at a ratio of 1:1. The highest fertility (68.4 %) was achieved with the ejaculate which was cooled immediately after diluting to the temperature of +2 °C and which prior to insemination underwent no warming. The lowest mean egg fertility was achieved in the group where the diluted ejaculate was gradually cooled until it reached the storing temperature and prior to insemination was warmed at the lowest rate; the average of the whole trial amounted to 13.2 %. On the basis of these results can be concluded that an abrupt ejaculate cooling to the temperature of +2 °C does not impair the fertilizing capacity of spermatozoa. The ejaculate storing at higher temperatures and its gradual cooling or gradual warming prior to insemination decrease the fertilizing capacity of spermatozoa.

turkey; ejaculate; ejaculate storing; egg fertility

CSUKA, J. — LEDEČ, M. — ŠKROBÁNEK, P. — ŠTEŇOVÁ, M. (Forschungsinstitut für Geflügelhaltung und -züchtung, Ivanka pri Dunaji): *Einfluß der Temperatur auf die Qualität des Puterejakulats bei kurzfristiger Lagerung.* *Živoč. Vyr.*, 30, 1985 (12) : 1109-1118.

Im beschriebenen Versuch untersuchten wir den Einfluß einer unterschiedlichen Intensität der Ejakulatabkühlung, gleichzeitig mit dem Einfluß der Aufwärmungsintensität und -zeit vor der künstlichen Besamung, mit dem Ziel eine solche Behandlungsweise des Ejakulats zu ermitteln, die nach einer 24stündigen Lagerung das höchste Befruchtungs- und Schlupfergebnis der Bruteier gewährleistet. Das Ejakulat wurde nach der Entnahme mittels Verdünner laut Litjens und Horst u. zw. im Verhältnis von 1:1 verdünnt. Das beste Befruchtungsergebnis (68,4 %) wurde bei dem unmittelbar nach der Verdünnung auf +2 °C abgekühlten und vor der Anwendung nicht aufgewärmten Ejakulat verzeichnet. Das niedrigste mittlere Befruchtungsergebnis dagegen gab es in jener Gruppe, wo das Ejakulat nach der Verdünnung schrittweise bis auf die Lagerungstemperatur abgekühlt wurde und vor der Insemination dann am langsamsten aufgewärmt wurde, d. h. 13,2 % im Durchschnitt des ganzen Versuches. Aufgrund der ermittelten Ergebnisse kann festgestellt werden, daß eine jähe Abkühlung des Ejakulats auf die Temperatur von +2 °C die Befruchtungsfähigkeit der Spermien keineswegs vermindert. Eine Lagerung des Ejakulats unter höheren Temperaturen, seine schrittweise Abkühlung bzw. schrittweise Aufwärmung vor der Insemination setzt die Befruchtungsfähigkeit der Spermien herab.

Puter; Ejakulat; Ejakulatlagerung; Befruchtungsergebnis von Bruteiern

Adresa autorov:

Ing. Július Csuka, CSc., ing. Miroslav Ledec, CSc., ing. Peter Škrobánek, CSc., Výskumný ústav chovu a šľachtenia hydiny, 900 28 Ivanka pri Dunaji

ÚČINOK SKRMOVANIA REPKOVÉHO EXTRAHOVANÉHO ŠROTU S ROZDIELNYM OBSAHOM GLUKOSINOLÁTOV NA ÚŽITKOVOSŤ BROJLEROVÝCH KURČIAT

V. Chrappa, V. Peter, K. Boďa

CHRAPPA, V. — PETER, V. — BOĎA, K. (Ústav fyziológie hospodárskych zvierat SAV Košice, pracovisko Ivanka pri Dunaji; Vysoká škola poľnohospodárska, Nitra): *Účinok skrmovania repkového extrahovaného šrotu s rozdielnym obsahom glukosinolátov na úžitkovosť brojlerových kurčiat*. Živoč. Výr., 30, 1985 (12) : 1119-1127.

Na kurčatách Slovgal vo veku 7 až 49 dní sme skúmali účinok štvrtinovej, polovičnej i celej náhrady sójového extrahovaného šrotu repkovým extrahovaným šrotom s vyšším (VG) a nižším (NG) obsahom glukosinolátov v krmných zmesiach pre výkrm kurčiat pri dvoch nutričných úrovniach. Repkový šrot VG znížil živú hmotnosť kurčiat o 2,5 až 4,1 % a 8,8 %, pri horšej konverzii krmiva o 2,6 až 4,2 % a 5,3 %. Pri skrmovaní repkového šrotu NG bola živá hmotnosť kurčiat i konverzia krmiva približne na úrovni kontrolnej skupiny. Podobné výsledky sme dosiahli aj použitím krmných zmesí s vyššou nutričnou úrovňou. Pri kŕmení repkovým šrotom VG došlo k čiastočnému zvýšeniu mortality kurčiat, pri kŕmení repkovým šrotom NG nebolo zvýšenie mortality jednoznačné. Jatočná výťažnosť sa skrmovaním oboch druhov repkových šrotov preukazne nezmenila. Pri skrmovaní repkového šrotu VG sa relatívne zvýšila hmotnosť pečene a znížila sa hmotnosť abdominálneho tuku. Relatívny podiel jednotlivých častí trupu sa v prevažnej miere výraznejšie nezmenil, nezmenila sa ani senzorická hodnota mäsa. Z výsledkov vyplýva, že repkovým extrahovaným šrotom s vyšším obsahom glukosinolátov možno nahradiť v krmných zmesiach pre výkrm kurčiat maximálne štvrtinu sójového extrahovaného šrotu, repkovým extrahovaným šrotom s nižším obsahom glukosinolátov polovicu, príp. celé množstvo, ale po doplnení kŕmnej zmesi dusíkatými látkami a energiou.

