

VĚDECKÝ ČASOPIS

ŽIVOČIŠNÁ VÝROBA



2

ROČNÍK 14 (XLII)
PRAHA,
ÚNOR 1969
CENA 10 Kčs

ČESKOSLOVENSKÁ AKADEMIE ZEMĚDĚLSKÁ
ÚSTAV VĚDECKOTECHNICKÝCH INFORMACÍ

ŽIVOČIŠNÁ VÝROBA

Redakční rada: Prof. dr. ing. Vladimír Koželuha (předseda), dr. ing. Miroslav Dvořáček, CSc., prof. ing. Anton Grom, CSc., dr. Karel Hanuš, dr. ing. Jaroslav Herzig, DrSc., ing. František Chytra, ing. František Kašpar, CSc., prof. dr. ing. Karel Koubek, DrSc., prof. dr. ing. Josef Kopecký, prof. dr. ing. Jozef Laurinčík, ing. Štefan Páleník, CSc., prof. dr. ing. Jan Podhradský, DrSc., prof. dr. ing. Josef Šmerha, DrSc.

Vedoucí redaktorka Helena Svobodová

© Ústav vědeckotechnických informací, Praha 1968

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

Научный журнал ЖИВОЧИШНА ВЪРОБА публикует обзоры, анализы и научные статьи о решенных заданиях по научному исследованию в области животноводства. Издает Институт научно-технической информации. Выход в свет ежемесячно. Редакция Прага 2, Слезска 7.

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

Die wissenschaftliche Zeitschrift ŽIVOČIŠNÁ VÝROBA veröffentlicht Studien, Analysen und wissenschaftliche Abhandlungen über gelösten Forschungsaufgaben auf dem Gebiete der tierischen Produktion. Herausgegeben vom Institut für wissenschaftlich-technische Informationen. Erscheint monatlich. Redaktion Praha 2, Slezská 7.

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. Paraît une fois par mois. Rédaction Prague 2, Slezská 7.

GENETIKA A ŽIVOČIŠNÁ VÝROBA

V rámci biologických věd zaujímá genetika jedno z předních postavení. Za svůj vědecký základ vděčí Mendlovi, který do chaosu názorů, postřehů a koncepcí zavedl svými známými pravidly a zákony o dědičnosti určitý řád. Je samozřejmé, že genetika jako poměrně mladý vědní obor prošla a stále prochází svým vývojem. Není pochyby o tom, že to byly styčné plochy genetiky a jiných vědních disciplín, které byly příčinou vzniku nových genetických úseků, jimiž jsou cytogenetika, radiační genetika, genetika biochemická, matematickostatistická, genetika populací, genetika kvantitativních vlastností, imunogenetika, genetika ekologická, vývojová, klinická atd.

Moderní genetika přináší tedy stále nové a nové poznatky na všech svých úsecích, což nutí i zootechnickou vědu přezkoumat některé pracovní postupy, zejména pokud jde o metody a podstatu plemenářské práce, kterou je výběr, kontrola užitečnosti a dědičnosti, bonitace a cílevědomé připravení.

Po pravdě řečeno měla genetika i po znovuzobjevení Mendlových pravidel a zákonů zpočátku velmi malý vliv na chovatelskou praxi. Pomocí klasické genetiky bylo možné objasnit pouze dědičnost kvalitativních znaků, avšak stále zde scházel spojovací článek mezi genetikou a zušlechťováním zvířat, pokud jde o fyziologické (užitkové) vlastnosti. Spojovacím mostem mezi genetikou na jedné straně a zušlechťováním zvířat na straně druhé se stala genetika populací a genetika kvantitativních vlastností.

Aplikace výsledků teoretické genetiky se nejlépe uplatnila v rostlinné výrobě a v mikrobiologii.

Pokud však jde o živočišnou výrobu, je využití poznatků genetiky daleko obtížnější a složitější podle druhu zvířat, o který jde. Za nevhodnější lze považovat ty druhy, které mají poměrně krátký generační interval a početnější potomstvo. Touto skutečností je dán též předpoklad pro intenzitu plemenitby, kterou rozumíme stupeň žádoucího zušlechtění v určitém daném chovu jako celku, jehož lze dosáhnout v určitém čase. Za chov považujeme vždy celou populaci a jde tedy o celkovou plemenářskou změnu této populace. Nejde proto o získání pouze jednotlivých špičkových zvířat, nýbrž o celkový a průměrný stav celé populace — ovšem se zřetelem nejen k tomuto průměru, nýbrž i k vyrovnanosti. Pojem intenzity plemenitby se tudíž nevztahuje pouze na genetiku individua, nýbrž na genetiku populace. V genetice populace jde především o co největší rozšíření (zmnožení) žádoucích genů, resp. genů pro žádané vlastnosti v populaci; za druhé o to, aby u co největšího počtu zvířat byly tyto geny v homozygotních kombinacích. Jakého stupně intenzity plemenitby lze u jednotlivých druhů hospodářských zvířat dosáhnout, záleží na celé řadě okolností. Jsou to: rozplodovací poměry (uniparita, multiparita, délka březosti, generační interval), genotypická a fenotypická povaha znaku (jeho manifestace a realizace), velikost a dislokace populace, chovný plán a cíl i technika plemenitby.

Zákonů genetiky populací se rovněž využívá v imunogenetice, vzniklé na rozhraní imunologie a genetiky, ke stanovení frekvence krevních skupin a jiných polymorfních znaků, které se ve své podstatě řídí klasickými zákonitostmi dědičnosti. Krevní skupiny hospodářských zvířat jsou podřízeny dědičným faktorům a považují se dnes s jinými znaky a vlastnostmi za genetické markery, které se dají využít v plemenářské práci.

Význam a využití těchto poznatků spočívá především v kontrole původu plemenářsky významných zvířat, ve zjišťování vzájemných vztahů a vyrovnanosti (homogenity) různých populací a ve zjišťování jejich změn v průběhu zvelebovacích plemenářských akcí. Dnes se u nás prozatím využívá těchto poznatků k ověřování původu skotu a prasat. Krevní skupiny mají také svůj význam při identifikaci jednovaječných dvojčat, která jsou vzhledem k stejnému genetickému základu vhodným objektem pro genetické studie.

Sledujeme-li však studie badatelů z oblasti imunogenetiky, tu zjistíme jejich snahu najít korelaci mezi krevními skupinami a užitkovostí zvířat. Řada vědecko-výzkumných prací konaných zejména na drůbeži naznačuje možný vztah mezi krevními skupinami a užitkovostí. Tento vztah je vzhledem k specifickým poměrům u drůbeže prozatím nejistý. To se také týká velkých hospodářských zvířat. Věříme však, že další četné studie vnesou do této problematiky více světla ve prospěch plemenářské práce, která v blízké budoucnosti bude muset stavět a budovat na vědeckých základech.

