

ÚSTAV ZEMĚDĚLSKÝCH A POTRAVINÁŘSKÝCH
INFORMACÍ

ŽIVOČIŠNÁ VÝROBA

ANIMAL PRODUCTION

10

ČÍSLO 38 (LXVI)
HA 993
SS 0044-4847

ČESKÁ AKADEMIE ZEMĚDĚLSKÝCH VĚD
SLOVENSKÁ AKADÉMIA PŮDOHOSPODÁRSKYCH VIED

ŽIVOČIŠNÁ VÝROBA

ANIMAL PRODUCTION

VOLUME 38 (1993)

REDAKČNÍ RADA - EDITORIAL BOARD

Předseda - Chairman

Ing. Vít P r o k o p , DrSc. (Výzkumný ústav výživy zvířat, Pohořelice, ČR)

Členové - Members

Ing. Josef Č e ř o v s k ý , DrSc. (Výzkumný ústav pro chov prasat, Kostelec nad Orlicí, ČR)

Ján S. G a v o r a , DrSc. (Centre for Food and Animal Research, Ottawa, Ontario, Canada)

Dr. Alfons G o t t s c h a l k (Bayerische Landesanstalt für Tierzucht, Grub, BRD)

PhDr. Michal I v a n , DrSc. (Centre for Food and Animal Research, Ottawa, Ontario, Canada)

Prof. ing. MVDr. Pavel J e l í n e k , DrSc. (Vysoká škola zemědělská, Brno, ČR)

Doc. ing. Ondrej K a d l e č í k , CSc. (Vysoká škola poľnohospodárska, Nitra, SR)

Prof. dr. ing. Ivo K o l á ř , CSc. (Výzkumný ústav pro chov skotu, Rapotín, ČR)

MVDr. Jozef K o š u t z k ý , DrSc. (Výskumný ústav chovu hydiny, odbor VÚŽV Nitra, Ivanka pri Dunaji, SR)

Ing. Jan K o u ř i l (Výzkumný ústav rybářský a hydrobiologický, Vodňany, ČR)

Doc. ing. František L o u d a , CSc. (Vysoká škola zemědělská, Praha, ČR)

Prof. ing. J o s e f M á c h a , CSc. (Vysoká škola zemědělská, Brno, ČR)

RNDr. Milan M a r g e t í n , CSc. (Výskumný ústav ovčiarsky, Trenčín, SR)

Dr. Paul M i l l a r (BRITBREED, Edinburgh, Scotland, Great Britain)

Ing. Ján P o l t á r s k y , DrSc. (Výskumný ústav živočíšnej výroby, Nitra, SR)

Vedoucí redaktorka - Editor-in-Chief

Ing. Marie Č e r n á , CSc.

OBECNÝ MODEL PRO GENETICKÉ EFEKTY V ŠLECHTĚNÍ ŽIVOČICHŮ

V. Jakubec

Vysoká škola zemědělská, Praha

Je uveden stručný přehled vývoje modelů pro odhad genových efektů. Byl vybrán a modifikován obecný model podle autora C o c k e r h a m (1980) pro potřeby outbreedních populací a od nich odvozených populací kříženců v šlechtění živočichů (J a k u b e c et al., 1991). Model bere v úvahu úroveň genetických efektů na úrovni dvou lokusů, a to aditivitu, dominanci, aditivitu x aditivitu, aditivitu x dominanci, dominanci x dominanci. Tyto efekty jsou sčítány přes neznámý počet lokusů pro různé genotypy (populace čistokrevné a hybridní) od rodičovských zdrojů po genotypy potomků (vstupy). Průměr (μ) genotypových hodnot byl definován a interpretován ve smyslu autorů G a r d n e r, E b e r h a r t (1960) a E b e r h a r t, G a r d n e r (1960). Efekty čistokrevných populací mohou být sumarizovány do souhrnného výrazu g_i - přímý genetický efekt. Genotypová hodnota populací kříženců se skládá z podílu genetických efektů, které byly přítomny u rodičovských populací (g), a z podílu efektů, který vzniká křížením rodičovských populací (d, aa, ad, dd). Tento druhý podíl odpovídá odchylce (přirůstku, úbytku) těchto parametrů vlivem křížení a je nazýván „heterozou“. Jsou uvedeny genetické efekty pro vybrané generace dvoupopulačních kříženců, jakož i pro křížence se třemi a čtyřmi populacemi. Maternální, pramaternální a paternální efekty mohou být snadno zahrnuty do obecného modelu podobným způsobem jako efekty přímé. Výhoda uváděného modelu spočívá ve skutečnosti, že parametry jsou definovány jako funkce efektů bez nutnosti je definovat jako funkce genových četností.

Živočichové; obecný model; genetické efekty; aditivita; dominance; epistáze; kříženci se dvěma, třemi a čtyřmi populacemi

Při experimentech s křížením živočichů stojí v popředí informace o čistokrevných a hybridních populacích. Pro analýzu genetických struktur těchto populací jsou nezbytné modely s pevnými efekty. Důležité jsou rovněž difference mezi recipročními kříženími, které jsou způsobeny efekty maternálními, pramaternálními, paternálními, cytoplazmatickými a vázanými na pohlaví. Účelem této práce je rozšíření a přizpůsobení obecného faktoriálního modelu podle autora C o c k e r h a m (1980) na šlechtění živočichů.

HISTORICKÝ VÝVOJ GENETICKÝCH MODELŮ

F i s h e r (1918) jako první rozčlenil genetickou varianci na komponentu aditivity a dominance. O epistatických efektech se zmínil jen okrajově. C o c k e r h a m

(1954) vycházejí z práce, kterou publikoval Fisher (1918), rozčlenil epistatickou varianci na rozmanité komponenty, zejména na interakce aditivita x aditivita, aditivita x dominance a dominance x dominance. Kempthorne (1957) popsal model, který je pokračováním modelu autora Cockerham (1954). Alternativní model navrhl Van der Veen (1959) a zdokonalili jej Mather a Jinks (1971). Tento model použil Morton (1970) u myši a Morton (1973) u drůbeže k odhadu aditivity, dominance, aditivity x aditivity, aditivity x dominance a dominance x dominance, přičemž vzal v úvahu efekty přímé, maternální, pramaternální a paternální. V obou pokusech byly mezi sebou kříženy dvě inbrední linie za účelem produkce primárních a sekundárních kříženců. Jakubec a Hyánek (1982) zkoumali možnost aplikace modelu podle autorů Mather a Jinks (1971) na šlechtění živočichů. Stejný model použili Jakubec et al. (1985) pro analýzu genetických efektů při křížení dvou vysoce inbredních linií krávků pomocí aditivně-dominantního modelu při zohlednění efektů přímých, maternálních a pramaternálních. Užitečný obecný model zahrnující aditivitu, dominanci a interakce aditivita x aditivita navrhli Eberhart a Gardner (1966).

Model podle autorů Mather a Jinks (1971) byl speciálně rozpracován pro účely šlechtění rostlin a pro křížení dvou inbredních linií. V případě aplikace tohoto modelu na šlechtění živočichů je nezbytné odhady parametrů používat s jistou opatrností. Pro genetickou interpretaci generačních průměrů čistokrevných a hybridních populací živočichů rozpracoval velmi používaný model Dickerson (1969, 1973). Tento model zahrnuje zajímavý efekt, a to epistatickou odchylku nazývanou „rekombinačním efektem“ či „rekombinační ztrátou“.

Modely podle autorů Cockerham (1954) a Kempthorn (1957) dále rozpracoval Cockerham (1980) pro náhodné a fixní efekty při šlechtění rostlin. Tento model má zcela obecnou platnost a je použitelný pro více než dvě čistokrevné populace (inbrední a outbrední) a pro všechny generace kříženců pocházející z jednoduchého a mnohonásobného křížení. Výhodnost tohoto modelu nás vedla k jeho použití a adaptaci na šlechtění živočichů (Jakubec et al., 1991) a k aplikaci na pokus s křížením dvou rodičovských linií a odvozených generací kříženců u nosné drůbeže.

MODIFIKOVANÝ MODEL PODLE COCKERHAMA (1980)

Vpodstatě rozeznáváme efekty na dvou úrovních, a to na úrovni genové a na úrovni populační.

Efekty na úrovni genové

Efekty na úrovni genové znázorňuje Cockerham (1980) tímto způsobem (dvoulokusový model se dvěma alelami na každém lokusu):

Záznam	Popis
x_i, x_j, y_k, y_l	geny na lokusu x a y
$x_i x_j y_k y_l$	genotyp

Model

$$G_{ijk} = \mu$$

genotypová hodnota = průměr

Efekty aditivity a dominance

$$+ (a_i + a_j + d_{ij})$$

+ (aditivita - a , dominance - d , efekty pro lokus x)

$$+ (a_k + a_l + d_{kl})$$

+ (efekty pro lokus y)

Efekty epistázy ($x \times y$)

$$+ \{(aa)_{ik} + (aa)_{il} + (aa)_{jk} + (aa)_{jl}\}$$

+ {aditivita $\times$ aditivita}

$$+ \{(ad)_{ik} + (ad)_{jl} + (ad)_{kl} +$$

+ {aditivita $\times$ dominance}

$$+ (ad)_{ij}\}$$

+ {dominance $\times$ dominance}

$$+ \{(dd)_{ik}\}$$

Efekty na úrovni populací

Různé typy efektů mohou být u kvantitativních vlastností počítány přes neznámý počet lokusů pro libovolný počet populací - P (vstup). Obecný model pro populaci může být podle autora C o c k e r h a m (1980) vyjádřen takto:

$$P = \mu + \sum_i \alpha_i A_i + \sum_{i \leq j} \delta_{ij} D_{ij} + \left(\sum_i \alpha_i A_i \right)^2 +$$

průměr efekty efekty interakce
aditivity dominance aditivita $\times$ aditivita

$$+ \left(\sum_i \alpha_i A_i \right) \left(\sum_{i \leq j} \delta_{ij} D_{ij} \right) + \left(\sum_{i \leq j} \delta_{ij} D_{ij} \right)^2$$

interakce interakce
aditivita $\times$ dominance dominance $\times$ dominance

Epistatické výrazy aditivita $\times$ aditivita a dominance $\times$ dominance je nutné rozvíjet tak, aby vyjádřily svůj plný obsah

$$\left(\sum_i \alpha_i A_i \right)^2 = \sum_i \alpha_i^2 (AA)_{ii} + 2 \sum_{i < j} \alpha_i \alpha_j (AA)_{ij}$$

$$\left(\sum_{i \leq j} \delta_{ij} D_{ij} \right)^2 = \sum_i \delta_{ii}^2 (DD)_{(ii)(ii)} + 2 \sum_{i < j} \delta_{ii} \delta_{jj} (DD)_{(ii)(jj)} +$$

$$+ 2 \left[\left(\sum_i \delta_{ii} D_{ii} \right) \left(\sum_{i < j} \delta_{ij} D_{ij} \right) \right] + \sum_{i < j} \delta_{ij}^2 (DD)_{(ij)(ij)}$$

kde: P - populace

μ - průměr

A_i - součet aditivních efektů přes všechny alely v gametách rodiče i -tého zdroje (alely přicházejí od rodičovských zdrojů k potomkům); výraz „zdroj“ se používá pro jakéhokoliv předka uvažované populace (potomků), i označuje rodičovský zdroj

- α_i - podíl alel i -tého zdroje v P
 $\sum_i \alpha_i A_i$ - součet všech aditivních efektů v P, v našem případě s $\sum_i \alpha_i = 1$ (C o c k e r - h a m, 1980 - $\sum_i \alpha_i = 2$), kde $\alpha_i / 2$ = podíl alel i -tého rodičovského zdroje
 D_{ij} - ($i \leq j$) součet všech efektů dominance přes všechny lokusy u kříženců $i \times j$
 $\delta_{ij}(\delta_{ii})$ - podíl genotypů s alelami od rodičovského zdroje i a j (i)
 $\sum_{i \leq j} \delta_{ij} D_{ij}$ - součet efektů dominance v P s $\sum_{i \leq j} \delta_{ij} = 1$, součet je prováděn přes všechny lokusy

Obě skupiny koeficientů jsou v následujícím vztahu:

$$\alpha_i = \delta_{ii} + 1/2 \sum_{j \neq i} \delta_{ij}$$

V tab. I jsou uvedeny hodnoty koeficientů α a δ pro některé generace, které vznikají křížením dvou parentálních zdrojů (P_1 a P_2). Za předpokladu, že efekty stejného druhu mají stejnou hodnotu ($A_1 = A_2 = \dots = A_i$, $D_{11} = D_{12} = \dots = D_{ij}$) a že se všechny efekty pro populaci sčítají, rovná se střední hodnota populace výrazu

$$P = \mu + A + D + (AA) + (AD) + (DD)$$

Tento výraz vyjadřuje celkový součet efektů pro každou populaci, tj. outbreds a hybridní. V případě křížení outbredních populací vykazují kříženci podíl aditivity (A), dominance (D) a interlokusových interakcí (AA , AD , DD), který se vyskytoval již u rodičovských populací, a podíl všech efektů, které vznikají křížením rodičovských populací.

Tento druhý podíl představuje odchylku (zvýšení, snížení) těchto parametrů vlivem křížení a je pojmenován jako „heterozní efekt“. Výše uvedený model obsahuje efekty přímé. Maternální, paternální a pramaternální efekty mohou být do tohoto modelu snadno zahrnuty. V šlechtění živočichů pracujeme převážně s outbredsými

I. Hodnoty koeficientů α a δ pro dvě výchozí rodičovské populace a některé populace jejich kříženců - The values of coefficients α and δ for two original parental populations and for some populations of their crossbreds

Populace ¹	Koeficient ²				
	α_1	α_2	δ_{11}	δ_{12}	δ_{22}
P_1	1	0	1	0	0
P_2	0	1	0	0	1
$P_{12}(F_1)$	1/2	1/2	0	1	0
$P_{12}^2(F_2)$	1/2	1/2	1/4	1/2	1/4
$P_{1(12)}(B_1)$	3/4	1/4	1/2	1/2	0
$P_{2(12)}(B_2)$	1/4	3/4	0	1/2	1/2

¹population, ²coefficient

populacemi. Z tohoto důvodu je možné všechny přímé efekty shrnout do složeného výrazu g_i , který nazýváme přímým genetickým efektem. V literatuře se setkáváme s těmito českými a anglickými alternativními výrazy: přímý (direct) = individuální (individual) = předávaný (transmitted); genetický (genetic) = populační (population) = průměrný (average).

$$g_i = A_i + D_{ii} + (AA)_{ii} + (AD)_{i(ii)} + (DD)_{(ii)(ii)}$$

$$P_i = \mu + g_i$$

Pro populaci kříženců P_{ij} (F_1) potom platí

$$P_{ij} = \mu + \underbrace{1/2 A_i + 1/4 (AA)_{ii}}_{1/2 g_i} + \underbrace{1/2 A_j + 1/4 (AA)_{jj}}_{1/2 g_j} + D_{ij} + \underbrace{1/2 (AA)_{ij}}_{1/2 aa} + \underbrace{1/2 (AD)_{j(ij)} + 1/2 (AD)_{i(ji)}}_{ad} + \underbrace{(DD)_{(ij)(ij)}}_{dd}$$

kde $1/2 g_i$ a $1/2 g_j$ jsou složenými výrazy, které přicházejí od rodičovských zdrojů i a j , zatímco d , aa , ad , dd jsou novými složenými odchylkami způsobenými křížením (heterozou) (tab. II). g_i (g_j) má v rodičovské populaci P_i (P_j) jinou skladbu efektů než v populaci potomků - kříženců P_{ij} , vzhledem k tomu, že se v gametách rodičovské populace přenášejí na potomstvo pouze alely s aditivními efekty $1/2 A_i$, $1/2 A_j$ a interakcemi aditivita x aditivita $1/4 (AA)_{ii}$ a $1/4 (AA)_{jj}$; nikoliv podíly intra-locusové interakce (dominance) D_{ii} a D_{jj} a interlocusové interakce (epistáze) $(AD)_{i(ii)}$, $(AD)_{j(jj)}$, $(DD)_{(ii)(ii)}$, $(DD)_{(jj)(jj)}$. V generaci P_{ij} se tvoří nové efekty dominance D_{ij} a epistáze $1/2 (AA)_{ij}$, $1/2 (AD)_{i(ij)} + 1/2 (AD)_{j(ji)}$, $(DD)_{(ij)(ij)}$. Součet efektů pro každý podíl (efekty výchozích populací, efekty vzniklé křížením) se rovná ve všech generacích 1, což je rovněž způsob, jak posoudit správnost vypočtených parametrů.

V tab. II jsou uvedeny efekty vyskytující se u rodičovských populací a efekty vzniklé křížením pro vybrané populace, odvozené od dvou rodičovských populací.

Střední hodnota populací

Cockerham (1980) nedefinoval obecnou střední hodnotu. Je však účelné definovat a interpretovat tuto hodnotu podle autorů Gardner, Eberhart (1966) a Eberhart, Gardner (1966):

- μ - střední genotypová hodnota panmiktické populace v rovnovážném stavu s genovými frekvencemi 0,5
- $\mu^* = \mu + \bar{a} + \bar{aa}$ - průměr inbredních linií všech populací (rodičovských zdrojů)
- $\bar{a}$ - průměr všech aditivních efektů
- $\bar{aa}$ - průměr všech interakcí aditivita x aditivita

II. Genetické efekty u dvou rodičovských populací a některých odvozených populací kříženců –

Průměry ¹ populací	Střední ² hodnota μ	Efekty vyskytující se u rodičovských populací ³										
		jednotlivě ⁵										celkem ⁶
		A ₁	A ₂	D ₁₁	D ₂₂	AA ₁₁	AA ₂₂	AD ₁₍₁₁₎	AD ₂₍₂₂₎	DD ₁₍₁₎₁₍₁₎	DD ₂₍₂₎₂₍₂₎	
P ₁	1	1 a	-	1 d	-	1 aa	-	1 ad	-	1 dd	-	g ₁
P ₂	1	-	1 a	-	1 d	-	1 aa	-	1 ad	-	1 dd	g ₂
P ₁₂	1	1/2 1/2a	1/2 1/2a	-	-	1/4 1/2aa	1/4	-	-	-	-	$\frac{g_1 + g_2}{2}$
P ₁₂ ²	1	1/2 1/2a	1/2 1/2a	1/4 1/2d	1/4	1/4 1/2aa	1/4	1/8 1/4ad	1/8	1/16 1/8dd	1/16	$\frac{g_1 + g_2}{2}$
P ₁₍₁₂₎	1	3/4 3/4a	1/4 3/4a	1/2 1/2d	-	9/16 5/8aa	1/16	3/8 3/8ad	-	1/4 1/4dd	-	$\frac{3g_1 + g_2}{4}$
P ₂₍₁₂₎	1	1/4 1/4a	3/4 1/4a	-	1/2 1/2d	1/16 5/8aa	9/16	-	3/8 3/8ad	-	1/4 1/4dd	$\frac{g_1 + 3g_2}{4}$

¹ means of populations, ² mean value, ³ effects occurring in parental populations, ⁴ effects due to crossing,

$\mu = \mu^* + \bar{d} + \bar{ad} + \bar{dd} = \mu^* + \bar{g}$ - průměr všech outbredsých populací (rodičovských zdrojů)

$\bar{d}$ - průměr všech efektů dominance

$\bar{ad}$ - průměr všech interakcí aditivita x dominance

$\bar{dd}$ - průměr všech interakcí dominance x dominance

$\bar{g}$ - průměr všech přímých genetických efektů

Modely s restrikcemi

U outbredsých populací jsme si již ukázali důležitou restrikci, kdy efekty DD_{11} , D_{22} , AA_{11} , A_{22} , $AD_{1(11)}$, $AD_{2(22)}$, $DD_{1(1)1(1)}$, $DD_{2(2)2(2)}$ jsou zahrnuty do přímého genetického efektu g ; v podstatě to znamená, že se rovnají nule a že g se redukuje na a , resp. $a = g$. V případě dvou rodičovských populací a od nich odvozených po-

Genetic effects in two parental populations and in some derived populations of crossbreds

Efekty vzniklé křížením ⁴														Efekty celkem ⁷				
jednotlivě ⁵										celkem ⁶								
D ₁₂	AA ₁₂	AD ₁₍₁₂₎	AD ₁₍₂₂₎	AD ₂₍₁₁₎	AD ₂₍₁₂₎	DD ₍₁₁₎₍₁₂₎	DD ₍₁₁₎₍₂₂₎	DD ₍₁₂₎₍₁₂₎	DD ₍₁₂₎₍₂₂₎	d	aa	ad	dd	a	d	aa	ad	dd
-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1	1	1	1	1
-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1	1	1	1	1
1 d	1/2 1/2aa	1/2	-	-	1/2	-	-	1	-	1	1/2	1	1	1	1	1	1	1
1/2 1/2d	1/2 1/2aa	ad				dd				1/2	1/2	3/4	7/8	1	1	1	1	1
1/2 1/2d	3/8 3/8aa	3/8	-	1/8	1/8	1/2	-	1/4	-	1/2	3/8	5/8	3/4	1	1	1	1	1
1/2 1/2d	3/8 3/8aa	5/8ad				3/4dd				1/2	3/8	5/8	3/4	1	1	1	1	1
1/2 1/2d	3/8 3/8aa	5/8ad				-	-	1/4	1/2	1/2	3/8	5/8	3/4	1	1	1	1	1

⁵single effects, ⁶in total, ⁷effects in total

pulací kříženců je možné provést ještě další restrikce tak, jak to provedli J a k u - b e c et al. (1991):

$$g = A_1 = -A_2$$

$$d = D_{12} \quad D_{11} = D_{22} = 0$$

$$aa = (AA)_{12}, (AA)_{11} = (AA)_{22} = 0$$

$$ad = (AD)_{1(12)} = (AD)_{1(22)} = -(AD)_{2(11)} = -(AD)_{2(12)}, (AD)_{1(11)} = (AD)_{2(22)} = 0$$

$$dd = (DD)_{(11)(12)} = (DD)_{(11)(22)} = (DD)_{(12)(12)} = (DD)_{(12)(22)}, (DD)_{(11)(11)} = (DD)_{(22)(22)} = 0$$

Obecný model získává potom tvar

$$P = \mu + (\alpha_1 - \alpha_2) g + \delta_{12} d + 2 \alpha_1 \alpha_2 aa + [\alpha_1(1 - \delta_{11}) - \alpha_2(1 - \delta_{22})] ad + (1 - \delta_{11}^2 - \delta_{22}^2) dd$$

Z tohoto obecného modelu je možno odvodit komponenty těchto populačních středních hodnot:

$$P_1 = \mu + g$$

$$P_2 = \mu - g$$

$$P_{12} = \mu + d + 1/2 aa + dd$$

$$P_{12}^2 = \mu + 1/2 d + 1/2 aa + 7/8 dd$$

$$P_{1(12)} = \mu + 1/2 g + 1/2 d + 3/8 aa + 1/8 ad + 3/4 dd$$

$$P_{2(12)} = \mu - 1/2 g + 1/2 d + 3/8 aa - 1/8 ad + 3/4 dd$$

J a k u b e c et al. (1991) porovnali pro produkci vajec modely s nejlepší shodou odhadů pro 4 (1), 5 (2), 6 (3) a 9 (4) parametrů (tab. III). Parametry byly odhadnuty pro populace P_1 (rhode island white), P_2 (plymouth rock barred) a generace reciprokových kříženců odvozených od těchto rodičovských populací (F_1 , F_2 , B_1 , B_2 , $B_1 \times B_1$, $B_2 \times B_2$).

Do odhadu parametrů byly kromě přímých efektů zařazeny v případě parametrů g , d a aa také efekty maternální. Významnost parametrů byla testována t -testem. Přiměřenost modelů byla testována pomocí testu dobré shody (χ^2). Nejlepší shoda mezi pozorovanými a očekávanými populačními průměry byla u modelů 1 až 3, tj.

III. Různé kombinace odhadovaných parametrů pro počet vajec během 270 dnů snášky (J a k u b e c et al., 1991) – Various combinations of estimated parameters for the number of eggs over 270 days of laying (J a k u b e c et al., 1991)

Parametr ¹	Odhad $\pm$ střední chyba pro kombinace parametrů ²			
	1	2	3	4
μ	166,7 $\pm$ 1,7 ⁺	167,5 $\pm$ 1,7 ⁺	167,5 $\pm$ 1,7 ⁺	116,5 $\pm$ 20,2 ⁺
g	15,0 $\pm$ 1,7 ⁺	14,9 $\pm$ 1,7 ⁺	15,3 $\pm$ 1,8 ⁺	14,8 $\pm$ 3,7 ⁺
g^M				0,5 $\pm$ 3,3
d	35,5 $\pm$ 3,9 ⁺	34,6 $\pm$ 3,9 ⁺	34,6 $\pm$ 3,9 ⁺	70,1 $\pm$ 54,5
d^M	11,0 $\pm$ 3,5 ⁺	62,4 $\pm$ 21,0 ⁺	62,3 $\pm$ 21,0 ⁺	50,2 $\pm$ 31,7
aa			-18,9 $\pm$ 24,4 ⁺	13,1 $\pm$ 25,5
aa^M		-98,5 $\pm$ 39,7 ⁺	-98,4 $\pm$ 39,7 ⁺	-10,4 $\pm$ 12,4
ad				-22,8 $\pm$ 32,4
dd				37,7 $\pm$ 33,3
χ^2	13,75	7,61	7,01	6,49 ⁺
d.f.	7	6	5	2

¹parameter, ²estimate $\pm$ mean error for parameter combination

modelů s menším počtem parametrů zařazených do modelů. Úplně nejlepší shoda byla zjištěna u modelu se čtyřmi odhadnutými parametry. Znamená to, že tento v podstatě aditivně-dominantní model s přímými a maternálními efekty postačuje k velmi spolehlivému odhadu jednotlivých parametrů, které jsou navíc významné. Těchto parametrů lze také spolehlivě využít k predikci různých kombinací dvou populací v rámci různých systémů křížení (užitkové a rotační křížení, tvorba syntetických populací).

Významný rozdíl mezi pozorovaným a očekávaným průměrem byl nalezen pro kombinaci devíti parametrů a pouze parametry μ , g byly významné. Smyslem restrikcí je snížení počtu odhadovaných efektů. Z námi uvedeného obecného modelu by bylo možno pomocí jiných restrikcí (podmínek reparametrizace) odvodit další známé modely (Eberhart, Gardner, 1996; Mather, Jinks, 1971; Dickerson, 1969, 1973; Kinghorn, 1980; Hill, 1982).

Námi modifikovaný model podle autora Cockerham (1980) je odvozen z genových účinků bez zohlednění genových a genotypových četností. Je možné jej rozšířit na více než dvě populace, a to jak inbrední, tak outbrední čistokrevné a hybridní. Kromě efektů aditivity a dominance bere v úvahu všechny druhy interakce interlokusové, a to aditivita x aditivita, aditivita x dominance a dominance x dominance. Do modelu je možné bez problémů zabudovat kromě efektů přímých také efekty maternální, pramaternální a paternální.

Křížení s odlišnými skupinami rodičů (rozšíření modelu na více populací)

Křížení může být uskutečněno mezi různými skupinami rodičovských populací. I když je tato problematika více orientována na šlechtění rostlin, slouží tyto modely pro odvození genetických efektů pro křížení s více než dvěma populacemi (Cockerham, 1980).

Označme skupiny rodičů $A, B, C \dots$ indexy jednotlivých rodičovských populací (plemena, linie, kmeny), a to $A_i, B_j, C_k \dots$. Stejného značení je v modelu použito pro efekty u generací potomků odvozených od rodičovských populací.

Křížení se dvěma skupinami rodičů - AB

Faktoriální plán křížení **AB** znamená, že získáváme potomky z křížení každého rodiče skupiny A_i s rodičem skupiny B_j . Model plánu křížení má tvar

$$P_{ij} = \mu + A_i + B_j + (AB)_{ij}$$

a efekty plánu křížení se převádějí na efekty genetické za předpokladu, že

$$\alpha_i = \alpha_j = 1/2; \alpha_i + \alpha_j = \delta_{ij} = 1$$

$$A_i = 1/2 A_i + 1/4 (AA)_{ii} = 1/2 g_i$$

$$B_j = 1/2 A_j + 1/4 (AA)_{jj} = 1/2 g_j$$

$$(AB)_{ij} = D_{ij} + 1/2 (AA)_{ij} + 1/2 (AD)_{i(j)} + 1/2 (AD)_{j(i)} + (DD)_{(ij)(ij)}$$

Koeficienty určitých genetických efektů jsou součtem rozdílných efektů dílčích. Např. existují dva efekty aditivita x aditivita, tj. pro geny $x_i y_j$ a $x_j y_i$, které se sčítají ve výrazu $(AA)_{ij}$.

U potomstva získáváme potom tyto podíly efektů:

Podíl efektů ¹	Efekty křížení ⁵				
	<i>a</i>	<i>d</i>	<i>aa</i>	<i>ad</i>	<i>dd</i>
Od rodičovských populací ² $\frac{g_i + g_j}{2}$	1		1/2		
Vzniklý křížením ³		1	1/2	1	1
Celkem ⁴	1	1	1	1	1

¹proportion of effects, ²from parental populations, ³due to crossing, ⁴total, ⁵crossbreeding effects

Křížení se třemi skupinami populací - A(BC)

Pro křížení se třemi populacemi platí plán křížení A(BC):

$$P_{ijk} = \mu + A_i + B_j + C_k + (AB)_{ij} + (AC)_{ik} + (BC)_{jk} + (ABC)_{ijk}$$

Za předpokladu, že $\alpha_i = \delta_{ij} = \delta_{ik} = 1/2$; $\alpha_j = \alpha_k = 1/4$, převod efektů plánu křížení na genetické efekty je následující:

$$A_i = 1/2 A_i + 1/4 (AA)_{ii} = 1/2 g_i$$

$$B_j = 1/4 A_j + 1/16 (AA)_{jj} = 1/4 g_j$$

$$C_k = 1/4 A_k + 1/16 (AA)_{kk} = 1/4 g_k$$

$$(AB)_{ij} = 1/2 D_{ij} + 1/4 (AA)_{ij} + 1/4 (AD)_{i(ij)} + 1/8 (AD)_{j(ij)} + 1/4 (DD)_{(ij)(ij)}$$

$$(AC)_{ik} = 1/2 D_{ik} + 1/4 (AA)_{ik} + 1/4 (AD)_{i(ik)} + 1/8 (AD)_{k(ik)} + 1/4 (DD)_{(ik)(ik)}$$

$$(BC)_{jk} = 1/8 (AA)_{jk}$$

$$(ABC)_{ijk} = 1/8 (AD)_{k(ij)} + 1/8 (AD)_{j(ik)} + 1/2 (DD)_{(ij)(ik)}$$

Existují dva efekty aditivita x aditivita $1/8 (AA)_{ij}$, $1/8 (AA)_{ji}$, které se sčítají ve výraz $1/4 (AA)_{ij}$. Obdobným způsobem se tvoří efekty $1/4 (AA)_{ik}$ a $1/8 (AA)_{jk}$. Existují opět dva efekty dominance x dominance $1/4 (DD)_{(ij)(ik)}$, $1/4 (DD)_{(ik)(ij)}$.

U potomstva získáme tyto podíly efektů:

Podíl efektů ¹	Efekty křížení ⁵				
	<i>a</i>	<i>d</i>	<i>aa</i>	<i>ad</i>	<i>dd</i>
Od rodičovských populací ² $\frac{2g_i + g_j + g_k}{4}$	1		3/8		
Vzniklý křížením ³		1	5/8	1	1
Celkem ⁴	1	1	1	1	1

¹proportion of effects, ²from parental populations, ³due to crossing, ⁴total, ⁵crossbreeding effects

Křížení se čtyřmi skupinami populací (dvojnásobné křížení) - (AB)(CD)

Dvojnásobní kříženci (AB)(CD) vykazují při rozložení na jednotlivé efekty plánu větší symetrii než třípopulační kříženci, a to

$$P_{(ij)(kl)} = \mu + A_i + B_j + C_k + D_l + (AB)_{ij} + (AC)_{ik} + (AD)_{il} + (BC)_{jk} + (BD)_{jl} + (CD)_{kl} + (ABC)_{ijk} + (ABD)_{ijl} + (ACD)_{ikl} + (BCD)_{jkl} + (ABCD)_{ijkl}$$

$$\alpha_i = \alpha_j = \alpha_k = \alpha_l = \delta_{ik} = \delta_{il} = \delta_{jk} = \delta_{jl} = 1/4$$

Převod efektů plánu na efekty genetické je prováděn obdobným způsobem jako v případě jednoduchého a trojcestného křížení. Detailní postup převodu není proto pro dvojnásobné křížení uváděn.

Podíl efektů ¹	Efekty křížení ⁵				
	<i>a</i>	<i>d</i>	<i>aa</i>	<i>ad</i>	<i>dd</i>
Od rodičovských populací ² $\frac{g_i + g_j + g_k + g_l}{4}$	1		1/4		
Vzniklý křížením ³		1	3/4	1	1
Celkem ⁴	1	1	1	1	1

¹proportion of effects, ²from parental populations, ³due to crossing, ⁴total, ⁵crossbreeding effects

Literatura

- COCKERHAM, C. C.: An extension of the concept of partitioning hereditary variance for analysis of covariances among relatives when epistasis is present. *Genetics*, 39, 1954, s. 859-882.
- COCKERHAM, C. C.: Random and fixed models in plant genetics. *Theor. Appl. Genet.*, 56, 1980, s. 119-131.
- DICKERSON, G. E.: Experimental approaches in utilizing breed resources. *Anim. Breed. Abstr.*, 37, 1969, s. 191-202.
- DICKERSON, G. E.: Inbreeding and heterosis in animals. In: *Proc. of Animal Breeding and Genetics, Symp. in Honor of Dr. Jay L. Lush. Amer. Soc. Anim. Sci.*, 1973, s. 54-77.
- EBERHART, S. A. - GARDNER, C. O.: A general model for genetic effects. *Biometrics*, 22, 1966, s. 864-881.
- FISHER, R. A.: The correlation between relatives on the supposition of Mendelian inheritance. *Trans. Royal Soc., Edinburgh*, 52, 1918, s. 399-433.
- GARDNER, C. O. - EBERHART, S. A.: Analysis and interpretation of the variety cross diallel and related populations. *Biometrics*, 22, 1966, s. 439-452.
- HILL, W. G.: Dominance and epistasis as components of heterosis. *Z. Tierzücht. Zücht.-Biol.*, 99, 1982, s. 161-168.
- JAKUBEC, V. - HYÁNEK, J.: Quantitative analysis of components of hybridization. *Livestock Prod. Sci.*, 1982, s. 639-651.

