

ÚSTAV ZEMĚDĚLSKÝCH A POTRAVINÁŘSKÝCH INFORMACÍ

ŽIVOČIŠNÁ VÝROBA

Animal Production

ČESKÁ AKADEMIE ZEMĚDĚLSKÝCH VĚD

6

VOLUME 40 (LXVIII)
PRAHA
KVĚTEN 1995
CS ISSN 0044-4847

Mezinárodní vědecký časopis vydávaný z pověření České akademie zemědělských věd a s podporou Ministerstva zemědělství České republiky

An international journal published by the Czech Academy of Agricultural Sciences and with the promotion of the Ministry of Agriculture of the Czech Republic

REDAKČNÍ RADA – EDITORIAL BOARD

Předseda – Chairman

Ing. Vít Prokop, DrSc. (Výzkumný ústav výživy zvířat, Pohořelice, ČR)

Členové – Members

Prof. ing. Jozef Bulla, DrSc. (Výskumný ústav živočišnej výroby, Nitra, SR)

Doc. ing. Josef Čeřovský, DrSc. (Výzkumný ústav živočišné výroby Praha, pracoviště Kostelec nad Orlicí, ČR)

Ing. Ján S. Gavora, DrSc. (Centre for Food and Animal Research, Ottawa, Ontario, Canada)

Dr. Alfons Gottschalk (Bayerische Landesanstalt für Tierzucht, Grub, BRD)

Ing. Július Chudý, CSc. (Vysoká škola poľnohospodárska, Nitra, SR)

Dr. ing. Michal Ivan, DrSc. (Centre for Food and Animal Research, Ottawa, Ontario, Canada)

Prof. ing. MVDr. Pavel Jelínek, DrSc. (Mendelova zemědělská a lesnická univerzita, Brno, ČR)

Prof. dr. ing. Ivo Kolář, CSc. (Výzkumný ústav pro chov skotu, Rapotín, ČR)

Ing. Jan Kouřil (Výzkumný ústav rybářský a hydrobiologický, Vodňany, ČR)

Prof. ing. František Louďa, DrSc. (Česká zemědělská univerzita, Praha, ČR)

Prof. ing. Josef Mácha, DrSc. (Mendelova zemědělská a lesnická univerzita, Brno, ČR)

RNDr. Milan Margetín, CSc. (VÚŽV Nitra, Stanica chovu a šľachtenia oviec a kôz, Trenčín, SR)

Dr. Paul Millar (BRITBREED, Edinburgh, Scotland, Great Britain)

Ing. Ján Poltársky, DrSc. (Výskumný ústav živočišnej výroby, Nitra, SR)

Ing. Pavel Trefil, CSc. (Výzkumný ústav živočišné výroby, Praha-Uhřetěves, ČR)

Vedoucí redaktorka – Editor-in-Chief

Ing. Marie Černá, CSc.

Cíl a odborná náplň: Časopis publikuje původní vědecké práce a studie typu review z oblasti genetiky, šlechtění, fyziologie, reprodukce, výživy a krmení, technologie, etologie a ekonomiky chovu skotu, prasat, ovcí, koz, drůbeže, ryb a dalších druhů hospodářských zvířat.

Časopis je citován v bibliografickém časopise *Current Contents – Agriculture, Biology and Environmental Sciences*, abstrakty z časopisu jsou zahrnuty v těchto databázích: *Agris*, *CAB Abstracts*, *Current Contents on Diskette – Agriculture, Biology and Environmental Sciences*, *Czech Agricultural Bibliography*, *Toxline Plus*, *WLAS*.

Periodicita: Časopis vychází měsíčně (12x ročně), ročník 40 vychází v roce 1995.

Přijímání rukopisů: Rukopisy ve dvou vyhotoveních je třeba zaslat na adresu redakce: Ing. Marie Černá, CSc., vedoucí redaktorka, Ústav zemědělských a potravinářských informací, Slezská 7, 120 56 Praha 2, tel.: 02/25 75 41–9, fax: 02/25 70 90. Den doručení rukopisu do redakce je publikován jako datum přijetí k publikaci.

Informace o předplatném: Objednávky na předplatné jsou přijímány pouze na celý rok (leden–prosinec) a měly by být zaslány na adresu: Ústav zemědělských a potravinářských informací, vydavatelské oddělení, Slezská 7, 120 56 Praha 2. Cena předplatného pro rok 1995 je 468 Kč.

Aims and scope: The journal publishes scientific papers and reviews dealing with the study of genetics and breeding, physiology, reproduction, nutrition and feeds, technology, ethology and economics of cattle, pig, sheep, goat, poultry, fish and other farm animal management.

The journal is cited in the bibliographical journal *Current Contents – Agriculture, Biology and Environmental Sciences*, abstracts from the journal are comprised in the databases: *Agris*, *CAB Abstracts*, *Current Contents on Diskette – Agriculture, Biology and Environmental Sciences*, *Czech Agricultural Bibliography*, *Toxline Plus*, *WLAS*.

Periodicity: The journal is published monthly (12 issues per year), Volume 40 appearing in 1995.

Acceptance of manuscripts: Two copies of manuscript should be addressed to: Ing. Marie Černá, CSc., editor-in-chief, Institute of Agricultural and Food Information, Slezská 7, 120 56 Praha 2, tel.: 02/25 75 41–9, fax: 02/25 70 90. The day the manuscript reaches the editor for the first time is given upon publication as the date of reception.

Subscription information: Subscription orders can be entered only by calendar year (January–December) and should be sent to: Institute of Agricultural and Food Information, Slezská 7, 120 56 Praha 2. Subscription price for 1995 is 118 USD (Europe), 123 USD (overseas).

GENOTYPING OF κ -CASEIN IN DIFFERENT CATTLE BREEDS IN SLOVAKIA

GENOTYPOVANIE κ -KAZEÍNOVÝCH ALEL RÔZNYCH PLEMÍEN HOVÄDZIEHO DOBYTKA NA SLOVENSKU

D. Vašíček, P. Uhrín, P. Chrenek, M. Bauerová, M. Oberfranc, J. Bulla

Research Institute of Animal Production, Nitra, Slovak Republic

ABSTRACT: Genetic variants of κ -casein are associated with lactation performance and have a major influence on the composition of milk and on its manufacturing properties, including cheese yield. The BB genotype is associated with a higher protein percentage than κ -casein AA genotype, and is more desirable for the cheese making. The frequencies of κ -casein alleles of the following cattle breeds from nucleus herds were determined in our work: Holstein Friesian, Black and White (German Type), Simmental and Pinzgauer breed. Analyses were accomplished from the DNA of blood or hair root samples by methodology based on polymerase chain reaction (PCR). Time required for PCR analysis was substantially decreased in our analyses and the changes did not have any effect on the quality of obtained PCR products. The frequencies of *B* allele were 21% in the case of Holstein-Friesian cattle ($n = 55$), 22% in Black and White (German Type) cattle ($n = 43$), 56% in the case of Simmental breed ($n = 49$) and 24% in the case of Pinzgauer breed ($n = 113$). In order to increase the occurrence of *B* allele, genotyping of bovine genotypes of κ -casein should continue, especially in the case of the animals involved in the breeding programmes in Slovakia.

κ -casein; PCR amplification; RFLP; genotype

ABSTRAKT: Genetické varianty κ -kazeínu hovädzieho dobytku sú späté s výkonnosťou laktácie a majú hlavný vplyv na zloženie mlieka a na jeho spracovateľské vlastnosti, vrátane výťažku syra. BB genotyp je spätý s vyšším obsahom proteínov ako AA genotyp a je žiaducejší pre výrobu syrov. V práci sme stanovili frekvencie alel κ -kazeínu u plemien holštajnsko-frízske, čierostrakaté nízinné, slovenské strakaté a pinzgauské zo šľachtiteľských chovov. Analýzy sme uskutočnili metódou polymerázovej reťazovej reakcie (PCR), pričom sme DNA vyizolovali z krvi alebo z korieňov chlupov. Skrátili sme čas potrebný pre PCR analýzu, pričom uskutočnené zmeny nemali žiaden vplyv na kvalitu získaných PCR produktov. Zastúpenie alely *B* bolo 21 % u holštajnsko-frízskeho dobytku ($n = 55$), 22 % u čierostrakateho nízinného dobytku ($n = 43$), 56 % u slovenského strakateho dobytku ($n = 49$) a 24 % u pinzgauského dobytku ($n = 113$). Genotypovanie hovädzieho dobytku na Slovensku na κ -kazeín by malo pokračovať predovšetkým u zvierat zahrnutých v šľachtiteľských programoch s cieľom zvýšiť zastúpenie alely *B* v populácii zvierat.

κ -kazeín; PCR amplifikácia; RFLP; genotyp

INTRODUCTION

In the bovine milk more than 90% of the total protein content consists of six tissue-specific proteins which are synthesised by and excreted from the secretory epithelia of the mammary gland during lactation. These are the four caseins (α_{s1} , α_{s2} , β and κ) and two major whey proteins: β -lactoglobulin and α -lactalbumin (Clark, 1992). Most of the chemical differences between the variants of various milk proteins are small, usually consisting in the substitution of one or two amino acids (Swaisgood, 1982).

Kappa-casein (κ -Cn) is 169 amino acids length, that constitutes approximately 12% of the casein complex of bovine milk. It is phosphorylated to a lesser degree than other caseins and, unlike them, it is O-glycosylated

at a number of serine and threonine residues. κ -Cn exists as a disulphide linked polymer comprising on average about 30 molecules in milk (Clark, 1992). The cDNA sequence has been published by Stewart et al. (1984). The corresponding gene comprises a 13 kb transcription unit divided into five exons (Alexander et al., 1988). The κ -Cn locus was localized on locus 6q26-33 (Barendse et al., 1994; Bishop et al., 1994).

Genetic variants of bovine κ -Cn are associated with lactation performance and have a major influence on the composition of milk and on its processing properties, including cheese yield. The *B* allele is more desirable than κ -Cn *A* because the former is associated with higher casein content in milk, higher cheese-yielding capacity, more favorable cheese composition, and bet-

ter coagulating properties in terms of renet clotting time and curd firmness (Mariani et al., 1976; Morini et al., 1979; Kroeker et al., 1984; McLean et al., 1984; Schaar, 1984; Marziali, Ng-Kwai-Hang, 1986a, b; Ng-Kwai-Hang et al., 1986, 1987). Therefore it has been proposed to increase the frequency of *B* allele κ -Cn within breeding programmes, preferring sires with the favorable κ -Cn genotypes (κ -Cn BB, κ -Cn AB).

The development of molecular biology techniques enabled to determine κ -Cn genotype at the DNA level by the Polymerase Chain Reaction (PCR) method. It is a very efficient and sensitive method and it enables the amplification of specific nucleotides sequences and allelic forms of the genes. This method enables to determine κ -Cn genotype independently of age and sex. Schlieben et al. (1991) analysed four alleles of κ -Cn (*A*, *B*, *C*, *E*) using PCR-RFLP analysis. Occurrence of *C* and *E* allele is very low in cattle population (Taha, Puhán, 1993; Nebola, Dvořák, 1994). It is not clear whether milk production and quality are connected with occurrence of these alleles.

The aim of our project was to work out the method of bovine κ -Cn genotyping (economically important alleles κ -Cn *A*, κ -Cn *B*) and to investigate the distribution of these allelic forms in nucleus herds in Slovakia.

MATERIAL AND METHODS

Genotyping of *A* and *B* κ -casein alleles was done by the PCR method. The following breeds from nucleus herds (cows) were genotyped: Holstein-Friesian, Black and White (German Type), Simmental and Pinzgauer breed.

Genomic DNA was isolated either from white blood cells obtained from blood or from the hair roots according to the method of osmotic lysis by using proteinase K (Higuchi et al., 1988). Blood cells were washed in the lysis buffer (final concentration 15.4 mM NH_4Cl , 9.2 mM KHCO_3 , 2 mM EDTA, pH 8.0) for red cells lysis. After the protein digestion with proteinase K the samples were phenol/chloroform extracted and ethanol precipitated (Sambrook et al., 1989). PCR reaction mixture (final volume 50 μl) contained approximately 100 ng DNA; 200 μM dATP, dCTP, dGTP and dTTP; PCR reaction buffer (10 mM TRIS-HCl pH 8.3, 50 mM KCl, 0.1 mg/ml gelatine, 1.5 mM MgCl_2); 0.5 μM each of the primers and 1.0 U Taq DNA polymerase (Boehringer Mannheim).

The following sense and antisense primers were used for genotyping of κ -casein gene: 5'- GCT GAG CAG GTA TCC TAG TTA T - 3' and 5'- CTT CTT TGA TGT CTC CTT AGA G - 3' (Schlieben et al., 1991, modified). Samples were amplified for 35 cycles in the following conditions: denaturation step at 94 °C for 60 s, annealing at 55 °C for 60 s and extension step at 72 °C for 60 s with additional 5 min prolongation of the extension step in the last cycle. In

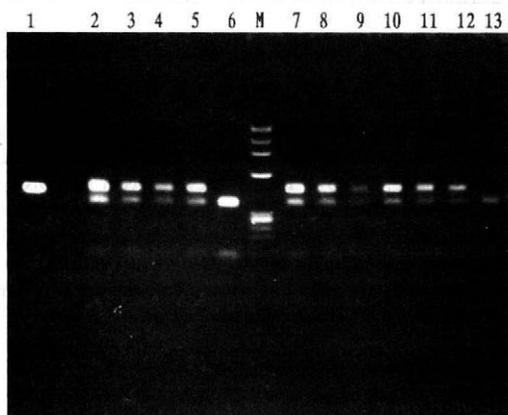
order to decrease time necessary for PCR reaction, denaturation, annealing and extension steps in all cycles were later on changed to 20 seconds (Thermocycler 60, bio-med).

PCR product (10 μl) was digested with Hind III (Boehringer Mannheim, 5U per sample) at least 3 hours at 37 °C. The digested DNA was electrophoresed on 2.5 % agarose gel containing EtBr. PhiX 174RF/Hae III (Promega) was used as a marker.

Calculation of gene frequency was based on direct gene count method by $(n_{AB} + 2 n_{BB})/2 n$ and standard error (SE) of frequencies in percentage was calculated as $100 \times [p(1-p)/2n]^{1/2}$, where n is the sample size, p is the frequency of *B* allele in percentage, divided by 100, and n_{AB} a n_{BB} are numbers of animals with *AB* a *BB* κ -casein alleles, respectively.

RESULTS AND DISCUSSION

PCR amplification resulted in 443 bp long fragment covering of 418 bp of exon IV and 25 bp of intron IV sequence of κ -casein gene. Discrimination of different alleles was done by restriction and subsequent gel electrophoresis (Fig. 1).



1. Representative results of the PCR-RFLP analysis detected by agarose gel electrophoresis. The size of the amplified fragment by PCR for κ -casein is 443 bp (lane 1). Digestion of this product by Hind III yields three fragments of sizes 443 bp, 348 bp and 95 bp for heterozygotes with genotype AB (lane 2-5, 7-12) and two 348 and 95 bp fragments for BB genotype (lane 6, 13). Hind III does not digest PCR product in the case of AA genotype. PhiX 174RF/Hae III was used as a marker (lane M).

Application of shorter time of denaturation, annealing, extension and decrease in annealing temperature to 53 °C in all cycles of the PCR did not have any effect on the quality of obtained PCR products. This enabled to substantially decrease the time required for PCR amplification from about 3 hours to 1 hour. The results of the PCR-RFLP analysis are summarized in Tab. I.

I. Results of the PCR-RFLP analysis

Breed	κ-Cn genotype			Frequency of B allele	SE	
	n	AA	AB			BB
Holstein-Friesian	55	35	17	3	0.21	0.04
Black and White (German type)	43	26	15	2	0.22	0.04
Simmental	49	7	29	13	0.56	0.05
Pinzgauer	113	65	41	7	0.24	0.03

From our results follows the relatively high frequency of B allele of κ-Cn gene was in case of Simmental breed (56%). On the other hand the lowest frequency of B allele was found in the case of Holstein-Friesian breed (21%). In Black and White (German type) cattle and Pinzgauer breed the frequencies of B allele were very similar (22% or 24% respectively).

Our results are in good agreement with data concerning the frequencies of κ-Cn alleles in the literature. In the case of Holstein cattle McLean et al. (1984) found 32% frequency of B allele, Ng-Kwai-Hang et al. (1984) 25%, and Gonyon et al. (1987) 20%, respectively. In Black and White cattle the frequency of B allele was 22% (Litwinczuk, 1991). According to Taha and Puhán (1993) the frequency of B allele in the case of Simmental breed was 48%. Because we did not observed data concerning the frequency of κ-Cn alleles in Pinzgauer breed in literature, our results could not be compared with any authors' results.

In context of low frequency of B allele Lin et al. (1989) speculated that κ-Cn B allele might have a deleterious effect on calf survival. However this question is not explained in a satisfactory way.

Breeding programmes based on the selection of BB genotype should provide milk with improved properties for the cheese making. Although there is not any general agreement about the influence of genetic variants of milk proteins on milk yield and quantitative parameters of milk (Lin et al., 1989), the majority of the authors showed such a positive correlation in their studies that is shown in the introduction of this paper.

Determination of the κ-Cn genotypes by PCR method, when compared with the previously used electrophoretic analysis of the milk proteins, represents a considerable advantage. The latter method is restricted to lactating cows. Typing of bulls is therefore difficult because it requires the analysis of milk samples from a relatively large number of daughters and the examination of the distribution pattern of the κ-Cn types.

Considering that presented results are only partial, genotyping of different breeds and crossbreeds of the cattle by PCR-RFLP analysis will continue in our laboratory. Due to the high demand for κ-Cn B milk by the dairy industry, it might be advantageous to increase this allele in the dairy cattle population by identifying especially sires with homozygous κ-Cn B and using them more frequently as service sires.

REFERENCES

- ALEXANDER, L. J. – STEWART, A. F. – MACKINLAY, A. G. – KAPELINSKAYA, T. V. – TKACH, T. M. – GORODETSKY, S. I.: Isolation and characterization of the bovine κ-casein gene. *Eur. J. Biochem.*, 178, 1988: 395–401.
- BARENDESE, W. – ARMITAGE, S. M. – KOSSAREK, L. M. – SHALOM, A. – KIRKPATRICK, B. W. – RYAN, A. M. – CLAYTON, D. – LI, L. – NEIBERGS, H. L. – ZHANG, N. – GROSSE, W. M. – WEISS, J. – CREIGHTON, P. – MCCARTHY, F. – RON, M. – TEALE, A. J. – FRIES, R. – MCGRAW, R. A. – MOORE, S. S. – GEORGES, M. – SOLLER, M. – WOMACK, J. E. – HETZEL, D. J. S.: A genetic linkage map of the bovine genome. *Nature Genetics*, 6, 1994: 227–235.
- BISHOP, M. D. – KAPPES, S. M. – KEELE, J. W. – STONE, R. T. – SUNDEN, S. L. F. – HAWKINS, G. A. – SOLINAS TOLDO, S. – FRIES, R. – GROSZ, M. – YOO, J. – BEATTIE, C.: A genetic linkage map for cattle. *Genetics*, 136, 1994: 619–639.
- CLARK, A. J.: Prospects for the genetic engineering of milk. *J. Cell. Biochem.*, 49, 1992: 121–127.
- GONYON, D. S. – MATHER, R. E. – HINES, H. C. – HAENLEIN, C. F. W. – ARAVE, C. W. – GAUNT, S. N.: Association of bovine blood and milk polymorphisms with lactation traits: Holsteins. *J. Dairy Sci.*, 70, 1987: 2585–2598.
- HIGUCHI, R. – VON BEROLDINGEN, C. H. – SENSA-BAUGH, G. F. – ERLICH H. A.: DNA typing from single hairs. *Nature*, 332, 1988: 543–546.
- KROEKER, E. M. – NG-KWAI-HANG, K. F. – HAYES, F. – MOXLEY, J. E.: Effects of environmental factors and milk protein polymorphism on composition of casein fraction in bovine milk. *J. Dairy Sci.*, 68, 1984: 1752.
- LIN, C. Y. – McALLISTER, A. J. – NG-KWAI-HANG, K. F. – HAYES, J. F.: Effects of milk protein loci on first lactation performance in dairy cattle. *J. Dairy Sci.*, 69, 1986: 704–712.
- LIN, C. Y. – McALISTER, A. J. – NG-KWAI-HANG, K. F. – HAYES, F. – BATRA, T. R. – LEE, A. J. – ROY, G. L. – VESELY, J. A. – WAUTHY, J. M. – WINTER, K. A.: Relationships of milk protein types to lifetime performance. *J. Dairy Sci.*, 72, 1989: 3085–3090.
- LITWINCZUK, A.: Polymorphism of milk proteins in Black-and-White cows and crosses with different share of Holstein-Friesian cattle blood. *Anim. Sci. Papers Rep.*, 7, 1991: 37–43.
- MARIANI, P. – LOSI, G. – RUSSO, V. – CASTAGNETTI, G. B. – GRAZIA, L. – MORINI, D. – FOSSA, E.: Caseifi-

- cation tests made with milk characterised by variants A and B of κ -casein in the production of Parmigiano-Reggiano cheese. *Sci. Tecn. Latt. Cas.*, 27, 1976: 208.
- MARZIALI, A. S. – NG-KWAI-HANG, K. F.: Effects of milk composition and genetic polymorphism on coagulation properties of milk. *J. Dairy Sci.*, 69, 1986a: 1793.
- MARZIALI, A. S. – NG-KWAI-HANG, K. F.: Effects of milk composition and genetic polymorphism on cheese composition. *J. Dairy Sci.*, 69, 1986b: 2533.
- McLEAN, D. M. – GRAHAM, E. R. B. – PONZONI, R. W. – McKENZIE, H. A.: Effect of milk protein genetic variants on milk composition. *J. Dairy Res.*, 51, 1984: 531–546.
- MORINI, D. – LOSI, G. – CASTAGNETTI, G. B. – MARIANI, P.: Cheesemaking experiments with milk characterised by κ -casein variants A and B: characteristics of the ripened cheese. *Sci. Tecn. Latt. Cas.*, 30, 1979: 243.
- NEBOLA, M. – DVOŘÁK, J.: Kappa-kaseinová alela E u skotu v České republice. *Živoč. Výr.*, 39, 1994: 849–850.
- NG-KWAI-HANG, K. F. – HAYES, J. F. – MOXLEY, J. E. – MONARDES, H. G.: Association of genetic variants of casein and milk serum proteins with milk, fat and protein production by dairy cattle. *J. Dairy Sci.*, 67, 1984: 835–840.
- NG-KWAI-HANG, K. F. – HAYES, F. – MOXLEY, J. E. – MONARDES, H. G.: Relationships between milk protein polymorphisms and major milk constituents in Holstein-Friesian cows. *J. Dairy Sci.*, 69, 1986: 22.
- NG-KWAI-HANG, K. F. – HAYES, F. – MOXLEY, J. E. – MONARDES, H. G.: Variation in milk protein concentration associated with genetic polymorphism and environmental factors. *J. Dairy Sci.*, 70, 1987: 563.
- SAMBROOK, J. – FRITSCH, E. F. – MANIATIS, T.: *Molecular Cloning: A Laboratory Manual*. 2nd ed. New York, Cold Spring Harbor Lab. 1989. 1626 p.
- SCHAAR, J.: Effects of κ -casein genetic variants and lactation number on the renneting properties of individual milks. *J. Dairy Res.*, 51, 1984: 397.
- SCHLIEBEN, S. – ERHARD, G. – SENFT, B.: Genotyping of bovine κ -casein (κ -Cn^A, κ -Cn^B, κ -Cn^C, κ -Cn^E) following DNA sequence amplification and direct sequencing of κ -Cn^E PCR product. *Anim. Genet.*, 22, 1991: 333–342.
- STEWART, A. F. – WILLIS, I. M. – MACKINLAY, A. G.: Nucleotide sequences of bovine α_{S1} - and κ -casein cDNAs. *Nucl. Acids Res.*, 12, 1984: 3895–3907.
- SWAISGOOD, H. E.: Chemistry of milk protein. *Dev. Dairy Chem.*, 1, 1982: 1–60.
- TAHA, F. – PUHAN, Z.: Milk protein polymorphism in Swiss dairy cattle. *Agric. Sci. Finl.*, 2, 1993: 423–429.

Received for publication January 18, 1995

Contact Address:

Ing. Dušan Vašíček, Výskumný ústav živočíšnej výroby, Hlohovská 2, 949 92 Nitra, Slovenská republika, tel.: 087/55 04 55, fax: 087/51 90 32, 51 92 10, e-mail: vuzv@uniag.sk

POUŽITÍ RŮZNÝCH TYPŮ RŮSTOVÝCH FUNKCÍ K MODELOVÁNÍ VÝVOJE HMOTNOSTI ČESKÉHO STRAKATÉHO SKOTU

THE USE OF VARIOUS TYPES OF GROWTH FUNCTIONS FOR MODELLING WEIGHT DEVELOPMENT IN CZECH PIED CATTLE

H. Nešetřilová¹, J. Pulkrábek²

¹ Czech University of Agriculture, Faculty of Economics and Management, Praha, Czech Republic

² Research Institute of Animal Production, Praha-Uhřetěves, Czech Republic

ABSTRACT: Three types of functions were checked in a set of bulls of the Czech Pied cattle ($n = 101$) to construct growth curves. Live weight was recorded in the interval of 30 to 1 470 days. Three types of models were used to describe the growth pattern:

A) Gompertz function $y_t = A \cdot e^{-b} \cdot e^{-kt}$

B) Function $y_t = A \cdot t^b \cdot e^{-kt}$

C) Richards function $y_t = A \cdot (1 - be^{-kt})^{-(1/n)}$

Richards function has been found to be best for the investigated set of bulls out of the growth models used.

growth curve; live weight modelling; Czech Pied cattle; bulls

ABSTRAKT: Pro konstrukci růstových křivek byly na souboru býků českého strakatého skotu ($n = 101$) ověřovány tři různé funkce. Sledována byla hmotnost v časovém rozmezí 30 až 1 470 dnů. K charakterizování průběhu růstu byly použity tři různé modely:

A) Gompertzova funkce $y_t = A \cdot e^{-b} \cdot e^{-kt}$

B) funkce $y_t = A \cdot t^b \cdot e^{-kt}$

C) Richardsova funkce $y_t = A \cdot (1 - be^{-kt})^{-(1/n)}$

Z použitých růstových modelů se pro sledovaný soubor ukazuje jako nejvhodnější Richardsova funkce.

růstové funkce; modelování hmotnosti; český strakatý skot; býci

ÚVOD

Potřeba predikce hmotnosti zvířat v závislosti na jejich věku, možnosti srovnání růstového potenciálu plemen, informace o vlivu selekce na růstové parametry, to vše jsou důvody, které vedou k potřebě matematického modelování růstu. Nejčastěji řešenou úlohou bývá modelování změn celkové živé hmotnosti v čase.

Přehled matematických funkcí, které přicházejí v úvahu při konstrukci růstových křivek, uvádí např. Sager (1983) nebo Knížek et al. (1987). Důležitým požadavkem, kladeným na tyto funkce, je, aby při respektování biologické podstaty projevu růstu vhodně aproximovaly skutečně naměřené hodnoty. Matematický model by měl charakterizovat více individuálních růstových křivek a parametry modelu by měly být biologicky interpretovatelné.

Matematické modelování růstu vychází z předpokladu, že přírůstek je funkcí času (t) a hmotnosti (y). Obsahuje-li však růstová funkce obě proměnné, je obecné řešení značně obtížné. Proto se obvykle předpokládá, že přírůstek lze vyjádřit jako součin funkce času a funkce hmotnosti, tj.

$$\frac{dy}{dt} = f(t) \cdot g(y) \quad (1)$$

V některých případech stačí modelovat růst pouze v určitém období vývoje organismu, kdy bývá obvykle snazší dosáhnout shody reálných dat s průběhem růstové křivky. Nalezení funkce, která by dokázala postihnout růst od narození až do dospělosti zvířete, bývá obtížnější. K tomuto účelu jsou často používány některé speciální tříparametrové funkce (např. Gompertzova) nebo čtyřparametrová Richardsova funkce.

Použití Gompertzovy funkce je založeno na předpokladu, že relativní rychlost růstu s časem exponenciálně klesá, tedy že pro okamžitý relativní přírůstek

$$\frac{1}{y} \cdot \frac{dy}{dt} = c \quad \text{platí} \quad \frac{dc}{c \cdot dt} = -k \quad (2)$$

Výhodou použití této funkce je poměrně snadná biologická interpretovatelnost parametrů. Poloha inflexního bodu, který odpovídá maximální růstové intenzitě, je však pevná, leží zhruba v jedné třetině asymptotické hmotnosti. Tento fakt může limitovat použitelnost modelu. Gompertzovu funkci použili pro predikci hmotnosti jalovic českého strakatého skotu, černostrakatého nřízinného skotu a jejich kříženců Mikšík et al. (1988) a pro modelování růstu býčků českého strakatého skotu od narození do dospělosti Pulkrábek et al. (1985).