kurča; brojler; výkrm; repkový extrahovaný šrot

Sójový extrahovaný šrot, ktorý je základným zdrojom bielkovín v krmných zmesiach pre hydinu, sme nútení dovážať zo zahraničia, predovšetkým z devízovej oblasti. Hľadá sa preto možnosť náhrady tohto šrotu krmivami, pre pestovanie ktorých sú aj u nás vhodné klimatické podmienky. Medzi tieto krmivá patrí repkový extrahovaný šrot, ktorý sa získava pri extrakcii oleja z repky olejnej. Nevýhodou je, že u nás pestované odrody repky majú vyšší obsah nežiadúcich glukosinolátov, ktoré nepriaznivo vplyvajú na rast kurčiat. V zahraničí sa však podarilo vypestovať odrody repky s nižším obsahom týchto retardujúcich látok.

So skrmovaním repkového extrahovaného šrotu s rozdielnym obsahom glukosinolátov sa u hydiny zaoberali viacerí pracovníci. Peter et al. (1966) použili repkový extrahovaný šrot s vyšším obsahom glu-

I. Zloženie kŕmnej zmesi BR 1 — The composition of feed mixture BR 1

Komponent v %	Skupina									
	I.	II.	III.	IV.	V.	VI.	VII.	VIII.	IX.	X.
Sójový extrahovaný šrot	23,5	18,0	12,0	—	18,0	12,0	—	33,0	8,0	10,0
Repkový extrahovaný šrot VG	—	9,0	19,0	36,0	—	—	—	—	36,0	—
Repkový extrahovaný šrot NG	—	—	—	—	7,0	14,0	27,0	—	—	27,0
Kukurica	45,0	45,0	45,0	45,0	45,0	45,0	45,0	47,3	36,3	43,3
Pšenica	17,8	14,3	10,3	5,3	16,3	15,3	14,3	—	—	—
Rastlinný tuk	—	—	—	—	—	—	—	7,0	7,0	7,0
Kŕmny vápenec	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	—	—	—
Rovnaké komponenty ⁺)	12,7	12,7	12,7	12,7	12,7	12,7	12,7	12,7	12,7	12,7
Spolu	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
Pridavok: tuk	—	0,5	1,5	3,0	0,5	1,0	2,0	—	3,0	2,0
metionín	—	—	—	—	—	—	—	0,1	0,1	0,1
Obsah*): — metabolizovateľná energia MJ . kg ⁻¹	11,85	11,90	11,80	11,84	11,85	11,85	11,92	13,46	13,35	13,45
— N-látky (N × 6,25)	22,09	22,13	22,13	21,72	22,15	22,06	21,63	24,00	23,55	23,84
— lyzín	1,265	1,294	1,330	1,347	1,259	1,240	1,186	1,471	1,528	1,408
— metionín + cystín	0,773	0,866	0,968	1,131	0,838	0,897	1,006	0,889	1,272	1,173

⁺) Rovnaké komponenty: rybia múčka 6 %, torula 2,5 %, obilné klíčky 2 %, soľ 0,2 %, MKP-2 1 %, DB BR-1 1 %.

^{*}) N-látky podľa analýzy ÚKSUP Bratislava, ostatné podľa tabuľkových hodnôt.

Doplňok špecificky účinných látok v 1 kg zmesi: nitrovin 15 mg, vitamíny: A — 10 000 m. j., D₃ — 1000 m. j., B₂ — 3 mg, B₁₂ — 20 mcg, K₃ — 2 mg, niacin 12 mg, metionín 250 mg, síran sodný 2500 mg, monenzin premix 10 % 1000 mg, kurasan 125 mg.