JAKUBEC, V. - RAFAY, J. - ŘEHÁČEK, E. - PARKÁNYI, V.: Analysis of gene action in the control of body weight from birth to 84 days of age in the rabbit. *Z. Tierzücht. Zücht.-Biol.*, 102, 1985, s. 285-291.

JAKUBEC, V. - WOLF, J. - HYÁNEK, J.: Additive, dominance and epistatic effects in animals. In: 42nd Annual Meeting of the European Association for Animal Production, Berlin, 8 - 12 September 1991, G 3.2.

KEMPTHORNE, O.: An Introduction to Genetic Statistics. New York, Wiley 1957.

KINGHORN, B. P.: The expression of „recombination loss“ in quantitative traits. *Z. Tierzücht. Zücht.-Biol.*, 97, 1980, s. 138-143.

MATHER, K. - JINKS, J. L.: Biometrical Genetics. 2nd ed. London, Chapman and Hall 1971.

MORTON, J. R.: Analysis of gene action in the control of body weight and tail length in the mouse. *Heredity*, 25, 1970, s. 555-574.

MORTON, J. R.: Analysis of gene action in the control of body weight in the chicken. *Heredity*, 31, 1973, s. 165-180.

VAN DER VEEN, J. H.: Test of non-allelic interaction and linkage for quantitative characters in generations derived from two diploid pure lines. *Genetica*, 30, 1959, s. 201-232.

Došlo 1. 7. 1993

JAKUBEC, V. (University of Agriculture, Praha):

A general model for genetic effects in animal breeding.

Živoč. Výt., 38, 1993 (10): 861-873.

In animal crossbreeding experiments information on outbred and crossbred populations is of interest. Hence, models with fixed effects are required. Besides that, differences between reciprocal crosses, which are caused by maternal, grandmaternal, paternal, cytoplasmatic and sex linked effects, are of importance. The purpose of this paper is the extension and adaptation of Cockerham's (1980) general factorial model to animal breeding.

A short survey of the historical development of models for the estimation of gene effects is presented (Fisher, 1918; Cockerham, 1954; Kempthorne, 1957; Van der Veen, 1959; Eberhart, Gardner, 1966; Mather, Jinks, 1971; Cockerham, 1980; Jakubec, Hyánek, 1982; Jakubec et al., 1991). The general model of Cockerham (1980) was chosen and modified for the requirements of outbred populations in animal breeding. It was adapted to animal breeding by Jakubec et al. (1991). The model takes into account the level of gene effects (additive, dominance, additive by additive, additive by dominance, dominance by dominance). On the population level the different kinds of effects are summed up over an unknown number of loci for an arbitrary purebred and crossbred population. This is done along the line from the parental sources to the progeny genotype taken into consideration.

The mean (μ) of the genotypic value was defined and interpreted in the sense of Gardner and Eberhart (1966) and Eberhart and Gardner (1966). The purebred effects can be summed up into an aggregate expression (g_i) - direct genetic effect, which is the total sum of effects in the purebred population. The genotypic value

of crossbred populations consists of a proportion of genetic effects which was already in the parental populations and a proportion of all effects arising from crossing the parental populations (d, aa, ad, dd). This second proportion is the deviation (increment, diminution) of these parameters due to crossbreeding and is called „heterosis“.

A model with restrictions for the estimation of parameters of egg production is presented. The parameters were estimated from populations P_1 (Rhode Island White), P_2 (Plymouth Rock Barred) and crossbred generations derived from these parental populations ($F_1, F_2, B_1, B_2, B_1 \times B_1, B_2 \times B_2$). The significance of the parameters was tested by the t -test. The adequacy of the models was tested by the goodness of fit (χ^2). The model was extended from a single set of parents to different sets of parents according to Cockerham (1980).

Purebred and crossbred effects for selected crossbred generations derived from two parental sources and for three- and four-way crosses are presented. Maternal, grandmaternal and paternal effects can easily be included into the general model in a similar manner like the direct effects. The advantage of the presented model lies in the fact that the parameters are defined as functions of the effects without necessity to defining them as functions of the gene frequencies.

animals; general model; genetic effects; additivity; dominance; epistasis; two-, three- and four-way crossbred populations

Kontaktní adresa:

Prof. ing. Václav J a k u b e c , DrSc., Vysoká škola zemědělská, agronomická fakulta,
165 21 Praha 6-Suchbát

POKYNY PRO AUTORY VĚDECKÉHO ČASOPISU ŽIVOČIŠNÁ VÝROBA

Časopis uveřejňuje původní vědecké práce, krátká sdělení a výběrově i přehledné referáty, tzn. práce, jejichž podkladem je studium literatury a které shrnují nejnovější poznatky v dané oblasti. Práce jsou uveřejňovány v češtině, slovenštině nebo angličtině. Rukopisy musí být doplněny krátkým a rozšířeným souhrnem.

Autor je plně odpovědný za původnost práce a za její věcnou i formální správnost. K práci musí být přiloženo prohlášení autora o tom, že práce nebyla publikována jinde.

O uveřejnění práce rozhoduje redakční rada časopisu, a to se zřetelem k lektorským posudkům, vědeckému významu a přínosu a kvalitě práce.

Rozsah vědeckých prací nemá přesáhnout 10 stran psaných na stroji včetně tabulek, obrázků a grafů. V práci je nutné používat jednotky odpovídající soustavě měrových jednotek SI (ČSN 01 1300).

Vlastní úprava rukopisu má odpovídat státní normě ČSN 88 0220 (formát A4, 30 řádek na stránku, 60 úhozů na řádku, mezi řádky dvojité mezery). Tabulky, grafy a fotografie se dodávají zvlášť, nepodlepují se. Na všechny přílohy musí být odkazy v textu.

Název práce (titul) nemá přesáhnout 85 úhozů. Je nutné vyvarovat se v něm obecných názvů. Jsou vyloučeny podtitulky článků.

Krátký souhrn je informačním výběrem obsahu a závěru článku, nikoliv však jeho pouhým popisem. Musí vyjádřit všechno podstatné, co je obsaženo ve vědecké práci. Nemá překročit rozsah 170 slov. Je třeba, aby byl napsán celými větami, nikoliv heslovitě. Je uveřejňován ve stejném jazyce jako vědecká práce, má obsahovat základní číselné údaje včetně statistických hodnot.

Rozšířený souhrn je uveřejňován v angličtině, měly by v něm být v rozsahu cca 2 strojopisných stran komentovány výsledky práce, uvedeny odkazy na tabulky a obrázky, popř. na nejdůležitější literární citace. Je možné jej dodat česky, resp. slovensky jako podklad pro anglický překlad.

Úvod má obsahovat hlavní důvody, proč byla práce realizována a velmi stručnou formou má být popsán stav studované otázky.

Literární přehled má být krátký, je třeba uvádět pouze citace mající úzký vztah k problému. Doporučuje se co nejnižší počet citovaných autorů.

Metoda se popisuje pouze tehdy, je-li původní, jinak postačuje citovat autora metody a uvádět jen případné odchylky. Ve stejné kapitole se popisuje také pokusný materiál.

Výsledky - při jejich popisu se k vyjádření kvantitativních hodnot dává přednost grafům před tabulkami. V tabulkách je třeba shrnout statistické hodnocení naměřených hodnot. Tato část by neměla obsahovat teoretické závěry ani dedukce, ale pouze faktické nálezy.

Diskuse obsahuje zhodnocení práce, diskutuje se o možných nedostatcích a práce se konfrontuje s výsledky dříve publikovanými (požaduje se citovat jen ty autory, jejichž práce mají k publikované práci bližší vztah). Je přípustné spojení v jednu kapitolu spolu s výsledky.

Literatura musí odpovídat státní normě ČSN 01 0197. Citace se řadí abecedně podle jména prvních autorů. Odkazy na literaturu v textu uvádějí jméno autora a rok vydání. Do seznamu se zařadí jen práce citované v textu. Na práce v seznamu literatury musí být odkaz v textu.

Na zvláštním listě uvádí autor plné jméno (i spoluautorů), akademické, vědecké a pedagogické tituly a podrobnou adresu pracoviště s PSČ, číslo telefonu a faxu.

Pokud autor používá v práci zkratky jakéhokoliv druhu, je nutné, aby byly alespoň jednou vysvětleny (vypsány), aby se předešlo omylům. V názvu práce a v souhrnu je vhodné zkratky nepoužívat.

VPLYV VEGETAČNEJ FÁZY LUCERNY NA ZLOŽENIE BUNEČNÝCH STIEN A STRÁVITEĽNOSŤ ŽIVÍN V SENE

Z. Čerešňáková, J. Chovanec, A. Sommer

Výskumný ústav živočíšnej výroby, Nitra

V lucernovom sene zberanom v rôznych vegetačných fázach porastu v roku 1990 a 1991 sme zistili významné rozdiely v obsahu a zložení bunečných stien, v obsahu N-látok a N-ADV. Najvyššiu hodnotu obsahu NDV, ADV a N-ADV súčasne s najnižšími koeficientmi zdanlivej stráviteľnosti organickej hmoty, NDV a N-látok malo seno zberané vo fáze plného kvitnutia. Stanovili sme významné korelácie závislosti obsahu N-látok na ADV ($r = -0,862$) a závislosti zdanlivej stráviteľnosti organickej hmoty na obsahu N-ADV ($r = -0,699$) a obsahu ADV ($r = -0,650$). K predikcii zdanlivej stráviteľnosti N-látok sme odvodili vzťah závislosti na obsahu N-látok a N-ADV s významným koeficientom korelácie $r = 0,770$.

lucernové seno; stráviteľnosť; bunečné steny; dusík viazaný na acido-detergentnú vlákninu

Nutričná hodnota objemových krmív je určovaná vegetačnou fázou, anatomickým a morfológickým zložením rastliny, zložením rastlinných buniek a ich stráviteľnosťou.

Efekt vegetačnej fázy je v úzkom vzťahu s koncentráciou hrubej vlákniny, resp. zložiek bunečných stien - celulózy, hemicelulózy a lignínu. So zvyšovaním ich koncentrácie sa znižuje stráviteľnosť živín (Deinum, 1973; Åman, 1985; Wilsson et al., 1991). Stráviteľnosť objemových krmív ovplyvňuje okrem zloženia bunečných stien (NDV) aj ich štruktúra (Graham, Åman, 1991).

Cieľom tejto práce bolo porovnať u lucernového sena, v závislosti od vegetačnej fázy lucerny v čase kosby, zmeny v obsahu živín, najmä zloženie bunečných stien a ich frakcií, a stanoviť zdanlivú stráviteľnosť živín.

MATERIÁL A METÓDA

Predmetom testovania bolo lucernové seno pripravené z úrod lucerny siatej odrody Palava v rokoch 1990 a 1991. Lucernu sme zberali podľa harmonogramu uvedeného v tab. I. Všetky kosby boli z tej istej parcely. Hmota bola prirodzene vysušená a z takto vysušenej hmoty boli odobraté vzorky na chemické analýzy.

Pokusy s látkovou bilančnou stráviteľnosťou sme urobili na troch škopoch s priemernou živou hmotnosťou 55 ± 4 kg. Testované seno ako monodiétu dostávali zvieratá v množstve 1,6 až 1,8 kg na deň a zviera. Príjem vody bol *ad libitum*.

I. Harmonogram kosieb lucerny na seno – A schedule of alfalfa cuts for hay making

Poradie kosby ¹	Úroda ² 1990		Úroda 1991	
	dátum zberu ³	fenofáza ⁴	dátum zberu ³	fenofáza ⁴
1.	25. 5. 1990	koniec steblovania ⁵	27. 5. 1991	tvorba kvetných pukov ⁸
2.	28. 6. 1990	v plnom kvete ⁶	3. 7. 1991	v plnom kvete ⁶
3.	9. 8. 1990	začiatok kvitnutia ⁷	4. 8. 1991	v plnom kvete ⁶
5.	9. 10. 1990	koniec steblovania ⁵	-	-

¹order of cuts, ²yield, ³date of cut, ⁴phenophase, ⁵end of shooting, ⁶full flowering, ⁷beginning of flowering, ⁸formation of flower buds

Po 14dňovom prípravnom období nasledovalo 10dňové pokusné obdobie, v ktorom sme denne kvantitatívne zachytávali výkaly a evidovali príjem krmiva odvažovaním zvyškov. V priebehu pokusného obdobia sme trikrát analyzovali denné výkaly a jedenkrát priemernú vzorku výkalov za päť pokusných dní. Do priemernej vzorky sme odoberali 30 % denne vylúčených výkalov.

Vo vzorkách lucernového sena ($n = 3$ pre každé testované seno) a výkalov ($n = 4$ pre každé zviera v skupine) sme stanovili obsah živín podľa ČSN 46 7092, obsah neutrálne-detergentnej vlákniny (NDV) a acido-detergentnej vlákniny (ADV) podľa van Soesta (Lutonská, Pichl, 1983). Dusík viazaný na ADV (N-ADV) sme stanovili po izolácii ADV Kjeldahlovou metódou.

Pomocou t -testu sme porovnali rozdiely v obsahu živín a ich zdanlivej stráviteľnosti medzi jednotlivými kosbami v danom roku a medzi rokmi. Lineárnou regresnou analýzou sme zistili vzťah medzi sledovanými ukazovateľmi.

VÝSLEDKY A DISKUSIA

Vláknina má vplyv na nutričnú hodnotu krmív. Ovplyvňuje nielen ich energetickú hodnotu, ale aj zdanlivú stráviteľnosť ostatných živín (Šimeček, 1990). V závislosti od vegetačnej fázy v období zberu kolísala kvalita lucernového sena v dôsledku zmien v morfológickom zložení rastliny a zložení rastlinných buniek, ako to popisujú Deinum (1973, 1981), Áman (1985) a Wilson et al. (1991). So starnutím porastu, keď klesal podiel listov z 57 % (na začiatku tvorby kvetných pukov) na 33 % v štádiu plného kvitnutia (Kečekeméthý, 1992), sa menilo kvantitatívne a kvalitatívne zloženie vlákninového komplexu. U leguminóz, ako uvádza Áman (1985), sa zvyšuje lignifikácia bunčných stien, najmä býľ, listy však zostávajú takmer nелignifikované.

Ako vyplýva z tab. II, najvyšší obsah bunčných stien (NDV) bol v lucernovom sene, ktoré bolo zberané v štádiu plného kvitnutia, t.j. z 2. kosby roku 1990 a 2. a 3. kosby roku 1991. V tomto sene bol súčasne vyšší podiel ADV z obsahu bunčných stien (86 %, resp. 89 %) a vyššia hladina dusíka viazaného na ADV. V sene z 2.

II. Obsah živín v lucernovom sene (g/kg sušiny) a významné porovnania medzi sledovanými obdobiami – Nutrient content in alfalfa hay (g/kg dry matter) and significant comparisons between the periods of observation

Ukazovateľ ¹ (n = 3)		Úroda ⁶ 1990				Významné porovnania medzi kosbami ⁸	Úroda 1991			Významné porovnania medzi kosbami	
		kosba ⁷					kosba				
		1.	2.	3.	5.	1990	1.	2.	3.	1991	1990 : 1991
Sušina ²	$\bar{x}$	869,4	880,4	880,8	826,3	NP	875,2	868,5	858,4	NP	2:3*
	$s_{\bar{x}}$	6,00	6,95	16,52	28,38		8,30	18,10	1,87		
N-látky ³	$\bar{x}$	216,2	167,6	207,4	238,5	1:2***, 5**	189,3	183,7	161,1	1:3*	1:2*, 3***
	$s_{\bar{x}}$	3,93	2,71	4,54	3,59	2:3,5**, 3:5**	9,32	9,04	3,52		3:3***
Hrubá vláknina ⁴	$\bar{x}$	254,8	366,7	304,3	285,1	1:2***, 3**, 5*	290,7	353,9	388,9	1:2, 3**	1:2, 3***, 2:1**
	$s_{\bar{x}}$	8,27	13,27	8,32	3,69	2:3**, 5***	12,42	6,09	20,15		3:2***, 3**
NDV	$\bar{x}$	362,1	455,3	388,1	387,6	1:2***	385,1	460,3	474,2	1:2**, 3***	1:2**, 3***, 2:1***
	$s_{\bar{x}}$	16,08	8,06	6,45	12,21	2:3***, 5**	4,80	17,49	12,58		3:2**, 3***
ADV	$\bar{x}$	294,4	390,2	329,2	323,4	1:2***, 3*, 5*	330,9	400,7	421,9	1:2*, 3***	1:1**, 2, 3***
	$s_{\bar{x}}$	8,06	7,39	7,52	4,77	2:3, 5***	5,25	18,25	11,16		2:1***, 3:2*, 3***
N-ADV	$\bar{x}$	1,457	2,027	1,569	2,129	1:2, 5***	1,603	1,797	1,620	NP	1:2***
	$s_{\bar{x}}$	0,044	0,090	0,163	0,058	3:5*	0,058	0,042	0,084		2:1**, 3*
Organická hmota ⁵	$\bar{x}$	882,9	910,8	898,9	885,1	1:2***, 3*	902,6	903,9	921,6	1:3*	1:1, 2**, 3***
	$s_{\bar{x}}$	4,88	0,69	1,47	5,18	2:3, 5***	1,90	1,51	4,72		2:1, 2**, 3:3**

* $P < 0,05$, ** $P < 0,01$, *** $P < 0,001$

Pre tab. II až IV – For Tab. II - IV:

NDV = neutrálne detergentná vláknina, ADV = acidodetergentná vláknina, N-ADV = dusík viazaný na ADV

NDV = neutral-detergent fiber, ADV = acid detergent fiber, N-ADV = ADV-bound nitrogen

¹indicator, ²dry matter, ³crude protein, ⁴crude fiber, ⁵organic matter, ⁶yield, ⁷cut, ⁸significant comparisons between the cuts

III. Koeficienty zdanlivej stráviteľnosti vlákninových zložiek a N-látok stanovené v pokuse *in vivo* a významné porovnania medzi kosbami –
Coefficients of apparent digestibility of fibrous ingredients and crude protein in trial *in vivo* and significant comparisons between the cuts

Ukazovateľ ¹ (n = 3)		Úroda ⁶ 1990				Významné porovnania medzi kosbami ⁸	Úroda 1991			Významné porovnania medzi kosbami
		kosba ⁷					kosba			
		1.	2.	3.	5.		1990	1.	2.	
N-látky ³	$\bar{x}$	79,6	74,6	79,0	77,1	1:2***, 5*	75,1	78,0	77,3	NP
	$s_{\bar{x}}$	0,36	0,21	1,81	1,03	2:3, 5*	1,93	0,68	0,79	
Hrubá vláknina ⁴	$\bar{x}$	54,5	47,3	48,6	45,0	1:5***	49,6	48,3	36,8	1:3**
	$s_{\bar{x}}$	1,88	5,83	5,35	0,14		2,31	2,46	4,01	2:3*
NDV	$\bar{x}$	57,4	49,8	50,1	47,2	1:5***	51,8	49,2	42,1	1:3**
	$s_{\bar{x}}$	0,96	5,96	5,04	1,38		2,63	2,13	2,07	2:3*
ADV	$\bar{x}$	57,1	49,4	50,7	47,1	1:5**	50,6	51,1	45,9	2:3*
	$s_{\bar{x}}$	1,75	6,18	5,25	0,86		2,58	1,66	2,49	
N-ADV	$\bar{x}$	35,2	33,5	32,9	26,5	1:5*	30,2	34,4	18,2	1:3*
	$s_{\bar{x}}$	3,79	5,44	4,56	3,59		4,09	1,43	5,39	2:3**
Organická hmota ⁵	$\bar{x}$	71,3	61,7	67,6	64,6	1:2**, 5***	67,7	63,9	62,4	1:3**
	$s_{\bar{x}}$	0,91	2,84	3,08	0,69		1,51	1,90	1,32	

* $P < 0,05$, ** $P < 0,01$, *** $P < 0,001$

For 1 - 8 see Tab. II

kosby 1990 bola koncentrácia N-ADV štatisticky vysoko významne vyššia ($P < 0,001$) a koncentrácia N-látok nižšia.

S vyšším obsahom bunčných stien a N-ADV klesala zdanlivá stráviteľnosť živín (tab. III). Seno z II. kosby, v ktorom bol podiel NDV, resp. ADV v organickej hmote najvyšší (49,9, resp. 42,8 %), malo aj najnižšiu zdanlivú stráviteľnosť organickej hmoty (61,7 %). Závislosť stráviteľnosti organickej hmoty na obsahu bunčných stien dokumentoval tiež Dolstra et al. (1990).

V sene z I. kosby 1990, kde NDV tvorila len 41 % organickej hmoty, bola aj stráviteľnosť organickej hmoty a N-látok významne vyššia ($P < 0,05$ až $P < 0,001$). Obsah hemicelulóz v sene s poradím kosieb klesal (67,7 až 58,9 g/kg sušiny).

Podobnú tendenciu závislosti obsahu jednotlivých živín v sene od kosby, resp. od fázy zrelosti sme stanovili v sene z roku 1991 (tab. II). Obsah hrubej vlákniny, NDV a ADV bol v sene z III. kosby najvyšší ($P < 0,01$, resp. $P < 0,001$). S tým súvisí najnižšia zdanlivá stráviteľnosť organickej hmoty ($P < 0,01$). Tiež významne nižšiu stráviteľnosť bunčných stien a N-ADV v sene z III. kosby si vysvetľujeme vysokým podielom ADV (89 %) z obsahu bunčných stien a vyšším obsahom lignínu (100,2 g/kg sušiny) než v ostatných vzorkách sena (61,7 až 68,3 g/kg sušiny).

Testovaním celého súboru lucernového sena sme zistili vysoko významné korelácie medzi obsahom N-látok a ADV ($r = -0,659$) a NDV ($r = -0,862$). Závislosť zdanlivej stráviteľnosti organickej hmoty na obsahu N-ADV, ale i na obsahu ADV (tab. IV) bola vo vzorkách lucernového sena významná, so záporným koeficientom korelácie ($r = -0,699$, resp. $r = -0,650$), čo je v protiklade s údajmi, ktoré uvádza Vencl (1992) pre súbor krmív. Møller a Hvelplund (1991) však u tráv a ďateliny stanovili významný vzťah medzi obsahom ADV a obsahom stráviteľnej organickej hmoty ($r = -0,877$) a tiež zápornú koreláciu s obsahom strá-

IV. Vzťah závislosti zdanlivej stráviteľnosti organickej hmoty, N-látok a NDV (y) na obsahu ADV, N-látok a N-ADV (x) v g/kg sušiny – A relationship of apparent digestibility of organic matter, crude protein and NDV (y) on the contents of ADV, crude protein and N-ADV (x) in g/kg dry matter

y = stráviteľnosť organickej hmoty ¹		r
x = ADV	y = 79,17 - 0,038 x	-0,650*
x = N-ADV	y = 75,39 - 1,687 x	-0,699*
y = stráviteľnosť bunčných stien ²		r
x = ADV	y = 65,84 - 0,046 x	-0,582*
y = stráviteľnosť N-látok ³		r
x ₁ = N-ADV	y = 80,91 - 0,622 x	-0,440
x ₂ = N-látky	y = 85,20 - 1,278 x ₁ - 0,004 x ₂	0,521

¹organic matter digestibility, ²cell wall digestibility, ³crude protein digestibility

viteľnej energie ($r = -0,822$). So zvyšovaním obsahu ADV významne klesala stráviteľnosť bunečných stien ($r = -0,582$).

Podobne ako u súboru siláží zaznamenal Vencl (1992), aj v našej práci sme zistili vyššiu hodnotu korelačného koeficientu závislosti zdanlivej stráviteľnosti N-látok na obsahu N-látok a N-ADV ($r = 0,770$) než len na obsahu N-ADV ($r = -0,440$). Týmto sa obsah N-ADV okrem obsahu ADV potvrdzuje ako významný ukazovateľ pre hodnotenie stráviteľnosti organickej hmoty a N-látok v lucernovom sene.

Literatúra

ĀMAN, P.: Chemical composition and *in vitro* degradability of major chemical constituents in botanical fractions of red clover harvested at different stages of maturity. J. Sci. Fd Agric., 36, 1985, s. 775.

DEINUM, B.: Structural inhibitors of quality in forage. Vxtodling, 28, 1973, s. 42.

DEINUM, B.: The influence of physical factors on the nutrient content of forages. Meded. Landb.-Hogesch. Wageningen, 81, 1981, s. 1.

DOLSTRA, O. - STRUIK, P. C. - DEINUM, B.: Digestibility of forage maize and prospects for genetic improvement. In: International Advanced Course Maize '90, Belgrad, 1990, s. 489.

GRAHAM, H. - ĀMAN, P.: Nutritional aspects of dietary fibres. Anim. Feed Sci. Technol., 32, 1991, s. 143.

KEČKEMÉTHY, A. - ČEREŠŇÁKOVÁ, Z. - SOMMER, A. - CHOVANEC, J.: Dynamika tvorby úrod a výživná hodnota lucerny siatej pestovanej na krm. Poľnohospodárstvo, 38, 1992, s. 284.

LUTONSKÁ, P. - PICHLE, I.: Vlákna. Bratislava, Príroda 1983. 141 s.

MØLLER, E. - HVELPLUND, T.: Grass and clover in pure stand II. Quality and feeding value. 18. Beretning Statens Planteavlssog Husdyrbrugsforsog, 1991. 15 s.

ŠIMEČEK, K.: Vlákna a výživná hodnota krmív. In: Sbor. Ref. Význam vlákniny ve výživě zvířat a metody stanovení, Pohofelice, 1982, s. 3.

VENCL, B.: Vliv obsahu dusku v acido-detergentní vláknině krmív na stravitelnost dusíkatých látek pro přežvýkavce. Živoč. Vyr., 37, 1992, s. 117-123.

WILSON, J. R. - DEINUM, B. - ENGELS, F. M.: Temperature effects on anatomy and digestibility of leaf and stem of tropical and temperate forage species. Netherl. J. agric. Sci., 39, 1991, s. 31.

ČSN 45 7092. Analytické metody zkoušení krmív. Praha, 1986.

Došlo 16. 3. 1993

ČEREŠŇÁKOVÁ, Z. - CHOVANEC, J. - SOMMER, A. (Research Institute for Animal Production, Nitra):

The effect of growth stage in alfalfa on the composition of cell walls and nutrient digestibility in hay.

Živoč. Vyr., 38, 1993 (10): 875-881.

Variations of nutrient content, particularly in cell walls, quality and apparent digestibility were investigated in alfalfa hay at the time of mowing, as depending upon the growth stage of alfalfa stand.

Nutrient digestibility was determined in feeding trials with wethers. We found out significant differences in nutrient content (Tabs. II and III) between the cuts, or growth

stages, which closely correlate with the concentration of crude fiber in cell walls and with their structure (G r a h a m , Å m a n , 1991).

The highest content of cell walls ($P < 0.001$) was determined in alfalfa hay from the 2nd cut in 1990, and/or 2nd and 3rd cuts in 1991, in which the percentage of acid detergent fiber (ADF) was highest in the content of cell walls and organic matter. This indicates lower digestibility of organic matter and fiber fractions (neutral detergent fiber NDF and ADF) and N-ADF, which is in agreement with the results presented by D o l - s t e r et al. (1990) and M ø l l e r , H v e l p l u n d (1991). Significant negative correlations were determined between the content of crude protein and ADF ($r = 0.862$). A correlation between organic matter apparent digestibility and N-ADF and also ADF was significant ($r = 0.699$); the higher the ADF concentration, the lower the digestibility of cell walls ($r = -0.582$). Similarly like in a set of silages (V e n c l , 1992), we calculated the higher value of correlation coefficient for the dependence of crude protein apparent digestibility on the content of crude protein and N-ADF ($r = 0.770$) in alfalfa hay (Tab. IV).

alfalfa hay; digestibility; cell walls; nitrogen bound to acid detergent fiber

Kontaktná adresa:

Ing. Zuzana Č e r e š ň á k o v á , CSc., Výskumný ústav živočíšnej výroby, Hlohovská 2,
949 92 Nitra



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

ADEKO a. s. Vám nabízí

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

**ADEKO a. s.
Slezská 7
120 56 Praha 2**

**tel.: 258 342
fax: 207 229**



VPLYV VÝŽIVY V PRECHODNOM OBDOBÍ NA PRÍRASTKY ŽIVEJ HMOTNOSTI PASENÝCH VÝKRMOVÝCH BÝČKOV

M. Gallo¹, J. Gallo¹, A. Sommer², P. Fľak²

¹Výskumný ústav živočíšnej výroby, Nitra, pracovisko Poprad

²Výskumný ústav živočíšnej výroby, Nitra

V štyroch pokusoch s pasenými výkrmovými býkmi sme sledovali vplyv rôznych spôsobov prikrmovania v období prechodu zvierat na pašu na prírastky živej hmotnosti. Pre prírastky živej hmotnosti v období od začiatku prechodu až po ukončenie pasienkovej sezóny sme vypočítali lineárne a kvadratické funkcie. Zistili sme, že kvalita výživy v prechodnom období výrazne ovplyvňuje priemerné denné prírastky živej hmotnosti za celé pasienkové obdobie. Pri nedostatočne zvládnutom prechode zvieratá dosiahli za pasienkové obdobie priemerný denný prírastok živej hmotnosti 293 g. Rast zvierat vyjadrovala kvadratická funkcia so štatisticky významným koeficientom determinácie (R^2) 0,9983. V prechodnom období s postupným poklesom zimnej krmnej dávky boli zistené priemerné denné prírastky 534 g. Pre rast zvierat v tomto pokuse sme vypočítali lineárnu funkciu s koeficientom determinácie (R^2) 0,9799, ktorý bol štatisticky vysoko preukazný. Pokles prírastkov živej hmotnosti sa v prechodnom období zastavil už v druhom týždni pasenia. Prechodné obdobie realizované na pasienku by malo trvať 14 až 28 dní. Okrem postupného znižovania množstva kukuričnej siláže sa nám osvedčilo aj prikrmovanie zvierat jačmennou slamou. V pasienkovom chove býčkov považujeme za dostatočné priemerné denné prírastky živej hmotnosti 500 g, získané len z pasienkového porastu, ktoré zabezpečujú zdravý vývoj silného a odolného jedinca schopného dosahovať v nasledujúcom maštalnom chove vysoké denné prírastky živej hmotnosti.

pasenie; pasenie býčkov; prechodné obdobie; rast býčkov

Jedným z hlavných predpokladov dosiahnutia dobrých výsledkov v pastevnom chove je zvládnutie plynulého prechodu zvierat zo zimnej krmnej dávky na letnú. Vzhľadom na to, že reálna situácia v praxi v tejto oblasti nie je uspokojujúca, zamerali sme sa v našej práci na sledovanie zmien niektorých ukazovateľov vyvolaných rôznymi spôsobmi prechodu býčkov na pašu.

Za najúčinnjší spôsob prechodu na pasenie považujú Kolář a Braun (1975) postupné predlžovanie času pasenia zvierat plne nasýtených bežnou krmnou dávkou. Prechodné obdobie by podľa nich nemalo byť kratšie než sedem dní. Význam prechodného obdobia zvierat na pašu dokumentuje Šinkovic (1977) na dvoch stádach jalovíc. Stádo zvierat, ktoré bolo pripravené na prechod, dosiahlo na konci pasienkovej sezóny priemerný denný prírastok 733 g, kým zvieratá vyhnané na pašu bez prípravy iba 300 g.

MATERIÁL A METÓDA

Do pokusov sme zaradili zvieratá pinzgauského plemena a jeho krížence s maximálnym 37,5% podielom zošľachtujúceho mliekového plemena. Rozdiel medzi najťažším a najľahším zvieraťom v stáde bol 60 kg. Dynamiku rastu zvierat v prechodnom období sme sledovali individuálnym vážením zvierat v týždňových intervaloch jeden mesiac od začiatku pasenia. V ďalšom období sme vážili jedenkrát mesačne celé stádo. Z týchto podkladov sme vypočítali lineárne a kvadratické funkcie pre rast pasených zvierat. Prechod zvierat sme uskutočnili vzhľadom k existujúcim podmienkam priamo na pasienku bez navykania na pohyb a na celodenný a celosezónny pobyt v oplôtkoch v extrémnej horskej oblasti. Spásané boli prírodné porasty v minulosti nevyužívané, lokalizované v členitom teréne s maximálnou svahovitosťou v oplôtkoch od 15 do 32 % v nadmorskej výške 440 až 550 metrov.

Spotreba krmív na jeden kŕmny deň v období prechodu na pasenie je podľa jednotlivých pokusov uvedená v tab. I.

Zvieratá boli prikrmované iba v prechodnom období, ktoré trvalo štyri týždne. V prvom a druhom pokuse dostávali k pastevnému porastu iba rôzne množstvá tvarovaného krmiva, ktoré bolo aj súčasťou kŕmnej dávky v zimnom období. Zvieratá sme prikrmovali v prvom pokuse po večernej perióde pasenia, v druhom pokuse polovičným množstvom granúl po rannej perióde a druhou polovicou denného množstva granúl po večernej perióde pasenia.