Richardsova funkce (Richardson, 1959) je odvozena z předpokladu, že relativní přírůstek je funkcí hmotnosti, tj.

$$\frac{1}{y} \cdot \frac{dy}{dt} = a - by \quad (3)$$

Předností funkce je její větší flexibilita, na základě které je v mnoha případech dosahováno dobré shody mezi průběhem funkce a reálnými daty, její nevýhodou je poměrně nesnadná interpretace parametrů funkce a také potíže s jejich konvergencí (Rutledge et al., 1972). Richardsův model zpracoval Hyánek (1978) a u býčků českého strakatého skotu v období 1 až 15 měsíců jej použili Pulkrábek et al. (1980).

MATERIÁL A METODA

Konstrukce růstových křivek byla založena na údajích o 101 býčích českého strakatého skotu, u nichž byla sledována hmotnost v časovém rozmezí 30 až 1 470 dnů (tj. přibližně do čtyř let věku zvířat). Sledovaný úsek zahrnoval období pobytu býčků v centrální odchovně (do 14 měsíců) a na inseminačních stanicích plemenných býků. K charakterizování průběhu růstu byly postupně použity tři různé modely:

A) Gompertzova funkce $y_t = A \cdot e^{-b} \cdot e^{-kt}$

B) funkce $y_t = A \cdot t^b \cdot e^{-kt}$

C) Richardsova funkce $y_t = A \cdot (1 - be^{-kt})^{-(1/n)}$

kde y_t představuje hmotnost v čase t . Funkce A a B obsahují tři parametry, funkce C má parametry čtyři. Parametr A u funkcí A a C představuje asymptotickou hmotnost, kterou lze chápat jako průměrnou hmotnost jedince v dospělosti, parametr k charakterizuje rychlost změny růstu a parametr n ve funkci C je tzv. tvarový parametr, který určuje polohu inflexního bodu křivky; parametr b nemá specifický biologický význam.

Poloha inflexního bodu (t^+ , r^+) je jednoznačně určena časem t^+ , který lze pomocí parametrů příslušných funkcí vyjádřit takto:

$$\text{– funkce A: } t^+ = \frac{1}{k} \cdot \ln \frac{1}{b}$$

$$\text{– funkce B: } t^+ = \frac{b - \sqrt{b}}{k}$$

I. Odhady parametrů růstových funkcí A, B a C – Estimates of parameters of growth functions A, B and C

Funkce A					
od 30 dnů ²		od 60 dnů ³		od 90 dnů ⁴	
$A = 926,07$	$s_A = 4,126$	$A = 933,11$	$s_A = 4,453$	$A = 941,14$	$s_A = 4,815$
$b = 2,548$	$s_b = 0,017$	$b = 2,502$	$s_b = 0,018$	$b = 2,451$	$s_b = 0,019$
$k = 0,0032$	$s_k = 3 \cdot 10^{-5}$	$k = 0,0031$	$s_k = 3 \cdot 10^{-5}$	$k = 0,0030$	$s_k = 4 \cdot 10^{-5}$
$t^+ = 294,6$		$t^+ = 296,1$		$t^+ = 297,6$	
$R^2 = 0,9737$		$R^2 = 0,9710$		$R^2 = 0,9686$	
Funkce B					
od 30 dnů		od 60 dnů		od 90 dnů	
$A = 1,2513$	$s_A = 0,066$	$A = 1,1462$	$s_A = 0,064$	$A = 1,1125$	$s_A = 0,067$
$b = 1,0217$	$s_b = 0,010$	$b = 1,0379$	$s_b = 0,010$	$b = 1,0434$	$s_b = 0,012$
$k = 0,0006$	$s_k = 2 \cdot 10^{-5}$	$k = 0,0006$	$s_k = 2 \cdot 10^{-5}$	$k = 0,0006$	$s_k = 2 \cdot 10^{-5}$
$t^+ = 19,7$		$t^+ = 33,1$		$t^+ = 37,5$	
$R^2 = 0,9778$		$R^2 = 0,9757$		$R^2 = 0,9731$	
Funkce C					
od 30 dnů		od 60 dnů		od 90 dnů	
$A = 1 074,7$	$s_A = 13,91$	$A = 1 112,8$	$s_A = 18,39$	$A = 1 163,0$	$s_A = 25,71$
$b = 0,9679$	$s_b = 0,011$	$b = 1,0159$	$s_b = 0,008$	$b = 1,0487$	$s_b = 0,005$
$k = 0,0016$	$s_k = 7 \cdot 10^{-5}$	$k = 0,0014$	$s_k = 8 \cdot 10^{-5}$	$k = 0,0012$	$s_k = 8 \cdot 10^{-5}$
$n = 0,8176$	$s_n = 0,034$	$n = 0,9655$	$s_n = 0,040$	$n = 1,1293$	$s_n = 0,049$
$t^+ = 102,9$		$t^+ = 35,6$		$t^+ = -61,7$	
$R^2 = 0,9781$		$R^2 = 0,9760$		$R^2 = 0,9738$	

¹function, ²from 30 days of age, ³from 60 days of age, ⁴from 90 days of age

$$\text{– funkce C: } t^+ = -\frac{1}{k} \cdot \ln \left| \frac{n}{b} \right|$$

Vzhledem k tomu, že u zvířat v odchovných nebývají vždy k dispozici údaje o hmotnosti v prvním období po narození, byly růstové křivky počítány ve třech variantách: z údajů o hmotnostech ve věku od 30, 60 a 90 dnů, tak, aby bylo možné posoudit vliv případných chybějících údajů na parametry růstové funkce a kvalitu vyrovnání. Kvalita aproximace byla posuzována indexem determinace

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

VÝSLEDKY A DISKUSE

V tab. I jsou uvedeny odhady parametrů růstových funkcí A, B a C, které byly vypočteny ze stejného datového souboru. Funkce byly vypočteny ve třech variantách (od 30, 60 a 90 dnů věku) postupným vypou-

těním dat, což se přirozeně projevilo jak na odhadech parametrů funkcí a jejich variabilitě (která obecně vzrostla), tak na indexu determinace R^2 , jehož hodnota postupně klesala, i když pokles byl vzhledem k velké variabilitě dat jen málo patrný.

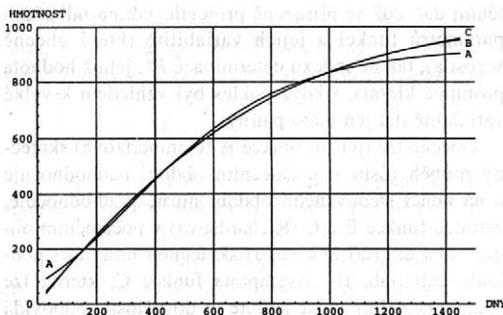
Obecně lze říci, že funkce A (Gompertzova) skutečný průběh růstu v počátečním období nadhodnocuje a na konci sledovaného období mírně podhodnocuje, zatímco funkce B a C (Richardsova) v počátečním období (asi do 120 dnů věku) skutečnou hmotnost podhodnocují (tab. II). Asymptota funkce C, kterou lze chápat jako hmotnost zvířete v dospělosti, odpovídá požadavkům standardu českého strakatého skotu (950 až 1 150 kg). Od 120 dnů téměř do tří let věku je průběh všech tří funkcí velmi podobný, v průběhu tohoto období jsou odchylky u všech funkcí alternující. Zajímavé je, že průběh funkcí B a C je téměř totožný během celého sledovaného období (obr. 1). Naznačuje to možnost použít místo modelu C se čtyřmi parametry jednodušší model B, který má parametry pouze tři.

Poloha inflexního bodu u funkce A je fixována, leží zhruba ve třetině hmotnosti v dospělosti. U sledované-

II. Časový vývoj hmotnosti býků a vyrovnání pomocí funkcí A, B a C (od 30 dnů věku) – Bull live weight development in time and smoothing by functions A, B and C (from 30 days of age)

Věk (dny) ¹	Živá hmotnost ² (kg)				Chovný cíl u českého strakatého skotu ⁵
	skutečná ³	funkce ⁴ A	funkce B	funkce C	
30	80,3	91,3	39,8	47,9	
60	102,4	112,7	79,4	82,7	
90	128,4	136,5	118,1	118,6	
120	157,7	162,4	155,9	154,7	
150	188,2	190,4	192,6	190,7	
180	223,9	219,7	228,2	226,1	230
210	260,6	250,4	262,7	260,8	
240	297,5	281,9	296,1	294,6	
270	334,6	314,1	328,5	327,5	
300	370,2	346,5	359,8	359,3	
330	405,6	378,9	390,1	390,1	
360	438,2	411,0	419,3	419,9	430
390	469,7	442,4	447,5	448,6	
420	493,4	473,1	474,8	476,2	
450	510,8	502,9	501,7	502,8	
540	565,7	585,3	574,3	576,4	
630	619,8	656,0	639,6	641,3	
720	681,0	714,7	697,4	698,3	680
810	758,4	762,2	748,4	748,2	
900	812,7	800,0	792,9	791,7	
990	829,5	829,7	831,5	829,6	
1 080	866,3	852,6	864,7	862,6	870
1 170	908,8	870,3	892,7	891,1	
1 260	925,1	883,9	916,1	916,0	
1 350	944,4	894,2	935,2	937,5	
1 410	959,3	899,6	945,8	950,2	
Dospělost ⁶					950–1150

¹age (days), ²live weight, ³actual, ⁴function, ⁵breeding goal of Czech Pied cattle, ⁶maturity



1. Časový vývoj hmotnosti býků (kg) v závislosti na věku (dny) charakterizovaný růstovými funkcemi A, B a C (varianta od 30 dnů věku) – Bull live weight development in time (kg) as depending upon age (days), described by growth functions A, B and C (variant from 30 days of age); x-axis – days, y-axis – weight

ho souboru býků měl inflexní bod funkce A (varianta od 30 dnů) souřadnice $y^+ = 340,7$ kg a $t^+ = 294,6$ dnů, což se přibližně shoduje s výsledky, které uvádějí jiní autoři. Např. Šiler et al. (1980) uvádějí $y^+ = 300$ kg a $t^+ = 275$ dnů, Pulkrábek et al. (1985) zjistili hodnoty $y^+ = 346$ kg a $t^+ = 313$ dnů. Průběh křivek B a C je velmi plochý, takže funkce reagují na malé změny dat velice citlivě. Vzhledem k tomu je u menších a středních datových souborů odhad polohy inflexního bodu nepřesný a bylo by zbytečné pokoušet se o jeho biologickou interpretaci ve smyslu předělu mezi autoakcelerační a autoretardační fází růstu.

Závěrem lze uvést, že ze studovaných růstových modelů se jako nejlepší pro sledovaný soubor býků českého strakatého skotu ukazuje model C (Richardsova funkce), i když jako téměř stejně vhodný se jeví i model B, jehož výhodou je menší počet odhadovaných parametrů a který poněkud méně citlivě reaguje na ztrátu informace v datech. S výjimkou rané a finální

fáze růstu je však použitelný i model A (Gompertzova funkce).

Poděkování

Autoři článku děkují RNDr. J. Antochovi, CSc., za pomoc při zhotovení obr. 1.

LITERATURA

- HYÁNEK, J.: Richardsova funkce – počítačový program. Praha-Uhřetěves, VÚŽV 1978.
- KNÍŽE, B. et al.: Analýza rychlosti a ranosti růstu u hospodářských a laboratorních druhů zvířat. [Výzkumná zpráva.] Praha-Uhřetěves, VÚŽV 1987.
- MIKŠÍK, J. – PULKRÁBEK, J. – TUČEK, M. – HYÁNEK, J.: Predikce hmotnosti jalovic na základě Gompertzovy funkce. *Živoč. Vyr.*, 33, 1988: 105–112.
- PULKRÁBEK, J. – ŠILER, R. – HYÁNEK, J. – PŘIBYL, J. – MEJSNAR, J. – ŠAFÁŘ, P.: Růst býčků českého strakatého plemene. *Živoč. Vyr.*, 25, 1980: 143–151.
- PULKRÁBEK, J. – ŠILER, R. – TUČEK, M. – MEJSNAR, J.: Růst býčků českého strakatého skotu od narození do dospělosti. *Živoč. Vyr.*, 30, 1985: 55–64.
- RICHARDS, J. F.: A flexible growth function for empirical use. *J. exp. Bot.*, 10, 1959: 290–298.
- RUTLEDGE, J. J. – ROBINSON, O. W. – EISEN, E. J. – LEGATES, E. J.: Dynamics of genetic and maternal effects in mice. *J. Anim. Sci.*, 35, 1972: 911–921.
- SAGER, G.: Mathematische Formulierungen des Wachstums der Körpermasse von Holstein-Rinder. *Arch. Tierz.*, 26, 1983: 23–33.
- ŠILER, R. – KNÍŽE, B. – KNÍŽETOVÁ, H.: Růst a produkce masa u hospodářských zvířat. Praha, SZN 1980.

Došlo 13. 2. 1995

Kontaktní adresa:

RNDr. Helena Nešetřilová, CSc., Česká zemědělská univerzita v Praze, Provozně ekonomická fakulta, 165 21 Praha 6-Suchbát, Česká republika, tel.: 02/338 22 53, fax: 02/39 35 07

THE INVOLVEMENT OF PEPTIDE HORMONES AND RELATED INTRACELLULAR MESSENGERS IN THE REGULATION OF BOVINE OOCYTE MATURATION *IN VITRO*

ÚLOHA PEPTIDOVÝCH HORMÓNŮV A ZÁVISLÝCH VNÚTROBUNEČNÝCH MECHANIZMOV PRI REGULÁCII DOZRIEVANIA OOCYTOV HOVÄDZIEHO DOBYTKA *IN VITRO*

A. V. Sirotkin^{1,2}, H. G. Mikhaeljan², A. K. Golubev¹, J. Bulla²

¹Research Institute of Animal Breeding and Genetics, S.-Petersburg-Pushkin, Russia

²Research Institute of Animal Production, Nitra, Slovak Republic

ABSTRACT: Effects and mechanisms of peptide hormones action on bovine oocytes maturation were studied *in vitro*. In oocyte-cumulus complexes LH (0.5 or 5 IU/ml) and arginine-8-vasotocin (0.5 or 50 ng/ml) stimulated both meiosis reinitiation (determined by percentage of oocytes at diplotene) and completion (percentage of oocytes at metaphase II). Prolactin (1 IU/ml) inhibited reinitiation of nuclear maturation. Oxytocin (0.1, 1 or 5 IU/ml), arginine-8-vasopressin (0.1 or 1 IU/ml), FSH (20 ng/ml) or LH-RH (50 ng/ml) had no marked influence on meiosis. To discover the role of cAMP- and Ca²⁺-dependent intracellular mechanisms of hormone action, the effects of drugs which change intracellular cAMP or Ca²⁺ levels on oocyte maturation were investigated. It was found that cAMP (10, 20, or 40 mM/ml), theophylline (inhibitor of intracellular cAMP katabolism) (0.62, 1.25, 2.5 or 5 mM/ml) or heparin (0.1, 0.5, 1, 2.5, 5, 10, 20, 50, 100 or 200 IU/ml) inhibited reinitiation and further development of meiosis in cumulus-enclosed oocytes in a dose-dependent manner. After the removal of these drugs the oocytes became mature and able to cleavage after insemination. In denuded oocytes cAMP (20 nM/ml), theophylline (5 mM/ml) and heparin (50 IU/ml) inhibited reinitiation, but stimulated further meiotic maturation. Ca²⁺ ionophore A23187 and Ca²⁺ channel blockers verapamil, diltiazem or PN 200-110 had no marked influence on nuclear maturation of cumulus-enclosed oocytes, but these oocytes were not able to cleavage after insemination. The data obtained suggest that various peptide hormones may effect oocyte nuclear maturation mainly through cAMP-, and cytoplasmic maturation – through Ca²⁺-dependent intracellular mechanisms, and that cAMP may control the nuclear maturation by both direct action on the oocyte and through the surrounding cumulus.

oocytes; cumulus; meiosis; hormones; cAMP; Ca²⁺; cow

ABSTRAKT: Efekty a mechanizmy účinku peptidových hormónov na dozrievanie oocytov hovädzieho dobytku sa študovali *in vitro*. LH (0,5 alebo 5 IU/ml) a arginín-8-vasotocín (0,5 alebo 50 ng/ml) stimulovali aj reiničiáciu meiózy (merané podľa percenta oocytov na diploténe) a jej ukončenie (percento oocytov na metafáze II) v oocyt-kumulózných komplexoch. Prolaktín (1 IU/ml) inhiboval reiničiáciu jadrového dozrievania oocytov. Oxytocín (0,1, 1 alebo 5 IU/ml), arginín-8-vasopresín (0,1 alebo 1 IU/ml), FSH (20 ng/ml) alebo LH-RH (50 ng/ml) nemali výrazný vplyv na meiózu. Je známe, že účinok peptidových hormónov je sprostredkovaný zmenami vo vnútrobunečných cAMP- a Ca²⁺-závislých mechanizmov. Aby sme zistili úlohu sprostredkovateľov, študovali sme efekty preparátov, ktoré menia vnútrobunečnú úroveň cAMP a Ca²⁺ na dozrievanie oocytov. Zistilo sa, že cAMP (10, 20 až 40 mM/ml), teofylín (inhibitor katabolizácie vnútrobunečného cAMP (0,62, 1,5, 2,5 alebo 5 mM/ml) alebo heparín (0,1, 0,5, 1, 2,5, 5, 10, 20, 50, 100 alebo 200 IU/ml) inhibovali reiničiáciu a ďalší rozvoj meiózy v oocytoch zabudovaných v kumuluse. Všetky efekty boli dávkovo závislé. Po oddelení týchto preparátov oocyt dozrievali a boli schopné delenia sa po oplodnení. V oocytoch bez kumulusu cAMP (20 nM/ml), teofylín (5 mM/ml) a heparín (50 IU/ml) zdržovali reiničiáciu, ale stimulovali ďalšie jadrové dozrievanie. Ca²⁺-ionofor A23187 a Ca²⁺-blokátory kanálov verapamil, diltiazem alebo PN 200-110 nemali markantný vplyv na jadrové dozrievanie oocytov pokrytých kumulusom, ale tieto oocyt neboli schopné deliť sa po oplodnení. Získané údaje svedčia: 1) o relatívnej nezávislosti regulácie jadrového a cytoplazmatického dozrievania oocytov, 2) že rôzne hormóny môžu regulovať jadrové dozrievanie oocytov väčšinou cez cAMP- a cytoplazmatické dozrievanie cez Ca²⁺-závislé vnútrobunečné mechanizmy, 3) že cAMP-závislé mechanizmy môžu kontrolovať jadrové dozrievanie aj cez priamy účinok na oocyt aj cez okolité bunky kumulusu.

oocyt; kumul; meióza; hormóny; cAMP; Ca²⁺; hovädzí dobytok

INTRODUCTION

Oocyte maturation includes specific changes in nuclear chromosomes (meiosis) and cytoplasm (accumulation of substances and structures necessary for fertilization and future cleavage). During postnatal ontogenesis these changes are regulated by gonadotropins (Guraya, 1985; Golubev et al., 1987; Thibault et al., 1987; Sato, Koide, 1988; Hyttel et al., 1989). But little is known about the involvement of other peptide hormones in these processes. It is unknown, whether hormones influence the onset or the completion of the meiosis. So, the methods used by most investigators for nuclear maturation analysis (GVBD or polar body extrusion) do not allow to define clearly whether the substance influence reinitiation, further development or the completion of meiosis.

There is not enough information about the mechanisms of hormonal effects. It is known that the action of peptide hormones on the cell is due as a rule to the changes in intracellular messengers – cAMP, Ca^{2+} and related substances (Golubev et al., 1987; Rasmussen, Barrett, 1988; Berridge, 1989; Leung, Steele, 1992). So, cAMP, their analogues or drugs, which change intracellular cAMP level, influence meiotic reinitiation in the rat, mouse and hamster oocyte, enclosed in cumulus oophorus or in ovarian follicles (but not in denuded oocytes) (Eppig, 1985; Guraya, 1985; Sato, Koide, 1987; Thibault et al., 1987; Sirard, 1990). There are evidence that heparin which is able to activate cAMP production, inhibits phosphatase and block inositol-phosphate 3 receptors, is also able temporarily inhibit mouse (Sato et al., 1986) and bovine (Olson et al., 1990) oocyte maturation *in vitro*. There is also a report about the Ca^{2+} involvement in meiosis regulation: in mouse oocytes, nuclear maturation was inhibited by antagonists of calmodulin (one of the peptides required to Ca^{2+} influence on many intracellular processes) (Sato et al., 1986).

But there are only few and contradictory data about the role of cAMP- and Ca^{2+} -dependent intracellular mechanisms in the meiosis regulation in non-rodent mammalian species. It was reported, that cAMP had no influence on ovine oocytes nuclear maturation (Crosby et al., 1985), that cAMP stimulated this process in isolated bovine oocytes (Sato et al., 1988), that forskolin (activator of adenylate cyclase) inhibited nuclear maturation of porcine oocytes (Racowsky, 1985). On the other hand, the same effect on porcine oocytes had H8 – inhibitor of cAMP-dependent protein kinase (Jung et al., 1991). Other investigators (Nagyová et al., 1990) failed to find significant effect of forskolin or IBMX (inhibitor of cAMP phosphodiesterase metabolism) on porcine oocytes meiosis. Calmodulin antagonist W7 inhibited *in vitro* oocytes nuclear maturation not only in the mouse (Sato et al., 1986), but also in the cow (Sato et al., 1988). H7, an inhibitor of Ca^{2+} -dependent protein kinase, decreased

also the nuclear maturation rate of porcine oocytes (Jung et al., 1991). There are practically no reports about the influence of all these drugs on the oocyte cytoplasmic maturation.

In our *in vitro* experiments we investigated the effect of some peptide hormones and drugs, which influence intracellular cAMP and Ca^{2+} levels, on meiosis reinitiation and completion, as well as on the ability of bovine oocytes to subsequent fertilization and cleavage.

MATERIAL AND METHODS

Ovaries on late luteal and middle follicular phase of estrous cycle (determined visually according morphological structure of both ovaries) were obtained from Holstein cows 2–8 years of age without visible reproductive abnormalities killed in local slaughterhouse. One hour after the killing, oocytes and oocyte-cumulus complexes were obtained by dissection of ovarian follicles 1–10 mm of diameter in medium TC-199 (Moscow factory of vaccines and sera, Russia) supplemented with 5% bovine fetal serum (Serva, Heidelberg, FRG), and than processed according to method described previously (Golubev, Zavertjajev, 1989). Briefly, after washing three times the oocytes and oocyte-cumulus complexes were cultured at 37.5 °C, 5% CO_2 in air atmosphere in 3 ml medium TC-199 with 10% bovine fetal serum, 2,25 mg/ml Na pyruvate, 7,25 mg/ml Ca-lactate (Serva, Heidelberg, FRG) and 50 mg/ml antibiotic gentamicin (Pharmachim, Sofia, Bulgaria).

Immediately before culture to media of some experimental groups following hormones and drugs were also added: bovine LH (Vraca, Sofia, Bulgaria, 0.5 or 5 IU/ml), porcine FSH (Calbiochem Behring Inc., La Jolla, USA, 0.62, 1.25, 2.5 or 5 mIU/ml) heparin (Moscow endocrine factory, Russia, 0.1, 0.5, 2.5, 5, 10, 20, 50, 100 or 200 IU/ml), Ca^{2+} ionophore A23187 (Serva, Heidelberg, FRG, 5 μ M/ml), Ca^{2+} channel blockers – verapamil (RBI, Natick, USA, 10 nM/ml), diltiazem (RBI, Natick, USA, 10 nM/ml) or PN 200-110 (RBI Natick, Natick, USA, 10 nM/ml).

For oocyte fertilization, frozen-thawed ejaculated bull semen of good motility was washed three times by centrifugation (200xg 10 min) and resuspended in culture medium. Thereafter sperms were incubated 45 min at 37.5 °C in the tube in 10 ml of the same medium supplemented also with 200 IU/ml of heparin. The top sperffraction was used for oocyte fertilization. Mature oocytes were incubated 18–20 h in fresh medium with 10^5 spermatozoa/ml. Thereafter, the medium was replaced and the cells were cultured also 3–4 days.

Meiosis stages, presence of nuclei (characteristic of true cleavage) were determined by Tarkowski (1966) stain.

Each experiment had its own control and was repeated 2–3 times. Significant differences between the groups were evaluated by χ^2 -test.

RESULTS

The meiotic stages of oocyte-cumulus complexes cultured 22 h without- and in the presence of various peptide hormones are present in Tab. I. It was observed that after 0.5 IU/ml LH additions approximately two times more oocytes reinitiated and completed nuclear maturation than in control (calculated by means of proportion of cells at diplotene and metaphase II). Higher LH dose (5 IU/ml) had the same effect. FSH (20 ng/ml), LH-RH (50 ng/ml), oxytocin (0.1, 1, or 5 IU/ml) or arginine-8-vasopressin (0.1 or 1 IU/ml) had no marked influence on oocytes nuclear maturation. But arginine-8-vasotocin, a peptide related to oxytocin and vasopressin, at the doses 0.5 or 50 ng/ml significantly stimulated both meiosis reinitiation and completion. Prolactin (1 IU/ml) had in our experiments expressive meiosis-inhibiting properties: it inhibited both reinitiation and further development of nuclear maturation.

Effects of drugs, which stimulate intracellular cAMP accumulation on meiosis in cumulus-enclosed oocytes - cAMP (10, 20, 40 mM/ml), theophylline (0.62, 1.25 or 5 mM/ml) or heparin (0.1, 0.5, 1, 2.5, 5, 10, 20, 50, 100 or 200 IU/ml) are presented in Tabs. II-IV. It was found that additions of all these drugs inhibited nuclear maturation at diplotene-metaphase I in a dose-dependent manner following 10-40 hours of culture. After washing of cells from these drugs further nuclear maturation was observed, and after 30 h it was completed in 54-77% of oocytes (Tab. V). After loss of meiosis arrest and subsequent insemination from oocytes treated in time of maturation by cAMP,

theophylline and heparin embryos were obtained. Furthermore, cleavage rate in experimental groups was the same or even higher (in heparin-treated significantly) than in control (Tab. VI). Thus, inhibition of nuclear maturation of cumulus-enclosed oocytes by increase of intracellular cAMP level was reversible and not followed by loss of capacity to complete meiosis, to be fertilized and to cleavage.

The effects of drugs mentioned above on the nuclear maturation of denuded oocytes are present in Tab. VII. It was observed that cAMP (20 mM/ml), theophylline (5 mM/ml), or heparin (50 IU/ml) treatments inhibited meiosis reinitiation, but significantly stimulated further development and completion of nuclear maturation in denuded cells.

Additions of drugs that stimulate (A 23187, 5 μ M/ml) or block (verapamil, diltiazem or PN 200-110, 10 nM/ml) intracellular Ca^{2+} input had no significant influence on nuclear maturation of cumulus-enclosed oocytes. But these treated cells were not capable to cleavage after subsequent insemination (Tab. VIII). Thus, changes in intracellular Ca^{2+} levels had no marked influence on nuclear, but blocked cytoplasmic maturation of oocytes cultured *in vitro*.

DISCUSSION

Our results suggest that bovine oocytes are able to mature and to cleavage after insemination in our *in vitro* conditions although the rate of meiosis and cleavage observed was lower than that by some other inves-

I. Effects of some peptide hormones on *in vitro* nuclear maturation of bovine oocyte-cumulus complexes (culture 22 h)

Treatment	Number of oocytes analyzed	Proportion (%) of oocytes on the stage				
		diplotene	diakinese	metaphase I	anaphase-telophase I	metaphase
Control	28	11	28	28	5	28
LH 0.5 IU/ml	22	4 ^x	14 ^x	14 ^x	23 ^x	45 ^x
LH 5 IU/ml	37	13	8 ^x	14 ^x	8	57 ^x
Control	63	10	12	33	16	26
Oxytocin 0.1 IU/ml	34	0 ^x	21	38	20	21
Oxytocin 5 IU/ml	36	22 ^x	11	28	11	28
Control	57	12	14	32	15	27
Vasopressin 0.1 IU/ml	32	9	17	20	12	32
Vasopressin 1 IU/ml	32	9	19	28	13	31
Control	54	24	7	26	15	28
Vasotocin 0.5 ng/ml	47	15	4	4 ^x	11	66 ^x
Vasotocin 50 ng/ml	40	5 ^x	5	10 ^x	12	68 ^x
Control	71	11	9	20	25	35
FSH 20 ng/ml	44	9	14	13	32	32
Control	115	12	10	21	27	30
LH-RH 50 ng/ml	54	20	6	24	22	28
Control	41	12	25	12	17	34
Prolactin 1 IU/ml	29	31 ^x	35	14	10	10 ^x

^x Different ($P < 0.05$) from the control rate

tigators. (Hyttel et al., 1989; Sirard, 1990; Olson et al., 1990). It might be due to the quality of commercial medium used in our experiments, and to

the heterogeneity of the oocyte population which could contain the cells with low meiotic competency (Eppig, 1985; Thibault et al., 1987).

