

VĚDECKÝ ČASOPIS

ŽIVOČIŠNÁ VÝROBA

6

ROČNÍK 10 (XXXVIII)
PRAHA,
ČERVEN 1965
CENA 10 Kčs

ÚSTAV
VĚDECKOTECHNICKÝCH
INFORMACÍ MZLVH

Rídí redakční rada

Prof. dr. inž. Vladimír Koželuha, (předseda), dr. inž. Miroslav Dvořáček, inž. Ladislav Dvořák, dr. Karel Hanuš, dr. inž. František Hauner, dr. inž. Jaroslav Herzig, DrSc., prof. dr. inž. Karel Koubek, DrSc., prof. dr. inž. Josef Kopecký, inž. Štefan Páleník, CSc., prof. dr. inž. Jan Podhradský, DrSc., prof. dr. inž. Josef Šmerha, inž. Růžena Vančíková, doc. dr. inž. František Volf

Vedoucí redaktorka Helena Svobodová

© Ústav vědeckotechnických informací MZLVH, Praha 1965

■
Vědecký časopis ŽIVOČIŠNÁ VÝROBA uveřejňuje studie, rozbor a vědecká pojednání o vyřešených úkolech výzkumu v oboru živočišné výroby. Vydává Ústav vědeckotechnických informací ministerstva zemědělství, lesního a vodního hospodářství. Vychází měsíčně. Redakce: Praha 2, Mánesova 75, telefon 274551-8. Celoroční předplatné Kčs 120.—

■
Научный журнал ЖИВОТНОВОДСТВО публикует обзоры, анализы и научные статьи о разрешенных заданиях по научному исследованию в области животноводства. Издает Институт научно-технической информации Министерства сельского, лесного и водного хозяйства. Выход в свет ежемесячно. Редакция Прага 2, Манесова 75.

■
The scientific journal ŽIVOČIŠNÁ VÝROBA publishes studies, analyses and scientific treatises about the solved research tasks in the line of the animal production. Published by the Institute of Scientific and Technical Information of the Ministry of Agriculture, Forestry and Water Management. Issued monthly. Editorial office Prague 2, Mánesova 75.

■
Die wissenschaftliche Zeitschrift ŽIVOČIŠNÁ VÝROBA veröffentlicht Studien, Analysen und wissenschaftliche Abhandlungen über gelösten Forschungsaufgaben auf dem Gebiete der tierischen Produktion. Herausgegeben vom Institut für wissenschaftlich-technische Informationen des Ministeriums für Land-, Forst- und Wasserwirtschaft. Erscheint monatlich. Redaktion Praha 2, Mánesova 75.

■
Le journal scientifique ŽIVOČIŠNÁ VÝROBA publie les études, analyses et traités scientifiques concernant les tâches de recherches résous dans le domaine de production animale. Publié par l'Institut des renseignements scientifiques et techniques du Ministère de l'agriculture, des eaux et des forêts. Paraît une fois par mois. Rédaction Prague 2, Mánesova 75.

Letos bude na půdě ČSSR péči Československé akademie věd oslaveno na mezinárodním symposiu stoleté výročí vydání díla J. G. Mendela, který svými objevy položil vědecké základy nauce o dědičnosti — genetice. Toto mezinárodní symposium se bude konat jednak v Brně od 3. do 8. srpna 1965, jednak v Praze od 9. do 11. srpna 1965.

Při příležitosti těchto oslav vydává naše redakce tematické číslo věnované dědičnosti a dědivosti vlastností hospodářských zvířat. Jsme si velmi dobře vědomi toho, že výzkum a aplikace soudobých poznatků moderní genetiky má nesmírný význam pro další rozvoj živočišné výroby, zejména z hlediska účelné a cílevědomě řízené plemenářské práce, sledující zvyšování plemenné hodnoty, stupňování užítkovosti a zdraví všech druhů hospodářských zvířat.

V souvislosti s připravovaným symposiem je třeba si uvědomit, že každý úsek poznávání zákonů života (tak i genetiky jako dnes samostatného vědního oboru) procházel a prochází svým specifickým vývojem, jenž je dán různými okolnostmi, které ho v různých etapách lidské společnosti buď podporují, nebo brzdi. Je proto samozřejmé, že také genetika prodělala a prodělává svůj vývoj od prvních poznatků až po vyústění v biochemii — molekulární genetiku, kterémužto úseku základního výzkumu se začíná věnovat velká pozornost zrovna tak jako aplikovanému výzkumu biometrického zkoumání zákonů genetiky populací a genetiky kvantitativních vlastností.

Pro toho, kdo je skutečně obeznán s problematikou genetiky a jejím stoletým vývojem, je jasné, že s původní představou procesu dědičnosti a její proměnlivosti dnes již na základě četných nových objevů nevystačíme a nemůžeme ji bez výhrad plně přejímat, přesto však je zcela možné s příslušnými vysvětlivkami používat její terminologii. Jde zejména o základní genetické pojmy, jakými jsou dominance, recesivita, intermedie, hypostaze, epistaze, genotyp, fenotyp a řada dalších pojmů i symbolů.

Sledujeme-li v chovatelsky vyspělých státech s vysokými ukazateli užítkovosti v živočišné výrobě jejich metodický pracovní postup, zjistíme, že je věnována zvláštní pozornost využívání poznatků populační a kvantitativní genetiky, a to v celém komplexu plemenářské práce.

Vedle znalosti dědičnosti morfologických znaků a vlastností je z výrobního hlediska bezpodmínečně nutná znalost dědičnosti užitkových vlastností hospodářských zvířat. Proto je třeba se seznámit se současným stavem poznatků, abychom mohli při jejich aplikaci náležitě rozhodovat o realizaci těchto metod v jejich praktickém použití. Z hlediska úspěšné plemenářské práce je tedy nutno věnovat zvýšenou pozornost studiu genetiky populací a genetiky kvantitativních vlastností.

Genetika populací, jak již naznačuje název, se na rozdíl od obecné genetiky, která se týkala individua, zabývá procesy dědičnosti a proměnlivosti celého souboru jedinců, tj. populace. Genetika populace zkoumá tedy zákonitosti vývoje populace, dynamiku a podstatu změn v jejím složení. Jako každé odvětví vědy má populační genetika svůj význam teoretický a praktický. Teoretický význam spočívá v možnosti objasnění vzniku, vývoje a současněho stavu druhů. Znalost zákonitostí probíhající v populaci nám umožňuje pochopit např. rozpad velké populace v menší populace dílčí (plemeno — rasy) apod.

Praktický význam spočívá v možnosti záměrného řízení změn ve složení populace žádoucím směrem rozšiřováním (zmnožováním) frekvence (počtu) žádoucích dědičných faktorů a snižováním frekvence dědičných faktorů nežádoucích. V každé populaci se v dané určité vývojové etapě vytváří určitý stálý poměr jednotlivých genotypů, čili určitá genetická rovnováha.

Pokud jde o vysvětlení procesu dědičnosti kvantitativních znaků na podkladě mendelismu, byly vesměs neúspěšné. Jejich výsledkem bylo nejvýše poznání, že tyto vlastnosti jsou podmíněny nedefinovatelným počtem faktorů genotypu, a že jejich realizace v různém rozsahu závisí na vlivech prostředí. (Fenotyp = genotyp + životní podmínky). Podstatou kvantitativní genetiky, která používá biometrických metod (variace statistiky) je snaha po poznání (oddělení) těchto dvou základních složek proměnlivosti (variability) fenotypu, tj. snaha po číselném vyjádření účinku genotypu a prostředí (životních podmínek) na danou vlastnost (fenotyp).

V této souvislosti se setkáváme s pojmem dědivost (heritabilita), která je základním ukazatelem kvantitativní genetiky a označuje uvnitř populace podíl celkové fenotypové variability podmíněný dědičností (genotypem). Pro každou vlastnost kvantitativní povahy u prošetřované skupiny zvířat je možno příslušnými metodami zjistit číselný výsledek tohoto podílu, který se pak nazývá koeficientem dědivosti (heritability) sledované vlastnosti a označuje se h^2 . Hodnota tohoto koeficientu se může pro jednotlivé vlastnosti pohybovat v rozmezí od 0 do 1 nebo procenticky od 0 do 100 %. Čím větší hodnotu má koeficient dědivosti, tím více jsou rozdíly ve vlastnostech zvířat podmíněny dědičností a naopak. Při hodnotě $h^2 = 1$ jsou tedy rozdíly sledované vlastnosti mezi jedinci uvnitř prošetřované populace podmíněny výhradně dědičností, kdežto při hodnotě $h^2 = 0$ jsou rozdíly podmíněny zcela negenetickými vlivy, souhrnně označovanými jako prostředí.

Obecně tedy lze říci, že vlastnosti s vysokým koeficientem dědivosti jsou méně závislé na účincích vlivu prostředí. Čím vyšší je koeficient dědivosti, tím více fenotyp odpovídá genotypu a tím jednodušší metody výběru postačí při zušlechťovacím procesu. Naopak, čím nižší je koeficient dědivosti, tím menší je podíl genotypové proměnlivosti na celkové fenotypové proměnlivosti a tím menší je pak spolehlivost výběru podle fenotypu. Proto u vlastností s nízkým koeficientem dědivosti je třeba konat výběr (podle užitečnosti předků, sourozenců a především podle potomstva) co nejpřísněji.

Závěrem je třeba konstatovat, že všechny tyto otázky související s dědičností kvantitativních vlastností vystupují do popředí v podmínkách socialistických velkochovů všech druhů hospodářských zvířat, kde výhledové plány plemenářské práce se zpřesňují na základě teoretických i praktických poznatků dědičnosti morfologických a fyziologických vlastností zvířat. Toto číslo věnované otázkám genetiky vydáváme tedy proto, abychom dokumentovali, že jsme na jejím úseku nezaostali, a že jsme si dobře vědomi jejího významu a novodobých metod plemenitby, jež s ní úzce souvisejí.

S radostí a uspokojením tedy zjišťujeme, že dědičnosti zejména kvantitativních vlastností hospodářských zvířat se věnuje v ČSSR již několik let zvýšená pozornost, neboť dobře víme, že plemenářská práce budovaná na vědeckých základech je jedním ze základních předpokladů úspěchu v chovu hospodářských zvířat, poněvadž svými zvelebovacími akcemi zajišťuje pro výkonné prostředí výkonné organismy.

Prof. dr. inž. Vladimír Koželuha,

Vysoká škola zemědělská, fakulta
provozně-ekonomická, katedra obecné
zootekniky, Brno, Zemědělská 1-3

■ Analýza rozptylu je jednou z nejdůležitějších matematicko-statistických metod analýzy experimentálních dat. Úkolem tohoto pojednání je stručný výklad předpokladů této metody a nástin možností jejího použití při hodnocení pokusů v živočišné výrobě a v otázkách plemenářské práce.

I. Vydeme ze dvou jednoduchých typů experimentů, které označíme jako typ A a typ B, a poněkud podrobněji si všimneme jejich problematiky.

Typ A: Studujeme, zda a do jaké míry daná ošetření (např. různé způsoby výkrmu) ovlivňují určitý kvantitativní znak y (např. denní váhové přírůstky), a popřípadě pak máme z těchto ošetření vybrat to, které by dávalo optimální výsledky. Počet ošetření označme p . Pro pokus vybereme soubor pokud možno stejnorodých jedinců a každému z nich náhodně určíme způsob ošetření. Pro jednoduchost budeme předpokládat, že každé ošetření je zkoumáno na stejném počtu m ($m \geq 2$) jedinců. Hodnotu znaku y u jedince j při ošetření i označíme y_{ij} . Výsledkem experimentu bude $n = pm$ pozorování, která můžeme sestavit do tabulky (viz tab. I).

Pozorování uvnitř každé třídy přísluší jedincům se stejným způsobem ošetření.

Typ B: Druhý typ experimentů je důležitý v plemenářských problémech. Abychom ho mohli snadno porovnat s experimenty typu A, budeme ho formulovat ve zjednodušené formě; složitější, praxi více odpovídající případ uvedeme později.

Z určité populace vybereme náhodně p jedinců a u jejich potomků zjišťujeme hodnoty znaků y . Předpokládáme, že plemeníku je náhodně přiděleno m matek, a že žádná matka se neopakuje (je připárována pouze jedním plemeníkem).

Hodnotu potomka otce i a matky j označíme opět y_{ij} . Jestliže z vrhu (i, j) pochází více potomků, vybere se do pokusu podle určitého kritéria jeden. Pozorování lze opět sestavit do tab. I, v níž nyní hodnoty dané třídy přísluší polosourozencům se stejným

I.

Třída	Pozorování
1	$y_{11}, y_{12}, \dots, y_{1m}$
i	$y_{i1}, y_{i2}, \dots, y_{im}$
p	$y_{p1}, y_{p2}, \dots, y_{pm}$

*) Ošetření (angl. treatment) = pokusný zásah či obecně souhrn podmínek, za kterých se koná pozorování.

otecem. Na rozdíl od experimentů *A*, kde nás budou zajímat především průměry pozorování, zajímá nás v případě *B* variabilita pozorování; chceme zjistit, do jaké míry přispívá k celkové variabilitě společný původ a do jaké míry ostatní vlivy. Ke statistické analýze hodnot tab. I. se v obou případech používá formálně stejné metody — analýzy rozptylu. Předpoklady pro oba typy jsou však různé a plynou z nich ovšem různé závěry.

I. V případě *A* vycházíme z předpokladu, že řádky tab. I jsou nezávislé náhodné výběry z *p* populací, v nichž má studovaný znak normální rozdělení, jehož střední hodnota ve třídě *i* je rovna $\mu + \alpha_i$ a jeho rozptyl σ_y^2 je pro všechny třídy stejný. Označíme-li e_{ij} odchylku, o kterou se y_{ij} liší od své střední hodnoty, můžeme napsat

$$y_{ij} = \mu + \alpha_i + e_{ij} \quad (1)$$

V rovnicích (1), které se nazývají určující rovnice, jsou μ , α_1 , α_2 , ..., α_p neznámé konstanty (parametry), e_{ij} jsou nezávislé náhodné veličiny, z nichž každá má normální rozdělení se střední hodnotou $E(e_{ij}) = 0$ a rozptylem $\sigma_e^2 = \sigma_y^2$, který je neznámý. Rozdíl dvou pozorování téže třídy je

$$y_{ij} - y_{i'j} = e_{ij} - e_{i'j},$$

kdežto rozdíl pozorování dvou různých tříd je

$$y_{ij} - y_{i'j} = (\alpha_i - \alpha_{i'}) + (e_{ij} - e_{i'j}),$$

takže parametry α_i vyjadřují účinnost daných ošetření (tj. např. různých způsobů výkrmu).

Experimentální data tab. I jsou v případě *A* pozorování na náhodných veličinách, které jsou podle předpokladu uvnitř tříd a mezi třídami nezávislé a mají vesměs stejný rozptyl; střední hodnota všech veličin uvnitř dané třídy je stejná a závislá na třídě.

Úkolem statistické analýzy je vzájemné porovnávání ošetření. K tomu účelu jsou nutné odhady parametrů μ , α_i , jejich intervaly spolehlivosti a testy různých hypotéz o těchto parametrech. Odhady parametrů μ a α_i se odvozují metodou nejmenších čtverců. Pro intervaly spolehlivosti a testy hypotéz je nutný též odhad rozptylu σ_e^2 . Základní hypotéza, která se zpravidla testuje v každém výzkumu, je hypotéza

$$H_\alpha: \text{všechna } \alpha_i = 0,$$

kterou ověřujeme, zda ošetření studovaný znak vůbec ovlivňují. Pro provedení testu se sestavuje všeobecně známá tabulka analýzy rozptylu (tab. II).

S použitím známého tečkového způsobu zápisu průměrů, jsou součty čtverců tvaru

$$S_A = m \sum_{i=1}^p (y_{i.} - y_{..})^2, \quad S_e = \sum_{i=1}^p \sum_{j=1}^m (y_{ij} - y_{i.})^2 \quad (2)$$

Pro test hypotézy H_α spočteme podíl $F = MS_A/MS_e$ a hypotézu na hladině významnosti α zamítneme, je-li $F \geq F_\alpha$, kde F_α je kritický bod F -rozdělení pro $f_1 = p - 1$ a $f_2 = p(m - 1)$ stupňů volnosti pro pravděpodobnost α . Hodnotu F_α najdeme v tabulkách F -rozdělení. Jestliže hypotézu zamítneme, usuzujeme, že můžeme zkoumaný znak ovlivňovat způsobem ošetření a pomocí speciálních

II. Tabulka analýzy rozptylu

Součty čtverců (S)	Stupně volnosti (f)	Střední čtvercová odchylka $MS = S/f$
Mezi třídami S_A	$f_A = p - 1$	$MS_A = S_A/f_A$
Uvnitř tříd S_e	$f_e = p(m - 1)$	$MS_e = S_e/f_e$

metod můžeme pak vybrat taková ošetření, od nichž lze očekávat nejlepší výsledky.

Odhad rozptylu σ_e^2 , který označíme $\hat{\sigma}_e^2$, je dán vzorcem $\hat{\sigma}_e^2 = MS_e$ a můžeme ho určit přímo z tabulky analýzy rozptylu.

III. Obrátme se nyní k experimentu B . Průměrnou hodnotu znaku y v celé populaci označme μ ; μ je neznámá konstanta. Přínos od plemenika i způsobuje, že se hodnota y_{ij} liší od μ o hodnotu a_i . Pozorování y_{ij} pak ovlivňuje ještě řada dalších vlivů. Předpokládáme, že jejich působení je náhodné, a že způsobují, že y_{ij} se liší od hodnoty $\mu + a_i$ o hodnotu e_{ij} . Máme tedy

$$y_{ij} = \mu + a_i + e_{ij} \quad (3)$$

V této rovnici je možno považovat a_i za charakteristiku třídy i , podobně jako α_i v rovnici (1), avšak vzhledem k tomu, že plemenici jsou vybíráni náhodně, je nyní a_i náhodná veličina. V případě A jsou ošetření pevně zvolena, kdežto v případě B jsou náhodně vybrána z určité populace. O rozdělení náhodných veličin a_i , e_{ij} předpokládáme, že jsou nezávislé, mají vesměs nulové střední hodnoty a dále, že všechny veličiny a_i mají stejný rozptyl σ_A^2 a všechny veličiny e_{ij} stejný rozptyl σ_e^2 . Oba rozptyly jsou neznámé parametry. Pro stanovení intervalů spolehlivosti a testy hypotéz je nutno ještě předpokládat, že a_i i e_{ij} mají normální rozdělení.

Z rovnice (3) a předpokladů o rozdělení veličin a_i a e_{ij} plynou pro y_{ij} některé důsledky, které se dají snadno odvodit. Střední hodnota kterékoliv veličiny y_{ij} je

$$E(y_{ij}) = \mu \quad (4)$$

a její rozptyl, který označíme σ_y^2 je

$$\sigma_y^2 = \sigma_A^2 + \sigma_e^2 \quad (5)$$

Podle (5) je celkový (fenotypový) rozptyl součtem dvou komponent, z nichž σ_A^2 je mírou variability, která je geneticky podmíněna společným otcem a σ_e^2 je mírou variability všech ostatních vlivů. Pro šlechtitelské problémy je pak zvláště důležitý podíl $\frac{\sigma_A^2}{\sigma_y^2}$ (tzv. dědivost v širším smyslu).

Kovariance dvou různých pozorování y_{ij} , $y_{i'j'}$ uvnitř téže třídy je

$$\text{Cov}(y_{ij}, y_{i'j'}) = \sigma_A^2 \quad (6)$$

a jejich korelační koeficient ρ je

$$\rho = \frac{\sigma_A^2}{\sigma_A^2 + \sigma_e^2} \quad (7)$$

ρ je tzv. koeficient intrakorelace a je mírou dědivosti. Ze (7) plyne, že

$0 \leq \varrho \leq 1$. Hodnoty $\varrho = 0$ je dosaženo, je-li $\sigma_A^2 = 0$ (tj. není-li geneticky podmíněná variabilita) a $\varrho = 1$, je-li $\sigma_e^2 = 0$ (tj. je-li celková variabilita zcela vysvětlena geneticky).

Pozorování dvou různých tříd jsou nezávislá.

Koeficienty korelace mezi y_{ij} a a_i resp. mezi y_{ij} a e_{ij} jsou

$$\varrho_{yA} = \frac{\sigma_A}{\sqrt{\sigma_A^2 + \sigma_e^2}}, \quad \varrho_{Ae} = \frac{\sigma_e}{\sqrt{\sigma_A^2 + \sigma_e^2}} \quad (8)$$

takže $\varrho_{yA}^2 + \varrho_{Ae}^2 = 1$.

Souhrnně můžeme říci, že v případě B předpokládáme, že experimentální data tab. I jsou pozorování na náhodných veličinách, které mají všechny stejnou střední hodnotu μ . Odchyly od této střední hodnoty vznikají aditivním působením dvou nezávislých náhodných veličin a_i a e_{ij} , které mají nulové střední hodnoty a rozptyly σ_A^2 a σ_e^2 .

IV. Nyní naznačíme některé důležité problémy statistické analýzy dat experimentů typu B .

Nejdůležitější je odhad komponent σ_A^2 a σ_e^2 celkového rozptylu σ_y^2 . Pro stanovení těchto odhadů sestavíme tabulku analýzy rozptylu stejným způsobem jako v případě A (tab. II), vyjeme od hodnot MS a určíme střední hodnoty $E(MS)$. Po provedení výpočtů (které nebudeme uvádět), obdržíme

$$E(MS_e) = \sigma_e^2, \quad E(MS_A) = \sigma_e^2 + m\sigma_A^2 \quad (9)$$

a odtud

$$\sigma_e^2 = E(MS_e), \quad \sigma_A^2 = \frac{E(MS_A) - E(MS_e)}{m}$$

Poněvadž $\frac{E(MS_A) - E(MS_e)}{m} = E\left(\frac{MS_A - MS_e}{m}\right)$ vidíme, že nestranými odhady komponent rozptylu jsou veličiny

$$\hat{\sigma}_e^2 = MS_e, \quad \hat{\sigma}_A^2 = \frac{MS_A - MS_e}{m} \quad (10)$$

Z odhadů (10) můžeme určit odhad celkového rozptylu a koeficientu intrakorelace podle vzorců

$$\hat{\sigma}_y^2 = \hat{\sigma}_A^2 + \hat{\sigma}_e^2 = \frac{MS_A + (m-1)MS_e}{m} \quad (11)$$

$$\hat{\varrho} = \frac{\hat{\sigma}_A^2}{\hat{\sigma}_A^2 + \hat{\sigma}_e^2} = \frac{MS_A - MS_e}{MS_A + (m-1)MS_e} \quad (12)$$

Metoda stanovení odhadů komponent rozptylu, která vychází ze středních hodnot $E(MS)$, je obecná a užívá se jí i ve složitějších případech. Vede vždy k nestraným odhadům (tj. pro odhad $\hat{\sigma}^2$ komponenty σ^2 platí $E(\hat{\sigma}^2) = \sigma^2$). V konkrétním případě však může nastat, že $MS_e \geq MS_A$, takže podle (10) bude potom odhad $\hat{\sigma}_A^2 \leq 0$. Ze vzorce (12) pak plyne, že $-\frac{1}{m-1} \leq \hat{\varrho} \leq 1$, ačkoliv $0 \leq \varrho \leq 1$.

Za předpokladu, že a_i a e_{ij} mají normální rozdělení, můžeme provést test hypotézy

$$H_a: \quad \sigma_A^2 = 0$$

a stanovit interval spolehlivosti koeficientu intrakorelace. Test hypotézy H_{α} , který je testem významnosti koeficientu intrakorelace, se provede zcela stejným způsobem jako test hypotézy H_{α} .

Interval spolehlivosti koeficientu intrakorelace ϱ , jehož bodový odhad je dán vzorcem (12), je v aplikacích velmi důležitý a je tvaru

$$\frac{F - F_2}{F + (m-1)F_2} \leq \varrho \leq \frac{F - F_1}{F + (m-1)F_1} \quad (13)$$

V (13) značí $F = \frac{MS_A}{MS_e}$, F_1 resp. F_2 jsou kritické hodnoty F -rozdělení o $f_1 = p - 1$, $f_2 = p(m - 1)$ stupňů volnosti pro pravděpodobnost $\frac{1}{2}(1 - \varepsilon)$ resp. $\frac{1}{2}(1 + \varepsilon)$ a ε je zvolený stupeň spolehlivosti (např. $\varepsilon = 0,95$). Hodnoty F_1 , F_2 zjistíme z tabulek.

Další úkol, s kterým se v plemenářské praxi setkáváme, např. při výběru vhodných plemenů, je odhad individuální hodnoty veličiny a_i , která vyjadřuje genotypovou hodnotu plemene i , z fenotypových hodnot y_{ij} . Podrobněji se však zde tímto problémem tzv. „opakovatelnosti“ nemůžeme zabývat.

Dosud nastíněnou teorii je možno rozšířit na případ, kdy se u téhož jedince studují dva nebo více kvantitativních znaků. Předpokládejme, že jde o dva znaky y a z . Pro y_{ij} platí rovnice (3) a pro z_{ij} nechť platí rovnice

$$z_{ij} = \mu' + a_i' + e_{ij}' \quad (14)$$

Předpoklady o veličinách na pravé straně (14) jsou analogické předpokladům o veličinách na pravé straně rovnice (3). Hodnoty y_{ij} , z_{ij} , týkající se téhož jedince (i, j) jsou obecně závislé. Označíme-li kovariance $\text{Cov}(y_{ij}, z_{ij}) = \sigma_{yz}$, $\text{Cov}(a_i, a_i') = \sigma_{AA'}$, $\text{Cov}(e_{ij}, e_{ij}') = \sigma_{ee'}$, a předpokládáme-li, že různě indexované náhodné veličiny jsou nezávislé, snadno odvodíme vztah

$$\sigma_{yz} = \sigma_{AA'} + \sigma_{ee'} \quad (15)$$

který je analogický vztahu (15). Podle (15) je celková kovariance σ_{yz} vyjádřena součtem dvou komponent, z nichž $\sigma_{AA'}$ je kovariancí podmíněnou geneticky, totiž původem po společném otci a $\sigma_{ee'}$ kovariancí ostatních vlivů. Komponenty kovariance jsou neznámé parametry a jejich odhady se určují ze součtů tabulky analýzy kovariance podle stejného principu jako odhady komponent rozptylu z tabulky analýzy rozptylu. Důležitost znalosti odhadů komponent kovariance pro plemenářské problémy je zřejmá.

Tím byl podán nástin hlavních úkolů statistické analýzy experimentů typu B. Je nutno ještě dodat, že jsme dosud předpokládali stejný počet pozorování ve všech třídách tab. I. Není-li tento předpoklad splněn, je v případech A zobecnění teorie poměrně snadné; u experimentů typu B je teoreticky snadná modifikace vzorců (10) pro odhady komponent rozptylu i modifikace odhadů komponent kovariance, kdežto některé další nastíněné problémy je při nestejně obsazených třídách možno řešit jenom pomocí různých aproximací.

V. V obou uvažovaných příkladech jsme vycházeli z tzv. jednoduchého třídění, tj. souhrnu dat tříděných do tab. I podle jednoho faktoru (způsob ošetření, resp. společný otec). V praxi se často setkáváme s případy, v nichž se studují současně dva či více faktorů a popřípadě i účinnost jejich společného působení (tzv. interakcí). Tak dospíváme k různým typům vícenásobného třídění. Jestliže všechny faktory vyjadřují pevná ošetření (např. při studiu současného vlivu

způsobu výkrmu a způsobu odchovu) a jestliže střední hodnota každého pozorování je vyjádřena součtem konstant, které vyjadřují účinnost ošetření a jejich interakcí, a jsou-li pozorování nezávislá, říkáme, že pozorování sledují „model s pevnými efekty“. Jestliže jde o experiment, v němž faktory vyjadřují ošetření náhodně vybraná z určitých populací (náhodně vybraní plemenci, náhodně vybrané matky) a jestliže odchylka každého pozorování od populačního průměru vzniká aditivním působením dvou či více nezávislých náhodných veličin s nulovou střední hodnotou a jejichž určité skupiny, definované danými zdroji variability, mají stejný rozptyl, říkáme, že jde o „model s náhodnými efekty“.

U modelů s pevnými efekty je úkolem analýzy rozptylu porovnat účinnost různých způsobů ošetření; u modelů s náhodnými efekty jde o odhad míry variability z daných zdrojů. (Někteří autoři proto používají pro teorii náhodných modelů termín teorie komponent rozptylu.)

Jsou ovšem i experimenty, které zahrnují oba typy ošetření; v těchto případech mluvíme o tzv. „modelech smíšených“.

Výše uvažované příklady jednoduchého třídění odpovídají v případě A modelu s pevnými efekty, v případě B modelu s náhodnými efekty. Pokusíme se nyní na základě těchto dvou jednoduchých případů vyznačit rozdíly mezi oběma modely v tab. III; analogické (ovšem složitější) rozdíly platí i pro třídění vícenásobná.

VI. V závěru se zcela stručně zmíníme o složitějším modelu, který je vhodný pro odhad koeficientů dědivosti. Jestliže se obecně při studiu více faktorů každý stupeň jednoho faktoru zkoumá se všemi nebo jen některými stupni dalších faktorů, mluvíme o faktorech křížených (crossed factors). V genetických aplikacích jsou důležité faktory uspořádány hierarchicky. Při nich

III. Rozdíly mezi „modelem s pevnými efekty“ a „modelem s náhodnými efekty“

	A (pevné efekty)	B (náhodné efekty)
Střední hodnota pozorování	Třída i : $\mu + \alpha_i$	Ve všech třídách stejná: μ
Rozptyl pozorování	Ve všech třídách stejný: σ_e^2	
Závislost pozorování		
a) uvnitř tříd	nezávislá	závislá: intrakorelace $\rho = \frac{\sigma_A^2}{\sigma_A^2 + \sigma_e^2}$
b) mezi třídami	nezávislá	nezávislá
Problematika	Porovnávání efektů ošetření (odhady parametrů α , testy hypotéz o nich)	Odhad míry variability z daných zdrojů (a), odhady komponent rozptylu, komponent kovariance a testy hypotéz o nich b) odhady koeficientu intrakorelace c) opakovatelnost

vycházíme z jednoho faktoru, který je odstupňován do určitého počtu tříd; v každé třídě tohoto faktoru jsou dány třídy druhého faktoru, uvnitř jeho tříd jsou dány třídy třetího faktoru atd.

Příkladem hierarchického uspořádání je tato situace: Máme p lokalit (nebo např. stád), které označíme indexem i ($i = 1, 2, \dots, p$), V lokalitě i působí m_i plemeníků, které označíme indexem j ($j = 1, 2, \dots, m_i$); předpokládáme, že každý plemeník může působit jenom v jedné lokalitě, takže je jednoznačně charakterizován dvojicí indexů (i, j). Každému plemeníku je přiřazeno q_{ij} matek, které označíme indexem k ($k = 1, 2, \dots, q_{ij}$); předpokládáme, že každá matka může být přiřazena jenom k jednomu plemeníku, takže je jednoznačně určena trojicí (i, j, k). Od matky (i, j, k) pochází n_{ijk} potomků, které rozlišíme indexem l ($l = 1, 2, \dots, n_{ijk}$) a předpokládáme, že pro pozorování y_{ijkl} platí rovnice

$$y_{ijkl} = \mu + \alpha_i + b_{ij} + c_{ijk} + e_{ijkl} \quad (16)$$

kde μ je průměr populace, $\alpha_1, \alpha_2, \dots$ jsou efekty lokalit, b_{ij} je přínos otce, c_{ijk} přínos matky a e_{ijkl} přínos všech ostatních vlivů. Veličiny b_{ij} , c_{ijk} , e_{ijkl} jsou náhodné veličiny. Jsou-li lokality pevně určeny, jsou α_i konstanty a máme tedy model smíšený; jsou-li však náhodně vybrány z určité populace, vyjadřuje (16) model náhodný, v němž též lokality jsou potenciálním zdrojem variability veličin y_{ijkl} .

Předpokládáme-li, že jde o model smíšený, vycházíme při stanovení koeficientu dědivosti z těchto dvou koeficientů intrakorelace: mezi vlastními sourozenci (ϱ_I) a mezi polosourozenci (ϱ_{II}).

$$\varrho_I = \frac{\sigma_B^2 + \sigma_C^2}{\sigma_B^2 + \sigma_C^2 + \sigma_e^2}; \quad \varrho_{II} = \frac{\sigma_C^2}{\sigma_B^2 + \sigma_C^2 + \sigma_e^2} \quad (17)$$

kde σ_B^2 , σ_C^2 , σ_e^2 jsou rozptyly veličin b_{ij} , c_{ijk} a e_{ijkl} .

Uvažovaný model (16) není použitelný např. v případě, kdy jeden plemeník může působit ve více lokalitách, jak tomu je při inseminaci, neboť v tomto případě by byl porušen předpoklad nezávislosti veličin b_{ij} . Bylo by nutno vyjít z modelu, v němž by lokality a plemeníci tvořili křížené faktory.

Při každé aplikaci analýzy rozptylu je nutno vyjít z určitého modelu, jehož tvar odvozujeme z povahy konkrétního výzkumu. Přitom dbáme, aby uspořádání experimentu odpovídalo všem předpokladům zvoleného modelu. V živočišné výrobě je pak možno aplikací analýzy rozptylu získat cenné závěry v různých otázkách chovu a plemenitby zvířat; svědčí o tom četné praktické zkušenosti i řada teoretických výsledků zejména v kvantitativní genetice.

SOUHRN

Práce obsahuje stručný výklad metody analýzy rozptylu a jejích aplikací v různých problémech živočišné výroby.

Výklad vychází z podrobnějšího rozboru analýzy rozptylu jednoduchého třídění. Jsou vyloženy dva základní typy modelů: modely s pevnými efekty a modely s náhodnými efekty, je vysvětlena problematika obou typů modelů a poukázáno na situace, v nichž je možno použít určitého typu. U modelů s náhodnými efekty je vyložen problém odhadu komponent rozptylu, koeficientu intrakorelace a poukázáno na aplikace v plemenářské praxi, zejména při stanovení koeficientu dědivosti.

Dále je vyloženo použití analýzy rozptylu při studiu dvou a více faktorů, je zaveden pojem smíšených modelů a práce je zakončena krátkým výkladem analýzy rozptylu hierarchického třídění a jejího použití v plemenářství.

Došlo dne 17. 2. 1965

Literatura

1. Anderson R. L., Bancroft T. A.: Statistical theory in research, New York, 1952. — 2. Bross I.: Fiducial intervals for variance components. Biometrics, Vol. 6, 1950, str. 136-141. — 3. Cochran W. G., Cox G.: Experimental designs, 2. vyd., New York, 1957. — 4. Eisenhart C.: The assumptions underlying the analysis of variance. Biometrics, Vol. 3, 1947, str. 1-21. — 5. Fabian V.: Základní statistické metody. Praha, 1963. — 6. Fischer O.: Analýza rozptylu. Praha, 1956. — 7. Fisher R. A.: Statistical methods for research workers. 11. vyd., London, 1950. — 8. Henderson C. R.: Estimation of variance and covariance components. Biometrics, Vol. 9, 1953, str. 226-252. — 9. Janko J.: Statistické tabulky. Praha, 1958. — 10. Kempthorne O.: The designs and analysis of experiments. New York, 1952. — 11. Kempthorne O.: On introduction to genetic statistics. New York, 1957. — 12. Myslivec V.: Statistické metody zemědělského výzkumnictví. Praha, 1957. — 13. Le Roy H. L.: Statistische Methoden der Populationsgenetik. Basel 1960. — 14. Scheffé H.: Alternative models for the analysis of variance. Annals Math. Stat., Vol. 27, 1956, str. 251-271. — 15. Scheffé H.: The analysis of variance. New York, 1959. — 16. Snedecor G. W.: Statistical methods applied to experiments in agriculture and biology. 5. vyd., Iowa, 1956. — 17. Wilk M. B., Kempthorne O.: Fixed, mixed and random models. J. Amer. Stat. Assoc., Vol. 50, 1955, str. 1144-1167.

Анализ дисперсии при оценке опытов в животноводстве

Работа содержит краткое изложение метода анализа дисперсии и его применение по разным проблемам животноводства.

Это изложение исходит из подробного разбора анализа дисперсии простой классификации. В нем описано два основных типа моделей: модель с постоянными эффектами и модель со случайными эффектами, объяснена проблематика обоих типов моделей и указаны условия, при которых можно использовать определенный тип. В модели со случайными эффектами изложена проблема оценки компонентов дисперсии, коэффициента интракорреляции, а также применение в племенной работе на практике, особенно при установлении коэффициента наследуемости.

Дальше объясняется использование анализа дисперсии при изучении двух и нескольких факторов, также внедрено понятие смешанных моделей. Работа закончена кратким объяснением анализа дисперсии иерархической классификации и ее использования в племенной работе.

Die Varianzanalyse bei der Bewertung von Versuchen in der tierischen Produktion

Die Arbeit enthält eine kurzgefaßte Darlegung der Varianzanalyse und ihrer Applikation bei verschiedenen Problemen der tierischen Produktion.

Die Darlegung geht aus einer eingehenderen Varianzanalyse der einfachen Gruppierung heraus. Zwei Grundtypen der Modelle werden erläutert: Modelle mit festen Effekten und Modelle mit Zufallseffekten; die Problematik der beiden Modell-Typen wird behandelt und man weist auf Situationen, bei denen der oder jener Typ anzuwenden ist, hin. Bei Modellen mit Zufallseffekten wird das Problem der Schätzung der Streuungskomponenten und des Intrakorrelations-Koeffizienten erläutert und auf Applikationen in der Rassenzuchtpraxis, vor allem bei der Feststellung des Heritabilitäts-Koeffizienten hingewiesen.

Ferner behandelt man die Anwendung der Varianzanalyse beim Studium von zwei und mehreren Faktoren; man führt den Begriff der gemischten Modelle ein. Die Arbeit endet mit einer kurzen Darlegung der Varianzanalyse der hierarchischen Gruppierung und ihrer Anwendung in der Rassenzucht.

Dr. Otto Fischer,

Matematický ústav Československé
akademie věd, Praha 1, Žitná 25

■ Na zvyšování užitkovosti zvířat se může výraznou měrou podílet cílevědomá plemenářská práce, účelně využívající vhodné genetické poznatky. Polygenní charakter dědičnosti všech ekonomicky důležitých užitkových vlastností zvířat a jejich současné ovlivňování jak dědičností, tak i všestrannými činiteli prostředí však nesmírně ztěžují práci plemenářského genetika.

Stanovení dědivosti (též heritabilita, správně však hereditabilitas) je jedním z prvních kroků při geneticko-biometrických analýzách kvantitativních vlastností v celých populacích a je podkladem pro všechny další rozborů a plemenářskogenetické úvahy.