Podstatně důležitým úsekem genetiky je dále genetika kvantitativních (fyziologických, užitkových) vlastností. Při studiu jejich dědičnosti se na rozdíl od dědičnosti kvalitativních znaků poznalo, že jsou ovlivněny geny malého účinku, tzv. polygeny a proto není možno pro studium jejich dědičnosti použít běžných metod vhodných pro sledování poměrně „jednoduše“ se dědících kvalitativních vlastností. Byly to práce několika badatelů, kteří účinně využili variační statistiky a potvrdili, že při studiu dědičnosti užitkových vlastností je nutno využít především biometrických metod a to na početném materiálu. V této oblasti genetiky se setkáváme s důležitými genetickými parametry, kterými jsou koeficient dědivosti (heritability), genetické korelace, které vyjadřují vzájemný, geneticky podmíněný vztah dvou vlastností. Studovaná korelace je v podstatě fenotypovou korelací, která se rozpadá na složku podmíněnou geneticky a na složku podmíněnou životními podmínkami. Genetické korelace se mnohostranně uplatňují při selekci a jsou i kritériem při řešení řady otázek souvisejících s interakcí genotypu a prostředí.

Těmito několika úvodními slovy jsme pouze naznačili mnohostrannost praktického využívání poznatků genetiky v plemenářské práci. Nedotkli jsme se jejího uplatnění při křížení (heteroze) a v příbuzenské plemenitbě. I těmito otázkám je v tomto čísle věnováno místo.

Není jisté třeba zdůrazňovat, že současná doba, v níž žijeme, je doba vzrušujících událostí nejen v politickém dění, nýbrž i v oblasti vědy a techniky, kdy „vynalézavost“ lidského ducha slaví své buď trvalé nebo dočasné triumfy. Je potěšitelné, že naši pracovníci jsou si plně vědomi, kde je jejich místo a jistě budou souhlasit s těmito slovy: „Věda se může rozvíjet pouze v ovzduší vzájemné úcty a svobodné kritiky, nad kterou nesmí být ani stín administrativního vměšování a zvlůle“.

Závěrem je třeba říci, že v zájmu dalšího rozvoje genetiky a především pak při aplikaci jejích poznatků v plemenářské práci je nutno ještě více prohloubit spolupráci mezi vědecko-výzkumnými pracovníky a mezi pracovníky plemenářské a zootechnické zvelebovací služby. Jen tak se může podařit zvyšovat užitkovost, plemennou hodnotu a zdraví zvířat. Touto spoluprací se snáze zhostíme úkolů, které před námi stojí, neboť si plně uvědomujeme, že je nutno vítězit silou a vahou vědeckých argumentů a výsledky dosaženými v praxi.

Prof. dr. ing. Vladimír K o ť e l u h a, Vysoká škola zemědělská, katedra obecné zootechniky, Brno

■ Pokrok imunogenetických studií hospodářských zvířat vedl k tomu, že některé poznatky bylo možno aplikovat přímo v plemenářské práci. Tato aplikace spočívá hlavně v kontrole původu plemenářsky cenných zvířat, zjišťování vzájemných vztahů a homogenity různých populací a sledování jejich změn v procesu šlechtění (Mácha a Soutorová 1964).

V ČSSR je běžně využíváno krevních skupin a biochemických polymorfních znaků skotu a v poslední době též prasat, a to hlavně k ověřování původu potomstva.

S intenzivním výzkumem imunogenetiky slepic bylo započato později, přesto však bylo dosud popsáno různými pracovníky — zejména Brilesem a Gilmourem — nejméně 14 systémů erytrocytárních antigenů (cit. Petrovský 1966), a 7 polymorfních systémů bílkovin krevního séra a vaječného bílku (Valenta a Stratil 1966).

Při úvahách o použitelnosti imunogenetiky v plemenářské práci u slepic je třeba, abychom si uvědomili určité specifčnosti, jimiž se tento druh odlišuje od ostatních domácích zvířat. Jsou to:

1. Vysoký počet jedinců.
2. Rychlé střídání generací, přičemž v daném čase jsou v chovu většinou jedinci téže generace.
3. Některé odlišnosti imunogenetiky ve srovnání s ostatními druhy hospodářských zvířat: polyvalentnost řady dosud používaných antisér proti antigenům některých systémů; ovlivnění manifestace některých markerů fází reprodukčního cyklu slepic.

V průběhu naší práce jsme ověřovali několik možností použití imunogenetiky v procesu šlechtění slepic. Jednou z těchto možností je imunogenetická analýza různých populací slepic — plemen, linií — zjišťování jejich homogenity, rozdílů a sledování generačních změn. Přitom je třeba detekovat frekvence různých imunogenetických markerů, pomocí jejichž kombinace je možno charakterizovat danou generaci analyzované populace. Zatímco u skotu a prasat je tato práce konána delší dobu, u slepic dosud systematicky konána nebyla. Proto jsme ji zařadili do našeho pracovního programu.

Všechny dosud i v budoucnosti popsané markery drůbeže je možno rozdělit do dvou skupin: systémy ovlivněné fyziologickými procesy (Hi systém, sérová esteráza) systémy nezávislé na fyziologickém stavu jedince (většina známých krevněskupinových a proteinových polymorfních systémů).

Při rozpracovávání metodiky imunogenetické analýzy populací slepic jsme

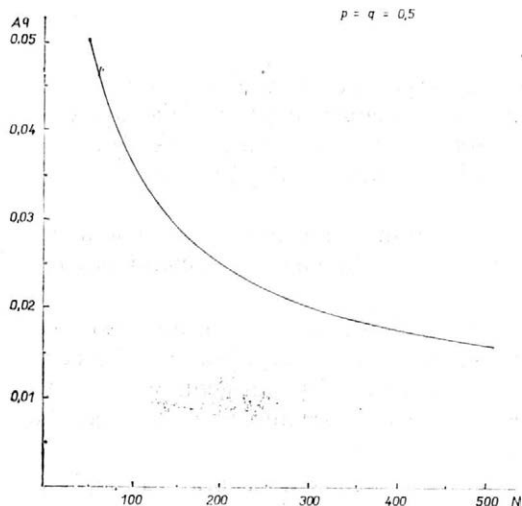
nejdříve zjišťovali obecně platné podmínky pro spolehlivé využívání systémů obou uvedených skupin, a to opakovaným testováním též populace slepic.

Získané výsledky jsou předmětem tohoto sdělení.

MATERIÁL A METODIKA

K řešení stanoveného úkolu jsme použili slepice v prvním roce snášky — křížence (LBX RIR) × LB ze Státního statku Jihlava, farma Horní Kosov, chované v JZD Dlouhá Brtnice a JZD Kozlov, což jsou chovy se zcela odlišnými podmínkami chovu i užítkovostí slepic (průměrná snáška za rok 1966 byla v prvním chovu 245 vajec, v druhém 181 vajec).