II. Effects of cAMP treatments on *in vitro* nuclear maturation of bovine oocyte-cumulus complexes

Treatment	Time of culture (h)	Number of oocytes analyzed	Proportion (%) of oocytes on the stage		
			diplotene	diakinese-metaphase I	anaphase I-metaphase II
Control	10	44	4	92	4
cAMP 20 mM/ml	10	60	48 ^x	50 ^x	2 ^x
cAMP 40 mM/ml	10	62	60 ^x	40 ^x	0 ^x
Control	20	65	0	60	40
cAMP 20 mM/ml	20	74	64 ^x	36 ^x	0 ^x
cAMP 40 mM/ml	20	80	49 ^x	51	0 ^x
Control	30	101	0	30	70
cAMP 10 mM/ml	30	113	12 ^x	36	52
cAMP 20 mM/ml	30	68	16 ^x	84 ^x	0 ^x
cAMP 40 mM/ml	30	65	60 ^x	23	17 ^x

^x Different ($P < 0.05$) from the control rate

III. Effects of theophylline treatments on *in vitro* nuclear maturation of bovine oocyte-cumulus complexes

Treatment	Time of culture (h)	Number of oocytes analyzed	Proportion (%) of oocytes on the stage		
			diplotene	diakinese-metaphase I	anaphase I-metaphase II
Control	20	125	5	76	19
Theophylline 0.62 mM/ml	20	56	45 ^x	24 ^x	31 ^x
Theophylline 1.25 mM/ml	20	57	56 ^x	42	2 ^x
Theophylline 2.5 mM/ml	20	71	51 ^x	49	0 ^x
Theophylline 5 mM/ml	20	114	39 ^x	56	5 ^x
Control	40	126	1	15	84
Theophylline 2.5 mM/ml	40	69	63 ^x	23	14 ^x
Theophylline 5 mM/ml	40	79	61 ^x	21	18 ^x

^x Different ($P < 0.05$) from the control rate

IV. Effects of heparin treatments on *in vitro* nuclear maturation of bovine oocyte-cumulus complexes

Treatment	Time of culture (h)	Number of oocytes analyzed	Proportion (%) of oocytes on the stage		
			diplotene	diakinese-metaphase I	anaphase I-metaphase II
Control	20	192	3	74	23
Heparin 0.1 IU/ml	20	59	10 ^x	59	31
Heparin 0.5 IU/ml	20	56	6 ^x	58	36
Heparin 1.0 IU/ml	20	63	16 ^x	65	19
Heparin 2.5 IU/ml	20	58	10 ^x	43 ^x	47 ^x
Heparin 5.0 IU/ml	20	50	22 ^x	66	12 ^x
Heparin 10 IU/ml	20	95	41 ^x	39 ^x	20
Heparin 20 IU/ml	20	75	17 ^x	48	35
Heparin 50 IU/ml	20	54	65 ^x	33 ^x	2 ^x
Heparin 100 IU/ml	20	77	62 ^x	32 ^x	6 ^x
Control	30	34	4	29	67
Heparin 50 IU/ml	30	99	30 ^x	68	2 ^x
Heparin 100 IU/ml	30	61	22 ^x	52 ^x	26 ^x
Heparin 200 IU/ml	30	58	16 ^x	74 ^x	10 ^x

^x Different ($P < 0.05$) from the control rate

Results obtained the effect of various peptide hormones on the reinitiation and further development of bovine oocytes nuclear maturation. LH and vasotocin stimulated both reinitiation and further process of maturation, FSH, LH-RH, vasopressin and oxytocin had no influence on these processes, prolactin inhibited meiosis at the stage of reinitiation (diplotene).

Our results confirm many reports of other authors about stimulating effect of LH on *in vitro* maturation

of mouse, rat, bovine, porcine and human oocytes (Channing et al., 1982; Guraya, 1985; Sato, Koide, 1987). Our observations are in agreement with that of Takai et al. (1986) about the inability of oxytocin to influence meiosis in porcine oocytes *in vitro*. Our results about the inhibition of nuclear maturation by prolactin confirm also the data obtained on porcine oocytes (Channing et al., 1982), that this hormone can activate meiosis inhibitor production by

V. *In vitro* nuclear maturation of bovine oocyte-cumulus complexes without-, in the presence-, and after cAMP, theophylline and heparin treatment

Treatment	Time of culture (h)	Number of oocytes analyzed	Proportion (%) of oocytes on the stage		
			diplotene	diakinese-metaphase I	anaphase I-metaphase II
Control	30	19	0	16	84
cAMP 20 mM/ml	30	41	34 ^x	51 ^x	15 ^x
After washing from cAMP	10	47	36 ^x	61 ^x	3 ^x
After washing from cAMP	20	42	12 ^x	64 ^x	24 ^x
After washing from cAMP	30	50	18 ^x	28	54
Control	30	19	0	16	84
Theophylline 5 mM/ml	30	42	52 ^x	45 ^x	3 ^x
After washing from theophylline	10	42	52 ^x	48 ^x	0
After washing from theophylline	20	41	10 ^x	85 ^x	5
After washing from theophylline	30	40	10 ^x	28	62 ^x
Control	30	27	15	15	70
Heparin 50 IU/ml	30	54	53 ^x	47 ^x	0
After washing from heparin	10	48	48 ^x	52 ^x	0
After washing from heparin	20	42	0 ^x	100 ^x	0
After washing from heparin	30	47	0 ^x	23	77

^x Different ($P < 0.05$) from the control rate

VI. Embryo production from bovine oocyte-cumulus complexes matured after meiotic arrest induced by cAMP, theophylline and heparin

Treatment	Number of oocytes analyzed	Rate of cleavage	
		number	%
Control	83	14	16.9
cAMP 20 mM/ml	151	32	21.3
Control	72	8	11.1
Theophylline 5 mM/ml	136	20	8.9
Control	202	18	8.9
Heparin 50 IU/ml	158	31	19.6

VII. Effects of cAMP, theophylline and heparin treatments on *in vitro* nuclear maturation of bovine denuded oocytes (culture 20 h)

Treatment	Number of oocytes analyzed	Proportion (%) of oocytes on the stage		
		diplotene	diakinese-metaphase I	anaphase I-metaphase II
Control	30	0	80	20
cAMP 20 mM/ml	26	12 ^x	42 ^x	46 ^x
Control	34	0	82	18
Theophylline 5 mM/ml	30	17 ^x	57	26
Control	20	10	70	20
Heparin 50 IU/ml	26	31 ^x	8	61 ^x

^x Different ($P < 0.05$) from the control rate

VIII. Effects of drugs influencing intracellular Ca^{2+} accumulation on *in vitro* nuclear maturation and post-fertilization cleavage of bovine oocyte-cumulus complexes

Treatment	Number of oocytes analyzed	Nuclear maturation					Subsequent cleavage		
		proportion (%) of oocytes on the stage					number of oocytes inseminated	rate of cleavage	
		diplotene	diakinesis	metaphase I	anaphase I-telephase I	metaphase II		number	%
Control	56	5	5	26	29	35	65	14	21.5
Verapamil (10 nM/ml)	43	9	0 ^x	26	35	30	30	0	0 ^x
Diltiazem (10 nM/ml)	49	12	6	31	18	33	30	1	3.3 ^x
PN 200-110 (10 nM/ml)	33	9	0 ^x	33	24	34	32	0	0 ^x
A 23187 (5 μM/ml)	62	5	3	27	26	39	30	0	0 ^x

^x Different ($P < 0.05$) from the control rate

follicular cells. The data of our experiments are not in agreement to reports about the LH-RH-induced stimulation of maturation of mouse (Hillensjo et al., 1983), rabbit (Yoshimura et al., 1990) and rat (Ekholm et al., 1981; Dekel et al., 1983) oocytes.

It is known, that peptide hormones can not enter within the cells, and act through cAMP- and/or Ca^{2+} -bound intracellular messengers cascade (Golubev et al., 1987; Rasmussen, Barrett, 1988; Berridge, 1989; Leung, Steele, 1992). There are wide range of data, that cAMP play an important role in the meiosis regulation in many mammalian species (see "Introduction"). Our results suggest that pharmacological enhancement of cAMP level in bovine oocyte culture medium inhibits reversibly reinitiation and further meiotic development, but it does not influence the ability of oocytes to subsequent fertilization and cleavage. On the other hand, regulators of intracellular Ca^{2+} level had not a marked influence on meiosis, but these "mature" oocytes treated were not capable to cleavage after insemination. The absence of Ca^{2+} effect on bovine oocyte meiosis observed in our experiment did not confirm the reports of some other investigators about meiosis inhibition in mouse (Sato et al., 1986) and bovine (Sato et al., 1988) oocytes by calmodulin antagonist and in porcine oocytes by Ca^{2+} -dependent protein kinase (Jung et al., 1991). It is however to keep in mind that Ca^{2+} can act not only through calmodulin-dependent, but also through other (for example via phosphoinositide-dependent) intracellular mechanisms (Rasmussen, Barrett, 1988; Berridge, 1989; Exton, 1990). The incapability of the oocytes treated with Ca^{2+} regulators to be fertilized and to cleave suggests that Ca^{2+} in bovine oocytes regulates mainly not meiosis, but rather cytoplasmic changes which are necessary for subsequent fertilization and cleavage. Our results allow to assume that the bovine oocytes nuclear maturation is regulated mainly through cAMP-, and cytoplasmic maturation – through Ca^{2+} -dependent intracellular mechanisms.

Differences in the cAMP regulators actions on cumulus-enclosed and denuded oocytes may indicate the existence of two cAMP-including regulatory mechanisms – cumulus-dependent and cumulus-independent.

So, cAMP, theophylline and heparin inhibited meiosis reinitiation both in cumulus-enclosed and denuded oocytes. But in cumulus-enclosed cells all these drugs inhibited, an in denuded oocytes-stimulated further meiotic development. Therefore, for the maintenance of meiotic arrest by these substances the presence of cumulus is not necessary. But the pattern of action of these substances on subsequent nuclear maturation is cumulus-dependent: by the presence of cumulus cells there was the inhibition, and by their absence – the stimulation of meiosis. Although the mechanisms of cAMP action on the oocyte and cumulus cells need a further investigations, the data obtained may suggest the existence of (1) at least two different mechanisms regulating reinitiation and further nuclear maturation and (2) different ways of meiosis regulation by cAMP-dependent mechanisms: by direct action on the oocyte and through the cumulus investment. Furthermore, in some cases, these two ways may antagonize one to another.

It is not excluded, that meiosis inhibition by cAMP-dependent mechanisms can be used for the successful embryo production *in vitro*. There is a consistent finding that the developmental capacity of *in vitro* matured (at least bovine) oocytes is lower than that of cells matured *in vivo*. It may be explained by the fact, that *in vitro* nuclear maturation completes earlier, than cytoplasmic maturation (Thibault et al., 1987; Hyttel et al., 1989). If it is true, temporarily meiosis inhibition can synchronize these two processes. In our experiments oocytes inseminated after temporarily arrest of nuclear maturation by cAMP, theophylline or heparin cleaved in not lower but higher rate, than in control group. In case of heparin this difference was significant. Although we failed to obtain very high cleavage rate, this fact may suggest that a temporarily meiosis arrest may be used for more successful embryo production from oocytes matured *in vitro*.

Acknowledgments

The authors thank Dr. J. M. Mikhajlov (Chemical Research Institute, University of S.-Peterburg) for gift

of nonapeptide hormones preparations, Prof. Dr. J. Motlik and Dr. A. Pavlok (Institute of Animal Physiology and Genetics, Academy of Sciences of CR, Liběchov) for kindly providing of Ca^{2+} ionophore A23187, Prof. Dr. B. P. Zavertjaev (Research Institute of Animal Breeding and Genetics, S.-Peterburg-Pushkin), Prof. Dr. J. Bulla (Research Institute of Animal Production, Nitra) for helpful support in course of experiments.

REFERENCES

- BERRIDGE, M. J.: Inositol phosphates and cell signalling. *Nature*, **341**, 1989: 197–204.
- CHANNING, C. P. – POMERANTZ, S. H. – BAE, I. H. – EVANS, V. W. – ATLAS, S. J.: Action of hormones and other factors upon oocyte maturation. In: CHANNING, C. P. – SEGAL, S. J. (Eds.): *Intraovarian Control Mechanisms*. New York, Plenum Press 1982: 189–210.
- CROSBY, I. M. – MOOR, R. M. – HESLOP, J. P. – OSBORN, J. C.: cAMP in ovine oocytes: localization of synthesis and its action on protein synthesis, phosphorylation and meiosis. *J. Exp. Zool.*, **234**, 1985: 307–318.
- DEKEL, N. – SHERIZLY, I. – TSAFRIRI, A. – NAOR, Z.: A comparative study of mechanisms of action of luteinizing hormone and a gonadotropin releasing hormone analog on the ovary. *Biol. Reprod.*, **28**, 1983: 161–166.
- EKHOLM, E. – HILLENSJO, T. – ISAKSSON, O.: Gonadotropin releasing hormone agonist stimulate oocyte meiosis and ovulation in hypophysectomized rats. *Endocrinology*, **108**, 1981: 2022–2024.
- EPPIG, J. J.: Oocyte-somatic cell interactions during oocyte growth and maturation in the mammal. In: BROWDER, L. W. (Ed.): *Developmental Biology*. Vol. I. New York – London, Plenum Press 1985: 313–350.
- EXTON, J. H.: Signaling through phosphatidylcholine breakdown. *J. Biol. Chem.*, **265**, 1990: 1–4.
- GOLUBEV, A. K. – ZAVERTJAEV, B. P.: *Methodological Recommendations on Culture of Bovine Oocytes and Follicles*. Leningrad, VNIIRGZh 1989. 35 p.
- GOLUBEV, A. K. – SIROTKIN, A. V. – KUZMINA, T. I. – MAKAROVA, S. N.: The regulation of animal oocytes maturation. *Summaries of Science and Technics. Ser. Anim. and Vet. Sci.*, **15**, 1987: 22–50 (in Russian).
- GURAYA, S.: *Biology of Ovarian in Mammals*. Berlin – New York, Springer Verlag 1985. 320 p.
- HILLENSJO, T. – EKHOLM, C. – MAGNUSSON, C.: Stimulatory effects of LH–RH on ovulation and oocyte maturation. *Acta Endocrinol.*, **103**, 1983 (Suppl. 256): 34.
- HYTTTEL, P. – CALLESEN, H. – GREVE, T.: A comparative ultrastructural study of *in vitro* versus *in vivo* fertilization of bovine oocytes. *Anat. Embryol.*, **179**, 1989: 435–442.
- JUNG, T. – LEE, C. – MOOR, R. M.: Effects of protein kinase inhibitors on pig oocyte maturation *in vitro*. *J. Reprod. Fertil. (Abst. Ser. 7)*, 1991: 33.
- LEUNG, P. C. – STEELE, G. L.: Intracellular signalling in the gonads. *Endocrine Rev.*, **13**, 1992: 476–498.
- NAGYOVÁ, E. – MOTLIK, J. – RIMKIEVIČOVÁ, Z.: Effect of forskolin and IBMX on cAMP concentration and meiotic maturation in pig cumulus-enclosed oocytes *in vitro*. In: IVth French–Czechoslovak Meet. with Int. Participation “Trough the Oocyte to the Embryo”, Prague, 1990. 33 p.
- OLSON, S. E. – ROMERO, A. – THOMAS, W. K. – SEIDEL, G. E. Jr.: Effects of FSH and heparin on *in vitro* maturation, fertilization and development of bovine oocytes. *Theriogenology*, **33**, 1990: 293.
- RACOWSKY, C.: Effect of forskolin on maintenance of meiotic arrest and stimulation of cumulus expansion, progesterone and cyclic AMP production by pig oocyte-cumulus complexes. *J. Reprod. Fertil.*, **74**, 1985: 9–21.
- RASMUSSEN, H. – BARRET, P. Q.: Mechanism of action of Ca^{2+} -dependent hormones. In: COOKE, B. A. et al. (Eds.): *Hormones and Their Action*. Part 2. Amsterdam, Elsevier Sci. Publ. 1988: 93–111.
- SATO, E. – KOIDE, S. S.: Biochemical transmitters regulating the arrest and resumption of meiosis in oocytes. *Int. Rev. Cytol.*, **106**, 1987: 1–33.
- SATO, E. – KAWANURA, N. – ISHIBASHI, T.: Chemicals influencing maturation, activation, and degeneration of bovine oocytes in culture. *J. Dairy Sci.*, **71**, 1988: 3482–3488.
- SATO, E. – UENO, H. – KOIDE, S. S.: Mouse oocyte maturation modulating by a granulosa cell factor and by heparin and heparan sulphate. *Gamete Res.*, **13**, 1986: 115–124.
- SIRARD, M. A.: Temporary inhibition of meiosis resumption *in vitro* by adenylate cyclase stimulation in immature bovine oocytes. *Theriogenology*, **33**, 1990: 757–767.
- TAKAIDE, M. – IRAHARA, M. – SAITO, H. – OHNO, Y. – HOSOI, E.: Inhibitory action of somatostatin on meiotic maturation of cultured porcine follicular ova. *Acta Endocrinol.*, **110**, 1986: 408–412.
- TARKOWSKI, A. K.: An air-drying method for chromatin preparation in mouse eggs. *Cytogenetics*, **5**, 1966: 394–400.
- THIBAUT, C. – SZOLLOSI, D. – GERARD, M.: Mammalian oocyte maturation. *Reprod. Nutr. Dev.*, **27**, 1987: 865–896.
- YOSHIMURA, J. – NAKAMURA, J. – ODA, T. – JAMADA, H. – NANNO, T. – NANNO, M. – UBIKATA, J. – SUZUKI, M.: Effects of gonadotropin-releasing hormone agonists on meiotic maturation of follicle-enclosed oocytes in rabbits. *Biol. Reprod.*, **43**, 1990: 1012–1018.

Received for publication January 18, 1995

Contact Address:

Dr. A. V. Sirotkin, CSc., Výskumný ústav živočíšnej výroby, Hlohovská 2, 949 92 Nitra, Slovenská republika, tel.: 87/51 80 95, fax: 087/51 90 32

Oznamujeme čtenářům a autorům našeho časopisu,

že v návaznosti na časopis *Scientia agriculturae bohemoslovaca*, který až do roku 1992 vycházel v Ústavu vědeckotechnických informací Praha, vydává od roku 1994

Česká zemědělská univerzita v Praze

časopis

SCIENTIA AGRICULTURAE BOHEMICA

Časopis si zachovává původní koncepci reprezentace naší vědy (zemědělství, lesnictví, potravinářství) v zahraničí a jeho obsahem budou původní vědecké práce uveřejňované v angličtině s rozšířenými souhrny v češtině.

Časopis je otevřen nejširší vědecké veřejnosti a redakční rada nabízí možnost publikace pracovníkům vysokých škol, výzkumných ústavů a dalších institucí vědecké základny.

Příspěvky do časopisu (v angličtině, popř. v češtině či slovenštině) posílejte na adresu:

Česká zemědělská univerzita v Praze
Redakce časopisu *Scientia agriculturae bohemica*
165 21 Praha 6-Suchbát

ZMENY POČTU SOMATICKÝCH BUNIEK OVČIEHO MLIEKA POČAS LAKTÁCIE

VARIATION IN SOMATIC CELL COUNTS IN EWE'S MILK DURING LACTATION

M. Margetín¹, A. Čapistrák¹, P. Valkovský¹, J. Špánik¹, V. Foltys²

¹ *Research Institute of Animal Production, Sheep and Goat Breeding Station, Trenčín, Slovak Republik*

² *Research Institute of Animal Production, Nitra, Slovak Republik*

ABSTRACT: Determination of somatic cell counts (SCC) becomes more and more important also for ewe's milk. SCC can be a useful indicator of milk quality for milk processors while it can be a mastitis indicator for sheep keepers and an important selection criterion for breeders when ewe populations more resistant to mastitis are produced. As hardly any information about individual variability of SCC in dairy breeds of sheep kept in Slovakia is in fact available, we formulated the objective of our study to acquire basic information about factors influencing SCC variability, namely in lambing ewes of the Tsigai (C) and Improved Valachian (ZV) breeds. Somatic cell counts (SCC) were determined in 866 milk samples of lambing ewes of the C and ZV breeds in 1993 and 1994, during lamb sucking and during milking period. An instrument Fossomatic 90 (Foss Electric, Denmark) was used for analysis. The ewes were housed and kept in identical conditions. Milk samples were taken in current operational conditions after milking of the particular lambing ewes, with oxytocin applications during lamb sucking and from hand milking during milking period. Nine and/or ten control samplings were done in 1993 and/or 1994 (4 and/or 5 samplings during lamb sucking, 5 during milking period). To evaluate the acquired data on SCC basic variation-statistical methods and analysis of variance were used as well as a package of mathematico-statistical programs STATGRAPHIC. As the distribution of basic data on SCC was asymmetric, the data were transformed by means of decadic logarithm (\log_{10} SCC) before their use in the analysis of variance. Tab. I shows the basic variation-statistical data on somatic cell counts. Figs. 1 and 2 indicate the relation of SCC and lactation stage in 1993 and 1994. Average SCC varied from 270 to 1,897 thous./ml during lamb sucking and from 268 to 2,139 thous./ml during milking period. As seen in Tab. II, the differences between the control sampling were statistically significant only in 1994 ($P < 0.001$). A trend of increase in SCC was observed at the end of both sucking and milking periods (Figs. 1 and 2). An overall evaluation of lactation (Tab. I) brought about the average SCC at 364 thous./ml in 1993 (\log_{10} SCC - 2.25) and at 1,091 thous./ml in 1994 (\log_{10} SCC - 2.68). The indicator \log_{10} was significantly influenced by breed ($P < 0.001$) only in 1994 (C - 2.61; ZV - 2.75). The effect of lactation number and number of sucking lambs did not have any significant influence on SCC (Tab. II).

milk ewes; somatic cell counts; lamb sucking; milking period; analysis of variability

ABSTRAKT: Počet somatických buniek (SCC) bol zisťovaný u 866 vzoriek mlieka bahníc plemien cigája (C) a zošľachtená valaška (ZV) počas cicania jahniat i dojenej periódy v rokoch 1993 a 1994. K analýze SCC bol použitý prístroj Fossomatic 90. Ovce boli ustajnené a chované v rovnakých podmienkach. Odber vzoriek mlieka bol robený v bežných prevádzkových podmienkach po vyođení mlieka použitím oxytocínu (5 I.U.) počas cicania jahniat a z ručného výdoja počas dojenej periódy. V roku 1993, resp. 1994 bolo urobených 9, resp. 10 kontrolných odberov (4, resp. 5 počas cicania jahniat, 5 počas dojenej periódy). Priemerný SCC varfoval od 270 do 1897 tis.ml⁻¹ počas cicania jahniat a od 268 do 2 139 tis./ml počas dojenej periódy. Rozdiely medzi jednotlivými kontrolnými odbermi boli štatisticky významné iba v roku 1994 ($P < 0,001$). Tendencia k vyššiemu SCC bola pozorovaná ku koncu obdobia cicania i dojenej periódy. Pri hodnotení celej laktácie bol zistený v roku 1993 priemerný SCC 364 tis./ml (\log_{10} SCC - 2,25) a v roku 1994 1091 tis./ml (\log_{10} SCC - 2,68). Ukazovateľ \log_{10} SCC bol významne ovplyvnený faktorom plemena ($P < 0,001$) iba v roku 1994 (C - 2,61; ZV - 2,75). Faktor poradia laktácie i počtu cicajúcich jahniat nemal na SCC štatisticky významný vplyv.

dojné ovce; počet somatických buniek; cicanie jahniat; dojná perióda; analýza variability

Stanovenie počtu somatických buniek (SCC) nadobúda stále väčší význam v súvislosti s posudzovaním kvality ovčieho a kozieho mlieka. V rámci krajín Európskej únie sa uvažuje od roku 1998 so zavedením maximálneho prípustného počtu somatických buniek pre posúdenie kvality surového ovčieho mlieka z hľadiska zdravotného (Hodges, 1994). Zavedenie tohto ukazovateľa by malo nesporne dopad aj na našich producentov a spracovateľov ovčieho mlieka.

Zistenie počtu somatických buniek má význam aj pre samotných chovateľov oviec, keď môže slúžiť ako indikátor mastitíd, najmä subklinických (Rannucci, Morgante, 1994). Podobne ako u hovädzieho dobytku, uvažuje sa aj u oviec s možným využitím tohto ukazovateľa v šľachtiteľských programoch za účelom selekcie rezistentnejších jedincov voči mastitídám (Lagriffoul et al., 1993; Baro et al., 1994). O závažnosti tejto problematiky a potrebe hlbšieho štúdia somatických buniek vo vzťahu k zdravotnému stavu oviec a kôz a kvalite produktov i ich možnému využitiu v selekcii svedčí medzinárodné sympóziu konané v roku 1994 v Taliansku pod záštitou FAO, ktoré bolo komplexne venované problematike somatických buniek mlieka malých prežúvavcov.

Na Slovensku je zameranie chovu oviec na mliekovú úžitkovosť považované v posledných rokoch za prioritné. V roku 1993 sa znovu pristúpilo k individuálnej kontrole mliekovej úžitkovosti oviec počas dojenej periódy v súlade s medzinárodnými pravidlami (Barillet et al., 1992). V týchto pravidlách sa odporúča sledovať v rámci kvalitatívnej kontroly mlieka aj SCC. Doterajšie informácie o SCC v mlieku oviec v priebehu laktácie boli na Slovensku zamerané skôr na riešenie zdravotnej problematiky, pritom údaje o individuálnej variabilite SCC bahnič v priebehu laktácie sú ojedinelé (Jelínek et al., 1990).

Cieľom práce bolo získať v rámci kontroly mliekovej úžitkovosti bahnič základné informácie o zmenách prebiehajúcich v SCC počas laktácie a o faktoroch ovplyvňujúcich variabilitu v tomto ukazovateli, a to zvlášť za obdobie cicania jahniat a dojnú periódu.

MATERIÁL A METÓDA

Do experimentu boli zaradené bahnice plemien cigája (C) a zošľachtená valaška (ZV) z Účelového zariadenia Stanice chovu a šľachtienia oviec a kôz v Trenčianskej Tepelji. Bahnice boli na prvej až tretej laktácii v roku 1993 a prvej až štvrtej laktácii v roku 1994. Pokus bol zostavený tak, aby počas cicania jahniat boli zastúpené bahnice s jedináčkami aj dvojčatami. Bahnice boli počas sledovaného obdobia ustajnené a chované v rovnakých podmienkach.

Vzorky mlieka k stanoveniu SCC (Fossomatic 90, fy Foss Electric, Dánsko) boli odoberané v období do odstavu jahniat do štandardných vzorkovníc s prísadou

konzervačného prípravku, a to vydojením mlieka po aplikácii oxytocínu podľa metódy autora McCance (1959) a po predchádzajúcej separácii jahniat a ich matiek. Počas dojenej periódy boli vzorky mlieka odoberané v rámci pravidelnej kontroly mliekovej úžitkovosti z raňajšieho ručného dojenia. Ovce počas dojenej periódy boli dojené dvakrát denne (ráno, večer). Vzorky mlieka boli odoberané v bežných prevádzkových podmienkach (mašťaľné prostredie do odstavu jahniat, prístrešok počas dojenej periódy) tak, aby odobraná vzorka reprezentovala celý výdaj bahnice. Odbery vzoriek boli robené počas cicania jahniat približne v 14dňových intervaloch a počas dojenej periódy v intervaloch mesačných. Priemerné dni laktácie sledovanej skupiny bahnič pri jednotlivých kontrolných meraniach mlieka (KMM) sú uvedené v tab. I. Počas obdobia cicania boli urobené v roku 1993 štyri a v roku 1994 päť KMM a počas dojenej periódy za oba roky päť KMM.

K vyhodnoteniu získaných údajov o SCC boli použité základné variačno-štatistické metódy a analýza variancie s využitím balíka matematicko-štatistických programov STATGRAPHIC. Údaje o SCC boli pred použitím v analýze variancie transformované pomocou dekadického logaritmu (\log_{10} SCC).