II. Zloženie kŕmnej zmesi BR 2 — The composition of feed mixture BR 2

Komponenty v %	Skupina									
	I.	II.	III.	IV.	V.	VI.	VII.	VIII.	IX.	X.
Sójový extrahovaný šrot	21,0	16,0	11,0	—	16,0	11,0	—	28,0	7,0	8,0
Repkový extrahovaný šrot VG	—	8,0	15,0	32,0	—	—	—	—	32,0	—
Repkový extrahovaný šrot NG	—	—	—	—	6,0	12,0	24,0	—	—	24,0
Mäsokostná múčka	2,5	2,5	2,5	2,5	2,5	2,5	2,5	4,0	4,0	4,0
Kukurica	60,0	60,0	60,0	60,0	60,0	60,0	60,0	59,2	48,2	55,2
Pšenica	11,2	8,2	6,2	—	10,2	9,2	8,2	—	—	—
Rastlinný tuk	—	—	—	—	—	—	—	4,5	4,5	4,5
Kŕmny vápenec	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	—	—	—
Rovnaké komponenty ⁺)	4,3	4,3	4,3	4,3	4,3	4,3	4,3	4,3	4,3	4,3
Spolu	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
Prídavok: tuk	—	1,0	1,5	2,5	0,5	1,0	1,5	—	4,5	3,0
metionín	—	—	—	—	—	—	—	0,1	0,1	0,1
Obsah*): — metabolizovateľná energia MJ . kg ⁻¹	12,02	12,06	12,02	11,95	12,04	12,06	12,02	13,36	13,30	13,28
— N-látky (N × 6,25)	18,28	18,19	18,02	17,92	18,24	18,22	17,94	20,52	20,27	20,35
— lyzín	0,893	0,916	0,922	0,963	0,881	0,868	0,820	1,083	1,164	1,038
— metionín + cystín	0,596	0,677	0,744	0,913	0,649	0,702	0,802	0,729	1,081	0,953

⁺) Rovnaké komponenty: rybia múčka 1 %, torula 1 %, soľ 0,3 %, MKP-2 1 %, DB-BR 2 1 %.

^{*}) N-látky podľa analýzy UKSUP Bratislava, ostatné podľa tabuľkových hodnôt.

Doplňok špecificky účinných látok v 1 kg zmesi: nitrovin 15 mg, vitamíny: A — 8000 m. j., D₃ — 800 m. j., B₂ — 3 mg, B₁₂ — 20 mcg, K₃ — 2 mg, metionín 250 mg, síran sodný 2500 mg, monenzin premix 10 % 1000 mg, kurasan 125 mg.

kosinolátov (R-VG) ako 8% a 18% náhradu sójového extrahovaného šrotu. Dosiahli preukazné zníženie rastu a horšie využitie krmiva. Ani prídavok lyzínu nezlepšil parametre úžitkovosti. Zhoršenie rastu a využitia krmiva u kurčiat nad 10 % R-VG uvádzajú Holmes a Roberts (1963). Leitgeb a Lettner (1982) ho odporúčajú skrmovať max. do výšky 5 %.

Summers (1983) použil repkový extrahovaný šrot s nižším obsahom glukosinolátov (R-NG) canolu v množstve 5, 10, 15 a 20 % v kŕmnej zmesi. Pri dodržaní izoproteínového a izoenergetického obsahu kŕmnych zmesí dosiahol rovnakú úžitkovosť kurčiat ako v kontrole. Podobne aj Bhargawa (1979) podával tento šrot kurčatám vo viacerých pokusoch. Retardáciu rastu zaznamenal len v jednom prípade. Skrmovanie štyroch druhov repkového šrotu NG pri 10% a 20% podiele u brojlerov moriek skúmali Clandinin a Robblee (1983). Dosiahli rovnakú úžitkovosť ako pri skrmovaní sójového extrahovaného šrotu. Salmon et al. (1979) skúmali skrmovanie tohto šrotu u malých moriek. Brzdzenie rastu zaznamenali až nad 15 %. Clandinin a Robblee (1983), Hawrysh et al. (1983), March, Mac Millan (1983), Larmond et al. (1983) a Kiiskinen (1983) nezistili skrmovaním rôzneho podielu R-NG zmenu chuťových vlastností mäsa vykrmovanej hydiny.

Cieľom práce bolo zistiť v našich podmienkach možnosť čiastočnej (štvrtinovej, polovičnej) i celej náhrady sójového extrahovaného šrotu repkovým extrahovaným šrotom s vyšším (VG) a nižším (NG) obsahom glukosinolátov v kŕmnych zmesiach pre výkrm kurčiat.

MATERIÁL A METÓDA

Pre pokus sme použili 1200 kurčiat Slovgal, ktoré sme vo veku siedmich dní (29. X. 1981) po individuálnom zvážení rovnomerne rozdelili do 10 skupín. V každej skupine bolo 120 kurčiat. Kurčatá každej skupiny boli umiestené v ôsmich klietkach po 15 kusoch. Na jedno kurča pripadlo 300 cm² plochy klietky.

Kurčatá sme kŕmili sypkými kŕmnymi zmesami takto: zmesi BR-1 sme skrmovali do 21 dní veku a BR-2 do 49 dní veku ad libitum. Zloženie kŕmnych zmesí je uvedené v tab. I a II. Kŕmne zmesi boli približne izoproteínové a izoenergetické (pri dvoch úrovniach výživy). Skupina I bola kontrolná. V skupinách II, III a IV sme v zmesiach BR-1 a BR-2 nahradzovali štvrtinové, polovičné i celé množstvo sójového extrahovaného šrotu repkovým šrotom VG, v skupinách V, VI a VII repkovým šrotom NG. Skupiny VIII, IX a X mali vyššiu nutričnú úroveň. V skupine IX bol obsah repkového šrotu VG rovnaký ako vo IV. skupine a v X. skupine R-NG bol rovnaký ako v VII. skupine. Repkový šrot VG pochádzal z ČSSR (PNZ), repkový šrot NG-canola z Kanady.