V treťom a štvrtom pokuse sme pristúpili k postupnému znižovaniu pôvodnej kŕmnej dávky a zvieratá boli prikrmované po rannej a večernej perióde pasenia polovičnou dávkou krmív. Seno zo zimnej kŕmnej dávky sme v čase prechodu nahradili jačmennou slamou. Priemerné zloženie granulovaných krmív vo všetkých pokusoch bolo: 50 % jačmennej slamy, 30 % jačmenného šrotu, 10 % pšeničných otrúb, 8 % melasy, 2 % MKP-3.

I. Spotreba krmív na jeden kŕmny deň v prvých týždňoch pri prechode zvierat na pašu (v kg) – Feed consumption per feeding day in the first weeks after the transfer of animals to pasture (kg)

Krmivo ¹	I. pokus ⁵				II. pokus				III. pokus				IV. pokus			
	týždeň ⁶				týždeň				týždeň				týždeň			
	1.	2.	3.	4.	1.	2.	3.	4.	1.	2.	3.	4.	1.	2.	3.	4.
Kukurica siláž ²	-	-	-	-	-	-	-	-	3	2	1	1	3	2	-	-
Tvarované krmivo ³	3,5	3,5	2,5	2,0	3,0	2,5	2,0	2,0	4	4	3	3	1,2	1,2	2,5	2,5
Jačmenná slama ⁴	-	-	-	-	-	-	-	-	1	1	-	-	1	1	-	-

¹feed, ²corn silage, ³pelleted feed, ⁴barley straw, ⁵trial, ⁶week

VÝSLEDKY A DISKUSIA

Základnú variačno-štatistickú charakteristiku priemernej živej hmotnosti pasených zvierat na začiatku a konci pasienkovej sezóny uvádzame v tab. II. Priemerná hmotnosť býčkov na začiatku pokusov sa pohybovala v jednotlivých stádach v rozpätí od 186,74 do 244,81 kg.

Najvyšší denný prírastok živej hmotnosti (534 g) dosiahli zvieratá v treťom pokuse, najnižší (293 g) zvieratá v prvom pokuse. Prírastky živej hmotnosti boli hlavne v prvých dvoch pokusoch ovplyvnené spôsobom prechodu býčkov na pasienok a nemôžeme ich považovať za optimálne.

Toto konštatovanie je zhodné so závermi autorov L a b u d a a kol. (1982), D v o n č a (1986) a ďalších, ktorí sú toho názoru, že prírastky dosahované na paši sú oproti optimu asi o 20 až 30 % nižšie.

Na nízku intenzitu rastu pasených zvierat, u ktorých však môže dôjsť k následnej kompenzácii, upozorňujú tiež B e c k e n b a u e r et al. (1984), B a k e r et al. (1985) a iní. K ü n z i et al. (1988) a M i c h e l (1988) podotýkajú, že na pasienku

II. Živá hmotnosť býčkov na začiatku a na konci pokusu a priemerný denný prírastok počas pasienkovej sezóny – The live weight of bullocks at the beginning and end of the trial and average daily weight gain in the grazing season

Pokusné obdobie ¹	Počet zvierat ²	Živá hmotnosť ³				Priemerný denný prírastok ⁴ (kg)	
	<i>n</i>	$\bar{x}$	<i>s</i>	<i>s_x</i>	<i>v</i> %	sezóna ⁵	fázy sezóny ⁶
I.	92	1 - 244,81	28,46	3,35	11,62	0,293	a -0,552
		2 - 279,77	31,10	3,67	11,11		b 0,428
II.	85	1 - 219,49	24,43	2,73	11,13	0,432	a -0,766
		2 - 280,82	50,25	5,62	17,89		b 0,631
III.	58	1 - 207,12	25,29	3,32	12,21	0,534	a 0,161
		2 - 277,02	30,15	3,96	10,88		b 0,698
IV.	91	1 - 186,74	18,80	1,97	10,07	0,469	a 0,194
		2 - 250,05	26,32	2,76	10,53		b 0,501

1 - začiatok pasienkovej sezóny – beginning of grazing season

2 - koniec pasienkovej sezóny – end of grazing season

a - priemerný denný prírastok v období prechodu na pašu – average daily weight gain in the period of transfer to pasture

b - priemerný denný prírastok v období od konca prechodu do konca pastevnej sezóny – average daily weight gain from the end of the period of transfer to the end of grazing season

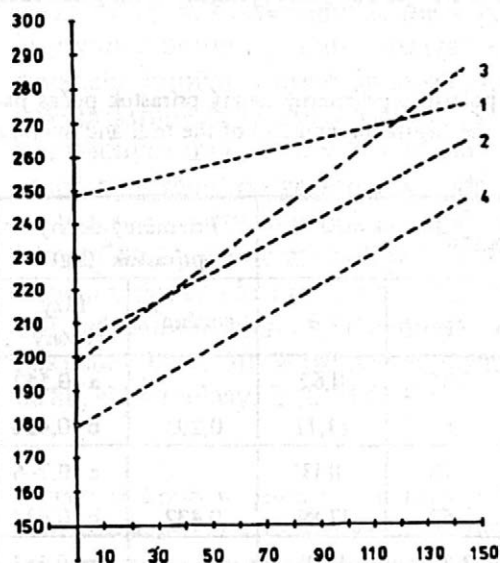
¹ experimentálny obdobia, ² počet zvierat, ³ živá hmotnosť, ⁴ priemerný denný prírastok, ⁵ sezóna,

⁶ etapa sezóny

odchovávaní býci sú vo Švajčiarsku na konci sezóny výhodne predávaní na ďalší, už intenzívny výkrm. Podľa autorov Wright et al. (1986) je pre výsledok pasienkového chovu dôležitá aj dosahovaná intenzita rastu pred pasením. Kaho a kol. (1988) pokladajú v našich podmienkach za optimálny prírastok pasených býčkov 500 g.

Na základe pravidelných vážení pasených zvierat môžeme bližšie zhodnotiť dynamiku ich rastu. Priebeh rastu je pomocou vypočítaných lineárnych a kvadratických funkcií znázornený na obr. 1 a 2.

Pre lineárne funkcie vyjadrujúce rast živej hmotnosti zvierat sme vypočítali aj test linearity. Z testu vyplynulo, že funkcie znázorňujúce rast v prvom a druhom pokuse nie sú platné. Potvrďuje to koeficient determinácie R^2 , ktorý je pre obe funkcie nízky, v prípade prvej funkcie dokonca štatisticky nepreukazný. V treťom a štvrtom pokuse majú funkcie vysoký koeficient determinácie (0,9799 a 0,9816), ktorý je v oboch prípadoch štatisticky vysoko preukazný.



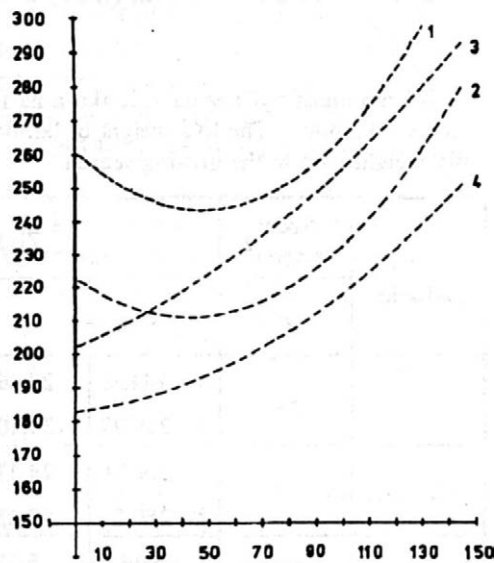
1. Lineárna závislosť rastu živej hmotnosti sledovaných býčkov v pokusoch 1 až 4; os x - dni, os y - živá hmotnosť (kg) – Linear dependence of the growth of live weight of experimental bullocks in trials 1 to 4; x-axis - days, y-axis - live weight

$$1 - y = 248,2939 + 0,1817 x, R^2 = 0,2643^*$$

$$2 - y = 203,8610 + 0,4146 x, R^2 = 0,6814^+$$

$$3 - y = 197,8816 + 0,6008 x, R^2 = 0,9799^{++}$$

$$4 - y = 178,9041 + 0,4695 x, R^2 = 0,9816^{++}$$



2. Kvadratická závislosť rastu živej hmotnosti býčkov v pokusoch 1 až 4; os x - dni, os y - živá hmotnosť (kg) – Quadratic dependence of the growth of live weight of bullocks in trials 1 to 4; x-axis - days, y-axis - live weight

$$1 - y = 261,5787 - 0,7596 x + 0,0079 x^2, R^2 = 0,9983^+$$

$$2 - y = 223,1877 - 0,5703 x + 0,0066 x^2, R^2 = 0,9494^+$$

$$3 - y = 201,9586 + 0,3449 x + 0,0019 x^2, R^2 = 0,9919^{++}$$

$$4 - y = 183,0628 + 0,8048 x + 0,0027 x^2, R^2 = 0,9922^+$$

Pri hodnotení rastu pasených zvierat pomocou kvadratických funkcií môžeme konštatovať, že priebeh kriviek v prvom a druhom pokuse je veľmi podobný. V oboch pokusoch došlo na začiatku sezóny k poklesu živej hmotnosti, ktorý sa podarilo zastaviť až v druhom mesiaci pasenia. Prejavilo sa to na celkovom výsledku pokusu. V ďalších dvoch pokusoch sa zmena spôsobu prikrmovania zvierat v období prechodu na pašu prejavila aj v minimálnom poklese intenzity rastu živej hmotnosti na začiatku sezóny, ktorý sa zastavil v prvom, prípadne druhom týždni pasenia. Priebeh rastu má tendenciu postupného narastania, čo dokazuje zvládnutie prechodu. Platnosť kriviek je zvýraznená vysokou štatistickou významnosťou a vysokými koeficientami determinácie. Rozdiely medzi jednotlivými spôsobmi prechodu zvierat na pašu dokumentuje aj strata živej hmotnosti oproti hmotnosti pri vyhnaní na pašu, ktorú mali zvieratá v prvom pokuse ešte v 51. dni a ktorá činila 18,5 kg, v druhom pokuse to bolo v 35. dni 26,12 kg, v treťom pokuse v 8. dni 6,16 kg a vo štvrtom pokuse v 15. dni 3,0 kg. Z uvedených údajov vidieť, že vplyvom nevhodne uskuťtočneného prechodu, pasené zvieratá ani v čase najvyššieho nárastu trávnej hmoty nie sú schopné produkovať prírastok živej hmotnosti.

Charakteristickým rysom všetkých pokusov bol intenzívny rast živej hmotnosti v druhej polovici pasienkovej sezóny vyjadrený priemernými dennými prírastkami vyššími ako 650 g na kus, trvajúci až do jej ukončenia, čo je čiastočne v rozpore s poklesom produkcie trávnej hmoty na konci pasienkovej sezóny. Tento fakt vysvetľujeme tým, že zvieratá v uvedenom období boli na pasienkový chov plne adaptované nielen z hľadiska výživárskeho, ale aj z hľadiska kondičného.

Výrazný je tiež nárast živej hmotnosti vo všetkých pokusoch vypočítaný odo dňa s najnižšou živou hmotnosťou do konca pasenia a vyjadrený priemerným denným prírastkom v rozpätí od 513 do 702 g.

Na základe uvedených výsledkov môžeme konštatovať, že úroveň prechodného obdobia zo zimnej kŕmnej dávky na pasienkový chov výrazne ovplyvňuje prírastky dosiahnuté na paši. Dôvodom sú nepriaznivé zmeny vo vnútornom prostredí organizmu pasených zvierat vyvolané zmenou kŕmnej dávky, ktorých úprava si vyžaduje určitú adaptačnú fázu. Prechodné obdobie realizované priamo na pasienku sa preto musí vyznačovať plynulým znižovaním zimnej kŕmnej dávky pri súčasnom spásaní trávnych porastov počas 14 až 28 dní. Takýto postup sa prejaví na priemerných denných prírastkoch a tým aj na ekonomike chovu a umožní to u zvierat udržať lineárnu funkciu rastu. Rozdiel v prírastkoch medzi skupinou s postupným a skupinou s náhlým prechodom môže totiž byť až 45 % (293 : 534).

V ďalšom období, na začiatku spásania druhého cyklu sa nám osvedčilo predkladať zvieratám jačmennú slamu. Nezanedbateľný vplyv na dosahované prírastky živej hmotnosti má aj zmena technológie chovu, zvlášť u tých zvierat, ktoré pochádzajú z vážnych ustajnení na pasienkový chov. Týmto zvieratám je potrebné pred vyhnaním poskytnúť možnosť na rozchodenie vo výbehu a neskôr aj na pasienku.

Za dostatočné považujeme v pasienkovom predvýkrme býčkov priemerné denné prírastky 500 g získané iba z prírodného trávneho porastu a pri vylúčení prípravného obdobia z hodnotenia priemerné denné prírastky 600 g.

Literatúra

- BAKER, R. D. - YOUNG, N. E. - LAWS, J. A.: Changes in the body composition of cattle exhibiting compensatory growth and the modifying effects of grazing management. *Anim. Prod.*, 41, 1985, s. 309-321.
- BECKENBAUER, M. A. - SCHWARZ, F. J. - KIRCHGESSNER, M.: Kompensatorisches Wachstum von Jungbullen bei der Mast mit Maissilage nach einer Energierestriktion im mittleren Mastbereich. *Bayer. landwirtsch. Jb.*, 61, 1984, s. 1075-1093.
- DVONČ, J.: Optimalizácia potreby krmív a živín pri odchove jalovíc na pastve. [Kandidátska dizertácia.] Nitra, 1986. 152 s. - Vysoká škola poľnohospodárska.
- KAHOUN, J. a kol.: Intenzifikace výroby jatečného skotu. Praha, SZN 1988, s. 255.
- KOLÁŘ, I. - BRAUN, B.: Výroba masa na pastvinách. *Met. Zavád. Výsl. Výzk. Praxe*, 1975, s. 32.
- KÜNZI, N. - LEUENBERGER, M. - MICHEL, A.: Die Alpung: Ein wichtiger Teil der schweizerischen Rindviehproduktion. *J. Anim. Breed. Genet.*, 105, 1988, s. 279-293.
- LABUDA, J. a kol.: Náučný slovník z výživy a kŕmenia hospodárskych zvierat. Bratislava, Príroda 1982, s. 368.
- MICHEL, A.: Einfluss von Aufzuchtintensität, Erstkalbealter und Alpung auf Wachstum und Milchleistung von Rindern unterschiedlicher Zuchtrichtung. [Dissertation.] Zürich 1988. 182 s.
- ŠINKOVIC, J.: Využívanie trávnych porastov pasiením. In: LICHNER a kol.: Lúky a pasienky. Bratislava, Príroda 1977, s. 419.
- WRIGHT, I. A. - RUSSEL, J. F. - HUNTER, E. A.: The effect of winter food level on compensatory growth of weaned suckled calves grazed at two sward heights. *Anim. Prod.*, 43, 1986, s. 211-233.

Došlo 14. 5. 1993

GALLO, M. - GALLO, J. - SOMMER, A. - FLAK, P (Research Institute of Animal Production, Nitra, Poprad station; Research Institute of Animal Production, Nitra):

The effect of nutrition in the period of diet change on live weight gains in grazing feeder bulls.

Živoč. Výr., 38, 1993 (10): 00-00.

The effect of different ways of supplemental feeding was investigated in four trials with grazing bullocks as exerted on live weight gains in the period of their transfer to pasture. The trials were performed with the animals of Pinzgau breed and its crossbreds with the maximum blood 37.5 percentage of an improving breed. Growth dynamics was followed by weighing the animals in weekly intervals starting a month after the beginning of grazing. In the following period, the whole herd was weighed once a month. These data were used to calculate linear and quadratic functions for the growth of grazing animals. The transfer of animals to pasture was straight without adaptation to exercise and stay in the pasture the whole day round. In the period of transfer which lasted four weeks, the animals in the first and second trials were administered various amounts of pelleted feeds which were part of the winter feed ration. In the first trials the animals received supplemental feed only after evening grazing, in the second trial they received a half of the amount of pellets after morning grazing and the other half after evening grazing.

In the third and fourth trial the original feed ration was gradually decreased. In the third trial the animals received corn silage and pelleted feed in decreasing amounts for

four weeks. In the fourth trial the decreasing amount of corn silage was fed for two weeks only while pelleted feed was administered four weeks.

The calculated linear growth functions were found not to hold good for the first and second trial and to have a low coefficient of determination, but a highly significant coefficient of determination for the third and fourth trial, which was statistically significant in both cases.

Quadratic functions of growth truly represent the growth curve in the first two trials. A decrease in live weight was typical of both trials, it stopped in the middle of the second grazing period and this influenced the overall result of the trial. In further two trials the change in the way of supplemental feeding in the period of transfer to pasture was observed as a minimum decrease in the growth rate of live weight at the beginning of the season, and this decrease stopped in the second week of grazing.

An intensive increase in live weight in the second half of the growing season was typical of all the trials: average daily weight gains were higher than 650 g/head, and this intensive growth lasted until the end of the grazing season.

The growth of live weight in all the trials calculated from the day with the lowest live weight recorded to the end of grazing was also intensive as documented by an average daily weight gain from 510 to 702 g.

The results of the period of transfer markedly influence the overall results of the grazing period. The reason is negative changes in the internal environment of the organisms of grazing animals due to a change in diet, and these changes require a certain period of adaptation. A shortening of this period will be reflected in the level of the reached average daily weight gains and through them in the economic aspects of bull management. A difference in weight gains between the group with gradual and straight transfer to pasture can make as much as 45 % (293 : 534).

The transfer of animals to grazing which is implemented straight in the pasture should be gradual with the fluent replacement possible of original feeds by new diet lasting 14 to 28 days. This will enable to maintain the linear growth function in feeder bulls.

grazing; grazing of bullocks; period of transfer; growth of bullocks

Kontaktná adresa:

Ing. Milan G a l l o , CSc., Výskumný ústav živočíšnej výroby Nitra, pracovisko Poprad,
Partizánska 690, 058 01 Poprad

INZERCE

Redakce časopisu nabízí tuzemským i zahraničním firmám možnost inzerce na stránkách časopisu ŽIVOČIŠNÁ VÝROBA. Prostřednictvím inzerátů uveřejňovaných v našem časopise budou o Vašich výrobcích informováni pracovníci z výzkumu a provozu u nás i v zahraničí.

Bližší informace získáte na adrese:

Redakce časopisu ŽIVOČIŠNÁ VÝROBA
k rukám ing. M. Černé, CSc.
Ústav zemědělských a potravinářských informací
Slezská 7
120 56 P r a h a 2

ÚČINOK SKRMOVANIA SUŠENÉHO PREPELIČIEHO TRUSU PRI DVOCH ÚROVNIACH DUSÍKATÝCH LÁTOK V KRÉMNEJ ZMESI U JAPONSKÝCH PREPELÍC*

V. Chrappa, V. Sabo, K. Boďa

Ústav biochémie a genetiky živočíchov SAV, Ivanka pri Dunaji

Na japonských prepeličiach vo veku 5 až 26 týždňov sa skúmal účinok skrmovania sušeného prepeličieho trusu v krmných zmesiach s 20% a 25% obsahom N-látok na ich úžitkovosť. Skrmovanie prepeličieho trusu v krmnej zmesi znížilo znášku vajec o 4,7 % ($P > 0,05$) pri nižšom obsahu N-látok a o 11,1 % ($P < 0,01$) pri vyššom obsahu N-látok. Spotreba krmiva sa zvýšila o 10,8 % ($P < 0,01$) a konverzia sa zhoršila o 16,5 % ($P < 0,05$) pri nižšom obsahu a o 3,6 % ($P > 0,05$) a 21,9 % ($P < 0,01$) pri vyššom obsahu N-látok v krmnej zmesi. Spotreba samotnej jadrovej zmesi bola u oboch skupín s trusom v krmnej zmesi nižšia o 11,3 % a 17,1 % a konverzia lepšia o 9,1 % a 1,5 %. Produkcia čerstvého trusu bola u týchto skupín vyššia o 36,6 % a 28,9 %. Živá hmotnosť prepelíc sa skrmovaním trusu nezmenila, zvýšila sa však ich mortalita. Skrmovanie krmnej zmesi s vyšším obsahom N-látok (25 %) v porovnaní s nižším obsahom (20 %) neovplyvnilo výraznejšie úžitkovosť prepelíc. Možno konštatovať, že sušený prepeličí trus (20 %) možno skrmovať v krmnej zmesi s 20% obsahom dusíkatých látok bez signifikantného zníženia úžitkovosti japonských prepelíc.

japonská prepelica; kŕmenie; sušený trus; N-látky

Pri recyklizácii prepeličieho trusu skrmovaním v uzavretom ekosystéme je dôležité, okrem iného, charakterizovať krmnú zmes z hľadiska potreby dusíkatých látok.

Údaje o požiadavkách japonských prepelíc na obsah dusíkatých látok v krmnej zmesi počas znášky sa rôznia. Napr. V o g h t (1988) uvádza používanie krmných zmesí s obsahom dusíkatých látok 17 až 24 %, E r n s t (1978) doporučuje 17 %, V o h r a , B r a n d y s h (1971) a B a u m g a r t n e r (1990) 20 %, P e t e r a k o l. (1986) 23 %. C h r a p p a e t a l. (1991) uvádzajú na základe experimentálnych prác ako dostačujúci obsah 20 % N-látok v krmnej zmesi.

Sušený prepeličí trus obsahuje priemerne 50 až 55 % N-látok, z ktorých 47 až 64 % predstavuje kyselina močová nevyužiteľná prepelicami (W a r d e n , 1974). Podobné údaje uvádzajú i P e t e r a k o l. (1986).

V pokusoch na japonských prepeličiach (C h r a p p a e t a l., 1989), ktorým sa podával sušený prepeličí trus ako 20% alikvotná náhrada krmnej zmesi KR-1, sa

*Táto práca bola financovaná z SAV, grantový projekt č. 22/93.

znížila znáška. Ak sa tento trus v uvedenom podiele skrmoval ako súčasť izopro-
teínových a izoenergetických zmesí, nebol v úžitkovosti rozdiel (C h r a p p a ,
1991).

Cieľom pokusu bolo zistiť účinok skrmovania kŕmnych zmesí s rozdielnym obsa-
hom duskatých látok (20 % a 25 %), bez použitia i s použitím sušeného prepeli-
čieho trusu, na úžitkovosť japonských prepelíc.

MATERIÁL A METÓDA

K pokusu sa použili japonské prepelice vo veku päť týždňov, kŕmené počas
odchovu priemyselnou zmesou KR-1. Prepelice sa po označení krídelnými číslami
zvážili a rozdelili rovnomerne do štyroch skupín po 40 kohútikoch a 40 sliepočkách
(9. 8. 1990). Prepelice sa umiestnili do typizovaných znáškových klieťok (1 kohútik
a 1 sliepočka). Kŕmenie sa robilo sypkými kŕmnymi zmesami *ad libitum* podľa sché-
my uvedenej v tab. I.

I. Schéma pokusu – Scheme of experiment

Skupina ¹	Kŕmenie ²
I.	Kŕmna zmes s obsahom 20 % NL ³
II.	Kŕmna zmes s obsahom 20 % NL a 20 % trusu ⁴
III.	Kŕmna zmes s obsahom 25 % NL
IV.	Kŕmna zmes s obsahom 25 % NL a 20 % trusu

¹group, ²feeding, ³feed mix with 20 % of crude protein, ⁴feed mix with 20 % of crude protein and
20 % of manure

Zloženie kŕmnych zmesí je uvedené v tab. II. Sušený prepeličí trus mal nasle-
dovné zloženie (ÚKSÚP Bratislava): voda 7,11 %, N-látky (SNL) 20,0 %, tuk
2,15 %, popol 19,55 %, vlákna 7,44 %, vápnik 4,81 %, fosfor 1,9 %.

V priebehu pokusu sa sledovali: znáška, hmotnosť, kvalita a liahnivosť vajec,
absolútna i relatívna spotreba krmiva, produkcia čerstvého trusu, živá hmotnosť
a mortalita prepelíc a organoleptické vlastnosti mäsa a vajec.

Výsledky sa vyhodnotili Duncanovým testom.

VÝSLEDKY A DISKUSIA

Základné výsledky úžitkovosti sú uvedené v tab. III.

Prepelice kŕmené zmesou s 20% podielom sušeného prepeličieho trusu pri
nižšom obsahu N-látok (20 %) mali za celé pokusné obdobie (do veku 26 týždňov)
nesignifikantne nižšiu znášku o 4,7 % ($P > 0,05$), najmä v dôsledku nižšej znášky

II. Zloženie kŕmnych zmesí – Feed mix formulas

Komponent ¹ (%)	Skupina ¹⁷			
	I.	II.	III.	IV.
Sušený prepeličf trus ²	-	20,0	-	20,0
Sójový extrahovaný šrot ³	18,0	14,0	34,0	30,0
Kukurica ⁴	41,0	35,0	31,0	17,0
Pšenica ⁵	21,3	6,8	12,8	5,8
Olej (slnečnicový) ⁶	1,5	6,0	4,0	9,0
Rybacia múčka ⁷	7,0	7,0	7,0	7,0
Torula ⁸	2,0	2,0	2,0	2,0
Obilné klíčky ⁹	2,0	2,0	2,0	2,0
Soľ ¹⁰	0,2	0,2	0,2	0,2
Minerálna kŕmna prísada ¹¹ 2	1,0	1,0	1,0	1,0
Dicalciumfosfát ¹²	1,0	1,0	1,0	1,0
Kŕmny vápenec ¹³	4,0	4,0	4,0	4,0
Doplnok biofaktorov NP ^{x)}	1,0	1,0	1,0	1,0
Spolu ¹⁴	100,0	100,0	100,0	100,0
Obsah ¹⁵ (v g/kg):				
ME (MJ/kg)	11,75	11,73	11,69	11,70
N-látky ¹⁶ (Nx6,25)	201,2	201,0	249,0	250,7
LYZ	1,206	1,144	1,599	1,539
MET	0,394	0,376	0,462	0,443
CYS	0,328	0,261	0,407	0,344

^{x)}Doplnok biofaktorov NP: vitamín A 2 000 000 m.j., vitamín D₃ 200 000 m.j., vitamín K₃ 200 mg, vitamín E 3000 mg, vitamín B₁ 200 mg, vitamín B₂ 700 mg, vitamín B₆ 400 mg, vitamín B₁₂ 4 mg, niacín 1500 mg, biotín 15 mg, kyselina listová 50 mg, pantotenát vápenatý 1200 mg, cholin-chlorid 60 000 mg, metionín 60 000 mg, kurasan 12 500 mg, uhličitan manganatý 2000 mg, vehikulum ad 1 kg

^{x)}NP biofactor supplement: vitamin A 2,000,000 i.u., vitamin D₃ 200,000 i.u., vitamin K₃ 200 mg, vitamin E 3,000 mg, vitamin B₁ 200 mg, vitamin B₂ 700 mg, vitamin B₆ 400 mg, vitamin B₁₂ 4 mg, niacin 15 mg, biotin 15 mg, folic acid 50 mg, calcium panthothenate 1,200 mg, choline chloride 60,000 mg, methionine 60,000 mg, curasan 12,500 mg, manganese carbonate 2,000 g, vehicle ad 1 kg

¹ingredient, ²dried quail manure, ³soybean meal, ⁴corn, ⁵wheat, ⁶(sunflower) oil, ⁷fish meal, ⁸torula, ⁹grain germs, ¹⁰salt, ¹¹mineral feed supplement, ¹²dicalcium phosphate, ¹³fodder limestone, ¹⁴total, ¹⁵content, ¹⁶crude protein, ¹⁷group

III. Základné ukazovatele úžitkovosti prepelíc – Basic parameters of quail performance

Ukazovateľ ¹		Skupina ²⁰				I., III. = 100	
		I.	II.	III.	IV.	II.	IV.
Znáška vajec na prepelicu ²							
1. obdobie ³	ks	54,5	48,9 ⁺	52,2	47,6 ⁺⁺	89,7	91,2
2. obdobie	ks	59,4	59,7	60,9	52,9 ⁺⁺	100,5	86,9
Spolu ⁴	ks	113,9	108,6	113,1	100,5 ⁺⁺	95,3	88,9
	g	1265	1192	1269	1133 ⁺⁺	94,2	89,3
Hmotnosť vajca ⁵	g	11,1	11,0	11,3	11,3	99,1	100,0
Oploďnosť vajec ⁶	%	85,0	84,8	84,4	85,4	99,8	101,2
Liahňivosť naložených vajec ⁷	%	74,0	78,0	78,1	70,9	105,4	90,8
Liahňivosť oploďnených vajec ⁸	%	62,8	67,6	65,8	60,3	107,6	91,6
Krmivo/1 prepelica ⁹ :							
Spolu ⁴	g	2741	3038 ⁺⁺	2862	2965	110,8	103,6
Jadrová zmes ¹⁰	g	2741	2430	2862	2372	88,7	82,9
Krmivo/1 vajce ¹¹ :							
Spolu	g	24,3	28,3 ⁺	25,1	30,6 ⁺⁺	116,5	121,9
Jadrová zmes	g	24,3	22,6	25,1	24,5	93,0	97,6
Krmivo/kg vajec ¹² :							
Spolu	g	2228	2533	2253	2778 ⁺⁺	113,7	123,3
Jadrová zmes	g	2228	2026	2253	2222	90,9	98,5
Trus/1 prepelica ¹³	g	1645	2246	1799	2319	136,6	128,9
Trus/krmivo ¹⁴	g	0,60	0,74	0,63	0,78	-	-
Živá hmotnosť ¹⁵ :							
Kohútiky ¹⁶	g	132,1	130,7	129,1	123,3	98,9	95,5
Sliepočky ¹⁷	g	161,7	162,6	161,7	164,8	100,6	101,9
Priemer ¹⁸	g	146,9	146,7	145,4	144,1	99,9	99,1
Mortalita ¹⁹ :							
Kohútiky	%	15,0	10,0	7,5	25,0	-	-
Sliepočky	%	2,5	16,7	12,5	22,5	-	-
Priemer	%	8,8	12,5	15,7	23,8	-	-

Porovnanie skupín²¹ I : II a III : IV: ⁺ $P < 0,05$, ⁺⁺ $P < 0,01$

¹parameter, ²egg production per quail, ³period, ⁴total, ⁵egg weight, ⁶egg fertility, ⁷hatchability of set eggs, ⁸hatchability of fertilized eggs, ⁹feed/quail, ¹⁰concentrate mixture, ¹¹feed/egg, ¹²feed/kg of eggs, ¹³manure/quail, ¹⁴manure/feed, ¹⁵live weight, ¹⁶cockerels, ¹⁷pullets, ¹⁸average, ¹⁹mortality rate, ²⁰group, ²¹comparison of groups

v prvej polovici pokusu (o 10,3 %, $P < 0,05$), kým v druhej polovici bola znáška po adaptácii už rovnaká. Podobné konštatovanie možno urobiť i pri produkcii vajčnej hmoty. Pri zmesi s vyšším obsahom N-látok (25 %) sa skrmovaním trusu znáška vajíč signifikantne znížila v oboch častiach pokusu ($P < 0,01$). Priemerná hmotnosť vajíč sa výraznejšie nezmenila ($P > 0,05$).

Analýzou priemeru troch vzoriek vajíč sa zistili hodnoty uvedené v tab. IV. U prepelíc kŕmených zmesou s nižším obsahom N-látok a trusu bola znížená hmotnosť vajíč (o 5,5 %, $P < 0,05$) v dôsledku nižšej hmotnosti bielka (o 6,7 %) a žltka (o 7,6 %). Hmotnosť škrupiny bola čiastočne zvýšená (o 4,8 %). Ostatné ukazovatele v porovnaní s kontrolou neboli horšie. Skrmovanie trusu v zmesi s vyšším obsahom N-látok sa prejavilo v čiastočnom zvýšení hmotnosti bielka a znížení hmotnosti žltka. Index bielka bol nižší o 9,4 %. Zvýšila sa hmotnosť a podiel škrupiny a znížil sa index farby žltka.

IV. Kvalita vajíč – Egg quality

Ukazovateľ ¹		Skupina ¹¹				I., III. = 100	
		I.	II.	III.	IV.	II.	IV.
Hmotnosť vajíč ²	g	11,31	10,69 ⁺	11,37	11,49	94,5	101,1
Z toho ³ : bielok ⁴	g	5,67	5,29	5,87	5,82	93,3	99,1
žltok ⁵	g	4,19	3,87	4,04	4,03	92,4	99,8
škrupina ⁶	g	1,45	1,52	1,46	1,54	104,8	105,5
Podiel ⁷ : bielok	%	50,1	49,5	51,6	51,5	98,8	99,8
žltok	%	37,1	36,2	35,5	35,1	97,6	98,9
škrupina	%	12,9	14,3	12,8	13,4	110,9	104,7
Index tvaru ⁸		77,7	76,8	77,3	76,7	98,8	99,2
Index bielka ⁹		14,5	15,1	13,2	13,5	103,8	102,4
Farba žltka ¹⁰		5,01	5,13	5,09	4,69	102,4	92,1

Priemer troch analýz (po 50 ks vajíč)¹²

⁺ $P < 0,05$

¹parameter, ²egg weight, ³of this weight, ⁴albumen, ⁵yolk, ⁶shell, ⁷percentage, ⁸shape index, ⁹albumen index, ¹⁰yolk colour, ¹¹group, ¹²average of three analyses (50 eggs each)

Oplodnenie vajíč sa skrmovaním trusu nezmenilo, liahnutie vajíč sa nesignifikantne zvýšilo pri nižšom obsahu a znížilo pri vyššom obsahu N-látok v krmive ($P > 0,05$).

Skrmovanie trusu v zmesi s nižším obsahom N-látok zvýšilo spotrebu krmiva o 10,8 % ($P < 0,01$) a zhoršilo jeho využitie o 16,5 % ($P < 0,05$), pri zmesi s vyšším obsahom N-látok bolo zvýšenie spotreby krmiva len nesignifikantné (o 3,6 %, $P > 0,05$).