VÝSLEDKY A DISKUSIA

Základné variačno-štatistické charakteristiky zisteného počtu somatických buniek za roky 1993 a 1994 sú uvedené v tab. I, osobitne za obdobie cicania jahniat a dojnú periódu. Zo získaných údajov je viditeľná tendencia zvyšovania SCC v ovčom mlieku ku koncu laktácie v zhode s údajmi autorov Schoder et al. (1993), Lagriffoul et al. (1994a) a ďalších. Rozdiel medzi jednotlivými kontrolnými meraniami bol však štatisticky významný iba v roku 1994 ($P < 0,001$). Najvyšší počet bahnič s SCC vyšším ako 700 tis./ml (s týmto údajom sa uvažuje ako s limitným pri posudzovaní kvality ovčieho mlieka – viď Lagriffoul et al., 1993) bol pri poslednom kontrolnom meraní, a to u 30 % bahnič zo stavu hodnotených v roku 1993 a 52 % v roku 1994. Priemerný SCC za rok 1993 bol 364 tis./ml (priemerný \log_{10} SCC – 2,25) a za rok 1994 až 1 091 tis./ml (\log_{10} SCC – 2,68). Z údajov minimálnych a maximálnych hodnôt je zrejmä obrovská variabilita v sledovanom ukazovateli. Maximálne hodnoty zistené predovšetkým v roku 1994 poukazujú na skutočnosť, že do dojenia oviec boli zapojené aj mastitídne ovce bez evidentných klinických príznakov. Mavrogenis et al. (1994) uvádzajú u oviec plemena chios na základe bakteriologického vyšetrenia u mastitídne pozitívnych vzoriek mlieka vždy väčší počet SCC ako 2 000 tis./ml. Priemerný SCC u mastitídne negatívnych vzoriek (neinfikovaných) bol v tejto práci 1 574 tis./ml. Eitam a Eitam (1994) zistili v štyroch stádach oviec Izraela s dojením dvakrát denne priemerný SCC v rozpätí od 1 192,4 tis./ml do 2 331,8 tis./ml. Tí istí

I. Počet somatických buniek ($\times 10^3/\text{ml}$) počas cicania jahniat a dojenej periódy – Somatic cell counts ($\times 10^3/\text{ml}$) during lamb sucking and milking period

Ukazovateľ ¹	Rok ³	Obdobie cicania jahniat ⁴					Dojná perióda (po odstave jahniat) ⁵					Celkom ⁷	
		kontrolné meranie ⁶					kontrolné meranie ⁶						
		1.	2.	3.	4.	5.	1.	2.	3.	4.	5.		
n	1993	48	48	45	43	–	40	40	39	36	30	369	
\bar{x}		270	314	274	330	–	457	490	268	465	485	364	
Median		138	122	114	158	–	129	139	92	264	114	136	
Min		47	35	25	40	–	44	29	24	22	27	22	
Max		1 825	2 706	1 828	3 275	–	4 296	4 810	1 792	1 865	1 651	4810	
$\bar{x} \log_{10}(\text{SCC})$		2,23	2,20	2,16	2,25	–	2,26	2,30	2,11	2,43	2,36	2,25	
\bar{x} deň laktácie ²		9	23	36	51	–	78	106	135	162	190	–	
n		1994	37	48	59	57	57	55	50	45	46	43	497
\bar{x}			1 897	400	585	755	1 291	544	991	1 837	1 037	2 139	1 091
Median	639		334	407	554	895	165	157	479	659	711	448	
Min	108		75	50	38	134	54	54	76	50	114	38	
Max	14 629		2 620	2 733	3 216	9 445	6 464	8 906	37 130	5 756	28 377	37 130	
$\bar{x} \log_{10}(\text{SCC})$	2,92		2,51	2,58	2,71	2,94	2,35	2,45	2,79	2,76	2,91	2,68	
\bar{x} deň laktácie ²	6		17	30	44	64	73	101	128	157	185	–	

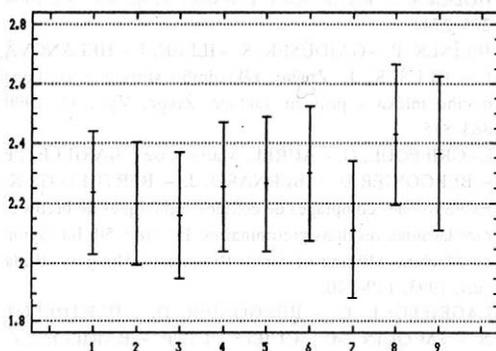
¹indicator, ²day of lactation, ³year, ⁴period of lamb sucking, ⁵milking period (after lamb weaning), ⁶control measurements, ⁷total

autori zistili tiež významný rozdiel v SCC mlieka oviec so zdravými mliečnymi žľazami (1 604 tis./ml) a infikovanými (4 635 tis./ml).

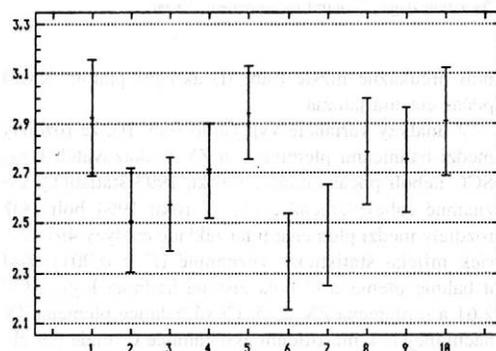
Údaje z roku 1993 i roku 1994, uvádzané v predloženej práci, možno porovnávať tiež s údajmi zistenými analýzou veľkých populácií vo Francúzsku, kde priemerný SCC v dvoch rozhodujúcich produkčných oblastiach sa pohyboval v priemere medzi hodnotami 569 až 714 tis./ml (L a g r i f f o u l et al., 1994b). V Španielsku boli u bahníc plemien churra, lacha a manchega zistené priemerné hodnoty tiež porovnateľné s našimi (1 501, 455, resp. 1 003 tis./ml).

Z tab. I a obr. 1 a 2 sú zrejme výrazné rozdiely v laktačných krivkách SCC pri porovnaní rokov 1993

a 1994. Pri prvom KMM v roku 1994 bolo až 46 % bahníc s SCC vyšším ako 700 tis./ml, čo bolo pravdepodobne spôsobené tým, že toto KMM bolo robené v priemere už na šiesty deň laktácie. V tom istom roku bolo až 67 % bahníc s SCC vyšším ako 700 tis./ml tiež pri piatom KMM (v priemere 64. deň laktácie), čo zrejme súvisí s možným mechanickým poškodením vemena cicajúcimi jahňatami. Táto tendencia počas cicania jahniat bola zrejme aj v roku 1993. Poškodenia vemena jahňatami sú bežné pri uvedenom veku jahniat a pri používanom systéme ich odchovu. Z uvedených údajov vyplýva potreba robiť odstav jahniat skôr, ak chceme získať kvalitnejšie mlieko, aj keď hodnoty pri prvom KMM mlieka počas dojenej periódy v roku 1994



1. Závislosť počtu somatických buniek od štádia laktácie (rok 1993); os x – kontrolné meranie (KM): 1.–4. KM – obdobie cicania, 5.–9. KM – dojná perióda; os y – počet somatických buniek ($\log_{10} \text{SCC}$) – Relation between somatic cell counts and lactation stage (1993); x-axis – control measurement (CM): 1st–4th CM – suckling, 5th–9th CM – milking period; y-axis – somatic cell count ($\log_{10} \text{SCC}$)



2. Závislosť počtu somatických buniek od štádia laktácie (rok 1994); os x – kontrolné meranie (KM): 1.–5. KM – obdobie cicania, 6.–10. KM – dojná perióda; os y – počet somatických buniek ($\log_{10} \text{SCC}$) – Relation between somatic cell counts and lactation stage (1994); x-axis – control measurement (CM): 1st–5th CM – suckling, 6th–10th CM – milking period; y-axis – somatic cell count ($\log_{10} \text{SCC}$)

II. Počet somatických buniek (\log_{10} SCC) v závislosti od posudzovaných efektov – Somatic cell counts (\log_{10} SCC) in relation to the evaluated effects

Zdroj variability ¹	Rok ¹¹			
	n	1993	n	1994
Celkový priemer ²	369	2,25	497	2,68
Štandardná chyba ³		0,025		0,021
Plemeno ⁴				+++
Cigája ⁵	194	2,25	248	2,61 a
Zošľachtená valaška ⁶	175	2,25	249	2,75 b
Poradie laktácie ⁷				
1.	128	2,26	28	2,88
2.	139	2,18	184	2,62
3.	102	2,32	172	2,67
4.	–	–	113	2,74
Počet cicajúcich jahniat ⁸				
1	–	–	411	2,69
2	–	–	86	2,65
Štádium laktácie ⁹ (kontrolné meranie) ¹⁰				+++
1*	48	2,23	37	2,92 cd
2	48	2,20	48	2,51 abc
3	45	2,16	59	2,58 abcd
4	43	2,25	57	2,71 abcd
5	–	–	57	2,94 d
6	40	2,26	55	2,35 a
7	40	2,30	50	2,45 ab
8	39	2,11	45	2,79 bed
9	36	2,43	46	2,76 bcd
10	30	2,36	42	2,91 cd

+++ $P < 0,001$

Priemery s nerovnakým označením sú odlišné ($P < 0,05$)

* 1.–5. kontrolné meranie – obdobie cicania, 6.–10. – dojná perióda
Means with different symbols are different ($P < 0,05$)

* 1.–5. control measurement – suckling, 6.–10. – milking period

¹source of variability, ²total average, ³standard error, ⁴breed, ⁵Tsigai, ⁶Improved Valachian, ⁷lactation number, ⁸number of sucking lambs, ⁹lactation stage, ¹⁰control measurement, ¹¹year

boli preukazne nižšie (tab. II) ako pri piatom KMM počas cicania jahniat.

Z analýzy variancie vyplynulo (tab. II), že rozdiely medzi bahnicami plemien C a ZV v ukazovateli \log_{10} SCC neboli počas laktácie v roku 1993 štatisticky významné (obe plemena 2,25). V roku 1994 boli však rozdiely medzi plemenami na základe analýzy 497 vzoriek mlieka štatisticky významné ($P < 0,001$), keď u bahnič plemena C bola zistená hodnota \log_{10} SCC 2,61 a u plemena ZV 2,75. Či sú bahnice plemena ZV náchylnejšie k mastitídam ako bahnice C, bude potrebné preveriť na početnejšom materiáli a vo viacerých stádach. Významné rozdiely medzi plemenami v SCC zistili počas cicania jahniat tiež Tietze et al. (1993).

Vplyv poradia laktácie na SCC nebol v našom pozorovaní štatisticky významný (tab. II), na rozdiel od údajov uvádzaných v prácach autorov Lagriffoul

et al. (1993, 1994a), ktorí zistili najnižší SCC u bahnič na prvej laktácii a najvyššie hodnoty u bahnič na štvrtej laktácii. V roku 1994 sme zistili najvyššie hodnoty \log_{10} SCC u bahnič na prvej laktácii (2,88), avšak hodnotený bol iba malý počet vzoriek mlieka. U početnejšie zastúpených bahnič na druhej, tretej a štvrtej laktácii boli hodnoty v priemere nižšie, ale s vekom bahnič stúpali (bahnice na druhej laktácii – 2,62, na štvrtej laktácii – 2,74).

Rozdiely medzi bahnicami odchovávajúcimi počas cicania jedno, resp. dve jahniatá (tab. II) boli v našom pozorovaní štatisticky nevýznamné. Lagriffoul et al. (1994) zistili u bahnič odchovávajúcich dvojčatá preukazne vyššie hodnoty ako u bahnič s jedináčikmi.

LITERATÚRA

- BARILLET, F. – ASTRUC, J. M. – DeBRAUWER, P. – CASU, S. – FABBRI, G. – FEDDERSEN, E. – FRANGOS, K. – GABINA, D. – GAMA, L. T. – RUIZ TENA, J. L. – SANNA, S.: International regulations for milk recording in sheep. ICAR Publication, 1992. 20 s.
- BARO, J. A. – CARRIEDO, J. A. – SAN PRIMITIVO, F.: Genetic parameters of test day measures for somatic cell count, milk yield, and protein percentage of milking ewes. *J. Dairy Sci.*, 77, 1994: 2658–2662.
- EITAM, E. – EITAM, E.: Direct and indirect detection of intramammary infection of the lactating ovine mammary gland. In: Proc. Int. Symp. Somatic cells and milk of small ruminants. Session 1: Somatic cells and animal health, Italy, Bella, 1994: 1–5.
- GONZALO, C. – MARCO, J. C. – de la CRUZ, M. – GONZÁLEZ, M. C. – GARCÍA, F. – ROTA, A. M. – CONTRERAS, A.: Present-day situation of somatic cell count in milk of small ruminants: case of Spain. In: Proc. Int. Symp. Somatic cells and milk of small ruminants. Session 4: Case studies, Italy, Bella, 1994: 15–22.
- HODGES, J.: EAAP News. *Livestock Prod. Sci.*, 38, 1994: 255–274.
- JELÍNEK, P. – GAJDŮŠEK, S. – ILLEK, J. – HELANOVÁ, I. – HLUŠEK, J.: Změny základního složení a vlastností ovčeho mléka v průběhu laktace. *Živoč. Výr.*, 35, 1990: 803–815.
- LAGRIFFOUL, G. – AUREL, Maria-Rose – BARILLET, F. – BERGONIER, D. – BERNARD, J. – BERTHELOT, X.: Evolution des comptages de cellules somatiques de brebis de race lacauine: resultats preliminaires. In: Proc. 5th Int. Symp. on Machine Milking of Small Ruminants, Hungary, Budapest, 1993: 110–120.
- LAGRIFFOUL, G. – BERGONIER, D. – BERTHELOT, X. – JACQUIN, M. – GUILLOUET, P. – BARILLET, F.: Facteurs de variation génétiques des comptages de cellules somatiques du lait de brebis en relation avec les caractères laitiers et les mesures portant sur le lait du tank. In: Proc. Int. Symp. Somatic cells and milk of small ruminants. Session 2: Somatic cells and production factors, Italy, Bella, 1994a: 10–15.

- LAGRIFFOUL, G. – BERGONIER, D. – BERNARD, J. – BERTHELOT, X. – MILLET, Fabienne – BARILLET, F.: Les numérations de cellules somatiques du lait de brebis en France: situation actuelle et perspectives. In: Proc. Int. Symp. Somatic cells and milk of small ruminants. Session 4: Case studies, Italy, Bella, 1994b: 23–26.
- MAVROGENIS, A. P. – KOUMAS, A. – KAKOYIANNIS, C. K. – TALIOTIS, CH.: Use of somatic cell counts for the detection of subclinical mastitis in sheep. In: Proc. Int. Symp. Somatic cells and milk of small ruminants. Session 4: Case studies, Italy, Bella, 1994, s. 3–6.
- MCCANCE, I.: The determination of milk yield in the Merino ewe. Austral. J. Agric. Res., 10, 1959: 839–853.
- SCHODER, G. – BAUMGARTNER, W. – PERNTHANER, A.: Variation of somatic cell counts in sheep and goat milk during the lactation period. In: Proc. 5th Int. Symp. on Machine Milking of Small Ruminants, Hungary, Budapest, 1993: 99–104.
- RANUCCI, S. – MORGANTE, M.: Sanitary control of the sheep udder: total and differential cell counts in milk. In: Proc. Int. Symp. Somatic cells and milk of small ruminants. Session 1: Somatic cells and animal health, Italy, Bella, 1994: 1–8.
- TIETZE, M. – MAJEWSKI, T. – SZYMANOWSKA, A.: Occurrence and prophylaxis of subclinical mastitis of sheep. In: Proc. 5th Int. Symp. on Machine Milking of Small Ruminants, Hungary, Budapest, 1993: 121–126.

Došlo 7. 3. 1995

Kontaktná adresa:

RNDr. Milan M a r g e t í n, CSc., Výskumný ústav živočišnej výroby Nitra, Stanica chovu a šľachtenia oviec a kôz, Opatovská cesta 53, 911 43 Trenčín, tel.: 0831/376 71–3, fax: 0831/53 28 42

**Nejčerstvější informace o časopiseckých člancích
poskytuje automatizovaný systém**

**Current Contents
na disketách**

Ústřední zemědělská a lesnická knihovna odebírá časopis „Current Contents“ řadu „Agriculture, Biology and Environmental Sciences“ a řadu „Life Sciences“ na disketách. Řada „Agriculture, Biology and Environmental Sciences“ je od roku 1994 k dispozici i s abstrakty. Obě tyto řady vycházejí 52krát ročně a zahrnují všechny významné časopisy a pokračovací sborníky z uvedených oborů.

Uložení informací z Current Contents na disketách umožňuje nejrozmanitější referenční služby z prakticky nejčerstvějších literárních pramenů, neboť báze dat je **doplňována každý týden** a neprodleně expedována odběratelům. V systému si lze nejen prohlížet jednotlivá čísla Current Contents, ale po přesném nadefinování sledovaného profilu je možné adresně vyhledávat informace, tisknout je nebo kopírovat na disketu s možností dalšího zpracování na vlastním počítači. Systém umožňuje i tisk žádanek o separát apod. Kumulované vyhledávání v šesti číslech Current Contents najednou velice urychluje rešeršní práci.

Přístup k informacím Current Contents je umožněn dvojím způsobem:

- 1) Zakázkový přístup** – po vyplnění příslušného zakázkového listu (objednávky) je vhodný především pro mimopražské zájemce.
Finanční podmínky: – použití PC – 15 Kč za každou započatou půlhodinu
– odborná obsluha – 10 Kč za 10 minut práce
– vytištění rešerše – 1 Kč za 1 stranu A4
– žadanky o separát – 1 Kč za 1 kus
– poštovné + režijní poplatek 15 %
- 2) „Self-service“** – samoobslužná práce na osobním počítači v ÚZLK.
Finanční podmínky jsou obdobné. Vzhledem k tomu, že si uživatel zpracovává rešerši sám, je to maximálně úsporné. (Do kalkulace cen nezapočítáváme cenu programu a databáze Current Contents.)

V případě Vašeho zájmu o tyto služby se obraťte na adresu:

Ústřední zemědělská a lesnická knihovna
Dr. Bartošová
Slezská 7
120 56 Praha 2
Tel.: 02/25 75 41, l. 520, fax: 02/25 70 90

Na této adrese obdržíte bližší informace a získáte formuláře pro objednávku zakázkové služby. V případě „self-servisu“ je vhodné se předem telefonicky objednat. V případě zájmu je možné si objednat i průběžné sledování profilu (cena se podle složitosti zadání pohybuje čtvrtletně kolem 100 až 150 Kč).

NÁHRADA SÓJI A KUKUŘICE SEMENEM ŘEPKY, PŠENICÍ, JEČMENEM A HRACHEM PŘI VÝKRMU KRŮT

REPLACEMENT OF SOYBEAN MEAL AND MAIZE BY RAPESEED, WHEAT AND PEA IN TURKEY FATTENING

Z. Soukupová¹, J. Příbylová¹, J. Příbyl¹, J. Výmola²

¹Research Institute of Animal Production, Praha-Uhřetěves, Czech Republic

²Czech University of Agriculture, Faculty of Agronomy, Praha, Czech Republic

ABSTRACT: The aim of the study was to propose and test formulae of feeding mashes for the fattening of turkeys, in which extracted soybean meal and maize were fully or partially replaced by rapeseed, pea and wheat. The experiment was carried out on 1 200 turkeys (both sexes) of two genotypes. They were housed in a windowless house on a deep litter with controlled environment according to the standard technological procedure of the International Poultry Testing Station at Ústřední a tested for a period of 84 days. Within each genotype the turkeys were divided into three groups: each group was placed in one box with 200 birds in each (6 birds/m²). All turkeys were fed *ad libitum* with three diets (Tab. I). The mixture KR IT was used as standard. Live weight at the age of 84 days, mortality, feed consumption, carcass weight, abdominal fat and breast and leg muscles weight were monitored. Traits measured on individuals were analyzed according to model (1), traits measured on box basis were analyzed according to model (2), where y_{ijkl} is the value of the l -th individual of the k -th sex, receiving the j -th diet and belonging to the i -th genotype, y_{ij} is the value of the box where birds from the i -th genotype are housed receiving the j -th diet, μ is the general mean, g_i is the effect of the i -th genotype, v_j is the effect of the j -th diet, p_k is the effect of the k -th sex, $(gv)_{ij}$, $(gp)_{ik}$, $(vp)_{jk}$, $(gvp)_{ijk}$ are the appropriate interaction effects, e_{ijk} is the residual effect for models (1) and (2), resp. All calculations were carried out using the procedure GLM of SAS (SAS Institute Inc., 1988). From monitored characters only live body weight was significantly influenced by the diet. Turkeys of experimental groups (2 and 3) of both genotypes did not reach such high live body weight (6.13 and 5.99 kg) as those of control group (6.32 kg), fed by mash KR IT (1) with maize and soybean meal (Tab. II and III). From the economic evaluation point of view (Tab. IV) the turkeys of genotype 2 of experimental groups 2 and 3 are more effective than those of control group 1.

poultry; turkeys; fattening; rapeseed; pea

ABSTRAKT: Ve výkrmovém testu bylo po dobu 84 dnů vykrmováno 1 200 krůťat dvou genotypů. Tři typy výkrmových směsí se lišily svým složením. První (kontrolní) dieta byla standardní směs KR IT, používaná při mezinárodních výkrmových testech krůt, druhá směs měla snížené množství sójového extrahovaného šrotu a kukuřice byla nahrazena pšenicí. Třetí směs kromě toho obsahovala i semeno řepky (7 %, 10 % a 15 % podle fáze výkrmu) a 5 %, 7 % a 5 % hrachu. Ze sledovaných ukazatelů užitkovosti (živá hmotnost, spotřeba krmiva, úhyn, jatečná hodnota) byly výživou významně ovlivněny pouze živá hmotnost, hmotnost drůbků a množství abdominálního tuku. Snížení obsahu sójového extrahovaného šrotu, náhrada kukuřice pšenicí a zařazení řepkového semene 00 a hrachu do krmných směsí mělo za následek snížení živé hmotnosti a zvýšení obsahu abdominálního tuku v jatečném trupu.

drůbež; krůty; výkrm; řepkové semeno; hrách

ÚVOD

Literatura dokumentující využití řepkového semene a hrachu při výkrmu drůbeže je s výjimkou prací zabývajících se výkrmem kuřat velmi chudá.

Pokusy konané na brojlerech (Clandinin, Robblee, 1976; Skřivan, Tůmová, 1986, 1987; Splítek, Marek, 1986; Koucký, Naděje, 1992; Hyánková et al., 1993), kachnách (Soukupová et al., 1994) a husách (Soukupová et al., 1995) potvrzují, že vysoké náklady na krmiva lze snížit

náhradou, buď celkovou nebo částečnou, dovážených surovin sóji a kukuřice levnějšími surovinami z domácí produkce, např. semenem řepky 00, hrachem, pšenicí a ječmenem.

Experimenty tohoto druhu uskutečněné při výkrmu krůt neposkytují jednoznačné informace. Slinger (1977) nezaznamenal negativní vliv 25% podílu řepkového šrotu při výkrmu do věku 16 týdnů. Rovněž Salmon (1979) a Salmon et al. (1979) nezjistili u krůt v první fázi výkrmu do 56 dnů věku pokles živé hmotnosti při obsahu řepkového extrahovaného šrotu 22,5

až 30 %. K poklesu hmotnosti však došlo mezi 63. až 98. dnem výkrmu.

Cílem našeho pokusu bylo ověřit možnost částečné náhrady sóji a kukuřice řepkovým semenem 00, pšenicí a hrachem a při výkrmu krůt dvou odlišných typů zjistit i případné interakce mezi genotypem a výživou.

MATERIÁL A METODA

Do výkrmového testu v testovací stanici Mezinárodní testování drůbeže v Ústředí bylo zařazeno 1 200 krůt dvou genotypů, a to těžšího – HYBRID-3000 (1) a lehčího – DX Klatovy (2), s poměrem pohlaví 1 : 1. Výkrm probíhal v boxech (6 ks/m²) na hluboké podestýlce v hale s řízeným prostředím. Krůtata byla napájena z automatických napáječek a krmena pomocí tubusových poloautomatických krmítek. Délka světelného dne byla 1. až 4. den 24 hodin, 5. až 14. den 20 hodin a 16. až 84. den 16 hodin. Krůtata každého genotypu byla rozdělena do tří skupin (tři boxy po 200 kusech, tj. 600 kusů) krmenných *ad libitum* směsí, které se lišily složením (tab. I).

Dieta č. 1 byla standardní směs KR IT, používaná při národních a mezinárodních výkrmových testech krůt, a sloužila jako kontrolní.

Výkrm krůt, kterým byla podávána standardní směs KR IT, byl rozdělen do dvou fází; v první (od

1. do 21. dne) byla použita směs KR 1 IT, ve druhé (od 22. do 84. dne) směs KR 2 IT. Výkrm pokusných krůt probíhal ve třech fázích, a to od 1. do 28. dne (směs KR 1 A a B), od 29. do 56. dne (směs KR 2 A a B) a od 57. do 84. dne (směs KR 3 A a B).

Pokusné krmné směsi se od standardní směsi lišily obsahem sójového extrahovaného šrotu sníženým z 34 % na 33 % a 27 % (1. fáze) a z 31 % na 30 % a 26 % (2. fáze), resp. 20 % a 15 % (3. fáze) a zvýšením množství pšenice ze 14 % na 48 % a 41 % (1. fáze) a z 30 % na 51 % a 40 % (2. fáze) a na 60 % a 50 % (třetí fáze). Kukuřice byla z experimentálních směsí zcela vypuštěna, místo ní bylo zařazeno vepřové sádlo. Do směsi B bylo přimícháno 7 % řepkového semene odrůdy CERES s obsahem glukosinolatů 17 µm v 1 g semene pro první, 10 % pro druhou a 15 % pro třetí fázi výkrmu a dále 5 % hrachu pro prvních 28 dnů, 7 % pro období od 29. do 56. dne a 5 % pro období od 57. do 84. dne výkrmu. Do pokusných směsí byl také přidán DL metionin jako první limitující aminokyselina.

V průběhu testu byla sledována spotřeba krmiva a úhyn v jednotlivých boxech, na konci testu byla individuálním zvážením zjištěna živá hmotnost. Z každého boxu bylo odebráno 10 krůt (pět od každého pohlaví), celkem tedy 60 krůt, pro jatečný rozbor, při kterém byla zjišťována hmotnost trupu bez hlavy, krku, běháků a vnitřností, drůbků a prsních a nožních svalů s kůží a množství abdominálního tuku.

I. Složení krmných směsí a obsah hlavních živin v procentech – The formulation of feeding mashes and percentage content of main nutrients

Krmný komponent ¹	Krmná směs ¹⁹								
	1 KR IT		2 KR A			3 KR B			
	věk (dny) ²⁰								
	1–21	22–84	1–28	29–56	57–84	1–28	29–56	57–84	
Rybí moučka ²	8	5	9	6		6	4		
Masokostní moučka ³	5	2	3	4	10	8	6	9	
Kvasnice vitéx ⁴	5	3							
Sójový extrahovaný šrot ⁵	34	31	33	30	20	27	26	15	
Semena řepky 00 ⁶						7	10	15	
Pšenice ⁷	14	30	47,95	50,98	59,97	40,92	39,96	49,97	
Kukuřice ⁸	30	20							
Hrách ⁹						5	7	5	
Vepřové sádlo ¹⁰			3	5	6	2	3	2	
Kafilerní tuk ¹¹		5							
Minerální krmná přísada ¹² 2 SP	3	3	3	3	3	3	3	3	
Doplněk biofaktorů ¹³	1	1	1	1	1	1	1	1	
DL metionin ¹⁴			0,05	0,02	0,03	0,08	0,04	0,03	
Celkem ¹⁵	100	100	100	100	100	100	100	100	
Obsah hlavních živin ¹⁶									
Dusíkaté látky ¹⁷ (g)	295,4	248,6	277,9	254,8	214,9	275,6	256,2	216,9	
ME (MJ/kg)	10,96	11,90	11,53	12,10	12,50	11,64	12,10	12,50	
Metionin celkem ¹⁸	5,40	3,60	5,68	4,90	3,90	5,70	4,40	3,90	

¹feeding ingredient, ²fish meal, ³meat-bone meal, ⁴viteX yeast, ⁵soybean meal, ⁶rapeseed 00, ⁷wheat, ⁸corn, ⁹pea, ¹⁰lard, ¹¹waste fat, ¹²mineral feed supplement, ¹³biofactor supplement, ¹⁴DL methionine, ¹⁵total, ¹⁶content of main nutrients, ¹⁷crude protein, ¹⁸total methionine, ¹⁹feeding mash, ²⁰age (days)

Živá hmotnost a ukazatele jatečné hodnoty byly vyhodnoceny na základě lineárního modelu:

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

kde: y_{ijkl} – hodnota sledované vlastnosti pro l -tého jedince k -tého pohlaví i -tého genotypu s j -tou dietou

- μ – celkový průměr
- g_i – efekt i -tého genotypu ($i = 1, 2$)
- v_j – efekt j -té diety ($j = 1, 2, 3..$)
- p_k – efekt k -tého pohlaví ($k = 1, 2$)
- $(gv)_{ij}$ – interakce mezi i -tým genotypem a j -tou dietou
- $(gp)_{ik}$ – interakce mezi i -tým genotypem a k -tým pohlavím
- $(vp)_{jk}$ – interakce mezi j -tou dietou a k -tým pohlavím
- $(gvp)_{ijk}$ – interakce mezi i -tým genotypem, j -tou dietou a k -tým pohlavím
- e_{ijkl} – reziduální efekt

Spotřeba krmiva a úhyn, sledované pouze za jednotlivé boxy, byly hodnoceny podle lineárního modelu:

$$y_{ij} = \mu + g_i + v_j + (gv)_{ij} \quad (2)$$

Symbole mají stejný význam jako u modelu (1). Pro analýzu lineárních modelů (1) a (2) byla použita procedura GLM programového balíku SAS (SAS Institute Inc., 1988).

Součástí experimentu bylo ekonomické vyhodnocení podle vzorce

$$Z_c = c_1 (N - n) \cdot h - (N \cdot c_2 + A + c_3 \cdot k_1 + c_4 \cdot k_2 + c_5 \cdot k_3) \quad (3)$$

kde: Z_c – celkový zisk

c_1 – cena za 1 kg živé hmotnosti

- N – počet zastavených krůrat
- n – počet uhynulých krůrat
- h – průměrná hmotnost
- A – fixní náklady
- c_2 – cena jednodenního krůtčete
- c_3 – cena 1 kg směsi KR 1
- k_1 – spotřeba krmiva KR 1
- c_4 – cena 1 kg směsi KR 2
- k_2 – spotřeba krmiva KR 2
- c_5 – cena 1 kg směsi KR 3
- k_3 – spotřeba krmiva KR 3

VÝSLEDKY A DISKUSE

Výsledky výkrmového testu jsou uvedeny v tab. II až IV.