Pokus trval do 49 dní veku kurčiat. V pokuse sme sledovali živú hmotnosť kurčiat, spotrebu a využitie krmiva, mortalitu kurčiat, jatočnú hodnotu a senzorké vlastnosti mäsa. Pri hodnotení výsledkov sme použili Duncanov test.

VÝSLEDKY A DISKUSIA

Živá hmotnosť kurčiat (tab. III). Štvrtinová náhrada sójového extrahovaného šrotu repkovým VG znížila živú hmotnosť kurčiat o 2,5 % (nesignifikantne), polovičná náhrada ju znížila o 4,1 % (vysoko preukazne u sliepočiek) a úplná náhrada ju znížila o 8,8 % (vysoko

III. Živá hmotnosť kurčiat — Chicken live weight

Skupina	Priemerná živá hmotnosť kurčiat vo veku 49 dní							
	♂			♀			priemer	
	g	$s\bar{x} \pm$	i	g	$s\bar{x} \pm$	i	g	i
I.	1667	174,9	100,0	1406	141,2	100,0	1536	100,0
II.	1605	170,4	96,3	1392	149,2	99,0	1498	97,5
III.	1633	189,4	98,0	1313 ⁺⁺	184,7	93,4	1473	95,9
IV.	1507 ⁺⁺	148,3	90,4	1296 ⁺⁺	194,1	92,2	1401	91,2
V.	1712	158,2	102,7	1401	134,1	99,6	1557	101,4
VI.	1682	167,2	100,9	1468*	141,3	104,4	1575	102,5
VII.	1607	179,5	96,4	1374	139,8	97,7	1490	97,0
VIII.	1761	184,2	100,0	1529	148,1	100,0	1645	100,0
IX.	1633 ⁺⁺	164,0	92,7	1397 ⁺⁺	179,8	91,4	1515	92,1
X.	1798	184,2	102,1	1534	152,3	100,3	1666	101,3

Pozn.: ⁺⁺ preukazné sníženie pri 1 %; * preukazné zvýšenie pri 5 %

preukazne u kohútikov i sliepočiek]. Pri rovnakej náhrade sójového extrahovaného šrotu repkovým NG boli rozdiely nepreukazné (u sliepočiek s polovičnou náhradou preukazné zvýšenie živej hmotnosti).

Použitím kŕmnych zmesí s vyššou nutričnou úrovňou repkový šrot VG vysoko signifikantne znižoval živú hmotnosť kohútikov i sliepočiek (v priemere o 7,9 %) a zhoršil tiež konverziu krmiva.

IV. Spotreba krmiva a mortalita kurčiat — Feed consumption and mortality of chickens

Skupina	Krmivo na 1 ks		Krmivo na 1 kg prírastku ž. h.		PER	Mortalita %
	g	i	kg	i		
I.	3326	100,0	2,38	100,0	2,24	0,8
II.	3312	99,6	2,41	102,6	2,19	4,2
III.	3237	97,3	2,45	104,2	2,17	5,0
IV.	3142	94,5	2,47	105,3	2,17	5,8
V.	3408	102,5	2,40	102,1	2,19	5,8
VI.	3444	103,5	2,35	100,2	2,24	2,5
VII.	3354	100,9	2,41	102,5	2,23	1,7
VIII.	3177	100,0	2,06	100,0	2,29	2,5
IX.	3164	99,6	2,25	109,2	2,13	6,7
X.	3236	101,9	2,07	100,5	2,31	6,7