Velikost testovaného vzorku jsme odvodili graficky z poklesu směrodatné odchylky (druhé odmocniny variance) genové frekvence se zvyšováním počtu testovaných jedinců:



$$\sigma_p = \sqrt{\frac{p \cdot q}{2N}} \quad (\text{Falconer 1960})$$

Přitom jsme počítali s případem, že $p = q = 0,5$ což je hodnota, z níž plyne největší variance genové frekvence. Takto jsme zjistili, že dostatečně malou střední chybu genové frekvence získáme při testování ca 300 slepic (obr. 1).

Krev jsme odebírali pětkrát: v JZD Dlouhá Brtnice třikrát (v lednu, dubnu a září), v JZD Kozlov dvakrát (v březnu a dubnu).

Krev jsme odebírali injekční stříkačkou z křídelní žíly. Jako antikoagulační prostředek jsme používali Wintrobovu směs šťavelanů.

Dále jsme z každého chovu odebrali jedenkrát vzorek 300 vajec.

Odebrané krevní vzorky jsme testovali na tyto systémy: Vh, Hi a přirozený systém sérových allotypů.

Ve vaječných bílcích jsme stanovovali polymorfismus oblasti II a III.

1. Pokles směrodatné odchylky genových frekvencí při zvyšování počtu testovaných jedinců

Vh systém (Gilmour 1960)

K detekci Vh pozitivních a negativních jedinců nám slouží fosfolipidy používané jako antigeny pro serologii příjice. Používáme např. antigen Sachs-Witebski, výrobek Ústavu sér a očkovacích látek, Praha, a to ve vhodném titru.

Hi systém (Scheinberg a Reckel 1962)

Lektiny potřebné ke stanovení Hi aglutinogenu připravujeme ze semen vikve seté. Semena na hrubo zešrotujeme, k drti přidáme dvojnásobné množství fyziologického roztoku s mertiolátem sodným, promícháme a uložíme na 24 h do chladničky. Potom extrahovanou hmotu odstředíme a supernatant používáme k testaci, a to obvykle v několika ředěních (1/1—1/8).

Aglutinační test (2 kapky reagentu + 1 kapka 4% suspenze krvinek) děláme v deskách z plexiskla.

Přirozený systém sérových allotypů (Petrovský 1966)

Precipitační reakce normálních sér slepic zjišťujeme Ouchterlonyho metodou dvojí difúze v agarovém gelu. Gel připravujeme rozehřátím suchého agaru v borátovém pufru nebo 8 % NaCl (1,8 g Bacto agaru na 100 ml roztoku).

Polymorfni systémy proteinů vaječného bílku (Lush 1961)

Biochemické polymorfni systémy vaječného bílku zjišťujeme elektroforézou ve škrobovém gelu. K jeho přípravě používáme modifikaci Poulikova 1957 pufru (Ash-ton a Braden 1961). Horizontální elektroforézu konáme bez chlazení, při napětí 9 V/cm.

Výsledky všech testů byly hodnoceny testem homogenity pomocí χ^2 .

VÝSLEDKY A DISKUSE

SYSTÉMY, JEJICHŽ MANIFESTACE NENÍ OVLIVNĚNA REPRODUKČNÍM CYKLEM

Vh systém

Při opakovaných testacích slepic jsme v tomto systému dostali poměrně shodné výsledky ve čtyřech případech (tab. I). Jen při 1. testu bylo vyšší procento pozitivně reagujících slepic, což se projevilo statisticky vysoce průkazným zvýšením frekvence alely Vh proti četnostem ve všech následujících testech. Příčinu tohoto rozdílu neznáme, avšak předpokládáme, že by jí mohly být podmínky při odběru a dopravě krve (velmi nízké teploty); ty mohly vyvolat vyšší aglutinabilitu krvinek, což se projevilo i v dalším testovaném erytrocytárním systému — v Hi systému.

Polymorfni systémy II a III vaječného bílku

Při první testaci vzorků vaječného bílku jsme pro oba chovy dostali poměrně shodné frekvence alel v obou systémech (tab. II). Proto jsme — s ohledem na pracnost elektroforetických rozborů — upustili od opakování této analýzy.

SYSTÉMY, JEJICHŽ MANIFESTACE JE OVLIVNĚNA REPRODUKČNÍM CYKLEM

Hi systém

Výsledky opakovaných testací Hi aglutinogenu byly dosti rozdílné. Podobně jako u Vh systému, nejvyšší procento Hi pozitivních jedinců bylo při první testaci (tab. III); o tomto výsledku se však domníváme, že není zcela regulérní. U dalších tří testací jsme dostali celkem shodné četnosti, zato však při posledním odběru byla frekvence Hi pozitivních jedinců průkazně snížena. Toto snížení je pravděpodobně způsobeno pelicháním testované populace.

I. Frekvence alel Vh a vh při opakovaných testacích

Test č.	Chov	Měsíc odběru	Počet testovaných slepic	Frekvence — %			
				fenotypové		genové*)	
				Vh+	Vh—	Vh	vh
1	Brtnice	leden	309	61,48	38,52	0,379	0,621
2	Kozlov	březen	308	44,10	55,90	0,253	0,747
3	Brtnice	duben	315	41,96	58,04	0,239	0,761
4	Kozlov	duben	346	42,77	57,23	0,244	0,756
5	Brtnice	září	306	44,44	55,56	0,255	0,745

*) Genové frekvence byly zjištěny výpočtem

$P_{1-2, 3, 4, 5} < 0,01$; všechny ostatní rozdíly statisticky neprůkazné

II. Frekvence alel systému II a III vaječného bílku

Test č.	Chov	Měsíc odběru	Počet ks	Systém II					Systém III				
				frekvence %					frekvence %				
				fenotypové			genové		fenotypové			genové	
				AA	AB	BB	A	B	AA	AB	BB	A	B
1	Brtnice	leden	299	93,6	5,7	0,7	0,965	0,035	0,4	12,0	87,6	0,064	0,936
2	Kozlov	březen	299	91,0	9,0	—	0,945	0,055	—	11,0	89,0	0,055	0,945

III. Fenotypové a genové frekvence ve Vh systému při opakovaných testacích

Test č.	Chov	Měsíc odběru	Počet testovaných slepic	Frekvence — %			
				fenotypové		genové*)	
				Hi+	Hi—	Hi	hi
1	Brtnice	leden	296	67,24	32,76	0,428	0,572
2	Kozlov	březen	306	35,29	64,71	0,196	0,804
3	Brtnice	duben	317	37,22	62,78	0,208	0,792
4	Kozlov	duben	346	34,11	65,89	0,188	0,812
5	Brtnice	září	306	21,24	78,76	0,113	0,887

*) Genové frekvence zjištěny výpočtem

$P_{1-2, 4, 5} < 0,01$; $P_{2, 3, 4-5} < 0,01$; $P_{1-3} < 0,02$; ostatní rozdíly statisticky neprůkazné.

Přirozený systém sérových allotypů

Zjišťování sérových skupin při tomto sledování má poněkud omezenou hodnotu vzhledem k tomu, že dosud neznáme způsob genetické kontroly jednotlivých sérových typů.