LITERÁRNÍ PŘEHLED

Pro číselné vyjádření koeficientu dědivosti je k dispozici několik možností, které vesměs vycházejí z předpokladu, že fenotypová podobnost mezi jednotlivými zvířaty v témže prostředí je podmíněna souhlasnou genotypovou podobností (Lush, 1948).

Záleží na povaze prošetřovaného materiálu, které ze známých cest bude použito pro výpočet koeficientu dědivosti. Matematickostatistické metody pro výpočet koeficientu dědivosti při aplikaci některé z možností uváděných Lushem popisují dostatečně podrobně Le Roy a Lörtscher (1955), Le Roy (1960), Falconer (1960), v české a slovenské literatuře pak Karakoz (1962), Šiler a Váchal (1962). Jednotlivě jsou výpočtové metody uváděny vždy v příslušných konkrétních případech zjišťování koeficientů dědivosti. Takových prací jsou již dnes celé desítky a také v naší literatuře byly již některé publikovány.

Prímou a velice účinnou pomocí při volbě vhodných matematickostatistických metod použitých v této práci byly přednášky Fischerovy (1962—1964), v nichž byly objasněny principy a možnost použití metod analýzy variance s ohledem na povahu zkoumaného výchozího materiálu.

Při výpočtu koeficientů dědivosti kteroukoli ze známých metod je nutno dodržovat určitá obecná pravidla, vyžadující podrobná ověření výchozích dat a jejich pečlivé třídění s eliminací všech negenetických činitelů, které by mohly zkreslit zjišťovanou genetickou proměnlivost. Důležité též je, aby zkoumaný materiál byl nejen dostatečně početný, ale aby současně uspokojivě reprezentoval danou populaci a podmínky chovu.

I při dodržení všech těchto kritérií mají zjištěné hodnoty dědivosti jen relativní platnost, omezenou svou působností na ty populace, k nimž patří zvířata, jež poskytl výchozí podklady pro výpočet, a na ty konkrétní podmínky chovu — souhrnně nazývané trvalými vlivy prostředí, při jejichž působení došlo k manifestaci sledované vlastnosti. Eventuální zevšeobecnování zjištěných hodnot musí být proto prováděno velmi obezřetně s přihlédnutím ke všem okolnostem, které by připouštěly případnou změnu příslušné hodnoty.

Znalost číselného vyjádření dědivosti určité užitkové vlastnosti je nezbytná zejména: 1. pro předpověď téže užitkovosti v dané populaci v příští generaci ($\Delta g = d \cdot h^2$, kde Δg značí genetické zlepšení při selekci charakterizované selekčním rozdílem d a dědivostí h^2); 2. pro posouzení pleiotropních účinků různých polygenických systémů při hodnocení zjišťovaných genetických korelací; 3. pro konstrukci selekčních indexů; 4. pro posouzení volby účinné selekční metody; 5. pro posouzení výraznosti genetických vlivů, popřípadě vlivů prostředí na zjišťovanou fenotypovou proměnlivost. Pro bezprostřední praktické posouzení je právě toto naposled jmenované hledisko nejdůležitější, neboť čím vyšší je dědivost, tím výraznější jsou v dané fenotypové proměnlivosti genetické vlivy, především aditivní účinky genů a naopak.

Hodnota dědivosti, zjištěná pro příslušné užitkové vlastnosti v konkrétních populacích a konkrétních podmínkách prostředí, poskytuje tak bezprostřední informaci o možném úspěchu, kterého je možno dosáhnout buď důsledným uplatňováním selekce a komplexem plemenářských metod nebo pouhou úpravou podmínek chovu.

VLASTNÍ PRÁCE

Stručně naznačený význam dědivosti užitkových vlastností je příčinou obecně projevované snahy získat co nejspolehlivější údaje o dědivosti většiny užitkových vlastností u jednotlivých plemen zvířat.

Cílem této práce bylo vyčíslení koeficientů dědivosti produkce mléka, procentuální tučnosti, celkové produkce tuku a živé váhy u dojníc-prvniček červenostrakatého skotu. Souběžným úkolem bylo objasnit vhodnost použitých matematicko-statistických metod se zřetelem na dané podmínky chovu tohoto plemene.

MATERIÁL A METODIKA

Pro výpočet koeficientů dědivosti produkce mléka, tučnosti a produkce tuku u červenostrakatého skotu bylo použito dat, která jsou každoročně soustřeďována Ústřední plemenářskou stanicí pro účely kontroly dědičnosti. K dispozici byly údaje o užitkovosti dojníc-prvniček, které ukončily svou první laktaci v kalendářním roce 1961 a v období od 1. 1. 1962 do 30. 9. 1962. V prvním případě (I) bylo k propočtu dědivosti tučnosti, dojnosti a produkce tuku použito výchozích údajů u 1893 dojnic po 615 býčích ze 332 stád s hodnotami, jež jsou uvedeny v tab. I.

Ve druhém případě byly k propočtu dědivosti tučnosti, dojivosti, produkce tuku a živé váhy k dispozici výchozí údaje u 4443 dojnic-prvniček po 1597 býčích s touto průměrnou užitkovostí: 2183 kg : 3,89 % : 85,30 kg a s průměrnou živou váhou 494 kg.

K vlastnímu výpočtu koeficientu dědivosti (II) bylo možno (v případě třídění výchozího materiálu podle býků uvnitř stád) použít z tohoto celkového materiálu údajů jen od 2621 dojnic-prvniček po 1481 býčích ze 605 stád se základní charakteristikou, jež je uvedena v tab. II.

V tomto a v předchozím případě bylo k výpočtu dědivosti použito smíšeného modelu analýzy variance podle určující rovnice

I. Základní statistické údaje o použitých laktacích

Výpočet I.	$\bar{x}$	$s_{\bar{x}}$	s	v
kg mléka	2304	13,83	601,6	26,11
Tučnost	3,87	0,01	0,34	8,78
kg tuku	89,04	0,56	24,55	27,73

II. Základní statistické údaje o použitých laktacích

Výpočet I.	$\bar{x}$	$s_{\bar{x}}$	s	v
kg mléka	2207	11,755	603,4	27,34
Tučnost	3,87	0,007	0,372	9,56
kg tuku	85,96	0,482	24,7	28,73
Živá váha	491	2,125	106,6	21,71

$$y_{ijk} = \mu + \alpha_i + b_{ij} + e_{ijk},$$

přičemž vliv stád byl uvažován jako pevný efekt a vliv býků jako efekt náhodný. Tomuto modelu odpovídá tabulka analýzy variance (tab. III).

Koeficient dědivosti je pak roven čtyřnásobku příslušného intraklasního korelačního koeficientu $\hat{\varrho}$, přičemž

$$\hat{\varrho} = \frac{\sigma_b^2}{\sigma_b^2 + \sigma_e^2}.$$

III. Tabulka analýzy variance pro výpočty I. a II.

Zdroj proměnlivosti	Součet čtverců (S)	Stupňů volnosti (f)	Prům. čtver. (MS)	Střední hodnota $E(MS)$
Mezi stády	S_a	$p - 1$	MSa	$\sigma_e^2 + \sigma_b^2 + \frac{\sum n_i \alpha_i^2}{p - 1}$
Uvnitř stád mezi býky	S_b	$m - p$	MSb	$\sigma_e^2 + B \sigma_b^2$
Reziduální	S_e	$n - m$	MS_e	d_e^2
Celkem	S_{tot}	$n - 1$	—	—

p = počet stád, m = počet býků, n = počet dcer

Při uvedeném způsobu výpočtu dědivosti je třeba zajistit, aby se týž býk svými skupinami dcer neopakoval v jiném stádě.

Široce používaná inseminace však vede k tomu, že dcery těchto plemeníků jsou současně chovány ve více stádech. Bylo proto použito i další cesty a z téhož materiálu (laktace za rok 1962) byli vybráni všichni býci s vyšším počtem dcer. Celkem bylo k dispozici v tomto případě (III) k výpočtu dědivosti 754 dcer po 5 býcích se základní charakteristikou výchozích údajů, jež je uvedena v tab. IV.

Třídění jen podle býků bez ohledu na efekt stád pak odpovídá náhodný model analýzy variance s určující rovnicí

$$y_{ij} = \mu + a_i + e_{ij}$$

a s tab. V analýzy variance.

Také v tomto případě se dědivost rovná čtyřnásobku příslušného intraklasního korelačního koeficientu, tj.

$$\hat{\varrho}^2 = \frac{\sigma_a^2}{\sigma_a^2 + \sigma_e^2}.$$

IV. Základní statistické údaje o použitých laktacích

Výpočet III.	$\bar{x}$	$s_{\bar{x}}$	s	v
kg mléka	2245	21,93	600,9	26,76
Tučnost	3,92	0,012	0,344	8,77
kg tuku	87,72	0,886	24,3	27,70
Živá váha	497	4,327	116,4	23,42

V. Tabulka analýzy variance pro výpočet III.

Zdroj proměnlivosti	Součet čtverců	Stupňů volnosti	Průměrný čtverec	Střední hodnota $E(MS)$
Mezi býky	S_a	$p - 1$	MS_a	$\sigma_e^2 + n_o \sigma_a^2$
Reziduální	S_e	$n - p$	MS_e	σ_e^2
Celkem	S_c	$n - 1$	—	—

p = počet býků, n = počet dcer

Střední chyba zjištěných koeficientů dědivosti byla ve všech případech určena podle Robertsonova (1959) přibližného vzorce

$$s_h^2 = \left(h^2 + \frac{4}{2} \right) \sqrt{\frac{2}{N}},$$

kde:

n = průměrný počet dcer na jednoho plemeníka,

N = celkový počet plemeníků.

Podkladová data jsou dosažitelné údaje o dojnosti všech dcer-prvniček v příslušných časových obdobích a zahrnují všechny české kraje s výjimkou kraje Severomoravského. Představují proto převážnou část celého plemene. Pro zjednodušení postupu výpočtu jsme pracovali se zaokrouhlenými čísly: produkce mléka byla vyjadřována v desítkách kg, stejně tak i živá váha, produkce tuku na desetiny kg a jen tučnost na setiny procenta.

Při výpočtu dědivosti užitkových vlastností podle laktací ukončených v roce 1962 jsme využili služeb strojné početní stanice I.B.M. v Praze, kde byly zpracovány základní matematické úkony, nutné pro vlastní výpočet.

VÝSLEDKY A DISKUSE

Výsledky dědivosti produkce mléka, tučnosti, produkce tuku a živé váhy, jak byly zjištěny podle dat kontroly užitkovosti dojníc-prvniček u červenostrakatého skotu, uvádíme v tab. VI.

Nereálnost hodnot koeficientů dědivosti pro tučnost a zčásti i pro produkci tuku, uvedených v propočtu I, je třeba po přezkoušení hledat nejspíše v eventuelních chybách výchozích údajů o tučnosti hodnocených laktací; jde totiž o údaje, které byly výsledkem prvních kroků strojné početního systému v kontrole užitkovosti skotu. Určitá úprava uvedených výpočtů by sice byla možná

VI. Dědivost produkce mléka, tučnosti, produkce tuku a živé váhy u dojníc červenostrakatého skotu

Vlastnost	Výpočet I (1961)	Výpočet II (1962)	Výpočet III (1962)
	$h^2 \pm s_h^2$	$h^2 \pm s_h^2$	$h^2 \pm s_h^2$
Produkce mléka	$0,228 \pm 0,087$	$0,137 \pm 0,083$	$0,267 \pm 0,106$
Tučnost	$-0,002^* \pm 0,073^*$	$0,398 \pm 0,093$	$0,468 \pm 0,145$
Produkce tuku	$0,088^* \pm 0,079^*$	$0,231 \pm 0,087$	$0,322 \pm 0,117$
Živá váha	—	—	$0,444 \pm 0,143$
	$n = 1893$	$n = 2621$	$n = 754$

* Nereálné hodnoty

např. vypuštěním všech extrémně vysokých nebo naopak nízkých tučností. Hlavní možnost, a to ověření výchozích údajů o tučnosti mléka v jednotlivých kontrolních obdobích, zůstala z technických důvodů vyloučena, a proto bylo od jakékoli korekce upuštěno. Zjištěné výsledky dědivosti tučnosti a produkce tuku u této sestavy je třeba jako nereálné zanedbat.

Celý propočet jsme opakovali na základě dat o užitkovosti dojníc-prvniček, jež ukončily své laktace v období od 1. ledna do 30. září 1962, a získali jsme číselné hodnoty uvedené v tab. VI u propočtu II. Zjištěné výsledné hodnoty koeficientů dědivosti sledovaných vlastností vcelku dobře, především ve své tendenci, korespondují s běžně udávanými hodnotami dědivosti týchž vlastností u ostatních plemen skotu; jejich souborný přehled udává V á c h a l (1962). Ve srovnání s průměrně odhadovanou dědivostí týchž vlastností jsou však ve své absolutní hodnotě poněkud nízké. Při dostatečně vysokém počtu hodnocených laktací ($n = 2621$) lze za určitý nedostatek považovat jen velmi nízký průměrný počet dcer na jednoho plemeníka uvnitř stád ($n_o = 1,77$). Je třeba zdůraznit, že nejde o nedostatek použité metody, ale spíše o důsledek dříve existujících podmínek v chovu skotu, které vedly k neblahé skutečnosti, že v jednotlivých stádech nebyl vždy znám u dojníc-prvniček původ ze strany otce.

Existuje ovšem druhá cesta, která přihlíží ke skutečnosti, že v důsledku inseminace jsou celé skupiny dcer hodnocených býků náhodně rozmístěny do různých stád, takže v jednotlivých stádech jsou zpravidla k dispozici jen jedna až dvě dcery. Působení dcer v nahodilých stádech a z tohoto předpokladu pak vyplývající nahodilost genetického efektu matek umožňují použít k odhadu analýzy variance jednoduchého třídění s příslušnou interpretací, jak uvádíme v metodice.

V našem specifickém případě jsme mohli různorodost vlivů stád vyloučit do značné míry tím, že byly uvažovány jen početnější skupiny dcer s předpokládaným umístěním jednotlivých dcer v různých stádech. Podobného postupu bylo použito např. O' C o n n o r e m (1959). V našem případě jsme vyhověli podmínce, aby dcery týchž býků byly současně umístěny ve více stádech, jestliže $n_o = 15$, tj. jestliže byli uvažováni býci s minimálním počtem 11 dcer. Tím se zvýšil průměrný počet stád jednoho průměrného býka na 5,6 při minimu 4 stád.

Pro ilustraci uvedeného požadavku průměrného počtu 15 dcer ve skupině uvádíme v tab. VII hodnoty koeficientů dědivosti těchto vlastností vypočítaných toutéž metodou a na tomtéž materiálu, ale při rozdílném n_o .

Poměrně největší shoda všech čtyř hodnot je ve sloupcích 3, 4 a 5, z části ještě — ale už s určitými odchylkami — ve sloupcích 6 a 7. Méně vhodné se již zdají být hodnoty ve sloupci 2 a zvláště ve sloupci 1; zde totiž rozptýl „mezi plemeníky“ již zahrnuje výrazně stádové efekty, neboť průměrný počet stád na průměrného býka je menší než 2! To je též další důvod, jenž svědčí ve prospěch uvažování hodnot vypočítaných podle sestavy s minimálním počtem 11 dcer ve skupině. Zde totiž činí průměrný počet stád na plemeníka 5,6 a dále se již téměř nezvyšuje, zatímco u sestavy s minimálním počtem 10 dcer činil jen 4,3. Mimoto u sestav s větším počtem dcer již rapidně klesal celkový počet dcer a rychle vzrůstala střední chyba.

VII. Koeficienty dědivosti těchto vlastností v závislosti na počtu dcer ve skupině

Vlastnost	Koeficient dědivosti						
	1.	2.	3.	4.	5.	6.	7.
kg mléka	0,607	0,495	0,335	0,266	0,296	0,278	0,414
% tuku	0,619	0,495	0,488	0,467	0,477	0,558	0,631
kg tuku	0,713	0,541	0,423	0,322	0,351	0,400	0,477
Živá váha	1,180	0,466	0,492	0,444	0,454	0,515	0,456
n_o	4,45	8,19	13,53	14,49	15,31	16,10	16,63
Min. počet dcer ve skup.	2	5	10	11	12	13	14
Počet dcer celkem	3667	2174	894	754	644	548	483

Koeficienty dědivosti vypočítané u tohoto materiálu jsou uvedeny též v tab. VI ve sloupci III. Jsou při stejné tendenci poněkud vyšší než tytéž koeficienty stanovené předchozí metodou. Kromě ostatních vlivů, které mohly vést ke změně, tj. ke zvýšení příslušných koeficientů, lze za jednu z hlavních příčin považovat tu okolnost, že se uvedeným tříděním nepodařilo zcela eliminovat vlivy stád, které poněkud zvyšují variaci mezi plemeníky, a v důsledku toho i výsledný intraklasní koeficient korelace. Vyloučen není ani efekt případné příbuznosti mezi otci, a tím i mezi skupinami dcer. Pro takovou úpravu však nebyly k dispozici dostatečné podklady, ovšem jistě by šlo o nepatrné změny; ty totiž odpovídají rozdílu mezi h^2 a h^2 kor., pro jejíž výpočet uvádí Gravert (1962) vzorec

$$h^2 \text{ kor.} = \frac{h^2}{1 + F - F \cdot h^2},$$

kde:

h^2 = zjištěná dědivost,

F = koeficient příbuzenské plemenitby otců příslušných skupin dcer.

Vzhledem ke zhruba stejně vysokým středním chybám koeficientů dědivosti, zjištěných podle sestav II a III, a vzhledem k vyznačeným přednostem i eventuálním nedostatkům obou použitých výpočtových metod však můžeme usuzovat, že skutečnou hodnotu dědivosti uvedených užitkových vlastností lze očekávat v rozpětí, které vymezují číselné hodnoty koeficientů, zjištěné oběma metodami. Se zaokrouhlením podle Falconera (1960) jsou přibližné hodnoty uvedené v tab. VIII.

VIII. Koeficienty dědivosti (výpočty II a III)

Vlastnost	Vypočítané hodnoty h^2		Odhadovaná dědivost %
	II.	III.	
Tučnost	0,40	0,47	45
Množství mléka	0,14	0,27	25
Množství tuku	0,23	0,32	30
Živá váha	—	0,45	40*)

*) Úměrně snížena.

Za určité potvrzení těchto předpokladů můžeme považovat i číselné hodnoty intervalů spolehlivosti zjištěných koeficientů dědivosti, zvláště pak jejich spodní limity. Vhodnou aproximativní metodu pro jejich výpočet udává Le Roy (1960). Interval spolehlivosti je podle něho měřen jako

$$\frac{4(DH)}{1 + (DH)} \leq \frac{4 \cdot \sigma_a^2}{\sigma_a^2 + \sigma_e^2} \leq \frac{4(HH)}{1 + (HH)},$$

kde:

DH = dolní hranice,

HH = horní hranice intervalu.

Podkladem je početní určení intervalu spolehlivosti pro poměr variací $\frac{\sigma_a^2}{\sigma_e^2}$ jež je dáno výrazem

$$\frac{1}{n_o} \left[\frac{1}{F_\alpha} \cdot \frac{MS_a}{MS_e} - 1 \right] \leq \frac{\sigma_a^2}{\sigma_e^2} \leq \frac{1}{n_o} \cdot \left[\frac{1}{F_{(1-\alpha)}} \cdot \frac{MS_a}{MS_e} - 1 \right]$$

Tohoto postupu jsme použili pro určení hranic intervalu spolehlivosti koeficientů dědivosti vypočítaných podle sestavy III a získali jsme výsledky, které uvádíme v tab. IX.

Výsledky uvedené v tab. IX udávají, že vypočítaný koeficient dědivosti leží s 95 % jistotou uvnitř daného intervalu, vymezeného rozpětím mezi příslušnou dolní a horní hranicí.

Příznivě je nutno posuzovat tu okolnost, že hodnoty koeficientů všech vlastností vypočítané podle sestavy II leží uvnitř spodní části daného intervalu spolehlivosti. Zpřesňuje se tak předpoklad, že skutečnou dědivost je třeba s největší pravděpodobností hledat mezi číselnými hodnotami koeficientů dědivosti, vypočítanými oběma způsoby.

IX. Interval spolehlivosti koeficientů dědivosti (u výpočtu III)

Vlastnost	Interval spolehlivosti		
	dolní hranice	h^2	horní hranice
Tučnost	0,26	0,47	0,68
kg mléka	0,11	0,27	0,40
kg tuku	0,14	0,32	0,50
Živá váha	0,24	0,45	0,63

*) Sníženo úměrně s ostatními hodnotami h^2

Nízké hodnoty dědivosti — a je příznačné, že se to týká souběžně všech hodnocených vlastností — v podstatě znamenají, že celková fenotypová proměnlivost je značně ovlivněna prostředím, což i při nezměněné genetické proměnlivosti vede k nižším hodnotám dědivosti. Takové vysvětlení podporuje jistě platný důkaz o nevyužitých potenciačních schopnostech dojníc tohoto plemene skotu v důsledku mnohdy nepříznivých podmínek prostředí (Dvořák, Biederman 1964).

Předchozí orientační propočty produkce mléka (0,31), tučnosti (0,62) a produkce tuku (0,38) u téhož plemene skotu, vypočítané metodou regrese dcer na matky (Váchal 1962), se sice nacházejí v rozmezí stanoveného intervalu, ale blíží se již jeho horní hranici. Příčinu podstatně vyšších hodnot těchto vlastností a u téhož plemene je třeba hledat v odlišných podmínkách prostředí obou souborů hodnocených podkladových údajů. Svědčí o tom průměrná užitkovost tehdy hodnocených dcer, která byla podstatně vyšší, a to 2710 kg : 3,99 % : 108,75 kg. Potvrzuje se tím nepřímo i vhodnost a oprávněnost přístupu Johanssona (1962), jenž rozlišuje hodnotu zjišťovaných koeficientů dědivosti v závislosti na tom, zda jsou výsledkem propočtů podle údajů běžné kontroly užitkovosti, či zda jde o data z testačních stanic nebo dokonce o užitkovost jednovaječných dvojčat, chovaných zpravidla za optimálních podmínek chovu i odchovu.

SOUHRN

Podle dat kontroly užitkovosti jsme vypočítali koeficienty dědivosti pro produkci mléka, tučnost mléka a produkci tuku a u části materiálu i pro živou váhu dojníc červenostrakatého skotu na první laktaci. Pro výpočet byl výchozí materiál tříděn uvnitř roku podle stád a podle býků (I a II), resp. uvnitř roku podle býků (III). K výpočtu sloužila data o dojnících prvníčkách, které ukončily svou I. laktaci ve stejném časovém rozpětí, a to v období kalendářního roku 1961 (I) a v období od 1. 1. do 30. 9. 1962 (II a III). Koeficienty dědivosti byly ve všech případech odhadnuty jako čtyřnásobek příslušné intraklasní korelace; v I. a II. případech bylo použito smíšeného modelu analýzy variance ($y_{ijk} = \mu + \alpha_i + b_{ij} + e_{ijk}$, kde byl vliv stád uvažován jako pevný efekt) a ve III. případě bylo použito náhodného modelu analýzy variance ($y_{ij} = \mu + \alpha_i + e_{ij}$). S ohledem na hodnoty číselných údajů získaných oběma metodami a s ohledem na zjištěný aproximativní interval spolehlivosti (Le Roy

1960) jsme stanovili koeficienty dědivosti hodnocených vlastností v současných podmínkách chovu červenostřakatého skotu. Souhrnné výsledky jsou uvedeny v tab. VI.

Při této příležitosti děkujeme Státní plemenářské správě i Ústřední plemenářské stanici za poskytnutí východních podkladů i za možnost strojné početního zpracování základních výpočtových dat.

Došlo dne 29. 9. 1964

Literatura

1. Dvořáček M., Biederman L.: Návrh opatření a zkvalitnění plemenářství z hlediska produkce hospodářských zvířat s vysokou užitkovostí a vlastnostmi nejlépe vyhovujícími velkovýrobním způsobům chovu. Závěrečná zpráva ÚVÚŽV Uhřetěves, 1964. — 2. Falconer D. S.: Introduction to quantitative genetics. Edinburgh and London, 1960. — 3. Fischer O.: Přednášky z matematické statistiky (Matematicko-genetický seminář). Matematický ústav ČSAV Praha, 1962-1964. — 4. Jonansson I.: Genetic aspects of Dairy Cattle Breeding. Urbana, 1962. — 5. Karakoz A.: Základy plemenitby hospodářských zvířat. Bratislava, 1962. — 6. Le Roy H. L.: Statistische Methoden der Populationsgenetik. Basel, 1960. — 7. Le Roy H. L., Lörtscher H.: Die wichtigsten Methoden der Heritabilitätsbestimmung. Zeitschr. f. Tierz. u. Züchtungsbiologie. 66: 17-37, 1955. — 8. Lush J. L.: The genetics of populations. Iowa, 1948. (Jablonek - Warszawa) 1960. — 9. O'Connor L. K.: The inheritance of milk quality. XV. Int. Dairy Congr. London, av. 1: 158-162, 1959. — 10. Šiler R., Váchal J.: Studium dědivosti užitkových vlastností domácích zvířat. Vědecké práce VÚŽV v Uhřetěvi, V, 255-274, 1962. — 11. Váchal J.: Dědivost množství mléka, tučnosti a množství tuku u dojníc červenostřakatého skotu. Sborník ČSAZV - Živočišná výroba, 7, 63-70, 1962.

Наследуемость продукции молока и живого веса чешского красно-пестрого крупного рогатого скота

Согласно данным контроля продуктивности, нами были вычислены коэффициенты наследуемости для продукции молока, жирности молока и продукции жира, а у части материала — и для живого веса дойных коров красно-пестрого крупного рогатого скота в первой лактации. Для вычисления исходный материал был разделен в пределах года по стадам и по быкам (II и I), или в пределах года по быкам (III). Для вычисления брались данные о первотелках, которые окончили свою I лактацию в одинаковый период времени, а именно в период календарного года 1961 г. (I) и в период от 1. I. до 30. 9. 1962 г. (II и III). Коэффициенты наследуемости во всех случаях были оценены как 4-кратное количество соответственной внутриклассовой корреляции; в I и II случаях применялась смешанная модель анализа дисперсии $y_{ijk} = \mu + m + \alpha_i + b_{ij} + e_{ijk}$, где влияние стад учитывалось в качестве точного эффекта и в III случае применялась случайная модель анализа дисперсии $y_{ij} = \mu + \alpha_i + e_{ij}$. Учитывая показатели цифровых данных, полученных обоими методами, и с учетом полученного приближенного интервала доверия (Le Roy 1960 г.), мы получили коэффициенты наследуемости оцениваемых свойств в современных условиях разведения красно-пестрого крупного рогатого скота.

Общие результаты приведены в таблице VI.

Heritability of the Milk Production and of the Liveweight of Bohemian Red-Spotted Cattle

According to data obtained in the checking of efficiency we calculated the coefficients of heritability for milk production, for the fat content of milk, for the production of fat, and in a part of the material also for the liveweight of milch cows of the red-spotted cattle in the first lactation. For this calculation the original material was classified within the year according to the herds and bulls (I and II),

or within the year according to the bulls (III). The calculation was based on data from first-calf cows that had finished their 1st lactation in the same span of time, i. e. in the period of the calendar year 1961 (I) and in the period from January 1 till September 30, 1962 (II and III). In all cases the coefficients of heritability were estimated to be the fourfold of the respective intraclass correlation. In cases I and II a mixed model of the analysis of variance was applied ($y_{ijk} = \mu + \alpha_i + b_{ij} + e_{ijk}$, with the influence of the herd considered to be a stable effect), and in case III a chance model of the analysis of variance was used ($y_{ij} = \mu + a_i + e_{ij}$). With regard to the values of numerical data obtained by means of both methods and with regard to the determined approximative interval of reliability (Le Roy 1960) we estimated the coefficients of the heritability of the evaluated properties under the present conditions of breeding of the red-spotted cattle.

Table no. VI. shows the complex results.

Die Heritabilität von Milchleistung und Lebendgewicht beim Böhmischem Höhenfleckvieh

Nach den Daten der Nutzleistungskontrolle berechneten wir den Heritabilitätskoeffizient für Milchleistung, MilCHFett, und bei einem Teil des Materials auch für das Lebendgewicht der Kühe des Höhenfleckviehs in der ersten Laktation. Für die Berechnung wurde das Ausgangsmaterial innerhalb des Jahres nach den Herden und nach den Bullen (I und II) eingeteilt, respektive innerhalb des Jahres nach den Bullen (III). Zur Berechnung dienten die Angaben über Erstlingskühe, die ihre erste Laktation in dem gleichen Zeitraum beendeten, und zwar im Verlauf des Kalenderjahres 1961 (I) und in der Zeit vom 1. I. bis 30. IX. 1962 (II und III). Die Heritabilitätskoeffizienten wurden in allen Fällen als Vierfaches der entsprechenden Korrelation innerhalb der Klasse abgeschätzt. Im Fall I und II wurde ein gemischtes Modell der Varianzanalyse verwendet ($y_{ijk} = \mu + \alpha_i + b_{ij} + e_{ijk}$, wobei der Einfluß der Herde als fester Effekt erwogen wurde). Im Fall III benutzten wir das Zufallsmodell der Varianzanalyse ($y_{ij} = \mu + a_i + e_{ij}$). Mit Rücksicht auf die Werte der numerischen Angaben, die wir mit beiden Methoden gewannen, und mit Rücksicht auf das festgestellte approximative Zuverlässigkeitsintervall (Le Roy 1960) schätzten wir die Heritabilitätskoeffizienten der gewerteten Eigenschaften in den gegenwärtigen Bedingungen der Höhenfleckviehzucht.

Die Gesamtergebnisse sind in der Tafel VI. angeführt.

Inž. Jan Váchal, CSc.

Ústřední výzkumný ústav živočišné výroby, Uhřetěves

■ Podobně jako u ostatních druhů hospodářských zvířat opírá se moderní plemenářská práce v chovu prasat o poznatky genetiky. Základním požadavkem úspěšného zušlechťovacího procesu je znalost tzv. genetických parametrů charakterizujících soubor zvířat — populaci, s níž se pracuje. Za nejdůležitější z nich se dnes všeobecně považuje dědivost (heritabilita) jednotlivých užitkových vlastností.

Mnohostranný význam tohoto ukazatele je dostatečně znám jak z prací zahraničních autorů (Lush 1937, Lerner 1950, Le Roy a Lörtscher 1955, Falconer 1960, Heidhues 1961 aj.), tak i z prací domácích (Karakoz 1962, Šiler a Váchal 1962), a využívání koeficientu dědivosti proniklo již do plemenářské praxe.

Cílem předkládané práce je proto seznámit plemenářskou a chovatelskou praxi s dosud získanými hodnotami koeficientů dědivosti některých užitkových vlastností prasat našeho základního bílého ušlechtilého plemene chovaného v českých krajích. Současně bylo záměrem práce naznačit nejvhodnější metodu stanovení koeficientů dědivosti pro materiál z běžně prováděné kontroly užitkovosti.

MATERIÁL A METODIKA

Na stanovení koeficientů dědivosti některých užitkových vlastností prasat se podílela tato pracoviště: Ústřední výzkumný ústav živočišné výroby, Uhřetěves (inž. R. Šiler), Výzkumný ústav pro chov prasat, Kostelec nad Orlicí (inž. F. Plocek) a Vysoká škola zemědělská, Praha (inž. J. Pavlík).

Na všech uvedených pracovištích bylo použito materiálu z kontroly užitkovosti prasat našeho základního bílého ušlechtilého plemene. Podle dohody se na každém z jednotlivých pracovišť zpracovávaly údaje z různých oblastí pro získání jakéhosi průřezu plemene bílých ušlechtilých prasat, a to proto, aby zjištěné hodnoty koeficientů dědivosti mohly mít potom všeobecnou platnost pro celou populaci.

Pracoviště ÚVÚŽV v Uhřetěvsi získalo podkladový materiál pro stanovení koeficientů dědivosti užitkových vlastností prasníc v oblasti Středočeského kraje na Krajské plemenářské správě v Praze a z Jihočeského kraje na Krajské plemenářské správě ve Veselí nad Lužnicí. Celkem byla z kontrolních knih vypsána užitkovost prasníc za rok 1957 až 1960 ve 3598 vrzích. Z uvedeného počtu bylo 2010 prvních vrhů, připadajících stejným podílem na dcery a matky, takže pro další propočty bylo získáno vyhovující množství 1005 párů dcer a matek. Z tohoto počtu bylo v oblasti Středočeského kraje získáno 608 a v oblasti Jihočeského kraje 397 párů dcer a matek. Výpisy byly získány v letech 1959—1960 a souběžně zpracovány, tj. tříděny podle stád, plemeníků a roků. V roce 1962 byly ještě uskutečněny výpisy

z kontroly užítkovosti prasnic za rok 1961 ve Středočeském kraji a bylo získáno dalších 269 párů dcer a matek. Celkem tedy bylo k dispozici 1274 párů dcer a matek na prvním vrhu.

Z původního počtu 1274 párů dcer a matek bylo možno využít celkem 1064 párů, protože někteří plemenní kanci měli pouze jednu nebo dvě dcery a propočít byl možný za předpokladu nejméně tří dcer. Dcery tvořily po seřazení podle plemeníků (polosestry ze strany otce) celkem 191 skupin. Na jednoho plemenného kance však připadalo průměrně 5,56 dcer.

U jednotlivých uvedených ukazatelů bylo použito různého počtu párů matek a dcer, a to proto, že v některých případech nebyly záznamy z kontroly užítkovosti úplné. Při stanovení koeficientů dědivosti pro váhu vrhu v 21 dnech a pro průměrnou váhu selete při odstavu bylo nutno brát v úvahu pouze vrhy se stejným počtem selat. Tímto způsobem bylo možno vyloučit vliv početnosti vrhu na váhu celého vrhu s průměrnou váhou selete. Tím se počet párů dcer a matek značně snížil, takže ke stanovení koeficientů dědivosti pro váhu vrhu v 21 dnech bylo k dispozici pouze 162 párů a pro průměrnou váhu selete v 56 dnech pouze 133 párů. Vzhledem k tomuto nízkému počtu se přistoupilo ke druhé alternativě a použilo se i těch párů dcer a matek, v nichž se počet selat lišil pouze o jedno sele.

Mimoto byly uskutečněny výpisy pro stanovení koeficientů dědivosti pro jednotlivé ukazatele ve II. a III. vrhu. V prvním případě bylo k dispozici 374 párů v 83 skupinách a ve druhém 175 párů ve 46 skupinách podle otců za leta 1957—1960.

Pracoviště VÚCHP v Kostelci nad Orlicí zpracovávalo podkladový materiál z oblasti Východočeského kraje získaný na Krajské plemenářské správě v Potštejně. Byly zpracovány údaje o užítkovosti v I. vrhu v letech 1958—1960 u 1135 dvojic matek a dcer, ve II. vrhu u 865 dvojic matek a dcer a ve III. vrhu u 462 dvojic matek a dcer. Pro vlastní výpočty koeficientů dědivosti bylo v I. vrhu použito 1058 dvojic, ve II. vrhu 614 a ve III. vrhu 283 dvojic.

Pro stanovení koeficientů dědivosti váhy vrhu bylo použito pouze vrhů se stejným počtem selat, popřípadě vrhů s rozdílem pouze jednoho selete v kladném nebo v záporném smyslu. Tím byl vyloučen vliv velikosti vrhu na váhu vrhu, ovšem výchozí materiál se značně zredukoval, takže pro výpočet koeficientu dědivosti zmíněných ukazatelů v prvním vrhu mohlo být použito pouze 340 dvojic pro váhu vrhu při narození (4,4 dvojic na jednoho plemeníka), 368 dvojic pro váhu vrhu v 21 dnech (4,2 dvojic na jednoho plemeníka) a 313 dvojic pro váhu vrhu v 56 dnech (4,6 dvojic na jednoho plemeníka).

Pracoviště VŠZ v Praze získalo podkladový materiál na Krajské plemenářské správě v Olomouci pro oblast Severomoravského kraje. V letech 1959—1961 bylo podchyceno celkem 1014 párů matek a dcer, které tvořily 138 skupin, a v roce 1962 dalších 248 párů ve 32 skupinách. Celkem tedy bylo ve sledovaných letech vybráno 1262 párů dcer a matek sestavených do 170 skupin podle otců. Na jednoho kance připadlo průměrně 7,42 párů.

Na všech pracovištích byly zjišťovány koeficienty dědivosti užítkových vlastností prasnic, které se týkaly početnosti vrhu, váhy vrhu a průměrných vah selat u prvého a na pracovišti ÚVÚŽV v Uhříněvsi a VÚCHP v Kostelci nad Orlicí též u II. a III. vrhu.

Sledovány byly tyto ukazatele:

1. počet celkem narozených selat (všechna pracoviště);
2. počet živě narozených selat (všechna pracoviště);
3. počet selat v 21 dnech stáří (všechna pracoviště);
4. počet selat v 56 dnech stáří (všechna pracoviště);
5. váha vrhu po narození (VÚCHP, Kostelec nad Orlicí);
6. váha vrhu v 21 dnech (ÚVÚŽV, Uhříněves, VÚCHP, Kostelec n. Orli.);
7. váha vrhu v 56 dnech (VÚCHP, Kostelec n. Orli.);
8. průměrná váha selete v 21 dnech (ÚVÚŽV, Uhříněves);
9. průměrná váha selete v 56 dnech (ÚVÚŽV, Uhříněves).

Mimoto byly v ÚVÚŽV v Uhříněvsi stanoveny orientační hodnoty koeficientů dědivosti pro jatečnou délku, podíl kýty a podíl hřbetního špeku. K tomuto zjištění bylo přikročeno i ve VÚCHP v Kostelci n. Orli. Současný materiál ze stanic pro zkoušky výkrmnosti a jatečné hodnoty prasat neposkytuje zatím možnost získání dostatečného počtu údajů, takže ke stanovení spolehlivých hodnot příslušných koeficientů dědivosti bude možno přistoupit až v příštích letech.

U první skupiny ukazatelů na všech pracovištích bylo použito jednoho postupu. Koeficient dědivosti byl zjišťován jako dvojnásobek regresního koeficientu vyjadřujícího vztah užítkovosti dcer (y) k užítkovosti matek (x) podle tohoto obecného vzorce:

$$h^2 = 2b_{yx} = 2 \frac{S[(x - \bar{x})(y - \bar{y})]}{S(x - \bar{x})^2},$$

kde:

$$S[(x - \bar{x})(y - \bar{y})] = S_{xy} - \frac{S_x \cdot S_y}{n}$$

$$a \quad S(x - \bar{x})^2 = S_{x^2} - \frac{S_x^2}{n}$$

Trídění bylo konáno podle roků a plemenků. Střední chyba koeficientu dědivosti byla vypočtena podle vzorce:

$$s_{h^2} = \frac{2}{\sqrt{n}},$$

kde:

n = příslušný počet párů dcer a matek.