Ukazovateľ	Jednotky	Skupina					
		I.	IV.	VII.	VIII.	IX.	X.
Živá hmotnosť	g	1562,80	1378,30 ⁺⁺	1488,80 ⁺⁺	1641,30 ^{**}	1491,00 ⁺⁺	1662,70 ^{**}
Hmotnosť trupu	g	1031,92	894,67 ⁺⁺	972,75 ⁺⁺	1102,50 ^{**}	977,75 ⁺⁺	1109,33 ^{**}
Hmotnosť krku	g	50,42	44,50 ⁺⁺	47,00 ⁺	53,33 [*]	48,08	51,08
Hmotnosť srdca	g	8,83	9,42	8,58	9,08	10,58 ^{**}	10,33 [*]
Hmotnosť pečene	g	30,75	34,25	31,42	30,92	36,58 [*]	32,58
Hmotnosť žalúdka	g	24,67	20,75 ⁺⁺	21,08 ⁺⁺	22,50	22,08 ⁺	22,83
Hmotnosť abdominálneho tuku	g	22,75	11,42 ⁺	24,92	27,83	13,67 ⁺	25,50
Hmotnosť jedlých častí	g	1169,33	1015,00	1108,17 ⁺⁺	1246,17 ^{**}	1108,75 ⁺⁺	1251,83 ^{**}
Výťažnosť	%	74,83	73,62	74,42	75,98	74,65	75,29
Hmotnosť prs	g	282,40	244,20 ⁺⁺	248,00 ⁺⁺	305,60 ^{**}	261,00 ⁺	309,20 ^{**}
Hmotnosť stehien	g	372,20	320,00 ⁺⁺	363,60	397,80 ^{**}	344,80 ⁺⁺	394,80 [*]
Hmotnosť krídiel	g	135,20	123,00 ⁺⁺	131,20	143,80 [*]	134,60	147,00 ^{**}
Hmotnosť chrbta	g	237,00	197,40 ⁺⁺	224,81	253,20 [*]	235,60	256,20 ^{**}
Podiel prs	%	27,50	27,61	25,63 ⁺	27,78	26,75	27,92
Podiel stehien	%	36,25	36,18	37,52	36,15	35,32	35,65
Podiel krídiel	%	13,17	13,90 [*]	13,55	13,07	13,79	13,28
Podiel chrbta	%	23,08	22,31	23,24	23,01	24,14	23,14
Mäso prs	g	243,20	210,00 ⁺⁺	206,80 ⁺⁺	266,20 ^{**}	223,00 ⁺⁺	265,80 ^{**}
Mäso stehien	g	293,80	252,00 ⁺⁺	287,00	316,20 [*]	265,20 ⁺⁺	307,60
Mäso spolu	g	537,00	462,00	493,00	582,40	488,20	573,40
Podiel mäsa prs	%	23,69	23,76	21,38 ⁺	24,19	22,86	24,00
Podiel mäsa stehien	%	28,62	28,49	29,66	28,74	27,18	27,78
Podiel mäsa spolu	%	52,31	52,25	51,04	52,93	50,04 ⁺	51,78

Pozn.: + signifikantné zníženie pri 5 %; ++ signifikantné zníženie pri 1 %; * signifikantné zvýšenie pri 5 %; ** signifikantné zvýšenie pri 1 %

Spotreba krmiva (tab. IV). Zvyšovaním obsahu repkového šrotu VG sa znižoval príjem krmiva na jedno kurča (o 0,6 % — 2,7 % — 5,5 %); pri použití repkového šrotu NG bola spotreba vyššia o 0,9 až 3,5 %. Pri vyššej úrovni výživy bol rozdiel v spotrebe krmiva málo výrazný pri oboch druhoch repkového šrotu.

Zvyšovaním množstva repkového šrotu VG sa zhoršovalo využitie krmiva (o 2,6 — 4,2 — 5,3 %). Pri použití repkového šrotu NG bolo využitie krmiva na úrovni kontrolnej skupiny, alebo čiastočne horšie (max. o 2,5 %).

Rastová depresia kurčiat a zhoršenie konverzie krmiva pri skrmoňaní repkového šrotu VG je v súlade s údajmi, ktoré uvádzajú Peter

et al. (1966) i Holmes, Roberts (1963) a Leitgeb, Lettner (1982). Podobne aj výsledky pri skrmovaní repkového šrotu NG sa shodujú s výsledkami autorov Summers (1983), Clandinin, Robblee (1983), Bhargawa (1979) a Salmon et al. (1979).

Úmerne so znižovaním využitia krmiva sa znižovala aj hodnota PER, to znamená, že repkový šrot VG hodnoty PER znižoval, repkový šrot NG ich udržiaval na úrovni kontrolnej skupiny.

Mortalita kurčiat (tab. IV). Pri skrmovaní repkového šrotu VG bola mortalita vyššia, pri skrmovaní repkového šrotu NG už zvýšenie hynutia nebolo jednoznačné.

Jatočná hodnota (tab. V). Jatočná výťažnosť sa skrmovaním oboch druhov repkového šrotu preukazne nezmenila. Pri kŕmení repkovým šrotom VG (nie však NG) bola relatívne vyššia (vzhľadom na ž. h.) hmotnosť pečene a nižšia hmotnosť abdominálneho tuku. U skupiny zvierat kŕmených repkovým šrotom VG boli absolútne hodnoty časti trupu i mäsa signifikantne nižšie, relatívne rozdiely (s výnimkou podielu krídiel) boli nesignifikantné. Pri náhrade sójového šrotu repkovým VG došlo k preukaznému zníženiu hmotnosti a podielu prs a hmotnosti a podielu mäsa z prs.

Senzorická hodnota. Komisionálnym hodnotením vzoriek vareného a pečeného mäsa sme nezistili pri skrmovaní repkového šrotu VG a NG v porovnaní s kontrolou preukazné rozdiely. Toto zistenie je v úplnom súlade s údajmi iných pracovníkov (Clandinin, Robblee, 1983; Hawrysh et al., 1983; March, Mac Millan, 1983; Larmond et al., 1983), ktorí taktiež nezistili rozdiely v chuťových vlastnostiach mäsa pri skrmovaní repkového šrotu NG.