$P > 0,05$), avšak konverzia bola horšia o 21,9 % ($P < 0,01$). Ak by sa brala do úvahy len samotná jadrová zmes, tieto ukazovatele by boli lepšie u skupín, ktorým sa skrmovala zmes s trusom.

Prepelice kŕmené zmesou s trusom v porovnaní s prepelcami kŕmenými čistou zmesou vylúčili o 36,6 % a 28,9 % viac trusu, pri zhoršení pomeru trus : krmivo o 0,14 a 0,15.

Živá hmotnosť prepelíc sa skrmovaním trusu signifikantne neovplyvnila ($P > 0,05$).

Mortalita prepelíc kŕmených zmesou s trusom bola vyššia (12,5 % a 23,8 %) oproti kontrole (8,8 % a 15,7 %), pričom bola vyššia pri skrmovaní zmesi s vyšším obsahom N-látok.

Skrmovaním trusu sa nezistilo zhoršenie senzorických vlastností vareného mäsa prs a vajec (tab. V).

V. Senzorické vlastnosti mäsa a vajec – Sensory properties of meat and eggs

	Skupina ³	Ukazovateľ (body) ⁴				
		vôňa ⁵	chuť ⁶	šťavnatosť ⁷	jemnosť ⁸	spolu ⁹
Varené mäso prs ¹	I.	4,0	3,8	4,0	3,5	15,3
	II.	5,0	4,3	4,3	4,3	18,0
Varené vajcia ²	I.	4,5	4,8			9,3
	II.	4,5	4,5			9,0

¹boiled meat of breast, ²boiled egg, ³group, ⁴parameter (scores), ⁵aroma, ⁶flavor, ⁷juiciness, ⁸tenderness, ⁹total

Skrmovanie kŕmnej zmesi s vyšším obsahom N-látok (25 %) v porovnaní so zmesou s nižším obsahom N-látok (20 %) neovplyvnilo výraznejšie úžitkovosť prepelíc. Tieto výsledky sú v súlade s odporúčanými údajmi iných autorov (V o h r a , B r a n d y s h , 1971; V o g h t , 1988; B a u m g a r t n e r , 1990; C h r a p p a et al., 1991).

Na základe súhrnného zhodnotenia výsledkov sme konštatovali, že sušený prepelič trus (20 %) možno skrmovať v kŕmnej zmesi s obsahom 20 % dusíkatých látok bez signifikantného zníženia úžitkovosti japonských prepelíc.

Literatúra

BAUMGARTNER, J.: Prepelica japonská ako laboratórne zviera. Bratislava, Veda, Vydavateľstvo SAV 1990.

ERNST, R. A.: Japanese quail. Raising and Propagating Division of Agricultural Sciences, Univ. of California, 1978.

CHRAPPA, V. - SABO, V. - BOĎA, K.: Recyklizácia pometov v dvoch pokoleniach japonského peripela. Tezisy dokladov 22. soveščania postojanno dejstvujuščej rabočej grupy socialističeskich stran po kozmičeskoj biologii i medicine, Varna, 1989, s. 264.

CHRAPPA, V. - SABO, V. - BOĎA, K. - ÁBELOVÁ, H.: Feeding recycled manure in isoprotein and isoenergetic feed mashes to two generations of Japanese quail. In: BOĎA, K. (Ed.): Current trends in cosmic biology and medicine. Košice, May 1990, s. 301-305.

CHRAPPA, V. - SABO, V. - BOĎA, K. - ÁBELOVÁ, H. - STRÁŽNICKÁ, H.: Účinok rôzneho obsahu dusíkatých látok v kŕmnej zmesi na úžitkovosť japonských prepelíc počas znášky. Živoč. Výr., 36, 1991, s. 1065-1071.

PETER, V. a kol. Chov hydiny. Bratislava, Príroda 1986.

VOGHT, H.: Nutrient requirements for poultry. Recommendations in European Countries, 1988.

VOHRA, P. - BRANDYSH, T.: The effect of various levels of dietary protein on the growth and egg production of *Coturnix coturnix japonica*. Poult. Sci., 50, 1971, s. 1081.

WARDEN, W. K.: Dried poultry manure utilization. Poult. Dig., 33, 1974, s. 344-345.

Došlo 31. 5. 1993

CHRAPPA, V. - SABO, V. - BOĎA, K. (Institute of Animal Biochemistry and Genetics, Slovak Academy of Sciences, Ivanka pri Dunaji):

Feeding of dried quail manure at two levels of proteins in feed mix for Japanese quail. Živoč. Výr., 38, 1993 (10): 891-897.

In Japanese quail at the age of 5 to 26 weeks we tested the effects of dietary dried manure included in feed mixes with 20% and 25% crude protein contents as exerted on quail performance. Dietary quail manure decreased egg production by 4.7 % ($P > 0.05$) at the lower content of crude protein, and by 11.1 % ($P < 0.01$) at the higher content of crude protein. Feed consumption increased by 10.8 % ($P < 0.01$) and feed conversion was worse by 16.5 % ($P < 0.05$) at the lower content and by 3.6 % ($P > 0.05$) and 21.9 % ($P < 0.01$) at the higher content of dietary crude protein. The consumption of concentrate mixture was lower by 11.3 % and 17.1 %, respectively, in both groups with dietary manure, and feed conversion was better by 9.1 % and 1.5 %, resp. The production of fresh manure was higher by 36.6 % and 28.9 % in both groups. Feeding of dried manure did not influence the live weight of quail, but the mortality rate increased. In comparison with the group with the lower dietary content of crude protein (20 %), the administration of a feed mix with the higher content of crude protein (25 %) did not have any larger effects on quail performance. It can be concluded that it is possible to feed dried quail manure (20 %) in feed mix with the 20% content of crude nitrogen without a significant decrease in the performance of Japanese quail.

Japanese quail; feeding; dried manure; crude protein

Kontaktná adresa:

Ing. Vincent Chrappa, DrSc., Ústav biochémie a genetiky živočíchov SAV,
900 28 Ivanka pri Dunaji

INSTRUCTIONS FOR AUTHORS CONTRIBUTING TO THE SCIENTIFIC JOURNAL ŽIVOČIŠNÁ VÝROBA (ANIMAL PRODUCTION)

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

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

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

The paper extent shall not exceed ten typescript pages, including tables, figures and graphs.

Manuscript layout shall correspond to the State Standard ČSN 88 0220 (quarto, 30 lines per page, 60 strokes per line, double-spaced typescript). Tables, figures and photos shall be enclosed separately. The text must contain references to all these annexes.

The title of the paper shall not exceed 85 strokes. It is necessary to avoid in the title the usage of common expressions. Subtitles of the papers are not allowed either.

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

Longer summary is a basis of English translation, it should contain comments in extend about two typed pages on the results of the study, references to tables and figures, or to the most important literary citations. It may be submitted in English.

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

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

Only original method shall be described, in other cases it is sufficient enough to cite the author of the used method and to mention modifications of this method. This section shall also contain a description of experimental material.

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

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

The citations are arranged alphabetically according to the surname of the first author. References in the text to these citations comprise the author's name and year of publication. Only the papers cited in the text of the study shall be included in the list of references. All citations shall be referred to in the text of the paper.

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

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

ABUNDANCE A ICHTYOMASA DVOU SOUSEDNÍCH REGULOVANÝCH ÚSEKŮ PODHORSKÉHO POTOKA TROTINY

K. Lohniský

Muzeum východních Čech, Hradec Králové

Ve dvou různě regulovaných úsecích podhorského potoka Trotiny byla z úlovku elektrickým agregátem vypočtena abundance a ichtyomasa. Úseky jsou na konci extenzivně obhospodařovaného pstruhového potoka středního toku, odděleného od horní, intenzivně obhospodařované části stavidlem. Pod stavidlem je střední a dolní mimopstruhová voda bezbariérová, ryby z ramene Labe mohou do sledovaných úseků migrovat. V regulovaném přírodním jílono-písčitém korytu převládaly ze sedmi zjištěných druhů plevelné ryby: plotice obecná, jelec tloušť, hrouzek obecný a mřenka mramorovaná - tvořily 99,1 % abundance a 97,8 % ichtyomasy. Zbývajících 0,9 % abundance a 2,2 % ichtyomasy tvořil pstruh obecný potoční, lipan podhorský a úhoř říční. V dlážděném proti proudu ležícím úseku chyběl lipan, mřenka a úhoř, plevelné ryby tvořily 94,8 % abundance a 81,5 % ichtyomasy; zbývající podíl připadl na pstruha obecného potočního. Abundance v přírodním úseku 302 ryb/ha a ichtyomasa 58,91 kg/ha je nejnižší z podobných potoků. Hodnoty vypočtené v dlážděném úseku jsou velmi nízké (abundance 19 ryb/ha, ichtyomasa 2,63 kg/ha), činí pouze 6,3 % z abundance a 4,5 % z ichtyomasy vypočtené pro sousední přírodní úsek s jílono-písčitým korytem. Průměrná hmotnost jedné ryby v přírodním úseku byla 195,1 g, v dlážděném úseku 138,3 g.

abundance; ichtyomasa; pstruhový potok; plevelné ryby

Úpravy toků působí nepříznivě na původní populace ryb (Holčík, 1974; Lusk, 1974a). Nyní je v ČR upraveno přes 30 % toků s povodím větším než 5 km² a více než 60 % délky potoků menších (Lusk, 1991). K nepřímým nepříznivým vlivům patří likvidace původní diverzity koryta (členitosti dna, břehů a úkrytů), zmenšení hloubky a následné přehřívání až vyschnutí (Holčík, 1974; Lusk, 1974b). Přímě působí negativně zmenšení benthické potravní základny a zničení trdlišť litofilních, jikry ukrývajících ryb; tyto ekonomicky a sportovně nejcennější druhy jsou úpravami nejvíc postiženy (Holčík, 1974). Po úpravách klesne druhová diverzita ichtyocenóz, početnost a ichtyomasa a původní populace jsou likvidovány nebo zredukovány (Sedlář, Kyselovič, 1964; Holčík, 1974; Lusk, 1974b; Skácel, 1974). Nejnevhodnější pro ryby je zpevnění celého koryta kompaktními prefabrikáty a dlaždicemi (Poupě, 1983a, b). Stabilizace koryta lomovým kamenem, spárovaným cementovou maltou (dále jen „dlažba, dlaždění“), vede často k vyrybnění, např. v pramenných oblastech Jihlavy (Lusk,

1974a). Vlivem „dlažby“ koryta na společenstva s lososovitými rybami se zabývali další čeští a slovenští autoři (L u s k , Z a d r a ž í l e k , 1969; S e d l á r et al., 1976; L u s k , 1979, 1991; P o u p ě , 1980, 1981). Zjistili nižší abundanci a ichtyomasu v „dlážděných“ úsecích než v korytech přirozených nebo napřímených se zachovaným přírodním břehem i dnem, nepůvodních, přírodních.

POPIS LOKALIT

Trotina pramení 7 km západně od Dvora Králové n. L., 410 m n. m. Tok 25 km dlouhý leží většinou v nadmořské výšce 250 až 300 m, horních 11 km tvoří intenzívně obhospodařovaná (L u s k , 1971) pstruhová voda, končící 1 m vysokým přepadovým stavidlem. Pod ním 2 km po proudu, na konci extenzívně obhospodařované pstruhové vody leží 245 až 255 m n. m. sledované lokality. Jejich spád je 2,8 ‰, v klasifikaci autorů H o l č í k a H e n s e l (1972) jsou v zóně podhorského potoka, podle Starmacha v zóně parmy, či potoka v zóně parmy podle Hueta. Na ně navazuje mimopstruhová voda a celý střední a dolní tok pod stavidlem je bezbariérový. Jez není ani v ústí Trotiny (230 m n. m.) do ramena Labe; mezi ním mohou ryby migrovat 14 km i sledovanými lokalitami k stavidlu. Za nadprůměrných průtoků je voda zakalena jíllem z přepadu závlahové nádrže Vřeštov, vyústěného nad stavidlem. Nádrž byla vybudována při úpravách dolní a střední Trotiny, ukončených v roce 1957. Napřímený a zrychlený tok získal úpravou podhorský charakter, v letech 1957 až 1970 byl vysazován pstruh obecný potoční a lipan podhorní; roku 1980 bylo naposled prokázáno tření lipana na středním toku. V roce 1984 byly při údržbě koryta smýceny a zčásti zlikvidovány pobřežní olše, obnoven sklon břehů napřímeného koryta a vyrovnáno dno. Sledované lokality leží u obce Lužany:

Trotina A, 14 až 16 km od pramene (9 km na ústím), má jílovito-písčité koryto zahloubené 1 m pod úroveň terénu. Přírodní břehy ve sklonu 30° až 40° jsou zčásti porostlé olší (*Alnus* sp.), větve ojediněle zasahují nad hladinu a tvoří jediné úkryty pro ryby. Jílovito-písčité dno široké 4 až 4,5 m má v loveném 2 km dlouhém úseku tři šterkopískové mělčiny 3 až 5 m dlouhé, průměrná hloubka je 0,4 m (0,1 až 0,6 m). V době lovu je bez submersních porostů, v létě s trsy vodního moru (*Elodea canadensis*) a lakušníku (*Batrachium* sp.).

Sousední Trotina B, 13,5 až 14 km od pramene, je úsek 0,5 km v celém profilu koryta „dlážděný“ (neopracovaný kámen spárovaný cementovou maltou), zahloubený 1 m pod terén. Šířka dna je 4 m, v úrovni terénu 8 m, hloubka 0,2 až 0,3 m; úsek je loven celý. Most silnice (6 m široký) a na každém břehu cementová trubka vyústění melioračního sběrače v úrovni hladiny jsou jediné úkryty (pod trubkami bylo uloveno asi 60 % ryb).

^{x)} Elektrickým agregátem slovené ryby byly vysazeny do Labe 6 km jihovýchodně od Dvora Králové n. L., jehož místní organizaci Českého rybářského svazu a zejména panu P. Štůnovi děkujeme za umožnění práce. Z technických důvodů nemohl být lov opakován.

MATERIÁL A METODA

Živé ryby byly při hospodářském odlovu^{x)} jelce tloušť 27. 4. 1991 zváženy s přesností ± 1 g (v Trotině A byl použit průměr z náhodného vzorku 100 tloušťů). Abundance a ichtyomasa z tohoto úlovku přepočtená na 1 ha je přibližně o 30 % nižší než hodnoty skutečné (první lov elektřinou zachytí, v závislosti na podmínkách, kolem 70 % převážně větších ryb v populaci - Alabaster, Hyrtley, 1962; Vibert, 1967; Libosvářský, 1968; Chmielewski et al., 1973). Odhad populace nemohl být z uvedeného důvodu proveden opakovaným lovem a značkováním (Ricker, 1958; Le Cren, 1965; Libosvářský, 1968; Holčík, Hensel, 1972; Karlström, 1976; Holčík, Bastl, 1975). V tab. I a II jsou použity obvyklé symboly (Chapman, 1978).

VÝSLEDKY

V Trotině A s přírodním korytem bylo zjištěno sedm reofilních druhů, kromě plotice obecné (*Rutilus rutilus*) - tab. I. Jelec tloušť (*Leuciscus cephalus*) převažoval v abundanci (94,8 %) i v ichtyomase (96,5 %). Abundance ostatních druhů kolísala mezi 0,3 až 2,0 %, celkem tvořila 5,2 %. Význam sportovně a hospodářsky preferovaných ryb - pstruha obecného potočního (*Salmo trutta* m. *fario*), lipana podhorního (*Thymallus thymallus*) a úhoře říčního (*Anguilla anguilla*) byl nepatrný; na abundanci se podílely shodně 0,3 %. Jejich podíl na ichtyomase byl podobný (tab. I), u pstruha obecného potočního byl díky velké průměrné hmotnosti (478,5 g) významnější (18,5 %).

V Trotině B s kamennou „dlažbou“ nebyly uloveny tři reofilní druhy, jejichž abundance činila v Trotině A jen 0,3 až 1,0 %: lipan podhorní, mřenka mramorovaná (*Noemacheilus barbatulus*) a úhoř říční. Celková abundance byla jen 19 ryb na ha, což je jen 6,3 % z celkové abundance Trotiny A v přírodním korytu (tab. II). Nejhojnější byl rovněž jelec tloušť (63,2 %) a převažoval i v ichtyomase (67,4 %). Jeho průměrná hmotnost byla nižší než v Trotině B. Celková ichtyomasa byla také nízká, jen 4,5 % z ichtyomasy v Trotině A. Úměrně k menšímu významu jelce tloušť vzrostla abundance a ichtyomasa plotice obecné a hrouzka obecného (*Gobio gobio*); jejich průměrná hmotnost byla rovněž nižší než v přírodním korytu Trotiny A. Vzhledem k malému počtu ulovených ryb, menšímu než v Trotině A, značně vzrostl podíl jediného velkého (485 g) pstruha obecného potočního na 18,5 % z celkové ichtyomasy (tab. II).

DISKUSE

Údaje o abundanci a ichtyomase „dlážděných“ a přírodních úseků potoků srovnatelných s Trotinou se značně liší, různý je i podíl obou hodnot v „dlážděných“ korytech k hodnotám v přírodních úsecích téhož toku (tab. II). „Dlážděné“ úseky Petříkovického potoka („dlážděné“ byly jen břehy - Poupě, 1980, 1983b) a Pekelského potoka (křovité vrby člení dno staré „dlažby“ - Poupě, 1981) jsou bližší

I. Abundance a ichtyomasa přepočtená na 1 ha v přírodním korytu Trotiny A a v „dlážděném“ korytu Trotiny B – Numerical density and biomass of fish per ha, calculated in a man-made sandy-clay stream bed of Trotina A and in the channel of Trotina B

	Trotina A			Trotina B		
	$\bar{w}$ (g)	N/ha	B kg/ha	$\bar{w}$ (g)	N/ha	B kg/ha
Pstruh obecný potoční <i>Salmo trutta m. fario</i>	478,5	1 (0,3 %)	0,478 (0,8 %)	485,0	1 (5,2 %)	0,485 (18,5 %)
Lipan podhorní <i>Thymallus thymallus</i>	255,0	1 (0,3 %)	0,255 (0,4 %)	-	-	-
Plotice obecná <i>Rutilus rutilus</i>	96,5	4 (1,3 %)	0,386 (0,7 %)	82,0	3 (15,8 %)	0,246 (9,3 %)
Jelec tloušť <i>Leuciscus cephalus</i>	198,7	286 (94,8 %)	56,828 (96,5 %)	147,5	12 (63,2 %)	1,770 (67,4 %)
Hrouzek obecný <i>Gobio gobio</i>	48,5	6 (2,0 %)	0,291 (0,5 %)	42,5	3 (15,8 %)	0,127 (4,8 %)
Hřenka mramorovaná <i>Noemacheilus barbatulus</i>	27,5	3 (0,1 %)	0,082 (0,1 %)	-	-	-
Úhor říční <i>Anguilla anguilla</i>	590,0	1 (0,3 %)	0,590 (1,0 %)	-	-	-
Celkem Total	-	302 (100 %)	58,910 (100 %)	-	19 (100 %)	2,628 (100 %)

Zkratky v tab. I a II: $\bar{w}$ (g) - průměrná hmotnost 1 ryby v g; N/ha - abundance, přepočtený počet ryb/ha; B kg/ha - ichtyomasa přepočtená v kg na ha.

Abbreviations used in Tabs. I and II: $\bar{w}$ (g) - mean weight of 1 fish in g; N/ha - abundance, calculated density per hectare; B kg/ha - calculated biomass in kg per hectare.

II. Abundance a ichtyomasa přepočtená na 1 ha v přírodních a v kamenem dlážděných úsecích potoků – Numerical density and biomass of fish calculated per ha, in the stream beds of natural character and in channels

Lokalita (autor) Locality (Author)	Přírodní úseky – Natural beds			Dlážděné úseky – Channels		
	$\bar{w}$ (g)	N/ha	B kg/ha	$\bar{w}$ (g)	N/ha (in % of natural beds)	B kg/ha (in % of natural beds)
Petřkovický (Poupě, 1980, 1983a)	16,0	29 300	469,00	7,0 ^{x)}	26 883 (91,7 %) ^{x)}	188,18 (40,1 %) ^{x)}
Barchánecký (Poupě, 1983)	17,2	15 798	271,40	1,7	12 566 (79,5 %)	216,50 (79,8 %)
Pekelský (Poupě, 1981)	65,1 ^{xx)}	16 482 ^{xx)}	1074,19 ^{xx)}	67,3	6 925 (42,0 %)	466,20 (43,4 %)
Brodec (Poupě, 1980)	-	-	-	172,7	126 -	21,86 -
Bebrava ^{x)} (Sedlár et al., 1976)	182,7	4 250	116,44	17,2	3 571 (84,0 %)	61,78 (7,9 %)
Trotina (Lohniský)	195,1	302	58,91	138,3	19 (6,3 %)	2,63 (4,5 %)

Vysvětlivky k tab. II: x) dno přírodní, jen břehy dlážděné; xx) stará regulace koryta dlažbou, z dlážděného dna rostou křovité vrby; +) údaje jen o populaci pstruha obecného potočního (v procentech z přírodních úseků) - procento z abundance a ichtyomasy v přírodním úseku, v přírodním úseku N/ha = 100 %, B kg/ha = 100 %.

Comments to Tab. II: x) channelized stream bed with natural bottom, the dams in the side channelized only; xx) old channelization of the stream bed, wild bush growing in the bottom; +) the data only on brown trout population is given; (in % of natural beds) - percentage of population density and biomass, calculated per hectare in natural beds, in natural beds N/ha = 100 %, B kg/ha = 100 %.

přírodním poměrům než Trotina B; v obou potocích dosahuje ichtyomasa 40,1 % a 43,4 % z hodnoty zjištěné v přírodním korytu (tab. II). Ještě vyšší procento zjistil P o u p ě (1983) v „dlážděném“ úseku Barcháneckého potoka - průměrná hmotnost byla desetkrát nižší než v přírodním korytě. V „dlážděném“ Trotině B je ichtyomasa absolutně i v procentu hodnoty z přírodního koryta Trotiny A nejnižší ze srovnávaných toků. Nízká ichtyomasa v Trotině B odpovídá vztahu mezi úseky přírodními a úseky regulovanými dlaždicemi, způsobem pro ryby podobně nepříznivým jako „dlažba“. P o u p ě (1983) zjistil v potocích regulovaných dlaždicemi ichtyomasa 14 až 21 kg/ha, pokud byly sousední úseky dobře zarybněné; v sousedství málo zarybněných úseků byla ichtyomasa v úsecích s dlaždicemi podstatně nižší.

Absolutně nejvyšší abundance byla v Petřkovickém potoce (P o u p ě, 1980, 1983b) s přírodním dnem, rozdíl v procentech mezi abundancí přirozeného úseku a úseku s „dlážděnými“ břehy je nejmenší. Vysoká byla abundance v „dlážděném“ úseku Barcháneckého potoka, jen o 20 % nižší než v přírodním korytě (tab. II). Střední byla abundance v Pekelském potoce s „dlážděným“ korytem členěným keřovitými vrbami (P o u p ě, 1981) - v „dlážděném“ korytě činila téměř 60 % z abundance přírodního úseku. Údaje z Bebravy (S e d l á r et al., 1976) se týkají jen populace pstruha obecného potočního. V „dlážděném“ Trotině B je abundance nejnižší, dosahuje jen 6,3 % hodnoty zjištěné v přírodním úseku.

Ze srovnání s potoky podobnými Trotině vyplývá, že abundance a ichtyomasa „dlážděného“ úseku závisí na poměrech v sousedním přírodním korytu: jsou-li obě hodnoty v přírodním korytu vysoké, jsou poměrně vysoké i v „dlážděném“ úseku (40 % a více z hodnot v přírodním úseku). Čím menší jsou ryby v „dlážděném“ úseku (čím větší je rozdíl průměrné hmotnosti v přírodním a v „dlážděném“ úseku), tím menší je rozdíl v abundanci obou sousedních úseků.

Literatura

- ALABASTER, J. S. - HYRTLEY, W. C.: The efficiency of direct current electric fishing method in trout streams. *J. anim. Ecol.*, 31, 1962, s. 385-388.
- HOLČÍK, J.: Vodné stavby a ich vplyv na ryby a rybárstvo. In: Sbor. Ref. Semin. ichtyol. sekcie SZS Vodné stavby a ryby, Patince, 12. - 14. IX. 1974, s. 3-24 (nepubl.).
- HOLČÍK, J. - BASTL, I.: K metodike stanovenia abundance a ichtyomasy rýb vo voľných vodách. *Biológia (Bratislava)*, 30, 1975, s. 117-128.
- HOLČÍK, J. - HENSEL, K.: Ichtyologická príručka. Bratislava, Obzor 1972. 217 s.
- CHAPMAN, D. W.: Production. In: BAGENAL, T.: Methods for assessment of fish production in freshwaters. IBS Handbook. 3. vyd. Oxford, London, Edinburgh, Malbourne, Blackwell Sci. Publ. 1978, s. 202-217.
- CHMIELEWSKI, A. - CUINAT, R. - DEMBINSKI, W. - LAMARQUE, P.: Investigations of a method for comparing the efficiency of electrical fishing machines. *Pol. Arch. Hydrob.*, 20, 1973, s. 319-340.
- KARLSTRÖM, O.: Quantitative methods in electrical fishing in Swedish salmon rivers. *Zoon*, 4, 1976, s. 53-63.
- LE CREN, E. D.: A note on the history of mark-recapture populations estimates. *J. anim. Ecol.*, 34, 1965, s. 453-454.
- LIBOSVÁRSKÝ, J.: Odhady populací v toku pomocí elektrolovu. *Vertebr. Zpr.*, 1968, č. 2, s. 3-10.

- LUSK, S.: Lovné pstruhové toky a jejich klasifikace. Ibid., 1971, č. 2, s. 72-76.
- LUSK, S.: Ichtyofauna Bílého potoka a Chojnice. Sbor. Přírodov. Klubu Západomor. Muz. Třebíč, 9, 1974a, s. 43-53.
- LUSK, S.: Regulace malých toků a jejich využití. In: Sbor. Ref. Sem. ichtyol. sekcie SZS Vodné stavby a ryby, Patince, 12. - 14. IX, 1974b, s. 36-42 (nepubl.).
- LUSK, S.: Ten years changes of the salmonid fish stocks in a reach of the Loučka stream. Folia zool. (Brno), 28, 1979, s. 43-54.
- LUSK, S.: Revitalizace vodních toků a ryby. Zprávy ÚSEB, 1991, s. 55-57.
- LUSK, S. - ZADRAŽÍLEK, P.: Contribution to the bionomics and production of the brown trout (*Salmo trutta m. fario* L.) in the Lušová brook. Folia zool. (Brno), 18, 1969, s. 381-402.
- POUPĚ, J.: Ekologické vyhodnocení vlastností toků se zvláštním zřetelem na ochranu rybářských zájmů při regulacích. Praha, ÚV ČRS 1980. 19 s. (nepubl.).
- POUPĚ, J.: Vyhodnocení toků obhospodařovaných MO ČRS Trutnov. Praha, ÚV ČRS 1981. 5 s. (nepubl.).
- POUPĚ, J.: Hydrobiologický průzkum malých vodních toků v souvislosti s jejich úpravou v rámci meliorační výstavby. Praha, ÚV ČRS 1983a. 9 s. (nepubl.).
- POUPĚ, J.: Příspevek k poznání biomasy ryb na menších tocích. Živa, 1983b, s. 190.
- RICKER, W. E.: Handbook of computations for biological statistics of fish populations. Bull. Fish. Res. Bd. Canada, 119, 1958. 300 s.
- SEDLÁR, J. - KYSELOVIČ, J.: Príspevok k poznaniu vplyvu regulácie tokov na obsádku rýb. Poľnohospodárstvo, 10, 1964, s. 197-206.
- SEDLÁR, J. - STRÁŇAI, I. - MAKARA, O.: Štúdium vplyvu regulácie tokov na formovanie ichtyofauny. Ibid., 22, 1976, s. 444-456.
- SKÁCEL, L.: Vplyv stavieb a iných faktorov na vodné toky a ichtyofaunu. In: Sbor. Ref. Sem. ichtyol. sekcie SZS Vodné stavby a ryby, Patince, 12. - 14. IX. 1974, s. 25-35. (nepubl.).
- VIBERT, R.: Fishing with electricity, its application to biology and management. FAO. London and Tonbridge, Fishing News (Books) Ltd. 1967. 276 s.

Došlo 22. 2. 1993

LOHNISKÝ, K. (Museum of East Bohemia, Hradec Králové):

Population density and biomass of fish in two neighbouring man-made stream beds in the barbel zone of the stream Trotina.

Živoč. Vyr., 38, 1993 (10): 899-906.

Natural meanders in the middle and lower flow of the stream Trotina were replaced by man-made straightened and deepened artificial stretches in 1957. Since 1957 the man-made bed has obtained a barbel zone character, and brown trout and grayling were stocked. An overfall sluice 1 m high situated 11 km from the headspring divides the upper trout stream in intensive management and the lower barrierless flow, in which the migration of fish is possible between the sluice and the estuary into a branch of the Labe river. Our localities are situated downstream from the sluice at the end of trout stream in extensive management which continues with the lowest coarse fish water: Trotina A, a man-made artificial sandy-clay stream bed is 2 km long, 4 - 4.5 m wide and 0.1 - 0.6 m deep. The neighbouring, upstream situated, totally channelized bed (crude stones in cement mortar) of Trotina B is 0.5 km long, 4 m wide and 0.2 - 0.3 m deep. In 1991 a

220-volt shocker was used to reduce coarse fish in these localities. Population density and biomass of fish, both per hectare, based on this catch, are calculated. According to the published data, the first catch with electricity results in about 70 % of the population. This is the reason for a possible difference in the actual and calculated density of about 30 %. The difference in actual and calculated biomass is smaller due to higher catchability of larger fish. In Trotina A among 7 species the dominating chub (density 94 %, biomass 96.5 %) was caught. Calculated total density of 302 fish and total biomass of 58,91 kg, both per hectare, are the lowest according the published data. Among 4 species caught in the channel of Trotina B the chub (density 63.2 %, biomass 18.5 %) is also dominating. Calculated total density of 19 fish and total biomass of 2.628 kg, both per hectare, are very small. In both localities coarse fish is prevailing, in Trotina A reaching 99.1 % and in Trotina B 94.8 %, both in total density. In biomass the coarse fish in Trotina A is reaching 97.8 %, in Trotina B 81.5 %, both in total. In the channel of Trotina B the average weight of one fish is lower than in the sandy-clay stream bed of Trotina A. High weight of the only one brown trout caught in channel ($w = 485$ g) reduces the percentage of coarse fish biomass. In this channel of Trotina B the calculated total density and total biomass, both per hectare, are very small: the density is reaching 6.3 %, the biomass only 4.5 % of the values calculated in Trotina A.

population density; biomass; trout stream; coarse fish

Kontaktní adresa:

RNDr. Karel L o h n i s k ý, Muzeum východních Čech, přírodovědecké odd.,
Opletalova 334, 500 02 Hradec Králové

KALIBRACE A KONTROLA PŘESNOSTI STANOVENÍ POČTU SOMATICKÝCH BUNĚK V MLÉCE KRAV METODOU FOSSOMATIC

O. Hanuš, V. Genčurová, B. Gabriel, J. Kopecký, R. Jedelská

Výzkumný ústav pro chov skotu, Rapotín

Práce se zabývá problematikou shody stanovení počtu somatických buněk (PSB) v mléce syrovém a jemu odpovídajícím tepelně ošetřeném. Vzorky syrového (S) a pasterovaného (P) mléka byly měřeny nekonzervované (N) a konzervované $K_2Cr_2O_7$ (D) a bronopolem (BSMT) přístrojově (F, Fossomatic 90, Foss Electric, Dánsko) při různých hladinách diskriminace (DL) a také přímou mikroskopickou metodou (MM). Na všech použitých hladinách DL existují až na výjimky významné rozdíly ($P < 0,05$) mezi vzorky S a P; vzorky P vykazují vždy vyšší hodnoty. Při rostoucím DL klesaly registrované PSB ve vzorcích S převážně zřetelně a významně, ve vzorcích P pak převážně v menších hodnotách a nevýznamně. PSB vzorků P klesaly s rostoucí DL významně při podprahových hodnotách použitého přístroje F. Tyto skutečnosti platí obecně pro vzorky různě konzervované. Z výsledků je zřejmé, že tepelné denaturační efekty při pasteraci zvyšují barvitelnost buněčných jader, posunují rozložení buněčných impulsů, pravděpodobně zvyšují četnost a pozměňují i rozložení impulsů parazitních. Podle očekávání byl rozdíl v přímé mikroskopii mezi variantami S a P nepatrný ($P > 0,05$). Byl-li určen pro uvedené výsledky optimální práh podle MM a prahové křivky S, platí pro rovnici P zřetelná změna posunutí. Byl-li naopak práh vymezen podle křivky P, platí pro rovnici S zřetelná změna strmosti. Eventuální úprava DL podle vzorků P při rutinním měření vzorků S tedy není vhodná. Za správné lze považovat pouze vymezení, resp. eventuální úpravu DL podle výsledků MM ve vzorcích, které jsou měřeny rutinně. Ke kontrole stability kalibrace v čase bez cíle úpravy DL lze využít i opakovatelnosti měření v materiálu s pozměněným rozložením impulsů (tepelně ošetřené mléko).

mléko syrové; mléko pasterované; počet somatických buněk; přímá mikroskopická metoda; Fossomatic; impuls fluorescence; buněčný impuls; parazitní impuls; rozložení; prahová křivka; kalibrace

Přesnost stanovení počtu somatických buněk je vzhledem k významu tohoto ukazatele při zpeněžování mléka stále předmětem diskusí. Ukázalo se jako prakticky potřebné zabývat se problematikou shody stanovení počtu somatických buněk (PSB) v mléce syrovém a jemu odpovídajícím tepelně ošetřeném, neboť některé systémy používají mléko tepelně ošetřené ke kontrole přesnosti nastavení a práce přístrojů Fossomatic (např. Lintner et al., 1984; Szijarto, Barnum, 1984).