Z výsledků těchto analýz (tab. IV) je zřejmé, že frekvence skupiny A (o níž se domníváme, že je nositelkou antigenní substance), byla prakticky stejná při 1.—2. a 3.—4. testu, zatímco mezi první a druhou dvojicí testů jsou průkazné rozdíly. Naproti tomu znak B byl velmi variabilní a jeho hodnota byla různá nejen u vzorků z různých chovů, ale i u jedinců z téhož chovu odebraných v různých časových obdobích.

Při celkovém posuzování všech námi uvedených výsledků je zřejmé, že nejspolehlivější údaje o genetickém složení populace dávají systémy neovlivňované fyziologickými procesy slepic; v našem testu Vh systém a polymorfni systémy vaječného bílku. Systémy, jejichž manifestace je ovlivněna hladinou estronů, a to ať ve smyslu pozitivním či negativním (Hi systém, systém sérových skupin, plazmatická esteráza), je možno využívat k imunogenetickým charakteristikám populací slepic pouze tehdy, když u každého budou přesně

IV. Relativní frekvence sérových skupin při opakovaných testacích

Test č.	Chov	Měsíc odběru	Počet testovaných slepíc	Fenotypové frekvence — %		
				A	B	0
1	Brtnice	leden	322	13,0	37,0	50,0
2	Kozlov	březen	317	11,7	25,9	62,4
3	Brtnice	duben	326	20,2	22,4	57,4
4	Kozlov	duben	346	17,9	10,1	72,0
5	Brtnice	září	—	—	—	—

Průkaznosti rozdílů skupiny A: $P_{1-3} < 0,02$; $P_{2-4} < 0,05$; $P_{2-3} < 0,01$. Ostatní rozdíly statisticky nevýznamné.

známy fyziologické faktory ovlivňující jejich manifestaci. Tak některé systémy bude třeba detekovat pouze u mladých jedinců (plazmatická esteráza), jiné zase u slepic v plné snášce (Hi systém, přirozený systém sérových skupin), přičemž pravděpodobně bude třeba vypracovat rychlý test k rozlišení nosnic v různé etapě reprodukčního cyklu (snášející, kvokající, pelichající).

Uvědomění si všech naznačených skutečností je důležité při systematické imunogenetické analýze různých populací slepic.

SOUHRN

Tato práce se zabývá podmínkami využití imunogenetických znaků pro spolehlivou charakteristiku populací slepic. Je zdůrazněna skutečnost, že u slepic existují markry, jejichž manifestace je závislá na fázi reprodukčního cyklu (erytrocytární Hi systém, přirozený systém sérových skupin, esterázový systém). Proto je nezbytná dokonalá znalost všech faktorů, působících na takové znaky, aby bylo zabráněno nesprávným výsledkům při testování populací slepic.

Došlo dne 7. 11. 1967

Literatura

- ASHTON G. C., BRADEN A. W. H., 1961, Serum beta-globulin polymorphism in mice. *Aust. J. Sci.* 14 : 248.
- FALCONER D. S., 1960, *Introduction to Quantitative Genetics*. Oliver and Boyd, London.
- GILMOUR D. G., 1961, Blood groups in chickens. *Brit. Poultry Sci.* 1 : 75.
- LUSH I. E., 1961, Genetic polymorphism in the egg albumen proteins of the domestic fowl. *Nature* 189 : 981.
- MATOUŠEK J., 1964, Imunogenetika erytrocytárních antigenů a některé další biochemické polymorfní znaky u plemen skotu a prasat chovaných v ČSSR. *Rozpravy CSAV* 74, sešit 10.
- PETROVSKÝ E., 1966, Imunogenetické studium erytrocytárních antigenů a sérových proteinů slepic. Kandidátská disertační práce, Praha.
- POULIK M. D., 1957, Starch gel electrophoresis in a discontinuous system of buffer. *Nature* 180 : 1477.
- SCHEINBERG S. L., RECKEL R. P., 1962, Studies on the „Hi“ agglutininogen in chickens. *Ann. N. Y. Acad. Sci.* 97 : 194.
- VALENTA M., STRATIL A., 1966, Polymorfismus bílkovin krevního séra a vajec ptáků. Referát přednesený na semináři „Krevní skupiny a jejich využití v plemenářské praxi“. *Souhrn ÚVTI*, 16 : 63.

Применение иммуногенетических признаков для анализа популяции кур

Настоящая работа занимается условиями применения иммуногенетических признаков для надежной характеристики популяции кур. Также подчеркивается факт, что у кур существуют маркеры, проявление которых зависит от фазы цикла репродукции (эритроцитарная H_i система, естественная система серозных групп, эстеразная система). Поэтому необходимо полное знание всех факторов, действующих на эти признаки, с тем, чтобы избежать неправильные результаты при проверке популяции кур.

Текст к таблицам

- I. Частота аллелей V_h и v_h при повторных тестах
- II. Частота аллелей системы II и III яичного белка
- III. Частота фенотипов и генов в V_h системе при повторных тестах
- IV. Относительная частота серозных групп при повторных тестах

Application of Immunogenic Characters in the Analysis of Hen Populations

The submitted paper deals with the conditions for an application of immunogenic characters for a reliable characterization of hen populations. The fact has been stressed that in hens there exist markers the manifestation of which depends on the stage of the reproduction cycle (the erythrocytic H_i system, the natural system of serum groups, the esterase system). Therefore perfect knowledge of all factors affecting such characters is essential so as to prevent the obtaining of incorrect results in the testing of hen populations.

Text to the tables

- I. Frequency of V_h and v_h alleles in the case of repeated testations
- II. Frequency of the alleles of the system II and III of the egg albumen
- III. The phenotype and gene frequency in the V_h system in the case of repeated testations
- IV. The relative frequency of serum groups in the case of repeated testations

Ausnützung der immunogenetischen Merkmale bei der Analyse von Hennenpopulationen

Die vorliegende Arbeit befaßt sich mit den Bedingungen der Ausnützung immunogenetischer Merkmale zur verlässlichen Charakteristik der Hennenpopulationen. Es wird die Tatsache hervorgehoben, daß bei Hennen Markköre existieren, deren Manifestation von der Phase des Reproduktionszyklus (erythrozytäres H_i -System, natürliches Serumgruppensystem, Esterase-System) abhängt. Deshalb ist eine vollkommene Kenntnis aller Faktoren, welche auf diese Merkmale einwirken, erforderlich, um falschen Ergebnissen beim Testen der Hennenpopulationen vorzubeugen.