Index produkčnej účinnosti výkrmu. Pre orientačné ekonomické porovnanie dvoch druhov repkového šrotu sme vypočítali index produkčnej účinnosti výkrmu (Mátéová, 1980): I. skupina — 130,9 %, II. — 121,4 %, III. — 116,6 %, IV. — 108,8 %, V. — 124,6 %, VI. — 133,0 %, VII. — 124,0 %, VIII. — 158,8 %, IX. — 128,0 % a X. — 153,5 %. Zvyšovaním podielu repkového šrotu VG klesal uvedený index úmerne, pri použití repkového šrotu NG došlo len k malému zníženiu tohto indexu.

Literatúra

- BHARGAWA, K. K.: Candle and tower rapeseed meals a protein supplement for broilers. *Poult. Sci.*, 58, 1979, s. 1036.
- CLANDININ, D. E. — ROBBLEE, A. R.: Use of canola meal in rations for turkey broilers. *Canola Council of Canada*, 1983, č. 61, s. 17-23.
- HAWRYSH, Z. J. et al.: Influence of canola meals on the eating quality of broiler chickens. *Canola Council of Canada*, 1983, č. 61, s. 27-29.
- HOLMES, W. B. — ROBERTS, R.: A perotic syndrome in chicks fed extracted rapeseed meal. *Poult. Sci.*, 43, 1963, s. 803-809.
- KIISKINEN, T.: Use of the tower rapeseed meal separately and together with pea meal to replace fish meal and soybean meal in layers diet and varying protein concentrations. 1. The effect of diets with regent rapeseed meal on performance of broiler chicks. *Ann. Agric. Fenn.*, 22, 1983, č. 63, s. 195-205.
- LARMOND, E. et al.: Effect of canola meal on the sensory quality of turkey meal. *Poult. Sci.*, 42, 1983, s. 397-400.
- LEITGEB, R. — LETTNER, F.: Einsatz von Papsschrot im Hühnermastfutter. *Landwirtsch. Forsch.*, 33, 1982, č. 2.

- MARCH, B. E. — Mac MILLAN, C.: A comparison of organoleptic scoring of meat from birds fed canola and soybean. Canola Council of Canada, 1983, č. 61, s. 39.
- MÁTEOVÁ, Z.: Index účinnosti výskumu brojlerových kurčiat. Hyd. Pokrok, 1980, č. 5, s. 216-219.
- PETER, V. et al.: Výskum účinnosti niektorých druhov extrahovaných šrotov s použitím prídavku lyzínu v kŕmnych zmesiach pre výkrm kurčiat. Ved. Práce Výsk. Úst. Chovu Hyd. Ivanka pri Dunaji, 1966, s. 135-152.
- SALMON, R. E. et al.: Low glucosinolate rapeseed meal in turkey broiler diets of varying nutrient density. Poult. Sci., 58, 1979, s. 1514-1523.
- SUMMERS, J. D.: Canola meal in layer and broiler diets where energy has not been equal. Canola Council of Canada, 1983, č. 61, s. 7-11.

Došlo dňa 20. 12. 1984

ХРАППА, В. — ПЕТЕР, В. — БОДЯ, К. (Институт физиологии с/х животных, САН Кошице, раб. объект Иванка при Дунаи; С/х институт Нитра): Воздействие скармливания рапсовых экстрагированных жмыхов с разным содержанием глюкозинолатов на продуктивность бройлерных цыплят. *Živoč. Vyr.*, 30, 1985 (12) : 1119-1127.

На цыплятах Словгал в возрасте 7—49 дней определяли влияние четвертичной, половинной и полной замены соевых экстр. жмыхов рапсовыми с повышенным (ВГ) и пониженным (НГ) содержанием глюкозинолатов в комбикормах для откорма бройлеров на двух уровнях питания. Рапсовые жмыхи ВГ понижают вес цыплят на 2,5—4,1% и 8,8%, при ухудшенном превращении корма на 2,6—4,2% и 5,3%. При скармливании рапсовых жмыхов НГ и вес, и превращение корма находились приблизительно на уровне контрольной группы. Подобные результаты дают и комбикорма с повышенной питат. ценностью. Рапсовые жмыхи ВГ вели к частичному росту смертности, что не было единозначно в случае НГ. Оба вида не меняли достоверно боевский выход. ВГ относительно увеличил вес печени и понизил вес абдоминального жира. Относительная доля партий тушки отчетливо не менялась. Не менялись и органолептические свойства мяса. Значит, рапсовые жмыхи ВГ могут заменять макс. одну четверть соевых жмыхов, а НГ — половину, но и все количество, если в него добавить аз. вещества и энергию.

цыпленок; откорм; бройлер; рапсовые экстрагированные жмыхи

CHRAPPA, V. — PETER, V. — BOĎA, K. (Institute of Animal Physiology, Slovak Academy of Sciences, Košice — Station Ivanka pri Dunaji; Faculty of Agriculture, Nitra): The Effect of Feeding of Rapeseed Meal with Different Content of Glucosinolates on the Performance of Broiler Chickens. *Živoč. Vyr.*, 30, 1985 (12) : 1119-1127.