Prvé orientační propočty koeficientů dědivosti vůbec byly uskutečněny v roce 1959 na materiálu kontroly užítkovosti prasat chovaných na účelovém objektu ÚVÚŽV v Uhřetěvsi podle metodiky I. L. Masona z Institut of Animal Genetics v Edinburghu, zaslané prof. Hornovi v Maďarské lidové republice. Podrobnosti propočtu, zejména pokud jde o trídění podkladového materiálu, byly prokonzultovány při studijní cestě do Velké Británie přímo s prof. I. L. Masonem a dr. Ch. Smithem.

Použití jednotného postupu umožnilo spojit dílčí výsledky z jednotlivých pracovišť pro stanovení hodnot koeficientů dědivosti charakteristických pro celou populaci prasat bílého ušlechtilého plemene ve sledovaných letech.

Ke stanovení orientačních hodnot koeficientů dědivosti některých ukazatelů jatečné hodnoty bylo použito metody analýzy variance podle I. L. Masona, rozvedené u nás dr. Fischerem z Matematického ústavu CSAV.

VÝSLEDKY A DISKUSE

KOEFICIENTY DĚDIVOSTI PRO POČTY SELAT VE VRHU

Pro přehlednost uvádíme hodnoty koeficientů dědivosti pro počty selat ve vrhu, získané na jednotlivých pracovištích spolu s celkovou hodnotou za všechna pracoviště v tab. I. Jednotlivé údaje jsou uváděny odděleně pro I., II. a III. vrh.

Hodnoty koeficientů dědivosti uvedené v této tabulce můžeme považovat za dostatečně spolehlivé, pokud jde o I. a II. vrh, vzhledem k uspokojivému počtu sledovaných dvojic dcer a matek, a to 3104 v I. a 965 ve II. vrhu. I když hodnoty pro III. vrh zachovávají nízkou tendenci, přesto se tu zdá být méně pravděpodobný posun k vyšším hodnotám u počtu selat v 21 dnech a při odstavu. Počet párů je tu však poměrně nízký, činí 498, což odpovídá poměrně značné střední chybě koeficientů dědivosti, a to 0,093.

Srovnáme-li podobné údaje získané v zahraničí, můžeme konstatovat poměrně značnou shodu. Pro porovnání nejlépe poslouží souhrn údajů o koeficientech dědivosti početnosti vrhů v různých údobích vážení, zjištěných do roku 1955, jak je souhrnně uvádí Spector (1956). Tento přehled uvádíme v tab. II.

I. Hodnoty h^2 pro počty selat v prvním až třetím vrhu, zjištěné v Ústředním výzkumném ústavu živočišné výroby v Uhřetěvsi (za kraj Středočeský a kraj Jihočeský), ve Výzkumném ústavu pro chov prasat v Kostelci nad Orlicí (za kraj Východočeský) a na Vysoké škole zemědělské v Praze (za kraj Severomoravský)

Ukazatel	Pracoviště	Údobí	I. vrh			II. vrh			III. vrh		
			O	n	$h^2 \pm s_{h^2}$	O	n	$h^2 \pm s_{h^2}$	O	n	$h^2 \pm s_{h^2}$
Počet celkem narozených selat	ÚVÚŽV	1957/61	191	1056	$0,18 \pm 0,061$	81	368	$0,23 \pm 0,104$	45	175	$0,25 \pm 0,151$
	VÚCHP	1958/60	189	1058	$0,19 \pm 0,061$	123	614	$0,14 \pm 0,081$	61	283	$0,16 \pm 0,119$
	VŠZ	1959/62	66	1986	$0,25 \pm 0,063$	—	—	—	—	—	—
	Celkem	1957/62	546	3100	$0,19 \pm 0,035$	204	982	$0,18 \pm 0,063$	106	458	$0,19 \pm 0,093$
Počet živě narozených selat	ÚVÚŽV	1957/61	190	1064	$0,12 \pm 0,061$	83	372	$0,13 \pm 0,103$	43	168	$0,19 \pm 0,154$
	VÚCHP	1958/60	189	1054	$0,10 \pm 0,062$	123	611	$0,10 \pm 0,081$	61	277	$0,16 \pm 0,119$
	VŠZ	1959/62	166	986	$0,10 \pm 0,063$	—	—	—	—	—	—
	Celkem	1957/62	545	3104	$0,11 \pm 0,035$	206	983	$0,11 \pm 0,063$	104	445	$0,17 \pm 0,094$
Počet selat v 21 dnech	ÚVÚŽV	1957/61	191	1051	$0,13 \pm 0,062$	83	374	$0,08 \pm 0,103$	44	168	$0,35 \pm 0,154$
	VÚCHP	1958/60	189	1054	$0,11 \pm 0,062$	123	611	$0,17 \pm 0,081$	58	274	$0,31 \pm 0,121$
	VŠZ	1959/62	163	962	$0,05 \pm 0,064$	—	—	—	—	—	—
	Celkem	1957/62	543	3067	$0,09 \pm 0,035$	206	985	$0,13 \pm 0,063$	102	442	$0,32 \pm 0,095$
Počet selat v 56 dnech	ÚVÚŽV	1957/61	187	1040	$0,14 \pm 0,062$	81	363	$0,12 \pm 0,104$	46	175	$0,25 \pm 0,151$
	VÚCHP	1958/60	188	1049	$0,18 \pm 0,062$	122	605	$0,16 \pm 0,081$	56	262	$0,28 \pm 0,124$
	VŠZ	1959/62	156	904	$0,04 \pm 0,066$	—	—	—	—	—	—
	Celkem	1957/62	531	2993	$0,09 \pm 0,035$	203	968	$0,14 \pm 0,064$	102	437	$0,27 \pm 0,095$
Počet celkem narozených selat — předběžné výsledky	VŠZ Nitra		47	200	$0,20 \pm 0,139$	47	200	$0,10 \pm 0,139$	47	200	$0,17 \pm 0,139$

II. Koeficienty dědivosti početnosti vrhu uváděné Spector em (1956)

Ukazatel	Plemeno	h^2	Metoda stanovení
Počet celkem narozených selat	Různá plemena	0,17	K
	Poland China	0 17	H
	Poland China	0,18	H
	Yorkshirské	0,10	H
	Tamworthské	0,34	H
	Berkshirské	0,44	H
	Chester White	0,13	K
	P. Ch. a landrase	-0,11	D
	Durocké	0,25	D
	Durocké	0,24	K
	Něm. landrase	0,14	A
	Něm. pastevní	0,12	A
	Durocké	0,03	D
	Různá plemena	0,16	A
	Různá plemena	0,14	D
	Různá plemena	0,15	I
	Neuvedeno	0,07	D
	Durocké	0,22	K
	Durocké	0,28	K
	Švýcarská landrase a Yorkshire	0,12	K
Počet živě narozených selat	Různá plemena	0,18	A
	Různá plemena	0,16	D
	Různá plemena	0,09	I
	Durocké	0,24	D
	Durocké	0,21	K
	Různá plemena	0,22	D
Počet selat v 21 dnech	Durocké	0,20	D
	Durocké	0,34	K
	Švýcarská landrase a Yorkshire	0,07	K
Počet selat v 28 dnech	Chester White	0,16	K
Počet selat v 56 dnech	Neuvedeno	0,06	D
	Durocké	0,19	D
	Durocké	0,25	K
	P. Ch. a landrase	-0,09	D
	Durocké	0,13	K
	Durocké	0,18	K
	Různá plemena	0,32	D

Vysvětlivky: A — korelace polosourozenců ze strany otce,
D — regrese potomstva uvnitř plemenů na matky,
H — korelace dcer a matek,
I — korelace mezi vlastními sourozenci,
K — opakovatelnost vlastní užítkovosti prasnic

Další údaje, získané ve druhé polovině let padesátých a v letech šedesátých, nepřekračují meze dané souhrnnými údaji Spectorovými (1956). Rice (1957) a jiní uvádějí pro koeficient dědivosti počtu celkem narozených selat průměrnou hodnotu 0,19; Freed en (1958) uvádí kolísání — 0,11 až 0,44, Venge (1959) uvádí průměrnou hodnotu 0,15 podobně jako Falconer (1960). V Maďarsku zjistili Toth a Sülle (1959) koeficient dě-

divosti 0,28 a Horn (1959) uvádí podle Gáspára hodnotu 0,16. Oba údaje se vztahují na prasata plemene mangalica. Pro počet odchovaných selat uvádějí Rice aj. (1957) průměrný koeficient dědivosti 0,14. Freedén (1958) uvádí kolísání 0,09 až 0,32. V domácí literatuře byly dosud publikovány jen údaje Šilera (1962).

Souhrnně je tedy možno konstatovat, že hodnoty koeficientů dědivosti pro počty selat ve vrhu, předkládané v této zprávě, odpovídají zahraničním údajům. Dokládají též značný vliv podmínek vnějšího prostředí na proměnlivost plodnosti a na výsledky v odchovu selat.

KOEFICIENTY DĚDIVOSTI PRO VÁHY VRHU A PRŮMĚRNÉ VÁHY SELAT

Koeficienty dědivosti pro váhu vrhu, popřípadě průměrnou váhu selete, sledované v ÚVÚŽV v Uhříněvsi a ve VÚCHP v Kostelci nad Orlicí uvádíme v tab. III.

III. Koeficienty dědivosti pro váhu vrhu, popřípadě průměrnou váhu selete v jednotlivých úsecích kontroly užítkovosti

Ukazatel	Pracoviště	Údobi	O	n	$h^2 \pm sh^2$
Váha vrhu při narození	VÚCHP	1958/60	77	340	$0,28 \pm 0,108$
Váha vrhu	ÚVÚŽV	1957/60	93	446	$0,17 \pm 0,095$
v 21 dnech	VÚCHP	1958/60	88	368	$0,14 \pm 0,104$
Váha vrhu v 56 dnech	VÚCHP	1958/60	71	313	$0,44 \pm 0,113$
Průměrná váha selete v 21 dnech	ÚVÚŽV	1957/60	30	143	$0,23 \pm 0,167$
Průměrná váha selete v 56 dnech	ÚVÚŽV	1957/60	87	413	$0,21 \pm 0,098$

V těchto případech, protože bylo nutno brát v úvahu pouze páry vrhů dcer a matek lišících se v početnosti maximálně o jedno sele, došlo ke značné redukci celkového počtu dvojic, jak je patrné z uvedené tabulky. Přesto se ve své tendenci dosažené výsledky shodují se zahraničními údaji, jak vyplývá z další přehledné tab. IV. sestavené z dat Spectorových (1956).

Z dalších autorů použili např. Craig aj. (1956) pro stanovení koeficientu dědivosti váhy vrhu v 21 dnech dvojí metody propočtu. Propočtem regresního koeficientu zjistili hodnoty 0,07 pro váhu vrhu při narození a 0,05 pro váhu vrhu v 21 dnech. Analýzou variance byly však stanoveny hodnoty daleko vyšší, a to 0,28 v prvním a 0,30 ve druhém případě. Na maďarském materiálu kontroly užítkovosti prasat, kde se druhé vážení děje ve 30 dnech, zjistili u mangalice Toth a Sülle (1955) koeficient dědivosti 0,19.

Pro váhu vrhu v 56 dnech zjistili Graig aj. (1956) metodou regrese koeficient dědivosti 0,03 a analýzou variance 0,24. Rice aj. (1957) uvádějí podle zjištění různých pracovníků průměrnou hodnotu 0,17 s kolísáním od 0,02 do 0,37. Pro průměrnou váhu selete uvádějí podle pěti zjištění různých autorů průměrnou hodnotu 0,06 s kolísáním od 0,00 do 0,15. Freedén

IV. Koeficienty dědivosti váhy vrhu a průměrných vah selat uváděné S p e c t o r e m (1956)

Ukazatel	Plemeno	h^2	Metoda stanovení
Váha vrhu při narození	Různá plemena	0,36	D
Váha vrhu v 21 dnech	Švýcarská landrase a Yorkshire	0,12	K
Váha vrhu v 56 dnech	Různá plemena	0,07	D
	Durocké	0,21	D
	Durocké	0,53	K
	Neuvedeno	0,02	D
	Durocké	0,14	K
	Durocké	0,00	K
Váha vrhu v 60 dnech	Různá plemena	0,18	K
Váha selete při narození	Různá plemena	0,02	A
	Durocké	0,00	A
	Durocké	-0,23	E
	Hampshirské	0,05	A
	Hampshirské	0,06	D
	Hampshirské	0,08	E
	Neuvedeno	0,14	D
Váha selete v 21 dnech	Durocké	0,04	A
	Hampshirské	0,24	A
	Hampshirské	0,14	D
	Hampshirské	-0,04	E
	Neuvedeno	-0,06	D
Váha selete v 56 dnech	Durocké	0,15	A
	Hampshirské	0,17	A
	Hampshirské	0,08	D
	Hampshirské	-0,02	E
	Poland China a landrase	0,03	D
	Poland China a Minnesota č. 1	-0,20	D
Váha selete v 60 dnech	Poland China	0,07	A
Váha selete v 63 dnech	Durocké	0,14	D

Vysvětlivky: A — korelace polosourozenců ze strany otce,
 B — regrese potomstva uvnitř plemenů na matky,
 E — regrese potomstva na průměrnou hodnotu rodičů,
 K — opakovatelnost vlastní užítkovosti prasníc

(1958) uvádí pro váhu vrhu v 56 dnech kolísání hodnot koeficientu dědivosti od 0,03 (C o c k e r h a m 1952) do 0,37.

Proti koeficientům dědivosti pro počty selat ve vrhu vyznačují se údaje pro váhu vrhu i průměrné váhy selat v jednotlivých obdobích vážení vesměs vyššími hodnotami. V podstatě se však sledované ukazatele řadí do skupiny vlastností s nízkou dědivostí.

KOEFICIENTY DĚDIVOSTI PRO NĚKTERÉ UKAZATELE JATEČNÉ HODNOTY

Jak jsme již uvedli v metodice, byly zjištěny orientační hodnoty koeficientů dědivosti pro jatečnou délku, podíl kýty a podíl hřbetního špeku. Pro úplnost uvádíme tyto hodnoty, i když je nutno považovat je za předběžné. Pro jatečnou

V. Souhrnná tabulka

Ukazatel	I. vrh	II. vrh	III. vrh
	$h^2 \pm s_h^2$	$h^2 \pm s_h^2$	$h^2 \pm s_h^2$
Počet celkem narozených selat	0,19 $\pm$ 0,035	0,18 $\pm$ 0,063	0,19 $\pm$ 0,093
Počet živě narozených selat	0,11 $\pm$ 0,035	0,11 $\pm$ 0,063	0,17 $\pm$ 0,094
Počet selat v 21 dnech	0,09 $\pm$ 0,035	0,13 $\pm$ 0,063	0,32 $\pm$ 0,095
Počet selat při odstavu	0,09 $\pm$ 0,035	0,14 $\pm$ 0,064	0,27 $\pm$ 0,095
Váha vrhu při narození	0,28 $\pm$ 0,108		
Váha vrhu v 21 dnech: ÚVÚŽV	0,17 $\pm$ 0,095		
— VÚCHP	0,41 $\pm$ 0,104		
Váha vrhu v 56 dnech	0,44 $\pm$ 0,113		
Průměrná váha selete v 21 dnech	0,23 $\pm$ 0,167		
v 56 dnech	0,21 $\pm$ 0,098		
Jatečná délka*)	0,48 $\pm$ 0,35		
Podíl kýty*)	0,44 $\pm$ 0,33		
Podíl hřbetního špeku*)	0,64 $\pm$ 0,45		

*) — orientační hodnoty

délku byl zjištěn koeficient dědivosti 0,48, pro podíl kýty 0,44 a pro podíl hřbetního špeku 0,64 (tab. V).

Zjištěné údaje, přestože jsou orientačního charakteru, odpovídají poměrně dobře zahraničním údajům (jatečná délka 0,40 — Freed en 1953 a 0,41 — Dunie c, cit. Majer č i a k 1960; podíl kýty 0,51 — Freed en 1953; podíl hřbetního špeku 0,52 až 0,58 — Freed en 1953, 0,64 — Dunie c, cit. Majer č i a k 1960).

S O U H R N

Jednotlivé koeficienty dědivosti pro užitkové vlastnosti prasat jsme zjišťovali na podkladě materiálu z kontroly užitkovosti, získaného vypsáním potřebných údajů na příslušných krajských plemenářských správách. Orientační hodnoty koeficientů dědivosti některých ukazatelů jatečné hodnoty prasat jsme stanovili na základě dat ze stanice pro zkoušky výkrmnosti a jatečné hodnoty prasat v Uhříněvsi-Netlukách.

Koeficienty dědivosti byly kromě v Ústředním výzkumném ústavu živočišné výroby v Uhříněvsi zjišťovány také na všech spolupracujících pracovištích, tj. v Kostelci nad Orlicí, na Vysoké škole zemědělské v Praze a na Vysoké škole zemědělské v Nitře. Hodnoty týkající se užitkových vlastností prasníc byly na všech pracovištích zjišťovány metodou regrese užitkovosti dcer na užitkovost matek, kdy $h^2 = 2b_{yx}$. Materiál byl při tom tříděn podle roků a uvnitř roků podle kanců. Pro počet selat ve vrhu byly stanoveny koeficienty

дѣdivosti pro I., II. a III. vrh, u ostatnĭch ukazatelŭ pouze pro I. vrh. Koefficienty dѣdivosti ukazatelŭ jateĕnĕ hodnoty byly zjiřřovĕny metodou analŭzy variance, kdy $h^2 = 4r_1$.

Zjiřřenĕ vŭsledky jsou uvedeny v souhrnnĕ tab. V.

Dořřlo dne 26. 11. 1964

Literatura

1. Cockerham C. C.: Genetic covariation among characteristics of swine. *Journal of Animal Sci.*, 6:265-287, 1947. — 2. Craig J. V. aj.: A genetic study of weight at five ages in Hampshire swine. *Journal of Animal Sci.*, 15:242-256, 1956. — 3. Duniec H.: (cit. Majerĕiak P.: Cestovnĭ zprĕva o studijnĭ cestĕ v PLR. ĆSAZV, Praha, 1960). — 4. Engeler W., Decking J.: Nachkommenprŭfung von Zuchttieren auf Grund der ersten Laktationsleistung der Tŭchter im Jahre 1960. *Mitteilungen des Schweizerischen Braunviehzuchtverbandes*, 1:76-79, 1961. — 5. Falconer D. S.: Introduction to quantitative genetics. Edinburgh and London 1960. — 6. Filouř A.: Hodnoceni bŭkŭ podle potomstva v ĆSSR 1958-1959. SEVT, Praha 1961. — 7. Freeden H. T.: Genetic aspects of Canadian bacon production. *Publ. Dep. Agric. Can. No. 889*, 1953. — 8. Freeden H. T.: Selection and swine improvement. *Animal Breeding Abstracts*, 26:229-241, 1958. — 9. Heidhues I.: Anwendung statistischer Methoden in der modernen Tierzŭchtung. *Zŭchtungskunde* 33:1-12, 1961. — 10. Horn A.: Pŕednĕřka na biometrickĕm symposiu v Budapeřti 1959. — 11. Johansson I.: Progeny testing methods in Europe. *Journal of Dairy Sci.*, 43:706-713, 1960. — 12. Johansson I.: An analysis of data from the Danish bull progeny testing stations. *Zeitschr. f. Tierzŭchtung und Zŭchtungsbiologie*, 63:105-126, 1954. — 13. Karakoz A.: Zĕklady plemenitby hospodĕrřskŭch zvierat. Bratislava 1962. — 14. Lerner I. W.: Population genetics and animal improvement. Cambridge University Press, 1950. — 15. Le Roy H. L., Lŭrtscher H.: Die wichtigsten Methoden der Heritabilitĕtsbestimmung. *Zeitschr. f. Tierzŭchtung und Zŭchtungsbiologie*, 66:17-37, 1955. — 16. Lush J. L.: *Animal Breeding Plans*. The Collegiate Press, Ames, Iowa 1937. — 17. Mason I. L.: Der Vergleich gleichzeitiger, gleichaltriger Stallgefĕhrten (Contemporary Comparison). *Zeitschr. f. Tierzŭchtung und Zŭchtungsbiologie*, 70:339-347, 1957. — 18. Rice A. V.: *Breeding and Improvement of Farm Animals*. 5 ed. Mc Graw-Hill Book Company, New York, Toronto, London, 1957. — 19. Robertson, Mason: The progeny testing of dairy bulls. A comparison of special stations and field results. *Journal of Agricultural Sci.*, 47, 377-381, 1956. — 20. Spector W. S.: *Handbook of biological data*. Philadelphia and London 1957. — 21. Šiler R.: Dĕdivost nĕkterŭch užitkovŭch vlastnostŭ u bĕlĕho uřlechtilĕho prasete. *Sbornĭk Źivoĕiřnĕ vŭroba - ŬVTI-MZLVH*, 9:575-582, 1962. — 22. Šiler R., Vĕchal J.: Studium dĕdivosti užitkovŭch vlastnostŭ u domĕcĭch zvierat. *Vĕdeckĕ prĕce ŬVŬŹV, Uhŕĭnĕves*, V, 255-274, 1962. — 23. Toth A., Sŭlle M.: Pŕednĕřka na biometrickĕm symposiu v Budapeřti 1959. — 24. Vĕchal J., Šiler R.: Ovĕŕeni vhodnosti metody vrstevnic pro posuzeni plem. hodnoty bŭkŭ v ĆSSR. *Sbornĭk ĆSAZV - Źivoĕiřnĕ vŭroba* 5, 751-766, 1960.

Коеффиценты наследственности белых улучшенных свиней, разводимых в чешских и моравских областях

Отдельные коеффиценты наследственности продуктивных свойств свиней нами устанавливались на основе материала контроля продуктивности, полученного выписыванием необходимых данных в соответствующих областных племенных управлениях. Ориентировочные величины коеффицентов наследственности некоторых показателей боенской ценности свиней нами устанавливались на основе данных станций по испытанию способности к откорму и боенской ценности свиней в Угргиневесе—Нетлуках.

Кроме Центрального научно-исследовательского института животноводства в Угргиневесе коеффиценты наследственности также устанавливались во всех сотрудничающих рабочих объектах, т. е. в Костелеце над Орлицы, в Сельскохозяйственном институте в Праге и в Сельскохозяйственном институте в Нитре. Величины, касающиеся

продуктивных свойств свиноматок, во всех рабочих объектах были установлены методом регрессии продуктивности дочерей от продуктивности матерей, когда $h^2 = 2b_{yx}$. Материал при этом был разделен по годам и в рамках лет по хрякам-производителям. Для числа поросят у опороса были установлены коэффициенты наследственности для I, II и III опоросов, у остальных показателей только для I опороса. Коэффициенты наследственности показателей боенской ценности были установлены методом анализа дисперсии, когда $h^2 = 4r_I$.

Установленные результаты приведены в сводной таблице V.

The Coefficients of Heritability of the Large White Pigs bred in Bohemia and Moravia

The individual coefficients of heritability of the useful properties of pigs were determined on the basis of material used for the checking of efficiency obtained from data recorded at regional breeding administrations. The informative values of the coefficients of some of the indices of the carcass value of pigs were determined on the basis of data obtained from the station for the testing of the fattening capacity and of the carcass value of pigs at Uhřetěves-Netluky.

Besides, at the Central Research Institute of Livestock Production at Uhřetěves the coefficients of heritability were determined also at all co-operating places of work, i. e. at Kostelec nad Orlicí, at the College of Agriculture in Prague, and at the College of Agriculture at Nitra. At all places of work the values regarding the useful properties of sows were determined by means of the method of the regression of the efficiency of daughters compared with the efficiency of mothers, with h^2 equalling $2b_{yx}$. In this case the material was classified according to years and within the years according to the boars. For the number of piglings of a litter the coefficients of heritability were determined for the I, II, and III litter, and for the other indices only for the 1st litter. The coefficients of the heritability of the indices of carcass value were determined by means of the analysis of variance, with $h^2 = 4r_I$.

The established results are shown in the complex table no. V.

Die Heritabilitätskoeffizienten der in den Böhmischen Ländern gehaltenen Weißen Edelschweine

Die einzelnen Heritabilitätskoeffizienten für die Nutzeigenschaften der Schweine ermittelten wir auf Grund des Materials aus der Kontrolle der Nutzleistung, das wir durch Heraus schreiben der notwendigen Angaben aus den entsprechenden Berichten der Bezirkszuchtverwaltungen gewannen. Die orientativen Werte für den Vererbungskoeffizient einiger Kennziffern des Schlachtwertes der Schweine bestimmten wir auf Grund von Angaben aus der Station für Prüfung der Mastleistung und des Schlachtwertes von Schweinen in Uhřetěves-Netluky.

Die Heritabilitätskoeffizienten wurden außer im Zentralen Forschungsinstitut für tierische Produktion Uhřetěves auch auf allen mitarbeitenden Arbeitsstellen ermittelt, das heißt in Kostelec an der Orlice, an der Landwirtschaftlichen Hochschule in Prag und an der Landwirtschaftlichen Hochschule in Nitra. Die Werte für die Nutzeigenschaften der Muttersauen wurden auf allen Arbeitsplätzen mit Hilfe der Methode der Regression zwischen Töchternutzleistung und Mütternutzleistung festgestellt, wobei $h^2 = 2b_{yx}$. Das Material wurde hierbei nach den Jahren und innerhalb der Jahre nach den Ebern klassifiziert. Bei der Ferkelanzahl im Wurf wurden die Heritabilitätskoeffizienten für den I., II. und III. Wurf festgesetzt, bei den anderen Kennziffern nur für den I. Wurf. Die Heritabilitätskoeffizienten der Schlachtwertkennziffern wurden mit Hilfe der Varianzanalyse festgestellt, wobei $h^2 = 4r_I$ ist.

Die ermittelten Ergebnisse sind in der zusammenfassenden Tafel V. angeführt.

Inž. Rudolf Šiler, CSc.

Ústřední výzkumný ústav živočišné výroby, Uhřetěves

Inž. František Plocek

Výzkumný ústav pro chov prasat, Kostelec nad Orlicí

Inž. Jan Pavlík

Vysoká škola zemědělská, Suchbát u Prahy

■ V naší odborné literatuře nebyly dosud publikovány práce, jež by se týkaly zjišťování koeficientů dědivosti ukazatelů výkrmnosti a jatečné hodnoty prasat, i když v průběhu řešení výzkumného úkolu „Výzkum populační a kvantitativní genetiky hospodářských zvířat“ byly stanoveny tyto hodnoty u několika ukazatelů jatečné hodnoty (Šiler 1964). V zahraničí jsou tyto otázky podrobně rozpracovány a jejich praktické aplikace se využívá při zušlechťování užitkových vlastností hospodářských zvířat.

LITERÁRNÍ PŘEHLED

Údaje o průměrných hodnotách koeficientů dědivosti výkrmnosti a jatečné hodnoty, zpracované na základě zpráv z oblastních výzkumných stanic v USA a z výsledků výzkumných prací z některých evropských států, uvádí Craft (1958) a Spector (1956).

Duniec (1962) stanovil koeficienty dědivosti 17 ukazatelů výkrmnosti a jatečné hodnoty u velkého bílého plemene prasat v PLR.

Nowicki (1960) zjišťoval tyto koeficienty u 11 ukazatelů na základě výsledků zkoušek výkrmnosti a jatečné hodnoty potomstva 13 prasnic pocházejících ze 3 rodin. Autor navrhuje praktické závěry pro plemenářskou práci, jako je např. připářování kanců pocházejících z rodin, kde byl zjištěn vysoký koeficient dědivosti určitých vlastností na prasnice z rodin, kde naopak se vyskytly nízké hodnoty koeficientů dědivosti zmíněných vlastností.

Pro účely selekce směřující ke zlepšení některých kvalitativních vlastností masa, jako je např. jemnost a šťavnatost, má značný význam práce Duniece, Kielanowského a Osiňské (1961), ve které byly zjištěny poměrně vysoké koeficienty dědivosti obsahu tuku v nejdelším zádovém svalu a celkového množství tuku v jatečné půlce.

Metody odhadu koeficientů dědivosti uvádí rovněž řada autorů, jako např. LeRoy a Lörtscher (1955), Robertson (1959), Kušner (1964) aj. Pro odhady koeficientů dědivosti ukazatelů výkrmnosti a jatečné hodnoty se v podstatě používá těchto metod (Spector 1956): korelace polosourozenců ze strany otce, popř. obou rodičů, regrese potomstva na průměr vlastních sourozenců ze strany otce; nejvhodnější pro tyto účely jsou aplikace metod analýzy rozptylu. Některé údaje koeficientů dědivosti jsou odvozeny z průměru několika metod.

MATERIÁL A METODIKA

K odhadu koeficientů dědivosti některých ukazatelů výkrmnosti a jatečné hodnoty (průměrný denní přírůstek od 20 kg do 90 kg, jatečná délka trupu, průměrná výška špeku) bylo použito jednak materiálu ze stanic pro zkoušky výkrmnosti a jatečné hodnoty v českých krajích (Havlíčkův Brod, Lišín, Troubsko, Uhřetěves,

Branky, Hřibiny) z roku 1962, jednak materiálu ze stanice v Troubsku z roku 1959. Vzhledem k dosavadnímu systému zkoušek, kde se zastavují trojice selat (2 vepřici a 1 prasnička), bylo použito pouze výsledků dosažených u vepřίκů. Pro odhad koeficientu dědivosti průměrného váhového přírůstku během zkoušek bylo použito výchozích údajů od 522 jedinců pocházejících od 156 otců, pro odhad koeficientu dědivosti jatečné délky 110 jedinců a průměrné výšky špeku 112 jedinců pocházejících od 25 otců (odhady těchto dvou ukazatelů byly vzaty pouze jako orientační při ověřování jednotlivých výpočtových metod).

K vlastnímu odhadu koeficientu dědivosti bylo použito metody analýzy rozptylu, modifikované pro tyto účely M a s o n e m a po matematické stránce propracované F i s c h e r e m (1962) z Matematického ústavu ČSAV v Praze. Bylo použito smíšeného modelu analýzy rozptylu na základě určující rovnice

$$y_{ijk} = \mu + \alpha_i + \beta_{ij} + e_{ijk},$$

kde vliv stanic, popř. okresů (při třídění údajů pro odhad koeficientů dědivosti výšky špeku a jatečné délky trupu) byl vzat jako pevný efekt, vliv plemeníků jako náhodný efekt. Uvedenému modelu pak odpovídá tabulka analýzy rozptylu (tab. I).

I. Analýza rozptylu

Zdroj variability	Součet čtverců S	Počet stupňů volnosti f	Průměrný čtverec odchylek MS	Střední hodnota $E(MS)$
Stanice popř. okresy	S_a	$p - 1$	MS_a	$\sigma_e^2 + C\sigma_b^2 + \frac{\sum n_i \alpha_i^2}{p - 1}$
Plemeníci	S_b	$m - p$	MS_b	$\sigma_e^2 + B\sigma_b^2$
Reziduální	S_e	$n - m$	MS_e	σ_e^2
Celkový	S_c	$n - 1$		

Koeficient dědivosti h^2 je odhadován jako čtyřnásobek intraklasního korelačního koeficientu

$$\hat{\theta} = \frac{\sigma_b^2}{\sigma_e^2 + \sigma_b^2}$$

a střední chyba zjištěného koeficientu dědivosti podle R o b e r t s o n a (1959)

$$s_{h^2} = \left(h^2 = \frac{4}{n} \right) \sqrt{\frac{2}{N}},$$

kde:

n = průměrný počet potomků připadajících na 1 plemeníka,
 N = celkový počet plemeníků.

VÝSLEDKY A DISKUSE

Výchozí hodnoty pro odhad koeficientů dědivosti sledovaných vlastností jsou uvedeny v tab. II až IV.

Koeficient dědivosti průměrné výšky špeku, i když je třeba považovat jej vzhledem k relativně vysoké střední chybě jenom za orientační, odpovídá v podstatě zahraničním údajům: C r a f t (1958) udává přibližný průměr 0,49 pro

II. Koeficient dědivosti průměrné výšky špeku

Zdroj variability	<i>S</i>	<i>f</i>	<i>MS</i>
Okresy	0,7595	4	0,1899
Plemeníci	4,6407	20	0,2320
Reziduální	12,0035	87	0,1380
Celkem	14,4037	111	—

$$h^2 = 0,54 \pm 0,405$$

III. Koeficient dědivosti jatečné délky trupu

Zdroj variability	<i>S</i>	<i>f</i>	<i>MS</i>
Okresy	5,34	4	1,335
Plemeníci	114,90	20	5,745
Reziduální	302,06	85	3,553
Celkem	422,30	109	—

$$h^2 = 0,50 \pm 0,398$$

IV. Koeficient dědivosti průměrných denních přírůstků

Zdroj variability	<i>S</i>	<i>f</i>	<i>MS</i>
Stanice	108 040	5	21 608
Plemeníci	870 422	150	5 802,81
Reziduální	1 491 640	366	4 075,52
Celkem	2 470 102	521	—

$$h^2 = 0,45 \pm 0,186$$

výšku špeku na hřbetě, D u n i e c (1962) pro průměrnou výšku z pěti měření (tedy podobně jako u našeho materiálu) 0,562. Podobné hodnoty jsou uvedeny v již citovaném přehledu S p e c t o r o v ě (1956) pro různá plemena prasat: pro výšku špeku na hřbetě 0,37–0,55 (pomineme-li extrémní hodnoty 0,12 a 0,80, které se vyskytují jen ojediněle), pro výšku špeku na lopatce 0,42 a 0,49; pro výšku špeku na zádi 0,48 a 0,59.

Rovněž koeficient dědivosti jatečné délky souhlasí s hodnotou uváděnou Š i l e r e m (1964) u bílých ušlechtilých prasat 0,48 a odpovídá rovněž prů-

měrným údajům zahraničních prací. Podle Spector (1956) dosahuje koeficient dědivosti tohoto znaku hodnot 0,35–0,81 v závislosti podle plemenné příslušnosti a podle použité metody odhadu; Craft (1958) udává průměrnou hodnotu 0,59 a Duniec (1962) 0,41.

Koeficient dědivosti průměrných váhových přírůstků od 20 kg do 90 kg nelze dobře srovnávat se zahraničními údaji, poněvadž ty byly získány za odlišných podmínek při zástavu a ukončení zkoušek v jiných váhách. Craft (1958) udává pro průměrné váhové přírůstky od odstavu do dosažení váhy 180–200 liber průměrný koeficient dědivosti 0,29 (rozmezí 0,14–0,58); podobné hodnoty byly zjištěny i v dalších pracích.

Odhadnuté koeficienty dědivosti uvedených ukazatelů výkrmnosti a jatečné hodnoty můžeme zařadit do skupiny se střední hodnotou, u nichž při výběru zvířat pro zušlechťování těchto vlastností nutno brát v úvahu rodokmen zvířat a v maximálním stupni přihlížet k výsledkům zkoušek výkrmnosti a jatečné hodnoty potomstva.

SOUHRN

Na základě výsledků ze stanic pro zkoušky výkrmnosti a jatečné hodnoty prasat jsme stanovili pomocí analýzy rozptylu koeficienty dědivosti průměrných váhových přírůstků od 20 kg do 90 kg, průměrné výšky špeku a jatečné délky trupu.

Zjistili jsme tyto hodnoty koeficientů dědivosti:

průměrný denní váhový přírůstek	$0,45 \pm 0,186,$
průměrná výška špeku	$0,54 \pm 0,405,$
jatečná délka trupu	$0,50 \pm 0,398.$

Zjištěné hodnoty v podstatě souhlasí s hodnotami uváděnými v zahraničních pracích.

Došlo dne 16. 2. 1965.

Literatura

1. Graft W. A.: Fifty years of progress in swine breeding. *Journal of Animal Science*, 17 : 960 : 980, 1958. — 2. Duniec H.: Sprawozdanie z działalności stacji kontroli użytkowości rzeźnej trzody chlewnej Instytutu zootechniki za rok 1961. 7 : 3-25, 1962. — 3. Duniec H., Kielanowski J., Osińska Z.: Heritability of chemical fat content in the loin muscle of baconers. *Animal Production*, 3 : 195-198, 1961. — 4. Fischer J.: Přednášky z matematické statistiky, 1962. — 5. Kušner Ch. F.: Nasledujemost i povtorjajemost priznakov životnych; metody opredelenija i značenie dlja selekciji. *Životnovodstvo*, 26 : (2) 80-85, 1964. — 6. Le Roy H., Lörtscher H.: Die wichtigsten Methoden der Heritabilitätsbestimmungen. *Zeitschr. f. Tierzucht u. Züchtungsbiologie*, 66 : 17-37, 1955. — 7. Nowicki B.: Odziedziczalność niektórych cech użytkowych trzody chlewnej. *Postępy nauk rolniczych*, 7 : 91-99, 1960. — 8. Robertson A.: *Populationsgenetik und quantitative Vererbung*. Handbuch der Tierzucht, Bd. 2, Hamburg und Berlin, 1959. — 9. Spector W. S.: *Handbook of Biological Data*. Philadelphia and London, 1956. — 10. Šiler R.: Stanovení koeficientů dědivosti užitkových vlastností u jednotlivých druhů hospodářských zvířat. Dílčí závěr. zpráva výzk. úkolu, ÚVÚŽV. Uhřetěves 1964.

Наследуемость некоторых показателей боенской ценности белых улучшенных свиней

На основе результатов станции по испытанию способности к откорму и боенской ценности свиней при помощи анализа дисперсии нами устанавливались коэффициенты наследуемости средних привесов от 20 кг до 90 кг, средней высоты шпига и убойной длины туловища.

Были установлены следующие коэффициенты наследуемости:

среднесуточный привес	$0,45 \pm 0,186$,
средняя высота шпига	$0,54 \pm 0,405$,
убойная длина туловища	$0,50 \pm 0,398$.

Полученные величины по существу совпадают с величинами, приведенными в заграничных работах.

The Heritability of some Indices of the Carcass Value of the Large White Pigs

On the basis of dates of Progeny Testing Stations by means of analysis of variance the coefficients of heritabilities of average daily gains in 20—90 kg, average backfat thickness and carcass length were estimated.

We obtained the following estimates of heritability:

average daily gain	$0,45 \pm 0,186$,
average backfat thickness	$0,54 \pm 0,405$,
carcass length	$0,50 \pm 0,398$.

The obtained values agree in general with these, which are published in foreign works.