Živá hmotnost (tab. II) byla významně ($P < 0,01$) ovlivněna genotypem, výživou a pohlavím. Efekt pohlaví je dán pohlavním dimorfismem, efekt genotypu byl zřejmý již při plánování pokusu, protože byly záměrně použity dva genotypy krůt, které patří k dvěma užitkovým typům, a to genotyp 1 (Hybrid-3000) k těžšímu a genotyp 2 (DX Klatovy) k lehčímu typu. Výživa se projevila jako faktor významný. Krůtata vykrmovaná pokusnými směsmi A a B dosáhla nižší hmotnosti než kontrolní skupina krmená standardní směsí pro mezinárodní testy KR IT. Znamená to, že při dostatečném množství dusíkatých látek a vyšší energetické úrovni

II. Výsledky výkrmu – Results of fattening

Genotyp ¹	Krmná směs ²	Živá hmotnost ³ (kg)			Spotřeba krmiva (kg) na 1 kg živé hmotnosti ⁷	Úhyn ⁸ (%)
		krócáni ⁴	krůty ⁵	průměr ⁶		
1	1-3	8,04 ± 0,04	6,48 ± 0,04	7,26 ± 0,03	2,35 ± 0,06	8,50 ± 1,23
2	1-3	5,60 ± 0,04	4,48 ± 0,04	5,04 ± 0,03	2,61 ± 0,06	4,17 ± 1,23
1 a 2	1	7,02 ± 0,05	5,62 ± 0,05	6,32 ± 0,04	2,52 ± 0,08	5,75 ± 1,51
	2	6,84 ± 0,05	5,43 ± 0,05	6,13 ± 0,04	2,42 ± 0,08	6,25 ± 1,51
	3	6,60 ± 0,05	5,38 ± 0,05	5,99 ± 0,04	2,50 ± 0,08	7,00 ± 1,51
1	1	8,22 ± 0,07	6,64 ± 0,08	7,43 ± 0,05	2,30	6,50
	2	8,14 ± 0,08	6,39 ± 0,08	7,26 ± 0,05	2,37	10,00
	3	7,75 ± 0,08	6,41 ± 0,08	7,08 ± 0,05	2,38	9,00
2	1	5,82 ± 0,07	4,61 ± 0,07	5,21 ± 0,05	2,73	5,00
	2	5,54 ± 0,07	4,47 ± 0,07	5,00 ± 0,05	2,48	2,50
	3	5,44 ± 0,07	4,35 ± 0,07	4,90 ± 0,05	2,63	5,00
Celý test ⁹		6,82 ± 0,03	5,48 ± 0,03	6,12 ± 0,04	2,48	6,33
Analýza rozptylu (významnost efektů) ¹⁰						
Genotyp ¹			++		ns	ns
Výživa ¹¹			++		ns	ns
Pohlaví ¹²			++			
Genotyp x výživa			ns			
Genotyp x pohlaví			++			
Výživa x pohlaví			ns			
Genotyp x výživa x pohlaví			ns			

++ $P < 0,01$, ns = statisticky nevýznamné – statistically insignificant

¹genotype, ²feeding mash, ³live weight, ⁴male turkeys, ⁵female turkeys, ⁶average, ⁷feed consumption (kg) per kg live weight, ⁸mortality, ⁹whole test, ¹⁰analysis of variance (significance of effects), ¹¹nutrition, ¹²sex

pokusných diet je třeba hledat příčinu poklesu hmotnosti těla v nižší využitelnosti živin komponentů, kterými bylo nahrazeno dané množství extrahovaného sójového šrotu, popř. v antinutričních a nestrávitelných látkách obsažených v řepce. Nwokolo et al. (1976) zjistili při výkrmu kuřat využitelnost 16 nejdůležitějších aminokyselin u sójového extrahovaného šrotu 97,3 %, zatímco u řepky 91,9 %. Tito autoři také uvádějí, že v důsledku poklesu hladiny N-látek v pozdějším období výkrmu se zvýšil skutečný podíl řepkového extrahovaného šrotu z celkového obsahu těchto látek. Jedna nebo dvě nepostradatelné aminokyseliny mohou být limitujícím faktorem právě při snížené využitelnosti aminokyselin, tj. při stoupajícím podílu řepkového extrahovaného šrotu v krmivu. Pokles živé hmotnosti při zkrmování řepkového semene u krůt zaznamenali v druhé fázi výkrmu mezi 63. až 98. dnem Salmon et al. (1979) v případě, že podíl řepkového extrahovaného šrotu byl 22,5 až 30 %. Naproti tomu Slinger (1977) nezjistil při výkrmu krůt do 16 týdnů věku snížení hmotnosti těch zvířat, jejichž dieta obsahovala 25 % řepkového extrahovaného šrotu odrůdy TOWER s nízkým obsahem glukosinolátů. Tyto rozdílné výsledky vysvětlují Salmon et al. (1979) rozdíly v použitých základních surovinách. Nižší obsah proteinu v kukuřici ve srovnání s pšenicí vede k nutnosti

zvýšení množství sóji v dietě kukuřice-sója oproti dietě pšenice-sója.

Vyšší energetický obsah pokusných směsí se projevil nižší spotřebou krmiva u pokusných skupin A a B, i když rozdíl byl malý. Neplatí to však pro krůty typu Hybrid-3000, které naopak při zkrmování krmiva IT měly spotřebu nižší. Avšak interakce mezi genotypem a výživou nebyla statisticky významná; nevýznamný byl i efekt genotypu a výživy.

Úhyn byl u pokusných skupin vyšší než u skupiny kontrolní, byl však rovněž statisticky nevýznamný; nevýznamný byl i vliv genotypu na tuto vlastnost. Olo mu et al. (1975) a Grandhi et al. (1977) pozorovali zvýšený úhyn kuřat při zkrmování řepkového semene v důsledku poškození jater. U krůt zjistili totéž Um mura et al. (1977) při obsahu 25 % řepkového extrahovaného šrotu v krmivu. Salmon et al. (1979) toto zjištění však nepotvrdili. Nejčastější příčinou úhynu v našem pokusu byla blíže nespecifikovaná onemocnění zažívacího ústrojí, zranění a kanibalismus, a to u všech skupin ve stejné míře.

Významným efektem, který ovlivnil jatečnou hodnotu (tab. III), byl genotyp. Těžší genotyp měl vyšší podíl trupu z živé hmotnosti a vyšší podíl svalstva, avšak i vyšší podíl abdominálního tuku než genotyp lehčí. Efekt výživy byl významný ($P < 0,05$) pouze

III. Jatečná hodnota (podíly jednotlivých částí v procentech) – Carcass value (percentages of different parts)

Genotyp ¹	Krmná směs ²	Podíl trupu z živé hmotnosti ³		Podíl drůbků z hmotnosti trupu ⁴		Podíl svalstva z hmotnosti trupu ⁵				Podíl abdominálního tuku z hmotnosti trupu ⁸	
		A	B	A	B	prsni ⁶		nohou ⁷		A	B
						A	B	A	B		
1	1-3	73,6	73,6	8,1	7,8	30,2	30,5	24,2	24,5	0,8	0,9
2	1-3	72,7	71,1	9,1	9,7	28,6	29,5	23,0	24,2	0,6	0,5
1 a 2	1	73,4	72,1	8,4	8,6	30,8	30,5	22,9	23,7	0,5	0,6
	2	74,6	72,4	8,3	8,5	29,0	30,7	23,7	25,3	0,9	0,9
	3	71,7	73,1	9,0	8,8	28,6	29,1	24,3	24,1	0,7	0,7
1	1	74,1	73,6	8,1	7,8	31,6	31,9	23,1	24,2	0,5	0,8
	2	75,4	72,4	7,6	7,7	29,8	29,9	24,4	24,8	1,2	1,2
	3	71,4	74,7	8,8	8,0	29,1	29,7	25,2	24,5	0,6	0,7
1	1	72,4	70,2	8,9	9,5	29,8	28,8	22,8	23,1	0,5	0,3
	2	73,5	72,3	9,2	9,5	27,9	31,6	22,7	26,0	0,5	0,5
	3	72,1	70,7	9,2	10,2	28,8	28,0	23,2	23,5	0,8	0,6
Celý test ⁹		73,1	72,4	8,7	8,8	29,4	30,1	23,6	24,5	0,72	0,70
Analýza rozptylu (významnost efektů) ¹⁰											
Genotyp ¹		++		++		+		ns		++	
Výživa ¹¹		ns		+		ns		ns		+	
Pohlaví ¹²		ns		ns		ns		ns		ns	
Genotyp x výživa		ns		ns		ns		ns		+	
Genotyp x pohlaví		ns		++		ns		ns		ns	
Výživa x pohlaví		ns		ns		ns		ns		ns	
Genotyp x výživa x pohlaví		ns		ns		ns		ns		ns	

++ $P < 0,01$, + $P < 0,05$, ns = statisticky nevýznamné – statistically insignificant

A = krocani – male turkey, B = krůty – female turkey

¹ genotype, ² feeding mash, ³ carcass percentage out of live weight, ⁴ giblet percentage out of carcass weight, ⁵ muscle percentage out of carcass weight, ⁶ breast, ⁷ shanks, ⁸ abdominal fat percentage out of carcass weight; for 9–12 see Tab. II

u podílu drůbků a tuku z hmotnosti trupu. U pokusných skupin byl podíl tuku vyšší než u kontrolní skupiny, podíl drůbků byl nejvyšší u krůt vykrmovaných směsí se semenem řepky a hrachu (B). U skupiny A, která měla ve směsi snížené množství sójového extrahovaného šrotu a místo kukuřice pšenici, byl tento podíl naopak nižší. S a l m o n et al. (1979) nezjistili žádné rozdíly v jatečné hodnotě pokusných krůt.

V tab. IV uvádíme hodnoty rentability výkrmu Z_c , Z_k a Z_h . Při odhadu cen experimentálních směsí jsme vycházeli z cenových relací roku 1994 a z údajů zjištěných v testovací stanici Mezinárodní testování drůbeže, s. p., Ústrašice. Ekonomické vyhodnocení (tab. IV) ukazuje na malý posun výsledků ve prospěch pokusných diet. Výkrm krůt druhého, lehčího genotypu přinesl vyšší celkový zisk i zisk na 1 kus či 1 kg živé hmotnosti při použití pokusných směsí než výkrm standardní směsí. U těžšího genotypu tomu však bylo právě naopak.

Závěrem je možné konstatovat, že v pokusu se zařazením řepkového semene do krmné směsi při výkrmu krůt do věku 84 dnů nebylo jednoznačně dosaženo zlevnění výkrmu při zachování vysoké živé hmotnosti a dobrých jatečných vlastností. Krmné směsi, ve kterých bylo sníženo množství sójového extrahovaného šrotu a úplně eliminována kukuřice a kde jako částečný zdroj bílkovin byla použita pšenice, semeno řepky 00 a hrách, nesplnily zcela naše očekávání. Neznámená to však, že by nadále neměly být zkoumány možnosti zefektivnění výkrmu tak, aby byl pro všechny výkrmce ziskový.

Závěrem je možné konstatovat, že v pokusu se zařazením řepkového semene do krmné směsi při výkrmu krůt do věku 84 dnů nebylo jednoznačně dosaženo zlevnění výkrmu při zachování vysoké živé hmotnosti a dobrých jatečných vlastností. Krmné směsi, ve kterých bylo sníženo množství sójového extrahovaného šrotu a úplně eliminována kukuřice a kde jako částečný zdroj bílkovin byla použita pšenice, semeno řepky 00 a hrách, nesplnily zcela naše očekávání. Neznámená to však, že by nadále neměly být zkoumány možnosti zefektivnění výkrmu tak, aby byl pro všechny výkrmce ziskový.

IV. Ekonomické vyhodnocení výkrmu – Economic evaluation of turkey fattening

Symbol ¹	Ukazatel ²		Výživa ¹⁵		
			1 (IT)	2 (A)	3 (B)
GENOTYP³ 1					
N	počet zastavených krůťat ⁴	(ks)	200	200	200
u	počet uhynulých krůťat ⁵	(ks)	13	20	18
h	průměrná hmotnost ⁶	(kg)	7,43	7,26	7,08
A	fixní náklady na 1 ks ⁷	(Kč)	11,50	11,50	11,50
k_1	spotřeba krmiva ⁸ I	(kg)	128	217	215
k_2	spotřeba krmiva II	(kg)	3 072	1 021	1 013
k_3	spotřeba krmiva III	(kg)	–	1 856	1 841
c_1	cena 1 kg živé hmotnosti ⁹	(Kč)	31,–	31,–	31,–
c_2	cena jednodenního krůťete ¹⁰	(Kč)	32,–	32,–	32,–
c_3	cena 1 kg směsi ¹¹ I	(Kč)	7,22	7,63	7,49
c_4	cena 1 kg směsi II	(Kč)	7,27	7,60	7,62
c_5	cena 1 kg směsi III	(Kč)	–	6,91	6,68
Z_c	celkový zisk ¹²	(Kč)	11 114,11	9 570,53	9 618,07
Z_k	zisk/ks počátečního stavu ¹³	(Kč)	55,57	47,85	48,09
Z_h	zisk/kg živé hmotnosti ¹⁴	(Kč)	7,99	7,32	7,46
GENOTYP³ 2					
N	počet zastavených krůťat ⁴	(ks)	200	200	200
u	počet uhynulých krůťat ⁵	(ks)	10	5	10
h	průměrná hmotnost ⁶	(kg)	5,21	5,00	4,90
A	fixní náklady na 1 ks ⁷	(Kč)	11,50	11,50	11,50
k_1	spotřeba krmiva ⁸ I	(kg)	125	242	196
k_2	spotřeba krmiva II	(kg)	2 572	966	979
k_3	spotřeba krmiva III	(kg)	–	1 207	1 272
c_1	cena 1 kg živé hmotnosti ⁹	(Kč)	31,–	31,–	31,–
c_2	cena jednodenního krůťete ¹⁰	(Kč)	32,–	32,–	32,–
c_3	cena 1 kg směsi ¹¹ I	(Kč)	7,22	7,63	7,49
c_4	cena 1 kg směsi II	(Kč)	7,27	7,60	7,62
c_5	cena 1 kg směsi III	(Kč)	–	6,91	6,68
Z_c	celkový zisk ¹²	(Kč)	2 305,96	3 996,57	2 736,02
Z_k	zisk/ks počátečního stavu ¹³	(Kč)	11,53	19,98	13,68
Z_h	zisk/kg živé hmotnosti ¹⁴	(Kč)	2,33	4,10	2,94

¹symbol, ²indicator, ³genotype, ⁴number of turkey chicks filled into a fattening facility, ⁵turkey chick mortality, ⁶average weight, ⁷fixed costs per bird, ⁸feed consumption, ⁹price of 1 kg of live weight, ¹⁰price of one-day turkey chick, ¹¹price of 1 kg of feeding mash, ¹²total profit, ¹³profit/individuals at the beginning of fattening, ¹⁴profit/kg live weight, ¹⁵nutrition

Poděkování

Autoři děkují kolektivu pracovníků testacní stanice Mezinárodní testování drůbeže Ústrašice za realizaci celého experimentu a slečně Haně Züglerové za technickou pomoc.

LITERATURA

- CLANDININ, D. R. – ROBLEE, A. R.: Low glucisinate rapeseed meal. *Agric. Bull.*, 29, 1976: 7–10.
- CLANDININ, D. R. – ROBLEE, A. R.: Canola meal can be good source of high quality protein for poultry: Canadian researches. *Feedstuffs*, 558, 1983: 36–37.
- GRANDHI, R. R. – SLINGER, S. J. – SUMMERS, J. D.: Productive performance and liver lesions in two strains of laying hens receiving two rapeseed meals. *Poult. Sci.*, 56, 1977: 1904–1908.
- HYÁNKOVÁ, L. – SOUKUPOVÁ, Z. – VÝMOLA, J. – WOLF, J.: Náhrada sóji semenem řepky 00 a hrachem v druhé fázi výkrmu brojlerových kuřat. *Živoč. Vyr.*, 38, 1993: 601–610.
- KOUCKÝ, M. – NADĚJE, B.: Řepkové výlisky ve výživě kuřecích brojlerů. [Poster.] In: *Symp. o jakosti potravin*, ČSAZ, Brno, 1992.
- NWOKOLE, E. N. – BRAGG, G. B. – KITTS, W. D.: The availability of amino acid from palm kernel, soybean, cottonseed and rapeseed 00 meal for the growing chicks. *Poult. Sci.*, 55, 1976: 2300–2304.
- OLOMU, J. N. – ROBLEE, A. R. – CLANDININ, D. R. – HARDIN, R. T.: Effect of span rapeseed meal on productive

- performance, egg quality, composition of liver in laying hens. *Can. J. Anim. Sci.*, 55, 1975: 71–75.
- SALMON, R. E.: Rapeseed meal in turkey starter diet. *Poult. Sci.*, 58, 1979: 410–415.
- SALMON, R. E. – KLEIN, K. K. – LARMOND, E.: Low glucisolate rapeseed meal in turkey broiler diet of varying nutrient density. *Poult. Sci.*, 58, 1979: 1514–1523.
- SLINGER, S. J.: Improving the nutritional properties of rapeseed. *J. Amer. Oil Chem. Soc.*, 54, 1979: 94a–99a.
- SKŘIVAN, M. – TŮMOVÁ, E.: Výkrm kuřat, jatečná a nutriční hodnota při zastoupení ŘEŠ „00“ Tandem v krmných směsích. [Dílčí závěrečná zpráva.] Praha, VŠZ 1986.
- SKŘIVAN, M. – TŮMOVÁ, E.: Výkrm kuřat při částečné náhradě SEŠ v krmných směsích ŘEŠ „00“ Tandem s doplňky lysinu. [Dílčí závěrečná zpráva.] Praha, VŠZ 1987.
- SOUKUPOVÁ, Z. – PŘIBYLOVÁ, J. – PŘIBYL, J. – VÝMOLA, J.: Náhrada sójového extrahovaného šrotu a kukuřice tuzemskými zrninami při výkrmu brojlerových kachen. *Živoč. Vyr.*, 39, 1994: 441–450.
- SOUKUPOVÁ, Z. – PŘIBYLOVÁ, J. – PŘIBYL, J. – VÝMOLA, J.: Náhrada sóji a kukuřice semenem řepky 00, pšenicí, ječmenem a hrachem při výkrmu hus. *Živoč. Vyr.*, 40, 1995: 129–133.
- SPLÍTEK, M. – MAREK, J.: Extrahovaný šrot z řepky odrůdy Tandem v krmných směsích pro brojlerky. *Krmivářství a Služby*, 1986: 62–64.
- UMEMURA, T. – YAMASHIRO, S. – BHATNAGAR, M. K. – MOODY, D. L. – SLINGER, S. J.: Liver fibrosis of the turkey on rapeseed products. *Res. Vet. Sci.*, 23, 1977: 139–145.

Došlo 9. 1. 1995

Kontaktní adresa:

Ing. Zdenka Soukupová, CSc., Výzkumný ústav živočišné výroby, 104 00 Praha 10-Uhřetěves, Česká republika, tel.: 02/75 02 21, fax: 02/75 06 90

№	№	№	№	№	№
101	101	101	101	101	101
102	102	102	102	102	102
103	103	103	103	103	103
104	104	104	104	104	104
105	105	105	105	105	105
106	106	106	106	106	106
107	107	107	107	107	107
108	108	108	108	108	108
109	109	109	109	109	109
110	110	110	110	110	110
111	111	111	111	111	111
112	112	112	112	112	112
113	113	113	113	113	113
114	114	114	114	114	114
115	115	115	115	115	115
116	116	116	116	116	116
117	117	117	117	117	117
118	118	118	118	118	118
119	119	119	119	119	119
120	120	120	120	120	120

HODNOCENÍ PEVNOSTI A NEDESTRUKČNÍ DEFORMACE VAJEC SLEPIC PLEMEN RODAJLENDKA BÍLÁ A LEGHORNKA BÍLÁ PROTOTYPY ELEKTRONICKÝCH PŘÍSTROJŮ

EVALUATION OF STRENGTH AND NONDESTRUCTIVE DEFORMATION OF EGGS IN HENS OF RHODE ISLAND WHITE AND WHITE LEGHORN BREEDS BY PROTOTYPES OF ELECTRONIC INSTRUMENTS

J. Simeonovová¹, J. Kalová¹, J. Vysloužil², S. Jeřábek³

¹ Mendel University of Agriculture and Forestry, Faculty of Agronomy, Brno, Czech Republic

² Geoart, Brno, Czech Republic

³ Intega, Žabčice, Czech Republic

ABSTRACT: The qualitative characteristics of eggshell and correlations between them were evaluated in laying breeds of the hens Rhode Island White (RIW) and White Leghorn (WL). Hens were kept in cages under identical environmental and nutritional conditions. The age of hens was 240 days. In this study the electronic instrument (firm Geoart – Czech Republic) for a destructive measuring of eggshell strength was tested. The method of measurement is based on accurate and rapid determination of force which causes eggshell destruction. The force applied to the egg is detected using an accurate weight moving along the arm of the balance mechanism. Through a level the force applied to the egg changes with a variable length of the arm. The length of the arm with a weight is registered by an electronic equipment. The following parameters were recorded: weight of eggs, non-destructive deformation of eggshell, absolute and relative weight of eggshell, its thickness and eggshell strength. Statistical characteristics of analyzed properties of eggshell and eggs are presented in Tab. I. As one can see in Tab. I, there was a significant difference between both breeds in all traits under study ($P < 0.01$). The weight of eggs was higher in hens of WL breed nearly by 6 g, and the deviation of eggshell deformation (which was negatively correlated with the resistance) was lower by 6.4 μm . Both absolute and relative weight of eggshells was higher in layers of WL breed (the difference being 1 g, i.e. 1%), as well as the strength of shell (the difference being 6.35 N/cm^2) and thickness of eggshell. These differences indicate a significantly higher quality of eggshell in the WL breed. Correlations existing among traits under study are presented in Tab. II. All of them were highly significant ($P < 0.01$). As expected, there was a negative relationship between non-destructive deformation and all other traits. Eggshell deformation describes eggshell quality indirectly. The instrument for the measuring of eggshell strength is characterized by demonstrability, accuracy, simplicity, rapidity and combinationability with the deformation methods.

Rhode Island White; White Leghorn; strength of egg shell; non-destructive deformation; shell thickness; correlations

ABSTRAKT: Byly hodnoceny rozdíly v mechanických vlastnostech vaječné skořápky nosnic plemen rodajlendka bílá (RIW) a leghornka bílá (WL) ze šlechtitelského chovu se zvláštním zřetelem na pevnost a deformaci skořápky, hodnocenou elektronicky prototypy přístrojů firmy Geoart Brno. Slepice byly ve věku 240 dnů a byly chovány ve stejných podmínkách ustájení a krmení. Ve všech hodnocených znacích (hmotnost vajec, hmotnost skořápky absolutní i relativní, nedestrukční deformace skořápky, pevnost skořápky a tloušťka skořápky) byl zjištěn vysoce průkazný rozdíl ($P < 0,01$) ve prospěch plemene leghornka bílá. Byly vypočítány korelační vztahy mezi metodami hodnocení jakosti skořápky. Mezi všemi znaky byly zjištěny vysoce průkazné pozitivní korelace ($P < 0,01$), s výjimkou nedestrukční deformace, která měla podle očekávání vysoce průkazný ($P < 0,01$) negativní vztah k ostatním hodnoceným znakům. Testované elektronické přístroje se osvědčily jak přesností, tak i jednoduchostí a rychlostí obsluhy.

rodajlendka bílá (RIW); leghornka bílá (WL); pevnost skořápky hodnocená elektronicky; nedestrukční deformace skořápky; tloušťka skořápky; vztahy

Pevnost vaječné skořápky je stále aktuálním problémem u nás i v zahraničí, protože bezprostředně souvisí se ztrátami a ekonomikou produkce konzumních i násadových vajec. Jakost skořápky a její mechanické vlastnosti nabývají na významu i v souvislosti s opatřením EU, kdy vejce s poškozenou skořápkou a podskořápkovými obaly nemohou být nadále použita ani do tepelně opracovaných výrobků (Anonym, 1992).

Průměrný podíl mechanicky poškozených vajec za snáškové období, zaznamenaný na cestě od výrobců k třídění, není v našich podmínkách zanedbatelný, činí asi 15 % (Simeonovová et al., 1982).

Objektivní hodnocení mechanických vlastností vajec vyžaduje objektivní, moderní a srovnatelné metody (Simeonovová et al., 1992). Přímé destrukční hodnocení pevnosti vaječné skořápky se u nás provádí výhradně na mechanickém pružinovém přístroji (Marinka et al., 1966). Vývoj však pokročil k elektronickým přístrojům různých konstrukcí (Voisey, McDonald, 1978; Fagan et al., 1988; Simeonovová, Vysloužil, 1993). Síla nutná k porušení pevné skořápky kolísá od 27 do 49 N/cm² (Voisey, Hamilton, 1977). Z nepřímých metod se u nás začalo používat instrumentální měření nedestrukční deformace (Simeonovová et al., 1992) s rozsahem deviate 14 až 71 μm, při kterém byly zjištěny vesměs vysoce průkazné negativní korelace deformace skořápky k jiným mechanickým vlastnostem skořápky, což potvrzují i výsledky autorů Halaj a Grofík (1994). Objektivního měření mechanických vlastností vajec se využívá při změnách ve výživě nosnic a k hodnocení meziplemenných rozdílů, a to jak ve výzkumné, tak i v praktické činnosti (Simeonovová, Kalová, 1993; Halaj, Grofík, 1994).

V práci uvádíme novou možnost elektronického měření pevnosti vaječné skořápky v České republice destrukční metodou, a sice prototypem přístroje firmy Geoart, autorů Simeonovová a Vysloužil, který byl prezentován na XXI. semináři o jakosti potravin a potravinových surovin na VŠZ v Brně v roce 1993. (Přístroj je firmou Geoart přihlášen k právní ochraně). Autoři navázali na vývoj přístroje k hodnocení nedestrukční deformace vajec (Simeonovová et al., 1992), která je v příspěvku rovněž představena. Dále uvádíme výsledky testů jakosti vaječné skořápky u dvou plemen nosnic a hodnotíme vztahy mezi mechanickými vlastnostmi vajec.

MATERIÁL A METODA

Jako srovnávací materiál pro testování elektronických přístrojů k měření pevnosti vaječné skořápky destrukční metodou a nedestrukční deformace byla použita vejce nosnic plemen rodajlenda bílá (RIW) a leghornka bílá (WL) ze šlechtitelského chovu. Sou-

časně bylo provedeno srovnání těchto dvou plemen v jakosti vaječné skořápky. Slepice byly stejného věku (240 dnů) a byly chovány ve stejných podmínkách ustájení a krmení. Bylo hodnoceno 120 vajec leghornky bílé a 120 vajec rodajlendky bílé.

Hodnotili jsme hmotnost vajec, hmotnost skořápky, podíl skořápky z hmotnosti vejce, deformaci skořápky podle autorů Simeonovová et al. (1992) a pevnost vaječné skořápky prototypem přístroje autorů Simeonovová a Vysloužil (1993). Prezentovaná metoda měření pevnosti destrukčně je založena na přesném a rychlém stanovení síly, při níž dochází k prasknutí skořápky. Principů měření síly je několik; byly popsány a všechny mají určité výhody i nevýhody (Voisey, Hamilton, 1977; Simeonovová et al., 1992). V našem případě je zatížení vejce vyvozeno přesným závažím, které se posunuje na rameni vahadlového mechanismu přístroje. Délka ramene, na kterém se nachází závaží, je odečítána elektronicky. Elektronická část přístroje zajišťuje definovaný a rovnoměrný nárůst zatěžovací síly, číselnicové odečítání působící síly s rozlišením 0,01 N a přerušení zatížení při destrukci. Rychlost zatěžování je nastavitelná. Předností elektronické destrukční metody je prokazatelnost, přesnost, jednoduchost a rychlost, s vyloučením působení lidského faktoru. Přístroj pracuje poloautomaticky s možností rozšíření na měření deformací, vyhodnocování počítacem apod. Obsluha spočívá pouze ve vložení vejce a počátečním nastavení. Měření lze provádět v podélném i příčném směru a je možné volit koncové řešení měřicích čelistí. Tloušťku skořápky jsme hodnotili u 30 vajec z každé skupiny setinovým úchytkoměrem.

Vypočítali jsme základní statistické charakteristiky a korelace mezi ukazateli kvality vajec a skořápky (Sokal, Rohlf, 1969).