The chickens aged 7 to 49 days were used to study the effect of replacement of one-fourth, one-half and the whole amount of soyabean meal by the rapeseed meal with a higher content and lower content of glucosinolates in feed mixtures for chickens fed two nutrition levels. The rapeseed meal with a higher content of glucosinolates caused diminishing of the chicken live weight by 2.5 to 4.1% and 8.8%, at the impaired feed conversion by 2.6 to 4.2% and 5.3%. At feeding the rapeseed meal with a lower content of glucosinolates both the chicken live weight and the feed conversion reached approx. the same levels as the control group. Similar results were achieved when administering the feed mixtures with a higher nutritive level. Feeding the rapeseed meal with a higher content of glucosinolates resulted in a partial increase in the chicken mortality; at feeding the rapeseed meal with a lower content of glucosinolates the mortality increase was not explicit. Both types of the rapeseed meal had no significant effect on the carcass yield. Feeding the rapeseed meal with a higher content of glucosinolates resulted in a relative increase in liver weight and decrease in abdominal fat. The relative proportion of different carcass parts remained mostly unchanged. No changes in the sensory value of meat were observed. As apparent from the results, in feed mixtures for chickens maximally one fourth of the soyabean meal can be replaced by the rapeseed meal with a higher content of glucosinolates. In the case of the rapeseed meal with a lower content of glucosinolates one half or the whole amount

can be replaced provided the feed mixture is supplemented with nitrogen substances and energy.

chicken; broiler; fattening; rapeseed meal

CHRAPPA, V. — PETER, V. — BOĎA, K. (Institut für Physiologie landwirtschaftlicher Nutztiere der Slowakischen Akademie der Wissenschaften, Košice, Arbeitsstätte Ivanka pri Dunaji; Landwirtschaftliche Hochschule, Nitra): *Auswirkung der Verfütterung von Rapsextraktionsschrot mit unterschiedlichem Gehalt an Glukosinolaten auf die Nutzleistung von Broilerküken*. Živoč. Vyr., 30, 1985 (12) : 1119-1127.

An Slovgal-Küken im Alter von 7 bis 49 Tagen untersuchten wir die Wirkung eines viertelfachen, halbfachen sowie vollen Ersatzes von Sojaextraktionsschrot durch Rapsextraktionsschrot u. zw. mit höherem (VG) und mit niedrigerem (NG) Gehalt an Glukosinolaten im Mischfutter für Kükenmast bei zwei Ernährungsniveaus. Das VG-Rapsschrot setzte die Lebendmasse der Küken um 2,5 bis 4,1 % und 8,8 % herab, bei schlechterer Futterkonversion um 2,6 bis 4,2 % und 5,3 %. Bei der Verfütterung des NG-Rapsschrots lag die Lebendmasse der Küken sowie die Futterkonversion ungefähr auf dem Niveau der Kontrollgruppe. Ähnliche Ergebnisse erzielten wir auch bei der Anwendung von Futtermischungen mit höherem Nährwert. Bei der Fütterung mit VG-Rapsschrot erhöhte sich zum Teil die Mortalität der Küken, beim Einsatz von NG-Rapsschrot war die Erhöhung der Mortalität nicht eindeutig. Die Schlachtausbeute veränderte sich durch Verabreichung der beiden Rapsschrotarten unbedeutend. Bei der Verfütterung von VG-Rapsschrot erhöhte sich relativ die Lebermasse, während die Masse des Abdominalfettes zurückging. Der relative Anteil der einzelnen Körperteile veränderte sich in überwiegendem Maße kaum. Auch die sensorische Fleischqualität veränderte sich nicht. Aus den Ergebnissen geht hervor, daß in den Mischfuttermitteln für die Kükenmast höchstens ein Viertel des Sojaextraktionsschrots durch Rapsschrot ersetzt werden kann, durch Rapsschrot mit einem niedrigeren Glukosinolateanteil dann die Hälfte, bzw. die ganze Menge, falls jedoch das Mischfutter durch stickstoffhaltige Substanzen und Energie ergänzt wird.

chicken; broiler; fattening; rapeseed meal

Adresy autorov:

Ing. Vincent Chrappa, CSc., akademik Koloman Boďa, Ústav fyziológie hospodárskych zvierat SAV, 900 28 Ivanka pri Dunaji

Prof. ing. Vladimír Peter, DrSc., Vysoká škola poľnohospodárska, 949 01 Nitra

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 přesáhnout 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 nejnížší počet autorů.

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

Výsledky — Doporučuje se nepoužívat k vyjádření kvantitativních stavů tabulek a dát 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.