Die Heritabilität einiger Schlachtwertkennziffern bei Weißen Edelschweinen

Auf Grund von Mastprüfungsanstalten - Ergebnissen wurden mit Hilfe von Varianzanalyse Heritabilitätskoeffizienten der durchschnittlichen Tageszunahmen im Gewicht von 20 bis 90 kg, durchschnittliche Rückenspeckdicke und Schlachtkörperlänge erwiesen.

Wir haben folgende Heritabilitätskoeffizienten festgestellt:

durchschnittliche Tageszunahme	$0,45 \pm 0,186$,
durchschnittliche Rückenspeckdicke	$0,54 \pm 0,405$,
Schlachtkörperlänge	$0,50 \pm 0,398$.

Die festgestellten Werte sind im wesentlichen dieselben, die in den ausländischen Forschungsarbeiten angeführt sind.

Hérédité de certains indices de la valeur boucherie des porcs blancs nobles

S'appuyant sur les résultats provenant des stations pour les examens d'engraissement et de valeur boucherie, nous avons déterminé, à l'aide de l'analyse de dispersion, les coefficients de l'hérédité des gains moyens en poids depuis 20 à 90 kg, de la hauteur moyenne du lard et de la longueur boucherie du tronc.

Nous avons vérifié les valeurs des coefficients de l'hérédité suivantes:

Gain moyen quotidien en poids $0,45 \pm 0,186,$

Hauteur moyenne du lard $0,54 \pm 0,405,$

Longueur boucherie du tronc $0,50 \pm 0,398.$

Les valeurs vérifiées coïncident en somme avec les valeurs mentionnées dans les travaux étrangers.

Inž. František Plocek

Výzkumný ústav pro chov prasat,
Kostelec n. Orł.

■ Líhnivost drůbeže (která se nejčastěji udává v procentech životaschopných kuřat vylíhnutých z oplozených vajec) je podmíněna působením četných faktorů. Z negenetických vlivů je to především výživa, zdravotní stav a stáří nosnic, sezóna líhnutí, podmínky uskladňování vajec a režim inkubace.

Kromě zajištění zmíněných činitelů může být líhnivost zlepšována také plemenářskou prací. Svědčí o tom např. určitá závislost líhnivosti matek a dcer (Jull 1940, Kaufmann 1961, Moisejeva 1964 aj.). Uvážíme-li ovšem, že tyto korelace nejsou vysoké ($r = +0,15 - 0,20$), že mimoto i hodnoty koeficientů dědivosti líhnivosti jsou nízké — u drůbeže totiž patří tyto hodnoty k nejnižším ($h^2 \sim 0,05 - 0,25$) — musíme připustit jednak vysokou závislost embryonální životaschopnosti na negenetických faktorech a mimoto můžeme předpokládat složitou genetickou povahu tohoto znaku. Komplikovaný charakter je patrný již z toho, že líhnivost závisí jednak na genotypovém založení kuřat a mimoto se přímo podílí vliv mateřského genotypu vzhledem k tomu, že embryonální životaschopnost je do značné míry predeterminována složením vajec. V této souvislosti poukážeme na některé základní poznatky.

Z vlastností geneticky determinovaných u matek, které ovlivňují líhnivost, se často uvádí váha vajec ($h^2 = 0,5 - 0,7$). Podle převládajícího mínění nejsou pro inkubaci vhodná vejce extrémní velikosti; za optimální se pokládá váha 54–60 g (Bartsch 1954, Orel a kol. 1958 aj.). I když průměrná roční váha vajec nosnic hospodářsky významných plemen většinou nespadá za tyto mezní hodnoty, určitá odchylka průměrné velikosti vajec může být příčinou snížené líhnivosti (Jull 1940).

Dalším, do určité míry geneticky kontrolovaným znakem, který ovlivňuje líhnivost, je tvar vajec ($h^2 \sim 0,10 - 0,20$). Podle novějších údajů se soudí, že optimálně se líhnou kuřata z vajec, jejichž širíkové index (š/d) je 72–76 (Singh, Desai, 1963). Menší odchylky od běžného ovoidního tvaru obvykle nemají velký vliv; líhnivost podstatně klesá pouze v těch případech, kdy jsou vejce příliš podlouhlá nebo výrazněji deformována (Jull 1940, Bartsch 1954).

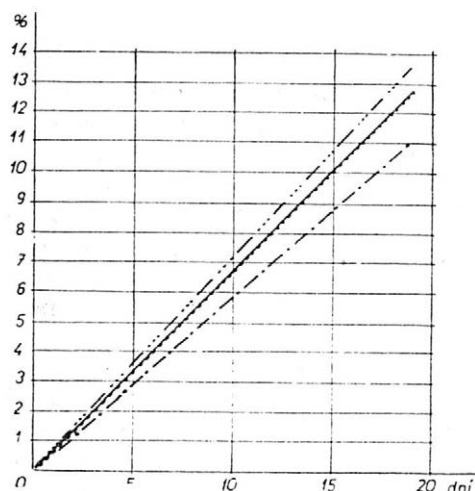
Určité difference v líhnivosti můžeme také pozorovat v závislosti na tloušťce vaječné skořápky ($h^2 \sim 0,2 - 0,5$). Jednou z příčin tohoto vztahu mohou být geneticky podmíněné zvláštnosti minerálního metabolismu. Například při reciprokém křížení normálních slepic s krátkonohými „creepery“ byla prokázána podstatně vyšší embryonální mortalita v kombinaci ♂ normální × ♀ „creeper“ než ve skupině opačné. Zmíněná krátkonohá mutace se projevuje poruchou

růstu dlouhých kostí a u nosnic mimoto defektní stavbou skořápky vajec, což je zřejmě příčinou diferencí v líhivosti u reciprokých kombinací (Koch a kol. 1957). Závislost embryonální mortality a tloušťky skořápky bývá také někdy spojována se ztrátami váhy vejce během inkubace (Jul 1940). Podle Hayse a Speara (1951) dochází k patrnému poklesu líhivosti, jsou-li ztráty váhy vajec během inkubace vyšší než 12 %. Nutno ovšem dodat, že vztah struktury skořápky a ztráty váhy vajec během inkubace není ještě zcela vysvětlen. Porovnáváním struktury skořápky s vysychavostí vajec nebyl u různých plemen zjištěn proporcionální vztah obou těchto ukazatelů (Orel a kol. 1956). V našich pokusech reciprokého křížení kontrastních plemen New Hampshire a bantamů se při srovnávání odpovídajících mateřských plemen a kříženců F_1 (tj. $NH \times NH$ s kříženci $\sigma^7 B \times \phi NH$ a $B \times B$ s $\sigma^7 NH \times \phi B$) ukázalo,

že ztráty váhy vajec odpovídají především zvláštnostem metabolických procesů zárodku (obr. 1).

U plemen s hnědou pigmentací skořápky — např. New Hampshire, Rhode Island apod. — byl zjištěn také vztah líhivosti se stupněm pigmentace ($h^2 \sim 0,5-0,7$). Udává se, že největší líhivost je z tmavě pigmentovaných vajec (Lerner 1954).

Pochopitelně kromě těchto vesměs snadno kontrolovatelných znaků (uvádíme jen na okraj, že tloušťku skořápky lze snadno vyjádřit vzhledem k vysoké závislosti síly skořápky a specifické váhy vajec — Orel a kol. 1958) existuje úzká souvislost líhivosti a vnitřní skladby vajec. Důležitý význam může mít např. i váhový poměr bílku a žloutku. Scott a Warren (1941) uvádějí, že z hlediska líhivosti je optimální poměr komponent 2:1. Pro úplnost poznamenáváme, že negativní význam může mít také výskyt tzv. krevních skvrn



1. Ztráty na váze vajec během inkubace

- $NH \times NH$
- $B \times B$
- . - . - . $\sigma^7 B \times \phi NH$
- - - - - $\sigma^7 NH \times \phi B$

($h^2 \sim 0,10-0,5$), pokud ovšem dosahují větších rozměrů (Bartsch 1954 aj.).

Lze očekávat, že hlubší příčiny meziplemenných a individuálních rozdílů v líhivosti budou odhalovány studiem rezistence nebo náchylnosti linií drůbeže vůči nedostatku některých nutričních složek. Můžeme jistě předpokládat, že nižší embryonální mortalita leghornů ve srovnání s těžšími plemeny souvisí s vyšší rezistencí vůči nedostatku vitamínu B_1 (thiamin) a vitamínu D. Potvrzuje to mimo jiné zjištění podstatně vyšší koncentrace thiaminu ve vejcích leghornů (Hutt 1958, 1961). Za zvlášť zajímavá pozorování na tomto úseku můžeme považovat několik prací, které se zabývají geneticky podmíněnými rozdíly v potřebě riboflavinu (vitamín B_2). Maw (1954) při individuální kontrole líhivosti zjistil u tří nosnic 100% hynutí zárodků po 10.—14. dnu inkubace. K vylíhnutí kuřat docházelo teprve tehdy, když byl do vajec těchto nosnic injikován riboflavin. Podrobnější šetření ukázalo, že příčinou

je porucha renální reabsorpce riboflavinu, tj. nízká retence ledvin. Genetická analýza tohoto defektu ukázala monofaktoriální povahu (*rp/rp*), přičemž gen normální retence riboflavinu je neúplně dominantní (Cowan 1962, Boucher a kol. 1964).

Důležitým hlediskem je rovněž závislost líhnivosti a jiných kvantitativních ukazatelů. Pokud jsou zachovány normální krmné podmínky, není antagonistický vztah mezi líhnivostí a nosností; korelační koeficienty ($r = +0,15$ až $0,30$) jsou sice poměrně nízké, avšak pozitivní (Jull 1940, Coles, Underwood 1957 aj.). Podle údajů v literatuře je sporná závislost mezi líhnivostí a oplozeností vajec. Havermann (1959) poukázal na některé výsledky, podle nichž korelace nebyla zjištěna. Naproti tomu Tolokonnikova (1964) udává, že korelace oplozenosti a líhnivosti je významná ($r = 0,3-0,4$). Při prošetřování vztahů jatečných a reprodukčních ukazatelů u krůt zjistili Berg a Shoffner (1954) negativní korelaci ($r = -0,10$) mezi líhnivostí a živou vahou krůt ve 24 týdnech.

Novějším směrem v genetice je prošetřování vztahů kvantitativních užitkových vlastností s alternativními znaky. Tato závislost může být výrazem pleiotropního efektu, genetické vazby, popř. souvisí s heterozygotní konstitucí některých loků. Ve vztahu k líhnivosti je na tomto úseku nejčastěji diskutován pozitivní význam heterozygotní konstituce krevněskupinového B loku proti homozygotnímu stavu (Briles 1954 aj.). Několik prací týkajících se embryonální životaschopnosti bylo věnováno křížencům segregujícím ve tvaru hřebene, který je podmíněn jednoduchou interakcí dvou genových párů (*R/r P/p*). Protože frekvence jednotlivých fenotypů (hřeben ořechovitý, růžicovitý, hráškovitý, listovitý) neodpovídala teoretickým štěpným poměrům, vznikla domněnka, zda pozmeněná segregace není důsledkem rozdílné líhnivosti jednotlivých genotypů. Ovšem zmíněný předpoklad se dosud nepodařilo potvrdit (Mérat 1963a, Crawford a Merritt 1962 aj.). Průkazněji se zřejmě projevuje vliv černého zbarvení opření. Zdá se, že pokles líhnivosti u černých segregantů (např. určitá část kuřat F_1 generace křížení $\sigma RI \times \phi$ žíhaná plymutka) souvisí se zvýšenou citlivostí vůči nedostatku riboflavinu (Hutt 1958, 1961).

Rozsáhlá literatura byla věnována případům odchylného poměru pohlaví (tj. odchylka od poměru 1:1). Zmíněné deviace byly často vysvětlovány tzv. selektivní mortalitou, která se jistě může uplatňovat v řadě případů (Coles 1956, 1957 aj.). Nověji tuto otázku analyzoval Mérat (1963), který poukázal na možnost jiných mechanismů.

Není třeba se zvláště zmiňovat o poklesu líhnivosti v důsledku inbreeding-deprese. Dosavadní výsledky, stanovené na základě regresí, nasvědčují, že vztup inbreedingu o 10 % má za následek pokles líhnivosti v dané linii zhruba o 4 % (Kušněr, Zubareva 1964 aj.). Je všeobecně známé, že dotkneme-li se příčin snížené líhnivosti u inbredů, přichází především v úvahu možnost zvýšení frekvence recesivních letálních homozygotů. Nověji je u slepic známo 34 letálních znaků, z nichž zhruba 20 se projevuje již během embryogeneze (Koch a kol. 1957 aj.). U většiny těchto znaků můžeme zjistit typické morfologickoanatomické odchylky ve stavbě lebky, zejména zobáku, pozmeněné končetiny, zakrsllost, absenci ledvin atd. Na okraj nutno ovšem zdůraznit, že v některých případech tyto anomálie jsou negenetického původu, např. jsou způsobeny avitaminózou, popř. mohou být vyvolány jakožto fenokopie různými metodami experimentální teratologie (Miček a kol. 1962). Je zcela samozřejmé, že řada dosud nezjištěných letálních znaků je pouze fyziologického charakteru bez morfologických změn. Mimoto lze předpokládat, že

snížená líhnivost může být důsledkem faktorů, které podmiňují konstituční slabost. Zcela nejasná je otázka, do jaké míry je zvýšená embryonální mortalita podmíněna změnami ve složení vajec inbredních nosnic. B o r i s e n k o (1945) srovnávací analýzou vajec inbredních a outbredních nosnic zjistil řadu rozdílů, např. v obsahu sušiny, fosforu, v baktericidním účinku bílku aj. Domníváme se, že vhodným řešením problému o vlivu změněného složení vajec inbredních nosnic na pokles líhnivosti může být srovnání embryonální životaschopnosti výchozí inbrední linie a skupiny tzv. bottom-crossů (tj. křížení ♂ inbrední X ♀ outbrední).

Ve srovnání s čistokrevnou plemenitbou dochází při křížení nezřídka k vstupu líhnivosti v důsledku heteroze. Nemělo by zřejmě smysl pokoušet se zobecňovat, který typ křížení nebo dokonce meziplenná kombinace skýtá z hlediska embryonální životaschopnosti nejvyšší efekt. Konkrétní výsledek závisí na genotypovém založení a kombinační schopnosti obou výchozích rodičovských forem, o čemž se můžeme přesvědčit předběžným vzájemným otestováním jednotlivých linií. Domníváme se, že obecnější platnost může mít matroklinní tendence diferencí mezi reciprokými kombinacemi křížení. V tab. I uvádíme přehled výsledků některých autorů a připojujeme údaje průměrné líhnivosti reciprokých kříženců při výkrmových testech, uskutečněných ve Výzkumném ústavu pro chov hydiny, Ivánka pri Dunaji. Vzhledem k tomu, že sledování

I. Srovnání průměrné líhnivosti (v %) reciprokých meziplenných kombinací křížení u slepic

Autor	A plemeno s vyšší líhnivostí	B plemeno s nižší líhnivostí	I ♂ B × ♀ A	II ♂ A × ♀ B	Matro- klinní tendence I - II
Dudley (1944)	Rhode Island	Leghorn	74	66,5	+ 7,5
Shalkwyk, Liebenberg (1952)	Leghorn	Australorp	83,9	74,4	+ 9,5
Saveljev (1953)	Leghorn	Jurlovské	84,6	78,3	+ 6,3
	Leghorn	Rhode Island	89,9	81,-	+ 8,9
	Leghorn	New Hampshire	79,-	66,8	+ 12,2
Dobrynina (1958)	Leghorn	Moskevské	91,4	87,7	+ 3,7
Kniže (nepublikováno)	New Hampshire	Bantam	71,5	67,5	+ 4,-
Údaje VÚCHH	Leghorn	Plymouth bílý	83,-	73,1	+ 9,9
	Leghorn	New Hampshire	81,7	79,8	+ 1,9
	Leghorn	Sussex	86,7	80,1	+ 6,6
	Sussex	Plymouth bílý	78,2	65,-	+ 13,2
	Cornish	holokrčky	72,7	86,9	+ 14,2
	New Hampshire	Cornish	80,5	83,5	+ 3,-
	Plymouth bílý	Cornish	85,4	80,3	+ 5,1

líhivosti kříženců nebylo studijním účelem tohoto úkolu, nekonala se individuální kontrola líhivosti podle matek, a není tudíž možné ověřit průkaznost rozdílů. V uvedené tabulce jen zdůrazňujeme jednoznačný smysl — vyšší procento líhnutí u skupiny kříženců pocházejících od matek plemene s vyššími ukazateli embryonální životaschopnosti, tj. matroklinní tendenci. Příčinou těchto diferencí jsou zřejmě rozdílné podmínky embryonálního vývoje, jež jsou dány složením vajec.

Shrneme-li dosavadní poznatky o genetických aspektech embryonální životaschopnosti, je zřejmé, že s ohledem na nízkou dědivost znaku můžeme vysoké procento líhivosti zajistit především optimálními podmínkami chovu a inkubace. Plemenářská opatření mohou být účinná tehdy, koná-li se selekce pomocí nejpřesnějších výběrových metod (Podhradský a kol. 1960). Není vyloučeno, že patrného vzestupu líhivosti může být dosaženo také využitím některých zátěžových podmínek, tedy jakýmsi „vyprovokovaným“ působením přirozeného výběru. Například Carson (1964) poukázal na zvýšenou líhivost v pokusné skupině krůt, jestliže v závěrečné fázi inkubace byla násadová vejce ochlazována po dobu asi 5 hodin. Pochopitelně praktické využití podobných metod v plemenných chovech vyžaduje další pokusná ověření. Výrazného zvýšení líhivosti lze dosáhnout také plemenářskou prací zaměřenou na zlepšení kvality násadových vajec. Potřebná kritéria v tomto směru byla v naší literatuře podrobně popsána (Orel a kol. 1958, Znojilová a kol. 1959a, 1959b aj.) a mimoto vyplývají z uvedeného přehledu.

SOUHRN

Práce je přehledem genetických názorů na líhivost drůbeže. Embryonální mortalita závisí na kvalitě násadových vajec, souboru vlastností daných genotypem matky i kuřete. Plemenné, popř. liniové zvláštnosti ve složení vajec zřejmě nejčastěji podléhají matroklinním vlivům, což se projevuje rozdíly v líhivosti, jak se prokázalo reciprokým křížením (tab. I). Diskutuje se vliv jednotlivých faktorů složení vajec na líhivost.

Mimo jiné se udává, že ztráty na váze vajec během inkubace v důsledku odpařování zřejmě do značné míry závisí na metabolismu embrya (obr. 1).

Došlo dne 5. 3. 1965

Literatura

1. Bartsch O.: Züchtungs- u. Vererbungslehre für Geflügelzüchter. Berlin, Stuttgart 1954. — 2. Berg R., Shoffner R.: The relationship between 24 week body measurements and reproductive performance. Poultry Sci. 33:1043, 1954. — 3. Boucher R., Cowan J., Buss E.: Riboflavin utilization by a mutant strain of single comb WL chickens. Poultry Sci. 43:169, 1964. — 4. Borisenko E. J.: Izmenenie uslovij embrionalnogo razvitiya pod vlijaniem inbridinga. Trudy Timirjazev. S. Ch. A., 27:36, 1945. — 5. Briles W.: Evidence for overdominance of the B blood group alleles in the chicken. Genetics 39:961, 1954. — 6. Carson J.: Natural selection as a genetic tool for improving hatchability in turkeys. Poultry Sci. 43:87, 1964. — 7. Coles R.: Further studies on the sex ratio in fowl. Emp. Exp. Agr. 24, 1957. — 8. Coles R., Underwood J.: Some observations on hatching rates in hen's egg. Empire Experiment. Agriculture 22:281, 1954. — 9. Crawford R., Merritt E.: The relationship between rose comb and reproduction in the domestic fowl. Canad. J. Genet. Cytol. 5:89, 1962. — 10. Dobrynina A. J.: Reciproknyje skreščivaniya moskovskich kur i leggornov. Trudy Inst. Gen. 24:307, 1958. — 11. Dudley F.: Results of crossing the Rhode Island Red and Leghorn breeds in poultry. J. Agric. Sci. 34:76, 1944. — 12. Havermann H.: Vererbung

der Produktionseigenschaften des Geflügels. V knize Hammond J., Johansson I., Haring F.: Handbuch der Tierzüchtung. II. Band, Haustiergenetik. Hamburg, Berlin 1959. — 13. Hays F., Spear E.: Losses in egg weight during incubation associated with hatchability. Poultry Sci. 30, 1951. — 14. Hutt F.: Genetic resistance to disease in domestic animals. London 1958. — 15. Hutt F.: Genetic variation in the utilization of riboflavin, thiamin and other nutrients. Ann. N. Y. Acad. Sci. 91:659, 1961. — 16. Jull M.: Poultry breeding. New York 1940. — 17. Kaufman L.: Zasady zarodowej hodowli kur. Warszawa 1961. — 18. Koch P., Fischer H., Schumann H.: Erbpathologie der landwirtsch. Haustiere. Berlin 1957. — 19. Lerner J. Genetic homeostasis. New York 1954. — 20. Maw A.: Inherited riboflavin deficiency in chicken eggs. Poultry Sci. 33:216, 1954. — 21. Mérat P.: Proportion des sexes chez les volailles. Differences entre souches et entre familles. Ann zootechn. 12/2:105, 1963. — 22. Mérat P.: Abnormal segregation of the single comb and rose comb alleles in the fowl. Animal Breed. Abstr. 31:417, 1963. — 23. Miček J. a kol.: Závěrečná zpráva VÚCHH, Ivánka pri Dunaji 1962. — 24. Moisejeva J. G.: Izměňčivost i nasledujemost nekotorych pokazatelej kačestva jajc u kur. Trudy Inst. Gen. 31:302, 1964. — 25. Orel V., Musil F., Znojilová V.: Technologické vlastnosti vajec z hlediska plemenářského. Sborník ČSAZV - Živočišná výroba a veterinární medicína, 29 (6), 1956. — 26. Orel V. a kol.: Umělé lhnutí drůbeže. SZN, Praha 1958. — 27. Podhradský J. a kol.: Plemenitba drůbeže. SZN, Praha 1960. — 28. Saveljev I. K.: Vlijanie otcovského i materinského organizmův na potomstvo pri mežporodnom skreščivani. Trudy NI pticevodstva 23, 1953. — 29. Scott H., Warren D.: The relation of total weight and the weight of component parts of the egg to hatching power. Poultry Sci. 20:75, 1941. — 30. Shaky W., Liebenberg C.: The black Australorp the white Leghorn and their reciprocal crosses. II. Hatchability. Anim. Breed. Abstr. 21, 1952. — 31. Singh B., Desai R.: Genetic studies on hatchability and its causes in WK. Animal Breed. Abstr. 31:265, 1963. — 32. Znojilová V., Zoufalý V., Judová B.: Výsledky prvního roku kontroly jakosti vajec pro plemenářské účely. Živočišná výroba, 32:543, 1959. — 33. Znojilová V., Zoufalý V., Pátková V.: Návrh na zlepšení síly vaječné skořápky v plemenných chovech drůbeže. Živočišná výroba 32:55, 1959.

Генетические аспекты выводимости домашней птицы

Работа представляет собой обзор генетических взглядов на выводимость домашней птицы. Смертность зародышей зависит от качества инкубационных яиц и от комплекса свойств, обусловленных генотипом матери и потомка. Породные или линейные особенности в составе яиц, очевидно, чаще всего подвергаются матроклинным влияниям тенденции, что проявляется различиями в выводимости, как это было доказано реципрокным скрещиванием (табл. I). Обсуждается влияние отдельных факторов состава яиц на их выводимость.

Помимо прочего в работе приводится, что потери веса яиц в процессе инкубации за счет испарения в значительной степени зависят от метаболизма эмбриона (рис. 1).

Genetic Aspects of the Hatchability of Poultry

This work is a survey of the genetic notions regarding the hatchability of poultry. Embryonal mortality depends on the quality of eggs, and the complex of properties determined by the genotype of the hen and the chick. Breed or line properties as regards the composition of eggs obviously are subject most frequently to matroclinic influences, which is shown by differences of hatchability, as was proved by reciprocal crossbreeding (table I). The influence of different factors of the composition of eggs on hatchability is being discussed.

Among others the author mentions the fact that loss of weight of the eggs in the course of incubation in consequence of evaporation obviously depends to a considerable extent on the metabolism of the embryo (fig. 1).

Bohumír Kníže, prom. biolog, CSc.

Přírodovědecká fakulta KU, katedra mikrobiologie a genetiky, Praha 2, Viničná 5

Inž. Františka Rýdlová, CSc.

Výzkumný ústav pro chov hydiny, Ivánka pri Dunaji

■ Základním článkem plemenářské práce v chovu ovcí je kontrola užítkovosti. Na základě údajů získaných kontrolou užítkovosti je možný výběr podle původu a vlastní užítkovosti. Ačkoli touto kontrolou je dosahováno dobrých výsledků, nemůžeme se spokojit se současným stavem a musíme plemenářskou práci dále zkvalitňovat. Jednou z cest jak zjišťovat plemennou hodnotu plemeníků a jak zvyšovat užítkovost ovcí, je kontrola dědičnosti.

Plemeníky podle potomstva je nutno hodnotit u těch užítkových vlastností, které jsou z hospodářského hlediska nejdůležitější a které vykazují nízké a střední hodnoty koeficientů dědičnosti. Na tyto vlastnosti působí ve značné míře podmínky prostředí. Pro kontrolu dědičnosti jsou v našich plemenných stádech vytvořeny předpoklady, kterých bylo dosaženo kontrolou užítkovosti; je to přesná evidence jednotlivých zvířat, jejich individuální užítkovosti, individuální připárování a vytvoření dobrých krmných a chovných podmínek. Účelem této práce byla aplikace metody kontroly dědičnosti na základě porovnání průměrné užítkovosti dcer s průměrnou užítkovostí vrstevnic tak, aby jí bylo možno použít u všech plemen ovcí chovaných v ČSSR.

LITERÁRNÍ PŘEHLED

Kontrola dědičnosti ovcí nebyla v minulosti věnována taková pozornost jako kontrola dědičnosti skotu, popř. jiných hospodářských zvířat. Jedním z důvodů bylo, že je možné posoudit u beranů již v útlém mládí i v dospělosti vlastní vlnářskou užítkovost, což u býků není možné. Proto teprve v posledních letech se setkáváme s pracemi, které se podrobně zabývají kontrolou dědičnosti.

V podstatě je u ovcí používáno tři metod kontroly dědičnosti, a to:

1. Hodnocení podle průměrné užítkovosti dcer, přičemž má tato metoda jednu variantu, kdy se porovnává průměrná užítkovost dcer určitého plemeníka s průměrnou užítkovostí populace (stádo, chov, oblast), a druhá varianta spočívá ve vzájemném porovnání průměrné užítkovosti dcer dvou nebo více plemeníků.

2. Porovnání průměrné užítkovosti dcer s průměrnou užítkovostí matek.

3. Porovnání průměrné užítkovosti dcer s průměrnou užítkovostí vrstevnic.

Do první metody zařazujeme hodnocení plemeníků podle potomstva na kontrolních stanicích. V tomto případě jde většinou o kontrolu dědičnosti s ohledem na výkrmnost a jatečnou hodnotu potomstva žírných plemen ovcí anebo plemen s výraznou masnou užítkovostí, přičemž se u některých plemen současně hodnotí intenzita růstu, množství a jakost vlny a další ukazatele (Rubner 1958, Radomska 1959, Altenkirch 1960, Altenkirch a Kupatz 1960, Hundt 1961, Otto a Altenkirch 1960, 1961, Skoczylas a kol. 1961, Rubner a Horneber 1962).

Při kontrole dědičnosti ve stádech se používá všech tří metod. U ovcí je nejrozšířenější metoda založená na hodnocení podle průměrné užitkovosti dcer. Zejména vhodná pro hodnocení plemenů podle vlastností jehnat při odstavu (Ensminger 1943, Filjanskij 1948, Williams 1948, cit. Skoczylas a kol. 1961, Ivanov 1950, Buchholtz 1953, 1959, Busse 1953, Roberts N. a R. 1953, Váchal 1958, Skjervold a Gjødrem 1958, Lörtscher 1959, Loboda 1960, Jakubec 1961 a Campbell a Bosman 1962). Většina autorů se shoduje v tom, že kontrola dědičnosti, bez ohledu na způsob použité metody, je důležitá pro zvyšování užitkovosti ovcí. Avšak i v případech, kdy jde o dospělá zvířata, má své uplatnění (Ensminger 1943, Roberts N. a R. 1953, Williams 1948, cit. Skoczylas a kol. 1961, Shelton a kol. 1954, Colbourn 1955, Filipov a Lubavski 1955, Czuppon 1961, Stefanescu 1961, Pelle 1962, Petrov a Metlickij 1962). Zajímavou alternativu doporučuje Kurz (1956), a to používat jako kritéria při kontrole dědičnosti dvoustranné užitkovosti (živá váha a vlnařská užitkovost) a vzájemně mezi sebou porovnávat potomstvo sice po stejných matkách, avšak po různých plemenech.

Metody porovnání průměrné užitkovosti dcer s průměrnou užitkovostí matek se používá relativně málo (Kurz 1956, Jakubec 1961, Laurinčík 1961, Stefanescu 1961). Roberts N. a R. (1953), jakož i Skoczylas (1961) zavrhuji použití této metody.

Přitažlivá je metoda porovnání průměrné užitkovosti dcer s průměrnou užitkovostí vrstevnic. Použili ji Stevens (1948), Czuppon (1961), Jakubec (1961), Stefanescu (1962) a Váchal (1964). Laurinčík (1961) doporučil doplnit metodu vrstevnic o dodatečné hodnocení metodou matky - dcery.

Z uvedeného přehledu autorů zabývajících se kontrolou dědičnosti vyplývá, že někteří kombinovali mezi sebou jednotlivé metody anebo jich použili současně. Kontrola dědičnosti se v minulosti dělala s ohledem na nejrozmanitější vlastnosti, a to s ohledem na živou váhu, intenzitu růstu, výkrmnost, jatečnou hodnotu, množství a kvalitu vlny, exteriér, kondici, plodnost, plemenný typ, využití pastvy, vitalitu potomstva apod.

Mnoho autorů se pokoušelo určit nejmenší počet potomků nutných pro zhodnocení plemenů podle potomstva (MacMahon 1940, cit. Roberts N. a R. 1953, Ensminger 1943, Shelton a kol. 1954), který se pohybuje od 4 do 10 jedinců. Jiní badatelé se snažili přidělit plemenům optimální počet ovcí, přičemž Williams (1948), cit. Skoczylas a kol. (1961), Stevens (1948), Radomska (1959), Skoczylas a kol. (1961) se shodli na 30 matkách a Colbourn (1955) udává 40 matek.

MATERIÁL A METODIKA

V chovném roce 1961—1962 byli plemeni hodnoceni podle potomstva na základě porovnání průměrné užitkovosti dcer s průměrnou užitkovostí vrstevnic u plemen žírné merino, stavropolské merino, cigája a zušlechtěná valaška ve stádech v českých krajích. Hodnocena byla produkce potní vlny a živá váha roček. Hodnocení byli plemeni, kteří měli nejméně tři potomky. Tak nízký minimální počet dcer jsme volili proto, abychom zhodnotili co nejvíce beranů, i když jsme si byli vědomi toho, že může dojít u otců s malým počtem potomků ke zkresleným výsledkům.

Pro výpočet plemenné hodnoty beranů jsme použili vzorce

$$\hat{G}_1 = \bar{Y} - \bar{A}_y,$$

kde:

$\hat{G}_1$ = plemenná hodnota beranů,

$\bar{Y}$ = průměrná užitkovost dcer,

$\bar{A}_y$ = průměrná užitkovost vrstevnic.

Abychom vyloučili negativní vliv nízkého počtu potomků při této metodě, upravili jsme vzorec ještě takto:

$$\hat{G}_2 = 2b(\bar{Y} - \bar{A}_y),$$

kde:

b = koeficient opakovatelnosti,

který udává, do jaké míry se bude výsledek, který jsme získali při hodnocení plemenů podle potomstva, opakovat. Opakovatelnost (b) zjistíme pomocí regrese mezi střední hodnotou užítkovosti budoucích dcer a střední hodnotou užítkovosti hodnocených dcer.

Úplný vzorec pro výpočet koeficientu opakovatelnosti podle Robertsona a Rendela (1950) zní

$$b = \frac{0,25 \ n \ h^2}{1 + (n-1) \ 0,25 \ h^2},$$

kde:

n = počet dcer,

h^2 = koeficient dědivosti.

Pro výpočet plemenné hodnoty plemenů pomocí metody dcery-vrstevnice jsme se rozhodli proto, že pro každoroční vyhodnocování v celostátním měřítku je možné primární údaje poměrně snadno zjistit ze stájových zápisníků a utřídit je tak, aby je bylo možno rychle zpracovat strojně početním způsobem. Před metodou porovnání průměrné užítkovosti dcer s průměrnou užítkovostí matek jsme jí dali přednost ještě proto, že při vyhodnocení plemenů podle potomstva v širším rozsahu na základě metody dcery - matky by bylo velmi pracné zjišťovat k užítkovostem dcer i užítkovosti jejich matek ve stejném stáří, tj. v jiných kontrolních letech. Bude-li toho v budoucnosti třeba, zejména tam, kde se nebudou beranům náhodně přidělovat matky s ohledem na produkci potní a čisté vlny, bude uvedená metoda doplněna ještě metodou porovnání dcer s matkami, a to buď obvodními zootechniky, nebo centrálně Státní plemenářskou správou. Pro výpočet b bylo u produkce potní vlny a živé váhy v obou případech použito hodnoty $h^2 = 0,3$ u všech plemen. U produkce potní vlny byly zatím zjištěny tyto hodnoty: žírné merino 0,24 (Jakubec 1961), stavropolské merino 0,37 (Váchal 1962). Pro živou váhu roček byl zjištěn koeficient dědivosti u žírných merinek 0,21 (Jakubec 1961) a 0,39 (Jakubec 1964), u stavropolských merinek 0,34 (Jakubec 1964) a 0,52 (Váchal 1964). Po získání dalších hodnot h^2 jak u produkce potní vlny, tak i živé váhy, bude u ostatních plemen ovcí upravena hodnota h^2 podle skutečných výsledků.

VÝSLEDKY A DISKUSE

V tab. I je u jednotlivých plemen uveden počet stád, celkový počet hodnocených beranů, celkový počet dcer, průměrný počet dcer připadajících na jednoho plemeníka, celkový počet vrstevnic a průměrný počet vrstevnic připadajících na jednoho plemeníka. Hodnocení byli berani s nejmenším počtem 3 dcer. V přehledu (tab. II) jsou uvedeny příklady z roku 1961–1962 pro výpočet plemenné hodnoty plemenů u všech plemen v českých krajích. Tato

I. Hodnocení beranů

Plemeno	Počet stád	Počet beranů	Počet dcer	Počet vrstevnic	Průměrný počet dcer připadající na 1 plemeníka	Průměrný počet vrstevnic připadající na 1 plemeníka
SM	22	68	539	1596	7,93	23,07
ŽM	17	60	617	1845	10,28	30,75
C	5	15	136	530	9,06	35,33
ZV	12	30	284	863	9,47	28,77

II. Kontrola dědičnosti s ohledem na produkci potní vlny a živou váhu u ovcí plemene žírné merino, stavropolské merino, cigája a zušlechtěná valaška

Ple- meno	Beran čís.		Geneal. linie	Stádo původu	Stádo působení	Produkce potní vlny		Živá váha		n_1	n_2	Užitkovost stáda	
	levé	pravé				$\hat{G}_1$	$\hat{G}_2$	$\hat{G}_1$	G_2			produkce vlny kg	živá váha kg
ŽM	937/8 — 544		David	Skviřín	Zhoř	+ 0,194	+ 0,235	— 0,272	— 0,330	19	44	3,501	50,032
	313/7 — 0430		Alex	Nerad		+ 0,025	+ 0,012	— 0,034	— 0,017	4	59		
	224/4 — 900		Burek	Skviřín		— 0,268	— 0,131	+ 1,835	+ 0,090	4	59		
	92 6 — 542		Atom	Uhříněves		— 0,125	— 0,141	— 0,126	— 0,142	16	47		
	303/9 — 320/2		Daněk	Bonětičky		— 0,012	— 0,014	— 0,120	— 0,148	20	43		
SM	379/7 — 3022		Igor	Mišovice	Kestřany	+ 0,042	+ 0,033	+ 0,154	+ 0,121	8	26	6,518	48,382
	142/6 — 1014		Igor	Kestřany		+ 0,027	+ 0,016	— 2,089	— 1,203	5	29		
	69/7 — 210		Laso	Kuřim		— 0,406	— 0,266	— 0,869	— 0,568	6	28		
	606/7 — 32/2		Francúz	Mišovice		— 0,162	— 0,079	— 4,117	— 2,017	4	30		
C	241/7 — 326		Viktor	Olešnice	Hostičkov	+ 0,145	+ 0,041	+ 1,650	+ 0,462	3	20	3,268	40,000
	301/8 — 204		Zetor	Dívčí hrad		+ 0,119	+ 0,069	— 1,859	— 1,071	5	17		
	241/7 — 4063		Viktor	Olešnice		+ 0,326	+ 0,188	— 0,035	— 0,020	5	17		
	101/8 — 3700		Zbyšek	Dívčí hrad		— 0,373	— 0,215	+ 0,259	+ 0,149	5	17		
	114/7 — 296		Zub	Dobruška		— 0,140	— 0,081	+ 0,259	+ 0,149	5	17		
ZV	1125/9 — 5105		Romeo	Suš	Fojtovice II	+ 0,421	+ 0,206	+ 1,519	+ 0,744	4	26	3,610	43,933
	945/8 — 56		Romeo	Javorná		+ 0,196	+ 0,128	— 0,958	— 0,627	6	24		
	9105/8 — 5126		Rek	Adršpach		+ 0,136	+ 0,098	— 0,657	— 0,467	7	23		
	401/8 — 624		Romeo	Deštné		— 0,084	— 0,084	+ 0,560	+ 0,323	5	25		

tabulka obsahuje: číslo v levém a pravém uchu berana, genealogickou linii, ke které plemeník náleží, stádo, ze kterého plemeník pochází, stádo, ve kterém plemeník působí, $\hat{G}_1$ a $\hat{G}_2$ pro produkci potní vlny a živou váhu roček, kde $\hat{G}_1 = \bar{Y} - \bar{A}_y$ a $\hat{G}_2 = 2b(\bar{Y} - \bar{A}_y)$, n_1 = počet dcer, n_2 = počet vrstevnic a průměrná stříž potní vlny a živá váha roček uvažovaného stáda v roce 1961–1962. Úplný přehled plemenné hodnoty plemeníků v Čechách za rok 1961–1962 a 1962–1963 je uložen u autora a na Státní plemenářské správě.