VÝSLEDKY A DISKUSE

Statistické charakteristiky vlastností vajec a skořápky vajec nosnic plemen leghornka bílá (WL) a rodajlenda bílá (RIW) jsou uvedeny v tab. I. U všech hodnocených znaků byla difference mezi plemeny vysoce průkazná ($P < 0,01$). Ve všech znacích jsou jednoznačně lépe hodnocena vejce plemene leghornka bílá. I přes výrazně vyšší hmotnost vajec byla kvalita jejich skořápky lepší. Stejných výsledků, tj. lepších hodnot u leghornky bílé, jsme dosáhli při srovnání vlastností vajec plemen leghornka bílá a rodajlenda červená v předchozí práci (Simeonovová, Kalová, 1993). Průměrné hodnoty nedestrukční deformace 28,80 μm (WL), resp. 35,16 μm (RIW) a tloušťky skořápky 0,378 mm (WL), resp. 0,346 mm (RIW) odpovídají rozptýleným hodnotám uváděným v jiných pracích (Halaj, Grofík, 1994; Simeonovová, Kalová, 1993; Simeonovová et al., 1992). U procentuálního podílu skořápky z hmotnosti vejce jsme zjistili diferencii téměř 1 %, což je podstatné pro charakteristiky pevnosti i odolnosti vůči mechanickému po-

I. Statistické charakteristiky mechanických vlastností vaječné skořápky plemen leghornka bílá (WL) a rodajlendka bílá (RIW) v třetím měsíci snášky – Statistical data on mechanical characteristics of eggshell in White Leghorn (WL) and Rhode Island White (RIW) breeds in the third month of laying

Charakteristika ¹	Jednotka ⁸	Plemeno ⁹	\bar{x}	s^2	v%	$x_{\max} - x_{\min}$	P
Hmotnost vejce ²	g	WL	57,18	19,98	7,8	68,80 – 45,80	++
		RIW	51,53	11,22	6,5	59,90 – 42,90	
Hmotnost skořápky ³	g	WL	5,43	0,25	9,25	6,41 – 3,70	++
		RIW	4,42	0,16	9,17	5,58 – 3,59	
Podíl skořápky z hmotnosti vejce ⁴	%	WL	9,55	0,54	7,70	11,27 – 6,54	++
		RIW	8,59	0,36	6,98	10,55 – 6,73	
Nedestruktivní deformace ⁵	μm	WL	28,80	64,78	27,95	80,00 – 16,00	++
		RIW	35,16	43,51	18,76	75,00 – 20,00	
Tloušťka skořápky ⁶	mm	WL	0,378	0,85	7,75	0,44 – 0,32	++
		RIW	0,346	0,68	7,55	0,41 – 0,29	
Pevnost skořápky měřená elektronicky ⁷	N/cm ²	WL	32,67	59,67	23,60	46,62 – 9,03	++
		RIW	26,32	41,65	24,50	41,54 – 6,25	

++ $P < 0,01$

$n = 120$ u každé skupiny (u tloušťky skořápky $n = 30$ u každé skupiny)

$n = 120$ in each group (for eggshell thickness $n = 30$ in each group)

¹characteristic, ²egg weight, ³eggshell weight, ⁴eggshell percentage in egg weight, ⁵nondestructive deformation, ⁶eggshell thickness, ⁷electronically measured eggshell strength, ⁸unit, ⁹breed

II. Korelační vztahy mezi hodnocenými znaky jakosti vajec skupiny nosnic RIW a WL – The correlations between the evaluated characteristics of egg quality in the group of RIW and WL layers

Charakteristika ¹			Korelační koeficient ⁸					
			1	2	3	4	5	6
Hmotnost vejce ²	n	1		0,772	0,192	-0,178	0,472	0,255
	P							
Hmotnost skořápky ³	n	2	240		0,770	-0,610	0,865	0,543
	P		++					
Podíl skořápky z hmotnosti vejce ⁴	n	3	240	240		-0,765	0,861	0,600
	P		++	++				
Nedestruktivní deformace ⁵	n	4	240	240	240		-0,652	-0,570
	P		++	++	++			
Tloušťka skořápky ⁶	n	5	59	60	60	60		0,635
	P		++	++	++	++		
Pevnost skořápky měřená elektronicky ⁷	n	6	237	237	237	237	59	
	P		++	++	++	++	++	

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

n = počet vajec obou skupin – egg number in both groups

For 1–7 see Tab. I; ⁸correlation coefficient

škození (Simeonovová et al., 1982). Pevnost skořápky, kterou jsme zjistili měřením prototypem elektronického přístroje, v průměru 32,67 N/cm² (WL), resp. 26,32 N/cm² (RIW), odpovídá hodnotám, které zjistili na srovnatelných přístrojích Voisey a Hamilton (1977). Hodnoty zjištěné autory Halaj a Groffk (1994) na mechanickém pružinovém přístroji (Marcinka et al., 1966) jsou poněkud nižší, což může být záležitostí hodnocených hybridů. Při používání pružinového přístroje, jak ukázaly naše předcházející zkušenosti, může při opotřebených pružinách nebo

ručním utahování šroubu dojít k ovlivnění objektivit výsledků hodnot pevnosti (Simeonovová et al., 1992).

V tab. II jsou uvedeny korelační vztahy mezi hodnocenými znaky jakosti vajec. Mezi všemi hodnocenými znaky jakosti skořápky byla zjištěna vysoce průkazná pozitivní korelace s výjimkou vztahů k deformaci skořápky, u kterých je logicky negativní závislost. Skořápka se tím méně deformuje, čím vyšší je její pevnost, tloušťka, či podíl skořápky z hmotnosti vejce, což dokumentují i výsledky, které uvádějí Voisey a Ha-

milton (1977) nebo Halaj a Groffk (1994). Tato skutečnost potvrzuje správnost výsledků získaných metodou stanovení nedestrukční deformace vajec k určení jejich odolnosti vůči poškození. Nejtěsnější je závislost deformace k podílu skořápky (lineární), což jsme zjistili i v našich předcházejících pracích (Simeonovová et al., 1992; Simeonovová, Kalová, 1993). Vztah mezi pevností skořápky a ostatními znaky jakosti skořápky je vyjádřen vysoce průkaznými pozitivními korelacemi (s výjimkou výše uvedené nedestrukční deformace, kde $r = -0,570^{++}$). Hodnoty korelačních koeficientů pevnosti k hmotnosti skořápky absolutní ($r = +0,543^{++}$) i relativní ($r = +0,600^{++}$) a k tloušťce skořápky ($r = +0,635^{++}$) jsou poněkud vyšší, než zjistili Halaj a Groffk (1994).

Závěrem lze konstatovat, že v jakosti vaječné skořápky plemen leghornka bílá a rodajlendka červená jsou vysoce průkazné diference ve prospěch plemene leghornka bílá, a to ve všech hodnocených znacích, včetně vyšší hmotnosti vajec.

Následně výsledky našeho hodnocení potvrdily skutečnost, že testované elektronické přístroje firmy Geart k měření pevnosti a deformace vajec odpovídají plně současným světovým trendům, poskytují rychle a přesně výsledky, které jsou srovnatelné se zahraničními údaji, a to za nepoměrně nižších pořizovacích nákladů. Přístrojů lze využít k přesnému hodnocení velkých sérií vzorků k výzkumným i praktickým účelům a podle účelu je možné volit přímou – destrukční, či nepřímou – nedestrukční metodu se srovnatelnými výsledky.

LITERATURA

ANONYM: Making a break in the egg market. Missed – World Poul., 8, 1992: 36–43.

Kontaktní adresa:

Ing. Jana Simeonovová, CSc., Mendelova zemědělská a lesnická univerzita, Agronomická fakulta, Zemědělská 1, 613 00 Brno, Česká republika, tel.: 05/45 13 32 03, fax: 05/45 21 11 28

FAGAN, W. E. – BUCKLEY, D. J. – TSANG, G. P. W.: Research note: Electronic eggshell thickness gauge. Poul. Sci., 67, 1988: 1105–1108.

HALAJ, M. – GROFFK, R.: Vztahy mezi pevností vaječné skupiny a některými vlastnostmi vajec sliepok. Živoč. Výr., 39, 1994: 927–934.

MARCINKA, K. – GAŽO, M. – BOLF, F.: ČSP 120 110. Přístroj na stanovenie pevnosti vaječné skupiny. Praha, ÚPV 1966.

SIMEONOVÁ, J. – KALOVÁ, J.: Mechanické vlastnosti skořápky vajec slepic plemen rodajlendka červená a leghornka bílá. Živoč. Výr., 38, 1993: 1027–1035.

SIMEONOVÁ, J. – VYSLOUŽIL, J.: Hodnocení pevnosti skořápky elektronickými přístroji. In: Sbor. Sem. o jakosti potravin a potravinových surovin, VŠZ Brno, 1993: 18.

SIMEONOVÁ, J. – VYSLOUŽIL, J. – JERÁBEK, S.: Metody hodnocení mechanických vlastností vaječné skořápky v ČSFR a v zahraničí. Živoč. Výr., 37, 1992: 1043–1050.

SIMEONOVÁ, J. – INGR, I. – LAZAR, V. – JAKŠÍK, J. – VOREL, J.: Fyzické a jakostní ztráty slepičích konzumních vajec od snesení do zpracování. Živoč. Výr., 27, 1982: 649–656.

SOKAL, R. R. – ROHLF, F. J.: Biometry. San Francisco, W. H. Freeman and Co. 1969.

VOISEY, P. W. – HAMILTON, R. M. G.: The effect of deformation rate and other factors on the force required to fracture eggshells in measuring shell strength. Poul. Sci., 56, 1977: 1994–2002.

VOISEY, P. W. – McDONALD, D. C.: Laboratory measurements of eggshell strength. Poul. Sci., 57, 1978: 860–869.

Došlo 11. 1. 1995

ZASTÚPENIE MASTNÝCH KYSELÍN A CHOLESTEROLU V INTRAMUSKULÁRNOM TUKU JATOČNÝCH BÝKOV ROZDIELNYCH GENOTYPOV

CONCENTRATIONS OF FATTY ACIDS AND CHOLESTEROL IN INTRAMUSCULAR FAT OF SLAUGHTER BULLS OF DIFFERENT GENOTYPES

J. Mojto¹, O. Palanská¹, J. Chrenek¹, R. Ondrejčka², J. Čuboň¹, V. Nosáľ¹

¹Research Institute of Animal Production, Nitra, Slovak Republic

²Research Institute of Nutrition, Bratislava, Slovak Republic

ABSTRACT: Fat quality in slaughter animals and particularly the concentrations of fatty acids and cholesterol content are important with respect to dietary attitudes. Fat quality can be influenced by several factors to a larger or smaller extent. These indicators were determined in a trial on three breeds of slaughter bulls (Slovak Pied, Slovak Pinzgau and Black-pied Lowland) at average pre-slaughter weight of 501 to 545 kg; the indicators were determined in intramuscular fat of the *m. longissimus dorsi* at the level of the 9th and 10th rib: fatty acid spectrum, cholesterol content, as well as the ratio of the contents of unsaturated to saturated fatty acids ($\Sigma MK_{1,2,3}/\Sigma MK_0$) and the index of fat nutritive value (I_2), which describes the ratio of essential fatty acids (linoleic and linolenic acid) to saturated fatty acids ($\Sigma MK_{2,3}/\Sigma MK_0$). Fatty acids of extracted fat were transformed into methyl esters by alkaline transmethylation according to the modified methodology after Bannion et al. (1982). Percentage content of fatty acids was determined by gas chromatography on a PACKARD apparatus, model 419. Total cholesterol content was determined by the method elaborated by Horňáková et al. (1974). Tab. I shows the concentrations of 14 fatty acids with the chain $C_{12:0}-C_{22:1}$, which were found in all breeds, while the concentration of oleic acid was highest of all (40.44–41.49%). There were no significant differences between the breeds besides three, less important fatty acids with minimum concentrations. As for the calculated indexes (Tab. II), the values of fat unsaturation index (I_1) ranged from 1.02 to 1.06 and those of fat nutritive value index (I_2) ranged from 0.07 to 0.08. The determined average cholesterol content 65.34 to 71.11 mg/100 g is in agreement with the values reported by other authors (Streicher et al., 1984). Average content of saturated fatty acids ranged from 48.60 to 50.28% and that of unsaturated fatty acids from 49.42 to 51.42%.

slaughter bull; intramuscular fat; fatty acids; cholesterol; fat quality index

ABSTRAKT: V porovnávacom pokuse na jatočných býkoch slovenského strakatého, slovenského pinzgauského a nížinného čiernostrakatého plemena sme v intramuskulárnom tuku stanovili spektrum mastných kyselín a obsah cholesterolu. Vyčíslili sme tiež index nenasýtenosti (I_1) a nutritívnej hodnoty tuku (I_2). Významné rozdiely medzi plemenami sme zistili len u troch menej významných a minimálne zastúpených kyselín. Priemerný obsah nasýtených mastných kyselín bol v rozpätí 48,60 až 50,28 %, nenasýtených kyselín 49,72 až 51,42 % a obsah cholesterolu 65,34 až 71,11 mg/100 g.

jatočný býk; intramuskulárny tuk; mastné kyseliny; cholesterol; index kvality tuku

ÚVOD

Tuk v tele jatočného zvierata predstavuje nielen kvantitatívny, ale aj kvalitatívny aspekt. Je nositeľom energetickej hodnoty a donátorom mastných kyselín, ktoré majú významnú úlohu v metabolizme buniek. Tuk sa tiež podieľa na senzorickej kvalite mäsa, najmä jeho textúre a šľavnosti. Je dôležitý z hľadiska dietickej orientácie v súvislosti s prívodom cholesterolu vo výžive. Preto sa v súčasnosti otázke skladby mastných kyselín v tuku jatočných zvierat a jeho nutritívnej hodnote venuje značná pozornosť.

Na kvalitu tuku môže vplývať niekoľko faktorov (Kühne et al., 1986; Gils, Eskin, 1973; Eichhorn et al., 1985). V práci sa prioritne hodnotí vplyv plemena výkrmových býkov na spektrum mastných kyselín v intramuskulárnom tuku, na nutritívnu hodnotu tuku, ako aj na obsah cholesterolu.

MATERIÁL A METÓDA

Do pokusu bolo zaradených 18 výkrmových býkov týchto plemien:

I. Zastúpenie mastných kyselín v intramuskulárnom tuku (%) – Fatty acid concentration in intramuscular fat (%)

Mastné kyseliny ⁵	Plemeno ¹						t-test
	slovenské strakaté ² (a)		slovenské pinzgauké ³ (b)		nížinné čierostrakaté ⁴ (c)		
	\bar{x}	$\pm s_x$	\bar{x}	$\pm s_x$	\bar{x}	$\pm s_x$	
C _{12:0} laurová ⁶	0,05	0,01	0,06	0,01	0,04	0,01	
C _{12:1} dodekanová ⁷	0,06	0,01	0,01	0,01	0,04	0,01	
C _{14:0} myristová ⁸	2,88	0,12	2,68	0,11	2,67	0,07	
C _{14:1} myristolejová ⁹	1,01	0,03	0,93	0,06	1,18	0,08	a : c ⁺
C _{16:0} palmitová ¹⁰	28,46	0,36	27,51	0,61	27,24	0,46	
C _{16:1} palmitolejová ¹¹	3,67	0,09	3,63	0,12	3,78	0,10	
C _{17:0} heptadekánová ¹²	0,56	0,02	0,56	0,03	0,74	0,08	a : c ⁺
C _{18:0} stearová ¹³	17,98	0,54	18,58	0,62	17,91	1,14	
C _{18:1} olejová ¹⁴	40,44	0,71	40,95	1,01	41,49	1,15	
C _{18:2} linolová ¹⁵	3,22	0,17	2,98	0,19	2,75	0,15	
C _{18:3} linolénová ¹⁶	0,75	0,07	0,67	0,05	0,79	0,03	
C _{22:0} behenová ¹⁷	0,07	0,02	0,11	0,01	0,02	0,01	b : c ⁺⁺
C _{22:1} dokosaénová ¹⁸	0,04	0,01	0,06	0,01	0,03	0,01	

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

¹breed, ²Slovak Pied, ³Slovak Pinzgau, ⁴Black-pied Lowland, ⁵fatty acids, ⁶lauric, ⁷dodecanoic acid, ⁸myristic, ⁹myristoleic, ¹⁰palmitic, ¹¹palmitoleic, ¹²heptadecanoic, ¹³stearic, ¹⁴oleic, ¹⁵linoleic, ¹⁶linolenic, ¹⁷behenic, ¹⁸docosanoic

I. skupina: slovenské strakaté plemeno (SS) – $n = 6$

II. skupina: slovenské pinzgauké plemeno (SP) – $n = 6$

III. skupina: nížinné čierostrakaté plemeno (NČS) – $n = 6$

Býky vo veku šiestich mesiacov boli zaradené do intenzívneho výkrmu, v ktorom podstatu kŕmnej dávky tvorila jadrová zmes, kukuričná siláž a lucernové seno.

Priemerná živá hmotnosť býkov pred zabitím bola u plemena SS 545 kg, u plemena SP 504 kg a u plemena NČS 501 kg. Vzorky k laboratórnym analýzám sa odobrali z *m. longissimus dorsi* na úrovni 9. a 10. rebra.

K stanoveniu spektra mastných kyselín sa vzorky zhomogenizovali a extrahovali viacstupňovou extrakciou s petroléterom obvyklým spôsobom. Mastné kyseliny extrahovaného tuku boli prevedené na metylestery alkalickou transmetyláciou podľa upravenej metodiky (Bannon et al., 1982). Percentuálny obsah mastných kyselín bol stanovený plynovou chromatografickou analýzou metylesterov na prístroji PACKARD model 419 za týchto podmienok: použila sa sklenená kolóna dĺžky 2 m a vnútorného priemeru 2 mm s náplňou Chromosorb P zrnena 60 až 80 mesh, obsahujúcou 14 % Dega. Delenie prebiehalo pri teplote 185 °C, teplota nástreku z detektorového bloku bola 250 °C. Ako nosný plyn bol použitý dusík s prietokom 23,5 ml/min. Mastné kyseliny sa stanovovali za použitia plameňojozizačného detektoru. Obsah mastných kyselín sa vyhodnotil počítačovým programom NELSON ANALYTICAL na personálnom počítači. Celý postup bol kalibrovateľný za použitia štandardných látok od firmy Poly Science Corporation aplikovaním zistených retenčných časov do uvedeného vyhodnocovacieho programu NELSON. Zastúpenie mastných kyselín je uvedené v percentách z ich celkovej sumy.

Zo zistenej skladby mastných kyselín sme vyčísľili dva indexy: index nenasýtenosti tuku (I_1), ktorý pred-

stavuje pomer obsahu nenasýtených a nasýtených mastných kyselín ($\Sigma MK_{1,2,3} / \Sigma MK_0$) a index nutritívnej hodnoty tuku (I_2), čo je pomer esenciálnych mastných kyselín a nasýtených mastných kyselín ($\Sigma MK_{2,3} / \Sigma MK_0$) (Bout et al., 1990). Do súboru esenciálnych mastných kyselín sme zahrnuli kyseliny linolovú a linolénovú.

Obsah celkového cholesterolu sme zistili metódou založenou na farebnej reakcii cholesterolu s acetanhydridom a koncentrovanou kyselinou sírovou (Horňáková et al., 1974).

Zo získaných výsledkov boli vypočítané základné variačno-štatistické hodnoty a rozdiely medzi skupinami sme testovali *F*-testom a *t*-testom pri použití programu STATGRAPHICS.

VÝSLEDKY A DISKUSIA

Dosiahnuté výsledky sú uvedené v tab. I a II. Tab. I udáva zastúpenie 14 mastných kyselín rádu C_{12:0} až C_{22:1}, ktoré boli pri analýze zistené u jatočných býkov všetkých troch plemien. Najvyšší podiel pripadal na kyselinu olejovú (40,44–41,49 %) a palmitovú (27,24–28,46 %). Toto zistenie je v súlade s výsledkami, ktoré zaznamenali Nosál et al. (1973) u slovenského strakatého plemena a Šubrt et al. (1991) u býkov-križencov českého strakatého plemena s mliekovými plemenami. Obsah esenciálnych mastných kyselín (linolová a linolénová) je na úrovni hodnôt zistených v pokuse autorov Nosál et al. (1992) na býkoch slovenského strakatého plemena, avšak nižší, ako zistili Šubrt et al. (1991). Najväčšiu variabilitu vykazovali kyseliny s minoritným zastúpením, a to kyselina heptadekánová a kyselina behenová. Preukazné rozdiely

II. Súbory a indexy mastných kyselín a obsah cholesterolu v intramuskulárnom tuku – Sets and indexes of fatty acids and cholesterol content in intramuscular fat

Ukazovateľ	Plemeno ¹						t-test
	slovenské strataké ² (a)		slovenské pizgauské ³ (b)		nížinné čierostrakaté ⁴ (c)		
	\bar{x}	$\pm s_x$	\bar{x}	$\pm s_x$	\bar{x}	$\pm s_x$	
Cholesterol (mg/100 g)	71,11	4,07	69,78	2,70	65,34	2,82	—
MK ₀	49,55	0,89	50,28	0,97	48,60	1,35	—
MK ₁	46,47	0,72	46,09	0,92	47,80	1,34	—
MK ₂	3,22	0,23	2,98	0,22	2,75	0,17	—
MK ₃	0,75	0,07	0,67	0,05	0,79	0,03	—
Index I ₁	1,02	0,04	1,02	0,04	1,06	0,06	—
Index I ₂	0,08	0,01	0,07	0,01	0,07	0,01	—

— P > 0,05

EMK₀ – obsah nasýtených mastných kyselín⁵

EMK₁ – obsah monoénových mastných kyselín⁶

EMK₂ – obsah kyseliny linolovej⁷

EMK₃ – obsah kyseliny linolénovej⁸

I₁ – index nenасыtenosti tuku⁹

I₂ – index nutritívnej hodnoty tuku¹⁰

For 1–4 see Tab. I; ⁵content of saturated fatty acids, ⁶content of monoenic fatty acids, ⁷content of linoleic acid, ⁸content of linolenic acid, ⁹index of fat unsaturation, ¹⁰index of fat nutritive value

medzi porovnávanými plemenami boli zistené len u troch menej významných kyselín s minimálnym zastúpením v celom spektre.

Na základe našich výsledkov i konfrontovaných literárnych údajov sa dá predpokladať, že medzi rôznymi plemenami nie sú u jatočných býkov významné rozdiely v zastúpení mastných kyselín v intramuskulárnom tuku. Skôr je možné očakávať rozdiely medzi niektorými svalmi jatočného tela, ako uvádzajú Eichhorn et al. (1985) a Nosál (1973). Gils a Eskin (1973) na základe svojich štúdií konštatujú, že genetický vplyv spočíva v zmenách rýchlosti fyziologického rastu, ktoré vyvolávajú zmeny v zastúpení individuálnych mastných kyselín.

V tab. II sú uvedené celkové množstvá niektorých druhov mastných kyselín, hodnoty používaných kvalitatívnych indexov tuku a tiež obsah cholesterolu. Ani u jedného zo sledovaných parametrov kvality tuku sme nezistili preukazné rozdiely medzi plemenami. Obsah nasýtených mastných kyselín sa pohyboval v rozpätí 48,60 až 50,28 % a nenасыtených mastných kyselín v rozpätí 49,72 až 52,40 %. Podobné výsledky zistili aj Nosál et al. (1992) u býkov slovenského stratakého plemena a jeho krížencov. Naproti tomu obsah nasýtených mastných kyselín je nižší, ako zistili Šubrt et al. (1991). Z vypočítaných indexov bol index nenасыtenosti tuku (I₁) na úrovni hodnôt 1,02 až 1,06 a index nutritívnej hodnoty (I₂) na úrovni hodnôt 0,07 až 0,08.

Šubrt et al. (1991) zistili na rozdiel od nás nižší index nutritívnej hodnoty. Môže to byť však zapríčinené tým, že v našom experimente sme medzi esenciálne mastné kyseliny nezapočítali kyselinu palmitovú.

Zistený priemerný obsah cholesterolu v rozpätí 65,34 až 71,11 mg/100 g je v súlade s hodnotami, ktoré sa udávajú u hovädzieho mäsa (Streicher et al.,

1984; Čuboň et al., 1994; Palanská et al., 1993). Medzi plemenami sme nezistili štatisticky významné rozdiely.

Záverom možno konštatovať, že pri malých zmenách v obsahu mastných kyselín sa vplyv plemien jatočných býkov v nenасыtenosti a nutritívnej hodnote intramuskulárneho tuku výraznejšie nepreukázal.

LITERATÚRA

- BANNON, C. D. – BREEN, G. J. – HAL, N. T. – O'ROURKE, K. L.: Analysis of fatty acid methylesters with high accuracy and reliability. *J. Chromatogr.*, 247, 1982: 71–89.
- BOUT, J. – GIRATD, J. P. – SELIER, P. – RUNAUOT, J. P.: Comparaison de porces Duroc et Large White pour la composition chimique du gras de bardien et du muscle long. *dorsal. J. Rech. Porcine France*, 22, 1990: 29–34.
- ČUBOŇ, J. – PALANSKÁ, O. – NOSÁL, V. – ONDREJČKA, R. – SZAKÁCS, J.: Vplyv prídavku glycerolu a C-tuku kyseliny palmitovej na kvalitu intramuskulárneho tuku a loja výkrmových býkov. *Živoč. Výr.*, 39, 1994: 634–651.
- EICHHORN, J. M. – BAILEY, C. M. – BLOMQUIST, G. J.: Fatty acid composition of muscle and adipose tissue from crossbred bulls and steers. *J. Anim. Sci.*, 61, 1985: 892–904.
- GILS, J. B. – ESKIN, N. A.: Fatty acid composition of bovine intramuscular and subcutaneous fat as related to breed and sex. *J. Fd Sci.*, 38, 1973: 408–411.
- HORNÁKOVÁ, M. – CHROMÝ, V. – HEYROVSKÝ, A.: Spektrofotometrické stanovení sérového cholesterolu. *Biochem. clin. bohém.*, 27, 1974: 27.
- KÜHNE, E. – FREUDENREICH, P. – RISTIČ, M.: Fettsäuremuster verschiedener Tierarten. 2. Mitt. Fette von Wiederkäuern, Kaninchen und Händchen. *Fleischwirtschaft*, 66, 1986: 403–406.

NOSÁL, V.: Štúdium vplyvu výživy na zloženie intramuskulárneho tuku a niektoré kvalitatívne ukazovatele v mäse výkrmových býčkov. [Kandidátska dizertácia.] Nitra, 1973. – Výskumný ústav živočíšnej výroby.

NOSÁL, V. – PALANSKÁ, O. – ONDREJIČKA, R. – KMEŤOVÁ, E.: The composition of fatty acids in the intramuscular fat of the *musculus longissimus pars thoracis* in bullocks of various genotypes. *Scientia Agric. bohemoslov.*, 24, 1992: 343–350.

PALANSKÁ, O. – NOSÁL, V. – ONDREJIČKA, R. – ČUBOŇ, J.: Kvalita intramuskulárneho tuku výkrmových

býčkov pri rôznej intenzite výkrmu a hmotnosti pri zabití. *J. Farm. Anim. Sci.*, XXVI, 1993: 105–110.

STREICHER, U. – LEISS, O. – BERGMANN, K.: Determinanten der intestinalen Cholesterinresorption. *Akt. Ernährungsmedizin*, 9, 1984: 43.

ŠUBRT, J. – PITRUNOVÁ, M. – ŽUPKA, Z. – VÁVROVÁ, M. – VÁVRA, S.: Vliv genotypu býků na skladbu mastných kyselín v *musculus longissimus thoracis* a ledvinovom loji. *Živoč. Vyr.*, 36, 1991: 203–210.

Došlo 13. 2. 1995

Kontaktná adresa:

Ing. Jozef Mojto, CSc., Výskumný ústav živočíšnej výroby, Hlohovská 2, 949 92 Nitra, Slovenská republika, tel.: 087/51 05 60, fax: 087/51 90 32

HODNOTENIE KVALITY JATOČNE OPRACOVANÝCH TIEL HYBRIDOV OŠÍPANÝCH ŠLACHTENÝCH NA ZVÝŠENÝ PODIEL MÄSOVÝCH ČASTÍ

QUALITY ASSESSMENT OF DRESSED CARCASSES OF PIG HYBRIDS SELECTED FOR THE HIGHER PERCENTAGE OF LEAN CUTS

P. Demo¹, J. Poltársky¹, L. Lagin², M. Pavlič¹

¹Research Institute of Animal Production, Nitra, Slovak Republic

²University of Agriculture, Nitra, Slovak Republic

ABSTRACT: The objective of the present paper was to assess the quality of dressed carcasses of pig hybrids with different level of meat performance. The first group of hybrids was selected consistently for the expressly meat type, the other was a commonly produced hybrid SLOVHYB-1. During the experiment the pigs were housed in group pens and received a uniform feed mash (crude protein content 15.4%, lysine content 0.86% and energy content 13.0 MJ). The *in vivo* percentage of muscle was determined instrumentally a day before slaughter. Dissection of carcasses was done on the second day after slaughter in both groups of pigs under investigation to determine the portions of valuable lean cuts (percentages of neck, shoulder, loin and ham with bones weight out of the weight of the side of pork after cooling), followed by detailed dissection into basic tissues (meat, fat, bones, skin). Detailed dissection was done in all body parts, except the head with jowl and trotters. Tab. I shows the indicators of carcass value of pig hybrids of both groups. The first group of hybrids, bred for the expressly meat type, had these values of the percentage of valuable lean cuts (VLC) and lean meat content *in vivo* and/or *post mortem*: 51.25%, 54.10% and/or 56.85%. The indicators of carcass value in the control group of slaughter hybrids were as follows: 45.58%, 50.43% and 51.27%. Tab. II shows the relations of the investigated indicators of carcass value to the percentage of VLC and/or muscle. A comparison of the closeness of the relations between VLC percentage and muscle percentage on the one hand and other carcass indicators on the other revealed the higher values of correlations in the first group evaluated. Therefore we believe that when the relations among all the carcass indicators are determined and their correct interpretation is sought for, it will be necessary to take into account the level of meatiness and/or the production type of pigs. Significant correlations with carcass meatiness were observed in backfat area above *m.l.d.* and/or the ratio of *m.l.d.* area to backfat area above *m.l.d.* at the level of the last rib ($r \geq 0.80$), and these values were higher than the level of correlation between *m.l.d.* area and muscle percentage. Hence a possibility of determining the areas *m.l.d.* and/or backfat by an *in vivo* method is very important, along with the use of the determined relations for meatiness prediction particularly in breeding pigs. Tab. III shows the tissue composition of carcass parts. The largest differences in muscle percentage between the two types of hybrids were determined in neck, belly and shoulder. There were not any statistically significant differences in meat percentage out of loin. The results of the experiment have revealed that the group of slaughter pigs of the expressly meat production type exhibited the considerably higher difference between muscle percentage and VLC percentage (+5.6%) in comparison with the hybrids of the other evaluated group (+2.7%). The above data document that pig selection on the basis of VLC percentage is less useful in the meat types of pigs as the differences in total muscle percentage are not taken account in a satisfactory way.

pig; hybrids; carcass value; lean meat content; detailed dissection of carcass; backfat area above *m.l.d.*

ABSTRAKT: Hodnotili sme kvalitu jatočne opracovaných tiel u dvoch skupín hybridov ošípaných s rôznou úrovňou zrnistosti. Hybridy prvej skupiny, šľachtené na výrazne mäsový úžitkový typ, dosiahli zastúpenie cenných mäsových častí (CMČ) a svaloviny *in vivo*, resp. *post mortem* na úrovni 51,25 %, 54,10 % a 56,85 %. U kontrolnej skupiny jatočných hybridov boli tieto ukazovatele jatočnej hodnoty stanovené vo výške 45,58 %, 50,43 % a 51,27 %. V práci sú uvedené závislosti medzi sledovanými parametrami mäsovej úžitkovosti (podiel svaloviny a podiel CMČ), pričom významné korelácie so zrnistosťou jatočného tela vykazovala plocha slaniny nad *m.l.d.*, resp. pomer plôch *m.l.d.* a slaniny nad *m.l.d.* na úrovni posledného rebra ($r \geq 0,80$).

ošípaná; hybridy; jatočná hodnota; podiel svaloviny; detailná disekcia; plocha slaniny nad *m.l.d.*

Uplatňovanie princípov trhového hospodárstva v rámci transformácie agropotravinárskeho komplexu vyžaduje čoraz výraznejšie uplatňovanie objektívnych metód hodnotenia a klasifikácie jednotlivých produktov. Hodnotiace kritériá musia byť zamerané na respektovanie požiadaviek spotrebiteľa a spracovateľského priemyslu na kvalitu vstupnej suroviny pre produkciu požadovaných výrobkov.