Otázka vhodně nastavené hladiny diskriminace (DL = práh) nebyla doposud v dostupné literatuře popsána.

LITERÁRNÍ PŘEHLED

Lintner et al. (1984) a Szijarto, Barnum (1984) popsali možnost dlouhodobé kontroly stability stanovení PSB přístrojem Fossomatic (F) prostřednictvím tepelně ošetřených vzorků mléka. Tyto pilotní vzorky použili ve třech, resp. čtyřech hladinách PSB - nízké, střední a vysoké. Při porovnání F s přímou mikroskopickou metodou (MM) stanovení PSB našli v těchto vzorcích převážně nevýznamně vyšší hodnoty pro F (Lintner et al., 1984). Spinell (cit. Ardö, 1982), Ardö (1982) a Miller et al. (1986) naznačili, že vyšší tepelné vlivy denaturují membrány a strukturu jaderné DNA buněk, čímž dojde ke zvýšení barvitelnosti buněk vlivem lepší penetrace barviva do buněk a intenzivnějšího vzniku komplexu DNA - etidiumbromid. Uvádějí proto, podobně jako Genčurová et al. (1993) a Hanuš et al. (1993), v tepelně ošetřených vzorcích mléka vyšší hodnoty PSB registrovaných metodou F než ve vzorcích syrového mléka. Podobné efekty menší intenzity lze pozorovat po přidávku některých konzervačních činidel k vzorku mléka, kdy je oproti nekonzervovaným vzorkům pozměněno frekvenční rozložení buněčných impulsů, popř. jsou zachyceny vyšší PSB (Grappin, Jeunet, 1974, 1975; Ardö, 1982; Hanuš et al., 1992). Např. Stretton a Manson (1973 - cit. Ardö, 1982) uvádějí, že primárním způsobem antibakteriální činnosti bronopolu je inhibice enzymů se skupinami SH lokalizovaných v buněčných membránách. Uváží-li se podobný efekt otevření membránových struktur pro somatické buňky, znamená to vyšší množství etidiumbromidu pronikajícího k DNA a tím silnější fluorescenční signál (Ardö, 1982). Grappin a Jeunet (1974) zaznamenali, že pokud jde o Fossomatic, kalibrace přístroje se provádí nastavením prahu rozlišování (hladiny diskriminace), tzn. určením prahu, pro nějž bude skutečná regresní rovnice blízka teoretické cejchovací rovnici (Grappin, 1985). V podstatě jde o optimalizaci odstínění parazitních impulsů od impulsů emitovaných buňkami. Použili dvou metod kalibrace: 1 - vytyčení prahové křivky s nálezem roviny (střed roviny = optimální práh) mezi úrovní šumů a buněk, 2 - srovnání s přímými mikroskopickými odečty PSB při různých hodnotách prahu a selekce optimálního prahu. Poněvadž roviny byly nezřetelně diferencovány, byla doporučena spíše metoda kalibrace ve vztahu k přímé mikroskopii (Grappin, Jeunet, 1975). Szijarto a Barnum (1984) uvádějí, že pro pravdivé srovnání výsledků by měly kontrolní vzorky obsahovat somatické buňky stejné velikosti a distribuce, jaké budou zjišťovány u pracovních vzorků. Z předcházejícího sdělení (Hanus et al., 1993) vyplynulo, že tepelné ošetření vedlo ke změně rozložení snímaných („nadprahových“) impulsů, takže byly získány významně odlišné prahové křivky pro vzorky syrového mléka a jim odpovídající vzorky mléka pasterovaného. Vzhledem k tomu, že na rozdíl od výsledků autorů Grappin a Jeunet (1974, 1975) nedošlo ke spojení křivek ani při nízkých hodnotách prahu ve vzorcích konzervovaných a nekonzervovaných, lze předpokládat, že pasterace pravděpodobně mění kromě frekvenčního rozložení buněčných

impulsů také distribuci šumových impulsů (parazitních). Odezva přístroje F v buněčné kvantitě při úpravě diskriminace tedy není adekvátní mezi identickými mléky syrovými a pasterovanými. Existuje trvale významně vyšší PSB identifikovaných v pasterovaném mléce oproti syrovému, přičemž tento rozdíl s rostoucí DL a nižšími registrovanými PSB vzrůstá progresivně. Ryšánek a Nytra (1990) uvádějí významné snížení PSB (F) v čase při uchování stabilizovaných ($K_2Cr_2O_7$) vzorků v laboratorní teplotě a významné zvýšení hodnot PSB vzorků stabilizovaných pouze chladem ve srovnání s čerstvým nekonzervovaným mlékem a stanovení přímou mikroskopickou metodou i ve srovnání se vzorky konzervovanými dvojchromanem. Ryšánek a Nytra (1988) našli významně nižší výsledky stanovení PSB na přístroji Fossomatic oproti mikroskopické metodě do osmého dne od odběru. Shodu metody F a přístroje Coulter Counter z hlediska absolutního ztotožnění PSB považují za vyloučenou, neboť v době po odběru probíhají v různě preparovaných vzorcích odlišné děje. Hoare et al. (1982) sledovali falešné zvýšení odečtů PSB na přístrojích Coulter Counter vlivem interference nebuněčných částic v závislosti na některých technologických efektech při získávání mléka. Na tyto efekty nebylo citlivé stanovení přístrojem F a rozdíl mezi CC a F klesal při zahřátí vzorků na teplotu 55 °C po dobu 15 min (počty CC klesly). Škarda et al. (1989) považují za nejvhodnější referenční metodu pro F přímou mikroskopii na filtru. Uvádějí, že u některých čtvrtvých vzorků mléka byly PSB pořízené na počítači typu Coulter Counter o 430 až 750 % vyšší než PSB zjištěné na F, a to v důsledku zahrnutí různých částic a cytoplazmatických fragmentů do počtu buněk. Blahová, Ryšánek (1984) a Vines et al. (1986), kteří se zabývali mezilaboratorním srovnáním stanovení PSB, poukazují na nutnost použití jednotných standardů ke kalibraci a kontrole přístrojových postupů. Tyto závěry jsou v souladu s výsledky, které publikovali Arndt et al. (1991). Tito autoři našli v kruhovém testu přístrojů Fossomatic ($n = 54$) značné rozdíly mezi některými laboratoři, resp. přístroji.

MATERIÁL A METODA

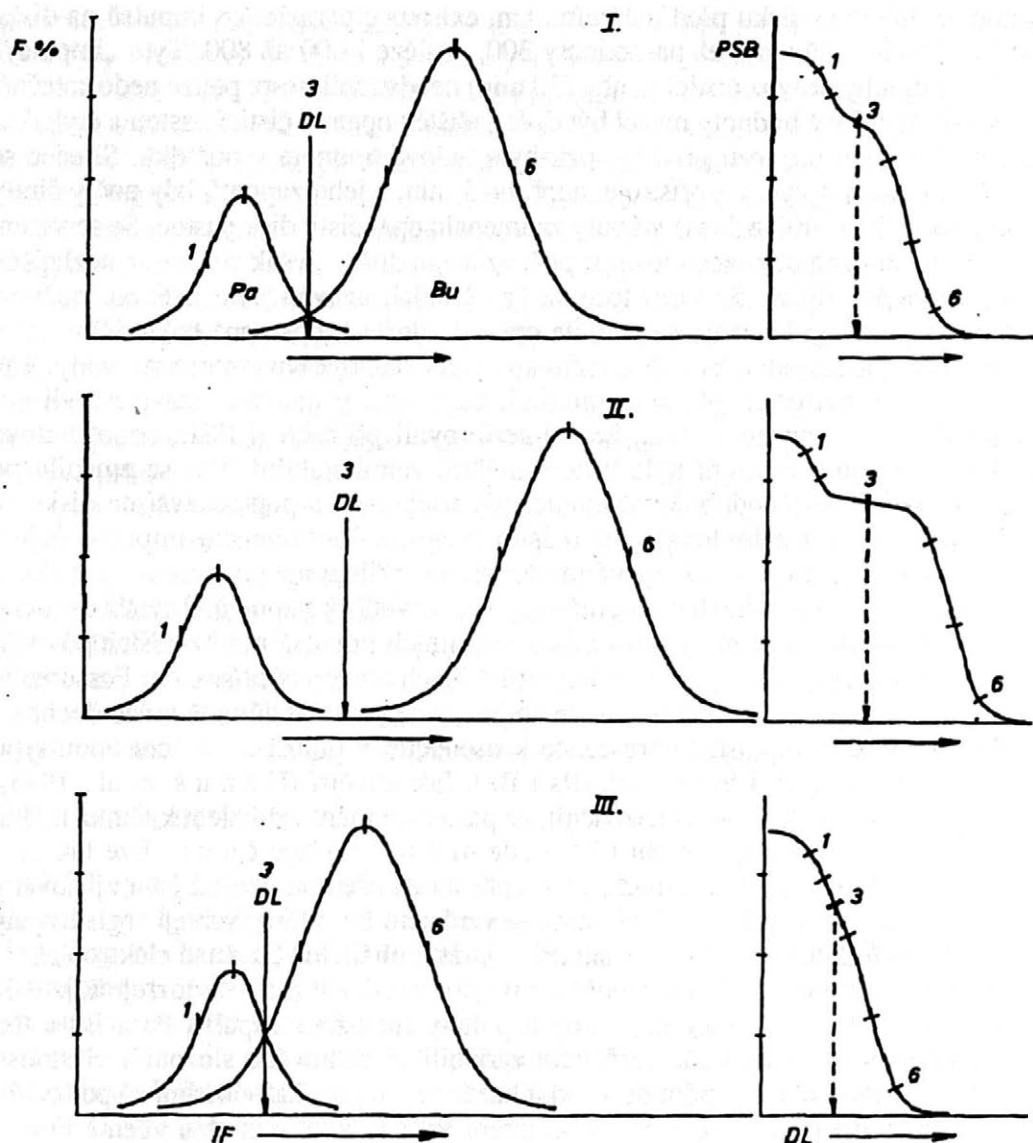
Byl proveden pokus spočívající v registraci PSB v kravském mléce přístrojem Fossomatic 90 (Foss Electric, Dánsko) při různých hladinách diskriminace (DL = 0,4; 1,0; 1,5; 2,0; 3,0; 4,0) v různě ošetřených identických vzorcích. Hodnoty prahu (DL) byly v nižších hodnotách zvoleny hustěji proto, že použitý přístroj Fossomatic má předpokládaný optimální práh diskriminace určený výrobcem (Foss Electric) pomocí přístroje kontrolovaného přímou mikroskopií v hodnotě 1,4. Nejnižší hladina DL = 0,4 byla ještě bez vlivu elektronického šumu. Při hladině 0,3 a silně při hladině 0,2 snímal přístroj jako impulsy šum vlastního elektronického systému. Byly použity bazénové vzorky mléka ($n = 10$), přičemž v některých byly hodnoty upraveny příměsí vyřazeného mléka s vyšším PSB. Tytéž vzorky byly použity ve dvou verzích: syrové (S) a pasterované (P - ohřev na 82 °C s dobou náběhu teploty cca 15 min). Vzorky S i P byly měřeny ve formě nekonzervované (N), konzervované tabletami s $K_2Cr_2O_7$ (Merck, SRN, D) v dávce 1,3 mg účinné látky na 1 ml mléka nebo tabletami s bronopolem (D & F Control System, Inc. - Broad

Spectrum Microtabs, USA; BSMT) v koncentraci v mléce 0,4 %. Po rozpuštění tablet byly vzorky až do měření uloženy při teplotě 4 °C. Měření byly 24 hodin po odběru. Příprava před měřením odpovídala postupu podle ON 57 0532. Vzorky byly postupně, v závislosti na rychlosti měření vkládány do vodní lázně o teplotě 45 °C. Teploty 40 °C dosáhly cca po 13 minutách, přičemž byly po šetrném míchání měřeny všechny duplicitně 25 ± 1 min po vložení do vodní lázně o teplotě 41 °C. Takto byl eliminován možný vliv různého ošetření vzorků před měřením na přesnost dosažených výsledků (G e n ě u r o v á et al., 1993). Přístroj byl před měřením kontrolován na správnost funkcí postupem, který popisují H a n u š et al. (1993). V obou verzích vzorků (S i P) konzervovaných $K_2Cr_2O_7$ byl také vyšetřen PSB metodou přímé mikroskopie (MM) referenčním postupem podle ON 57 0532. Statistické vyhodnocení a testování bylo provedeno v původních hodnotách PSB (tis./ml; $\bar{x}_a$), ale také v logaritmicky transformovaných PSB, z jejichž průměrů byly vyčísleny geometrické průměry ($\bar{x}_g$). A l i , S h o o k (1980) a S h o o k (1982) vysvětlili výhody logaritmické transformace PSB při jejich interpretaci, z nichž podstatné je přiblížení se normálnímu frekvenčnímu rozložení údajů o PSB a zvýšení citlivosti testování statistických hypotéz. Vyplyvá to z vlastností PSB, kdy při onemocnění vemene vzrůstá jeho hodnota přibližně geometrickou řadou a výsledky vykazují tzv. lognormální frekvenční distribuci především u vzorků čtvrtěových a individuálních, někdy však, při hromadném zhoršení zdravotního stavu vemen krav, i u bazénových. Také A r n d t et al. (1991) z důvodu normalizace rozložení výsledků PSB i chyb z vlivů v kruhovém testu použili transformaci dat formou odmocniny.

VÝSLEDKY A DISKUSE

Jak již bylo uvedeno, jde při kalibraci Fossomaticu o optimální nastavení prahu (DL) tak, aby bylo dosaženo dobré shody postupu přístrojového (F) a referenčního (MM), kdy docílená regresní přímka se maximálně přiblíží teoretické ideální kalibrační přímce (G r a p p i n , J e u n e t , 1974; G r a p p i n , 1985). Pro Fossomatic jde o odstínění šumových impulsů (nebuněčných) od buněčných pomocí DL. G r a p p i n a J e u n e t (1974) předpokládají, že šumové impulsy mají relativně slabou hladinu amplitudy oproti impulsům buněčným. Šum lze rozdělit na dva typy: 1 - vlastní šum elektronického systému o relativně malé amplitudě, 2 - parazitní nebuněčné impulsy. I když reakce DNA - etidiumbromid je specifická, je nesporné, že parazitní nebuněčné impulsy nejrozličnějšího původu se při měření vyskytují, např. mohou pocházet z některých bakterií obsažených v mléce. Typickým parazitním impulsem je např. po zapnutí přístroje před měřením vzorků zachycovaný impuls z fluoreskující skvrny zaschlých chemikálií pracovních roztoků z kapky ulpívající na spodním okraji disku po vypnutí Fossomaticu. Tuto skvrnu, resp. zpravidla nadprahový parazitní impuls je nutné před vlastním měřením odstranit delším provozem čistící rotující houby. Z uvedených skutečností je zřejmé, že nejen komplex etidiumbromid - DNA a nejen somatické buňky mohou vyslat během měření fluorescenční impulsy. Vlastní zkušenost v jednom případě ukázala závadu měření PSB na Fossomaticu následujícího charakteru: řadu dní po sobě jdoucích prudce vzrůstala

„nulová“ hodnota disku před měřením, tzn. existence parazitních impulsů na disku „nebuněčného“ původu, až na hodnoty 300, posléze i 600 až 800. Tyto „impulsy“ však ani dlouhý provoz čistící houby (30 min) neodstraní, resp. pouze nedostatečně. K dosažení nulové hodnoty musel být disk dočištěn opatrně čistící pastou a etylalkoholem. Po dobu provozu přístroje pak byla nulová hodnota v pořádku. Situace se porušila ihned po vypnutí přístroje, např. na 5 min, a jeho zapnutí, kdy počty činily opět např. 200 až 400 a dosažení nuly znamenalo opět čistit disk pastou. Se servisem byla konzultována dokonce možnost poškozeného disku, avšak situace se nezlepšila ani po výměně disku. Servisní technik fy. Scanlab uzavřel jako jedinou možnost problémů roztoky. Ukázalo se pak, že opravdu došlo k postupné bakteriální kolonizaci dočišťovací jednotky deionizační aparatury na přípravu laboratorní vody. Tak byli ve všech roztocích přítomni mikrobi, kteří však v nativním stavu nebyli etidymbromidem barvitelní, tzn., že neinterferovali při měření PSB, neboť nulová hodnota po jejím dosažení byla během měření velmi stabilní. Vše se změnilo po vypnutí, kdy pravděpodobně pseudomonády uschnuvší a popraskavší na disku se staly barvitelnými a imitovaly při dalším provozu fluorescence impulsy. Jejich obrvení (bičinky) by rovněž vysvětlovalo silnou přilnavost po vyschnutí k disku přístroje. Výměna použité laboratorní vody rychle vedla k nápravě. Rovněž uvedený případ naznačuje cesty možného vzniku parazitních impulsů nejrozličnějších původů. Pravděpodobné poměry mezi typy impulsů a jejich registrací přístrojem Fossomatic jsou teoreticky naznačeny na obr. 1. Je zřejmé, že z různých důvodů může docházet z hlediska výšky impulsů fluorescence k oscilacím v poloze rozložení obou typů impulsů – parazitních i buněčných (Pa i Bu). Jak dřívější (H a n u š et al., 1993), tak i nynější výsledky (tab. I) naznačují, že pasterace mění vzhledem k témuž mléku syrovému rozložení impulsů Bu i Pa a zde možná i zvyšuje četnost. Lze tak usuzovat proto, že na všech úrovních DL a způsobech ošetření vzorků jsou zjišťovány vyšší PSB pro vzorky P než S, přičemž se vzrůstem DL klesá rychleji registrovaný PSB u vzorků S než u vzorků P a ani při nejnižší použitelné DL (nad elektronickým šumem) nejsou zaznamenány stejné „PSB“ pro vzorky P a S. Samozřejmě je dále pravděpodobné, že kolísání amplitudy a polohy rozložení impulsů Pa a Bu a tím jejich vzájemné polohy bude vzrůstat s variabilitou celkového složení a vlastností mléka, tzn. zpravidla ve směru od vzorků bazénových přes individuální až po čtvrťové. Tímto směrem také klesá přesnost určení PSB každou metodou včetně Fossomaticu. Podle autorů E m a n u e l s o n , W e v e r (1989), W e v e r , E m a n u e l s o n (1989), M i l l e r et al. (1991), D o h o o et al. (1981) a N e w b o u l d (1975, 1978 - cit. D o h o o et al., 1981), H o a r e et al. (1980) nebo S h e l d r a k e et al. (1977) dochází zvláště při mastitidě ke zřetelným změnám poměrů při diferenciaci celkového PSB mléka podle objemu buněk, nebo na neutrofily a ostatní leukocyty, popř. epitelie a dále na monocyty, lymfocyty a granulocyty. Z tohoto faktu je zřejmé, že difference v buněčné, ale především jaderné struktuře a velikosti, které mezi jednotlivými skupinami existují, mohou být právě dalším zdrojem kolísání polohy a tvaru rozložení buněčných impulsů z hlediska výšky impulsu fluorescence. Cílem kalibrace je tedy za této komplikované situace vymezit optimální polohu DL (obr. 1, bod 3). G r a p p i n a J e u n e t (1974,



1. Možné oscilace vzájemné polohy rozložení parazitních a buněčných impulsů (vlevo) a z nich odvozené „prahové křivky“ počtu somatických buněk (PSB; tis./ml) (vpravo) podle různé polohy hladiny diskriminace (DL = práh) pro metodu Fossomatic; I. = výhodná, II. = ideální, III. = praktická figura; F = frekvence, IF = výška impulsu fluorescence, 3 = optimální práh, 1 - 6 = libovolné prahové polohy – Possible oscillations of the mutual location of distribution of parasitic (Pa) and cell (Bu) impulses (left) and the derived „threshold curve“ of the somatic cell count (PSB; thous./ml) (right) according to the different location of discrimination level (DL = threshold) for the method Fossomatic; I. = advantageous, II. = ideal, III. = practical figure; F = frequency, IF = height of fluorescence impulse, 3 = optimal threshold, 1 - 6 = arbitrary threshold locations

I. Výsledky registrace počtu somatických buněk (PSB; tis./ml) ve vzorcích mléka ($n=10$) syrového (S) a pasterovaného (P) při různých hodnotách diskriminace (DL) na přístroji Fossomatic 24 hodin po odběru při uložení při teplotě 4 °C – Results of registration of somatic cell count (PSB; thousand/ml) in samples ($n=10$) of raw (S) and pasteurized (P) milk with different values of discrimination (DL) on the device Fossomatic 24 hours after collection, preserved at a temperature of 4 °C

DL		PSB S; $\bar{x} \pm s_{\bar{x}}$	N Di; t	PSB P; $\bar{x} \pm s_{\bar{x}}$	PSB S; $\bar{x} \pm s_{\bar{x}}$	D Di; t	PSB P; $\bar{x} \pm s_{\bar{x}}$	PSB S; $\bar{x} \pm s_{\bar{x}}$	BSMT Di; t	PSB P; $\bar{x} \pm s_{\bar{x}}$
0,4		350 $\pm$ 66	13 ⁿ ; 2,25	395 $\pm$ 79	376 $\pm$ 73	6 [*] ; 2,36	400 $\pm$ 78	382 $\pm$ 78	7 [*] ; 2,44	410 $\pm$ 76
	Di; t	-9 [*] ; 2,26		-5 ⁿ ; 1,81	-10 [*] ; 2,92		-8 [*] ; 2,57	-10 [*] ; 2,96		-9 ^{**} ; 4,21
1,0		317 $\pm$ 54	19 [*] ; 2,34	376 $\pm$ 72	340 $\pm$ 67	9 ^{**} ; 4,21	369 $\pm$ 68	344 $\pm$ 66	8 ^{***} ; 5,98	373 $\pm$ 70
	Di; t	-1 ⁿ ; 0,67		-7 ^{**} ; 3,69	-4 ⁿ ; 2,13		-5 [*] ; 2,33	-3 [*] ; 2,62		-5 ^{***} ; 6,76
1,5		313 $\pm$ 53	12 ⁿ ; 1,63	351 $\pm$ 68	328 $\pm$ 67	7 ^{**} ; 3,63	352 $\pm$ 68	333 $\pm$ 66	6 ^{**} ; 4,05	353 $\pm$ 69
	Di; t	-7 [*] ; 2,65		-1 ⁿ ; 0,50	-2 ⁿ ; 0,63		-1 ⁿ ; 0,68	-5 [*] ; 2,37		+2 ⁿ ; 1,10
2,0		291 $\pm$ 50	20 [*] ; 2,26	349 $\pm$ 69	322 $\pm$ 60	8 [*] ; 2,69	348 $\pm$ 67	315 $\pm$ 62	14 ^{**} ; 4,32	359 $\pm$ 71
	Di; t	-11 [*] ; 2,65		-1 ⁿ ; 0,71	-4 ⁿ ; 1,27		0 ⁿ ; 0,12	-3 ⁿ ; 1,28		-5 ⁿ ; 1,99
3,0		258 $\pm$ 40	34 [*] ; 2,64	347 $\pm$ 69	309 $\pm$ 62	12 ^{**} ; 4,51	347 $\pm$ 64	307 $\pm$ 63	11 ^{**} ; 4,05	342 $\pm$ 66
	Di; t	-15 ^{**} ; 4,26		-2 ⁿ ; 1,0	-13 ^{**} ; 3,32		-2 ⁿ ; 0,17	-19 [*] ; 3,24		-1 ⁿ ; 0,63
4,0		219 $\pm$ 34	55 ^{**} ; 3,65	339 $\pm$ 64	270 $\pm$ 53	26 ^{**} ; 4,74	340 $\pm$ 68	249 $\pm$ 47	36 ^{**} ; 3,83	339 $\pm$ 69

Pro tab. I až VI a obr. 1 až 5:

$\bar{x}$ = aritmetický průměr, $s_{\bar{x}}$ = střední chyba průměru, Di = diference (%), t = testovací kritérium, N = nekonzervované vzorky, D = vzorky konzervované K₂Cr₂O₇, BSMT - vzorky konzervované bronopolem; * = $P < 0,05$; ** = $P < 0,01$; *** = $P < 0,001$; n = nevýznamné

For Tabs. I - VI and Figs. 1 - 5: $\bar{x}$ = arithmetical mean, $s_{\bar{x}}$ = mean error of average, Di = difference (%), t = test criterion, N = non-preserved samples, D = samples preserved by means of K₂Cr₂O₇, BSMT = samples preserved by means of bronopol; * = $P < 0,05$; ** = $P < 0,01$; *** = $P < 0,001$; n = non-significant

II. Významnost diferencí ($D_i = \%$) mezi různě konzervovanými vzorky ($n = 10$) syrového (S) a pasterovaného (P) mléka v počtu registrovaných somatických buněk při různých hladinách diskriminace (DL) – Significance of differences ($D_i = \%$) between differently preserved samples ($n = 10$) of raw (S) and pasteurized (P) milk in the registered somatic cell count with different discrimination level (DL)

DL	S; $D_i = \%$; t			P; $D_i = \%$; t		
	D - N	BSMT - N	BSMT - D	D - N	BSMT - N	BSMT - D
0,4	7 ⁿ ; 1,27	9 ⁿ ; 1,55	2 ⁿ ; 0,80	1 ⁿ ; 0,98	4 [*] ; 2,47	3 ⁿ ; 1,70
1,0	7 ⁿ ; 1,12	9 ⁿ ; 1,34	1 ⁿ ; 0,67	-2 ⁿ ; 1,06	-1 ⁿ ; 0,83	1 ⁿ ; 1,00
1,5	5 ⁿ ; 0,70	6 ⁿ ; 0,89	2 ⁿ ; 0,51	0 ⁿ ; 0,13	1 ⁿ ; 0,43	0 ⁿ ; 0,16
2,0	11 ⁿ ; 1,84	8 ⁿ ; 1,29	-2 ⁿ ; 1,85	0 ⁿ ; 0,31	3 ⁿ ; 2,24	3 ⁿ ; 1,93
3,0	20 ⁿ ; 1,82	19 ⁿ ; 1,64	-1 ⁿ ; 0,45	0 ⁿ ; 0	1 ⁿ ; 0,73	-1 ⁿ ; 0,57
4,0	23 ⁿ ; 2,19	14 ⁿ ; 1,87	-8 [*] ; 2,37	0 ⁿ ; 0,31	0 ⁿ ; 0,07	0 ⁿ ; 0,52

1975) hledali střed roviny na prahové křivce (obr. 1, II, bod 3) odvozené z rozložení impulsů skutečných vzorků mléka jako optimální polohu DL. Protože rovinu nenacházeli zřetelně diferencovánu (obr. 1, I, bod 3), doporučili srovnání na MM. Je pravděpodobné, že za nejvýstižnější v praktických podmínkách lze považovat rozložení impulsů č. III = praktické (obr. 1), tzn., že i při optimální poloze DL, odpovídající MM, vždy existuje stav, kdy část buněčných impulsů je odfiltrována jako šum, zatímco naopak část šumových impulsů je zahrnuta do buněčné kvantity. Je třeba uvést, že zobrazení (obr. 1) neodpovídá zcela přesně realitě, neboť existuje pravděpodobně i malá část parazitních impulsů s vyšší hodnotou výšky impulsu fluorescence, než jakou obrázek připouští. Také frekvenční rozdělení výšky impulsů fluorescence jako funkce velikosti a barvitelnosti jádra buněk se může poněkud odlišovat od normálního. Nicméně znázornění může vyhovovat pro naznačený účel.

Výsledky pokusu jsou shrnuty v tab. I až IV. Použité vzorky pokrývaly v PSB rozpětí od 112 do 721 tis./ml s průměry $\bar{x}_a \pm s_x = 329 \pm 212$ a $\bar{x}_g = 274$ tis./ml při běžně používané DL = 1,4. Z hlediska základního složení byly obsahy tuku $4,07 \pm 0,29 \%$, bílkovin $3,53 \pm 0,14 \%$ a laktózy $4,78 \pm 0,09 \%$. Nalezené tendence (tab. I a III) potvrzují předcházející výsledky (Genčurová et al., 1993; Hanuš et al., 1993): na všech použitých hladinách diskriminace existují, až na výjimky, významné rozdíly mezi vzorky syrovými a pasterovanými, přičemž vzorky P vykazují vždy vyšší hodnoty. Zatímco při rostoucí DL klesaly odečty PSB ve vzorcích S převážně zřetelně a významně, ve vzorcích P klesaly převážně v menších hodnotách a nevýznamně; PSB pasterovaného mléka klesaly s rostoucí DL významně pouze při podprahových hodnotách použitého přístroje. V této studii bylo prokázáno, že zjištěné trendy platí obecně pro různé způsoby ošetření vzorků mléka z hlediska konzervace (N, D, BSMT). Dále je patrné (tab. II a IV), že při všech DL byly zjištěny větší, ale převážně nevýznamné ($P > 0,05$) rozdíly uvnitř vzorků S mezi D a N nebo BSMT a N, přičemž hodnoty vzorků konzervovaných jsou vyšší než N.

III. Výsledky registrace počtu somatických buněk (PSB; tis./ml) ve vzorcích mléka ($n=10$) při různých hodnotách diskriminace (DL) na přístroji Fossomatic 24 hodin po odběru při uložení při teplotě 4 °C – Results of registration of somatic cell count (PSB; thousand/ml) in samples ($n=10$) with different discrimination values (DL) on the device Fossomatic 24 hours after collection, preserved at a temperature of 4 °C

DL		PSB S; $\bar{x}_g$	N Di; t	PSB P; $\bar{x}_g$	PSB S; $\bar{x}_g$	D Di; t	PSB P; $\bar{x}_g$	PSB S; $\bar{x}_g$	BSMT Di; t	PSB P; $\bar{x}_g$
0,4		298	10 ^{**} ; 3,56	329	318	6 ⁿ ; 2,17	336	320	9 [*] ; 2,96	350
	Di; t	-7 [*] ; 2,99		-3 ⁿ ; 1,15	-10 ^{**} ; 4,04		-6 [*] ; 2,58	-9 ^{**} ; 4,68		-9 ^{***} ; 5,78
1,0		276	16 [*] ; 2,59	320	285	11 ^{***} ; 5,52	316	292	9 ^{***} ; 6,21	318
	Di; t	-1 ⁿ ; 0,52		-8 ^{**} ; 3,85	-4 [*] ; 2,57		-6 [*] ; 2,66	-5 ^{***} ; 7,69		-6 ^{***} ; 5,57
1,5		272	9 ⁿ ; 1,87	296	273	9 ^{**} ; 4,13	297	278	7 ^{***} ; 5,53	298
	Di; t	-7 [*] ; 3,00		-1 ⁿ ; 0,72	1 ⁿ ; 0,30		-1 ⁿ ; 0,15	-5 [*] ; 2,47		1 ⁿ ; 0,58
2,0		254	15 [*] ; 3,15	293	275	7 [*] ; 3,16	293	265	14 ^{***} ; 6,08	301
	Di; t	-10 [*] ; 2,96		0 ⁿ ; 0,24	-6 [*] ; 2,26		1 ⁿ ; 0,54	-4 [*] ; 2,33		-4 ⁿ ; 1,59
3,0		228	28 ^{**} ; 4,64	292	258	15 ^{**} ; 4,23	297	255	14 ^{***} ; 6,83	290
	Di; t	-14 ^{***} ; 4,96		-1 ⁿ ; 0,68	-13 ^{***} ; 6,17		-4 ⁿ ; 1,13	16 ^{***} ; 7,37		-3 ⁿ ; 1,20
4,0		196	47 ^{***} ; 7,92	288	225	27 ^{***} ; 11,49	286	213	32 ^{***} ; 9,72	282

$\bar{x}_g$ = geometrický průměr – geometrical mean

IV. Významnost diferencí ($D_i = \%$) mezi různě konzervovanými vzorky ($n = 10$) syrového (S) a pasterovaného (P) mléka v počtu registrovaných somatických buněk při různých hladinách diskriminace (DL) – Significance of differences ($D_i = \%$) between differently preserved samples ($n = 10$) of raw (S) and pasteurized (P) milk in registered somatic cell count with different discrimination levels (DL)

DL	S; $D_i = \%, t$			P; $D_i = \%, t$		
	D - N	BSMT - N	BSMT - D	D - N	BSMT - N	BSMT - D
0,4	7 ⁿ ; 1,80	7 ⁿ ; 1,96	1 ⁿ ; 0,16	2 ⁿ ; 1,03	6 ^{**} ; 3,27	4 ⁿ ; 2,24
1,0	3 ⁿ ; 0,85	6 ⁿ ; 1,38	2 ⁿ ; 1,43	-1 ⁿ ; 0,64	-1 ⁿ ; 0,56	1 ⁿ ; 0,51
1,5	0 ⁿ ; 0,06	2 ⁿ ; 0,37	2 ⁿ ; 0,79	0 ⁿ ; 0,17	1 ⁿ ; 0,39	0 ⁿ ; 0,07
2,0	8 ⁿ ; 2,21	4 ⁿ ; 1,12	-4 [*] ; 2,46	0 ⁿ ; 0,11	3 ⁿ ; 1,57	3 ⁿ ; 1,35
3,0	13 [*] ; 2,23	12 ⁿ ; 1,84	-1 ⁿ ; 0,55	2 ⁿ ; 0,78	-1 ⁿ ; 0,35	-2 ⁿ ; 0,75
4,0	15 [*] ; 2,50	9 ⁿ ; 1,75	-5 [*] ; 2,32	-1 ⁿ ; 1,03	-2 ^{**} ; 3,27	-1 ⁿ ; 2,23

V. Porovnání přímé mikroskopické metody (MM) při stanovení počtu somatických buněk (PSB; tis./ml) ve vzorcích ($n = 10$) syrového (S) a pasterovaného (P) mléka – Comparison of the direct microscopical method (MM) in assessing somatic cell count (PSB; thousand/ML) in samples ($n = 10$) of raw (S) and pasteurized (P) milk

MM	PSB		
	S	P	$D_i = \%, t$
$\bar{x}_s \pm s_x$	342 $\pm$ 68	341 $\pm$ 67	0,3 ⁿ ; 0,349
$\bar{x}_g$	287	287	0 ⁿ ; 0,005

Rozdíly uvnitř S mezi BSMT a D, jakož i mezi všemi konzervacemi uvnitř vzorků P byly malé a převážně nevýznamné ($P > 0,05$).