Stevensenem (1948), Czupponem (1961), Jakubcem (1961) a Váchalem (1964) doporučovaná metoda kontroly dědičnosti, založená na porovnání průměrné užítkovosti dcer s průměrnou užítkovostí vrstevnice, je na základě předkládaných výsledků vhodná pro použití v podmínkách ČSSR. Je možné použít jak základního vzorce pro výpočet $\hat{G}_1$, tak i vzorce pozměněného pro výpočet $\hat{G}_2$. Druhá alternativa je dokonalejší, protože bere v úvahu počet dcer a koeficient dědivosti sledované vlastnosti. Avšak i při použití základního vzorce získáváme již dobrý přehled o dědičných vlastnostech plemeníka.

Je účelné kontrolovat dědičnost s ohledem na dvě vlastnosti, a to na produkci potní vlny a živou váhu roček, později — místo na produkci potní vlny — na produkci čisté vlny v 10 měsících. V přehledech o výsledcích kontroly dědičnosti bude nutné roztrždit berany do jednotlivých kategorií podle toho, zda zlepšují nebo zhoršují obě vlastnosti současně, anebo zda zlepšují pouze jednu vlastnost a druhou zhoršují. V tab. III je znázorněno roztržení beranů

III. Zařazení beranů do kategorií podle toho, zda zlepšují či zhoršují produkci potní vlny a ž. v. roček

Plemeno	++		+ -		- +		--		Celkem ks
	ks	%	ks	%	ks	%	ks	%	
ŽM	20	33,33	10	16,67	14	23,33	16	26,67	60
SM	14	20,59	17	25,00	16	23,53	21	30,88	68
C	2	13,33	7	46,67	5	33,33	1	6,67	15
ZV	10	33,33	10	33,33	5	16,67	5	16,67	30

do kategorií podle uvedených kritérií. Je z ní též patrné, že u většiny beranů žirných merinek je kladný vztah mezi živou váhou a produkcí vlny (+ + 33,33 % a -- 26,67 %), což je v souladu s poznatkem Jakubce (1962). U beranů stavropolské merino jsou poměry v jednotlivých kategoriích přibližně stejné. U cigajských beranů je vidět protichůdný vztah mezi produkcí potní vlny a živou váhou. Většina beranů je zařazena do kategorií, kdy současně při zlepšení jedné vlastnosti u potomstva dochází ke zhoršení druhé vlastnosti. U zušlechtěných valašek více než polovina (66,66 %) zlepšuje produkci vlny, z toho 33,33 % beranů zlepšuje obě vlastnosti zároveň a 33,33 % beranů zlepšuje produkci potní vlny a zhoršuje živou váhu.

V roce 1961–1962 jsme prověřili možnost použití metody porovnání průměrné užitkovosti dcer s průměrnou užitkovostí vrstevnic při kontrole dědičnosti u nejrozšířenějších plemen ovcí v českých krajích. Plemeníky podle potomstva jsme hodnotili s ohledem na produkci potní vlny a živou váhu rcček podle vzorců

$$\hat{G}_1 = \bar{Y} - \bar{A}_y \quad \text{a} \quad \hat{G}_2 = 2b(\bar{Y} - \bar{A}_y)$$

u ovcí stavropolské merino, žírné merino, cigája a zušlechtěná valaška. Uvedená metoda kontroly dědičnosti je pro svou jednoduchost vhodná pro zavedení do praxe. Bude jí použito též při kontrole dědičnosti u produkce čisté vlny. V chovech, kde se nebudou beranům přidělovat matky náhodně, bude uvedená metoda doplněna ještě metodou porovnání dcer s matkami.

Zhcnocení plemeníci byli zařazeni do čtyř skupin podle toho, jak zlepšovali nebo zhoršovali obě sledované vlastnosti u potomstva.

Došlo dne 26. 11. 1964

Literatura

1. Altenkirch W.: Ergebnisse der Nachkommenschaftsprüfung von Merinofleischschafböcken. Tierzucht, 14, 6:268-271, 1959. — 2. Altenkirch W., Kupatz B.: Die Entwicklung der Nachkommenschaftsprüfung in der Schafzucht. Tierzucht, 14, 4:211-213, 1960. — 3. Altenkirch W., Kupatz B.: Ergebnisse der Nachkommenschaftsprüfung von Merinoschafböcken. 1. Teil, Tierzucht, 14, 6:268-271, 1960. — 4. Buchholtz A.: Erbwertermittlungen in der Schafzucht, ihre Bedeutung und ihre Grundlagen im Lichte der züchterischen Praxis. Tierzucht, 7, 11:371-376, 1953. — 5. Buchholtz A.: Erbwertschätzungen bei Schafen. Tierzucht 13:70-79, 1959. — 6. Busse H.: Die Lämmerbonituren in der Merinofleischschafzucht. Tierzucht, 7, 2:53-54, 1953. — 7. Campbell Q. P., Bosman S.: Will it be like father, like son? Progeny and performance testing in Dorper Breeding. Farming in South Africa, 38, 5:41-43, 1962. — 8. Colbourn O.: Progeny testing of sheep. Agriculture, 62, 5:209-213, 1955-1956. — 9. Czuppon L.: Irvadékvizsgáló módszerek összehasonlítása a juhászban. Allattenyésztés, 10, 1:47-52, 1961. — 10. Ensminger M. E., Phillips R. W., Schott R. G., Parsons C. H.: Measuring performance of progeny of rams in a small flock. Journal of Animal Science, 2, 2:157-165, 1943. — 11. Filjanskij K. D.: Zmetki ovceveda. Moskva 1948. — 12. Hundt W.: Über den Wert der Bocknachkommenschaftsprüfungen für die Landeszucht. Deutsche Schäferzeitung, 53, 13:98-99, 1961. — 13. Ivanov M. F.: Kurs ovcevodstva. Moskva 1950. — 14. Jakubec V.: Příspěvek ke studiu vlivu různých činitelů a selekce na zvyšování vlnářské užitkovosti ovcí plemene žírné merino při zachování jejich optimálních růstových schopností. Kandidátská disertační práce, ÚVÚŽV Uhřetěves, 1961. — 15. Jakubec V.: Výzkum zdokonalení dosavadních, případně vytvoření nových plemen ovcí. Závěrečná zpráva VSZ Jedlová, 1961. — 16. Jakubec V.: Příspěvek ke studiu vlivu živé váhy na produkci vlny v potu ovcí plemene žírné merino. Sborník Živočišná výroba, ÚVTI-MZLVH, 7, 12:825-830, 1962. — 17. Kurz V.: Námět charakteristiky ovcí podle typu se zřetelem na výběr pro účely liniové plemenitby. Sborník ČSAZV-Živočišná výroba, 29, 5:581-602, 1956. — 18. Laurinčík J.: Vypracování metodiky pro plemennou analýzu beranů. Závěrečná zpráva VÚO Trenčín, 1961. — 19. Loboda I.: Vyráščivanie, otbor i proverka baranov po kačestvu potomstva. Sel. Chozj. Kirgizii, 6, 1:24-27, 1960. — 20. Lörtcher H.: Die Züchtung des Schafes. Handbuch der Tierzüchtung, Band II, Haustiergenetik, 506-519, 1959. — 21. Otto E., Altenkirch W.: Ergebnisse der Nachkommenschaftsprüfung von Merinofleischschafböcken. 2. Teil. Tierzucht, 15, 4:168-170, 1961. — 22. Pelle E.: A kosok értékelése kislestszámú ivadékok alapján. Allattenyésztés, 11, 4:573-366, 1962. — 23. Petrov A. I., Met-

lickij A. V.: Plemenná hodnota jemnovlnných beranů různých plemen v podmínkách jižního Kazachstanu. *Ovcevodstvo*, 12:14-16, 1962. — 24. Radomska M.: Stacje oceny wartosci hodowlanej tryków. *Przegl. hodowlany*, 27, 5:22-24, 1959. — 25. Roberts R., Roberts N.: Progeny testing in the breeding of Welsh Mountain Sheep. *Agriculture*, 60, 12:572-576, 1953-1954. — 26. Robertson A., Rendel J. M.: The use of progeny testing with artificial insemination in dairy cattle. *Journal of Genetics*, 50, 1:21-31, 1950. — 27. Rubner A.: Nachkommenschaftsprüfung für Schafe. *Süddeutsche Schäfereizeitung*, 48, 21/6:193-194, 1958. — 28. Rubner, Horneber: Nachkommenschaftsprüfungen auf Mast- und Schlachtleistung bei Merinolandschafen im Jahre 1962. *Deutsche Schäfereizeitung*, 54, 47:537-539, 1962. — 29. Shelton M., Miller I. C., Magee W. T., Hardy W. T.: A summary of four years work in ram progeny and performance testing. *Journal of Animal Science*, 13, 2:215-228, 1954. — 30. Skjervold H., Gjerdem T.: Utvidet avkomsgrensning i saueavl. *Tidskrift for det norske Landbruk*, 65, 2:49-62, 1958. — 31. Skoczylas A., Radomska M. J., Jankowski S., Daszkowski J.: Ocena tryków na podstawie potomstwa. *Roczniki nauk rolniczych*, 77, B, 4:995-1018, 1961. — 32. Stefanescu C., Derlogea V., Harsian A.: Apprecierea reproducatorilor dupa cantitatea si lungimea linii descendenteilor la rasa tigiaie. *Prob. zootech. si vet.*, 11, 9:24-32, 1961. — 33. Stevens P. G.: Sheep breeding in New Zealand. *Lincoln College*, 1948. — 34. Váchal J.: Předběžné hodnocení beranů jemnovlnných plemen podle potomstva. *Sborník ČSAZV - Živočišná výroba*, 3, 2:117-128, 1958. — 35. Váchal J.: Dědivost stříže potní vlny u ovcí stavropolské merino. *Sborník Živočišná výroba, ÚVTI-MZLVH*, 7, 6:421-428, 1962. — 36. Váchal J.: Příspěvek ke studiu vhodných metod selekce u jemnovlnných ovcí zjištěním dědivosti kvalitativních znaků vlny a posouzením vhodnosti různých metod odhadu plemenné hodnoty beranů. *Vědecké práce ÚVÚŽV-Uhřetěves*, 1964.

К методике контроля наследственности у разных пород овец в чешских и моравских областях

В 1961—1962 гг. нами проверялась возможность применения метода сравнения средней продуктивности дочерей со средней продуктивностью сверстниц при контроле наследственности у самых распространенных пород овец в чешских областях. Бараны-производители, по потомству, нами оценивались с учетом продукции грязной шерсти и живого веса однолеток по формуле

$$\hat{G}_1 = \bar{Y} - \bar{A}_y \text{ и } \hat{G}_2 = 2b(\bar{Y} - \bar{A}_y)$$

у овец ставропольский меринос, жирный меринос, цыгайской и улучшенной валахской овцы. Приведенный метод контроля наследственности по своей простоте пригоден для внедрения в практику. Этот метод также будет применен при контроле наследственности у продукции чистой шерсти. В стадах, где за баранами не будут закреплять маток случайно, этот метод будет дополнен еще методом сравнения дочерей с матерями.

Оцененные бараны-производители были включены в 4 группы согласно тому, как они улучшали или ухудшали оба изучаемых свойства у потомства.

On the Methods of Progeny Testing in Various Sheep Breeds in Bohemia and Moravia

In the years 1961—1962 we checked the possibility of an application of the method of comparing the average efficiency of daughters with the average efficiency of their contemporaries in the progeny testing in the most widely spread sheep breeds in Moravia and Bohemia. We evaluated the breeders according to their offsprings with regard to the production of wool in the grease and to the liveweight of yearlings according to the equations

$$\hat{G}_1 = \bar{Y} - \bar{A}_y \text{ and } \hat{G}_2 = 2b(\bar{Y} - \bar{A}_y)$$

in sheep of the Stavropol Merino breed, in Mutton Merinos, Cigaya sheep, and in grade up Walachian sheep. Because of its simplicity the mentioned method of pro-

geny testing is suitable for application in the practice. It will be applied also for the progeny testing with regard to the production of clean wool. In flocks in which mothers will not be random bred to rams, the mentioned method will be complemented by the method of comparing daughters with their mothers.

The evaluated breeders were ranked into four groups according to the extent to which they improved or deteriorated both investigated properties in the offsprings.

Beitrag zur Methodik der Vererbungskontrolle bei verschiedenen Schafrassen in den Böhmisches Ländern

In den Jahren 1961—1962 überprüften wir die Möglichkeit, zur Kontrolle der Vererbung bei den am stärksten verbreiteten Schafrassen in den Böhmisches Ländern die Methode des Vergleiches der durchschnittlichen Nutzleistung der Töchter mit der durchschnittlichen Leistung der Altersgenossinnen zu verwenden. Die Zuchtwidder werteten wir nach der Nachkommenschaft mit Rücksicht auf die Schweißwolleistung und das Lebendgewicht der Jährlinge laut nachstehenden Formeln:

$$\hat{G}_1 = \bar{Y} - \bar{A}_y \quad \text{und} \quad \hat{G}_2 = 2b (\bar{Y} - \bar{A}_y)$$

und zwar bei Schafen des Stavropoler Merinos, des Merinofleischschafes, des Zigaja und des veredelten Walachischen Schafes. Die angeführte Methode zur Kontrolle der Vererbung eignet sich durch ihre Einfachheit zur Einführung in die Praxis. Sie wird auch zur Kontrolle der Vererbung der Reinwolleistung verwendet werden. In Haltungsbetrieben, wo die Mutterschafe den Widdern nicht zufällig zugeteilt werden, wird die angeführte Methode noch durch die Methode des Töchter-Muttervergleichs ergänzt werden.

Die gewerteten Zuchtwidder wurden in vier Gruppen eingeteilt, je nach dem, wie sie die beiden verfolgten Eigenschaften bei der Nachkommenschaft verbessern oder verschlechtern.

Inž. Václav Jakubec, CSc.

Ústřední výzkumný ústav živočišné výroby, Uhřetěves

■ Poznatky genetiky a možnost její aplikace v plemenářské praxi se stále více stávají středem pozornosti příslušných odborných pracovníků. Jednou z často diskutovaných otázek je výskyt dědičných vad v chovu hospodářských zvířat, způsob jejich dědičnosti a v souvislosti s tím přirozeně i hledání cest, jak předcházet jejich možnému výskytu.

Otázka dědičných vad velmi úzce souvisí s často diskutovanou otázkou kontroly zdraví a dědičnosti zdraví, zvláště pak na úseku chovu skotu s maximálně používanou inseminací. Ta umožňuje značné zředění uplatnění poměru pohlaví plemeníků a plemenic a stává se tak účelným prostředkem při plemenářském využívání býků - zlepšovatelů, kterému se však též vyčítá možné nebezpečí v rozšíření nežádoucích faktorů, podmiňující výskyt dědičných vad.

Také konference, pořádaná za účasti členských zemí RVHP v září 1963 v Budapešti, jež se týkala kontroly dědičnosti skotu, se zabývala uvedenými otázkami; v závěrečném protokolu pak se uvádí, že v zemích, ve kterých jsou dány příslušné možnosti, by bylo vhodné osemeňovat jalovice, použité v kontrole dědičnosti, spermatem jejich otců, aby se poznaly nedostatky dědičného rázu.

Protože bylo účelné seznámit se v souvislosti se studiem literárních údajů o příbuzenské plemenitbě také s otázkou letálních faktorů, bylo možno zpětně dodatečně zhodnotit dosavadní poznatky. (První informace byla poskytnuta na genetickém semináři, který se konal v červnu 1963 v Kokoříně, a který byl uspořádán ve spolupráci Československé akademie věd — Laboratoře genetiky živočichů v Liběchově a Ústředním výzkumným ústavem živočišné výroby, oddělení genetiky v Uhřetěbce.)

CÍL PRÁCE

V souvislosti s rozvojem progresivních plemenářských metod v chovu skotu se široce používanou inseminací se často objevuje otázka kontroly dědičnosti zdraví a především otázka výskytu dědičných vad, podmíněných nežádoucími faktory.

Cílem práce má proto být zhodnocení jednotlivých známých metod testace výskytu dědičných vad a posoudit na základě poznatků genetiky populací jejich nutnost, v kladném případě pak jejich účinnost.

DOSA VADNÍ POZNATKY

OBECEŇ O LETÁLNÍCH FAKTORECH

H a d o r n (1949) označuje letální faktory jako „mendující jednotky“, jejichž účinek způsobuje smrt jedince před dosažením pohlavní zralosti. M o h r (1929) naopak tomu doporučoval rozlišovat letální faktory na ty, jejichž nositelé umírají během embryonálního vývinu, a na tzv. subletální faktory, jejichž nositelé umírají v postnatálním období růstu. Jsou však známy i případy, kdy část zvířat, i přes letální založení, přežívá. H a d o r n (1945), cit. L a u p r e c h t (1959), označuje tyto výjimky jako „Durchbrenner“, volně přeloženo snad „přežívající jedinci“, a navrhuje ty dědičné faktory, které umožňují u určitého procenta těchto jedinců přežití, označovat jako semiletální faktory. Počítají se tam ty faktory, jejichž nositelé neumírají sice všichni, ale nejméně z 50 %. Přežívá-li naopak více než 50 % nositelů takových faktorů, pak doporučuje H a d o r n (1955) označovat tyto faktory jako subvitální.

Až na nevelké výjimky se tyto defekty projevují jako jednoduše dědičně založené kvalitativní znaky, přičemž většina z nich má recesivní charakter. Letální faktor je možno třídit podle různých hledisek. H a d o r n (1949) předpokládá tuto možnost jejich třídění:

- a) podle penetrance,
- b) podle fází účinků (genetické a gametické),
- c) podle vývojově fyziologického vztahu s vnitřním a vnějším prostředím,
- d) podle chromozomální lokalizace,
- e) podle způsobu dědění.

Téměř všechny známé dědičné defekty u jednotlivých druhů hospodářských zvířat jsou dnes již evidovány, je znám i jejich způsob dědičnosti atd. Mají též dnes již mezinárodně uznávané jednotné označení, kdy každá dědičná vada je podle jednotného klíče udávána velkým písmenem, označujícím druh zvířat, a pořadovou číslicí, která označuje danou vadu. Například u skotu jsou to dědičné vady A₁ až A₃₁, u koně B₁ až B₁₀, u prasat C₁ až C₁₄, u ovcí D₁ až D₁₃, u slepic E₁ až E₃₄, u krůt F₁ až F₄ atd.

PŘEHLED DĚDIČNÝCH VAD SKOTU

V domácí literatuře je podrobný přehled dědičných vad skotu uveden P ř i b y l e m (1963) a V á c h a l e m (1964). L a u p r e c h t (1959) řadí k neletálním vadám skotu znaky uvedené v přehledu v tab. I.

Velmi často bývá nebezpečí plynoucí z event. rozšíření letálních, semi-letálních a neletálních faktorů neúměrně zveličováno. Jejich výskyt je zpravidla v populacích zvířat velmi nízký, takže i nebezpečí jejich možného rozšíření se tím samo o sobě zpomaluje. J o h a n s s o n a L u s h (1959) v podstatě v souvislosti s výskytem dědičných vad u skotu říkají: „Mnoho se napsalo o tom, že právě inseminací stoupne výskyt letálních i subvitálních faktorů. Tato možnost v jednotlivých případech není vyloučena, ale v průměru nevzrůstá nebezpečí jejich rozšíření tím, že je samčích jedinců používáno ve větším rozsahu. Náhoda, že se vybere býk — nositel letálního faktoru, nemůže být větší než při přirozené plemenitbě, a jestliže jsou častěji používáni býci zdraví, pak se tím velmi účinně kompenzuje efekt používání eventuálního nositele letálních faktorů“. Toto své stanovisko pak dokládají touto úvahou: „Předpokládáme, že býk je nositel jednoho letálního faktoru (je tedy této schematické genotypové konstituce: Aa) a zanechá v určitém inseminacním období 200 dcer, což je 1/5 stavu plemenic v tomto obvodu (relativně 0,2). Budou-li v dalším pářovací období použiti v tomtéž obvodu synové tohoto plemeníka, je pak možno očekávat vyšší podíl 0,25 % defektních jedinců, protože lze předpokládat, že jen polovina těchto synů je rovněž heterozygotní“.

I. Neletální vady skotu

Poř. čís.	Označení vady	Způsob dědičnosti	Štěpný poměr	Způsob zjištění
1	Zkrácení čelisti	R	1 : 1	rodokmen
2	Slepost	R	7 : 1	rodokmen
3	Dominantní achondroplazie	D	1 : 1	pokus
4	Recesivní achondroplazie	R	3 : 1	rodokmen
5	Hypertrofie svalů	R; D	2 : 1	pokus
6	Zkřivení předních končetin	R	7 : 1	rodokmen
7	Medvědí spěnka	R	7 : 1	rodokmen
8	Mezipaznehtní výrůstky	D	—	rodokmen
9	<i>Hypotrichosis</i> (bezsrstnost)	R	3 : 1	rodokmen
10	<i>Epitheliogenesis in: p. linguae</i>	R	3 : 1	pokus
11	Porphyrinurie	R	1 : 1	pokus
12	Epilepsie skotu	D	1 : 1	rodokmen
13	Ataxie telat	R	3 : 1	rodokmen

EFEKT PŘÍBUZENSKÉ PLEMENITBY

V praxi se ovšem dá těžko předpokládat, že by ihned v následujícím pářovacím období byl do téhož pářovacího obvodu zařazen tak úzce příbuzný plemeník. A přesto lze i při tom předpokládat vcelku nízké vyšťepení recesivně homozygotních jedinců.

V této souvislosti je však důležitá ta známá okolnost, že právě příbuzenskou plemenitbou se výrazně pozměňuje genotypové složení populace, ale zůstává nezměněno genové složení. Konkrétně pak dochází při příbuzenské plemenitbě ke zvětšování podílu homozygotů na úkor frekvence heterozygotů, aniž se mění genová frekvence v dané populaci. Změna genotypové frekvence při použití příbuzenské plemenitby ovšem závisí na jejím stupni. Obecně se pak obojí dá vyjádřit pomocí Wrightova (1922) schématu (Hiorth, 1963), jež je uvedeno v tab. II.

Určitou představu o genotypových změnách, které nastávají v obecné panmaktické populaci při monohybridismu, získáme z přehledu v tab. III. Tyto změny závisí na výchozí hodnotě q , tj. relativní četnosti genu a , která i při inbreedingu zůstává nezměněna, jak vyplývá z téže tabulky.

II. Změna relativní genotypové frekvence v závislosti na příbuzenské plemenitbě (F)

Genotypy:	AA	Aa	aa
Četnost při panmixii:	p^2	$2pq$	q^2
Četnost při příbuzenské plemenitbě	$p^2 + F \cdot pq$	$2pq(1-F)$	$q^2 + Fpq$

(p je relativní četnost genu A , q je relativní četnost genu a , F je koeficient příbuzenské plemenitby; platí vztah $p+q=1$).

IV. Počet heterozygotů (Aa) a recesivních homozygotů (aa) ve stejné početné populaci v závislosti na relativní četnosti genu „ a “ a příbuzenské plemenitbě (F)

q	Počet ($F = 0$)		Počet ($F = 0,1$)		($F = 0,25$)	
	Aa	aa	Aa	aa	Aa	aa
0,001	1,99	—	1,79	0,10	1,48	0,25
0,01	19,8	0,1	17,82	1,09	14,85	2,57
0,10	180,0	10,00	162,00	19,00	135,00	32,50
0,25	375,0	62,5	337,50	81,25	281,20	109,37

Poznámka: Počet dominantních homozygotů je zbytek do 1000

Za předpokladu populace o velikosti 1000 jedinců (což je např. počet potomků jednoho býka v inseminaci) odpovídá danému q v případě panmixie ($F = 0$), resp. při různě intenzivní příbuzenské plemenitbě ($F = 0,1$, resp. $0,25$), počet heterozygotů a recesivních homozygotů, jenž je uveden v tab. IV.

Z číselných údajů, uvedených v tab. IV, je zřejmý výrazný vliv příbuzenské plemenitby na zvyšování podílu homozygotů obojího druhu, k němuž dochází na úkor heterozygotů. Současně se tak potvrzuje vhodnost příbuzenské plemenitby jako účinné selekční zkoušky, vhodné pro dané účely. Například

III. Příklad změny genotypové četnosti při dané genotypové četnosti (q) v závislosti na různé hodnotě koeficientu příbuzenské plemenitby (F)

q	Genotypové složení populace při								
	$F = 0$			$F = 0,1$			$F = 0,25$		
	AA	Aa	aa	AA	Aa	aa	AA	Aa	aa
0,01	0,9801	0,0198	0,0001	0,98109	0,01782	0,00109	0,982575	0,014850	0,002575
0,10	0,81	0,18	0,01	0,819	0,162	0,019	0,8325	0,1350	0,0325
0,25	0,5625	0,3750	0,0625	0,58125	0,33750	0,08125	0,609375	0,281250	0,109375

Poznámka: při $F = 0$ platí $p^2AA + 2pqAa + q^2aa = 1$.

při frekvenci nežádoucího faktoru a rovné 1 % ($q = 0,01$, $p = 0,99$) nemusí dojít k vyštěpení žádného recesivního homozygota, přičemž však je v téže populaci 1,98 % heterozygotních jedinců, což v populaci 1000 jedinců dosahuje počtu 20 zvířat! Současně se ukazuje, že ještě ani tato četnost nemusí být zřetelná a může ujít pozornosti.

Na druhé straně je skutečně příznivou ta okolnost, že výskyt těchto nežádoucích faktorů je v populacích zvířat velmi nízký. Předpokládá se, že jejich vznik je podmíněn mutacemi, aniž se ovšem ví, jakými a čím jsou eventuálně vyvolány (H a d o r n 1955); četnost výskytu těchto mutací je však neveliká, takže změna relativní četnosti (Δq) je velmi nepatrná a odhaduje se hodnotami 10^{-5} až 10^{-6} .

Skutečné nebezpečí začíná teprve tehdy, jakmile dochází ke zjevnému vyštěpení defektních, tedy homozygotně založených jedinců, což v panmiktické populaci odpovídá relativní četnosti příslušného nežádoucího faktoru $q = 0,01 - 0,10$ v závislosti na velikosti populace. (Úmyslně se zabýváme jen recesivně dědičnými nežádoucími faktory, protože ty jsou výrazným nebezpečím, neboť všichni heterozygoti (= skrytí nositelé) jsou navenek zdraví. Dominantně dědičných letálních faktorů je u skotu minimální množství a mimoto je lze snadno vymýtit prostou negativní selekcí, protože jsou fenotypově zřetelní i u heterozygotních jedinců.)

MOŽNÉ FORMY TESTACE HETEROZYGOTNÍCH NOSITELŮ NEŽÁDOUCÍCH RECESIVNÍCH FAKTORŮ

V žádném případě není možné spokojit se s konstatováním, že výskyt dědičně defektních jedinců je velmi nízký, a že postačí jen negativní selekce homozygotů recesivních jedinců. Je naopak známo z pouček populační genetiky, že selekcí typu $s_1 = 0$, $s_2 = 0$ a $s_3 = 1$ neklesá nikterak podstatně frekvence selektovaného nežádoucího faktoru, rozhodně ne tak rychle, jak by bylo žádoucí (Novák 1962–1964). V panmiktické populaci se totiž uplatňují právě vždy početnější heterozygoti. Mimoto jsou i u skotu stále objevovány nové defekty dědičné povahy, např. „ovčí hlava“ (Lauvergne a Vissac 1963), dvojité krček (van Loen 1963) apod.

V podstatě existují čtyři možnosti vhodné pro ověření, zda je hodnocený jedinec heterozygotním, skrytým nositelem nežádoucího recesivního faktoru. Johansson (1962) uvádí v přehledné tabulce (tab. V) tyto všechny možné způsoby testace, včetně vyčíslení potřebného počtu potomků z naznačeného připáření, aby byl s uvedenou pravděpodobností odhalen eventuální skrytý nositel.

V. Minimální počet potomků při různých způsobech testovacího připáření (podle Johanssona 1962)

Testace	Připáření	Počet potomků, nutný pro odhalení skrytého nositele s pravděpodobností		
		0,05	0,01	0,001
1.	$AA ?$ $Aa ? \times aa$	4,3	6,6	9,9
2.	$AA ?$ $Aa ? \times Aa$	10,4	16,0	24,0
3. }	$AA ?$	22,5	34,5	51,7
4. }	$Aa ? \times (AA ? + Aa ?)$			

Pouze třetí způsob je charakteristický svou „všeobecností“, neboť poskytuje spolehlivou odpověď současně na všechny možné recesivní defekty. Záleží na podmínkách chovu, způsobu plemenitby, technických možnostech atd., jakého způsobu testace bude použito a kdy.

DISKUSE

Z předchozích údajů vyplývá, že četnost nežádoucích letálních faktorů v chovu skotu je velmi nízká, a že ani při inseminaci nehrozí nebezpečí jejich většího výskytu. Johansson (1962) se proto domnívá, že v inseminaci nejsou potřebné žádné specifické zkoušky na nežádoucí recesivní faktory. Vychází při tom z předpokladu, že jejich nízká frekvence je zanedbatelná, a jestliže nežádoucí recesivní faktory dosáhly uvnitř určité inseminační jednotky frekvence několika procent, pak býk — nositel takových faktorů — bude velmi brzo odhalen.

Pravděpodobnost, že se při n -procentech po heterozygotním býku nenarodí žádný genotyp aa se rovná výrazu

$$\left[1 - \frac{q}{2(1+q)} \right]^n ;$$

tuto hodnotu odvozuje Johansson (1961) z frekvence faktoru a rovnající se výrazu $\frac{q}{1+q}$, neboť frekvence genotypu Aa v téže populaci se rovná

$$\frac{2pq}{p+2pq},$$

což je podíl heterozygotů z celkového počtu všech fenotypově „zdravých“ jedinců.

Pro různě vysokou pravděpodobnost pak uvádí v závislosti na dané frekvenci potřebný počet potomstva, který umožňuje posouzení heterozygotnosti hodnoceného jedince.

Jestliže frekvence nežádoucího recesivního faktoru dosáhne v populaci některé z hodnot uvedených v tab. VI, pak tedy při příslušné pravděpodobnosti musí vyprodukovat hodnocený býk uvedený počet zdravých, normálních telat, aby neodhalil sám sebe jako eventuálního heterozygota. Poměrně nízké hodnoty pro nutný počet potomků uvedené v tabulce VI vedou pak Johanssona (1962) k přesvědčení, že v inseminaci není nutný žádný specifický test na nežádoucí recesivní geny (faktory), protože takový býk-heterozygot se odhalí dříve, než vyprodukuje několik set svých potomků.

Tato koncepce je ovšem možná za předpokladu důsledné kontroly zdraví zvířat, kdy je přinejmenším třeba evidovat každé defektní tele při samozřejmém předpokladu, že je znám (nebo je poznatelný) přesný počet (i sled narození) všech potomků jednotlivých býků, kteří jsou používáni v inseminaci.

VI. Počet potomků nutný k posouzení heterozygotnosti hodnoceného jedince v populacích s různě vysokou četností faktoru „ a “ (podle Johanssona 1962)

Frekvence „ a “ v populaci krav (q)	Počet potomstva potřebný k redukci pravděpodobnosti pro heterozygotnost hodnoceného býka		
	0,05	0,01	0,001
0,02	303	465	698
0,05	124	191	286
0,10	64	99	149
0,20	35	53	80
0,30	24	38	56

V našich podmínkách je třeba vycházet ze skutečné situace existující v rozsahu a v plánovaném způsobu kontroly dědičnosti užitkových vlastností býků v inseminaci při reálném požadavku, aby v inseminaci bylo používáno především býků kladně prověřených kontrolou dědičnosti.

Tento předpoklad lze splnit tehdy, jestliže všichni býci zařazovaní do inseminace budou prověřováni, s čímž skutečně plán kontroly dědičnosti počítá. Uvažována je metoda vrstevnic s tím, že semenem zkoušeného býka se zapustí nejméně 220 plemenic rozmístěných náhodně v několika připárovacích obvodech v různých „testovacích“ stádech.

Plánovaná kontrola dědičnosti užitkových vlastností všech mladých býků, zařazovaných do inseminace, je vhodným východiskem i pro kontrolu zdraví a kontrolu dědičnosti zdraví, především se zřetelem na nežádoucí (letální) recesivní faktory. Z hlediska počtu zanechaných potomků (a tím i z hlediska možného ovlivnění genového a genotypového založení celé populace) jsou v této souvislosti přirozeně důležitější plemenici než plemenice.

Kontrolou potomstva těchto plemeníků se v podstatě zajistí přehled o genotypovém, a tím genovém složení celé populace v budoucích letech, protože tito plemenici — a dokonce jen průměrní a nadprůměrní z nich — budou tvořit samčí část celé populace daného plemene skotu. Přibližně 200 potomků každého hodnoceného býka, kteří se narodí po kontrolním zapuštění s požadovaným minimálním počtem 220 plemenic, postačí poskytnout hrubý obrázek o případné heterozygotnosti nebo homozygotnosti, což vyplývá z údajů v předchozí tab. VI.

V případě, že by nebyl mezi potomky (n) zjištěn žádný defektní jedinec, je pak pravděpodobnost, že přesto jde o heterozygotně založeného býka, menší než 0,05 ($n \geq 124$), resp. menší než 0,01 ($n \geq 191$). Zcela nezbytná je ovšem kontrola zdraví všech potomků hodnocených býků, včetně event. potratů.

Taková „dokonalá“ evidence zdraví všech potomků býků hodnocených kontrolou dědičnosti by přispěla též k poznání případů četnosti nežádoucích recesivních faktorů v rozsahu celého plemene, především díky nahodilému připárování hodnocených plemeníků.

Jestliže by se ve skupině potomků některého hodnoceného plemeníka zjistil jeden nebo několik defektních jedinců — recesivních homozygotů (schematická konstituce aa), lze pak pomocí již známé formule odvodit v dané skupině i počet heterozygotních potomků ($p^2 + 2pq + q^2 = 1$). Pro různé kombinace jsou to zaokrouhlené hodnoty, uvedené v tab. VII. Je zajímavé, jak vysokou frekvenci heterozygotních jedinců lze i v tak malých populacích očekávat při

VII. Počet heterozygotů při výskytu 1—5 recesivních homozygotů v závislosti na celkovém počtu potomků

Celkový počet potomků n	Počet heterozygotů při počtu recesivních homozygotů				
	1	2	3	4	5
200	26	36	43	48	53
190	25	35	42	47	52
180	25	34	40	46	50
150	22	31	36	41	45
100	18	24	29	32	35

celkem minimálním výskytu recesivně homozygotních jedinců. Například dva defektní jedinci (druhý sloupec) ve skupině potomků býka, čítající celkem 180 telat (třetí řádek), znamenají, že mezi těmito telaty je kromě oněch dvou defektních ještě 34 telat sice fenotypově zdravých, ale „genotypově defektních“, heterozygotních. Hodnocený býk je přirozeně v takovém případě identifikován jako heterozygot pro příslušný nežádoucí faktor. To také znamená, že matky obou defektních telat jsou rovněž heterozygotními, skrytými nositelkami příslušných nežádoucích (letálních) faktorů, a měly by být z chovu vyřazeny.

Z uvedených údajů vyplývá, že kontrolou zdraví všeho potomstva, které se získá z kontrolního připáření při hodnocení býků kontrolou dědičnosti, se dostává co do výskytu nežádoucích faktorů již dosti přesný obrázek o dědičném založení jednotlivých plemenů a současně i plemenic v příslušné oblasti. Výskyt, byť i jediného prokazatelně defektního jedince v potomstvu některého býka nutně znamená důvod pro jeho vyřazení z dalšího chovu!

V další etapě proběhne údobí klidu, pokud nejsou plemenici hodnoceni podle produkce svých dcer. V případě vynikajících jedinců — těch bude ca 1/3 ze všech prověřovaných v ideálním případě, že se všichni dožijí potřebného stáří — by ovšem bylo žádoucí provést konečný test zdraví jejich připáření na vlastní dcery. Touto cestou by byl každý býk - zlepšovatel neúčinněji přezkoušen, zda je prost nežádoucích recesivních faktorů. Současně by se tak získali inbrední potomci, z nichž nejlepší by mohli být přímými pokračovateli svého vynikajícího předka. Úzká příbuzenská plemenitba přezkoušených býků - zlepšovatelů by tedy měla být záměrně dělána s jejich nejlepšími dcerami. V případě, že by se narodila některá defektní telata z tohoto inbredního připáření, bylo by nutné zajistit úhradu chovateli, podobně jako je tomu v Bavorsku (D ü r r w a e c h t e r 1964).

Určitou, i když nevelkou záruku zdraví hodnocených býků představuje odchov býků pro inseminaci jen od starších matek, které se již několikrát telily, a které v těchto předchozích porodech poskytly zdravá telata. Je přece jen určitá naděje, že by se jejich eventuální heterozygotnost mohla projevit již v některém dřívějším porodu. Současně je možno podle několika laktací posoudit spolehlivěji vlastní plemennou hodnotu těchto starších matek, a to úměrně výrazu

$$h_n^2 = \frac{n \cdot h^2}{1 + (n-1) \cdot r}$$

V Anglii, kde je údajně nejlépe rozpracován systém záměrného získávání a odchovu plemenných býků pro inseminaci (W e b e r 1963) v podobě tzv. „selected mating scheme“, jsou za matky budoucích plemenů považovány dojnice s minimálně čtyřmi ukončenými laktacemi (Š i l e r 1961). Je ovšem třeba připomenout, že i u nás jsou pro odchov býků jen starších matek postupně vytvářeny potřebné předpoklady. Správnost této cesty je zčásti odůvodněna i možnou „předselekci“ z hlediska dědičnosti zdraví.

Pokusíme-li se tedy shrnout a zhodnotit dostupné poznatky, pak vyplývají pro podmínky chovu červenostrakatého skotu zhruba tyto podklady pro sledování a snižování výskytu nežádoucích recesivních faktorů:

1. Odchov býků pro inseminaci je třeba organizovat od starších plemenic, které poskytly v předchozích porodech zdravá normální telata. Tento požadavek je v souladu s plemenným výběrem podle jejich vlastní produkce mléka.

2. Spojit kontrolu výskytu nežádoucích recesivních faktorů u býků zařazo-

vaných do inseminace s programovanou kontrolou dědičnosti podle užitkových vlastností.

3. Nezbytně v tomto případě uplatňovat „kontrolu zdraví“ všech potomků hodnocených býků a zcela přesně evidovat každé defektní tele při nutném předpokladu, že je znám, nebo že je poznatelný přesný počet i sled narození všech jednotlivých telat prověřovaného býka. K evidenci defektních telat se má využít dostupných poznatků o jednotlivých známých dědičných vadách. Býka je možno s dosti velkou pravděpodobností považovat za „zdravého“, jestliže ve skupině 130–200 telat — jeho potomků — nebude evidován výskyt žádných defektních jedinců.