Cieľom príspevku bolo zhodnotiť kvalitu jatočne opracovaných tiel hybridných ošípaných s rôznou úrovňou zrnitosti a stanovíť výšku závislosti medzi základnými ukazovateľmi, ktoré ju podmieňujú.

Objektívne posúdenie kvality jatočných tiel je možné dosiahnuť použitím rôznych hodnotiacich kritérií. V chovateľsky vyspelých krajinách EÚ sa odhad podielu svaloviny jatočného tela uskutočňuje na základe hrúbky chrbtovej slaniny, resp. svalu meraného bočne 6 až 8 cm od stredového deliaceho rezu najčastejšie na úrovni 3. až 4. predposledného rebra, prípadne aj 3. až 4. bedrového stavca. Na základe výsledkov detailnej disekcie jatočne opracovaného tela na základné tkanivá sa konštruujú regresné rovnice k predikcii podielu celkovej svaloviny.

Sather et al. (1989) skúmali výšku mäsovej úžitkovosti štyroch genotypových skupín ošípaných zisťovaním podielu jednotlivých tkanív jatočného tela. Podobné ukazovatele u čistokrvných zvierat plemien pietrain a large white sledovali Fortin et al. (1987). V živej hmotnosti 90 kg zistili najpriaznivejšie parametre mäsovej úžitkovosti u kancov plemena pietrain s podielom svaloviny 61,1 %. Kloz et al. (1994) porovnávali vhodnosť dvoch metód k predikcii obsahu svaloviny s referenčnou metódou, vyvinutou a odskúšanou v Kulmbachu. Obidva overované spôsoby vykázali štatisticky preukazný vzťah k podielu svaloviny odhadovanému referenčnou metódou. Kondracki a Zebrowski (1991) detailne analyzovali parciálne časti jatočne opracovaných tiel dvoch plemien, pričom zistili, že najvyšší podiel svaloviny sa dosiahol v hmotnostnej kategórii 90 až 100 kg. Pulkrábek et al. (1992) stanovovali výšku mäsovej úžitkovosti u 132 hybridov. Podiel cenných mäsových častí (CMČ) u sledovaného typu ošípaných dosiahol 46,8 %, podiel svaloviny jatočného tela, resp. mäsa zo stehna 50,3 %, resp. 18,4 %. Medzi podielom CMČ a podielom svaloviny zistili koreláciu $r = 0,96$ a medzi podielom svaloviny a podielom mäsa zo stehna $r = 0,94$. Vzťahmi medzi podielom svaloviny a hrúbkami svalu, resp. slaniny sa u dvoch plemien ošípaných zaoberali Wood a Robinson (1989), pričom najvyššiu hodnotu korelačného koeficientu ($r = -0,78$) zistili medzi podielom svaloviny a hrúbkou slaniny meranou nad *m.l.d.* v mieste posledného rebra.

Radnóczy a Fésüs (1993) uvádzajú podiel hodnotných mäsových častí, svaloviny a tuku u čistokrvných i hybridných populácií v Maďarsku. Podľa ich údajov sa obsah oddeliteľného tuku pohyboval na úrov-

ni 23,4 až 31,0 %, hodnotných mäsových častí od 45,9 do 54,2 % a podiel svaloviny od 52,7 do 58,7 %. Buseman et al. (1991) pri overovaní možnosti hodnotenia jatočných tiel ošípaných dospeli k názoru, že miery slaniny, resp. svalu nad 12. až 14. rebrom poskytujú najhodnovernejšie údaje k predikcii svaloviny. Vhodnosťou použitých mier sa u našich genotypov ošípaných zaoberali Bečková, Holková (1992), Demo, Poltársky (1994) a Lagin et al. (1994).

MATERIÁL A METÓDA

K hodnoteniu kvality jatočných tiel boli využité dva súbory hybridných ošípaných v priemernej porážkovej hmotnosti 106 kg v prvom súbore a 109 kg v druhom súbore. Prvá skupina hybridov (pokusná) bola šľachtená na výrazne mäsový úžitkový typ, druhú (kontrolnú) tvoril bežne produkovaný jatočný hybrid Slohyb-1.

Ošípané boli počas celého pokusu ustajnené v skupinových kotercoch (po 10 ks) a kŕmené jednotnou kŕmnom zmesou (obsah SNL 15,4 %, lyzínu 0,86 % a energie 13,0 MJ). Spôsob kŕmenia, ustajnenia, ošetrovania a manipulácie počas výkrmu, pred porážkou i po nej boli u oboch skupín identické.

Deň pred zabitím sa prístrojovou technikou (PIG-LOG 105) stanovil podiel svaloviny *in vivo*. Po dosiahnutí porážkovej hmotnosti sa ošípané odporázali za štandardných podmienok, pričom sledované ukazovatele boli v súlade s ČSN 46 6164. Druhý deň po porážke sa u hybridov oboch sledovaných skupín uskutočnila rozrábka jatočného tela na stanovenie podielu CMČ s následnou detailnou disekciou na základné tkanivá (mäso, tuk, kosti, koža). Detailná rozrábka bola robená u všetkých častí tela s výnimkou hlavy s lalokom a nožičiek. Zároveň sa stanovila plocha najdlhšieho chrbtového svalu a slaniny nad *m.l.d.* na úrovni posledného rebra (plocha *m.l.d.*, resp. plocha slaniny). Vypočítal sa tiež pomer medzi plochou *m.l.d.* a plochou slaniny a obrátene.

Z detailnej rozrábky bôčika sa stanovil podiel mäsa z jeho hmotnosti, ako aj z hmotnosti jatočnej polovičky.

Dosiahnuté výsledky sa analyzovali použitím bežných matematicko-štatistických metód. Medzi sledovanými ukazovateľmi jatočnej hodnoty sa vypočítali jednoduché korelačné koeficienty. Rozdielnosť v sledovaných parametroch bola v analyzovaných skupinách hybridov vyhodnotená použitím *t*-testu.

VÝSLEDKY A DISKUSIA

Charakteristiky jatočnej hodnoty sledovaných typov hybridov sú uvedené v tab. I. Pri približne rovnakej živej hmotnosti pri porážke dosiahli ošípané prvej hodnotenej skupiny podiel cenných mäsových častí 51,25 %, zatiaľ čo ošípané druhej skupiny len 48,48 %. Zastúpenie svaloviny *in vivo* bolo u pokusnej skupiny

Ukazovateľ	Hybrid						t-test
	I. skupina ¹⁶ ($n = 49$)			II. skupina ($n = 38$)			
	\bar{x}	s_D	min.–max.	\bar{x}	s_D	min.–max.	
Hmotnosť živá ¹ (kg)	109,45	9,72	96,0–134,0	106,00	8,15	88,0–127,0	1,54 ⁻
Hmotnosť jatočnej polovičky ² (kg)	43,20	3,82	36,28–51,04	41,96	3,46	34,61–50,01	1,36 ⁻
Podiel cenných mäsových častí ³ (%)	51,25	3,34	46,26–60,58	48,58	3,15	41,56–55,59	3,27 ⁺⁺
Podiel svaloviny ⁴ (%) – <i>in vivo</i>	54,10	4,53	48,00–61,20	50,43	3,96	42,30–58,70	3,47 ⁺⁺⁺
Podiel svaloviny (%) – disekcia ⁵	56,85	3,62	49,01–64,44	51,27	4,14	41,09–60,01	5,88 ⁺⁺⁺
Podiel mäsa zo stehna ⁶ (%)	20,37	1,56	16,64–23,99	19,14	1,74	15,03–22,61	3,03 ⁺⁺
Podiel mäsa zo stehna + karé ⁷ (%)	30,98	2,49	26,10–37,30	29,77	2,76	23,62–34,91	1,88 ⁻
Podiel tuku + kože (%) – disekcia ⁸	25,04	4,38	17,17–35,80	31,40	4,57	20,78–42,83	5,78 ⁺⁺⁺
Podiel kostí (%) – disekcia ⁹	9,41	0,68	8,19–10,69	9,65	0,73	8,43–11,24	1,42 ⁻
Podiel bôčika ¹⁰ (%)	18,75	1,50	15,72–22,43	19,46	1,24	17,49–22,29	2,04 ⁺
Priemerná hrúbka slaniny ¹¹ (mm)	22,85	4,65	14,00–33,00	24,92	4,69	16,00–36,00	1,79 ⁻
Plocha <i>m.l.d.</i> ¹² (cm ²)	39,79	4,04	33,00–50,00	35,86	5,03	26,00–45,00	3,55 ⁺⁺⁺
Plocha slaniny nad <i>m.l.d.</i> ¹³ (cm ²)	14,90	5,33	7,00–29,00	18,54	5,12	10,00–35,00	3,26 ⁺⁺
Pomer plôch ¹⁴ – <i>m.l.d.</i> : slanina ¹⁵	3,05	1,23	1,17–6,57	2,07	1,08	1,08–4,58	3,48 ⁺⁺⁺
Pomer plôch ¹⁴ – slanina ¹⁵ : <i>m.l.d.</i>	0,38	0,16	0,15–0,85	0,53	0,17	0,18–0,98	4,02 ⁺⁺⁺

¹live weight, ²weight of side of pork, ³percentage of valuable lean cuts, ⁴percentage of muscle, ⁵percentage of muscle – dissection, ⁶meat percentage out of ham, ⁷meat percentage out of ham + loin, ⁸fat content + skin – dissection, ⁹bone percentage – dissection, ¹⁰belly percentage, ¹¹average backfat thickness, ¹²*m.l.d.* area, ¹³backfat area above *m.l.d.*, ¹⁴ratio of areas, ¹⁵backfat, ¹⁶group

na úrovni 54,10 % a u kontrolnej skupiny 50,43 %. Disekciou jatočne opracovaného tela sme u pokusnej skupiny zistili 56,85 % svaloviny a u kontrolnej skupiny 51,27 %. Výsledky jatočnej hodnoty druhej skupiny ošpaných sa v našom experimente priblížili hodnotám, aké u hybridných ošpaných uvádzajú Pulkrábek et al. (1992), keď podiel svaloviny rozrábkou jatočného tela stanovili na úrovni 50,30 % a podiel CMČ 46,8 %. V podiele svaloviny, tuku a kože boli medzi hodnotenými skupinami hybridov zistené štatisticky preukazné diferencie. V priemernej hrúbke slaniny, zisťovanej na deliacom reze jatočnej polovičky, nebol stanovený štatisticky významný rozdiel, čo poukazuje na skutočnosť, že pomocou tohto ukazovateľa nebolo možné diferencovať zmlsilosť jatočných tiel hodnotených skupín.

V porovnaní s údajmi, ktoré publikovali Radnóczy a Fésüs (1993), hybridné ošpané šľachtené na vyšší podiel mäsových častí (I. skupina) predstihli v podiele svaloviny všetky testované kombinácie. Naopak bežne produkovaný typ hybridu (II. hodnotená skupina) dosiahol porovnateľný výsledok s hybridmi Hungahyb 50, u ktorých podiel svaloviny v rozmedzí rokov 1991–1992 dosiahol úroveň 52,1 %.

Vzťahy medzi sledovanými ukazovateľmi jatočnej hodnoty a podielom CMČ, resp. svaloviny sú uvedené v tab. II. Najtesnejšie korelačné koeficienty k zmlsilosti vykázali podiel tuku a kože ($r \geq 0,90$) a podiel mäsa zo stehna, resp. podiel mäsa zo stehna a karé ($r \geq 0,88$). Výška korelačného koeficientu medzi podielom svaloviny a CMČ ($r = 0,96$, resp. 0,89) je porovnateľná s hodnotou, ktorú vypočítali Pulkrábek et al. (1992). Ak porovnáваме tesnosť vzťahov medzi

percentom CMČ a percentom svaloviny na strane jednej a ďalšími jatočnými ukazovateľmi na strane druhej, boli u sledovaných skupín hybridov zistené vyššie korelácie u I. hodnotenej skupiny. Tento trend je badateľný aj v rozdielnej výške korelačných koeficientov medzi hmotnosťou jatočne opracovaného tela a podielom CMČ ($r = -0,61$ oproti $r = -0,13$) a tiež priemernou hrúbkou slaniny a percentom svaloviny ($r = -0,83$ oproti $r = -0,31$). Domnievame sa preto, že pri stanovovaní závislosti medzi jatočnými ukazovateľmi navzájom, ako aj ich správnej interpretácii, bude potrebné prihliadať aj na výšku zmlsilosti ošpaných, resp. na ich úžitkovú typ.

Významné korelácie boli zistené aj medzi plochou slaniny nad *m.l.d.* a ďalšími ukazovateľmi zmlsilosti, ako aj medzi pomermi plôch *m.l.d.* a slaniny nad *m.l.d.* a podielom CMČ, resp. svaloviny ($r \geq 0,80$), ktoré prevýšili výšku korelácie medzi samotnou plochou *m.l.d.* a podielom svaloviny. Dôležitou skutočnosťou v tomto smere je možnosť zisťovania plôch *m.l.d.*, resp. slaniny metódou *in vivo* prístrojovou technikou a využitia zistených vzťahov k predikcii zmlsilosti najmä u plemených ošpaných.

Štruktúra tkanív parciálnych častí jatočného tela získaná z detailnej disekcie je uvedená v tab. III. V porovnaní s výsledkami autorov Sather et al. (1989), ktorí určovali podiel jednotlivých tkanív (svalovina, tuk a koža, kosti), poukazujú hodnoty zistené v našom experimente na horšiu jatočnú hodnotu hybridov, avšak porážková hmotnosť ošpaných kanadských genotypov bola pod 100 kg a v štruktúre tvorby tkanív prevládala svalovina na úkor tuku. Diferencie v štruktúrnem zložení hodnotených skupín hybridov poukazujú na roz-

II. Najvýznamnejšie korelácie vybraných ukazovateľov jatočnej hodnoty – The most important correlations between some indicators of carcass value

Ukazovateľ	Podiel cenných mäsových častí ¹⁵		Podiel svaloviny ⁴	
	skupina ¹⁶		skupina	
	I.	II.	I.	II.
Hmotnosť jatočne opracovaného tela ¹	-0,61	-0,13	-0,58	-0,10
Podiel svaloviny – disekcia ²	0,96	0,89	-	-
Podiel svaloviny ³ – <i>in vivo</i>	0,81	0,71	0,81	0,74
Podiel mäsa zo stehna ⁴	0,94	0,91	0,91	0,89
Podiel mäsa zo stehna a karé ⁵	0,97	0,95	0,93	0,88
Podiel mäsa z bôčika z hmotnosti polovičky ⁶	0,82	0,70	0,90	0,89
Podiel mäsa z bôčika z hmotnosti bôčika ⁷	0,36	0,32	0,45	0,39
Podiel tuku a kože ⁸	-0,95	-0,90	-0,98	-0,98
Priemerná hrúbka chrbtovej slaniny ⁹	-0,76	-0,50	-0,83	-0,31
Hrúbka slaniny – posledný hrudný stavec ¹⁰	-0,62	-0,26	-0,68	-0,14
Plocha <i>m.l.d.</i> ¹¹	0,33	0,31	0,28	0,29
Plocha slaniny nad <i>m.l.d.</i> ¹²	-0,84	-0,63	-0,82	-0,59
Pomer plôch ¹³ – <i>m.l.d.</i> : slanina ¹⁴	0,88	0,79	0,82	0,72
Pomer plôch ¹³ – slanina ¹⁴ : <i>m.l.d.</i>	-0,82	-0,72	-0,80	-0,69

I. skupina¹⁶: $r \geq 0,28$: $P \leq 0,05$

$r \geq 0,35$: $P \leq 0,01$

$r \geq 0,43$: $P \leq 0,001$

II. skupina: $r \geq 0,38$: $P \leq 0,05$

$r \geq 0,50$: $P \leq 0,01$

$r \geq 0,63$: $P \leq 0,001$

¹weight of dressed carcass, ²lean meat content – dissection, ³lean meat content, ⁴meat percentage out of ham, ⁵meat percentage out of ham and loin, ⁶percentage of belly meat out of the weight of side of pork, ⁷percentage of belly meat out of belly weight, ⁸fat content and skin, ⁹average backfat thickness, ¹⁰backfat thickness – last thoracic vertebra, ¹¹*m.l.d.* area, ¹²backfat area above *m.l.d.*, ¹³ratio of areas, ¹⁴backfat, ¹⁵valuable lean cuts percentage, ¹⁶group

III. Ukazovatele jatočnej hodnoty hybridov z detailnej disekcie – The indicators of carcass value of pig hybrids obtained by detailed dissection

Ukazovateľ		Hybrid						t-test
		I. skupina ¹⁸ (n = 49)			II. skupina (n = 38)			
		\bar{x}	s_D	min.–max.	\bar{x}	s_D	min.–max.	
Hmotnosť krkovičky ¹	(kg)	4,42	0,49	3,24–5,45	4,04	0,45	3,49–5,60	3,27**
Mäso z krkovičky ²	(kg)	2,94	0,27	2,42–3,76	2,51	0,25	2,13–3,33	6,63***
Tuk + koža z krkovičky ³	(kg)	0,91	0,30	0,31–1,72	1,00	0,25	0,64–1,57	1,32 ⁻
Hmotnosť pliecka ⁴	(kg)	6,32	0,50	5,48–7,68	5,88	0,51	4,98–7,33	3,55***
Mäso z pliecka ⁵	(kg)	4,27	0,25	3,81–4,90	3,79	0,45	2,91–4,75	5,48***
Tuk + koža z pliecka ⁶	(kg)	1,48	0,37	0,92–2,33	1,53	0,32	1,09–2,39	0,61 ⁻
Hmotnosť karé ⁷	(kg)	5,98	0,61	4,56–7,26	6,06	0,68	4,79–7,73	0,34 ⁻
Mäso z karé ⁸	(kg)	3,62	0,38	2,87–5,00	3,46	0,55	2,31–4,37	1,61 ⁻
Tuk + koža z karé ⁹	(kg)	1,53	0,48	0,87–2,70	1,83	0,43	1,01–2,61	2,65**
Hmotnosť stehna ¹⁰	(kg)	10,72	0,87	9,14–12,57	10,08	0,94	7,84–11,65	2,91**
Mäso zo stehna ¹¹	(kg)	7,77	0,59	6,65–9,20	6,95	0,89	5,10–8,35	4,55***
Tuk + koža zo stehna ¹²	(kg)	2,23	0,56	1,18–3,29	2,40	0,42	1,61–3,31	1,41 ⁻
Hmotnosť bôčika ¹³	(kg)	8,13	1,29	5,78–11,44	8,02	0,92	5,83–9,98	0,40 ⁻
Mäso z bôčika ¹⁴	(kg)	4,68	0,58	3,58–6,74	3,79	0,56	2,71–4,83	6,28***
Tuk + koža z bôčika ¹⁵	(kg)	2,77	0,87	0,89–4,61	3,51	0,68	2,26–4,50	3,83***
Podiel mäsa z bôčika z hmotnosti polovičky ¹⁶ (%)		10,88	0,82	9,14–13,22	9,06	0,92	6,83–10,73	3,28**
Podiel mäsa z bôčika z hmotnosti bôčika ¹⁷ (%)		57,91	5,12	47,52–70,34	47,20	5,38	36,64–58,93	8,31***

¹neck weight, ²meat from neck, ³fat + skin from neck, ⁴shoulder weight, ⁵meat from shoulder, ⁶fat + skin from shoulder, ⁷loin weight, ⁸meat from loin, ⁹fat + skin from loin, ¹⁰ham weight, ¹¹meat from ham, ¹²fat + skin from ham, ¹³belly weight, ¹⁴meat from belly, ¹⁵fat + skin from belly, ¹⁶percentage of belly meat out of the weight of side of pork, ¹⁷percentage of belly meat out of belly weight, ¹⁸group

dielne ukladanie jednotlivých tkanív v parciálnych častiach jatočného tela. Najväčšie diferencie v zastúpení mäsa boli medzi dvoma typmi hybridov zistené v krkovičke, bôčiku a pleieku. V podiele mäsa z karé neboli stanovené štatisticky významné rozdiely.

Z výsledkov experimentu vyplynulo, že skupinu jatočných ošpaných výrazne mäsového úžitkového typu charakterizoval zreteľne vyšší rozdiel medzi podielom svaloviny a podielom CMČ (+5,6 %) v porovnaní s hybridmi druhej hodnotenej skupiny (+2,7 %). Porovnaním diferencií v podiele CMČ, resp. svaloviny sme zistili, že rozdiel medzi skupinami hybridov v zastúpení chudej svaloviny bol 5,58 %, zatiaľ čo v podiele CMČ bola diferencia nižšia (2,67 %).

Chudá svalovina jatočného tela je v chovateľsky vyspelých krajinách základným selekčným kritériom a rozhodujúcim znakom pri klasifikácii jatočne opracovaných tiel ošpaných. Pri zamýšľanom zavedení aparatívneho hodnotenia v podmienkach Slovenska je využitie tohto ukazovateľa najvyššie aktuálne a nevyhnutné ako pri hybridných, tak aj pri plemenných ošpaných.

LITERATÚRA

BEČKOVÁ, R. – HOLKOVÁ, I.: Ověřování nových metod pro objektivní klasifikaci jatečných půlek prasat. [Priebežná výskumná správa úlohy P 06 529 837.] Kostelec nad Orlicí, VÚCHP 1992. 23 s.

BUSEMAN, E. – KRIETER, J. – ERNST, E.: Possibilities of carcass evaluation by ultrasonic measurements of live pigs. *Züchtungskunde*, 63, 1991: 375–384.

DEMO, P. – POLTÁRSKY, J.: Predikcia podielu mäsových častí ošpaných s využitím niektorých mier jatočného tela. *Živoč. Výr.*, 39, 1994: 275–284.

FORTIN, A. – WOOD, J. D. – WHELEHAN, O. P.: Breed and sex effects on the development and proportion of muscle, fat and bone in pigs. *J. Agric. Sci.*, 108, 1987: 39–45.

KLOSZ, T. – TIMÁR, L. – KÖRMENDY, L. – PUSZTAI, C. – NÉMETH, A.: An assessment of simple referee methods for the prediction of lean in pig carcasses. *Meat Sci.*, 37, 1994: 169–180.

KONDRACKI, S. – ZEBROWSKI, Z.: Composition of ham and knuckle from pigs of the Pulawy and Polish Large White breeds. *Rocz. Nauk roln.*, Ser. B, 107, 1991: 7–21.

LAGIN, L. – DEMO, P. – CHUDÝ, J. – PAVLIČ, M.: Hodnotenie kvality jatočne opracovaných tiel ošpaných šľachtených na vysokú produkciu mäsa. In: Zbor. Ref. V. medzin. Konf., Dom techniky Nitra, 1994: 20–24.

PULKRÁBEK, J. – WOLF, J. – ADAMEC, T. – HOUŠKA, L. – FIEDLER, J. – ŠTEFUNKA, F.: Podíl libového masa v jatečném těle prasat. Sbor. Jihočes. Univ., Zeměd. Fak., České Budějovice, 1992: 157–158.

RADNÓCZI, L. – FÉSÜS, L.: Pig production in Hungary. *Pig News Inform.*, 14, 1993 (3): 113N–117N.

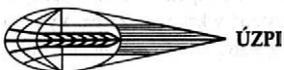
SATHER, A. P. – JONES, S. D. M. – ROBERTSON, W. M.: The effect of genotype on predicted lean yield in heavy pig carcasses using HGP, Destron PG-100 and the FOM electronic grading probes. *Can. J. Anim. Sci.*, 69, 1989: 93–101.

WOOD, J. D. – ROBINSON, J. M.: Prediction of carcass lean content from fat and muscle thickness measurements in Large White and Pietrain pigs. *Livestock Prod. Sci.*, 21, 1989: 325–332.

Došlo 13. 2. 1995

Kontaktní adresa:

Ing. Peter Demo, CSc., Výskumný ústav živočíšnej výroby, Hlohovská 2, 949 92 Nitra, Slovenská republika, tel.: 087/51 52 40, fax: 087/51 90 32



ÚZPI

ÚSTAV ZEMĚDĚLSKÝCH A POTRAVINÁŘSKÝCH INFORMACÍ

(Slezská 7, 120 56 Praha 2, fax: 25 70 90)

vydává v roce 1995 v edici **STUDIJNÍ INFORMACE** tyto publikace:

Řada **ROSTLINNÁ VÝROBA**

Ekonomika pěstování hlavních plodin podle ekologických zásad (*Komberec S.*)
Synantropní zavíječi – významní škůdci v zemědělství a potravinářství (*Šifner F.*)
Vliv agrotechniky na obsah dusičnanů v zelenině (*Prugar J. – Hadačová V.*)
Nové poznatky o pěstování sadbových brambor (*Břečka J. – Vokál B.*)
Formulace pesticidů – přehled a trendy (*Okrouhlá M.*)

Řada **ŽIVOČIŠNÁ VÝROBA**

Kulhavost skotu (*Schneiderová P.*)
Chov pštrosů jako nové odvětví drůbežnictví (*Snížek J.*)
Krmivářské suroviny (*Splítek M.*)
Výkrm skotu do nižší hmotnosti (*Krása A.*)
Problematika odchovu telat (*Motyčka J.*)

Řada **ZEMĚDĚLSKÁ TECHNIKA A STAVBY**

Optimální stájové a chovné prostředí pro skot (*Doležal O.*)
Hodnocení staveb z hlediska OŽP v EU a v České republice (*Konopásek V.*)
Technologie přípravy paliva z biomasy (*Sladký V. a kol.*)

MULTIFÁZICKÉ RŮSTOVÉ KŘIVKY

MULTIPHASIC GROWTH CURVES

J. Hyánek, L. Hyánková

Research Institute of Animal Production, Praha-Uhřetěves, Czech Republic

ABSTRACT: The objective of the present paper was to review mathematical methods of construction of multiphasic curves and to evaluate their specificities on the basis of our own experience. Theoretically, three different procedures can be used for construction of a curve with several inflection points. The first procedure is generalization of growth curves with one inflection point. An example is generalization of Richards four-parameter function as function (1), where y_t is body weight at age t , A asymptote, i.e. average live weight at maturity, B integration constant, time parameter of nonspecific biological significance, k parameter of growth earliness, n shape parameter determining the position of inflection point of the curve with respect to live weight. If we want to construct a curve with two inflection points only, Richards function can be generalized e.g. by formula (2) where the conditions for functions $f(t)$ and $g(t)$ are consecutively given by conditions 1), 2) and 3). It follows from the first condition that constant $A(1 + A_2)^{1/n}$ is an asymptote. A postulate that the initial value be lower than the asymptote is fulfilled by the second condition. The third condition implies that the curve had got two inflection points. The second procedure of constructing a growth curve with several inflection points is to express growth as a sum of two or several curves. In the case of logistic growth curve, the function with two inflection points is in shape (3), where $w_1, w_2, B_1, B_2, k_1, k_2$ are unknown parameters. PC simulations have shown that the growth curve has two inflection points for quite a wide range of parameters. The necessary condition for existence of two inflection points is a tenfold difference in the order of constants k_1 and k_2 . Even through general procedures of estimates of parameters are described in technical literature (gradient method, Marquart method, etc.), their disadvantage is that the solution may depend upon initial estimates of unknown parameters which need not be chosen in an adequate way. It is however possible to form initial estimates of unknown parameters in several steps. The third procedure of construction of multiphasic growth function is to represent growth in several stages. Brody (1945) divided overall growth into two stages at that time, autoacceleration and autoretardation stages. Theoretically, the procedure may be used in general form with several stages, but it is difficult to determine the limit points for the particular stages. The procedure is analogical to spline smoothing of curves, when the regression functions in the particular sections are calculated in such a way that the curve graph be not only continuous but also smooth (existence of the 1st derivative). A similar problem is solved by so called segment regression, which was applied to construction of multiphasic growth curve in our work. It is based on the principle that the parameters of regression curve (nonlinear on general) are not constant throughout the period of observation, but their values are variable at certain time points unknown in advance. These points, similarly like parameters in the particular segments, may be estimated by the method of maximum likelihood. Unlike the spline method, only continuity, not smoothness is guaranteed. The procedure was applied to modify the parameters of Richard function. As the position of inflection point is influenced by parameter n only, it was feasible to modify only this parameter in the curve graph. Richard function then assumed shape (4). The comparison of possible variants of multiphasic growth curve construction has shown the pros and cons of every solution. Practically, an important characteristic is curve flexibility and stability of solution. Considering these two characteristics, the second procedure of construction seems to be most convenient, that means the sum of two several curves. On the other hand, there is a shortcoming of this procedure: relatively complicated estimates of unknown parameters. In case the growth curve is given by one multiphasic function, like in the first and third variants of procedure (generalization of growth curve with one inflection point, segment regression), it is easier to estimate the unknown parameters as different transformations can be applied. But the flexibility of the curves plotted in this way is not so clear since the constructed parameters are not usually independent.

growth curves; Richards function; multiphasic growth curves

K charakteristice postnatálního růstu zvířat se často využívá matematických modelů. Jejich praktický význam spočívá v tom, že eliminují krátkodobá kolísání hmotnosti daná variabilními faktory prostředí a shrnují informace obsažené v řadě bodů „hmotnost – věk“ do

několika málo parametrů, mnohdy dobře biologicky interpretovatelných.