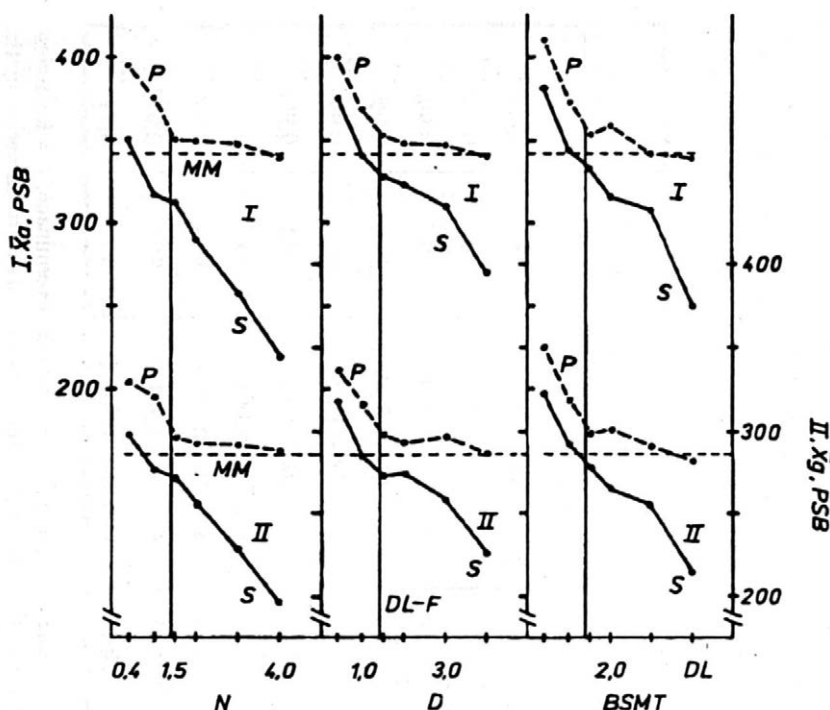
Ačkoliv jak norma ON 57 0532, tak firemní materiály FOSS ELECTRIC předpokládají k vyšetření přímou mikroskopií (MM) pouze vzorky syrové, byly tyto výsledky konfrontovány s hodnotami vzorků pasterovaných (tab. V). Jak bylo dříve očekáváno (H a n u š et al. 1993), mezi stanovením PSB ve vzorcích S a P postupem MM existuje nepatrný, nevýznamný ($P > 0,05$), prakticky zanedbatelný rozdíl. Obr. 2 reprodukuje získané prahové křivky PSB. Je evidentní, že pokles registrovaných PSB s vzrůstem DL je plynulý u vzorků S a roviny oddělující impulsy parazitní od buněčných v oblasti očekávaného prahu jsou v souladu s výsledky prací autorů G r a p p i n a J e u n e t (1974, 1975) jen nevýrazně diferencovány; lépe snad u vzorků N a částečně D, méně u BSMT. Naopak u vzorků P, zhruba do oblasti běžně používaného prahu DL = 1,4, je patrný zřetelný pokles křivek. Pak následuje zlom, po kterém je další pokles s rostoucím DL nepatrný. Naznačuje to především změnu rozložení buněčných impulsů pasterací a protože byly registrované PSB

VI. Významnost diferencí, lineární regrese a těsnost vztahu mezi přímým mikroskopickým (MM) určením počtu somatických buněk (PSB, tis./ml) a metodou Fossomatic (F) při různých hladinách diskriminace (DL) ve výsledcích přímo měřených (M), resp. korigovaných (K) podle průběhu získaných prahových křivek (obr. 2; D; I) ve vzorcích syrového (S) a pasterovaného (P) mléka – Significance of differences, linear regression and closeness of the relationship between the direct microscopical method (MM) of assessing somatic cell count (PSB, thousand/ml) and the method Fossomatic (F) with different discrimination levels (DL) in results measured directly (M), resp. corrected (K) according to the course of threshold curves obtained (Fig. 2; D; I) in samples of raw (S) and pasteurized (P) milk

Pořadové číslo ¹	Metoda ²	Výsledky ³	Vzorky ⁴	PSB $\bar{x} \pm s_{\bar{x}}$	PSB; Di k MM $\bar{x}_d \pm s_d$	Lineární regrese ⁵ k MM	$R^2 = \%$	r
1	MM	M	S	342 ± 68		$y = 0 + 1 x^{(a)}$		
2	F; DL = 1,00	M	S	340 ± 67	2 ⁿ ± 22	$y = 2,20 + 0,999 x$	98,9	0,995 ^{***}
3	F; DL = 0,98	K	S	341 ± 68	1 ⁿ ± 22	$y = 2,12 + 0,995 x$	98,9	0,995 ^{***}
4	F; DL = 1,00	M	P	369 ± 68	-27 ^{***} ± 18	$y = -23,18 + 0,988 x$	99,3	0,996 ^{***}
5	F; DL = 0,98	K	P	370 ± 69	-28 ^{***} ± 18	$y = -23,15 + 0,985 x$	99,3	0,996 ^{***}
6	F; DL = 1,40	K	S	329 ± 67	13 ⁿ ± 21	$y = 11,28 + 1,004 x$	99,0	0,995 ^{***}
7	F; DL = 1,40	K	P	356 ± 69	-14 [*] ± 15	$y = -9,02 + 0,986 x$	99,5	0,998 ^{***}
8	F; DL = 4,00	M	P	341 ± 67	1 ⁿ ± 16	$y = 0,75 + 1,001 x$	99,5	0,997 ^{***}
9	F; DL = 3,90	K	P	341 ± 68	1 ⁿ ± 16	$y = 1,03 + 0,998 x$	99,4	0,997 ^{***}
10	F; DL = 4,00	M	S	270 ± 53	72 ^{***} ± 47	$y = 0,98 + 1,261 x$	99,4	0,997 ^{***}
11	F; DL = 3,90	K	S	274 ± 54	68 ^{**} ± 45	$y = 0,95 + 1,242 x$	99,4	0,997 ^{***}

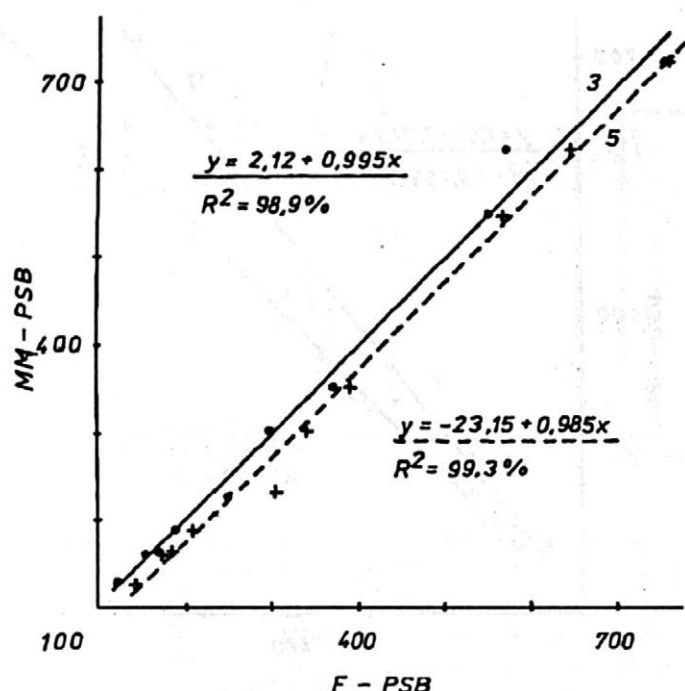
Di = difference v tis./ml; $\bar{x}_d$ = průměrná difference; s_d = směrodatná odchylka průměrné difference; R^2 = koeficient determinace; r = koeficient korelace; a = ideální teoretická cejchovací rovnice – Di = difference in thousand/ml; $\bar{x}_d$ = average difference; s_d = standard deviation of the average difference; R^2 = coefficient of determination; r = coefficient of correlation; a = ideal theoretical calibration equation

¹ordinal number, ²method, ³results, ⁴samples, ⁵linear regression



2. Prahové křivky pro počet somatických buněk mléka (PSB; tis./ml) různě konzervovaných vzorků syrového (S) a pasterovaného (P) mléka; každý bod je průměr (aritmetický = $\bar{x}_a$, I; geometrický = $\bar{x}_g$, II) z 20 měření 10 vzorků mléka; DL = hladina diskriminace, MM = mikroskopická metoda, DL - F = práh použitého přístroje Fossomatic – Threshold curves for somatic cell count (PSB; thous./ml) of differently preserved samples of raw (S) and pasteurized (P) milk; each point is a mean (arithmetical = $\bar{x}_a$, I; geometrical = $\bar{x}_g$, II) of 20 measurements of 10 milk samples; DL = discrimination level, MM = microscopical method, DL - F = threshold of the device Fossomatic used

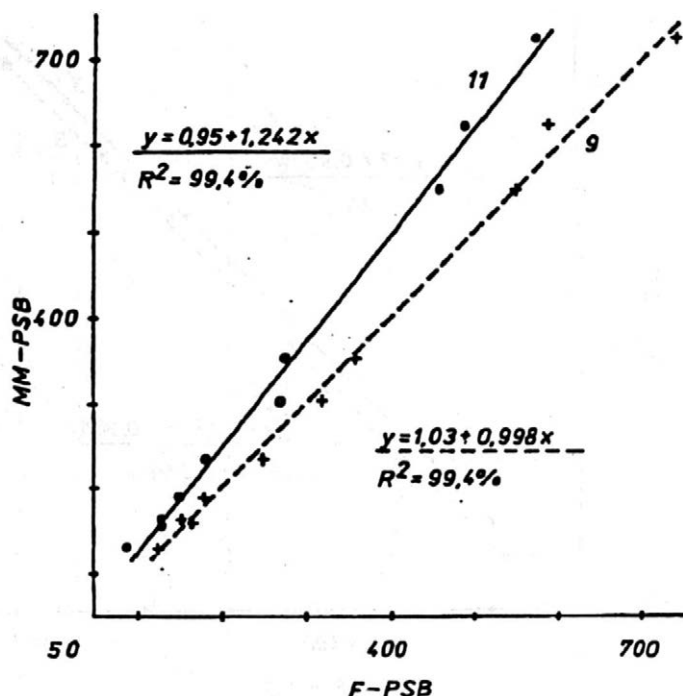
vzorků P vždy vyšší než S, a to i v podprahových oblastech, je pravděpodobné, že změny postihují i impulsy parazitní, resp. „nebuněčné“. Dále lze očekávat, že pasteurace mění výšku fluorescenčního impulsu (piku) spíše zvýšením barvitelnosti buněčného jádra než ovlivněním jeho velikosti. Průsečíky prahových křivek s hodnotou MM naznačují, že ideální DL pro toto sledování by byla níže než výrobcem určený práh (1,4), a sice v hodnotě cca 0,98 (obr. 2, D, I) pro vzorky syrové a 3,90 v případě, že by ke kalibraci byly užity tytéž vzorky pasterované. Tyto případy jsou zachyceny v tab. VI jednak pro výsledky skutečně měřené (M) a jednak pro výsledky korigované (K) na základě průběhu získaných prahových křivek. Při kalibraci podle shody MM s hodnotami F vzorků S (tab. VI, řádek 3; obr. 3) je zřejmé, při dobré podobnosti skutečné kalibrační rovnice s rovnicí ideální, že pro vzorky P dochází ke zřetelné změně v posunutí rovnice přímky. Naopak, byla-li by DL zvolena podle vzorků P (tab. VI, řádek 9; obr. 4), opět při podobnosti rovnice



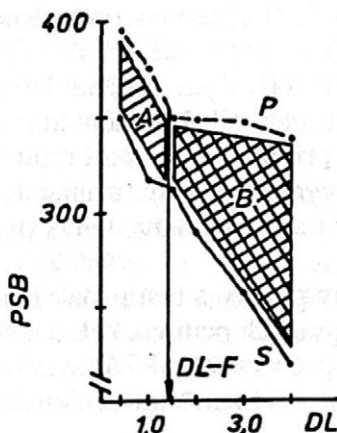
3. Přímky závislosti počtu somatických buněk (PSB; tis./ml) mezi referenční mikroskopickou metodou (MM) a metodou Fossomatic (F) se vzorky syrového (•) a pasterovaného (+) mléka při kalibraci F, resp. vymezení hladiny diskriminace podle prahové křivky syrového mléka a výsledků MM (obr. 2 - D, I, S) – Straight lines of dependence of somatic cell count (PSB; thous./ml) between the reference microscopical method (MM) and the method Fossomatic (F) with samples of raw (•) and pasteurized (+) milk with calibration F, resp. delimitation of discrimination level according to the threshold curve of raw milk and to the results MM (Fig. 2 - D, I, S)

kalibrační se skutečnou rovnicí ideální, dochází ke zřetelné odchylce ve směrnosti přímky pro vzorky S (tab. VI, řádek 11; obr. 4). Přes škálu použitých DL se tedy měnilo výrazně posunutí regresní přímky mezi MM a F pro vzorky P a směrnice pro vzorky S (tab. VI), což je v souladu se situací na obr. 6. Také proto se průměrné hodnoty PSB v obou uvedených případech výrazně a významně ($P < 0,01$ a $P < 0,001$) odchylují od MM (tab. VI, řádky 4, 5 a 10, 11). Byla zjištěna dobrá těsnost vztahu určení PSB mezi MM a F při různých DL (tab. VI; korelační koeficienty $P < 0,001$). Eventuální úprava DL podle vzorků P při rutinním měření vzorků S tedy není vhodná. Za správné lze považovat pouze vymezení, resp. eventuální úpravu DL podle výsledků MM ve vzorcích, které jsou měřeny rutinně, tzn. s podobným rozložením velikosti fluorescenčních impulsů.

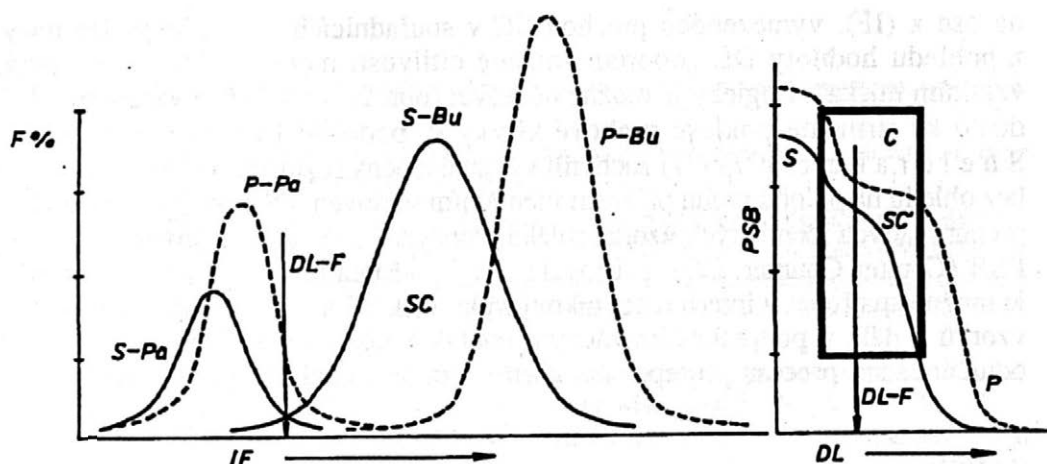
Nalezené výsledky však vedou k úvaze využít změny polohy a tvaru rozložení impulsů v identických vzorcích, získané pasterací za popsaných podmínek, k odhadu pravděpodobné polohy DL v případě, že nejsou dostupné výsledky MM. Je třeba předeslat, že o takovém postupu ovšem nelze uvažovat při finančním oceňování



4. Přímky závislosti počtu somatických buněk (PSB; tis./ml) mezi referenční mikroskopickou metodou (MM) a metodou Fossomatic (F) se vzorky syrového (●) a pasterovaného (+) mléka při kalibraci F, resp. vymezení hladiny diskriminace podle prahové křivky pasterovaného mléka a výsledků MM (obr. 2 - D, I, P) – Straight lines of dependence of somatic cell count (PSB; thous./ml) between the reference microscopical method (MM) and the method Fossomatic (F) with samples of raw (●) and pasteurized (+) milk with calibration F, resp. delimitation of discrimination level according to the threshold curve of pasteurized milk and to the results MM (Fig. 2 - D, I, P)



5. Pokus o grafické vymezení pravděpodobného prahu DL - F přístroje Fossomatic na základě změněného rozložení parazitních i buněčných impulsů v identickém mléce vlivem pasterace; A = rovnoběžník, B = lichoběžník – Attempt for a graphical delimitation of a probable threshold DL - F of the device Fossomatic based on a changed distribution of parasitic and cell impulses in identical milk due to pasteurization; A = parallelogram, B = trapezoid



6. Pokus o grafické znázornění frekvenční distribuce ($F = \%$) buněčných (Bu) a parazitních (Pa) impulsů syrového (S) a pasterovaného (P) mléka podle výšky impulsu fluorescence (IF; vlevo) a prahové křivky registrovaného počtu somatických buněk (PSB; tis./ml) v závislosti na proměnlivé hladině diskriminace (DL; vpravo); DL - F = optimální práh přístroje Fossomatic; SC = obor, resp. plocha snížené citlivosti metody vůči změnám v registrovaném PSB z pasterovaného mléka v závislosti na úrovni DL; C = výřez se situací připomínající poměry na obr. 2 a 5 – Attempt for a graphical representation of frequency distribution ($F = \%$) of cell (Bu) and parasitic (Pa) impulses in raw (S) and pasteurized (P) milk according to the height of fluorescence impulse (IF; left) and threshold curve of registered somatic cell count (PSB; thous./ml) in dependence on the variable discrimination level (DL; right); DL - F = optimal threshold of the device Fossomatic; SC = surface of decreased sensibility of the method to changes in the registered PSB from pasteurized milk in dependence on DL; C = cut-out with a situation similar to Fig. 2 and 5

mléka podle PSB. Může však být pomocným řešením v některých zvláštních situacích, kdy takto získané výsledky PSB by byly použitelné pouze pro chovatelské účely. Zdá se, že odhadnout pravděpodobnou polohu DL tímto způsobem je jednodušší než nalézt „střed roviny“ na příslušné prahové křivce. Z obr. 2 a následně 5 vyplývá, že pravděpodobná poloha DL je v oblasti před zlomem ve spádu prahové křivky P, kdy plochy kolem této DL a mezi prahovými křivkami S a P lze přibližně vyplnit rovnoběžníkem a lichoběžníkem.

Rozdíly v rozložení fluorescenčních impulsů mezi identickými vzorky S a P lze na základě dosažených výsledků přibližně znázornit podle obr. 6. Zdá se, že pasteurace navodí v rozložení impulsů situaci podobnou situaci na obr. 1-II, na rozdíl od situace charakteristické pro syrové vzorky (obr. 1-I a III). Kromě polohy rozložení z hlediska výšky impulsu fluorescence (IF) se pasteurací mění pravděpodobně i tvar rozložení impulsů Pa a Bu. Zejména některé bakteriální (parazitní; „nebuněčné“) impulsy zřejmě zvednou výšku píku z hladiny pod rozlišovací schopností přístroje, stanou se tak čitelnými a zvýší četnost registrace impulsů přístrojem F. Výřez C z obr. 6 pak nápadně připomíná poměry prahových křivek S a P na obr. 2, kdy zlom a malý sklon v poklesu prahové křivky P s rostoucí DL je odrazem vzniku oboru

na ose x (IF), vymezeného plochou SC v souřadnicích x a y, který lze nazvat z pohledu hodnoty DL „oborem snížené citlivosti metody vůči pasterovaným vzorkům mléka“. Logicky je možné očekávat (obr. 2), že s dalším vzrůstem DL by došlo ke strmému poklesu prahové křivky P, podobně jako na obr. 6. Rovněž S h e l d r a k e et al. (1977) zachytili výrazné změny rozložení snímaných impulsů bez ohledu na polohu prahu při instrumentálním stanovení PSB po tepelném ošetření preparovaných identických vzorků mléka. Poněvadž se jednalo o jiný princip určení PSB (Coulter Counter, CC), existovala i jiná podstata pro tyto změny. Vysvětlení je možné spatřovat v interferenci tukových kuliček při měření tepelně neošetřených vzorků a dále v podprahovém zachytu artefaktů tukových kuliček (membrán) po odtučňovacím procesu při tepelném ošetření za podmínek daných metodou.

ZÁVĚR

Je zřejmé, že tepelné ošetření vzorků pro obě metody (F a CC) mění rozložení snímaných impulsů při instrumentálním stanovení PSB. Tuto skutečnost je třeba brát v úvahu při vymezení optimální polohy prahu, tzn. kalibraci, resp. rekalibraci Fossonaticu za podmínek metody. Prakticky jde o užití materiálu se stejným (velmi podobným) rozložením impulsů pro kalibraci i rekalibraci jako pro rutinní měření. Ke kontrole stability kalibrace v čase (tzn. např. seřízení mechanických, hydraulických a tlakových funkcí přístroje), bez cíle rekalibrace ve smyslu úpravy hladiny diskriminace, lze využít i opakovatelnosti měření materiálu s pozměněným rozložením impulsů, než jaké vykazuje rutinně měřený materiál. Podle všeho autoři L i n t n e r et al. (1984) a S z i j a r t o , B a r n u m (1984) použili ve svých sděleních pasterované vzorky právě pouze k účelu kontroly stability kalibrace v čase, nikoliv k případné změně prahové hodnoty. K úpravě hodnoty prahu je možné tedy přistoupit pouze na základě konfrontace údajů mikroskopických a instrumentálních ve vzorcích ošetřených zcela shodně se vzorky měřenými rutinně. V případě zvláštních situací v laboratořích s trvalou nebo dočasnou absencí možnosti přímého mikroskopického vyšetření PSB lze provést přibližný odhad správné hodnoty hladiny diskriminace na základě konfrontace polohy prahových křivek identických mlék se záměrně změněným rozložením impulsů při měření vzorků syrových a pasterovaných. Nicméně tento způsob lze označit pouze za „přibližný, dočasný, orientační, resp. nouzový“. Nemůže nahradit kalibraci na přímou mikroskopickou metodu, zejména ne v případě využití výsledků PSB jako podkladu pro zpeněžování mléka. Jisté možnosti dočasné aplikace takového postupu by bylo možné spatřovat při rutinním screeningu zdravotního stavu mléčných žláz nebo čtvrtí vemene krav pro chovatelské, resp. léčebné účely.

Literatura

- ALI, A. K. A. - SHOOK, G. E.: An optimum transformation for somatic cell concentration in milk. *J. Dairy Sci.*, 63, 1980, s. 487-490.
- ARDÖ, I.: Bronopol as a preservative in milk samples for the determination of cell content using Fossomatic. *Milchwissenschaft*, 37, 1982, s. 139-142.
- ARNDT, G. - WEISS, H. - UBBEN, E. H.: Der Gehalt somatischer Zellen in der Rohmilch: Beiträge zu Messung, Interpretation und praktischer Bedeutung für Milchqualität und Mastitisbekämpfung. I. Statistische Verfahren zur Beurteilung der Datenqualität von Ringversuchsergebnissen, dargestellt am Beispiel der Zählung somatischer Zellen in Milch. *Kieler milchwirtsch. Forsch.-Ber.*, 43, 1991, s. 167-178.
- BLAHOVÁ, I. - RYŠÁNEK, D.: Shoda a opakovatelnost elektronického stanovení počtu somatických buněk mléka v diagnostických laboratořích. *Veter. Med. (Praha)*, 29, 1984, s. 257-262.
- DOHOO, I. R. - MEEK, A. H. - MARTIN, S. W. - BARNUM, D. A.: Use of total and differential somatic cell counts from composite milk samples to detect mastitis in individual cows. *Can. J. Comp. Med. veter.*, 45, 1981, s. 8-14.
- EMANUELSON, U. - WEVER, P.: Potential of differential somatic cell counts as indicators of mastitis in quarter milk samples from dairy cows. *Acta veter. scand.*, 30, 1989, s. 475-481.
- GENČUROVÁ, V. - HANUŠ, O. - KOPECKÝ, J. - JEDELSKÁ, R.: Vliv ošetření vzorků mléka před měřením na odečet počtu somatických buněk přístrojem Fossomatic. *Živoč. Vyr.*, 38, 1993, s. 555-565.
- GRAPPIN, R.: Definition and evaluation of the overall accuracy of indirect methods of milk analysis - application to calibration procedure and quality control in dairy laboratory. *Bulletin IDF*, Doc. 208, IDF Provisional Standard 128, 1985, s. 3-12.
- GRAPPIN, R. - JEUNET, R.: Conditions d'utilisation des méthodes automatiques de dénombrement des cellules du lait: étalonnage et conservation des échantillons de lait. *Lait*, 1975, s. 650-668.
- GRAPPIN, R. - JEUNET, R.: Premiers essais de l'appareil „Fossomatic“ pour la détermination automatique du nombre de cellules du lait. *Lait*, 54, 1974, s. 627-644.
- HANUŠ, O. - GENČUROVÁ, V. - GABRIEL, B. - ŽVÁČKOVÁ, I.: Srovnání účinnosti konzervačního přípravku Milkofix s tradičními konzervačními prostředky pro účely stanovení počtu somatických buněk ve vzorcích mléka fluoro-opto-elektronickou metodou. *Veter. Med. (Praha)*, 37, 1992, s. 91-99.
- HANUŠ, O. - GENČUROVÁ, V. - KOPECKÝ, J. - GABRIEL, B.: Vliv změny úrovně diskriminace fluorooptoelektronického stanovení počtu somatických buněk na výsledky ve vzorcích syrového a pasterovaného mléka. *Živoč. Vyr.*, 38, 1993, s. 443-455.
- HOARE, R. J. T. - NICHOLLS, P. J. - SHELDRAKE, R. F.: Investigations into falsely elevated somatic cell counts of bulked herd milk. *J. Dairy Res.*, 49, 1982, s. 559-565.
- HOARE, R. J. T. - SHELDRAKE, R. F. - NICHOLLS, P. J. - MCGREGOR, G. D. - WODHOUSE, V. E.: Analysis of somatic cell volume distribution as an aid to the diagnosis of mastitis. *J. Dairy Res.*, 47, 1980, s. 167-176.
- LINTNER, T. J. - HEALD, C. W. - EBERHART, R. J.: Somatic cell reference samples for calibration of milk somatic cell counting methods. *J. Food Prot.*, 47, 1984, s. 694-696.
- MILLER, R. H. - PAAPE, M. J. - ACTON, J. C.: Comparison of milk somatic cell counts by Coulter and Fossomatic counters. *J. Dairy Sci.*, 69, 1986, s. 1942-1946.

MILLER, R. H. - PAAPE, M. J. - FULTON, L. A.: Variation in milk somatic cells of heifers at first calving. *J. Dairy Sci.*, 74, 1991, s. 3782-3790.

RYŠÁNEK, D. - NYTRA, J.: Konfrontace výsledků stanovení počtu somatických buněk přístroji Coulter, Fossomatic a přímou mikroskopickou metodou. *Veter. Med. (Praha)*, 33, 1988, s. 393-399.

RYŠÁNEK, D. - NYTRA, J.: Konzervace vzorků a počet somatických buněk mléka. *Živoč. Věr.*, 35, 1990, s. 977-986.

SHELDRAKE, R. F. - HOARE, R. J. T. - WOODHOUSE, V. E. - MCGREGOR, G. D.: Cell volume to aid analysis and technique of somatic cell counts in milk. *J. Dairy Sci.*, 60, 1977, s. 882-888.

SHOOK, G. E.: Approaches to summarizing somatic cell count which improve interpretability. *Nat. Mast. Council*, Louisville, Kentucky, 1982.

SZIJARTO, L. F. - BARNUM, D. A.: Preparation, use and evaluation of standards developed for simultaneous monitoring of Coulter and Fossomatic electronic cell counting instruments in Ontario. *J. Food Prot.*, 47, 1984, s. 227-231.

ŠKARDA, J. - HEMROVÁ-ŠEDINOVÁ, V. - MIKULÁŠ, I. - URBANOVÁ, E. - ŠKARDOVÁ, O.: Metody stanovení počtu somatických buněk v mléce dojníc. *Živoč. Věr.*, 34, 1989, s. 323-332.

VINES, D. T. - JENNY, B. F. - WRIGHT, R. E. - GRIMES, L. W.: Variation in milk fat, protein and somatic cell count from four dairy herd improvement laboratories. *J. Dairy Sci.*, 69, 1986, s. 2219-2223.

WEVER, P. - EMANUELSON, U.: Effects of systematic influences and intramammary infection on differential and total somatic cell counts in quarter milk samples from dairy cows. *Acta veter. scand.*, 30, 1989, s. 465-474.

A/S N. FOSS ELECTRIC: Operating instructions - Fossomatic 90.

ON 57 0532. Stanovení počtu somatických buněk v mléce. Praha, 1988.

Došlo 21. 1. 1993

HANUŠ, O. - GENČUROVÁ, V. - GABRIEL, B. - KOPECKÝ, J. - JEDELSKÁ, R. (Research Institute for Cattle Breeding, Rapotín):

Calibration and accuracy control in determining somatic cell count in cows' milk by means of the method Fossomatic.

Živoč. Věr., 38, 1993 (10): 907-926.

The presented work deals with the correspondence of determining the somatic cell count (PSB) in raw and thermally treated milk. Milk samples ($n = 10$) have been used with PSB from 112 to 721 thousand/ml, the arithmetic average was 329 ± 212 and the geometric average 274 thousand/ml. Samples of raw (S) and pasteurized (P) milk were measured non-conserved (N) and conserved by means of $K_2Cr_2O_7$ (D) and bronopol (BSMT) and by means of devices (Fossomatic 90, Foss Electric, Denmark) with different levels of discrimination (DL), as well as by means of the direct microscopic method

(MM). The question of the principle of calibrating the method F is being discussed in relation to the existence of sources of fluorescence impulses, whether of a parasitic origin („non-cell“, i.e. chemical, biochemical, resp. microbial origin), or the cell (somatic) origin.

Further the question of potential oscillations of the frequency display of parasitic and cell impulses is being discussed from the point of view of fluorescence peak and under the effect of certain factors - cow's individuality, mastitis, thermal treatment of milk (Fig. 1 and 6). At all DL levels used, there are - with exceptions - significant differences ($P < 0.05$) between the samples S and P. The samples P show always higher values: with increasing DL the registered PSB decreased markedly and significantly in samples S and non-significantly in samples P; PSB of samples P decreased significantly with growing DL with subthreshold values of the device F used which applies generally for differently preserved samples (Tab. I and III).

It follows from the results that thermal denaturing effects during pasteurization increase the colouring ability of cell nuclei and displace the distribution of cell impulses, probably increase the frequency and change also the distribution of parasitic impulses (Fig. 2 and 6). Differences between the samples D and N and BSMT and N within the samples S were greater and significant in some cases and they were small and predominantly non-significant between BSMT and D within S, as well as with all preservation methods within the samples P (Tab. II and IV). As expected, the differences in the direct microscopical method between the variants S and P was slight ($P > 0.05$, Tab. V). In case an optimal threshold according to MM and the curve of threshold S (Fig. 2, D, I) = 0.98 was determined for the results mentioned, a distinct intercept change applies for the equation P (Tab. VI, Fig. 3). In opposite, if the threshold has been defined according to the curve $P = 3,90$, a distinct change of slope applies for the equation S (Tab. VI, Fig. 4). That is why the average values of PSB divert distinctly and significantly ($P < 0.01$ and $P < 0.001$) from MM (Tab. VI) in both cases. A good closeness of the relationship of determining PSB between MM and F with different DL has been assessed (Tab. VI, $r = P < 0.001$). A potential adjustment of DL according to samples P during routine measurement of samples S is, therefore, not appropriate. Fig. 6 shows an attempt to describe changes in the distribution of impulses due to pasteurization. As correct can be considered only a delimitation, resp. a potential adjustment of DL according to the results of MM in samples measured in a routine way, i.e. with a similar distribution of the size of fluorescence impulses. For the control of calibration stability in time (without the aim of adjusting DL), also repeatability of measurement in material with changed distribution of impulses (thermally treated milk) can be used. L i n t n e r et al. (1984) and S z i j a r t o, B a r n u m (1984) used pasteurized milk just only for the control of calibration stability in time and not for a potential adjustment of DL. G r a p p i n and J e u n e t (1974, 1975) searched for a right location of DL, besides correspondence with MM also by means of assessing the middle of plane on the threshold curve with separates parasitic impulses from cell impulses (Fig. 1 and 3). As this plane was practically inexpressive, a calibration towards the values MM has been recommended.