4. V opačném případě je třeba býka považovat za heterozygota a rovněž tak matky přesně diagnostikovaných defektních telat; prokazatelné heterozygoty je třeba vyřadit z chovu. Pokud by z tohoto potomstva byla odchováána plemenná zvířata, byla by žádoucí jejich testace úzkou příbuzenskou plemenitbou, protože část z nich je nezbytně heterozygotní; počet heterozygotů lze stanovit, avšak ne identifikovat.

5. Starší žijící býky, prověřené kontrolou dědičnosti jako zlepšovatele, je pak vhodné dodatečně otestovat s konečnou platností jejich úzkou příbuzenskou plemenitbou s nejlepšími vlastními dcerami, což by současně mohlo přinést žádoucí plemenářský efekt.

Domníváme se, že tento postup naznačených opatření, vyplývající z diskuse o známých poznatcích testace nežádoucích faktorů, by se měl stát součástí jednání o příslušném úseku kontroly dědičnosti zdraví býků v inseminaci.

SOUHRN

Shromáždili jsme některé obecné podklady týkající se letálních faktorů a jejich výskytu u skotu a uvedli jsme některé poznatky z úseku genetiky populací, vhodné pro objasnění zásadní otázky, zda je či není nutná v souvislosti s inseminací skotu specifická testace jejich výskytu. V práci též uvádíme možné formy průkaznosti heterozygotních nositelů a zvláště poukazujeme na účinnost úzké příbuzenské plemenitby.

V konfrontaci známých poznatků se specifickými podmínkami chovu čer-venostrakatého skotu vyplynul návrh postupu evidence a testace výskytu nežádoucích recesivních faktorů.

Došlo dne 29. 9. 1964

Literatura

1. Dürrwaechter A.: Ústní sdělení, Praha, 1964. — 2. Fano U.: On the analysis and interpretation of chromosomal changes in *Drosophila*. Cold Spring Harbor Symp., Quantit. Biol., 9, 113, 1941, cit. Hadorn 1955. — 3. Hadorn R.: Zur Pleiotropie der Genwirkung. Archiv Jul. Klaus-Stiftung, dopl. sv. 20 : 82-95, 1945, cit. Lauprecht 1959. — 4. Hadorn E.: Begriffe und Termini zur Systematik der Letalfaktoren. Archiv Jul. Klaus-Stiftg., 24 : 105-113, 1949. — 5. Hadorn E.: Letalfaktoren in ihrer Bedeutung für Erbpathologie und Genphysiologie der Entwicklung. G. Thieme Verlag, Stuttgart, 1955. — 6. Hiorth G. E.: Quantitative Genetik. Springer Verlag, Berlin-Göttingen-Heidelberg, 1963. — 7. Johansson I.: Genetic aspect of dairy cattle breeding. University of Illinois Press, 1962. — 8. Johansson I., Lush J. L.: Prüfung auf nichtwünschenswerte rezessive Gene. Handbuch der Tierzüchtung, II, Haustiergenetik, 462. Paul Parey, Berlin u. Hamburg, 1959. — 9. Karakoz A.: Základy plemenitby hospodářských zvířat. Bratislava, 1962. — 10. Koch P., Fischer H., Schumann H.: Erbpathologie der landwirtschaftlichen

Haustiere. Paul Parey Verlag, Berlin und Hamburg, 1957. — 11. Lauprecht E.: Anatomische und physiologische Defekte. Handbuch der Tierzucht und Zuchtungsbiologie, II, Haustiergenetik. Paul Parey Verlag, Berlin u. Hamburg, 1959. — 12. Lauvergne J. J., Vissac B.: Genetical study of „Tête du mouton“ cattle. Genetics today, I, Proc. of the XI. Int. Congress of Genetics, The Hague, 1963. — 13. Mehner A.: Lehrbuch der Geflügelzucht. Paul Parey, Berlin u. Hamburg, 1962. — 14. Mohr O. L.: Über Lethalfaktoren mit Berücksichtigung ihres Verhaltens bei Haustieren und beim Menschen. Zeitschrift für Vererbungslehre, 41: 59-109, 1926. — 15. Novák J.: Přednášky z teorie genetiky populací. Matematický ústav CSAV, Praha, 1962-1964. — 16. Příbyl E.: Choroby mláďat hospodářských zvířat. SZN, Praha, 1963. — 17. Šiler R.: Cestovní zpráva ze studijní cesty do Anglie. ÚVÚŽV Uhřetěves, 1961. — 18. Váchal J.: Letální faktory. Stať v publ. Karakoz a kol.: Genetika hospodářských zvířat. Bratislava, 1964. — 19. Van Loen A.: Investigations into the Hereditary Origin of the Double Cervix Condition in the Meuse-Rhine-Issel (MRY) Breed. Genetics Today, I. Proc. of the XI. Int. Congr. of Genetics. The Hague, 1963.

Наследственные пороки крупного рогатого скота и возможность профилактики их появления

Нами были собраны некоторые общие материалы, касающиеся летальных факторов и их появления у крупного рогатого скота, и приведены некоторые данные из области генетики популяций, пригодные для объяснения основного вопроса, необходимо или нет в связи с искусственным осеменением крупного рогатого скота специфическое тестирование их появления. В работе также приводим возможные формы достоверности гетерозиготных носителей и, в особенности, указываем на эффективность близкородственного разведения.

Из сопоставления известных данных со специфическими условиями разведения красно-пестрого крупного рогатого скота вытекает проект порядка учета и тестирования появления нежелательных рецессивных факторов.

Hereditary Deficiencies of Cattle and the Possibility of their Prevention

We have collected some general basic material regarding lethal factors and their occurrence in cattle and have described some facts learned in the field of population genetics, which may be suitable for the illumination of the principal problem, i. e. whether specific testation of their occurrence in connection with the insemination of cattle is necessary or not. In this work we also mention possible forms of the conclusiveness of heterozygous carriers and draw particular attention to the effects of close inbreeding.

Confrontation of known facts regarding the specific conditions of the breeding of red-spotted cattle resulted in a proposal for the recording and testation of occurrences of undesirable recessive factors.

Erbliche Fehler beim Rind und die Möglichkeit der Vorbeugung ihres Auftretens

Wir sammelten einige allgemeine Unterlagen über die Lethalfaktoren und ihr Auftreten bei Rindern und führten gewisse Erkenntnisse im Bereich der Populationsgenetik an, die für die Erläuterung der Grundfrage geeignet sind, ob im Zusammenhang mit der künstlichen Besamung der Rinder eine spezifische Testung ihres Vorkommens notwendig ist oder nicht. Wir bringen in der Arbeit auch die möglichen Formen für die Nachweisbarkeit der heterozygoten Träger und verweisen besonders auf die Wirksamkeit der Inzestzucht.

Aus der Gegenüberstellung der bekannten Erkenntnisse und der spezifischen Bedingungen für die Zucht des Böhmisches Fleckenviehs ergab sich ein Vorschlag für das Verfahren zur Erfassung und Testung des Auftretens unerwünschter rezessiver Faktoren.

Inž. Jan Váchal, CSc.

Ústřední výzkumný ústav živočišné výroby, Uhřetěves

■ Při křížení červenostakatého skotu s červeným skotem dánským stojí v popředí především hospodářsky důležité kvantitativní vlastnosti, jako jsou produkce a tučnost mléka, intenzita růstu apod., jejichž dědičnost má polygenní charakter. Kvalitativních vlastností je relativně daleko méně; u skotu je to např. zbarvení chlupů, rohatost, krevní skupiny atd., z nichž většina nemá zvláštní hospodářský význam, avšak jsou zajímavé svými jednoduchými dědičnými pochody. Chovatele již dávno upoutala proměnlivost a dědičnost zbarvení skotu. Přestože barva nemá bezprostřední ekonomickou hodnotu, chovatelé z estetických důvodů dávají u skotu přednost určitým barvám a určitým barevným odznakům. Je velmi pravděpodobné, že skot s určitým zbarvením srsti je i lépe přizpůsoben specifickým klimatickým podmínkám. V minulosti byla zkoumána nejen dědičnost barev, nýbrž byly sledovány vztahy mezi geny pro barvy a geny, které ovlivňují jisté ekonomické vlastnosti. I když byly povětšinou zjištěny nulové vztahy, barva srsti může být důležitá při metodách plemenářské práce na vyšší úrovni. Při příbuzenské a liniové plemenitbě slouží zbarvení ke značení plemenných (chovných) linií a rodin, přičemž je nejen ukazatelem snížení své heterozygotnosti, nýbrž způsobuje pro danou linii nebo rodinu zvýšení homozygotnosti jiných charakteristických vlastností.

Předmětem této práce je sledování dědičnosti zbarvení kříženců, kteří vznikli z páření červených dánských býků s našimi červenostakatými kravami.

LITERÁRNÍ PŘEHLED

Červená barva je podle Ibsena (1933) způsobena genem *R* (red), u kterého předpokládá, že se vyskytuje u všech plemen v homozygotním stavu a že nemá žádné alelomorfy. V případech, kdy se červená barva neprojeví, chovají se k ní jiné geny epistaticky. Gen je tudíž zodpovědný za červený pigment v srsti a hnědý pigment na mulci a na očních víčkách a vyskytuje se rovněž jen v homozygotním stavu.

Černá barva je způsobena genem *B* (black) (Ibsen 1933). Podmiňuje černou barvu srsti, pokožky, paznehtů a jazyku. Gen *B* má dva modifikátory *E* a *Bs* (Bogart a Ibsen 1937, Baldwin a kol. 1954). Gen *E* způsobuje rozšíření černého pigmentu ve všech chlupcích (Ibsen 1949). Gen *E* působí na *B* tím způsobem, že dochází k velmi intenzivnímu shlukování černého granulovaného pigmentu v kůře chlupů a kůže. Při přítomnosti genu *Bs* jsou pigmentové granule opět koncentrovány v kůře, avšak ne tak intenzivně jako za přítomnosti genu *E* a způsobují černé zbarvení, které se nalézá mezi tmavou třešňově červenou barvou a barvou černou. Barva způsobená genem *Bs* se liší od barvy *E* v tom, že pigmentované chlupy mají při vnějším okraji kůry více difúzního červeného pigmentu (Bogart a Ibsen 1937,

Baldwin a kol. 1954). Gen *E* je epistatický k *Bs* a *R*. Gen *Bs* (Bogart a Ibsen 1937) omezuje výskyt pigmentovaných chlupů jen na určitá místa. Červená barva se může projevit jen tehdy, jsou-li přítomny geny *E* a *Bs* v recesivní formě, anebo když vůbec chybějí. Rendel (1959) se dokonce domnívá, že dědičnost černé a červené barvy je analogická s dědičností jiných savců, a to tak, že gen *E* způsobuje černé zbarvení a že homozygoti *ee* jsou červení, a že gen *R* vůbec neexistuje.

Gen *S* způsobuje plášťové zbarvení jak červené, tak i černé barvy a jeho recesivní alela podmiňuje bílou strakatost. Podle Coleho (1924) není *S* úplně dominantní nad *s* a Ibsen (1933) se domnívá, že tato neúplná dominance je způsobena přítomností genu pro dominantní bílou strakatost u domněle recesivně bílých strakatých zvířat.

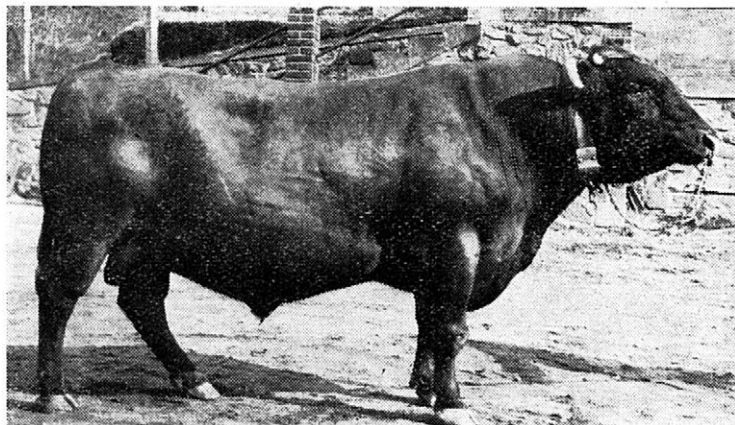
Dunn a kol. (1923), jakož i Briquet a Lush (1947) sledovali u holštýnsko-fríského skotu proměnlivost výskytu bílých skvrn a došli k závěru, že individuální variance ve velikosti a množství bílých skvrn je ve značné míře určována geneticky. Naprosto se shodovali i v tom, že existuje vysoce průkazný korelační vztah mezi kresbou bílé strakatosti na obou stranách těla. Nedědičné faktory mají jen nepatrný vliv na tvar a velikost bílých skvrn. Malý vliv nedědičných faktorů potvrdili rovněž při studiu monozygotních dvojčat Bonnier a Hansson (1946), Kronacher a Sanders (1936). Briquet a Lush (1947) šli tak daleko, že stanovili nejméně 4 páry genů, které modifikují účinek genu pro strakatost *s*. Dále stanovili, že procentuální výskyt bílé barvy se mírně snižuje od narození do úplné dospělosti, a že pohlaví nemá vliv na proměnlivost bílé strakatosti. Naproti tomu tvrdí Dunn a kol. (1923) a Treece a kol. (1958), že u samců je větší plocha těla pigmentována než u samic a že je to způsobeno pohlavně ovlivněnými mechanismy dědičnosti, které ovlivňují výskyt barevných odznaků sexuální dimorfism způsobem. Treece a kol. (1961) zjistili vztah mezi výskytem bílých odznaků na hlavě a velikostí pigmentovaných částí těla, a to tak, že čím je méně pigmentu na hlavě, tím je i méně pigmentu na ostatním těle.

METODIKA

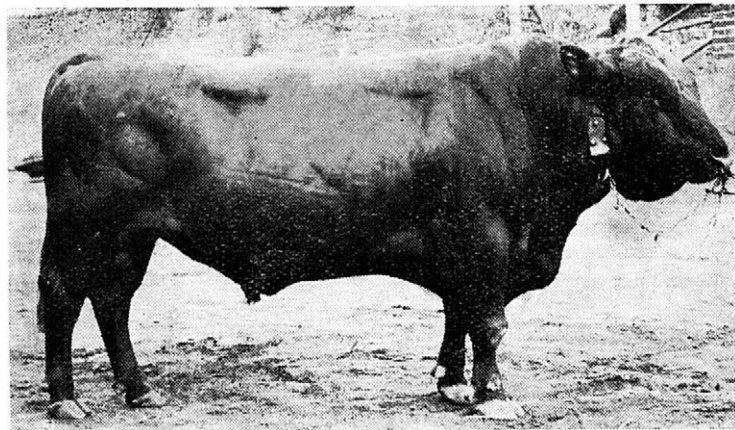
Od roku 1961 se na účelovém hospodářství Ústředního výzkumného ústavu živočišné výroby v Uhřetěvsi sleduje křížení mezi červenostrakatým skotem a červeným dánským plemenem. Pro vytvoření F_1 generace byly v první etapě zapuštěny červenostrakaté krávy třemi importovanými dánskými býky: Ornsager 55 — Os 25 944, nar. 31. 3. 1955 (obr. 1); Yeppe 5-Yp-1-25 942, nar. 5. 12. 1954 (obr. 2); Grusvig 132-Gs-26 131, nar. 17. 11. 1954 (obr. 3). S výjimkou jedné červenostrakaté krávy byly ostatní krávy červenostrakaté. Kráva 509-BCCW byla plemene červenostrakatého nížinného a pocházela z importu. Všichni býci vykazovali typické syté červené plášťové zbarvení bez bílých odznaků. Strakatost krav odpovídala charakteristickému zbarvení červenostrakatého skotu. Na obr. 4—6 jsou vyobrazeny tři typické červenostrakaté krávy s různým množstvím bílých odznaků. Bylo hodnoceno pouze samičí potomstvo, a to ve stáří 18 měsíců.

VÝSLEDKY A DISKUSE

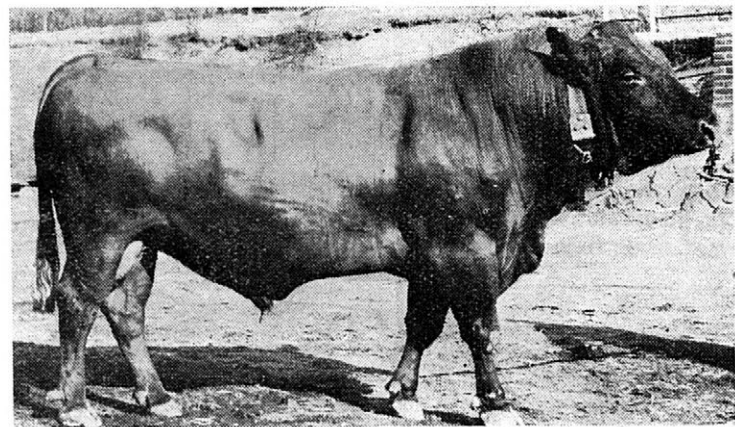
Od 47 krav se narodilo celkem 50 telat kříženců F_1 generace, z toho bylo 25 býčků a 25 jaloviček; vyskytly se 3 páry dvojčat. Stáří 18 měsíců se dožilo z celkového počtu 25 narozených jaloviček 19 jedinců, kteří v tomto stáří byli hodnoceni s ohledem na zbarvení a barevné odznaky. Býčci byli dodáni na jatky. Bílé odznaky u F_1 generace se vyskytly pouze na některých částech těla, a to na hlavě v podobě šňupky, hvězdy, lysiny a skvrny na žuchvě a spodní čelisti, dále v krajině od pupku po kost hrudní, v krajině od pupku k vemeni, na vemeni, v krajině tříselné a na řase předkolenní, na zadních končetinách a na ocasu. V tab. I přehledně uvádíme všechny kříženky s příslušnými odznaky na těle. Z celkového počtu kříženek F_1 generace se vyskytla pouze jediná jalovice 1057/34, která byla plášťově červená bez bílých odznaků. Mimo tuto



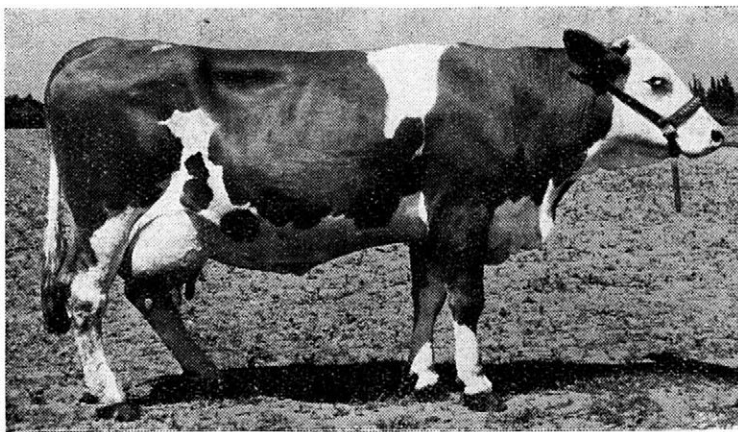
1. Býk plemene dánská červinka Ornsager 55-Os 25 944



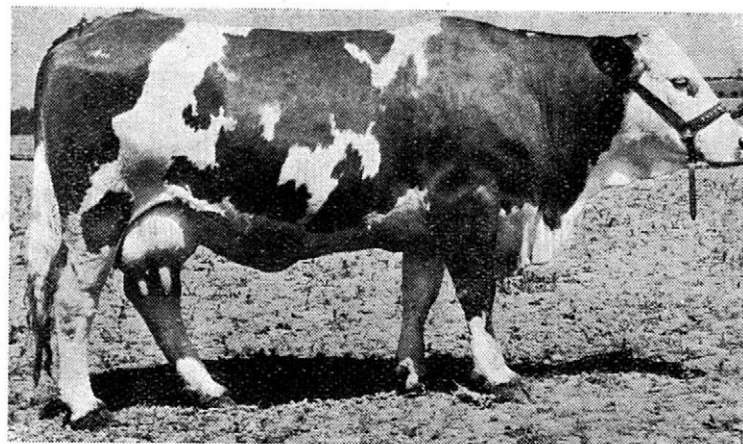
2. Býk dánského červeného plemene Yeppe 5-Yp-1-25 942



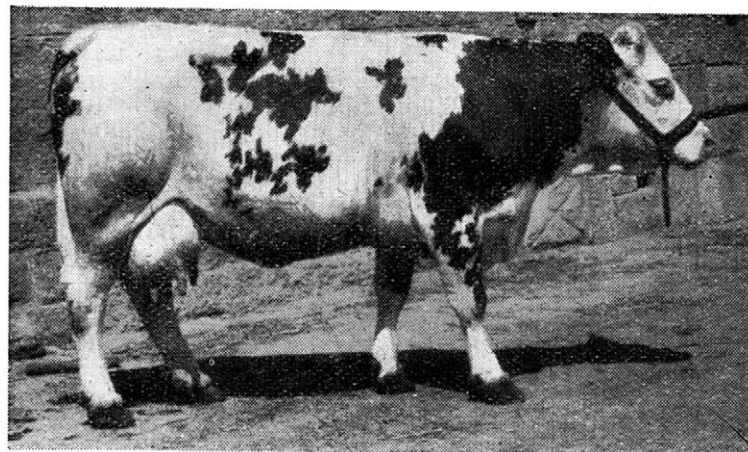
3. Červený dánský býk Grusvig 132-Gs-26 131



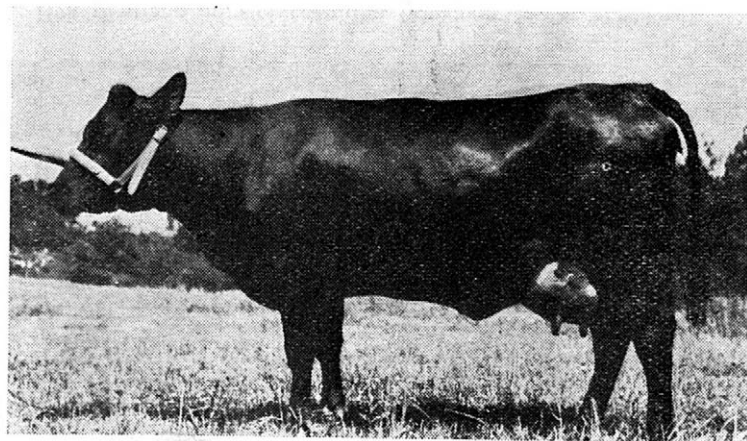
4. Červenostrakatá dojnice 476-BCCW s malým množstvím bílých odznaků



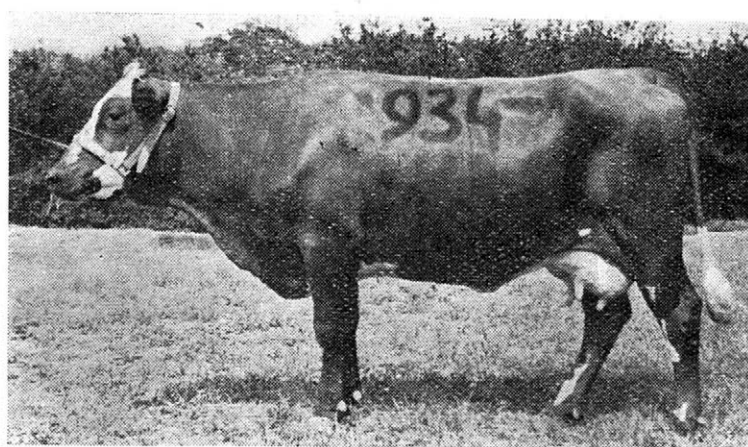
5. Červenostrakatá dojnice 557-BCCW se středním množstvím bílých odznaků



6. Červenostrakatá dojnice 537-BCCW s nepatrným výskytem pigmentu



7. Kříženka F₁ číslo 962/5, pocházející z křížení mezi krávou 509-BCCW černou strakou a býkem Ornsager 55-Os 25 944



8. Kříženka F₁ 934/1, matka 657 BCCW, otec Yeppe 5-Yp-1-25 942

I. Přehled jalovic F1 generace podle výskytu bílých odznaků

B. č.	Číslo jalovice	Pigmentová- ná bez od- znaků	Odznaky hlavy				Odznaky v krajině od pupku až po kost hrudní	Odznaky v krajině od pupku k vemeni	Odznaky na vemeni	Odznaky v krajině tří- selné a na řase před- kolení	Odznaky na	
			šňupka na mulci	hvězda	lysina	skvrna na žuchvě a spodní čelisti					zadní konč.	ocasů
1	934/1				/	/	/	/	/	/	/	/
2	960/3				/	/	/	/	/	/		
3	962/5*						/	/	/	/		
4	958/6				/	/	/		/	/		
5	967/7			/					/			/
6	972/8					/	/	/	/			/
7	988/14			/					/	/		/
8	989/17			/					/			
9	1002/18		/		/	/	/	/		/		
10	1044/20			/								/
11	1045/21		/		/		/	/	/	/		/
12	1046/22				/		/	/	/			/
13	1047/23			/		/	/					
14	1055/26			/					/	/		
15	1056/31		/		/	/			/	/		/
16	1057/34	/										
17	1061/36			/			/					/
18	1100/38							/	/			
19	1101/39				/	/			/	/		/
Celkem.		1	3	7	8	8	10	8	14	10	1	10

* Dojnice 962/5 byla černá a nikoliv červená.

jalovici byly ještě dvě 960/5 a 1100/38, které neměly žádné odznaky na hlavě. 16 jalovic vykazovalo bílé odznaky na hlavě, z toho 3 měly šňupku na mulci, 7 hvězdy a 8 lysiny a skvrny na žuchvě a spodní čelisti. 14 jalovic vykazovalo odznaky na vemeni, 10 odznaky v krajině od pupku až po kost hrudní, odznaky v krajině tříselné a řase předkolenní, odznaky na ocasu, 8 mělo odznaky v krajině od pupku k vemeni a pouze 1 jalovice měla odznaky na zadních končetinách. Vztahy mezi zbarvením na uvedených částech těla většinou nebyly zjištěny; jen tehdy, pakliže se nevyskytovaly u zvířete bílé odznaky na hlavě, neobjevily se též na zadních končetinách ani na ocasu.

Tak jako u importovaných čistokrevných dánských červinek, setkáváme se i u kříženců se dvěma odstíny červené barvy, a to s barvou tmavou a světlejší. Dědičnost těchto dvou odstínů nebyla však předmětem předkládané práce, přesto je stále sledována a bude podrobena rozboru v jedné z dalších prací.

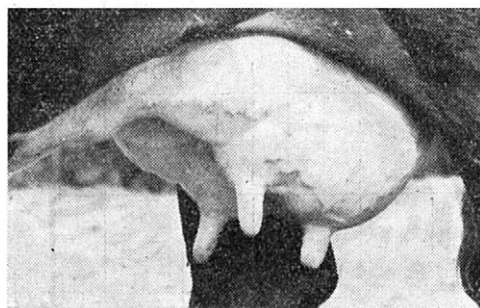
V obr. 7 je vyobrazena kříženka F_1 gen. č. 962/5 bez odznaků na hlavě a s relativně menším výskytem bílé barvy na ostatních částech těla. Podrobný popis: plášťově černá, na hlavě bez odznaků, od pupku až k hrudní kosti úzký bílý pruh, který se od pupku k vemeni rozšiřuje, značně zasahuje levou přední čtvrtku vemene. Též na zadní čtvrti vemene jsou bílé skvrny, totéž je v menším rozsahu i na pravé straně vemene, bílé výběžky vycházející v krajině tříselné až po řasu předkolenní, na zadních končetinách a na ocasu se pigment nevyskytuje.

Na obr. 8 je vyfotografována dojnice číslo 934/1, s největším výskytem bílých odznaků. — Podrobný popis: plášťově červená, na hlavě velká bílá nepravidelná lysina, na levé žuchvě a spodní čelisti velká skvrna zasahující pod bradu. Od pupku až po kost hrudní nepravidelně se rozšiřující bílý pruh. Od pupku až k vemeni bílá, značně velká oblast zaujímající téměř celé vmeno (obr. 9). Na levé předkolenní řase bílá skvrna o průměru 4 cm. Na levé zadní končetině bílý proužek od hleznového kloubu téměř až ke kloubu spěnkovému probíhající po vnitřní straně končetiny. Na pravé zadní končetině též bílá skvrna nepatrně se rozšiřující ke spěnkovému kloubu. Spodní třetina ocasu bílá.

Rozšíření a velikost bílých odznaků na jednotlivých částech těla jsou u potomků v F_1 generaci značně proměnlivé.

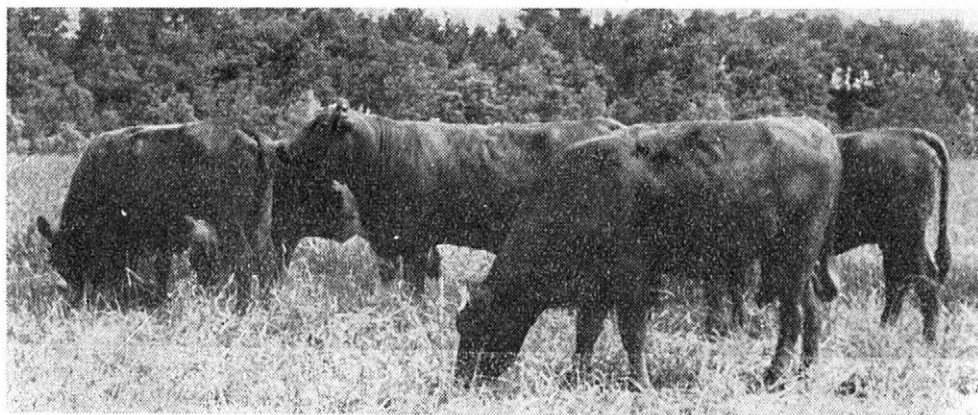
Křížením černostrakaté krávy 509 - BCCW s plášťově červeným býkem červeného dánského plemene vznikla jalovice 962/5 plášťově černého zbarvení bez bílých odznaků na hlavě a s některými odznaky na spodní části hrudi,

břicha a vemeni. Zbarvení tohoto jedince odpovídá velmi dobře představám a výsledkům o dědičnosti černého a červeného zbarvení Bogarta a Ibsena 1937, Ibsena 1949 a Baldwin a kol. 1954. Vycházíme z toho, že kráva 509 - BCCW byla homozygotní pro dominantní gen E , který způsobuje černé zbarvení. Pářením této dojnice s červeným dánským býkem vznikl potomek, který byl nositelem pouze jedné alely E a vlivem úplné dominance tohoto genu si zachoval černé zbarvení.



9. Detail vemene dojnice 934/1

U kříženců F_1 generace je patrné, že v případě červeného dánského plemene byli jejich rodiče nositeli genů SS a červenostrakatého skotu genů ss . Kříženci F_1 generace vykazují tudíž genotypovou konstituci pro toto zbarvení Ss a vlivem dominance S nad s byli podle očekávání plášťově červení, resp. v případě dojnice 962/5 plášťově černí. Pigmentace kříženců F_1 generace nebyla totální. U kříženců F_1 generace se vyskytovaly odznaky na hlavě, spodní části hrudi a břicha, na vemení, v tříselné krajině a na předkolenní řase, jakož i na zadních končetinách a na ocasu. Znamená to, že dominance genu S nad s není úplná, což bylo již dříve zjištěno *Colem* (1924), *Ibsenem* (1933) a *Colem* a *Johanssonem* (1948).



10. Skupina kříženek F_1 s různým výskytem bílých odznaků, na pastvě

Přikládáme se rovněž k tvrzení *Dunna* a kol. (1923) a *Briqueta* a *Lushe* (1947), že individuální variance ve velikosti a množství bílých odznaků je ve značné míře určována geneticky. Stejně tak je možno hovořit o vztahu mezi pigmentací hlavy a pigmentu na ocasu a končetinách a dalších částech těla, a to tak, že čím je více pigmentu na hlavě, tím je i více pigmentu na končetinách a ocasu a též na jiných částech těla. Tento poznatek byl rovněž formulován *Treecem* a kol. (1961). Dojnice s největším podílem bílé barvy měla bílé odznaky i na zadních končetinách. Protože jde pouze o jediný případ, není možné tento poznatek zevšeobecňovat, i když byl již v minulosti potvrzen *Colem* a *Johanssonem* (1948).

Na základě předkládaných výsledků a výsledků získaných jinými autory bylo možno přispět k objasnění dědičnosti plášťového zbarvení a strakatosti F_1 generace kříženců. Dědičnost tohoto zbarvení, jakož i další otázky jsou v současné době sledovány u F_{11} a F_{10}^* generace a výsledky přispějí ještě k dalšímu objasnění tohoto problému.

*) Pozn.: Tato symbolika je převzata z *Lauprechta* (1958) a označuje druhou filiální generaci, vzniklou zpětným křížením na jednoho z rodičů označovaných P_1 nebo P_0 .

Od roku 1961 je sledováno zbarvení u kříženců F_1 generace, kteří vznikli pářením importovaných červených dánských býků s kravami českého červeno-strakatého plemene, za účelem studia dědičnosti barvy a barevných odznaků. Znalost pochodů dědičnosti zbarvení nabývá v současné době značného významu pro zdokonalení metod plemenitby a selekce. To dokazují četné vědecké práce zabývající se dědičností zbarvení skotu, které byly v posledních letech uveřejněny ve vyspělých chovatelských státech.

Sledováním dědičnosti zbarvení jsme u F_1 generace kříženců dospěli k těmto předběžným výsledkům:

1. u potomků v F_1 generaci převládá plášťové červené zbarvení dánského skotu, přičemž se u nich vyskytují bílé odznaky na hlavě, spodní části trupu, vemeni, v tříselné krajině, na končetinách a ocasu. Červený dánský skot je homozygotní pro plášťovou barvu *SS* a červenostrakatý skot pro *ss*. Kříženci z tohoto páření jsou genotypové konstitute *Ss*. Alela *S* je dominantní nad alelou *s*, i když dominance není úplná, což vyplývá z výskytu bílých odznaků;

2. na jednom případě bylo potvrzeno, že černá barva je dominantní nad červenou barvou vlivem genu pro rozšíření černé barvy *E*. Geny *S* a *s* působí stejným způsobem jak i na červenou, tak i na černou barvu;

3. čím je více bílých odznaků na hlavě, tím je i více bílé barvy na ostatních částech těla, zejména na končetinách a na ocasu.

I když mají naše výsledky získané u F_1 generace informativní charakter, shodují se s výsledky jiných autorů, kteří se tímto problémem zabývali velmi podrobně. Dá se s velikou pravděpodobností předpokládat, že u dalších generací kříženců dojde k potvrzení závěrů, které byly získány jednak předkládanou studií a jednak jinými dřívějšími pracemi v zahraničí a zjištěním dalších poznatků. Aby studium dědičnosti barev nebylo pouze akademickou záležitostí, bude dále výzkum na tomto úseku zaměřen především na využití poznatků dědičnosti barev v praktické plemenářské práci. Tato studie je rovněž prvním příspěvkem k dědičnosti barev u skotu v našich podmínkách.

Došlo dne 13. 8. 1964

Literatura

1. Baldwin C. S., Gilmore L. O., Fechheimer N. S.: Inheritance of black hair patterns in cattle lacking the extension factor for black (*E*). I. Blackish. *Journal of Dairy Science*, 37: 1368-1375, 1954. — 2. Bogart R., Ibsen H. L.: The relation of hair and skin pigmentation to colour inheritance in cattle, with notes on guinea pig hair pigmentation. *Journal of Genetics*, 35: 31-59, 1937. — 3. Bonnier G., Hansson H.: Studies on monozygous cattle twins, V. The effect of different planes of nutrition on growth and body development of dairy heifers. *Acta Agr. Suecana*, 1: 171-205, 1946. — 4. Briquet R., Lush J. L.: Heritability of amount of spotting in Holstein-Friesian Cattle. *The Journal of Heredity*, 31: 253-256, 1947. — 5. Cole L. J.: The Wisconsin experiment in cross-breeding cattle. *Proc. World's Dairy Congress* 1923, 2: 1383-1388, 1924. — 6. Cole L. J., Johansson I.: Inheritance in crosses of Jersey and Holstein-Friesian with Aberdeen-Angus cattle. II. Color and white spotting. *The American Naturalist*, 82: 202-233, 1948. — 7. Dunn L. G., Webb H. F., Schneider M.: The inheritance of degrees of spotting in Holstein cattle. *The Journal of Heredity*, 14: 229-240, 1923. — 8. Ibsen H. L.: Cattle inheritance. I. Color. *Genetica*, 18: 441-480, 1933. — 9. Ibsen H. L.: The inheritance of the allelomorph and modifiers of white spotting in cattle. *Eighth Inter. Congr. Genetics Proc.*: 601, 1949. — 10. Kronacher C., Sanders D.: Neue Ergebnisse der Zwillingsforschung beim Rind. *Zeitschrift für Züchtung B. Tierzüchtung und Züchtungsbiologie*, 34: 133-220, 1936. — 11. Lauprecht E.: Ein Beitrag zur Darstellung von Zuchtverfahren. *Zeitschrift für Tierzüchtung und Züchtungsbiologie*,

70:122-132, 1958. — 12. Rendel J.: Farbe und Zeichnung. Handbuch der Tierzucht, Haustiergenetik, sv. II:106-141, 1959. — 13. Treece J. M., Gilmore R. L., Fehheimer N. S.: Factors affecting the expression of spotting in Holstein-Friesian cattle. I. Influence of sex on the amount of pigmented areas. The Journal of Heredity, 49:139-142, 1958. — 14. Treece J. M., Gilmore R. L., Fehheimer N. S.: Factors affecting spotting in Holstein-Friesian cattle. II. Association of head pattern and amount of pigmented body areas, The Journal of Heredity, 52:250-252, 1961.

Наследственность окраски шерсти при скрещивании красно-пестрого крупного рогатого скота с датским красным скотом

Изучение помесей F₁ поколения

С 1961 года изучается окраска у помесей F₁ поколения, которые были созданы путем спаривания импортных красных датских быков с коровами чешской красно-пестрой породы, с целью установления наследственности окраски и цветных отметин. Понимание процессов наследственности окраски в настоящее время имеет все большее значение для усовершенствования методов племенной работы и селекции. Это доказывают многочисленные научные работы, занимающиеся наследственностью окраски крупного рогатого скота, которые были в последние годы опубликованы в странах с хорошо развитым животноводством.