Text zu den Tafeln

- I. Frequenz der V_h - und v_h -Allele bei wiederholten Testierungen.
- II. Allelenfrequenz des Systems II und III des Eiweißes
- III. Phänotyp- und Genfrequenzen im V_h -System bei wiederholten Testierungen
- IV. Relative Frequenz der Serumgruppen bei wiederholten Testierungen

Adresa autori:

Ing. Eduard Petrovský, CSc., doc. ing. Josef Mácha, CSc., ing. Jitka Soutorová, Vysoká škola zemědělská, katedra genetiky, Brno, Zemědělská 1—3

PŘÍSPĚVEK KE STUDIU KORELACÍ MEZI ERYTROCYTÁRNÍMI ANTIGENY A NĚKTERÝMI UKAZATELI VÝKRMNOSTI A JATEČNÉ HODNOTY PRASAT

■ Otázka výsledných funkcí genů determinujících krevní skupiny a jiné biochemické polymorfní znaky není dosud jasná. Je třeba vyřešit, zda jsou zmíněné geny „funkčně neutrální“ nebo mají-li nějaký vliv na určité fyziologické, resp. metabolické procesy. Podle názoru některých vědeckých pracovníků „neutrální geny“ neexistují. Kdybychom připustili možnost neutrality, zůstává otevřeným problémem, jaké mechanismy působí a udržují existenci genetické různosti uvedených systémů. Superiorita heterozygotů slepic a některé práce na skotu naznačují, že alespoň část genů kontrolujících krevní skupiny není neutrální povahy a existuje možnost existence jejich vztahů k některým fyziologickým funkcím. V tom případě by to znamenalo, že genová frekvence uvedených znaků může být ovlivněna přirozeným anebo umělým výběrem na jinou, zpravidla užitkovou vlastnost. Částečně tento předpoklad naznačují meziplemen-
né rozdíly ve frekvenci krevních skupin a sérových polymorfních znaků jak u prasat tak i u skotu. Při jakýchkoliv úvahách o možnostech vztahů mezi krevními skupinami a užitkovými vlastnostmi musíme brát ohled na rozdílný charakter genetické determinace těchto znaků.

MATERIÁL A METODIKA

V předběžné práci jsme sledovali v rámci 12 systémů krevních skupin prasat vztah určitých fenotypů, resp. u pěti uzavřených systémů přímo genotypů, k dosažené úrovni osmi ukazatelů výkrmnosti a jatečné hodnoty. Materiál čítající 865 kusů prasat pocházel ze čtyř stanic výkrmnosti a jatečné hodnoty prasat z let 1965 a 1966.

Z produkčních ukazatelů jsme sledovali:

1. počet krmných dnů od 20—90 kg;
2. průměrný denní přírůstek od 20 do 90 kg;
3. $\%$ váhy kýty z váhy jatečné půlky;
4. průměrnou výšku špeku v cm;
5. $\%$ masitých částí;
6. $\%$ tučných částí;
7. $\%$ méněcenných částí;
8. plochu kotlety v cm^2 .

Po příslušném rozřídění materiálu podle jednotlivých stanic a podle pohlaví na osm podskupin jsme soubor statisticky vyhodnotili analýzou rozptylu jednoduchého třídění o nestejném počtu pozorování v každé podtřídě (Myslivec 1957). Kritériem třídění v podskupinách byly určité fenotypy, resp. genotypy v rámci každého krevně skupinového systému samostatně; např. u J systému byly dvě třídy — Ja^- a Ja^+ , jedinci odpovídající dvěma fenotypům, a v rámci G systému třídy G^a/G^a ,

G^b/G^b a G^a/G^b odpovídající genotypům. Pomocí uvedené metody jsme porovnávali střední hodnoty osmi sledovaných produkčních ukazatelů. Výpočet jsme konali pomocí děrných štítků na výpočetní jednotce Cellatron SER 2c.

VÝSLEDKY A DISKUSE

Problematika uvedených vztahů byla studována v převážné míře na slepicích a skotu. U prasat je v tomto směru známo doposud jen velmi málo prací. Baltzer (1963) studoval možnosti těchto vztahů u 684 prasat ze tří stanic výkrmnosti a jatečné hodnoty. U 17 krevně skupinových faktorů porovnával střední hodnoty pozitivních a negativních jedinců v 11 ukazatelích výkrmnosti a jatečné hodnoty. Většina pozorovaných průkazných rozdílů platila jen v rámci jednoho pohlaví a jen pro určitou stanici. Jedině faktor Ma_x se projevil na dvou stanicích a u obou dvou pohlaví ve vztahu k ranosti a lepšímu využití krmiva. Podobná vyšetřování konal na poměrně rozsáhlém materiálu Schrappe (1966). U 3168 prasat ze sedmi stanic porovnával 13 produkčních ukazatelů s 29 krevně skupinovými faktory. Propočítáním daných výsledků nedokázal žádné průkazné vztahy mezi krevními skupinami a pozorovanými užitkovými vlastnostmi. Baltzerem pozorovaný vztah faktoru Ma_x nebyl Shrappem potvrzen. Slabý vztah se projevil jen u faktoru Ha ke kvalitě masa. Vyšší plodnost při spáření heterozygotů v G systému krevních skupin proti homozygotům udávají Tichonov a kol. (1966). Dále autoři pozorovali, že procento uhynulých a neduživých prasat majících na erytrocytech Ga a Fa faktor bylo průkazně vyšší než u prasat negativních. Gavallier a kol. (1965) zjistili některé pozitivní vztahy sérových polymorfních znaků s ukazateli výkrmnosti a jatečné hodnoty u prasat. Skutečnost, že tyto byly zjištěny jen u skupiny kastrátů, ale u paralelně sledované skupiny prasníček nebyly zjištěny, ukazuje na náhodnost těchto výsledků.

Z celkového počtu propočítaných analýz jsme v této práci zjistili průkazné rozdíly středních hodnot určitého produkčního znaku v 9 % pozorování. V tomto smyslu chápané vztahy jsme pozorovali u všech 12 genetických systémů krevních skupin. Z hlediska jednoho sledovaného produkčního znaku nebyly ani v jednom případě zjištěny vztahy, které by platily pro všech osm podskupin, tj. pro všechny čtyři stanice a obě pohlaví. Ve většině případů byly zjištěny v rámci jednoho krevně skupinového systému průkazné rozdíly několika produkčních ukazatelů. Některé z nich jsou však vzájemně mezi sebou v interakci (např. počet krmných dnů — průměrný denní přírůstek aj.).

V tab. I uvádíme zjištěné výsledky v rámci B systému. Třídícím kritériem byla v tomto případě přítomnost Bb faktoru na krvinkách určitého jedince, podskupiny tedy byly děleny na Bb^+ a Bb^- zvířata. Na stanici č. II nebyli zjištěni Bb (pozitivní) jedinci, proto nebyla vůbec zahrnuta do výpočtů, takže byl v tomto případě celý soubor rozdělen na šest podskupin. Ve třech ze šesti podskupin se ukázala shodná tendence v ploše kotlety. Bb pozitivní zvířata vykazují průkazně nižší plochu kotlety proti Bb negativním (Bb neg. 27,92 cm²; 24,73 cm²; 27,85 cm² proti Bb poz. 25,96 cm²; 22,40 cm²; 24,46 cm²). Průkazné rozdíly středních hodnot průměrné výšky špeku jsme pozorovali také u tří podskupin. Ve dvou z nich však vykazují průkazně větší výšku špeku Bb poz. jedinci (3,97 cm; 3,54 cm proti 3,53 cm; 3,19 cm u Bb neg. — u obou pohlaví na stanici č. III). U skupiny kastrátů ze stanice č. IV byla tendence zcela opačná — Bb poz. 3,31 proti 3,77 cm u Bb neg. Podobné výsledky jako v uvedeném příkladu jsme pozorovali i v rámci ostatních krevně skupinových systémů.