According to the results mentioned, estimation of a probable threshold location from the location of threshold curves of identical samples S and P (Fig. 2) seems to be easier as the samples P (85 °C, the time of temperature inset being cca. 15 min) have a changed impulse distribution (Fig. 6) compared to the samples S. The right DL location (threshold) lies before the break in the fall of the threshold curve P, when the area between curves P and S widens (Fig. 5). This method is, however, approximate and provisional and can be used only temporarily, e.g. in case of suspected faulty results in PSB or with absence of MM values. The possibility is rather theoretical. PSB results obtained in this way could be used for breeding purposes only (milk of individual cows) but not with the aim of paying for milk quality to farmers.

raw milk; pasteurized milk; somatic cell count; direct microscopical method; Fossomatic; impulse of fluorescence; impulse of cell; parasitic impulse; distribution; curve of threshold; calibration

Kontaktní adresa:

Ing. Oto H a n u š , Výzkumný ústav pro chov skotu, Rapotín, 788 13 Víkřovice

NOVÉ SMĚRY VE ŠLECHTĚNÍ BROJLEROVÝCH KUŘAT - SELEKCE NA SNÍŽENÍ OBSAHU TĚLNÍHO TUKU

V České republice se selekce na zvýšení výkrmových schopností kuřat provádí na základě jediného selekčního kritéria, kterým je hmotnost kuřat v rané fázi růstu. Kuřata se váží zhruba ve věku pěti týdnů a nejtěžší z nich jsou vybírána jako rodiče následné generace (individuální fenotypová selekce). Selekce na živou hmotnost představovala v posledních desetiletích i z celosvětového hlediska základní typ selekce používaný ke zvýšení produkce drůbežního masa. Chovatelský pokrok, který spolu s novými poznatky ve výživě drůbeže umožnila, není malý. V průběhu 40 let došlo např. ke zkrácení doby výkrmu na polovinu a ke zlepšení konverze o 40 %. Přes tyto úspěchy se situace ve šlechtění masné drůbeže v posledním desetiletí radikálně mění. Zvýšená pozornost je věnována experimentálnímu ověřování a v současnosti již i praktickému využívání nových selekčních kritérií pro zvýšení masné užitkovosti, dochází k jednoznačnému omezení selekčního tlaku ve směru živé hmotnosti.

DŮVODY PRO ZMĚNU SELEKČNÍCH KRITÉRIÍ

Zájem o využívání nových selekčních kritérií při šlechtění masné drůbeže byl vyvolán dvěma faktory, a to poklesem zisku při selekci na vyšší živou hmotnost a kumulací degenerativních změn, k níž v souvislosti s dlouhodobou selekcí dochází (Sørensen, Leenstra, 1986). Mezi nežádoucí jevy, které paralelně s poklesem zisku podmiňují zájem o nová selekční kritéria, patří zejména nadměrná tučnost kuřat.

Kumulace tukových rezerv dosáhla u současných brojlerů stupně, který je označován za projev fyziologické nevyváženosti a je spojován s horší reprodukcí a zvýšeným úhynem kuřat před dosažením komerční hmotnosti (tzv. syndrom náhlé smrti). Pokles reprodukční způsobilosti (fitness) v souvislosti s obezitou je údajně natolik silný, že by mohl vést k vytvoření tzv. fyziologického stropu, tzn., že další selekce by nebyla možná bez ohledu na genetickou variabilitu selektované populace (McCarthy, Siegel, 1983).

Enormní zásoby tuku jsou podobně jako další degenerativní změny na skeletu a svalstvu kuřat považovány za přímý důsledek selekce na hmotnost. Analýza korelovaných změn prokázala, že dlouhodobá aplikace selekčního tlaku vedla paralelně i k přednostnímu výběru jedinců s vysokým apетitem, se sklonem k přežívání a posléze i tučnění (McCarthy, Siegel, 1983).

Negativní dopady obezity se výrazně promítají do kvality šlechtitelské práce. Je-li selekčním cílem pouze získání vyšší živé hmotnosti, tzn., že tento znak je jediným selekčním kritériem, musí být výběr prováděn v podmínkách, ve kterých se veškerý genetický potenciál růstu může fenotypově realizovat, tj. při krmení *ad libitum*. Naproti tomu k zabezpečení dostatečně široké výběrové základny a snížení ztrát u chovného materiálu je nutná aplikace restringovaných krmných režimů během odchovu jedinců vybraných jako rodiče další generace. V souvislosti se zvyšováním živé hmotnosti a obsahu

tuku v těle kuřat je zahájení restrikce krmné dávky a tudíž i výběr rodičů následné generace posouván do nižších věkových kategorií (5 týdnů). Snižování věkové hranice při selekci na hmotnost zvyšuje pravděpodobnost přednostního výběru potenciálně tučných jedinců, protože tato kuřata rostou právě v raném věku rychleji než kuřata libová (Leclercq et al., 1989; Leenstra, Cahaner, 1991). Z uvedených údajů vyplývá, že restrikce krmiva, která na jedné straně pomáhá šlechtiteli omezovat působnost přírodního výběru, vede na straně druhé k prohlubování existujících problémů.

O výrazné snížení tučnosti brojlerových kuřat mají kromě šlechtitelů zájem i všechny ostatní komerčně zainteresované strany. Nižší tučnost znamená pro konzumenty zvýšení dietetické hodnoty drůbežního masa, pro zpracovatelský průmysl menší podíl odpadu při porcování trupů a pro výkrmce snížení nákladů na krmivo.

SELEKCE NA SNÍŽENÍ OBSAHU TĚLNÍHO TUKU

Tělní tuk je u hrabavé drůbeže především zdrojem snadno využitelné energie. Tvrzení, že tvorba tuku převyšuje u moderních brojlerů podstatně požadavky organismu, je možné doložit některými konkrétními údaji. Udává se např., že tuk tvoří u brojlerů asi 15 až 20 % celkové hmotnosti těla (Scheele et al., 1981; Leenstra, 1982). Z toho pouze necelých 15 %, tj. tedy nejvýše 2 až 2,5 % hmotnosti těla, představuje tuk fyziologicky nepostradatelný. Podle jiných autorů postačuje pro normální funkce organismu dokonce množství podstatně nižší, tj. 0,9 % (Yoshida, Morimoto, 1970).

Účast genetických faktorů na tvorbě tuku a tedy možnost ovlivnění jeho množství selekcí dokládají meziplemenné (Edwards, Denman, 1975) a meziliniové rozdíly v relativní hmotnosti tělního tuku (Cherry et al., 1978; Ehinger, Seeman, 1982). Optimismus, který je se selekcí proti tuku spojován, vyplývá však především z koeficientů dědivosti, které dosahují zpravidla vysokých hodnot - $h^2 = 0,4$ až 0,8, průměr 0,7 (Cahaner, Nitsan, 1985; Leclercq et al., 1980; Leenstra, Pit, 1988a, b; Ricard, Rouvier, 1969) a z rozsáhlé fenotypové proměnlivosti v rámci populací, která zaručuje dostatečně velkou výběrovou základnu (Griffith et al., 1977, 1978; Becker et al., 1984).

Tuk je nejvariabilnější komponentou těla (Lohman, 1973). Variační koeficient pro množství abdominálního tuku se pohybuje mezi 25 až 30 %, pro celkový tělní tuk mezi 15 až 20 % (Leenstra, 1984). U ostatních složek nedosahuje úrovně 10 % (voda přibližně 2 %, protein 3 %, popel 8 %) (Leenstra, 1982).

Celkový tělní tuk lze určit přesně na základě chemické analýzy jatečného těla. Je to postup pracný, a proto cenově náročný. Jak odhadovat tuk rychle, přesně a cenově přístupně, byla jedna ze základních otázek, která musela být zodpovězena před zavedením selekce proti tuku do praxe. Současné znalosti naznačují, že stupeň celkové tučnosti těla lze celkem spolehlivě odhadnout na základě množství abdominálního tuku, hladiny lipoproteinů s nízkou denzitou v krevní plazmě a konverze krmiva. Tyto znaky byly použity jako nová selekční kritéria.

Selekce proti abdominálnímu tuku

Abdominální tuk vytváří relativně dobře ohraničené depo kolem kloaky a představuje zhruba 20 % z celkového množství tuku v těle brojlerů (Becker et al., 1981). Ko-

relace mezi abdominálním a celkovým tukem dosahuje hodnoty 0,8 (L e c l e r c q et al., 1980; P y m , 1985).

Velikost abdominálního tukového depa lze poměrně přesně stanovit přímým vážením po zabíjení kuřete a vypreparování. Přestože je tento postup mnohem méně pracný než stanovování tělního tuku na základě chemické analýzy, je asi 15krát pracnější než samotné vážení kuřat (L e e n s t r a , 1988). Z těchto důvodů byla v začátcích selekčních experimentů věnována značná pozornost odhadu množství abdominálního tuku na živých kuřatech. Podle výsledků prvních prací se zdálo být přijatelné měření abdominálního tuku pomocí kaliperu - korelace mezi měřením a vážením dosahovala hodnoty 0,8 (P y m , T h o m p s o n , 1980; S c h w a r t z b e r g et al., 1980). V pozdějších pracích se však tento těsný vztah nepodařilo potvrdit (M i r o s h , B e c k e r , 1981; G y l e s , M a e z a , 1981; G y l e s et al., 1982; W a s h b u r n , S t e w a r t , 1987). Stejně nepřesvědčivě dopadly i pokusy s měřením abdominálního tuku palpací, o které se zmiňuje B u s s (1980) a později S ø r e n s e n (1984a). Tento autor (S ø r e n s e n , 1988) uvádí, že palpační metoda je použitelná pouze pro rozlišení velmi tučných jedinců. Odhad velikosti tukového depa pomocí tomografie je poměrně přesný ($r = 0,8$), ovšem i neúměrně nákladný (B e n t s e n , S e h e s t e d , 1986).

Jako první ověřili možnost selekce podle hmotnosti abdominálního tuku L e c l e r c q et al. (1980). Jejich experiment potvrdil, podobně jako výsledky následujících pokusů (C a h a n e r et al., 1985; L e e n s t r a , P i t , 1987), že meziliniové difference se vytváří velmi rychle, již během několika málo generací. Např. po čtyřech generacích divergentní selekce měla kuřata linie HF (selektovaná na vyšší podíl abdominálního tuku) 2,5krát více a po sedmi generacích dokonce čtyřikrát více abdominálního tuku než brojleři LF (selektovaní na nižší podíl abdominálního tuku), a to zhruba při stejné živé hmotnosti (L e c l e r c q , 1984). Difference mezi liniemi, které se výrazně projevovaly v hmotnosti abdominálního tuku ($HF : LF = 4$), se mnohem méně promítaly do podkožního (2,8) a mezisvalového tuku (1,5) a obsah tuku ve svalovině nebyl ovlivněn vůbec (R i c a r d et al., 1983). Z hlediska producentů i konzumentů je tato skutečnost žádoucí, protože je zachován dobrý vzhled brojlerů (podkožní tuk) i kvalitní masa (vnitrosvalový tuk).

Selekce na nízkou hladinu lipoproteinů v krevní plazmě

Další metodou vhodnou k odhadu množství tuku na živých kuřatech je stanovení koncentrace lipoproteinů s velmi nízkou denzitou (very low density lipoprotein - VLDL) v krevní plazmě. Jsou-li kuřata krmena dietou s malým množstvím tuku (2,5 %), dosahuje korelace mezi koncentrací VLDL a množstvím tuku v těle hodnoty 0,7 (W h i t e - h e a d , G r i f f i n , 1982). Postupem času se těmto autorům podařilo vyvinout mikrometodu, která umožňuje měřit přes tisíc vzorků denně.

Vhodnost metody pro selekční záměry ověřili tito autoři divergentní selekcí, při níž vycházeli z komerční otcovské linie. Po třech generacích bylo zřejmé, že selekce nemění pouze hladinu VLDL v plazmě, ale i množství celkového tělního tuku (W h i t e - h e a d , G r i f f i n , 1984) - po sedmi generacích měla linie selektovaná na zvýšení hladiny VLDL 21,3 % celkového tělního a 3,7 % abdominálního tuku a linie selektovaná na nízkou hladinu VLDL 13,4 % a 1,4 % (W h i t e h e a d , 1987). Na rozdíl od selekce na hmotnost abdominálního tuku nedocházelo při této selekci k disproportionálnímu ovlivnění tukových dep.

Společným rysem obou uvedených selekčních postupů zaměřených na redukci tuku v těle kuřat byla pozitivní korelovaná změna v konverzi krmiva a v jatečné výtěžnosti (Whitehead, Griffin, 1984; Ricard et al., 1982).

Selekce na účinnější konverzi krmiva

Relativně velmi těsný vztah mezi složením jatečného trupu brojlerů a účinností, s jakou je organismus schopen využívat přijímané krmivo pro růst, byl potvrzen i řadou selekčních experimentů zaměřených na konverzi krmiva (Pyman, Solvyns, 1979; Leenstra, Pit, 1987; Sørensen, 1988 aj.). Pokles tuku při selekci na lepší konverzi krmiva (FCR) byl natolik výrazný, že lze i tuto metodu považovat za účinný způsob, jak podstatně snížit ukládání tuku u brojlerů. Lze předpokládat, že po čtyřech až pěti generacích individuální selekce na FCR (konverze sledována mezi 20. až 42. dnem věku) mohou mít kuřata až o 20 % nižší podíl abdominálního tuku než kuřata selektovaná standardně na živou hmotnost (Sørensen, 1984; Leenstra, Pit, 1987).

Nižší účinnost organismu při využívání přijatých živin v asociaci s vyšší akumulací tuku je možné vysvětlit vyššími energetickými požadavky při tvorbě tukové tkáně. I když na syntézu 1 g tuku se spotřebuje zhruba stejné množství energie jako na syntézu 1 g proteinu (Pullar, Webster, 1977), váží na sebe svalové proteiny třikrát více vody než tuk v zásobních depech, čímž dochází u kuřat s raným růstem tukové tkáně k relativně větší spotřebě krmiva pro dosažení stejné komerční hmotnosti než u kuřat tučnicích později (Leenstra, 1986). Proměnlivost ve složení těla vysvětluje zhruba 40 % celkové variance v konverzi krmiva (Shalev, Pasternak, 1983).

Z hlediska výkrmců drůbeže je selekce na konverzi krmiva velmi atraktivní, protože je zaměřena na jeden z nejdůležitějších ukazatelů určujících rentabilitu výkrmu finálních hybridů. Na rozdíl od selekce na vyšší živou hmotnost, při které dochází k posunu konverze hlavně v důsledku zkracování doby výkrmu (nižší zachovné požadavky), dochází při selekci na FCR ke změně konverze *per se*. Výběr je zaměřen na jedince s výkonnějším, resp. úspornějším metabolismem (MacLeod, Geraert, 1988).

KORELOVANÉ ZMĚNY PŘI SELEKCI NA SNÍŽENÍ PODÍLU TĚLNÍHO TUKU

Podle očekávání jsou při selekci, která primárně mění podíl tělního tuku, prokazovány výrazné změny zejména v růstu a enzymatické aktivitě tukových dep, tj. míst hlavní kumulace zásobních tuků, a v enzymatické aktivitě jaterní tkáně, která má u kuřat v raném věku výsadní a v pozdějších obdobích klíčové postavení při tvorbě triglyceridů (Leveille et al., 1968; Lilburn et al., 1982; Saadoun, Leclercq, 1986).

Porovnáním linií kuřat divergentně selektovaných na množství tuku v těle bylo prokázáno, že geneticky podmíněná obezita v rané fázi růstu je u kuřat spojena s vyšší mírou lipogeneze v jaterní tkáni (Whitehead, Griffin, 1986; Saadoun, Leclercq, 1983, 1987) a následně i s vyšší hladinou lipoproteinů v krevním řečišti, kterým jsou tuky dopravovány k adipocytům (Hermier et al., 1984; Cahaner et al., 1986; Leclercq et al., 1990). V zásobních depech byl u obézních kuřat zaznamenán vyšší počet tukových buněk (Hermier et al., 1989) a s tím zřejmě související i vyšší koncentrace lipáz (LPL - lipoprotein lipase) (Leclercq et al., 1990).

Míra divergence mezi liniemi v syntéze, transportu a kumulaci tuků závisí výrazně na volbě selekčního kritéria. U linií selektovaných podle hladiny VLDL v krevní plazmě

se projevuje divergence zejména v enzymatické aktivitě jaterní tkáně, při selekci na základě hmotnosti abdominálního depa naopak v koncentraci a aktivitě lipáz. Leclercq et al. (1990), kteří na tuto závislost upozorňují, považují variabilitu v selekční odpovědi za nepřímou podporu geneticky zaměřených studií (Leclercq, 1988; Leenstra, Pit, 1988b), z kterých vyplývá, že množství tělního tuku je u kuřat řízeno polygeny.

Divergence linií je závislá na věku kuřat, ve kterém je porovnávání prováděno. První difference mezi liniemi, které byly selektovány podle hmotnosti abdominálního depa, lze údajně zaznamenat mezi druhým a čtvrtým týdnem věku. Ve druhém týdnu začínají být zřetelné rozdíly v hmotnosti abdominálního tuku a ve velikosti jeho adipocytů (Simon, Leclercq, 1982), od čtvrtého týdne se objevují také rozdíly v celkovém obsahu tělních lipidů a v koncentraci triglyceridů v játrech (Simon, Leclercq, 1982; Saadoun, Leclercq, 1986). Během několika dalších týdnů se difference mezi liniemi značně prohlubují a zhruba kolem devátého týdne, tj. ve věku, kdy se selekce podle hmotnosti abdominálního depa prováděla, dosahují maxima (Simon, Leclercq, 1982; Cahaner et al., 1986). V dalším období se zvyšuje tučnost kuřat, obdobně v obou liniích, až do nástupu pohlavní dospělosti, kdy začíná být patrný postupný pokles meziliniových diferencí (Simon, Leclercq, 1982; Leclercq et al., 1989). Saadoun a Leclercq (1986) připisují konvergenci linií sekreci pohlavních hormonů (estrogeny, testosteron), jejichž regulační vliv na metabolismus lipidů u kuřat byl popsán (Leclercq, 1984 aj.). Autoři předpokládají, že působení pohlavních hormonů interferuje v tomto věku s regulačními mechanismy, které ovlivňují metabolismus tuků v prepubertálním období. U pohlavně nedospělých kuřat má zřejmě hlavní regulační úlohu při lipogenezi inzulin, jehož zvýšená hladina byla u linie selektované na vyšší podíl abdominálního tuku opakovaně prokázána (Simon, Leclercq, 1982; Touchburn et al., 1981).

Změny v růstu tukových dep a zákonitosti jejich časové posloupnosti se korelovaně promítají i do dalších charakteristik organismu. Jak již bylo uvedeno, přináší selekce orientovaná na snížení tělního tuku korelovaně také zlepšení konverze krmiva během výkrmu, a jak bylo dále prokázáno, i zlepšení konverze jeho proteinové složky (Py m, Nicholls, 1979; Leclercq, 1983; Whitehead, Griffin, 1986). Stejně zákonitě je při selekci na nižší podíl tělního tuku i zvyšování jatečné výtěžnosti, které souvisí zejména s vyšším podílem svaloviny v prsní oblasti a celkového proteinu v jatečně opracovaném trupu (Whitehead, Griffin, 1986; Cahaner et al., 1986; Ricard, Touraille, 1988).

Podle očekávání se selekce na změnu podílu tělního tuku projevuje výrazně i v růstových schopnostech kuřat a v jejich citlivosti na kvalitu zkrmované směsi. Při porovnání hmotností kuřat v časové posloupnosti je možné u divergentně selektovaných linií zaznamenat odlišný tvar růstových křivek. Difference jsou patrné i tehdy, jestliže se u linií podařilo udržet stejnou hmotnost ve věku, kdy se selekce provádí (Leclercq et al., 1989). Kuřata selektovaná na nízký podíl abdominálního tuku rostou během autoakcelerační fáze růstu pomaleji než kuřata selektovaná na vysoký podíl abdominálního tuku a dosahují inflexního bodu křivky o tři až šest dní později. V autoretardační fázi rostou tato kuřata naopak rychleji a dosahují tak vyšší hmotnosti těla v pohlavní dospělosti (Leclercq, 1988; Leclercq et al., 1989). Jako první upozornil na vztah mezi tvarem růstové křivky a tučněním rostoucích kuřat Ricard (1978).

Odlišná citlivost kuřat na horší kvalitu krmiva se objevuje u divergentně selektovaných linií v období, kdy dochází k výraznému prohlubování meziliniových diferencí v tučnosti, tj. v období mezi pátým až devátým týdnem věku kuřat. Při výrazném nedostatku dusíkatých látek v krmivu (16 až 18 % N-látek, 12,6 MJ ME - starter) dochází u kuřat s menšími tukovými rezervami k větší retardaci růstu než u kuřat selektovaných v opačném směru (Leclercq, 1983; Whitehead, 1990; Keren Zvi et al., 1992). Výkrm při standardních či vysokých hladinách dusíkatých látek ve směsi (Leclercq, 1983; Whitehead, 1990; Keren Zvi et al., 1992), podobně jako výkrmové testy na odlišných hladinách metabolizovatelné energie, popř. různém obsahu tuku v krmivu (Keren Zvi et al., 1990; Whitehead, Griffin, 1986) však v žádném případě nenásvědčují tomu, že by kuřata daných linií měla odlišné nároky na kvalitu krmiva pro fenotypovou realizaci jejich genetického růstového potenciálu.

Kuřata linií selektovaných na zvýšení tělního tuku mají zpravidla vyšší spotřebu krmiva *ad libitum* než kuřata selektovaná na jeho snížení (asi o 15 %). Přezírání neboli hyperfágie není přesto považována za primární příčinu jejich obezity. Opakovanými pokusy bylo prokázáno, že restrikcí krmiva nelze odstranit tučnost těchto kuřat, i když ji lze do určité míry redukovat (Leclercq, Saadoun, 1982; Lilburn et al., 1982; Geraert et al., 1987a). Vzhledem k tomu, že nebylo dosud prokázáno, že by přímá či nepřímá selekce na změnu složení jatečného trupu měnila schopnost kuřat využít energii obsaženou v krmivu (Geraert et al., 1987b; MacLeod, Geraert et al., 1988; Pym, Farrel, 1977; Sørensen et al., 1983), jsou difference ve složení těla při obdobném příjmu metabolizovatelné energie vysvětlitelné dvěma alternativními hypotézami. První předpokládá mezi kuřaty rozdíly v množství energie zadržené tělem. Druhá vychází z předpokladu stejného množství zadržené energie, která se odlišně přerozděluje mezi tukovou a svalovou, obecněji „proteinovou“ tkáň těla.

První z jmenovaných hypotéz se na základě dosavadních experimentálních výsledků zdá být málo pravděpodobná. Mezi partnerskými divergentně selektovanými liniemi nebyly prokázány rozdíly v bazálním metabolismu, v energetických záchovných požadavcích (Geraert et al., 1987b; MacLeod, Geraert, 1988) a v relativní produkci tepla u nasycených kuřat (Pym et al., 1984). Zdá se málo pravděpodobné, že by mezi kuřaty existovaly rozdíly v termoregulačních schopnostech či v jejich tělesné aktivitě (Touchburn et al., 1981; MacLeod, Geraert, 1988).

Pravdivost druhé hypotézy, ke které se většina autorů také přiklání, je naproti tomu podporována řadou konkrétních zjištění:

1. Celková účinnost proteinové retence se zvyšuje při selekci na „libovost“ (Leclercq, 1983; Whitehead, Griffin, 1986).
2. U kuřat tučné linie byl zaznamenán rychlejší katabolismus bílkovin (zvýšená exkrece kyseliny močové) (MacLeod, Geraert, 1988).
3. Účinnost retence energie ve formě proteinu anebo tuku je sice obdobná u linií s vysokým a nízkým obsahem tuku, ale procento energie zadržené jako bílkovina nebo tuk se liší (MacLeod, Geraert, 1988).
4. Přestože neexistují difference v oxidaci aminokyselin při stejné spotřebě krmiva, u obézních kuřat je větší podíl uhlíku pocházejícího z aminokyselin zainkorporován do tělních lipidů (Geraert et al., 1986; Sanderson, Whitehead, 1987; Whitehead, Sanderson, 1987).

Z poznatků uvedených v předchozích kapitolách vyplývá, že selekce orientovaná na snížení tělního tuku nevede pouze k radikální změně tohoto znaku. Ve srovnání se selekcí na živou hmotnost ovlivňuje pozitivně celkovou fitness organismu a umožňuje výraznější zvyšování jatečné výtěžnosti a efektivnější využívání krmiva. Pozitivní ovlivňování ukazatelů, které spolu s živou hmotností určují komerční hodnotu brojlerů, vypovídá ve prospěch zavedení nových selekčních kritérií do praxe.

Zavádění nových selekčních kritérií přináší s sebou ovšem i vyšší finanční zatížení šlechtitelských chovů, protože vyžaduje náročnější manipulaci s kuřaty než při selekci podle živé hmotnosti, zvyšují se nároky na prostor a vybavení klecovou technologií (selekce podle konverze krmiva), selekční postup se neobejde bez biochemické laboratoře (selekce podle hladiny lipoproteinů s nízkou denzitou v plazmě). Do jaké míry se finanční náklady vynaložené při inovaci selekčních kritérií promítají do kvality genetického materiálu, je jednou ze základních otázek, kterou je nutné zodpovědět před zavedením nových kritérií do šlechtitelské praxe.

Tímto problémem se zabývalo několik autorů (P a s t e r n a k , S h a l e v , 1983; C a h a n e r , N i t s a n , 1985; L e e n s t r a , 1988), ale jejich kvantifikace finančního dopadu selekce není z objektivních důvodů zcela vyčerpávající. Není např. možné jednoznačně vyjádřit dopad selekce na celkovou fitness organismů, stejně tak jako finanční přínos snížení či zvýšení samotného abdominálního tuku, protože jeho ekonomická hodnota je pouze hrubým odhadem. Navíc lze předpokládat, že i v budoucnosti bude závislá především na míře, s jakou budou ochotny jednotlivé stupně produkčního řetězce a konzumenti tolerovat u kuřat nadbytečné tukové zásoby.

Náklady, genetický a celkový finanční přínos selekce zaměřené pouze na hmotnost (S_1), selekci orientovanou navíc ještě na hmotnost abdominálního tuku a jatečnou výtěžnost (S_2) a selekci, která vedle živé hmotnosti bere v úvahu i dosaženou konverzi krmiva (S_3), kvantifikuje L e e n s t r a (1988), přičemž se opírá o vlastní selekční experimenty (L e e n s t r a , 1985; L e e n s t r a , P i t , 1988b). Finanční náklady v jednotlivých variantách selekce vyjadřuje tato autorka na základě vynaložené práce. U varianty, ve které je výběr kuřat založen i na velikosti abdominálního depa, používá pro odhad hodnoty selektovaného jedince údajů o sourozencích stanovené přímo vážením. Jatečný rozbor je podle propočtu asi 15krát nákladnější než samotné vážení kuřat. Předpokládáme-li, že po každé matce získáme 50 kuřat pro selekci na základě živé hmotnosti a 10 kuřat potřebných pro další odhad plemenné hodnoty, tj. určených k jatečnému rozboru, pak výběr podle selekčního indexu (I_{S_2}), který zahrnuje živou hmotnost, hmotnost abdominálního tuku a jatečnou výtěžnost, je asi čtyřikrát nákladnější než dosud používaná selekce podle živé hmotnosti jako jediného selekčního kritéria ($S_2 = 4 \cdot S_1$).

Obdobně lze vyčíslit náklady na selekci, která vedle živé hmotnosti bere v úvahu i konverzi krmiva (S_3). Při individuálním sledování přírůstků hmotnosti a spotřeby krmiva u obojího pohlaví v třítydenním intervalu (21. až 42. den věku) vzrůstají náklady na selekci na šestnásobek nákladů původních ($S_3 = 6 \cdot S_1$).

Genetický přínos selekcí S_1 , S_2 a S_3 hodnotí L e e n s t r a (1988) na základě velikosti genetického zisku u čtyř dílčích ukazatelů masné užitkovosti, tj. u živé hmotnosti, jatečné výtěžnosti, konverze krmiva a procenta abdominálního tuku. Váhové koeficienty pro jednotlivá výběrová kritéria v konkrétních selekčních indexech I_{S_1} , I_{S_2} , I_{S_3} určuje

pro tři různé varianty ekonomických vah, které odpovídají cenovým relacím v Holandsku v roce 1986. V první variantě jsou nenulové hodnoty ekonomických vah přiřazeny pouze živé hmotnosti a konverzi krmiva, ve druhé přistupuje i jatečná výtěžnost a ve třetí variantě je nenulová ekonomická váha přiřazena i abdominálnímu tuku. Při jejich odhadu vychází autorka především z ceny drůbežního masa, jehož podíl se se změnou jatečné výtěžnosti a podílem abdominálního tuku korelovaně mění.

Z výsledků práce vyplývá, že celkový genetický zisk závisí především na výběru selekčních kritérií, zvolených ekonomických vahách a korelacích mezi sledovanými znaky. Největší význam mají selekční kritéria. S výjimkou přírůstku hmotnosti, ve kterém dosahuje podle očekávání nejlepších výsledků selekce na hmotnost (S1), jsou ve všech ostatních ukazatelích zjišťovány výraznější pozitivní změny při aplikaci nových selekčních kritérií (S2, S3). Po vyjádření genetického zisku v daných cenových relacích lze v závislosti na ekonomických vahách předpokládat, že finanční zisk při selekci S2 je 1,15 až 3,12krát vyšší a při selekci S3 1,70 až 3,35krát vyšší než zisk při selekci podle samotné hmotnosti těla (S1).

Získání několikanásobně vyššího zisku je bezpochyby rozhodujícím faktorem pro zavedení některého z nových selekčních kritérií do integrovaných systémů, tj. do systémů, v nichž čisté zisky na úrovni konečného produktu závisí na nákladech a ziscích v jednotlivých stupních produkčního řetězce. V takových systémech mohou být zvýšené náklady ve šlechtitelském chovu bezprostředně eliminovány vyšší rentabilitou v dalších stupních.

V neintegrovaných systémech je situace složitější. Zvýšené náklady spojené s aplikací netradičních selekčních kritérií zatěžují bezprostředně rozpočet šlechtitelských chovů a zvyšují cenu plemenného materiálu ve srovnání s konkurencí. Vynaložené investice se vracejí s časovým odstupem, v závislosti na míře, s jakou kvalita genofondu nově šlechtěného materiálu převyšuje kvalitu genofondů konkurenčních. Ani v tomto systému není ovšem z pohledu fitness žádoucí, a tedy ani ekonomicky výhodné, aby se setrvalo u tradičního způsobu selekce. Při volbě selekční strategie však závisí více než v integrovaném systému na výši potřebných nákladů. V závislosti na finanční situaci šlechtitelského podniku se mohou stávat ekonomicky výhodnějšími selekční postupy, které i za cenu nižšího genetického zisku na generaci minimalizují selekční náklady.

Příkladem takovýchto postupů mohou být různé formy dvojstupňové selekce, které ve své práci uvádí *Leenstra* (1988). Při aplikaci těchto postupů dochází k redukci nákladů tím, že se omezuje počet jedinců hodnocených na základě nových kritérií. Např. při selekci podle živé hmotnosti, množství abdominálního tuku a jatečné výtěžnosti se všechna kuřata hodnotí podle živé hmotnosti a pouze omezený počet kohoutků (5 až 15 %) také podle podílu abdominálního tuku a jatečné výtěžnosti. Prakticky to znamená, že se jatečný rozbor provádí pouze u omezeného počtu rodin, ke kterým vybraní jedinci přísluší.

Jak zdůrazňuje tato autorka, je nutné při těchto selekčních variantách dbát o to, aby se počet kuřat hodnocených podle nových kritérií nezredukoval v zájmu malých finančních nákladů až příliš. V důsledku pozitivních korelací mezi živou hmotností a hmotností či podílem abdominálního tuku (*Siegel*, 1984; *Becker et al.*, 1984; *Cahaner, Nitsan*, 1985; *Leenstra, Pit*, 1988a) by mohlo dojít k nežádoucímu omezení genetické variability z hlediska velikosti tukového depa, a tím dokonce i k vyšší akumulaci tuku u kuřat příští generace, podobně jako je tomu při selekci podle samotné živé hmotnosti.

Relativně vysoké korelace mezi hmotností těla a hmotností abdominálního tuku jsou také hlavním důvodem, proč se při selekci na masnou užitkovost bere v úvahu kromě nových ukazatelů i živá hmotnost kuřat. Hmotnost těla má v současné době svoji reálnou ekonomickou hodnotu a selekce pouze podle nových kritérií by mohla vést, jak ukazují selekční experimenty (Leenstra, Pit, 1987; Sørensen, 1988), k její výrazné redukci.

V praxi použitelnou variantou selekce podle abdominálního tuku může být zřejmě i forma rodinové selekce, kterou použili Cahaner et al. (1985). Podařilo se jim výrazně snížit množství tuku selekcí rodin polosourozenců, v rámci nichž se pro udržení hmotnosti vybírali nejtěžší jedinci. Redukce nákladů byla způsobena jednak nižším počtem opracovaných kuřat, jednak tím, že autoři selektovali na základě abdominálního tuku pouze v každé druhé generaci.

Při selekci podle konverze krmiva je možné snížit náklady tím, že se selekce na tento znak omezí pouze na jedno pohlaví, a to na kohoutky. Tento postup je téměř o polovinu méně nákladný než selekce u obou pohlaví ($S = 3,5 \cdot S1$); ekonomicky důležité je i výrazné snížení počtu klecí nutných pro individuální sledování spotřeby krmiva (Leenstra, 1988).

Literatura

BECKER, W. A. - SPENCER, J. V. - MIROSH, L. W. - VERSTRATE, J. A.: Abdominal and carcass fat in five broiler strains. *Poult. Sci.*, 60, 1981, s. 693-697.

BECKER, W. A. - SPENCER, J. V. - MIROSH, L. W. - VERSTRATE, J. A.: Genetic variation of abdominal fat, body weight and carcass weight in a female broiler line. *Poult. Sci.*, 63, 1984, s. 607-611.

BENTSEN, H. B. - SEHESTED, E.: Computerized tomography of chickens. In: 28th British Poultry Breeders Round Table, Cambridge, 1986.

BUSS, E. G.: Selection for obesity and leanness in chickens. *Poult. Sci.*, 59, 1980, s. 1589.

CAHANER, A. - KRINSKI, M. - NITSAN, Z.: The response to one cycle of divergent selection for abdominal fat in broilers raised under different conditions. *Poult. Sci.*, 64, 1985, s. 1813-1820.

CAHANER, A. - NITSAN, Z.: Evaluation of simultaneous selection for live body weight and against abdominal fat in broilers. *Poult. Sci.*, 64, 1985, s. 1257-1263.