В результате изучения наследственности окраски у F₁ поколения помесей мы пришли к следующим предварительным выводам:

1. У потомков в F₁ поколения преобладает красная окраска датского крупного рогатого скота, причем у них имеются белые отметины на голове, нижней части туловища, вымени, паховой области, на конечностях и хвосте. Красный датский крупный рогатый скот гомозиготный для красной окраски SS а красно-пестрый крупный рогатый скот — для ss. Помеси из этого спаривания генотипной конституции Ss. Алелла преобладает над алеллой s, хотя доминантность неполная, что вытекает из появления белых отметин;

2. На одном примере было подтверждено, что черная окраска преобладает над красной под влиянием генов распространения черной окраски E. Гены S и s действуют таким же способом как на черную, так и на красную окраску;

3. Чем больше белых отметин на голове, тем больше белой окраски и на остальных частях тела, в особенности на конечностях и на хвосте.

Хотя наши результаты, полученные у F₁ поколения и носят информативный характер, они совпадают с результатами других авторов, которые занимаются весьма подробно этой проблематикой. Можно с большой вероятностью предполагать, что в последующих поколениях помесей произойдет подтверждение выводов, которые были получены как настоящей работой, так и другими более ранними работами за границей и получением дальнейших данных. Для того, чтобы изучение наследственности окраски не было только вопросом академического порядка, исследование на этом участке, прежде всего, будет впроде направлено на использование данных наследственности окраски в практической племенной работе. Эта работа является первой статьей по наследственности окраски у крупного рогатого скота в наших условиях.

Heredity of the Colouring of the Coat in the Case of Crossbreeding of the Red-Spotted Cattle with Danish Red Cattle

Following the F₁ Crossbreed Generation

Since 1961 the authors have been investigating the colouring of crossbreeds of the F₁ generation resulting from the crossing of imported Danish red bulls with cows of the red-spotted breed in their study of the heredity of colouring and coloured marks. At present the knowledge of the processes of heredity with regard to colouring is acquiring considerable importance for the perfecting of the methods of breeding and selection. This has been proved by numerous scientific papers dealing with the heredity of the colouring of cattle, which have been published in well-developed cattle breeding countries in recent years.

Investigation of the heredity of the colouring of crossbreeds of the F₁ generation has resulted in the following preliminary results:

1. In offsprings of the F₁ generation the red colour of the Danish cattle predominates in the coat with white marks on the head, on the lower part of the trunk, on the udder, in the groins, on the limbs, and on the tail. The red Danish cattle is homozygous for the SS colour of the coat and red-spotted cattle for ss. Crossbreeds

of this mating are of a *Ss* genotypic constitution. The *S* allele dominates over the *s* allele, even if the dominance is not complete, which is shown by the white marks.

2. In one case the fact was confirmed that black colour dominates over red colour through the influence of the gene for the spreading of the black colour *E*. *S* and *s* genes affect equally both red and black colour.

3. The more white marks on the head the more white colour is found also on the other parts of the body, and thus particularly on the extremities and on the tail.

Even if our results obtained in the *F*₁ generation are only of an informative character, they nevertheless conform with the results obtained by other authors, who have investigated this problem very thoroughly. It may be assumed to be very likely that in further generations of crossbreds confirmation will be obtained of the conclusions drawn in the submitted study on the one hand and in earlier work performed abroad and in the discovery of further facts on the other hand. So as to prevent the study of the heredity of colouring to remain a mere academic matter, further research work in this field will be directed above all towards the application of the facts learned regarding the heredity of colouring in practical breeding work. This study is also the first contribution towards the investigation of the heredity of colouring of cattle under our conditions.

Die Erbllichkeit der Farbe des Fells bei der Kreuzung von Höhenfleckvieh mit Roten Dänen

Die Beobachtung der Kreuzungstiere der *F*₁ Generation

Seit dem Jahre 1961 verfolgen wir die Färbung der Kreuzungsprodukte der Generation *F*₁, die durch Decken von Kühen des Böhmisches Höhenfleckviehs mit importierten Roten Dänischen Bullen entstanden, um die Vererbung der Farben und der farbigen Abzeichen zu untersuchen. Die Kenntnis der Vorgänge bei der Vererbung der Farbe gewinnt gegenwärtig immer mehr Bedeutung für die Vervollkommnung der Kreuzungs- und Selektionsmethoden. Das beweisen zahlreiche wissenschaftliche Arbeiten, die sich mit der Erbllichkeit der Färbung beim Rind befassen und die in den letzten Jahren in den Staaten mit einem hohen züchterischen Niveau veröffentlicht wurden.

Durch die Verfolgung der Vererbung der Färbung bei den Bastarden der Generation *F*₁ kamen wir zu folgenden vorläufigen Ergebnissen:

1. Bei den Nachkommen in der Generation *F*₁ überwiegt die rote Färbung des Dänischen Rinds, wobei weiße Abzeichen am Kopf, der Unterseite des Rumpfes, dem Euter, in der Leistengegend, an den Gliedmaßen und am Schwarz auftreten. Die Roten Dänen sind für die Grundfarbe *SS* homozygot, das Höhenfleckvieh für die Farbe *ss*. Die Produkte aus dieser Kreuzung haben die Genotypenkonstitution *Ss*. Die Allele *S* dominiert über die Allele *s*, auch wenn die Dominanz nicht vollständig ist, was aus dem Auftreten von weißen Zeichnungen hervorgeht.

2. An einem Fall wurde bestätigt, daß die schwarze Farbe durch den Einfluß des Gens *E* für ihre Verbreitung über die rote Farbe dominiert. Die Genen *S* und *s* wirken auf die gleiche Art sowohl auf die rote als auch auf die schwarze Farbe.

3. Je mehr weiße Abzeichen am Kopf auftreten, umso mehr weiße Farbe finden wir auch auf den anderen Teilen des Körpers, besonders an den Gliedmaßen und am Schwanz.

Wenn auch unsere an der Generation *F*₁ gewonnenen Ergebnisse nur einen informativen Charakter haben, stimmen sie mit den Ergebnissen anderer Autoren überein, die sich mit diesem Problem sehr ausführlich befaßten. Man kann mit großer Wahrscheinlichkeit voraussetzen, daß es bei den weiteren Generationen der Bastarde zur Bestätigung der Schlüsse kommen wird, die einerseits in der vorgelegten Studie und andererseits durch andere frühere Arbeiten im Ausland und die Ermittlung weiterer Erkenntnisse gewonnen werden. Um aus dem Studium der Erbllichkeit der Farben nicht nur eine akademische Angelegenheit zu machen, wird die weitere Forschung auf diesem Abschnitt vor allem auf die Ausnutzung der Erkenntnisse über die Erbllichkeit der Farben in der praktischen Züchtungsarbeit sein. Diese Studie ist gleichfalls der erste Beitrag zur Vererbung der Farben bei Rindern in unseren Bedingungen.

Inž. Jan Přibyl,

Inž. Václav Jakubec, CSc.

Ústřední výzkumný ústav živočišné výroby, Uhřetěves

■ Systematické hodnocení dědičnosti vlastností je v chovu užitkových plemen koní dosud opomíjenou oblastí. I když se přirozeně v chovu přihlíží ke kvalitě potomstva používaných plemeníků, je přece jen žádoucí zpřesnit jejich chovnou a plemennou hodnotu systematickou kontrolou dědičnosti. Značným přínosem jsou tudíž všestranné výkonnostní zkoušky v chovu SPS; dosud získané výsledky neumožní však šetření ve výběrech s velkou četností pozorovaných případů.

V chovu anglického plnokrevníka (A1/1) je situace již příznivější, což je způsobeno užitkovostí plnokrevných koní (rychlost), tedy vlastností kvantitativně měřitelnou, zatímco hodnocení užitkových vlastností u tažných koní je podstatně obtížnější. Systematickými zkouškami výkonnosti A1/1 jsou již po dobu více než 150 let získávány podklady pro další plemenářskou práci (určitý způsob kontroly dědičnosti), takže výkonnost plnokrevných koní se neustále zvyšuje.

Nejobtížnější je sledování dědičnosti vlastností v zemském chovu, kde zvláště v současné době je plemenářská práce značně ovlivněna vysokou proměnlivostí negenetických činitelů, což nabývá na výrazu zvláště u koní v průběhu dlouhého období ontogeneze. Za relativně konstantní lze považovat negenetické vlivy jen v hřebčinském chovu. Proto se tedy na chov koní v SPÚ (= státní plemenářské ústavy — hřebčiny) zaměříme i v této práci.

LITERARNÍ PŘEHLED

Údajů o dědičnosti užitkových vlastností koní je v literatuře velmi málo. Pro užitková plemena jsou tedy velmi důležité výsledky prací Vara (1946), Vainikainen a (1946) a Lonky (1946), kteří hodnotili dědivost tažné síly u koní ve stupňovitých zkouškách v maximálním tahu v saních. Pro dědivost mezi otci a syny a matkami a syny uvádějí tyto autoři hranici h^2 0,28—0,40.

U plnokrevníků jsou pozoruhodné práce Artze (1961) a Bormanna (1962), dále Darleye (1962), Krügera (1963). Ócsag a Tóth (1959) uvádějí pro dědivost rychlosti u klusáků velmi nízké hodnoty.

K plemenné analýze v chovu koní lze vzhledem k obvykle nižší četnosti potomstva velmi dobře využít grafické metody. Hodnocení dědivosti tělesných rozměrů u koní křivkovým diagramem zavedl u nás Koubek (1938); způsobu vypracování tímto autorem bylo používáno v plemenářské práci obvodu hřebčince Tlu- mačov na Moravě.

Některých z metod křivkových diagramů jsme použili i v naší práci při hodnocení potomstva po A1/1 Gradivovi a po některých polokrevných plemenících působí-

cích v chovu SPÚ Kladruby (1964). V poslední práci používáme k odhadu plemenné hodnoty pepiniérů působících ve Výzkumné stanici pro chov koní ve Slatiňanech při regeneraci starokladrubského vraníka Robertsonovy metody srovnávání užitkovosti potomstva s váženým průměrem vrstevníků, kdy jsme se zaměřili na dědivost výkonnosti, exteriéru a základních tělesných rozměrů (v tisku).

Dále je pak nutné upozornit na práce Robertsona (1907), Wriedta (1927), Bílka (1933), Witta (1934), Ankera (1955), Krebse (1956), Koubka (1957), Fladeho (1957), Chadžidimitrova (1960), Schmidta (1960), Nilssona (1960).

MATERIÁL A METODIKA

Genetická analýza je u koní ztížena dlouhým generačním intervalem a tím i zvýšenou proměnlivostí negenetických vlivů. V neposlední řadě je nutné přihlížet ke skutečnosti, že manifestace užitkových vlastností (rychlost v dostihu, tažná síla atd.) je značně ovlivněna vnějšími podmínkami — jezdcem, terénem, klimatickými podmínkami, stupněm výcviku a jeho odbornou úrovní atd. Při hodnocení výkonnosti a při výpočtu koeficientu dědivosti je tedy vždy nutné uvažovat i o možné náhodné kumulaci těchto vlivů (zvláště při menším počtu opakování), a to ať již v pozitivním, nebo v negativním směru.

V chovu užitkových plemen lze negenetické vlivy stabilizovat v hřebčinském chovu, zatímco v zemském chovu je jejich proměnlivost značná. Proto jsou podkladem našeho výpočtu koeficientů dědivosti tělesných tvarů a váhy údaje z chovu anglického polokrevníka (dále A 1/2) SPÚ Kladruby.

U anglických plnokrevníků (dále A 1/1) jsme se zaměřili na sledování dědivosti výkonnosti (rychlosti). Podkladem výpočtů je zhodnocení posuzovaných koní Generálním handicapem (Gh) v ročníku tříletých, tedy v Derby ročníku. Výkonnost koní je po ukončení dostihové sezóny kvantitativně ohodnocena v kilogramech v Gh. Pro naše šetření byl z A 1/1 koní vybrán počet 125 dvojic dcera-matka a 121 dvojic syn-matka (po vyřazení jedinců s konstitučními vadami a nižším počtem startů než 5) v průběhu dostihové sezóny tříletých. Koeficienty dědivosti byly počítány metodou regrese potomků na matky ($h^2 = 2b_{xy}$). Pro výpočet dědivosti metodou korelací polosourozenců bylo vybráno při respektování stejných kritérií 148 hřebců a 156 klisen po otcích: Gradio, Berggeist, Orientale, City, Pierot, Lionel, Deux pour Cent, Korsičan, Arkász, Liberál, Lotos, Brat a Masis; oba soubory byly sestaveny za předpokladu sledování nejméně 3 potomků po uvedených plemenicích.

Dědivost tělesných rozměrů a váhy byla sledována ve výběru sestaveném ze 130 dvojic dcera-matka. Údaje byly získány ze základních listů plemenných koní chovu SPÚ Kladruby.

VÝSLEDKY

Výpočet koeficientů dědivosti tělesných tvarů a váhy uvádíme v tab. I. Lze říci, že vypočítané hodnoty jsou poměrně blízké hodnotám očekávaným, tak jak je lze předpokládat na základě chovatelských zkušeností.

Vzhledem k nedostatku podkladů o výkonnosti u užitkových plemen koní zaměřujeme se na tuto otázku v chovu A 1/1 (tab. II).

Dosažený rozdíl hodnoty h^2 mezi hřebci a klisnami bude pravděpodobně způsoben i menším počtem pozorovaných dvojic (125 a 121); při velkém množství negenetických vlivů bude žádoucí k jejich určité stabilizaci použít souborů s větším náhodným výběrem. Náš plnokrevný chov však zatím takové možnosti neposkytuje. Z napočítaných koeficientů tedy zjišťujeme, že dědivost rychlosti je prakticky stejná jako dědivost tažné síly; 25–45 % úhrnné variace závisí podle našich výpočtů na dědičných faktorech, zatímco 55–75 % sledované vlastnosti závisí na vlivech negenetických, což je z hlediska jejich významu (trénink, technika jízdy atd.) na dosaženou výkonnost logické.

I. Koeficienty dědivosti tělesných měr a váhy anglických polokrevníků

Znak	Počet dvojic dcera – matka	b_{xy}	h^2
Výška v kohoutku	130	0,31425	0,62850
Obvod hrudi	130	0,05919	0,11838
Obvod holeně	130	0,14190	0,28380
Váha	130	0,13700	0,27400

II. Dědivost výkonosti (rychlosti) anglických plnokrevníků

Vlastnost	Počet dvojic	b_{xy}	h^2
Rychlost	dcera – matka 125	0,22421	0,4484
Rychlost	syn – matka 121	0,12565	0,2513

Hodnocením dědivosti rychlosti korelací polosourozenců (skupin synů a dcer po jednotlivých plemeních) jsme pro hřebce zjistili $h^2 = 0,19448$, $\sigma_1^2 = 11,197$, $r = 0,04862$, a pro klisny $h^2 = 0,25036$, $\sigma_1^2 = 17,399$, $r = 0,06259$.

Výsledky ukazují opět na relativně vyšší dědivost u klisen, což je souhlasné konstatování zjištěných již hodnot h^2 metodou regrese dcera – matka a syn – matka. Poměrně nízké koeficienty ukazují na opatrnost při použití metody korelace polosourozenců, neboť zjištěná hodnota h^2 je čtyřnásobkem zjištěné genetické korelace (genetická podobnost = 0,25), takže negenetické vlivy se rovněž zvyšují 4X. Vzhledem ke dlouhému generačnímu intervalu a síle negenetických vlivů bude používání této metody a i jiných metod založených na zjišťování složek variance poněkud komplikovanější než u jiných druhů hospodářských zvířat. V chovu A 1/1 vyvstává ještě otázka kvalitativních rozdílů mezi klisnami připářovanými jednotlivými plemeníky; rovněž i počet přidělených klisen nelze přehlédnout.

Při výpočtu dědivosti tělesných tvarů v polokrevném stádě jsme okrajově přihlédl i k otázce genotypových korelací mezi jednotlivými vlastnostmi, neboť výběrem na jednu vlastnost (hlavní) by bylo současně přihlíženo i k vlastnosti druhé, korelující. Vzhledem k problematice otázky vztahu výkonosti a tělesné stavby jsme se zatím omezili na výpočet genotypové korelace mezi váhou a obvodem hrudi u 130 párů.

Vypočítaná pozitivní hodnota $r_G = 0,47223$ je signifikantní ($s_{r_G} = 0,695$). U této genotypové korelace je nutno přihlédnout k velké střední chybě; tím se rovněž ukazuje nutnost metodického zpřesnění měření a vážení hřibat a koní. Tuto chybu lze částečně stabilizovat podstatným zvýšením frekvencí v náhodných výběrech; tím se však — při dlouhých generačních intervalech u koní — zesiluje možnost působení negenetických vlivů. Z těchto obecných důvodů je i u ostatních druhů hospodářských zvířat výpočet genotypových korelací obtížnější než výpočet dědivosti, jak blíže tuto otázku rozvádí Robertson

(1959). Avšak i vzhledem k očekávané střední chybě u genotypových korelací $(s_{rG} = \frac{2}{h_A h_B n})$ bude předpokládaná hodnota genotypových korelací váhy a obvodu hrudi, vypočítaná u souboru s větší četností pozorovaných případů, patrně ještě vyšší než námi zjištěná hodnota.

DISKUSE

Vypočítané koeficienty dědivosti tělesných tvarů a váhy jsou obecně nižší a jen pro kohoutkovou výšku je hodnota dědivosti vysoká. I když je počet zpracovaných dvojic pozorování relativně nízký a výsledky sami posuzujeme jako informativní, potvrzují zjištěné hodnoty plně praktické zkušenosti o proměnlivosti tělesných tvarů ve vztahu k exogenním vlivům a stadiu vývoje jednotlivých znaků při narození. Vzhledem k celkovému zmohutnění (váha, obvod hrudi a holeně) v 5–6 letech lze očekávat určité obecné zvýšení hodnot dědivosti u těchto znaků. Naše výsledky však nemůžeme srovnávat s pracemi cizích autorů, neboť tato oblast nebyla u koní v dosažitelné literatuře sledována.

Při sledování tělesné stavby je nutné kriticky hodnotit chybu měření, která se často pohybuje v rozsahu 1–2 %, a to je právě chyba, která může značně ovlivnit pozorování (rozdíl v mírách matek a dcer se často pohybuje v tomto intervalu).

Jak jsme již poznamenali, je otázka dědičnosti výkonnosti velmi komplikovaná a nelze ji posuzovat jen mechanicky. Výkonnost je podmíněna dědičným založením rodičů a tím tedy vlohovými kombinacemi u potomstva, avšak i genotypově vynikající jedinci, např. ve znaku rychlosti, se nemusí na dostihové dráze ještě projevit jako „třída“, neboť výkonnost je v rámci genetického základu podmíněna koordinací nervového systému a fyziologicko-biochemických funkcí jednotlivých orgánů ve vztahu k tréninku, metodickému pojetí celkové přípravy koně, technice jízdy, klimatickým podmínkám a četným dalším faktorům. (Poněvadž manifestace výkonnosti není vždy ilustrací genotypového založení jedince, jsou ve mnohých chovech A 1/1 klisny s „dobrou krví“ ceněny i při případných neúspěších na dráze.) Poněvadž tedy manifestace rychlosti je výslednicí složitých podmiňujících vlivů, nelze její posuzování omezit jen na mechanické — nebo jen jednostranné aspekty a vztahy, ale je žádoucí hodnotit genotyp posuzovaného jedince se zřetelem na vliv ostatních činitelů. Proto též při výběru rodičovských párů nelze přihlížet jen ke spojení hlavního užitkového znaku (např. připáření klisny letounky hřebcem vytrvalcem), ale ke stupni vyjádření ostatních vlastností. Znalost a zhodnocení dědičnosti všech těchto užitkových vlastností je důležitá právě při takové heterogenní plemenitbě.

Při posouzení obou souborů (dcera - matka a syn - matka) se jasně potvrzuje, že intermediární dědičnost této vlastnosti, která je zřetelná při sledování celé populace, se nedá hodnotit podle výkonnosti jednotlivých párů.

Výkon dostihového koně je typem rychlostní svalové práce, který je nutno řadit k vlastnostem kvantitativním. Plemenářsky je tedy žádoucí využívat plusvarianty a postupným vytvořením biotypů požadovaného genotypu udržovat pak výkonnost na vysoké úrovni. V praxi v chovu A 1/1 je dosažení tohoto stavu však velmi obtížné.

Nakonec ještě poznamenejme, že sestavení velkých souborů koní by bylo velmi problematické z hlediska relativní hodnoty Generálního handicapu. Proto

považujeme výsledky získané i v menších výběrech (při dodržení základních hledisek na biologickou skutečnost), jako jsou např. naše soubory A 1/1 a A 1/2 koní, za využitelné pro chovatelskou praxi.

SOUHRN

Ve výběru 125 dvojic dcera - matka a 121 dvojic syn - matka plnokrevných koní (A 1/1) byla vypočítána dědivost výkonnosti (rychlosti) metodou regrese dcera - matka ($h^2 = 2b_{xy}$). Výkonnost byla posuzována hodnotami Generálního handicapu (Gh) v ročníku tříletých, tedy v Derby ročníku. Dědivost rychlosti u dcer dosahuje $h^2 = 0,448$ a u synů $h^2 = 0,251$. Metodou korelací polosourozenců byla pro 148 hřebců po 8 plemenících a pro 156 klisen po 9 plemenících zjištěna hodnota $h^2 = 0,1945$ a $h^2 = 0,2504$. Vzhledem ke čtyřnásobnému zvýšení i negenetických vlivů je metoda korelací polosourozenců (zvláště u koní) již méně vhodná.

Sestavení větších souborů (z pozorování jsme vyřadili jedince s menším počtem startů, s konstitučními vadami atd.) není v našich podmínkách zatím možné. Obecně je nutné přihlížet ke dlouhému generačnímu intervalu u koní a značné proměnlivosti vlivu exogenních faktorů. Proto jsou hodnoty Gh jen relativní a v průběhu několika desetiletí doznávají určité změny; tato skutečnost značně omezuje sloučení výsledků hodnocení Gh v delším časovém intervalu.

Zjištěné hodnoty ukazují tedy na velký podíl negenetických vlivů; vzhledem ke specifičnosti dostihové výkonnosti je nutné uvážit, že manifestace výkonnosti není vždy ilustrací genotypového založení jedince, který při dobré funkční činnosti centrálního nervového systému, obecně fyziologického a biochemického aparátu a při odpovídajícím fenotypovém utváření neztrácí při dobrém původu na chovatelské hodnotě. Plemenářsky je tedy žádoucí využívat plusvarianty a postupným vytvářením biotypů požadovaného genotypu udržovat výkonnost na vysoké úrovni; v praxi je však dosažení tohoto stavu velmi obtížné.

Paralelně jsme přihlédl i k otázce dědivosti některých tělesných rozměrů. Ve stáde anglického polokrevníka (SPÚ Kladruby) u 130 dvojic dcera - matka byly zjištěny tyto koeficienty dědivosti (h^2): pro kohoutkovou výšku 0,628, pro obvod hrudi 0,1184, obvod holeně 0,2838 a váhu 0,2740. Vypočítané hodnoty jsou (mimo výšku) nižší, avšak v podstatě odpovídají fázi vývoje těchto tělesných rozměrů při narození a možnosti jejich proměnlivosti v průběhu ontogeneze. Výpočtem genotypových korelací mezi obvodem hrudi a váhou byla zjištěna signifikantní hodnota $rg = 0,4723$.

Vzhledem ke složitosti otázky, kterou v předložené práci diskutujeme, a s přihlédnutím ke sledovanému počtu případů považujeme získané výsledky za orientační.

Došlo dne 29. 3. 1965

Literatura

1. Anker F.: A teljesítőképesség öröklődésének viszonya az idegrendszerhez az állattenyésztés egyez ágában. Állattenyésztés, s. 5-11, 1955. — 2. Artz W.: Ein Beitrag zur Auswertung der Leistungsprüfungen in der Vollblutzucht unter besonderer Berücksichtigung der Rennleistungen einzelner Hengstnachkommenschaften. Giessen, Schriftenreihe Tierz. u. Haustiergenetik, B. 2, Parey Hamburg 1961. —

3. Bílek F.: Učebnice obecné zootechniky. Publ. MZ, Praha 1933. — 4. Bormann P.: Die Anwendung biomathematischer Methoden bei der Auswertung der Rennleistung von Vollblutpferden. Giessener Schriftenreihe Tierz. u. Haustiergenetik, B. 7, Parey Hamburg 1962. — 5. Darley G.: La haute qualité chez le cheval de course. Courses et élevage, juin, 272-275, 1962, août 411-416, 1962. — 6. Dedek J., Koubek K.: Křížení v chovu koní. Kap. z publik. Výsledky meziplemen. křížení v ČSSR, s. 240-273, SZN Praha 1960. — 7. Dušek J.: Použití grafických metod k plemenné analýze u koní. Chov koní a výk. zkoušky, č. 11, Bratislava 1964. — 8. Dušek J.: Produkce svalové práce. Kapit. z publ. Karakoz A.: Genetika hospodářských zvířat, s. 217-229, SVPL Bratislava 1964. — 9. Flade J. E.: Powrotne krzyzowski koni. Post. Nauk rol. 4, 4:113-124, Warszawa 1957. — 10. Chadžidimitrov P.: Za vlijanieto na roditelite varchu kačestva na potomstvo u konele. — 11. Karakoz A.: Základy plemenitby hospodářských zvířat. SVPL Bratislava 1962. — 12. Karakoz A.: Teoretické základy plemenné analýzy. MZ Praha 1947. — 13. Koubek K.: Plemenářské práce ve státním hřebčinci Tlumačov v letech 1938-1944. Plemenářské podklady. — 14. Koubek K.: Plemenitba koní. Kapit. z publikace Speciální zootechnika. Chov koní, 419-596. SZN Praha 1957. — 15. Krebs J.: Leistungsfähigkeits- u. Zuchttauglichkeitsprüfung bei Erstgeborenen in der Vollblutpferdezucht. Inst. für Tierz. u. Vererbungsforsch. der Tierärztlichen Hochschule, Hannover 1956. — 16. Krüger L.: Die Zuchtverfahren der Praxis, ihre Möglichkeiten und ihre Erfolge. Schriftenreihe des Max-Planck-Instituts für Tierz. u. Tierernährung, Sonderband, 133-181, Mariensee 1963. — 17. Le Roy H., Lörtscher H.: Die wichtigsten Methoden der Heritabilitätsbestimmung. Tierz. u. Züchtbiol., 66: 17-37, Hamburg 1955. — 18. Lörtscher H.: Selektionsmethoden der modernen Leistungszucht. Schriftenreihe des Max-Planck-Inst., 181-195, Sonderband Mariensee 1963. — 19. Lonka T.: Hevotyten vetokyvyn arvostelumahdollisuksista. Valt. maatal. koetoin. Ijulk. 126, Finland. — 20. Nilsson N. E.: Avkommebedömning av ardennerhingstarna. Svensk Husdjursskötsel 11: 363-366, Stockholm 1960. — 21. Ócsák J., Tóth J.: A ló gyorsaságának örökéletősegeröl. Agr. Egyet. Mezögaz. Karl. Közl., 61-67, Budapest 1959. — 22. Priski W.: Beobachtungen über den Einfluß der Mutter- und Vätertiere auf die Qualität der Nachkommenschaft. Tierz. u. Züchtungsbiol., B. 71, s. 69-90, Hamburg 1958. — 23. Robertson A.: Handbuch der Tierzüchtung. 1959. — 24. Schmidt K.: Zuchtwertbeurteilung von Vätertieren mittels Nachkommenprüfung. Acta agr. Ac. Sci. Hung., 10, 1-2: 75-86, Budapest 1960. — 25. Siler R., Váchal J.: Nové směry v genetice hospodářských zvířat. Studij. inf. ÚVTI, 1, Praha 1963. — 26. Witt M.: Physiologische Grundlagen und Wirtschaftlichkeit tierischer Nutzleistungen. Schriftenreihe des Max-Planck-Instituts Tierz. u. Tierernährung, 1-15, Sonderband Mariensee 1963. — 27. Varo M., Vainikainen V.: Der für Pferde verschiedenen Gewichts und Alters anzusetzende Zugwiderstand. The Journ. of the Sci. Agr. Soc. of Finland 30, 2: 105-112, 1958. — 28. Vainikainen V.: Suomalaisen hevosen Jalostuksesta. Acta Agr. Fennica, Helsinki 1946. — 29. Varo M.: Suomalaisen hevosen vetovoiman kehittämisestä. Maatal. aikakauskirja 19: 69-82, Helsinki 1947.

К вопросу изучения наследуемости некоторых свойств лошадей

В отборе 125 пар дочь-мать и 121 пары сын-мать чистокровных лошадей (A1/1) вычислялась наследуемость резвости методом регрессии дочь-мать ($h^2 = 2 b_{xy}$). Резвость оценивалась показателями Генерального гендикэпа (Гг) в категории трехлетков, следовательно, в классе Дерби. Наследуемость резвости у дочерей достигает $h^2 = 0,448$, а у сыновей $h^2 = 0,251$. Методом корреляций полубратьев и полусестер у 148 жеребцов от 8 производителей и у 156 кобыл от 9 производителей была установлена величина $h^2 = 0,1945$ и $h^2 = 0,2504$. Ввиду четырехкратного повышения и негенетических влияний метод корреляций полубратьев и полусестер (особенно у лошадей) уже менее пригоден.

Составление больших совокупностей (из наблюдений мы исключили лошадей с меньшим числом стартов, с конституционными недостатками и т. д.) в наших условиях пока что не представляется возможным. Вообще необходимо учитывать длинный генерационный интервал у лошадей и значительную изменчивость влияния экзогенных факторов. Поэтому величины Гг только относительные и в ходе нескольких десятилетий у них отмечаются известные изменения; это обстоятельство значительно ограничивает объединение результатов оценки Гг в более продолжительном интервале времени.

Установленные величины, следовательно, свидетельствуют о большой доле негенетических влияний; ввиду специфичности скаковой резвости следует учесть, что проявление резвости не всегда является иллюстрацией генотиповой основы особи, которая при хорошей функции центральной нервной системы и вообще физиологического и биохимического аппарата и при соответствующем фенотиповом формировании, при хорошем происхождении не утрачивает своей племенной ценности. Следовательно, в племенном деле следует использовать плюс-варианты и путем постепенного создания биотипов желательного генотипа поддерживать резвость на высоком уровне. Однако, на практике достижение такого положения весьма затруднительно.

Параллельно мы изучали также вопрос наследуемости некоторых телесных промеров. В стаде английской чистокровной верховой лошади (Государственный конный завод Кладрубы) у 130 пар дочь-мать были установлены следующие коэффициенты наследуемости (h^2): у высоты в холке 0,628, обхвата груди 0,1184, обхвата пясти 0,2838 и веса 0,2740. Вычисленные величины (за исключением высоты) ниже, однако в сущности они отвечают фазе развития этих телесных промеров при рождении и возможности их изменчивости в ходе онтогенеза. Путем вычисления генотиповых корреляций между обхватом груди и весом был установлен показатель $r_G = 0,4723$.

Ввиду сложности вопроса, который в настоящей работе обсуждается, и с учетом изучаемого числа случаев, мы считаем полученные результаты ориентировочными.

A Contribution to the Study of Heritability of Some Properties in Horses

In a selection of 125 daughter-mother couples and 121 son-mother couples of full-blooded horses (A 1/1) the heritability of performance (speed) was calculated by means of the regression daughter-mother ($h^2 = 2b_{xy}$). Performance was estimated according to the values of General Handicap (Gh) of three years old horses, i. e. the Derby age. In daughters heritability of speed reaches $h^2 = 0,448$, and in sons $h^2 = 0,251$. By means of the method of the correlation of half-sisters and half-brothers applied to 148 stallions after 8 sires and to 156 mares after 9 sires the values determined were $h^2 = 0,1945$ and $h^2 = 0,2504$ respectively. With regard to the fourfold increasing also of non-genetic influences the method of the correlation of half-sisters and half-brothers (particularly in horses) is less suitable.

The compilation of larger complexes (individuals with a smaller number of starts, with constitutional deficiencies, etc. were excluded from observation) is not possible in our conditions for the time being. Generally it is necessary to consider the long generation intervals in horses and the considerable variability of the influence of exogenic factors. Therefore the Gh values are only relative, and in the course of several tens of years they undergo certain changes. This fact considerably limits the combining of the results of the evaluation of Gh in a further time interval.

The values ascertained thus point out a large share of non-genetic influences. With regard to the specificity of the racing performance it is necessary to consider the fact that the manifestation of performance is not always an illustration of the genotypic constitution of the individual, which, in the case of a satisfactory functional activity of the CNS and of the general physiological and biochemical apparatus and in the case of an appropriate phenotype, does not lose, if of good origin, anything of its breeding value. From the point of view of breeding it is therefore desirable to make use of plusvariants and, by means of a gradual forming of biotypes of the desired genotype, to maintain performance at a high level. However, in the practice it is very difficult to achieve this state.

At the same time we also investigated the problem of the heritability of some body measurements. In a herd of English half-bloods (Kladruby State Breeding Institute) the following coefficients of heredity (h^2) were found in 130 daughter-mother couples: for the height of the withers 0,628, for the circumference of the chest 0,1184, for the circumference of the tibia 0,2838, and for weight 0,2740. The computed values (apart for the height) are lower, but substantially conform to the phase of development of these body measurements at birth and to the possibility of their changeability in the course of the ontogenesis. Calculation of the genotypic correlations between the circumference of the chest and weight resulted in the significant value of $r_G = 0,4723$.

With regard to the complexity of the problem investigated in the submitted work and with regard to the examined number of cases we consider the results obtained to be only of an informative character.

Beitrag zum Studium der Heritabilität einiger Eigenschaften der Pferde

Bei einer Auswahl von 125 Paar Tochter-Mutter und 121 Paar Sohn-Mutter der Vollblut-Pferde (A 1/1) errechnete man die Heritabilität der Leistung (Schnelligkeit) mittels der Regressions-Methode Tochter-Mutter ($h^2 = 2b_{xy}$). Die Leistung wurde durch die Werte des generellen Handicaps (Gh) im Jahrgang der Dreijährigen, demnach im Derby-Jahrgang beurteilt. Die Heritabilität der Schnelligkeit bei Töchtern erreicht $h^2 = 0,448$ und bei Söhnen $h^2 = 0,251$. Mittels der Methode der Halbgeschwister-Korrelation wurde für 148 Hengste nach 8 Zuchthengsten und für 156 Stuten nach 9 Zuchthengsten der Wert $h^2 = 0,1945$ und $h^2 = 0,2504$ ermittelt. Mit Rücksicht auf die bis vierfache Erhöhung der auch nicht genetischen Einflüsse ist die Methode der Korrelationen der Halbgeschwister (besonders bei Pferden) bereits weniger zweckmäßig.

Die Zusammenstellung von größeren Gesamtheiten (aus der Beobachtung wurden Individuen mit geringerer Start-Anzahl, mit konstitutionellen Fehlern usw. ausgeschlossen) ist unter unseren Bedingungen vorläufig nicht möglich. Im allgemeinen muß man auf den langen Generations-Intervall bei Pferden und auf die beträchtliche Veränderlichkeit des Einflusses exogener Faktoren Rücksicht nehmen. Aus diesem Grunde sind die Gh-Werte nur Relativwerte, die während einiger Jahrzehnte gewisse Änderungen aufweisen; diese Tatsache beschränkt wesentlich die Vereinigung der Ergebnisse des Gh in längerem Zeitintervall.

Die ermittelten Werte weisen demnach auf einen großen Anteil nicht genetischer Einflüsse hin; mit Rücksicht auf die Spezifität der Rennleistung ist es notwendig zu erwägen, daß die Manifestation der Leistung nicht immer eine Illustration der Genotypen-Veranlagung des Individuums ist, das bei einer guten funktionellen Tätigkeit des zentralen Nervensystems und des allgemeinen physiologischen und biochemischen Apparates und bei entsprechender Phänotypen-Gestaltung bei guter Herkunft an seinem Zuchtwert nichts einbüßt. Vom Gesichtspunkt der Rassenzucht ist es also wünschenswert, die Plusvarianten auszunützen und durch eine allmähliche Bildung der Biotypen des erforderlichen Genotyps die Leistung auf hohem Niveau zu erhalten; in der Praxis ist jedoch das Erreichen dieses Zustandes sehr schwierig.

Wir wandten parallel unsere Aufmerksamkeit auch der Frage der Heritabilität einiger Körpermaße zu. In der Herde des englischen Halbblutpferdes (Kladruby) wurden bei 130 Paaren Tochter-Mutter die folgenden Heritabilitäts-Koeffizienten (h^2) ermittelt; für die Widerristhöhe 0,628, für den Brustumfang 0,1184, Schienbeinumfang 0,2838 und für das Gewicht 0,2740. Die errechneten Werte sind (ausgenommen die Höhe) niedriger, entsprechen jedoch im Grunde der Entwicklungsphase dieser Körpermaße bei Geburt und der Möglichkeit ihrer Veränderlichkeit im Verlaufe der Ontogenese. Durch die Ausrechnung der Genotypen-Korrelationen zwischen dem Brustumfang und dem Gewicht wurde ein signifikanter Wert $r_G = 0,4723$ ermittelt.

Mit Rücksicht auf die Kompliziertheit der in der vorliegenden Arbeit diskutierten Frage sowie auf die Anzahl der beobachteten Fälle halten wir die erzielten Ergebnisse für orientierungsmäßig.

Inž. Jaromír Dušek, CSc.

Výzkumná stanice pro chov koní,
Slatiňany

K otázce využití heterózního efektu v drůbežnictví

Obecně k problematice heterózního efektu (hybridní zdatnosti) lze říci, že i když zmíněný jev není zcela vysvětlen, genetika poskytuje v současnosti řadu postupů, které dovolují využít tento významný zdroj zvýšení užitekosti.

Opomeneme-li úsek biochemické a fyziologické genetiky, kde problematika heteróze je málo probádaným úsekem (W h a l e y 1952, aj.), můžeme říci, že z hlediska faktorové a kvantitativní genetiky heterózní efekt je nejčastěji komplexním jevem, který může být uskutečňován jak interalelickými, tak intraalelickými vztahy a jinými rozmanitými mechanismy.

Nutno ovšem ihned zdůraznit, že přeceňování nebo nedoceňování některého hlediska může mít praktické důsledky. V tomto vztahu se např. může odlišovat postup při zakládání inbredních linií. Jeden směr zdůrazňuje nutnost selekce užitečných znaků u inbredních linií (tj. předpoklad kumulace příznivých genových komplexů u inbredních rodičů, které se uplatňují i u hybridního potomstva), naopak druhý směr tuto selekci považuje dokonce za škodlivou vzhledem k zachování heterozygotního stavu v inbredované populaci (H a y e s 1952), jak podrobněji níže uvádím.