Lepeš M., Soukupová Z., Jakubec V.: Analýza meziliniové proměnlivosti mateřských linií masné drůbeže	1057
Knížetová H., Kníže B., Hyánek J., Hájková H., Křížová J.: Analýza růstových křivek u kontrastních linií a F ₁ hybridních kombinací kuřat	1067
Zeman M., Uhrín V., Košutzký J., Bobáková E.: Hodnotenie vývinu semenníkov gunárov vo vzťahu k produkcii ejakulátu	1077
Baumgartner J.: Vplyv genotypu, sezónnosti a doby liahnutia na sekundárny pomer pohlavia kury domácej	1083
Závodský G., Pár O., Klecker D., Voda M.: Změny obsahu cholesterolu ve slepičím vejci v průběhu snášky	1093
Šteňová M., Ledec M.: Zhodnotenie vplyvu produkcie a kvality ejakulátu kohútov na oplodnenosť vajec	1101
Csuka J., Leleč M., Škrobánek P., Šteňová M.: Vplyv teploty na kvalitu ejakulátu moriakov pri jeho krátkodobom skladovaní	1109
Chrappa V., Peter V., Boďa K.: Účinnok skrmovania repkového extrahovaného šrotu s rozdielnym obsahom glukosinolátov na úžitkovosť brojlerových kurčiat	1119

СОДЕРЖАНИЕ — тематический номер: Разведение птицы

Лепеш М., Сокупова З., Якубец В.: Анализ межлинейной изменчивости материнских линий мясной птицы	1064
Книжетова Г., Книже Б., Гианек Я., Гайкова Г., Кржижова Й.: Анализ кривых роста у контрастных линий и F ₁ гибридных комбинаций у цыплят	1074
Земан М., Угрин В., Кошутски Й., Бобакова Э.: Оценка развития семенников по отношению к продукции эякулята у гусак	1082
Баумгартнер И.: Влияние генотипа, сезона и срока вылупления на вторичное соотношение между полом домашней птицы	1091
Заводски Г., Пар О., Клеккер Д., Вода М.: Изменения содержания холестерина в курином яйце в ходе яйцекладки	1099
Штеňова М., Ледеч М.: Оценка влияния качества и продукции эякулята петухов на оплодотворение яиц	1106
Шука Й., Ледеч М., Шкробанек П., Штеňова М.: Влияние температуры на качество эякулята индюков при краткосрочном хранении	1118
Храппа В., Петер В., Бодя К.: Воздействие скармливания рапсовых экстрагированных жмыхов с разным содержанием глюкозинолатов на продуктивность бройлерных цыплят	1126

CONTENTS — thematical number: Poultry Rearing

Lepeš M., Soukupová Z., Jakubec V.: An Analysis of the Variability between Female Lines of Meat Poultry	1065
Knížetová H., Kníže B., Hyánek J., Hájková H., Křížová J.: An Analysis of Growth Curves in Contrast Lines and F ₁ Hybrid Combinations of Chickens	1075
Zeman M., Uhrín V., Košutzký J., Bobáková E.: An Evaluation of the Development of Testes in relation to Ejaculate Production in Ganders	1082
Baumgartner J.: The Influence of Genotype, Season and Hatching Time on the Secondary Sex Ratio of Domestic Fowl	1091
Závodský G., Pár O., Klecker D., Voda M.: Changes in Cholesterol Content in Hen Egg during the Laying Period	1099
Šteňová M., Ledec M.: The Evaluation of the Production and Quality of Cock Ejaculate in relation to the Fertility of Eggs	1106
Csuka J., Leleč M., Škrobánek P., Šteňová M.: The Influence of Temperature on the Quality of Turkey Ejaculate at a Short-Term Storage	1118
Chrappa V., Peter V., Boďa K.: The Effect of Feeding of Rapeseed Meal with Different Content of Glucosinolates on the Performance of Broiler Chickens	1127

Lepeš M., Soukupová Z., Jakubec V.: Analyse der Interlinien-Variabilität mütterlicher Linien bei Schlachtgeflügel	1066
Knížetová H., Kníže B., Hyánek J., Hájková H., Křížová J.: Analyse der Wachstumskurven bei Kontrastlinien und F ₁ -Hybridkombinationen von Küken	1075
Zeman M., Uhrín V., Košutzký J., Bobáková E.: Bewertung der Hodenentwicklung in Beziehung zur Ejakulatproduktion bei Gänserichen	1082
Baumgartner J.: Einwirkung von Genotyp, Saison und Schlupftermin auf das sekundäre Verhältnis der Geschlechter beim Haushuhn	1091
Závodský G., Pár O., Klecker D., Voda M.: Veränderungen des Cholesteringehalts im Hühnerei im Verlauf der Legeperiode	1100
Šteňová M., Ledeč M.: Bewertung der Einwirkung der Produktion und Qualität von Hahnejakulat auf das Befruchtungsergebnis der Eier	1106
Csuka J., Ledeč M., Škrobánek P., Šteňová M.: Einfluß der Temperatur auf die Qualität des Puterejakulats bei kurzfristiger Lagerung	1118
Chrappa V., Peter V., Boďa K.: Auswirkung der Verfütterung von Rapsextraktionsschrot mit unterschiedlichem Gehalt an Glukosinolaten auf die Nutzleistung von Broilerküken	1127



Rukopisy odevzdány k tisku 13. 8. 1985 — Podepsáno k tisku 21. 11. 1985

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.