Mezi nejčastěji používané modely patří tří- a čtyřparametrové funkce, které popisují růst jako křivku sigmoidního tvaru se dvěma jasně odlišitelnými úseky.

V prvním úseku, v tzv. autoakcelerační fázi, hodnoty absolutních přírůstků stoupají, ve druhém úseku, v tzv. autoretardační fázi, dochází k postupnému poklesu přírůstků. Předělem těchto dvou fází je inflexní bod, ve kterém absolutní rychlost růstu dosahuje maxima.

Příkladem tříparametrových růstových funkcí je Gompertzova funkce, často preferovaná při studiu růstu hrabavé drůbeže (Laird, 1966; Buffington et al., 1973; Wilson, 1980; Pasternak, Shalev, 1983; Anthony et al., 1991 aj.), logistická symetrická funkce s úspěchem používaná při aproximaci růstu japonských křepelek (Marks, 1978) a Bertalanffyho funkce využívaná prakticky, např. při analýze růstu skotu (Brown et al., 1976; Ptak, 1980).

Čtyřparametrová Richardsova funkce (Richards, 1959), jejíž předností ve srovnání s tříparametrovými funkcemi je variabilní poloha inflexního bodu, byla v minulosti poněkud opomíjena, v posledních letech však právě její aplikace u kachen (Brisbin et al., 1986; Knížetová et al., 1991b), kuřat (Rogers et al., 1987; Knížetová et al., 1991a) a hus (Knížetová et al., 1994) přinesla řadu nových poznatků. Shoda mezi teoretickými hodnotami a reálným průběhem růstu je při aplikaci této flexibilní funkce zpravidla velmi vysoká. V některých případech jsou však i při jejím použití zaznamenávány značné difference mezi údaji odvozené a reálné hmotnosti v určitém úseku růstové křivky. Tyto difference lze mnohdy biologicky interpretovat. U savců je to např. v období ukončení výživy mateřským mlékem a přechodu na pevné krmivo, u drůbeže v období časného postnatálního růstu, kdy se do rychlosti růstu výrazně promítá velikost násadového vejce. V těchto případech, stejně tak jako v případě, že studium je zaměřeno především na hlubší poznání biologických zákonitostí, je pro popis růstu vhodnější použít tzv. multifázické modely, které přesněji vyjadřují komplikovaný ontogenetický proces probíhající v relativně dlouhém časovém období.

Multifázické růstové křivky nejsou doposud při analýze růstu zvířat dostatečně využívány. Důvodem jsou větší nároky na vstupní data, tj. nutnost velkého počtu měření v průběhu celé růstové periody, a komplikovanější postupy při výpočtu jejich parametrů. Cílem této práce bylo v této souvislosti zrekapitulovat možné matematické postupy při konstrukci multifázické růstové křivky a zhodnotit jejich zvláštnosti na základě vlastní zkušenosti.

Z teoretického hlediska je možné při konstrukci křivky s více inflexními body postupovat třemi různými způsoby.

První způsob spočívá v zobecnění růstových křivek s jedním inflexním bodem. Příkladem může být zobecnění Richardsovy funkce, která má, jak už bylo zmíněno, čtyři parametry:

$$y_t = A \cdot (1 \pm B \cdot e^{-kt})^{\frac{1}{n}} \quad (1)$$

pro $n > -1, n \neq 0, A > 0, k > 0$

kde: y_t – hmotnost těla ve věku t

A – asymptota, tj. průměrná hmotnost v dospělosti

B – integrační konstanta, časový parametr nespécifického biologického významu

k – parametr charakterizující ranost růstu

n – tvarový parametr určující pozici inflexního bodu křivky z hlediska hmotnosti

Abyste křivka charakterizovala průběh růstu s N inflexními body, bylo by třeba, aby počet parametrů růstové křivky byl alespoň $2 + 2N = 2(N + 1)$. To znamená, že v případě dvou inflexních bodů je nutné odhadnout šest, v případě tří inflexních bodů osm neznámých parametrů. Omezíme-li se na křivku s dvěma inflexními body, lze Richardsovu křivku zobecnit např. tímto způsobem:

$$y_t = A \cdot (1 + g(t) \cdot e^{-f(t)})^{\frac{1}{n}} \quad (2)$$

přičemž podmínky funkcí $f(t)$ a $g(t)$ jsou tyto:

- 1) $\lim_{t \rightarrow \infty} g(t) \cdot e^{-f(t)} = A_2$
- 2) $g(0) \cdot e^{-f(0)} > A_2$
- 3) $(n+1) \cdot (y/A)^n \cdot (g' - gf')^2 + ngg'' + 2gg'f' - (n+1) \cdot g^2 - g^2 \cdot (nf'' + f'^2) = 0$ v bodech t_1, t_2 ($0 < t_1 < t_2 < \infty$)

$$\text{kde: } g' = \frac{dg}{dt} \quad g'' = \frac{d^2g}{dt^2} \quad f' = \frac{df}{dt} \quad f'' = \frac{d^2f}{dt^2}$$

Z první podmínky vyplývá, že konstanta $A \cdot (1 + A_2)^{1/n}$ je asymptota. Požadavek, aby počáteční hodnota byla menší než asymptota, je vyjádřen ve druhé podmínce. Z třetí podmínky vyplývá, že křivka má dva inflexní body.

I když funkce $f(t)$ a $g(t)$ splňují uvedené podmínky, nemusí být oba inflexní body zcela zřetelné, jak jsme se přesvědčili pomocí simulace dat na PC. Navíc nemusí poloha inflexních bodů plně vystihovat reálný průběh růstu, situaci komplikuje i značně obtížný odhad neznámých parametrů.

Druhým způsobem, kterým je možné vyjádřit růstovou křivku s více inflexními body, je způsob, při kterém se průběh růstu vyjadřuje pomocí součtu dvou, popř. více křivek.

Tohoto postupu použili ve své práci Hurwitz et al. (1991), kteří vycházeli ze součtu dvou Gompertzových křivek. Koops (1986) a Koops et al. (1987) použili při konstrukci multifázické křivky součtu hyperbolických tangent vyjádřených ve tvaru:

$$y = \sum_{i=1}^m v_i \cdot [1 + \tanh(bt - c_i)]$$

kde: \tanh – hyperbolická tangenta

v_i, b_i, c_i – dané konstanty

Pro jednoduchost lze předpokládat, že počet úseků $m = 2$.

Domníváme se, že z důvodu lepší biologické interpretace neznámých parametrů by hyperbolická tangenta měla být nahrazena z formálního hlediska ekvivalentní funkcí logistickou. V případě volby logistické růstové křivky má funkce tento tvar:

$$y = \sum_{i=1}^2 \frac{w_i}{1 + B_i \cdot e^{-k_i t}} \quad (3)$$

kde: $w_1, w_2, B_1, B_2, k_1, k_2$ – neznámé parametry

Ze srovnání s modelem Koopse vyplývají pro tyto parametry transformační vzorce:

$w_i = 2 v_i$ – asymptota pro i -tou fází

$k_i = 2 b_i$ – konstanta vyjadřující lineární pokles intenzity růstu v závislosti na veličině y

$B_i = e^{2c_i}$ – souvisí s počáteční hodnotou, konkrétně hodnota $w_i/(1 + B_i)$ znázorňuje počáteční hodnotu pro i -tou fází.

Na základě simulací na PC jsme zjistili, že průběh růstu má dva inflexní body pro dosti široký okruh parametrů. Nutnou podmínkou pro existenci dvou inflexních bodů je, aby se konstanty k_1 a k_2 lišily řádově 10krát. I když existují v literatuře obecné procedury pro určení odhadů parametrů (gradientní metody, Marquartova metoda atd.), je jejich nevýhodou možnost závislosti řešení na počátečních odhadech neznámých parametrů, které nemusí být vhodně zvoleny. Počáteční odhad neznámých parametrů je však možné provádět v několika krocích.

V prvním kroku se apriorně zvolí konstanty w_1, B_1, k_1 , jejichž meze jsou stanoveny na základě reálného průběhu křivky. Parametry w_2, B_2, k_2 se potom na základě metody nejmenších čtverců určí z reziduí $r_i^{(1)}$:

$$r_i^{(1)} = y_i - w_1 \cdot (1 + B_1 \cdot e^{-k_1 t_i})$$

Podobným způsobem, jakým byly určeny konstanty w_2, B_2, k_2 z reziduí $r_i^{(1)}$, se určí nové parametry w_1, B_1, k_1 na základě reziduí $r_i^{(2)}$:

$$r_i^{(2)} = y_i - w_2 \cdot (1 + B_2 \cdot e^{-k_2 t_i})$$

Původně zvolené parametry w_1, B_1, k_1 jsou v druhém kroku korigovány a celý proces se opakuje tak dlouho, dokud se hodnoty odhadovaných konstant alespoň částečně nestabilizují. Jestliže je dosaženo výrazné stability, lze považovat řešení za optimální. Pokud jí nelze dosáhnout, mohou být konstanty, získané z posledního kroku popsané procedury, použity jako počáteční hodnoty pro vhodně zvolenou, nejčastěji Marquartovu, metodu.

Pro posouzení efektivity tohoto postupu jsme metodu vyzkoušeli na simulovaných údajích, které představovaly růst se dvěma inflexními body. Bylo zjištěno, že shoda odhadovaných parametrů se skutečnými parametry je relativně velmi dobrá. I když reálná data jsou zatížena větší chybou, zdá se, že uvedená metoda poskytuje dostatečně přesné odhady parametrů, které lze velmi dobře biologicky interpretovat a na základě kterých je možné specifikovat oba inflexní body.

Otázkou je, proč při tomto postupu neuvažujeme o využití Richardsovy funkce, která, jak již bylo zdůrazněno, by měla být díky své flexibilitě teoreticky nejvhodnější. První důvod spočívá v tom, že Richardsova křivka má o jeden parametr více, a tudíž počet nezná-

mých parametrů vzrůstá na osm. Druhým důvodem je skutečnost, že součet dvou logistických křivek s různými parametry poskytuje již dostatečně flexibilní škálu růstových křivek s více inflexními body.

Třetí způsob, kterým je možné při konstrukci multifázické křivky postupovat, je vyjádření průběhu růstu po částech.

Již Brody (1945) rozdělil celkový růst na dvě fáze: fázi autoakcelerační, vyjádřenou křivkou

$$y = a \cdot e^{kt}$$

a fázi autoretardační, vyjádřenou křivkou

$$y = A \cdot (1 - b \cdot e^{-ct})$$

kde: a – počáteční hmotnost

k – intenzita růstu

A – asymptota

b – konstanta související s měřítkem

c – konstanta související se zkrácením růstové funkce

t – čas

Postup je možné teoreticky zobecnit na více fází, problematické však je určení hraničních bodů pro jednotlivé fáze.

Uvedený postup je analogií splinového vyrovnávání křivek, při kterém se regresní funkce v jednotlivých úsecích určují tak, aby průběh křivky v hraničních bodech byl nejen spojitý, ale i hladký (existence 1. derivace). Podobný problém se řeší také v tzv. segmentové regresi („regrese po částech“), kterou jsme při konstrukci multifázické křivky využili v této práci. Její princip spočívá v tom, že parametry regresní křivky (obecně nelineární) nejsou v celém sledovaném období konstantní, ale mění hodnoty v určitých časových bodech, které nejsou předem známy. Tyto body, stejně jako parametry v jednotlivých úsecích, je možné odhadnout metodou maximální věrohodnosti. Na rozdíl od splinové metody není zaručena hladkost, ale pouze spojitost.

Postup jsme aplikovali na změnu parametrů Richardsovy funkce. Vzhledem k tomu, že polohu inflexního bodu ovlivňuje parametr n , bylo možné v průběhu křivky měnit pouze tento parametr. Richardsova funkce měla pak následující tvar:

$$y = \frac{A}{(1 + B \cdot e^{-kt})^{\frac{1}{n_1}}}, \quad \text{pro } t_1 < t \quad (4)$$

$$y = \frac{A}{(1 + B \cdot e^{-kt})^{\frac{1}{n_2}}}, \quad \text{pro } t_1 > t$$

Při tomto vyjádření křivky je celkem šest neznámých parametrů A, B, k, n_1, n_2, t_1 , které je možné odhadnout metodou nejmenších čtverců, popř. metodou maximální věrohodnosti.

Porovnáme-li možné varianty konstrukce multifázické křivky, můžeme konstatovat, že každé řešení má své přednosti i nedostatky. Z praktického hlediska je důležitou vlastností flexibilita křivek a stabilita řešení.

Z pohledu těchto dvou charakteristik se ukazuje jako nevhodnější metoda druhý způsob konstrukce, tj. řešení ve tvaru součtu. Nevýhodou tohoto způsobu je však poměrně komplikovaný odhad neznámých parametrů.

Pokud je růstová křivka vyjádřena jedinou multifázickou funkcí, jako je tomu v případě první a třetí varianty (zobecnění růstové křivky s jedním inflexním bodem, segmentová regrese), lze neznámé parametry odhadnout snadněji vzhledem k tomu, že je možné využít různých transformací. Flexibilita získaných křivek však není tak výrazná, protože získané parametry nejsou zpravidla nezávislé.

Práce je částí výzkumného projektu financovaného MZeČR (AA0930950146) a GAČR (506/93/10748).

LITERATURA

- ANTHONY, N. B. – EMMERSON, D. A. – NESTOR, K. E. – BACON, W. L. – SIEGEL, P. B. – DUNNINGTON, E. A.: Comparison of growth curves of weight selected populations of turkeys, quail, and chickens. *Poult. Sci.*, 70, 1991: 13–19.
- BRISBIN, I. L. – WHITE, G. C. – BUSH, P. B. – MAYACK, L. A.: Sigmoid growth analyses of wood ducks: the effects of sex, dietary protein and cadmium on parameters of the Richards model. *Growth*, 50, 1986: 41–50.
- BRODY, S.: *Bioenergetics and Growth*. New York, Reinhold Publishing Corp. 1945.
- BROWN, J. E. – FITZHUGH, H. A. – CARTWRIGHT, T. C.: A comparison of nonlinear models for describing weight-age relationships in cattle. *J. Anim. Sci.*, 42, 1976: 810–818.
- BUFFINGTON, D. E. – JORDAN, K. A. – BOYE, L. L. – JUNNILA, W. A.: Mathematical models of growth data of male and female Wrolstad White turkeys. *Poult. Sci.*, 52, 1973: 1694–1700.
- HURWITZ, S. – TALPAZ, H. – BARTOV, I. – PLAVNIK, I.: Characterization of growth and development of male British United turkeys. *Poult. Sci.*, 70, 1991: 2419–2424.
- KNÍŽETOVÁ, H. – HYÁNEK, J. – KNÍŽE, B. – ROUBÍČEK, J.: Analysis of growth curves of fowl. I. Chickens. *Brit. Poult. Sci.*, 32, 1991a: 1027–1038.
- KNÍŽETOVÁ, H. – HYÁNEK, J. – KNÍŽE, B. – PROCHÁZKOVÁ, H.: Analysis of growth curves of fowl. II. Ducks. *Brit. Poult. Sci.*, 32, 1991b: 1039–1053.
- KNÍŽETOVÁ, H. – HYÁNEK, J. – VESELSKÝ, A.: Analysis of growth curves of fowl. III. Geese. *Brit. Poult. Sci.*, 35, 1994: 335–344.
- KOOPS, W. J.: Multiphasic growth curve analysis. *Growth*, 50, 1986: 169–177.
- KOOPS, W. J. – GROSSMAN, M. – MICHALSKA, E.: Multiphasic growth curve analysis in mice. *Growth*, 51, 1987: 217–225.
- LAIRD, A. K.: Postnatal growth of birds and mammals. *Growth*, 30, 1966: 263–275.
- MARKS, H. L.: Growth curve changes associated with long-term selection for body weight in Japanese quail. *Growth*, 42, 1978: 129–140.
- 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: 531–536.
- PTAK, E.: Nonlinear models describing the differences in growth curves of cattle strains. In: 31. Jahrestagung der Europ. Vereinig. für Tierzucht, München, 1980, G.5.8.
- RICHARDS, F. J.: A flexible growth function for empirical use. *J. Exp. Bot.*, 10, 1959: 290–300.
- ROGERS, S. R. – PESTI, G. M. – MARKS, H. L.: Comparison of three nonlinear regression models for describing broiler growth curves. *Growth*, 51, 1987: 229–239.
- WILSON, B. J.: Growth curves: their analysis and use. In: BOORMAN, K. N. – WILSON, B. J. (Eds.): *Growth and Poultry Meat Production*. 1977: 89–115.

Došlo 13. 2. 1995

Kontaktní adresa:

RNDr. Jaromír Hyánek, CSc., Výzkumný ústav živočišné výroby, 104 00 Praha 10-Uhřetěves, tel.: 02/75 02 21–4, fax: 02/75 06 90

PŘIROZENÝ ZPŮSOB CHOVU HOSPODÁŘSKÝCH ZVÍŘAT

Příspěvek k dosažení citlivého přístupu k přírodě

M. Rist a spolupracovníci

Olomouc, Rubico s. r. o. 1994. 130 s.

Významným příspěvkem pro naši, zatím sporadickou, odbornou literaturu zaměřenou na etologii chovu hospodářských zvířat a na ekologické zemědělství je překlad druhého rozšířeného vydání publikace Artgemässe Nutztierhaltung - Ein Schritt zum wesensgemässen Umgang mit der Natur (Dr. Michael Rist und Mitarbeiter) vydané v roce 1989 nakladatelstvím Freies Geistesleben GmbH, Stuttgart. Při zpracování publikace autor využil výsledky vlastní dvacetileté výzkumné a vývojové činnosti v Institutu chovu hospodářských zvířat Spolkové vysoké školy technické v Zürichu (ETHZ) a výsledky četných semestrálních, diplomových a a doktorských prací z chovu hospodářských zvířat a zemědělského stavitelství.

Publikace je zpracována netradičním způsobem – podstatou jsou kapitoly věnované přirozeným způsobům chovu skotu, prasat a drůbeže; k nim jsou připojeny další dvě kapitoly zaměřené na filozofické a etické otázky ve spojitosti s otázkami chování zvířat (Intencionalita chování zvířat, Etika poznání – etika svobody). Spojení odborné problematiky s otázkami poněkud odlehlejšího spektra vychází z autorova zájmu o filozofii, kterou studoval současně se stavitelstvím na Vysoké škole technické ve Stuttgartu. Je zařazen rovněž stručný životopis autora a jeho předmluva k prvnímu i druhému vydání knihy; v úvodní kapitole jsou uvedena hlediska, kritéria hodnocení a metody sledování přirozených způsobů chovu.

Kapitoly věnované ekologickým otázkám chovu hlavních druhů hospodářských zvířat jsou zpracovány přehledně a systematicky; u každé z nich (kromě chovu skotu) jsou uvedena etologická hlediska a v závěru všech tří kapitol jsou zařazena sociálně-ekonomická hlediska.

V kapitole Přirozený chov skotu je popsána vazná stáj pro dojnice (prostory pro příjem krmiv, fixační zařízení, délka a vlastnosti stání, napáječky), následuje popis volné stáje pro dojnice (hluboká podestýlka, boxy k ležení, fixační žlabové zábrany, dispoziční řešení stáji) a popis přirozeného chovu jatečného skotu a přirozeného způsobu odchovu telat.

Kapitola Přirozené způsoby chovu prasat je zaměřena na chovná prasata (odchov selat, popis kotců – porodní, pro březí prasnice a pro odstavená selata, stáj pro chov prasat) a na prasata ve výkrmu (příjem krmiv,

napájení, stájové podlahy, mikroklima, aktivita prasat). Je zde popsána stáj s otevřenou čelní stěnou a s hlubokou podestýlkou; rovněž je uveden popis kotce s diferencovanou podlahou. Zajímavé je i pojednání o rodinovém chovu bez členění na chovná prasata a prasata ve výkrmu, jehož zásady vycházejí z prvků chování prasat ve volné přírodě, oboje.

Kapitola Přirozený chov drůbeže pojednává o chovu slepic (voliérový chov, kontrola systémů ustájení a zařízení stáji, systémy chovu slepic, odchov kuřat, kombinace venkovního a stájového chovu) a o chovu brojlerů.

Všechny kapitoly jsou doplněny schematickými náčrti půdorysů a řezů stáji, popř. kotců a jsou rovněž uvedena schémata etologických snímků apod. Při jejich zpracování byly použity převážně švýcarské poznatky a zkušenosti; rovněž citované normy, např. pro stájové mikroklima, jsou švýcarské proveniencí.

Značnou pozornost věnoval autor zpracování dvou závěrečných kapitol své knihy, jimž je také určen poměrně značný stránkový rozsah a je zde citována řada prací významných odborníků, jako jsou H. Tinbergen, E. von Holst, K. Lorenz, dále nositel Nobelovy ceny fyziolog W. R. Hesse a další. Podněty k jejich zpracování čerpal rovněž z prací filozofa R. Steinera (1861–1925), zakladatele antroposofie, jehož kurz zaměřený ke knize Filosofie svobody absolvoval během vysokoškolských studií. Zájemce o bližší seznámení s pracemi R. Steinera odkazují na Filosofický slovník (W. Brugger) vydaný nakladatelstvím Naše vojsko (Praha, 1994).

Ke stěžejní závěrečné kapitole Intencionalita chování zvířat považují za potřebné uvést, že jednoznačná a výstižná definice termínu intencionalita je poněkud obtížná. Překladatel knihy zmíněný termín vyjádřil výstižně a stručně (str. 14), Dr. M. Rist věnuje objasnění pojmu ve vztahu k chování zvířat obsáhlejší pozornost (str. 115).

Závěrečná kapitola Etika poznání – etika svobody je kritickým rozбором názoru, podle něhož jsou přírodní vědy a etika posuzovány zdánlivě bez vzájemné souvislosti.

Textová část publikace je doplněna 16 tabulkami, dále jsou zařazeny fotografie, které však po technické stránce nejsou příliš zdařilé, a 64 obrázků a schémat, jejichž reprodukce a názornost je velmi dobrá.

V přehledu literatury je uvedeno 92 prací v němčině, práce z anglosaské jazykové oblasti nejsou uvedeny. Z citovaných prací se téměř pětina vztahuje ke dvěma závěrečným kapitolám knihy.

Vydání překladu knihy Dr. M. Rista a kol. je bezesporu přínosem k rozšíření spektra etologické problematiky z hlediska přirozených způsobů chovu hospodářských zvířat, jež úzce souvisí s ekologickým zemědělstvím. Knihu přeložil

ing. J. Kvapilík, CSc., z Výzkumného ústavu chovu skotu v Rapotíně, jeho překlad je velmi dobrý. Překlad doporučil prof. ing. J. Petr, DrSc., z České zemědělské univerzity v Praze a Ministerstvo zemědělství v Praze – odbor ekologie. Kniha byla vydána za spolupráce Svazu producentů a zpracovatelů PRO-BIO Šumperk a Švýcarského sdružení konzumentů na podporu biologicko-dynamického zemědělství.

Ing. František Plocek, CSc.

POKYNY PRO AUTORY

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

Rozšířený souhrn (Abstract) je uveřejňován v angličtině, měly by v něm být v rozsahu cca 2 strojopisných stran komentovány výsledky práce a uvedeny odkazy na tabulky a obrázky, popř. na nejdůležitější literární citace. Je nutné jej (včetně názvu práce a klíčových slov) dodat v angličtině, popř. v češtině či slovenštině jako podklad pro překlad do angličtiny.

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.

INSTRUCTIONS FOR AUTHORS

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

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

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

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.

Abstract 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, and comprise base numerical data including statistical data. It should be submitted in English and if possible also in Czech or Slovak.

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.

OBSAH – CONTENTS

Genetika a šlechtění – Genetics and Breeding

- Vašíček D., Uhrín P., Chřenek P., Bauerová M., Oberfranc M., Bulla J.: Genotyping of κ -casein in different cattle breeds in Slovakia – Genotypovanie κ -kazeinových alel rôznych plemien hovädzieho dobytku na Slovensku 241
- Nešetřilová H., Pulkrábek J.: Použití různých typů růstových funkcí k modelování vývoje hmotnosti českého strakatého skotu – The use of various types of growth functions for modelling weight development in Czech Pied cattle 245

Fyziologie a reprodukce – Physiology and Reproduction

- Sirotkin A. V., Mikhaeljan H. G., Golubev A. K., Bulla J.: The involvement of peptide hormones and related intracellular messengers in the regulation of bovine oocyte maturation *in vitro* – Úloha peptidových hormónov a závislých vnútrobunecných mechanizmov pri regulácii dozrievania oocytov hovädzieho dobytku *in vitro* 249
- Margetín M., Čapistrák A., Valkovský P., Špánik J., Foltys V.: Zmeny počtu somatických buniek ovčieho mlieka počas laktácie – Variation in somatic cell counts in ewe's milk during lactation 257

Výživa a krmění – Nutrition and Feeding

- Soukupová Z., Příbylová J., Příbyl J., Výmola J.: Náhrada sóji a kukuřice semenem řepky, pšenice, ječmenem a hrachem při výkrmu krůt – Replacement of soybean meal and maize by rapeseed, wheat and pea in turkey fattening 263

Technologie a hygiena chovu – Management Technology and Hygiene

- Simeonovová J., Kalová J., Vysloužil J., Jeřábek S.: Hodnocení pevnosti a nedestrukční deformace vajec slepic plemen rodajendka bílá a leghornka bílá prototypy elektronických přístrojů – Evaluation of strength and nondestructive deformation of eggs in hens of Rhode Island White and White Leghorn breeds by prototypes of electronic instruments 269

Živočišné produkty – Animal Products

- Mojto J., Palanská O., Chřenek J., Ondřejčka R., Čuboň J., Nosál V.: Zastúpenie mastných kyselín a cholesterolu v intramuskulárnom tuku jatočných býkov rozdielnych genotypov – Concentrations of fatty acids and cholesterol in intramuscular fat of slaughter bulls of different genotypes 273
- Demo P., Poltársky J., Lagin L., Pavlič M.: Hodnotenie kvality jatočne opracovaných tiel hybridov ošípaných šľachtených na zvýšený podiel mäsových častí – Quality assessment of dressed carcasses of pig hybrids selected for the higher percentage of lean cuts 277

INFORMACE – STUDIE – SDĚLENÍ – INFORMATION – STUDIES – REPORTS

- Hyánek J., Hyánková L.: Multifázické růstové křivky – Multiphasic growth curves 283

RECENZE

- Plocek F.: M. Rist a spolupracovníci – Přirozený způsob chovu hospodářských zvířat 287

Vědecký časopis ŽIVOČIŠNÁ VÝROBA ● Vydává Česká akademie zemědělských věd – Ústav zemědělských a potravinářských informací ● Redakce: Slezská 7, 120 56 Praha 2, tel.: 02/25 23 00, fax: 02/25 70 90 ● Sazba: Studio DOMINO – Ing. Jakub Černý, Pražská 108, 266 01 Beroun, tel.: 0311/240 15 ● Tisk: ÚZPI Praha ● © Ústav zemědělských a potravinářských informací, Praha 1995