Základem představ o příčinách heterózního efektu je jednak teorie dominantních kumulativních faktorů a teorie superdominance. Mimoto se mohou podílet také různé genové interakce, vztahy genom x cytoplazma, chromozomální aberace aj.

Dominantní teorie vychází ze známého Jonesova schématu kumulace příznivých dominantních genů

$$\begin{array}{l} P \quad A A b b \dots X \quad a a B B \dots \\ F_1 \quad A a B b \dots \end{array}$$

Podstatou této teorie je předpoklad, že faktory příznivé životaschopnosti a vývinu organismu jsou většinou dominantní. Naopak nepříznivé geny bývají většinou recesivní povahy, jsou výběrem eliminovány a setrvávají v populaci pouze v heterozygotním stavu. Některé výjimky, kdy jsou recesivní geny eliminovány z přírodní populace, avšak z hlediska umělého výběru mají pozitivní význam, uvádí M a n g e l s d o r f (1952). Tedy hybridní zdatnost z hlediska této teorie je vysvětlována komplementární kumulací dominantních alel křížených populací, naopak inbreeding-deprese — manifestací homozygotní konstituce letálních a semivitalních recesivních znaků.

Známost námitkou proti dominantní hypotéze je fakt, že se ani dlouhodobým inbreedingem nepodařilo vyselektovat homozygotně dominantní nesegregující linie

(A A B B C C ...), které by měly z hlediska této teorie vykazovat optimální užitekost a životaschopnost. Ovšem proti tomu se poukazuje, že výskyt takového segregantu je málo pravděpodobný vzhledem k účasti velkého počtu genových párů (> 50) a vzhledem k existenci vazby příznivých dominantních a nepříznivých recesivních genů (M ü n t z i n g 1961).

Na některé aspekty dominantní hypotézy v uskutečňování heteróze poukázal také D o b z h a n s k y (1952). Autor zdůraznil, že výskyt letálních, semileťálních a semivitalních genů, vyvolávající pokles životaschopnosti a konstituční slabost, je v přírodní populaci vysoký. (Např. studiem III. chromozómu u *Drosophila pseudoobscura* bylo zjištěno 2 % chromozómů - nositelů letálních genů, 3 % nositelů semileťálních genů a 39 % chromozómů - nositelů faktorů, které způsobují oslabení konstituce.) Je zcela nepochybné, že komplementárním působením různých dominantních genů dochází k potlačování škodlivých faktorů a k výraznému zvýšení životaschopnosti. Podobně je tomu např. u kukuřice a zřejmě také u hospodářských zvířat.

V souvislosti s dominantní teorií, lze se ještě zmínit, že někdy při křížení plemen dochází k projevům heteróze na základě součtu dvou znaků, (popř. i více), podmíněných do určité míry nezávislými

faktory. Např. Bowman (1961) uvádí, že kombinací počtu a váhy vajec můžeme někdy u kříženců zjistit heterózní efekt v množství kg vaječné hmoty atd.

Heterozygotní teorie (superdominance, overdominance, monohybridní heteróze), jejímž zakladatelem je Shull (1914), předpokládá, že heterózní efekt je vyvoláván heterozygotní konstitucí, tj. efekt Aa je nejen vyšší než aa , ale převyšuje také dvojnásobně dominantní konstituci AA . Mechanismus overdominance bývá spojován s představou, že odlišné alely zabezpečují rozmanitější odpověď organismu vůči kolísajícím podmínkám prostředí (East 1936, Whaley 1952, Rendel 1955 aj.). Mimoto podle Hulla (1952) projev těchto intralelických vztahů může být tento: 1. optimální dozi je nikoli dvojnásobná, ale jednoduchá $doze A$, přičemž alela a je inertní; 2. vztah obou alel ($A A'$) je v kodominanci; 3. autor udává, že v četných případech může dojít k pseudooverdominanci, tj. interakci genů A a B , které jsou ve vazbě.

Zajímavá jsou zjištění Gustaffsona (cit. podle Srba, Owena 1955). Autor prokázal stimulující vliv heterozygotní konstituce dokonce v případě, kdy recesivní alela byla letální. V daném případě byla zjištěna heteróza (počet klasů, počet zrn) u rostlin ječmene, které byly nositelem letálních faktorů albina 7, xantha 3.

Významným zdrojem pozitivních heterozygotních konstitucí jsou v četných případech loci mnohotně alelických sérií. Např. u slepic byl v řadě prací ověřován pozitivní vliv heterozygotní konstituce v B lokusu erytrocytárních antigenů na lůživost, životaschopnost, snášku a živou váhu (Briles 1964, aj.). Přínosem k heterozygotní teorii heteróze je práce Cocka (1956). Porovnáním vysoce produktivních a méně produktivních linií bílých leghornek autor zjistil, že výskyt heterozygotní konstituce hypostatických genů pigmentace je podstatně vyšší u produktivnějších kmenů, ačkoli se nekonala přímá selekce na tyto alternativní znaky.

Není třeba se zvlášť zmiňovat, že heterozygotní teorie logicky vysvětluje nejen heterózní efekt při křížení, ale také opačný úkaz, tj. inbreeding-depresi. V této souvislosti se v literatuře často setkáváme s poznatkou, že ve fázích pokročilého inbreedingu skutečná frekvence heterozygotních alel neodpovídá očekávané frekvenci propočtené na základě koeficientu homozygotnosti. Logickým vysvětlením této odchylky je superiorita heterozygotů, zatímco celá řada homozy-

gotních individuů byla eliminována přirozeným výběrem (Buzzati-Tra-verso 1952, Lerner 1954, Gilmour 1960 aj.).

Různé projevy heteróze (euheteróze, luxuriance) mohou být vyvolány rozdílnými mechanismy. Kromě zmíněných vztahů mohou se např. podílet interakce nealelických genů (Lush 1945), interakce genom X cytoplazma, čemuž nasvědčují difference mezi reciprokými kombinacemi F_1 (Jones 1952) aj.

Důležitým pojtkem mezi teoretickými úvahami o heterózi a praktickým využitím v plemenářské práci je přístup z hlediska kvantitativní genetiky. I když jsme si vědomi, že rozlišení je pouze přibližné, lze říci, že heterózní efekt zahrnuje neadditivní složky genotypové proměnlivosti, tj. variance podmíněnou dominancí, epistasi a overdominancí. Toto rozdělení umožňuje také novější klasifikaci selekčních a plemenářských metod. Metody zaměřené na čerpání hlavní, tj. additivní složky, jsou zařazovány do skupiny všeobecné kombinační schopnosti (general combining ability); postupy, kterými lze využít ostatní složky genotypové proměnlivosti, jsou metodami založenými na čerpání specifické kombinační schopnosti (specific combining ability — Henderson 1952, Fewson 1962). Z jiného hlediska všeobecná kombinační schopnost je definována jakožto průměrná užitkovost plemene, specifickou kombinační schopností se rozumí odchylka užitkovosti kříženců od průměru rodičů (Goto, Nordskog 1959).

K metodám založeným na využití všeobecné kombinační schopnosti jsou zařazovány všechny známé výběrové metody používané v rámci uzavřených populací (hromadný výběr, individuální výběr, výběr podle genotypu atd.), specifickou kombinační schopnost lze čerpat pomocí metod založených na testech kombinovatelnosti (hybridizace inbredních linií, křížení outbredních linií — straincrossing, zpětný výběr a periodická reciproká selekce).

Zmíněné rozčlenění metod dovozuje do určité míry vysvětlit příčiny neúčinnosti konvenčních metod při dosažení tzv. selekčního stropu, vzhledem k tomu, že +varianty ve vysoce prošlechtěných populacích velmi často mohou být výslednicí specifické kombinovatelnosti, kterou nelze podchytit metodami v rámci uzavřených populací.

Přihlédneme-li k otázce o využití heterózního efektu v drůbežnictví, je zcela zřejmé, že podíl kříženců různých typů v užitkových chovech je neustále na vzestupu. Není třeba zvlášť zdůrazňo-

vat, že křížení nemůže být v každém případě receptem k získání heterózního efektu a zajištěním vysoké produkce. Úspěch křížení a celková úroveň produkce závisí na genetické struktuře populace.

Jen na okraj uvádíme, že ne bez významu je již otázka směru křížení, tj. reciprocit. Podle dostupné literatury a našich údajů (Kříž 1959) se ukazuje, že reciproká křížení slepic ($\sigma^7 A \times \phi B$, $\phi B \times \sigma^7 A$) se mohou v důsledku faktorů vázaných na pohlaví odlišovat s patroklinní tendencí (nosnost, váha vajec, kvokavost, živá váha), naproti tomu mateřský efekt byl zaznamenán u ukazatelů lhnivosti a životaschopnosti.

Jak již jsme naznačili, při náhodném výběru výchozí populací se stupeň heterózy může výrazně odlišovat v závislosti na genetické struktuře populace. Nemá-li být výsledek křížení náhodný, zvyšování heterózy nutno zajišťovat pomocí některé metody založené na specifické kombinovatelnosti.

Ve zmíněné souvislosti byla nejčastěji diskutována otázka vhodnosti metody hybridizace inbredních linií v drůbežnictví. Shrňme-li stručně poznatky na tomto úseku, udává se, že princip je podobný jako při získávání osiva hybridní kukuřice. Nicméně je nutno dodat, že aplikace této metody se omezuje na několik firem, které z komerčních důvodů utajují podrobnější postup (Warren 1958). Většina autorů (Warren 1950, Dachnovskij 1959, Mehner 1962 aj.) se shoduje přibližně na tomto postupu: výchozí materiál pro inbrední plemenitbu pochází z uzavřených populací (tj. chov, který byl držen bez „přilivu cizí krve“ během 5–10 generací). Zvláštní důraz je kladen na uniformitu zvířat. Před zahájením inbrední plemenitby se prověřují jak kohouti, tak nosnice podle produkčních ukazatelů potomstva. Mimoto se doporučuje předběžné testovací křížení s osvědčenými dvouliniovými kříženci. Teprve poté jsou vybírána vhodná individua a následuje příbuzenská plemenitba (bratr $\times$ sestra) během 3–5 generací. Je samozřejmé, že během inbreedingu v důsledku snižování frekvence heterozygotních loků a v důsledku přechodu nepříznivých recesivních faktorů do homozygotního stavu klesá životaschopnost. Individua s výraznými projevy inbreeding-deprese jsou vyřazována. Není třeba se zvláště zmiňovat, že se vzrůstajícím koeficientem inbreedingu dochází současně k poklesu produkčních ukazatelů (Johansson, Lush 1959; Blow, Glazener 1953 aj.).

Již v úvodu jsme naznačili, že otevře-

nou otázkou je, zda bude během inbreedingu žádoucí selekce na základě užitkových ukazatelů. Podle tvrzení některých autorů (Dickerson 1952, Sprague 1952, Yao 1958) je možné od této selekce upustit. Domníváme se, že výběr je málo účinný také vzhledem k zvýšené paratypické složce proměnlivosti u inbredů (Clough, Cock 1957; McLaren, Michie 1958 aj.), čímž je nepochybně odhad ztížen. Mimoto lze připustit, že výběr + deviant u inbredních linií může mít z hlediska genetické homogenizace linie negativní význam vzhledem k tomu, že tyto fenotypy mohou být manifestací reziduální heterozygotnosti.

Po ukončení přípravy inbredních linií následuje vzájemné testovací křížení, při němž jsou vyhledávány nejvhodnější kombinace dvouliniových hybridů. Pro úplnost uvádíme, že někteří autoři připouštějí možnost kombinací testů a eliminaci neperspektivních linií již během inbreedingu (Sprague 1952). Linie vybrané pro křížení se udržují v uzavřené populaci mírnější příbuzenskou plemenitbou na úrovni maximálně 60 až 65 % inbreedingu. Současně se v odlišných podmínkách prověřují různé dvouliniové hybridní kombinace. Osvědčené dvouliniové kombinace se vzájemně kříží — konečné schéma užitkové hybridní kombinace je tedy $(A \times B) \times (C \times D)$. Úroveň produkce není obvykle vyšší než u dvouliniových hybridů. Důvodem čtyřliniových crossů jsou spíše ekonomická hlediska. Početnost liniíových individuí (A, B, C, D) je omezená a navíc u inbredních jedinců se projevují náznaky inbreeding-deprese. Teprve křížením dvouliniových kombinací je zajištěna náležitá reprodukce.

Rekapitulací dosavadních výsledků docházíme k názoru, že produkce hybridních nosnic je v četných případech poměrně vysoká. Tak např. Matsui (1958) uvádí limitní hodnoty hybridů 228–262 vajec. Bohužel v četných provozních pokusech postrádáme srovnávací hlediska. Netřeba se rovněž zmiňovat, že pro takovéto účely nejsou vhodná srovnání produkce hybridů s výchozími inbredními liniemi, jejichž produkce je nízká v důsledku inbreeding-deprese (Stephenson a kol. 1953 aj.).

Pro ilustraci uvedeme stručný přehled produkce vajec hybridních nosnic, incrossů a incrossbredů (tj. hybridů linií jednoho nebo více plemen) ve srovnání s běžnými meziplemennými kříženci, popřípadě s outbrední kontrolou (tab. I).

V souvislosti se srovnávacími pokusy Kušněr (1961) poznamenává, že při konkursu snášky v USA z celkového

I. Přehled produkce vajec hybridních nosnic, incrossů a incrossbredů

Autor a popis pokusu	Produkce vajec	
	Hybridi	Outbrední skupiny
Mueller (1952): Průměrná snáška Průměrná snáška vyjádřená k počátečnímu stavu nosnic	235 186	222 187
Jaap a kol. (1954) Průměrná intenzita snášky hybridů, meziplemenných kříženců+ a outbredů++	51 %	48 % + 44 % ++
Knox (1954, cit. podle Anonym 1961) Srovnání reciprokých incrossbredů $R_i \times LB+$, $LB \times R_i++$ a outbredních $R_i + a LB++$	233+ 258++	217+ 212++
Jaap (cit. podle Anonym 1961) Srovnání incrossbredů a outbredních zvířat (snáška propočtena na 100 nosnic počátečního stavu)	19 220	15 410
Wilkinson (1956) Srovnání hybridů s kříženci $LB \times R_i+$, $R_i \times Wyandott++$	185	195+ 189++
Francis (1957) Srovnání intenzity snášky hybridů a outbredních LB	41,2 % 43,9 %	48,2 – 50,1 %
Dickerson, Lamoreux (1955) Snáška outbrední kontroly považována za 100 %	108 %	100 %
Coles (1955) 20 srovnávaných hybridních a outbredních skupin (1. místa)	12 skupin	8 skupin
Dachnovskij (1959) Porovnání snášky hybridů a kontrolní NH	186	117
Kopylovskaja a kol. (1961) Srovnávání hybridních slepic s outbrední populací LB	156 – 215	148 – 168

počtu 10 soutěží hybridů inbredních linií zaujímají první místo pouze ve 4 případech. Ostatní první místa připadla křížencům outbredních populací, jejichž snáška se pohybovala v rozmezí 209 až 276 vajec. Opomeneme-li některé další sledované znaky, nutno zdůraznit, že řada autorů zaznamenala u hybridů poměrně vyšší mortalitu, zejména v důsledku leukózy (Mueller 1952, Mehner 1956, Havermann 1957, Coles 1955 aj.). S tím také souvisí difference při hodnocení nosnosti na základě průměru počátečního nebo průběžného stavu.

Odpověď na otázku, zda je účelné využít hybridizace inbredních linií v širším měřítku, je až dosud obtížné. Nejsporným faktem je, že klíčové ukazatele produkce hybridů jsou vesměs vysoké. Sporným problémem je, zda podobného efektu lze dosáhnout jinými, dostupnějšími metodami.

Nejčastější námitkou proti hybridizaci inbredních linií je rozsah šlechtitelské základny a nákladnost metody. Nedomníváme se ovšem, že nejzápornějším rysem je projev inbreeding deprese, jak předpokládá Kušněr (1958), nýbrž vyřazo-

vání „nenavazujících“ linií během testů kombinovatelnosti a rozsah testů. Již ze zkušenosti šlechtitelů hybridní kukuřice vyplývá, že výnos převážně většiny testovaných kombinací nepředějí průměr výchozích populací. Předpokladem efektu může být výhradně velký počet testů, z nichž obvykle jsou vybrána pouze 2–4 % optimálních kombinací. Jestliže je k dispozici jen malý počet linií, lze vysokého stupně heteróze dosáhnout jen náhodou (Johansson, Lush 1959, Mehner 1962, Fewson 1962 aj.). Rozsah materiálu při testech kombinovatelnosti je zřejmý, jestliže si uvědomíme, že vlastní šlechtění na overdominantní složku je zahájeno teprve po vyhledání nejlépe navazujících linií (Quisenberry 1955).

Nespornou výhodou dané metody je stupeň genetické homogenity inbredních linií. Obvykle kombinace s vysokou superioritou poskytují vyrovnané potomstvo s rovnoměrnou produkcí (Quisenberry 1955, Cock 1957 a.).

Značná nákladnost a technická složitost metody hybridizace inbredních linií si vynutila vyhledávat jiné selekční postupy. Důležitým poznatkem na tomto úseku bylo zjištění, že k projevu heteróze není nutnou podmínkou předchozí inbrední plemenitba. Ukázalo se, že heterózní efekt lze zaznamenat i při křížení populací udržovaných na úrovni uzavřených chovů během několika generací, a to bez ohledu na příslušnost křížených populací k témuž nebo různým plemenům (straincrossy). Je pochopitelné, že mírný stupeň inbreedingu v těchto populacích není vyloučen. Výše jsme se již zmínili o předním umístění těchto tzv. straincrossů na revizních stanicích. Ve prospěch těchto pokusů svědčí také některé srovnávací pokusy jak s nosnou, tak i s jatečnou drůbeží (Hutt, Cole 1952, Nordskog, Ghostley 1954, Kondra, Shoffner 1955 aj.) a mimoto teoretické úvahy, kde se udává, že pomocí straincrossů je možné vyčerpávat veškeré složky genetické proměnlivosti (King 1955). Mehner (1962) uvádí, že v podmínkách NSR je tento způsob využití heteróze u nosné drůbeže optimální.

Praktické problémy na jedné straně, tj. účinnost a dostupnost jednotlivých selekčních metod, a na druhé straně teoretické úvahy o povaze jednotlivých složek genotypové proměnlivosti a expresi genů (připomeňme jen odstupňovanost dominance), vyústily návrhem dalších selekčních metod, tj. zpětný výběr a reciproká periodická selekce. Ve stručnosti je postup těchto metod tento:

1. Metoda zpětné selekce (Hull 1945) vychází z nepřibuzenské segregující populace (SP), která je testována reciprokým křížením s konstantní inbrední linií, tzv. tester (T).

1. rok — kohouti SP se kříží s inbredními slepicemi linie T. Současné slepice SP se testují s kohouty T. Kontrola dědičnosti je zaměřena pouze na populaci SP, na základě souboru ukazatelů potomstva jsou vybírání nejlépejší oubrední rodiče.

2. rok — rozmnožují se vybraná individua, T linie je udržována trvale v kmenech.

3. rok — se opakuje 1. cyklus, který je opět testovací, avšak topcross skupiny lze již použít k produkčním účelům.

2. Periodická reciproká selekce (Comstock a kol. 1949). Na rozdíl od předchozí metody zde jsou testerem dvě nepřibuzenské linie navzájem.

1. rok — reciproké křížení populace A s populací B. Toto křížení se koná kmenově.

2. rok — rozmnožování vybraných nosnic a kohoutů uvnitř obou populací, tj. $A \times A$, $B \times B$.

3. rok — zahrnuje 2. testovací křížení $A \times B$, $B \times A$, přičemž křížení obou směrů můžeme použít k produkčním účelům. Se stejnou posloupností následují další cykly.

Bohužel u těchto nepochybně dostupných metod nemůžeme dosud v praxi rekapitulovat výsledky vzhledem k tomu, že je velmi málo konkrétních zkušeností. Pouze Griesbach (1958, 1963) uvádí určité pozitivní výsledky periodické reciproké selekce u broilerových linií, avšak současně zdůrazňuje, že podíl neaditivní složky proměnlivosti živé váhy je velmi nízký. U nosné drůbeže určitý vzestup snášky po jednom ukončeném cyklu testování zaznamenali Kušněr a kol. (1962). V současnosti také ve Výzkumnom ústave pre chov hydiny v Ivánke pri Dunaji probíhá 3. testovací cyklus periodické reciproké selekce u linií zaměřených na jatečnou užitkovost. Metoda periodické reciproké selekce byla prošetřována také na modelových objektech; např. pozitivní výsledek byl prokázán u *Drosophily* (Rasmuson 1956) a *Tribolia* (Bell, Moore 1958).

Uzavíráme-li tuto stručnou charakteristiku postupů zaměřených na využití

specifické kombinační schopnosti, nutno zdůraznit, že až dosud genetika postrádá praktické zkušenosti srovnání jednotlivých metod. Bell a kol. (1952) udávají, že teoreticky můžeme očekávat větší přesnost testu pomocí recurrentní selekce, mimoto bude účinnější docházet k homogenizaci populace. Naproti tomu periodická reciproká selekce těží z většího rozsahu genotypového základu, platí je výše. Ne bez významu je také okolnost, že při reciproké selekci jsou zušlechťovány 2 strany vzájemně a současně. Mimoto potomstvo testovacího křížení je výhodnou užitkovou generací.

Hybridizace inbredních linií vzhledem k oběma metodám je zřejmě spolehlivější z hlediska reprodukovatelnosti výsledků, uniformity hybridů, ovšem za cenu mnohem vyšších nákladů.

Mimoto považujeme za nutné zdůraznit, že určujícím momentem optimální selekční metody bude především genetická struktura dané populace a povaha zušlechťovaného znaku. Hlavní složkou

genotypové proměnlivosti zřejmě převážné většiny znaků je aditivní variance. V četných pracích (Dickerson 1952, Godfrey 1955, Bowman 1962) se podotýká, že čerpání této složky je prvořadým úkolem. Dickerson toto tvrzení zdůvodňuje také tím, že uzální selekční metody mají rychlejší sled generací. Gowe a Meritt (1960) k tomu dodávají, že znaky s vysokou heritabilitou není prakticky vůbec nutno selektovat metodami testů kombinovatelnosti. Jinak je tomu ovšem u znaků s nízkou dědivostí, kde lze také očekávat účast neaditivní variance. Zde, jestliže tzv. konvenční metody přestávají být účinné, je nutno využít některých metod založených na specifické kombinovatelnosti.

Není třeba se zvláště zmiňovat, že tyto metody znamenají obrát v nazírání na využití heterózního efektu, kdy tzv. užitkové křížení bylo konečným opatřením. Význam metod, jimiž se zabýváme, spočívá v tom, že produkce kříženců je spojována se zušlechťováním populací.

Došlo dne 16. 2. 1965

Literatura

1. Anonym: Metody razveděnia krupnogo rogatogo skota, sviněj i pticy v SŠA. Moskva 1961. — 2. Bell A., Moore C., Bohren B., Warren D.: Systems of breeding designed to utilise heterosis in the domestic fowl. Poultry Sci. 31:11, 1952. — 3. Blow W., Glazener E.: The effect of inbreeding on some production characters in poultry. Poultry Sci. 32:696-701, 1953. — 4. Bowman J.: Tierzucht und Heterosis. Zeitschr. Tierzüchtung u. Züchtungsbiol. 75:194-204, 1961. — 5. Briles W.: Current status of blood groups in domestic birds. Zeitschr. f. Tierzücht. u. Züchtungsbiol. 79:371, 1964. — 6. Clough M., Cock A.: Variability of inbred and incross chickens. Nature 179:1030, 1957. — 7. Cock A.: Segregation of hypostatic colour genes within inbred lines of chickens. Poultry Sci. 35:504, 1956. — 8. Cock A.: Exploiting hybrid vigour in poultry breeding. Farmers Weekly 46, 1957. — 9. Coles R.: How much better is the hybrid. Agric. Rev. 1:53, 1955. — 10. Dachnovskij N. V.: Intensivnoje pticevodstvo v SŠA. Moskva 1959. — 11. Dickerson G., Lamoreux W.: Relative heterosis among components of performance in chickens severely exposed to respiratory disease. Poultry Sci. 34:1190, 1955. — 12. Fewson D.: Versuch einer Neugliederung der Zuchtmethoden. Züchtungskunde 34:337, 1962. — 13. Francis D.: A comparison of seven strains of pure breeds and hybrids in cages. Poultry Sci. 36:178, 1957. — 14. Gilmour D.: Blood groups in chickens. Brit. Poultry Sci. 1:75, 1960. — 15. Goto E., Nordskog A.: Heterosis in poultry. Estimation of combining ability variance from diallel crosses of inbred lines in the fowl. Poultry Sci. 38:1381, 1959. — 16. Gowen J.: Heterosis. Iowa, Ames 1952. — 17. Griesbach L.: A reciprocal recurrent selection experiment for 10-week body weight of chicken broilers. Poultry Sci. 37:1209, 1958. — 18. Havermann H.: Vorbedingungen und Erfahrungen in der Hybridhühnerzüchtung u. ihre Bedeutung für die Leistungssteigerung der allgemeinen Hühnerhaltung. Arch. Geflügelzücht u. Kleintierkunde, 1957. — 19. Hutt F., Coles R.: Heterosis in an inter-strains cross of WL. Poultry Sci. 31:365. — 20. Johansson I., Lush J.: Zucht- und Selektionsmethoden. In: J. Hammond, I. Johansson, F. Häring, 1959: Haustiergenetik. Hamburg-Berlin 1959. — 21. Kopylovskaja G., Nikolajev A., Afonina A., Dyrenkova M.: Produktivnost' dvuchlinijnyh gibridnyh kur. Trudy Inst. Gen. 28:336, 1961. — 22. Kušněr Ch.: Skreščivaniya v životnovodstvė. Problemy geterozisa. Moskva 1958. — 23. Kušněr Ch.: Nekotorye raboty biologičeskich i s. ch. naučnyh učrežđenij v Anglii. Trudy Inst. Gen.

28 : 421, 1961. — 24. Lerner I.: Genetic homeostasis. New York 1954. — 25. Mehner A.: Ergebnisse bei der Prüfung von Hy line Hühnern. Arch. f. Geflügelkunde 20 : 232, 1956. — 26. Mehner A.: Die Ausnutzung des Heterosiseffektes in der Geflügelzüchtung. Züchtungskunde 34 : 112, 1962. — 27. Mueller C.: A comparison of commercial inbred-hybrid chickens and first generation crossbreds from non-inbred stock. Poultry Sci. 31 : 166, 1952. — 28. Müntzing A.: Genetic research. Stockholm 1961 (ruský překlad, 1963). — 29. Nordskog A., Ghostley F.: Heterosis in poultry. Poultry Sci. 33 : 704, 1954. — 30. Srb A., Owen R.: General genetics. San Francisco 1955. — 31. Wilkinson A.: First 500 days random sample commercial test. Poultry Industry 21 : 540, 1956.

Bohumír Kníže, prom. biolog, CSc.

Přírodovědecká fakulta KU, katedra
mikrobiologie a genetiky, Praha 2,
Viničná 5

RECENZE

Genetika hospodářských zvířat

Dr. inž. Andrej Karakoz a kol.: Genetika hospodářských zvířat; Slovenské vydavateľstvo pôdohospodárskej literatúry, Bratislava, r. 1964, str. 376, 10 obr., 88 tab., Kčs 28,50.

Slovenské nakladatelství zemědělské literatury v edici „Věda na pomoc zemědělské velkovýrobě“ vydalo v r. 1964 v nákladu 2500 výtisků publikaci „Genetika hospodářských zvířat“. Vedoucím autorského kolektivu byl dr. inž. Andrej Karakoz. Publikace je rozdělena do šesti kapitol, jež na sebe logicky navazují.

Po úvodě napsaném dr. inž. Karakozem následuje obsáhlá stať o dědičnosti kvalitativních znaků. Podkapitola o dědičnosti barev a zbarvení srsti savců napsal inž. Z. Hejzlar včetně podkapitoly o dědičnosti barvy a zbarvení peří u hrabavé a vodní drůbeže. Autorem kapitoly o dědičnosti morfologických vlastností a znaků je prom. biol. B. Kníže, CSc. Velmi cenným přínosem je poměrně podrobná podkapitola o dědičnosti krevních skupin a využití poznatků z této oblasti genetiky v praktickém chovu, kterou sestavila prom. biol. F. Knížetová, CSc. Dalším velmi cenným přínosem z produkčního hlediska jsou kapitoly věnované dědičnosti a proměnlivosti

kvantitativních vlastností hospodářských zvířat.

Důležitou problematikou posuzování a hodnocení dědičnosti produkce mléka z různých hledisek a za použití příslušných moderních metod se zabývá v širším měřítku podkapitola inž. J. Váchala, CSc. Nemalá pozornost je také věnována otázkám růstu a tělesného vývinu, produkci masa a tuku hospodářských zvířat (inž. R. Šiler, CSc.), produkci svalové práce (inž. J. Dušek, CSc.) i produkci ovčí vlny (inž. V. Jakubec, CSc.). Závěrečné kapitoly jsou věnovány dědičnosti a proměnlivosti užitkových vlastností drůbeže (prom. biol. B. Kníže, CSc.), jakož i problematice letálních faktorů a

dědičnosti různých anomálií hospodářských zvířat (inž. J. Váchal, CSc.). Poslední kapitola pojednává o dědičnosti odolnosti zvířat proti různým chorobám (prom. biol. B. Kníže, CSc.).

V podstatě tedy jde o speciální genetiku hospodářských zvířat, neboť pojednává výhradně o dědičnosti a proměnlivosti morfologických (kvalitativních) a fyziologických (užitkových — kvantitativních) vlastností všech u nás chovaných druhů hospodářských zvířat. Je potěšitelné, že vyšla v poměrně krátké době po zpracování novodobých poznatků, aby tak navázala na obecně platné zákonitosti dědičnosti a dosavadní poznatky genetiky populací a genetiky kvantitativních vlastností, jež jsou velmi dobře podány pro potřeby plemenářské práce v knize A. Karakoze nadepsané: „Základy plemenitby hospodářských zvířat“, jež vyšla v témže nakladatelství.

Svým obsahem je tato publikace určena jednak pro vědeckovýzkumné a plemenářské pracovníky, jednak pro studující vysokých škol zemědělských. Jde o dílo dlouho očekávané, které vyplňuje

mezeru v odborných publikacích, neboť kniha tohoto druhu a obsahu dosud u nás nevyšla. Je tedy velmi cenným přínosem i proto, že obohacuje naši odbornou zootechnickou literaturu o poznatky z dědičnosti vlastností hospodářských zvířat, k nimž dospěli nejen zahraniční, ale i domácí autoři včetně autorů této publikace. Některé kapitoly připomínají svou tematikou knihu: Hammond J., Johansson J. a Haring F.: Handbuch der Tierzüchtung, II. díl — Haustiergenetik, Berlin 1958, a tak naši veřejnosti přiblížili toto u nás těžko dostupné dílo.

Kniha „Genetika hospodářských zvířat“ splňuje požadavky vědecké úrovně a můžeme ji směle porovnat se zahraničními publikacemi, které se obírají stejnou problematikou. Jsem přesvědčen, že přispěje k prohloubení odborné úrovně pracovníků v zootechnice, a že o ni projeví zájem i všichni ti, kdo mají vztah k biologii hospodářských zvířat vůbec. Bude-li se v budoucnu připravovat její další vydání, bylo by snad účelné vybavit ji větším počtem fotografií, perokreseb a grafů.

Prof. dr. inž. Vladimír Koželuha

Vysoká škola zemědělská, fakulta
provozně-ekonomická, katedra obecné
zootechniky, Brno, Zemědělská 1-3

Koželuha V.: Za další rozvoj a využití poznatků genetiky populací a genetiky kvantitativních vlastností v plemennářské práci	379
Fischer O.: Analýza rozptylu a její použití při hodnocení pokusů v živočišné výrobě	381
Váchal J.: Dědivost produkce mléka a živé váhy českého červenostrakatého skotu	389
Šiler R., Plocek F., Pavlík J.: Koeficienty dědivosti bílých ušlechtilých prasat chovaných v českých krajích	399
Plocek F.: Dědivost některých ukazatelů jatečné hodnoty bílých ušlechtilých prasat	409
Kníže B., Rýdlová F.: Genetické aspekty lhnivosti drůbeže	415
Jakubec V.: Příspěvek k metodice kontroly dědičnosti u různých plemen ovcí v českých krajích	421
Váchal J.: Dědičné vady skotu a možnosti prevence jejich výskytu	429
Příbyl J., Jakubec V.: Dědičnost zbarvení srsti při křížení červenostrakatého skotu s červeným skotem dánským. — Sledování kříženců F ₁ generace	439
Dušek J.: Příspěvek ke studiu dědičnosti některých vlastností koní	449
Diskuse	
Kníže B.: K otázce využití heterózního efektu v drůbežnictví	457
Recenze	
Koželuha V.: Genetika hospodářských zvířat	463

СОДЕРЖАНИЕ

Кожелуга В.: За дальнейшее развитие и использование данных генетики популяций и генетики количественных свойств в племенной работе (ч 379). — Фишер О.: Анализ дисперсии при оценке опытов в животноводстве (388). — Вахал Я.: Наследуемость продукции молока и живого веса чешского красно-пестрого крупного рогатого скота (397). — Шилер Р., Плоcek Ф., Павлик И.: Коэффициенты наследственности белых улучшенных свиней, разводимых в чешских и моравских областях (407). — Плоcek Ф.: Наследственность некоторых показателей боевской ценности белых улучшенных свиней (413). — Книже Б.: Рудлова Ф.: Генетические аспекты выводимости домашней птицы (420). — Якубец В.: К методике контроля наследственности у разных пород овец в чешских и моравских областях (427). — Вахал Я.: Наследственные пороки крупного рогатого скота и возможность профилактики их появления (438). — Пржибил Я., Якубец В.: Наследственность окраски шерсти при скрещивании красно-пестрого крупного рогатого скота с датским красным скотом. Изучение помесей F₁ поколения (447). Душек Я.: К вопросу изучения наследуемости некоторых свойств лошадей (454). — Книже Б.: К вопросу использования гетерозисного эффекта в птицеводстве (ч 457). — Кожелуга В.: Генетика сельскохозяйственных животных (ч 463).

CONTENTS

Koželuha V.: For Further Flourish and Making Use of Knowledge in Population Genetics and in Genetics of Quantitative Properties in Breeding Work (Cz 379). — Fischer O.: Analysis of Variance in the Evaluation of Tests in Livestock Production (res. G/388). — Váchal J.: Heritability of the Milk Production and of the Liveweight of Bohemian Red-Spotted Cattle (397). — Šiler R., Plocek F., Pavlík J.: The Coefficients of Heritability of the Large White Pigs bred in Bohemia and Moravia (408). — Plocek F.: The Heritability of some Indices of the Carcass Value of the Large White Pigs (413). — Kníže B., Rýdlová F.: Genetics Aspects of the Hatchability of Poultry (420). — Jakubec V.: On the Methods of Progeny Testing in Various Sheep Breeds in Bohemia and Moravia (427). — Váchal J.: Hereditary Deficiencies of Cattle and the Possibility of their Prevention (438). — Příbyl J., Jakubec V.: Heredity of the Colouring of the Coat in the Case of Crossbreeding of the Red-Spotted Cattle with Danish Red Cattle — Following the F₁ Crossbreed Generation (447). — Dušek J.: A Contribution to the Study of Heritability of Some Properties in Horses (455). — Kníže B.: On the Problem of Making use of Heterosis-effect in Poultry Farming (Cz/457). — Koželuha V.: Genetics of Farm-Animals (Cz/463).

INHALT

Koželuha V.: Für weitere Entfaltung und Ausnützung der Erkenntnisse der Populationsgenetik und der Genetik quantitativer Eigenschaften in der Rassenzuchtarbeit (Tsch/379). — Fischer O.: Die Varianzanalyse bei der Bewertung von Versuchen in der tierischen Produktion (388). — Váchal J.: Die Heritabilität von Milchleistung und Lebendgewicht beim Böhmisches Höhenfleckvieh (398). — Šiler R., Plocek F., Pavlík J.: Die Heritabilitätskoeffizienten der in den Böhmisches Ländern gehaltenen Weißen Edelschweine (408). — Plocek F.: Die Heritabilität einiger Schlachtwertkennziffern bei Weißen Edelschweinen (413). — Kníže B., Rýdlová F.: Genetische Aspekte der Brutkraft beim Geflügel (res. E/420). — Jakubec V.: Beitrag zur Methodik der Vererbungskontrolle bei verschiedenen Schafrassen in den Böhmisches Ländern (428). — Váchal J.: Erbliche Fehler beim Rind und die Möglichkeit der Vorbeugung ihres Auftretens (438). — Příbyl J., Jakubec V.: Die Erblichkeit der Farbe des Fells bei der Kreuzung von Höhenfleckvieh mit Roten Dänen — Die Beobachtung der Kreuzungstiere der F₁ Generation (448). — Dušek J.: Beitrag zum Studium der Heritabilität einiger Eigenschaften der Pferde (456). — Kníže B.: Zur Frage der Ausnützung des Heterosis-Effektes bei der Geflügelzucht (Tsch/457). — Koželuha V.: Genetik der landwirtschaftlichen Nutztiere (Tsch/463).

TABLE DES MATIÈRES

Koželuha V.: Pour le développement ultérieur et l'utilisation des expériences de la génétique des populations et de la génétique des propriétés quantitatives dans les travaux de reproduction (Tch/379). — Fischer O.: Analyse de la dispersion et son utilisation au cours de l'évaluation des essais dans la production animale (res. A1/388). — Váchal J.: Hérité de la production du lait et du poids vif des bovins tchèques tachetés rouges (res. An/397, A1/398). — Šiler R., Plocek F., Pavlík J.: Coefficients de l'hérité des porcs blancs nobles, cultivés dans les régions tchèques (res. An/408, A1/408). — Plocek F.: Hérité de certains coefficients de la valeur boucherie des porcs blancs nobles (414). — Kníže B., Rýdlová F.: Aspects génétiques de la faculté d'éclosion de la volaille (res. An/420). — Jakubec V.: Contribution à la méthode concernant l'hérité des différentes races de moutons dans les pays tchèques (res. An/427, A1/428). — Váchal J.: Tares héréditaires des bovins et possibilités de la prévention de leurs apparition (res. An/438, A1/438). — Příbyl J., Jakubec V.: Hérité de la coloration du pelage en cas de croisement des bovins tachetés rouges par les bovins rouges danois (res. An/447, A1/448). — Dušek J.: Contribution à l'étude de l'hérité de certaines propriétés des chevaux (res. An/455, A1/456). — Kníže B.: Question de l'utilisation de l'effet d'hétérosis dans l'aviculture (Tch/457). — Koželuha V.: Génétique des animaux de ferme (Tch/463).