I. Střední hodnoty osmi produkčních ukazatelů vykazujících průkazné rozdíly vzhledem k Bb faktoru krevních skupin

Stanice	Pohlaví	Bb faktor	Počet krmných dnů 20–90 kg	Průměrný denní přírůstek 20–90 kg	Váha šunky v %	Průměrná výška hřbetního špeku v cm	Masité části v %	Tučné části v %	Méněcenné části v %	Plocha kotlet v cm ²
I.	kastráti	—								
		+	N. S.	N. S.	N. S.	N. S.	N. S.	N. S.	N. S.	N. S.
	prasničky	—								
		+	N. S.	N. S.	N. S.	N. S.	N. S.	N. S.	7,39 7,05* 7,37	27,92 25,96* 27,74
III.	kastráti	—			16,08	3,53				24,73
		+	N. S.	N. S.	14,51**	3,97*	N. S.	N. S.	N. S.	22,40*
	prasničky	—			15,96	3,56				24,56
		+	N. S.	N. S.	16,94	3,19				27,85
IV.	kastráti	—	97,40	719,97		3,77				
		+	108,80**	645,00**	N. S.	3,31**	N. S.	N. S.	N. S.	N. S.
	prasničky	—	98,76	711,04		3,72				
		+	N. S.	N. S.	N. S.	N. S.	N. S.	N. S.	N. S.	N. S.

N. S. (non-significant) = neprůkazný rozdíl; * = $P < 0,01$; ** = $P < 0,001$

Dosažené výsledky, jakož i práce citovaných autorů, potvrzují, že krevní skupiny mají v současnosti z hlediska plemenářské selekce velmi omezenou hodnotu.

SOUHRN

V práci jsme sledovali v rámci 12 systémů krevních skupin prasat vztah určitých fenotypů, resp. u pěti uzavřených systémů přímo genotypů, k dosažené úrovni osmi ukazatelů výkrmnosti a jatečné hodnoty. Materiál čítající 865 prasat plemene bílého ušlechtilého pocházel ze čtyř stanic výkrmnosti a jatečné hodnoty prasat. Po příslušném roztrídění materiálu podle jednotlivých stanic a podle pohlaví na osm podskupin byl soubor statisticky vyhodnocen analýzou rozptylu jednoduchého třídění o nestejném počtu pozorování v každé podtřídě.

Z celkového počtu propočítaných analýz jsme zjistili průkazné rozdíly středních hodnot určitého produkčního znaku v 9 % pozorování. V tomto smyslu chápané vztahy jsme pozorovali u všech 12 genetických systémů. Z hlediska jednoho sledovaného produkčního znaku nebyly ani v jednom případě zjištěny vztahy, které by platily pro všech osm podskupin, tj. pro všechny čtyři stanice a obě pohlaví. V několika případech jsme pozorovali úplně opačnou tendenci v dosažené úrovni sledovaného znaku vzhledem k určitému krevnímu faktoru. To znamená, že jeden krevní faktor se projevil v určité podskupině ve vztahu např. k vyšší výšce špeku a v jiné podskupině vykazovala zvířata s tímto faktorem průkazně nižší výšku špeku.

Z uvedených skutečností vyplývá, že některé zjištěné vztahy mají pravděpodobně náhodný charakter.

Došlo dne 12. 10. 1967

Literatura

- BALTZER J., 1963, Untersuchungen über das Bestehen von Beziehungen zwischen Blutgruppenfaktoren und Daten des Schlachtkörperwertes und der Mastleistung des Schweines. Dissertation. Göttingen, p. 106.
- GAVALIER M., DOSTÁL J., SCHRÖFFEL J., 1966, Předběžné výsledky studia vztahů některých polymorfních znaků k užitkovým vlastnostem prasat. Studijní informace. Zvláštní řada (Živočišná výroba), 10 : 195-202.
- MYSLIVEC V., 1957, Statistické metody zemědělského a lesnického výzkumnictví. ČSAZV, Praha, p. 555.
- SCHRAPE H., 1966, Untersuchungen über Beziehungen zwischen Blutgruppenfaktoren und Leistungseigenschaften beim Schwein. Dissertation. Göttingen, p. 74.
- TICHONOV V. N., BURLAK Z. K., GORELOV I. G., ČEJDO M. A., 1966, Immunogenetický prognostický sočetajemosti u svinej. Selskochozjajstvennaja biologija, I, 3 : 439-445.

К вопросу изучения корреляции между эритроцитарными антигенами и некоторыми показателями способности к откорму и боенской ценности свиней

V rámci 12 systémů skupin krve sviní jsme studovali vztahy určitých fenotypů, resp. u 5 uzavřených systémů přímo genotypů k dosažené úrovni osmi ukazatelů výkrmnosti a bojeské hodnoty. Materiál čítající 865 sviní bílého ušlechtilého plemene, bral se z čtyř stanic výkrmnosti a bojeské hodnoty sviní. Po příslušném roztrídění materiálu podle jednotlivých stanic a podle pohlaví na osm podskupin byl soubor statisticky vyhodnocen analýzou rozptylu jednoduchého třídění o nestejném počtu pozorování v každé podtřídě.

обрабатывалась при помощи дисперсионного анализа простой классификации с разным числом наблюдений в каждом подклассе.

Из общего числа вычисляемых анализов нами были установлены достоверные различия средних значений определенного продуктивного признака в 9 % наблюдений. В этом смысле понимаемые отношения мы наблюдали у всех 12 генетических систем. С точки зрения одного изучаемого продуктивного признака ни в одном случае не было установлено отношения, действительного для всех восьми подгрупп, т. е. для всех четырех станций и обоих полов. В нескольких случаях нами наблюдалась полностью противоположная тенденция в полученном уровне изучаемого признака по отношению к определенному фактору крови. Это означает, что один фактор крови проявился в определенной подгруппе по отношению, например, к более высокой толщине шпига, а в другой подгруппе животные с этим фактором показывали достоверно более низкую толщину шпига.

Из приведенного факта вытекает, что некоторые установленные отношения носят, вероятно, случайный характер.

Текст к таблице

I. Средние значения восьми продуктивных показателей, показывающих достоверные различия по отношению к Bb фактору групп крови

On the Study of the Correlations between Erythrocytic Antigens and Certain Indices of the Fattening Capacity and Carcass value of Pigs

In this work we investigated, within the scope of 12 systems of blood groups, the relation of certain phenotypes, i. e. in five closed systems directly genotypes, to the achieved level of eight indices of fattening capacity and carcass value. The material numbering 865 pigs of the Large White breed had come from four stations for the checking of the fattening capacity and carcass value of pigs. After classification of the material according to the different stations and according to sex into eight subgroups, the group was evaluated statistically by means of variance analysis of simple classification with unequal numbers of observations in every subgroup.