CAHANER, A. - NITSAN, Z. - NIR, I.: Weight and fat content of adipose and nonadipose tissues in broilers selected for or against abdominal adipose tissue. *Poult. Sci.*, 65, 1986, s. 215-222.

EDWARDS, H. M., Jr. - DENMAN, F.: Carcass composition studies. 2. Influences of breed, sex and diet on gross composition of the carcass and fatty acid composition of the adipose tissue. *Poult. Sci.*, 54, 1975, s. 1230-1238.

EHINGER, F. - SEEMANN, G.: Einfluss von Futter, Alter und Geschlecht auf Mastleistung und Schlachtkörperqualität von Broilern verschiedener Herkunft. 2. Verfettungsgrad. *Arch. Geflügelkde.*, 46, 1982, s. 177-188.

GERAERT, P. A. - GUILLAUMIN, S. - LECLERCQ, B. - LARBIER, M.: Dietary amino acid utilisation as energy sources in genetically fat and lean chickens. In: Proc. the 7th Europ. Poultry Conf., Paris, 1986.

GERAERT, P. A. - LECLERCQ, B. - LARBIER, M.: Effect of dietary glucogenic amino acid supplementation on growth performance, body composition and plasma free amino acid levels in genetically lean and fat chickens. *Reprod. Nutr. Dévelop.*, 27, 1987a, s. 1041-1051.

- GERAERT, P. A. - MacLEOD, M. G. - JEWITT, T. R. - ANDERSON, J.: Energy and nitrogen metabolism in genetically fat and lean chickens. *Proc. Nutr. Soc.*, 46, 1987b, s. 34A.
- GERAERT, P. A. - MacLEOD, M. G. - LARBIER, M. - LECLERCQ, B.: Nitrogen metabolism in genetically fat and lean chickens. *Poult. Sci.*, 69, 1990, s. 1911-1921.
- GRIFFITH, L. S. - LEESON, S. - SUMMERS, J. D.: Fat deposition in broilers: effect of dietary energy to protein balance and early life caloric restriction on production performance and abdominal fat pad size. *Poult. Sci.*, 56, 1977, s. 638-646.
- GRIFFITH, L. S. - LEESON, S. - SUMMERS, J. D.: Studies on abdominal fat with four commercial strains of male broiler chicken. *Poult. Sci.*, 57, 1978, s. 1198-1203.
- GYLES, N. R. - MAEZA, A.: Abdominal fat in parents and broiler progeny. *Poult. Sci.*, 60, 1981, s. 1663 (Abstr.).
- GYLES, N. R. - MAEZA, A. - GOODWIN, T. L.: Regression of abdominal fat in broilers on abdominal fat in spent parents. *Poult. Sci.*, 61, 1982, s. 1809-1814.
- HERMIER, D. - CHAPMAN, J. - LECLERCQ, B.: Plasma lipoprotein profile in fasted and refed chickens of two strains selected for high or low adiposity. *J. Nutr.*, 114, 1984, s. 1112-1121.
- HERMIER, D. - QUIGNARD-BOULANGÉ, A. - DUGAIL, I. - GUY, G. - SALICHON, M. R. - BRIGANT, L. - ARDOUIN, B. - LECLERCQ, B.: Evidence of enhanced storage capacity in adipose tissue of genetically fat chickens. *J. Nutr.*, 119, 1989, s. 1364-1375.
- CHERRY, J. A. - SIEGEL, P. B. - BEANE, W. L.: Genetic-nutritional relationships in growth and carcass characteristics of broiler chickens. *Poult. Sci.*, 57, 1978, s. 1482-1487.
- KEREN-ZVI, S. - NIR, I. - NITSAN, Z. - CAHANER, A.: Effect of dietary concentrations of fat and energy on fat deposition in broilers divergently selected for high or low abdominal adipose tissue. *Brit. Poult. Sci.*, 31, 1990, s. 507-516.
- KEREN-ZVI, S. - NITSAN, Z. - NIR, I. - CAHANER, A. - ZOREF, Z.: Effect of different dietary levels of protein on fat deposition in broilers divergently selected for high or low abdominal adipose tissue. *Brit. Poult. Sci.*, 33, 1992, s. 517-524.
- LECLERCQ, B.: The influence of dietary protein content on the performance of genetically lean or fat growing chickens. *Brit. Poult. Sci.*, 24, 1983, s. 581-587.
- LECLERCQ, B.: Adipose tissue metabolism and its control in birds. *Poult. Sci.*, 63, 1984, s. 2044-2054.
- LECLERCQ, B.: Genetic selection of meat-type chickens of high or low fat content. In: LECLERCQ, B. - WHITEHEAD, C. C. (Eds.): *Leanness in domestic birds: genetic, metabolic and hormonal aspects*. London, Butterworths 1988.
- LECLERCQ, B. - SAADOUN, A.: Selecting broilers for low or high abdominal fat: comparison of energy metabolism of the lean and fat lines. *Poult. Sci.*, 61, 1982, s. 1799-1803.
- LECLERCQ, B. - BLUM, J. C. - BOYER, J. P.: Selecting broilers for low or high abdominal fat: initial observation. *Brit. Poult. Sci.*, 21, 1980, s. 107-113.
- LECLERCQ, B. - GUY, G. - RUDEAUX, F.: Growth characteristics and lipid distribution in two lines of chicken selected for low or high abdominal fat. *Genet. Sel. Evol.*, 21, 1989, s. 69-80.
- LECLERCQ, B. - HERMIER, D. - GUY, G.: Metabolism of very low density lipoproteins in genetically lean or fat lines of chicken. *Reprod. Nutr. Dev.*, 30, 1990, s. 701-715.
- LEENSTRA, F. R.: Genetic aspects of fat deposition and feed efficiency. In: 24th British Poultry Breeders Round Table Conf., Edinburgh, Scotland, 1982.
- LEENSTRA, F. R.: Influence of diet and genotype on carcass quality in poultry and their consequences for selection. In: HARESIGN, W. - COLE, D. J. A. (Eds.): *Recent Advances in Animal Nutrition*, 1984, s. 3-16.

- LEENSTRA, F. R.: Results of selection for feed conversion, fat deposition and body weight in broilers. Proc. 27th British Poultry Breeding Round Table, Edinburgh, Scotland, U. K., 1985, s. 1-21.
- LEENSTRA, F. R.: Effect of age, sex, genotype and environment on fat deposition in broilers. A review. *Wld' s Poult. Sci. J.*, 42, 1986, s. 12-25.
- LEENSTRA, F. R.: Fat deposition in a broiler sire strain: 5. Comparisons of economic efficiency of direct and indirect selection against fatness. *Poult. Sci.*, 67, 1988, s. 16-24.
- LEENSTRA, F. - CAHANER, A.: Genotype by environmental interactions using fast-growing, lean or fat broiler chickens, originating from the Netherlands and Israel, raised at normal or low temperature. *Poult. Sci.*, 70, 1991, s. 2028-2039.
- LEENSTRA, F. R. - PIT, R.: Fat deposition in a broiler sire strain. 2. Comparison among lines selected for less abdominal fat, lower feed conversion ratio, and higher body weight after restricted and *ad libitum* feeding. *Poult. Sci.*, 66, 1987, s. 193-202.
- LEENSTRA, F. R. - PIT, R.: Fat deposition in a broiler sire strain. 3. Heritability and genetic correlations among body weight, abdominal fat, and feed conversion. *Poult. Sci.*, 67, 1988a, s. 1-9.
- LEENSTRA, F. R. - PIT, R.: Fat deposition in a broiler sire strain. 4. Performance of broiler progeny of four differently selected sire lines. *Poult. Sci.*, 67, 1988b, s. 10-15.
- LEVEILLE, G. A. - O' HEA, E. K. - CHAKRABARTY, K.: *In vivo* lipogenesis of the domestic chicken. *Proc. Soc. Exp. Biol. Med.*, 128, 1968, s. 398-401.
- LILBURN, M. S. - MORROW, F. M. - LEACH, R. M. - BUSS, E. G. - MARTIN, R. J.: A comparison of the *in vitro* lipogenic rates and other physiologic parameters in two strains of lean and obese chickens. *Growth*, 46, 1982, s. 163-170.
- LOHMAN, T. G.: Biological variation in body composition. *J. Anim. Sci.*, 32, 1973, s. 647-653.
- MacLEOD, M. G. - GERAERT, P. A.: Energy metabolism in genetically fat and lean birds and mammals. In: LECLERCQ, B. - WHITEHEAD, C. C. (Eds.): *Leanness in Domestic Birds: Genetic, Metabolic and Hormonal Aspects*. London, Butterworths 1988, s. 109-120.
- MCCARTHY, J. C. - SIEGEL, P. B.: A review of genetical and physiological effects of selection in meat-type poultry. *Anim. Breed. Abstr.*, 51, 1983, s. 87-94.
- MIROSH, L. W. - BECKER, W. A.: Testing a caliper for measuring abdominal leaf fat thickness in live broiler chickens. *Poult. Sci.*, 60, 1981, s. 1698-1699 (Abstr.).
- 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. 531-536.
- PULLAR, J. D. - WEBSTER, A. J. F.: The energy cost of feed and protein deposition in the rat. *Brit. J. Nutr.*, 37, 1977, s. 355-363.
- PYM, R. A. E.: Direct and correlated responses to selection for improved food efficiency. In: HILL, W. G. - MANSON, J. M. - HEWITT, D. (Eds.): *Poultry Genetics and Breeding*. Essex, U. K., Longman Ltd. 1985, s. 97-115.
- PYM, R. A. R. - FARRELL, D. J.: A comparison of the energy and nitrogen metabolism of broilers selected growth rates, food consumption and conversion of food to gain. *Brit. Poult. Sci.*, 19, 1977, s. 411-426.
- PYM, R. A. E. - NICHOLLS, P. J.: Selection for food conversion in broilers: direct and correlated responses to selection for body weight gain, food consumption and food conversion ratio. *Brit. Poult. Sci.*, 20, 1979, s. 73-86.
- PYM, R. A. E. - SOLVYNS, A. J.: Selection for food conversion in broilers: Body composition of birds selected for increased body-weight gain, food consumption and food conversion ratio. *Brit. Poult. Sci.*, 20, 1979, s. 87-97.

- PYM, R. A. E. - THOMPSON, J. M.: A simple caliper technique for the estimation of abdominal fat in live broilers. *Brit. Poult. Sci.*, 21, 1980, s. 281-286.
- PYM, R. A. E. - NICHOLLS, P. J. - THOMPSON, E. - CHOICE, A. - FARRELL, D. J.: Energy and nitrogen metabolism of broilers selected over ten generations for increased growth rate, food consumption and conversion of food to gain. *Brit. Poult. Sci.*, 25, 1984, s. 529-539.
- RICARD, F.H.: Indice de conformation et état d'engraissement de poulets appartenant à des souches sélectionnées sur la forme de la courbe de croissance. In: *Proc. XVI World Poultry Congress, Rio de Janeiro, September 17-21, 1978*, s. 1786-1798.
- RICARD, F.H. - LECLERCQ, B. - MARCHÉ, G.: Rendement en viande de poulets de deux lignées sélectionnées sur l'état d'engraissement. *Annales génétiques et Sélection Animales*, 14, 1982, s. 551-556.
- RICARD, F. H. - LECLERCQ, B. - TOURAILLE, C.: Selecting broilers for low or high abdominal fat: distribution of carcass fat and quality of meat. *Brit. Poult. Sci.*, 24, 1983, s. 511-516.
- RICARD, F. H. - ROUVIER, R.: Etude de la composition anatomique du poulet. III. Variabilité de la répartition des parties corporelles dans une souche de type Cornish. *Ann. Zootech.*, 1, 1969, s. 151-165.
- RICARD, F. H. - TOURAILLE, C.: Selection for leanness and carcass quality. In: LECLERCQ, B. - WHITEHEAD, C. C. (Eds.): *Leanness in domestic birds*. London, Butterworths 1988, s. 377-386.
- SAADOUN, A. - LECLERCQ, B.: Comparison of *in vivo* fatty acid synthesis of the genetically lean and fat chickens. *Comp. Biochem. Physiol.*, 75B, 1983, s. 641-644.
- SAADOUN, A. - LECLERCQ, B.: *In vivo* lipogenesis in genetically fat and lean chickens of various ages. *Comp. Biochem. Physiol.*, 83B, 1986, s. 607-611.
- SAADOUN, A. - LECLERCQ, B.: *In vivo* lipogenesis of genetically lean and fat chickens: effects of nutritional state and dietary fat. *J. Nutr.*, 117, 1987, s. 428-435.
- SAUNDERSON, C. L. - WHITEHEAD, C. C.: N-Methylhistidine excretion and [$U-^{14}C$] amino acid oxidation in fully fed chickens from two lines selected for high and low body fat contents. *Comp. Biochem. and Physiol.*, 86B, 1987, s. 419-422.
- SHALEV, B. A. - PASTERNAK, H.: Genetic-economic evaluation of traits in a broiler enterprise: the relative genetic-economic values. *Brit. Poult. Sci.*, 24, 1983, s. 521-529.
- SCHEELE, C. W. - SCHAGEN, P. J. W. VAN - TEN HAVE, H. G. M.: Abdominal and total fat content of three broiler strains at two ages affected by nutritional factors. In: MULDER, R. W. A. W. - SCHEELE, C. W. - VEERKAMP, C. H. (Eds.): *Quality of Poultry Meat*. Beekbergen, The Netherlands, 1981, s. 397-407.
- SCHWARTZBERG, N. - ADAMS, R. L. - STADELMAN, W. L.: Correlation of fat thickness probe to actual weight of broiler fat pad. *Poult. Sci.*, 59, 1980, s. 1659 (Abstr.).
- SIEGEL, P. B.: Factors influencing excessive fat deposition in meat poultry. *Proc. XVIIth World's Poultry Congress, Helsinki, 1984*, 1. Genetics, s. 51-52.
- SIMON, J. - LECLERCQ, B.: Longitudinal study of adiposity in chickens selected for high or low abdominal fat content: further evidence of a glucose-insulin imbalance in the fat line. *J. Nutr.*, 112, 1982, s. 1961-1973.
- SØRENSEN, P.: Estimation of abdominal fat in live chickens by palpation. *Proc. XVIIth World's Poultry Congress, Helsinki, 1984a*, s. 163-164.
- SØRENSEN, P.: Selection for improved feed efficiency in broilers. *Ann. Agric. Fenn.*, 23, 1984b, s. 238-246.
- SØRENSEN, P.: The genetic influence on fat deposition in broiler chickens. „Qualita“ delle carni avicole, Castrocara Terme, 12-13 maggio, 1988. 12 s.

- SØRENSEN, P. - LEENSTRA, F. R.: Recent research on the breeding of meat production stock. Proc. 7th Europ. Poultry Conf., Paris, France, 1986, Vol. 1, s. 60-69.
- SØRENSEN, P. - CHWALIBOG, A. - EGGUM, B. O.: Protein and energy metabolism in two lines of chickens selected for growth on high or low protein diets. Brit. Poult. Sci., 24, 1983, s. 237-250.
- TOUCHBURN, S. P. - SIMON, J. - LECLERCQ, B.: Evidence of a glucose-insulin imbalance and effect of dietary protein and energy level in chickens selected for high abdominal fat content. J. Nutr., 111, 1981, s. 325-335.
- WANG, L. - McMILLAN, I. - CHAMBERS, J. R.: Genetic correlations among growth, feed, and carcass traits of broiler sire and dam populations. Poult. Sci., 70, 1991, s. 719-725.
- WASHBURN, K. W. - STEWART, P. A.: Use of a fat probe to assess variation in abdominal fat in broilers. Poult. Sci., 66, 1987, s. 1911-1917.
- WHITEHEAD, C. C.: Development of divergent lines of lean and fat broilers using plasma very low density lipoprotein concentration as selection criterion: The first three generations. Brit. Poult. Sci., 25, 1984, s. 573-582.
- WHITEHEAD, C. C.: Selecting leaner broilers on the basis of plasma lipoprotein concentration. In: 7th Int. Symp. Actual Problems of Avian Genetics, Smolenice, ČSSR, 1987, s. 108-112.
- WHITEHEAD, C. C.: Divergent selection of lean and fat lines of broilers over eight generations using plasma very low density lipoprotein as selection criterion. Brit. Poult. Sci., 31, 1990, s. 293-305.
- WHITEHEAD, C. C. - GRIFFIN, H. D.: Plasma lipoprotein concentration as an indicator of fatness in broilers. Effect of age and diet. Brit. Poult. Sci., 23, 1982, s. 299-305.
- WHITEHEAD, C. C. - GRIFFIN, H. D.: Development of divergent lines of lean and fat broilers using plasma very low density lipoprotein concentrations as selection criterion: the first three generations. Brit. Poult. Sci., 25, 1984, s. 573-582.
- WHITEHEAD, C. C. - GRIFFIN, H. D.: Development of divergent lines of lean and fat broilers using plasma very low density lipoprotein concentration as selection criterion: results over the fourth generation and lack of effect of dietary fat on performance and carcass fat content. Brit. Poult. Sci., 27, 1986, s. 317-324.
- WHITEHEAD, C. C. - SAUNDERSON, C. L.: Body composition and CO₂ production and lipogenesis from [U-¹⁴C] amino acids in pair-fed broiler chickens from two lines selected for high and low body fat contents. Comp. Biochem. and Physiol., 89B, 1988, s. 127-129.
- YOSHIDA, M. - MORIMOTO, H.: Interrelationship between dietary protein level and carcass composition of chicks. Agric. biol. Chem., 34, 1970, s. 414-422.

RNDr. Ludmila Hyánková, CSc., RNDr. Helena Knížeťová, CSc.
Výzkumný ústav živočišné výroby, 104 00 Praha 10-Uhřetěves

ADVERTISEMENT

The Editors of the journal offer to the Czech as well as foreign firms the possibility of advertising on pages of the ŽIVOČIŠNÁ VÝROBA (Animal Production) journal. Through your adverts published in our journal, the specialists both from the field of research and production will be informed about your products.

For more detailed information, please contact:

ŽIVOČIŠNÁ VÝROBA

attn. ing. M. Černá, CSc.

Ústav zemědělských a potravinářských informací

Slezská 7

120 56 P r a h a 2

Z VĚDECKÉHO ŽIVOTA

Symposium Evropského společenství APLIKACE SMÍŠENÝCH MODELŮ PŘI ODHADU PLEMENNÉ HODNOTY U PRASAT

Dne 27. 5. 1993 se konalo ve Výzkumném ústavu pro chov a etologii hospodářských zvířat v Mariensee (Institute of Animal Husbandry and Ethology) symposium Evropského společenství na téma Aplikace smíšených modelů v odhadu plemenné hodnoty u prasat. Symposium se konalo pod záštitou komise ES v Bruselu a zúčastnili se ho přední odborníci v této problematice ze zemí ES.

Symposium zahájil ředitel ústavu prof. Dr. D. S m i d t, který zdůraznil význam těchto akcí a potřebu vzájemné výměny poznatků.

Dopolední část byla věnována tématu *Plemenná hodnota odhadovaná v jednom prostředí*. J. P. B i d a n e l (Francie) se zabýval plemennou hodnotou pro reprodukční znaky u prasat dvou plemen - large white (LW) a francouzská landrase (FL). Jeho příspěvek popisoval základní selekční schéma, organizaci testace a hodnocené znaky. Prezentovány byly první výsledky aplikace animal modelu BLUP při hodnocení reprodukce. Modelem s opakovatelností byl hodnocen ukazatel počet narozených selat (odhad koeficientu dědivosti pro tento znak byl pro LW $0,112 \pm 0,012$ a pro FL $0,100 \pm 0,016$). Do budoucna se počítá s nárůstem počtu hodnocených reprodukčních znaků (např. počet struků, přežitelnost selat, interval od odstavu do zapuštění). Rutinní vyhodnocení animal modelem bude probíhat jednou týdně nebo měsíčně.

Od roku 1991 je rutinně používán BLUP-animal model pro hodnocení prasat na testacích stanicích ve Španělsku - Katalánii (J. T i b a u i F o n t). Hodnocení se provádí měsíčně. Ve srovnání s klasickým selekčním indexem byl BLUP vyhodnocen jako účinnější. Uvažuje se o použití animal modelu i pro hodnocení údajů z polní testace. Vyskytují se však problémy - na stanicích je testováno 800 zvířat za rok, tzn. relativně malý počet, šlechtitelská (nukleová) stáda jsou otevřená, pro zpřesnění odhadu je třeba vzít v úvahu data z polní testace (9000 zvířat za rok).

Příspěvek autorů A. D u c o s et al. (Francie) se týkal použití multitrait animal modelu pro odhad plemenné hodnoty u prasat testovaných na stanici. Do příbuzenské matice v animal modelu je zahrnuto pro plemeno LW 11 generací předků, pro plemeno FL 12 generací. U zvířat zařazených do selekce byl zjišťován průměrný denní přírůstek, spotřeba veškerých stravitelných živin (VSŽ) a výška hřbetního tuku, u potomstva průměrný denní přírůstek, jatečná výtěžnost, podíl hlavních masitých částí v procentech a index kvality masa. Byl sledován genetický trend v populaci u souboru dat z let 1977 až 1990; vývoj pro výšku hřbetního tuku i pro spotřebu VSŽ má klesající tendenci, procentuální podíl hlavních masitých částí stoupá.

E s t a n y et al. (Španělsko) se zabývali odhadem plemenné hodnoty pro produkční a reprodukční znaky měřené v podmínkách polní testace. Rutinně se každý týden hodnotí průměrný denní přírůstek, spotřeba VSŽ, podíl hlavních masitých částí v procentech, výška hřbetního tuku a počet živě narozených selat ve vrhu. Autoři odhadovali také koeficienty dědivosti pro počet živě narozených selat - 0,05 až 0,09 (podle plemen). Jednotlivé odhadnuté plemenné hodnoty jsou dosazovány do indexu (Animal index).

Další část symposia byla věnována tématu *Souhrnný odhad plemenné hodnoty na základě údajů z polní testace, testace na stanicích a reprodukce*.

Příspěvek autorů K. K a r r a s et al. (SRN) se týkal použití metody BLUP pro hodnocení růstu, výkrmnosti a reprodukce na stanicích spolkové země SRN Baden-Württembersko. Na stanicích se sledoval průměrný denní přírůstek v testu, spotřeba VSŽ a index kvality masa, v polní testaci průměrný denní přírůstek od narození, výška hřbetního tuku a z reprodukčních ukazatelů počet všech narozených selat. Výsledné plemenné hodnoty pro jednotlivé znaky jsou sestavovány do indexu, index pro prověřené kance je používán jako licence pro inseminaci. Každý týden projde polní testací 150 až 200 zvířat a testací na stanicích 50 zvířat; na jeden týden připadá 150 až 200 vrhů.

P. K n a p et al. (Holandsko) ukončili v letošním roce tvorbu systému vyhodnocování plemenné hodnoty metodou BLUP pro výkrmnost, jatečnou hodnotu, plodnost a znaky exteriéru. Hodnocení je prováděno pro tři plemena - holandský yorkshire (otcovská linie), holandský yorkshire (mateřská linie) a holandská landrase. Znaky výkrmnosti a jatečné hodnoty jsou zjišťovány na stanicích a v polní testaci - průměrný denní přírůstek (v testu, od narození), výška hřbetního tuku, index kvality masa, procentuální podíl hlavních masitých částí a procentuální podíl intramuskulárního tuku. Ze znaků reprodukce se sleduje počet živě narozených selat, velikost vrhu při odstavu a interval od odstavu do prvního zapuštění. Znaky exteriéru se hodnotí na potomstvu mladých kanců zařazených do inseminace. Důraz je kladen na kvalitu končetin a počet struků. Výsledky testace (polní i staniční) jsou zasílány každý týden do centrální databanky, kde se provádí jednou týdně odhady plemenné hodnoty. Pro odhad plemenné hodnoty výkrmnosti, jatečné hodnoty a reprodukce je používán animal model, pro znaky exteriéru otcovský (sire) model.

O přechodu od klasického selekčního indexu k metodě BLUP v Norsku hovořil E. S e h e s t e d . Obecně se sleduje 21 užitkových znaků, ale jen šest znaků tvoří 95 % proměnlivosti v komplexním agregovaném genotypu - spotřeba VSŽ, úroveň růstu (vyjádřená počtem dnů v testu od 25 do 100 kg živé hmotnosti), procentuální podíl hlavních masitých částí, kvalita bočního sádla, jatečná výtěžnost a počet živě narozených selat. Testace se provádí na testacích stanicích kanců (krmení *ad libitum*, individuální měření spotřeby VSŽ), na testacích stanicích polosourozenců (krmení *ad libitum*, spotřeba VSŽ se neměří) a u kanečků a prasniček v chovech - polní testace. V šlechtitelských chovech je 100% inseminace, v celé populaci pak 80%. Pro vyhodnocení plodnosti se používá single trait animal model s opakovatelností, pro zbývající užitkové znaky multitrait animal model.

S odhadem plemenné hodnoty pro produkční a reprodukční znaky v Dánsku seznámil účastníky sympozia S. A n d e r s e n . Národní dánský šlechtitelský program u prasat je založen na datech z testacích stanic a datech z polní testace. Na stanicích se zjišťuje průměrný denní přírůstek v testu, výška hřbetního tuku, spotřeba VSŽ (krmení *ad libitum*, měření individuální), procentuální podíl hlavních masitých částí, jatečná výtěžnost; disekcí se také zjišťuje podíl tuku v libovém mase. Nehodnotí se kvalita masa. V polní testaci se sleduje průměrný denní přírůstek od narození, výška hřbetního tuku, počet všech narozených selat. Z produkčních znaků se hodnotí průměrný denní přírůstek, procentuální podíl hlavních masitých částí, spotřeba VSŽ a z reprodukčních znaků počet všech narozených selat. Hodnocení se provádí single trait animal modelem, z efektů obsažených v modelu byl v roce 1985 eliminován efekt stáda (podniku), ze kterého zvíře pochází, a v roce 1991 efekt plemene. Centrální odhad plemenné hodnoty je prováděn každý týden.

Pro multitrait animal model je také nutná znalost (ko)variančních komponent. O teoretických aspektech odhadu těchto komponent (multivariate REML) hovořil E. G r o e - n e v e l d (SRN). U prasat je situace komplikovanější, protože agregovaný genotyp zahrnuje údaje měřené v různém prostředí u různých zvířat. Výhodou použitého programu je, že pro jednotlivé znaky mohou být použity odlišné statistické modely.

Poslední čtyři příspěvky byly zahrnuty do tématu *Plemenná hodnota a logika zpracování dat*.

E. K n o l (Holandsko) se zabýval problematikou odhadu plemenné hodnoty v podmínkách mezinárodní šlechtitelské organizace prasat. Každý týden vstupuje do výpočtu plemenné hodnoty (pro 500 000 zvířat - z toho 60 000 žijících) 50 000 údajů o reprodukci a 90 000 údajů o produkčních znacích. V reprodukci se sleduje i přežitelnost selat v prvních třech vrzích prasnice a její mateřské schopnosti. Pro vyhodnocení se používá model BLUP, který umožňuje přesnější stanovení pořadí zvířat podle plemenných hodnot a zlepšení selekčního procesu.

M. K o v a c o v á hovořila o národním programu odhadu plemenné hodnoty a informačním systému v chovu prasat ve Slovinsku. Hierarchická struktura stád je stejná jako v naší republice (šlechtitelské chovy - rozmnožovací chovy - užitkové chovy), kanecí jsou selektováni ve věku šesti až sedmi měsíců na základě exteriéru a vlastní užitkovosti - průměrný denní přírůstek od narození, výška hřbetního tuku. Celkem na čtyřech testacích stanicích se testují prasata v různých hmotnostních kategoriích - i ve 120 kg živé hmotnosti. Vyhodnocení se provádí metodou BLUP, která navazuje na nově vytvořenou informační infrastrukturu (nejprve byla použita centrálně, poté v některých produkčních jednotkách).

Problémem ovlivnění plemenné hodnoty při kombinaci linií se zabývala O. S o u t h w o o d (Velká Británie). Byly sledovány tři linie, u kterých byl měřen průměrný denní přírůstek v testu, výška hřbetního tuku, spotřeba VSŽ. Tyto linie byly navzájem kombinovány. Pro jednotlivé znaky byly odhadovány koeficienty dědivosti: průměrný denní přírůstek - 0,25, výška hřbetního tuku - 0,047, spotřeba VSŽ - 0,29. Při vzájemné kombinaci linií měl genetický zisk pro všechny ukazatele stoupající tendenci, avšak u každé z kombinací bylo dosaženo odlišných hodnot. Kombinace linií tedy plemennou hodnotu více či méně ovlivňuje, což je důležitým poznatkem pro vytváření nových linií.

Poslední příspěvek symposia se týkal použití elektronického identifikačního systému (mikrochips) při testaci potomstva (K. U. G ö t z , SRN). Sledovány byly znaky výkrmnosti a jatečné hodnoty v polní testaci. Elektronickou identifikací se vyřeší problémy chybějících informací (mikrochipy má zvíře lokalizovány za uchem, v prvním týdnu po implantaci je 1 až 2 % chipů ztraceno, v dalších týdnech už ztráty nebyly zaznamenány). V pokusu bylo sledováno téměř 5000 potomků po kancích ze tří inseminačních stanic. Vyhodnocení se provádí redukováným animal modelem bez dominantních efektů, výsledné plemenné hodnoty pro jednotlivé znaky jsou sestavovány do selekčního indexu. Vynaložené náklady mají díky přesnějším informacím pro odhad plemenné hodnoty návratnost v podobě zisku z inseminačních stanic.

Ing. Dana Večeřová,

Výzkumný ústav živočišné výroby, 104 00 Praha 10-Uhřetěves

**Ústav zemědělských a potravinářských informací
Slezská 7, 120 56 Praha 2**

**UPOZORNĚNÍ PRO ODBĚRATELE
VĚDECKÝCH ČASOPISŮ ČAZV A SAPV**

Od roku 1994 bude zajišťovat distribuci vědeckých časopisů vydavatel
Ústav zemědělských a potravinářských informací Praha.

Věříme, že i v dalších letech zůstanete odběrateli našeho vědeckého
časopisu, a proto Vás žádáme, abyste nám

**co nejdříve zaslali objednávku
na předplatné časopisu,**

který budete v roce 1994 odebírat - nejpozději **do 30. 11. 1993**

	Periodicita	Rozsah	Předplatné
Rostlinná výroba	12	96 s.	420,-
Živočišná výroba	12	96 s.	420,-
Veterinární medicína	12	64 s.	360,-
Zemědělská ekonomika	12	96 s.	420,-
Lesnictví	12	48 s.	420,-
Potravinářské vědy	6	80 s.	192,-
Zemědělská technika	4	80 s.	128,-
Ochrana rostlin	4	80 s.	128,-
Genetika a šlechtění	4	80 s.	128,-
Zahradnictví	4	80 s.	128,-

Objednávky zasílejte na adresu:

Ústav zemědělských a potravinářských informací
referát odbytu - pí Tejčková
Slezská 7
120 56 Praha 2

OBSAH – CONTENTS

Genetika a šlechtění – Genetics and Breeding

- J a k u b e c V.: Obecný model pro genetické efekty v šlechtění živočichů – A general model for genetic effects in animal breeding 861

Výživa a krmení – Nutrition and Feeding

- Č e r e š ň á k o v á Z., C h o v a n e c J., S o m m e r A.: Vplyv vegetačnej fázy lucerny na zloženie bunčných stien a stráviteľnosť živín v sene – The effect of growth stage in alfalfa on the composition of cell walls and nutrient digestibility in hay 875

- G a l l o M., G a l l o J., S o m m e r A., F l a k P.: Vplyv výživy v prechodnom období na prírastky živej hmotnosti pasených výkrmových býčkov – The effect of nutrition in the period of diet change on live weight gains on grazing feeder bulls 883

- C h r a p p a V., S a b o V., B o d ě a K.: Skrmovanie sušeného prepeličieho trusu pri dvoch úrovniach dusíkatých látok v kŕmnej zmesi u japonských prepelíc – Feeding of dried quail manure at two levels of proteins in feed mix for Japanese quail 891

Ekologie – Ecology

- L o h n i s k ý K.: Abundance a ichtyomasa dvou sousedních regulovaných úseků podhorského potoka Trotiny – Population density and biomass of fish in two neighbouring man-made stream beds in the barbel zone of the stream Trotina 899

Živočišné produkty – Animal Products

- H a n u š O., G e n ě u r o v á V., G a b r i e l B., K o p e c k ý J., J e d e l s k á R.: Kalibrace a kontrola přesnosti stanovení počtu somatických buněk v mléce krav metodou Fossomatic – Calibration and accuracy control in determining somatic cell count in cow's milk by means of the method Fossomatic 907

INFORMACE - STUDIE - SDĚLENÍ

- H y á n k o v á L., K n í ž e t o v á M.: Nové směry ve šlechtění brojlerových kuřat - selekce na snížení obsahu tělního tuku 927

Z VĚDECKÉHO ŽIVOTA

- V e ě ř o v á D.: Sympozium Evropského společenství Aplikace smíšených modelů při odhadu plemenné hodnoty u prasat 941

Vědecký časopis ŽIVOČIŠNÁ VÝROBA ● Vydává Česká akademie zemědělských věd a Slovenská akadémia pôdohospodárskych vied - Ústav zemědělských a potravinářských informací ● Vychází měsíčně ● Redaktorka: ing. Marie Černá, CSc. ● Redakce: Slezská 7, 120 56 Praha 2, tel.: 02/257541 ● Sazba: Studio DOMINO - ing. Jakub Černý, Popovice 144, 267 01 Králův Dvůr, tel.: 0311/22959 ● Tisk: ÚZPI Praha ● © Ústav zemědělských a potravinářských informací, Praha 1993

Rozšiřuje PNS a. s. Informace o předplatném podá a objednávky přijímá každá administrace PNS, doručovatel tisku a Administrace centralizovaného tisku, Hvoždanská 17, 149 00 Praha 4-Roztyly.