On the total number of calculated analyses we found significant differences in the medium values of a certain production character in 9 per cent of the observations. Relations conceived in this sense were observed in all 12 genetic systems. From the point of view of a single investigated production character not in a single case did we find any relations that would be valid for all eight subgroups, i. e. for all four stations and for both sexes. In several cases we observed a quite opposite tendency in the achieved level of the investigated character with regard to a certain blood factor. This means that a certain blood factor appeared in a certain subgroup in relation, for example, to the higher bacon depth, whereas in another subgroup animals with this factor had a significantly lower bacon depth.

From the mentioned fact it can be seen that certain relations found probably have a chance character.

Text to the table

I. Medium values of eight production indices showing significant differences regarding the Bb factor of blood groups

Beitrag zum Studium der Korrelationen zwischen den erythrozytären Antigenen und einigen Kennwerten der Mastfähigkeit und des Schlachtwertes von Schweinen

In der vorliegenden Arbeit verfolgten wir im Rahmen von 12 Schweineblutgruppensystemen die Beziehungen bestimmter Phänotypen, bzw. bei fünf geschlossenen Systemen die Beziehungen von Genotypen zum erreichten Niveau von acht Kennwerten der Mastleistung und des Schlachtwertes. Das 865 Weiße Edelschweine zählende Material stammte aus vier Mastleistungs- und Schlachtwertprüfungsstationen. Nach der entsprechenden Klassifizierung des Materials je nach den einzelnen Stationen und nach dem Geschlecht der Schweine in acht Untergruppen wurde die Gesamtheit statistisch mit Hilfe der Varianzanalyse der einfachen Klassifikation bei ungleicher Anzahl von Beobachtungen in jeder Unterklasse bewertet.

Von der Gesamtzahl der berechneten Analysen stellten wir signifikante Unterschiede der Mittelwerte bestimmter Produktionsmerkmale in 9 % der Beobachtungen fest. Beziehungen in diesem Sinne beobachteten wir bei allen 12 genetischen Systeme-

men. Vom Gesichtspunkt eines einzelnen Produktionsmerkmals wurden in keinem einzigen Falle Beziehungen festgestellt, welche für alle acht Untergruppen, d. h. für alle vier Stationen und beide Geschlechter, gelten würden. In einigen Fällen beobachteten wir eine ganz umgekehrte Tendenz im erlangten Niveau des untersuchten Merkmals in bezug auf einen bestimmten Blutfaktor. Das bedeutet, daß ein bestimmter Faktor in einer bestimmten Untergruppe in korrelativer Beziehung zu einer höheren Speckdicke stand, während in einer anderen Untergruppe dieser Faktor in einer signifikanten Korrelation mit einer niedrigeren Speckdicke stand.

Aus den angeführten Tatsachen geht hervor, daß einige festgestellten Beziehungen einen wahrscheinlich zufälligen Charakter haben.

Text zur Tafel

I. Mittelwerte der acht Produktionskennziffern, welche signifikante Unterschiede in bezug auf den Bb-Blutgruppenfaktor aufweisen.

Adresa autora:

Ing. Michal Gavalier, Laboratoř fyziologie a genetiky živočichů ČSAV, Liběchov

■ Praktické využívání heteróze v zemědělské výrobě je velmi starého data a setkáváme se s ním již dávno předtím, než došlo k prvním snahám o vysvětlení genetické podstaty tohoto biologického jevu.

V živočišné výrobě závisí využívání heteróze na biologických zvláštěnostech jednotlivých druhů hospodářských zvířat spojených především s procesem reprodukce. Je to jednak skot jako zástupce typicky uniparního druhu s dlouhým generačním intervalem, jednak multiparní prase anebo drůbež s vysokou produkcí vajec a s podstatně kratším generačním intervalem. O efektu heteróze rozhoduje i užitkový typ, k němuž zvířata určená ke křížení náležejí. Setkáváme se tu v rámci druhu s plemeny s výrazně zdůrazněnou jednostrannou užitkovostí, ale i s užitkovostí kombinovanou, jako je tomu např. u skotu a drůbeže, zatímco u různých plemen prasat je dnes produkční směr takřka totožný, charakterizovaný požadavkem na vysoký přírůstek, nízkou spotřebu krmiva a dostatečnou zmasilost.

Víme také, že ne každá kombinace křížení je stejně efektivní a že využívání heteróze závisí především na řadě ekonomických podmínek, u nás např. na velkovýrobním charakteru živočišné produkce. Také vlastní podstata heteróze není dosud, a patrně v dohledné době nebude uspokojivě vysvětlena, jak vysvítá z řady dnes zastávaných teorií. Domníváme se proto, že bude účelné pokusit se o základní orientaci v dnešních názorech na hodnocení a návrzích na predikci heterózního efektu a přispět tak k nejlepšímu posouzení možností a účinnosti jednotlivých u nás používaných kombinací křížení.

LITERÁRNÍ PŘEHLED

Nebudeme se v této práci zabývat teoretickým výkladem heteróze ani otázkami jejího využití v našich podmínkách vzhledem k tomu, že se můžeme odvolat na práci Knížete (1965) a další práce přednesené na konferenci o heterózi (Jakubec 1966, Kníže, Knížetová, Hurník a Tláškal 1966, Šiler 1966, Váchal 1966), jež byly publikovány v tomto časopise. Soustředíme se především na vlastní možnosti predikce a hodnocení heterózního efektu.

Možnost predikce užitkovosti v příštích generacích vyplývá z obecné teorie selekčního efektu v genetice populací (Lush 1937, Lerner 1950, 1958, Falconer 1960), jež však byla výhradně a vzhledem k definici populace také naprosto správně využívána u jednotlivých plemen a linií hospodářských zvířat. Někteří autoři se snažili využít těchto poznatků i pro predikci heterózního efektu při meziplemenném křížení, lépe řečeno pro predikci užitkovosti F_1 generace, jako např. Horn (1962) při křížení maďarského strakatého a dámského jerseykého skotu, nebo u nás Plesník (1965) při zušlechťovacím křížení slovenského strakatého skotu rovněž se skotem

jerseyským. Zde je třeba poznamenat, že heterózní efekt je ovlivněn především neaditivní složkou genetické variace, tj. působením dominance a interakce, zatímco odvození a stanovení koeficientu dědivosti, klíčové hodnoty pro odhad selekčního efektu, spočívá ve znalosti aditivní složky genetické proměnlivosti příslušné užitkové vlastnosti. Z těchto skutečností tedy vyplývá, že největší heterózní efekt je možno očekávat u vlastností spojených s reprodukcí a to proto, že podíl aditivní složky genetické proměnlivosti je tu velmi nízký a v důsledku toho se také dílíčky znaky reprodukce vyznačují velmi nízkými hodnotami koeficientu dědivosti. V případě predikce heterózního efektu se tedy manipuluje společně se dvěma různými zdroji genetické proměnlivosti, což je v určitém rozporu a má jistě vliv na přesnost odhadu heterózního efektu. Dále je nutno brát v úvahu i působení matroklinity či patroklinity a speciální kombinační návaznost plemen, linií, ale i jednotlivých připravených zvířat. Konečně je nutno počítat i s tou skutečností, že ve většině případů tvoří matečný materiál domácí plemeno, zatímco plemeničky jsou importovány nebo pocházejí z čistokrevných, importem získaných stád.

Pokud jde o hodnocení heterózního efektu, vyhranily se v podstatě dva základní názory. První z nich považuje za heterózní efekt to zvýšení uvažovaného znaku, které se nachází nad průměrem znaků obou ke křížení použitých rodičů nebo populací, jejichž jsou rodiče příslušníky. Toto hledisko je také v plném souladu s výkladem heteróze na základě teorie genetiky kvantitativních znaků, jak jej podává např. Falconer (1960), jenž přitom vychází z genotypových hodnot, které přisuzuje jednotlivým genotypům.

Druhý názor, který nemá teoretické zdůvodnění, ale opírá se spíše o praktický význam heteróze, považuje za heterózní efekt to zvýšení znaku, které přesahuje hodnotu znaku lepšího z rodičů nebo průměrnou hodnotu populace, k níž tento rodič náleží. To je např. charakteristické v chovu drůbeže.

Vědomí rozdílnosti těchto názorů vedlo Plesníka (1965) ke snaze o definici heterózního efektu, která by zahrnovala obě uvažovaná hlediska. Zmíníme se o ní podrobněji v diskuzi.

Vlastní technika hodnocení heterózního efektu i způsoby vyjádření a znázornění získaných výsledků vyplývají z některých speciálních prací nebo učebnic (Mather 1949, Bogart 1959, Watson 1964) a budou uvedeny v metodice.

Uvedený stručný nástin této problematiky naznačuje dostatečně její důležitost pro naši zootechnickou praxi.

MATERIÁL A METODIKA

Z modelových důvodů jsme použili materiály z meziplemenného křížení prasat, protože poskytuje dostatek výsledků pro řešení nastíněných otázek. Opíráme se tu především o výsledky křížení prasat bílých ušlechtilých, cornwallských a prasat plemene landrace z pokusů konaných v posledních letech (Šiler a Kvapil 1961, Šiler a Nedělová 1966, Pavlík a Hovorka 1967, Pavlík a Hovorka 1968), zaměřených na zjištění účinnosti jednoduchého užitkového křížení, matroklinního efektu při recipročních kříženích a účinnosti prvního cyklu rotačního křížení.

Při uvažování možnosti predikce heterózního efektu se vychází z teorie selekčního efektu uvedené v dílech citovaných v přehledu literatury, především z obecného popisného vzorce

$$\Delta_G = d \cdot h^2 \quad (1)$$

kde Δ_G značí selekční efekt, d selekční diferenci a h^2 příslušný koeficient dědivosti. Pro vlastní účely selekční techniky se tento vzorec transformuje tím, že se selekční efekt i selekční diference vyjádří pomocí fenotypové směrodatné odchylky; selekční diference vyjádřená v jednotkách směrodatné odchylky se pak označuje jako intenzita selekce (i). Dospějeme tak ke vzorci

$$\Delta_G = i \cdot h^2 \cdot \sigma_p \quad (2)$$

popř.

$$\Delta_G = i \cdot h \cdot \sigma_G \quad (3)$$

kde σ_G je genetickou směrodatnou odchylkou.

Při vlastním hodnocení užítkovosti F_1 generace vzniklé meziplenným křížením jsme vycházeli z porovnání skutečných hodnot a hodnot očekávaných stanovených podle návrhu Plesníka (1965) z rovnice

$$U = 0,5 [\bar{P}_1 + (\bar{X}_1 - \bar{P}_1) h^2 + \bar{P}_2 + (\bar{X}_2 - \bar{P}_2) h^2] \quad (4)$$

kde U je očekávanou užítkovostí, $\bar{P}_1$ a $\bar{P}_2$ jsou průměrné užítkovosti prvního a druhého plemene, $\bar{X}_1$ a $\bar{X}_2$ průměrné hodnoty vybraných rodičů z populací P_1 a P_2 a h^2 koeficient dědivosti uvažované vlastnosti. Ve smyslu uvedených vzorců je možno rovnici (4) psát jako

$$U = \frac{\bar{P}_1 + \bar{P}_2}{2} + \frac{\Delta G_1 + \Delta G_2}{2} \quad (4a)$$

K vyjádření heterózního efektu jsme použili vzorce uváděného např. v knize Bogarta (1959), vycházejícího ze základního předpokladu, že potomek dostává polovinu dědičného základu od každého z rodičů

$$H = \frac{\bar{F}_1 - 0,5 (\bar{P}_1 + \bar{P}_2)}{0,5 (\bar{P}_1 + \bar{P}_2)} \cdot 100\% \quad (5)$$

a kterého použil též Watson (1964) při hodnocení výsledků recipročních křížení u plemene landrace X švédské bílé prase získaných Skårmanem (1961).

Tento způsob je v podstatě totožný s Matherovým (1949) standardizovaným měřítkem heteróze nazývaným „potence ratio“.

K lepšímu vystižení heterózního efektu jsme použili grafického znázornění příslušné procentuální hodnoty napravo či nalevo od průměru rodičů považovaného za 100 %.

VÝSLEDKY A DISKUSE

Pro přehlednost rozdělujeme tuto stať do několika na sebe navazujících tematických celků podle dílčích, v předchozích statích naznačených otázek.

POROVNÁNÍ SKUTEČNÉ UŽITKOVOSTI F_1 GENERACE Z MEZIPEMENNÉHO KŘÍŽENÍ S PREDIKČNÍMI HODNOTAMI U VLASTNOSTÍ S RŮZNOU DĚDIVOSTÍ

K ilustraci možnosti predikce užítkovosti F_1 generace podle Plesníka (1965) jsme zvolili meziplenné křížení prasat probíhající svého času na výzkumné stanici ve Valečově, kde matečným materiálem bylo bílé ušlechtilé prase a plemeník náležel k plemenu cornwallskému. Za srovnávací hodnoty populací $\bar{P}_1$ a $\bar{P}_2$ byl vzat tehdejší průměr obou ke křížení použitých plemen. Za vlastnost s nízkou dědivostí byl zvolen počet živě narozených selat, se střední dědivostí počet dnů ve výkrmu v dané váhové kategorii a s vyšší dědivostí podíl masitých částí. Všechny podkladové údaje s příslušnými koeficienty dědivosti jsou uvedeny v tab. I. a srovnání skutečných hodnot s očekávanými v tab. II.

Z uvedených srovnání zřetelně vyplývá, že Plesníkem (1965) navržený způsob predikce bude použitelný spíše u těch vlastností, jež se vyznačují vyššími hodnotami koeficientu dědivosti, kde se již efekt heteróze tak výrazně neprojevuje. U dílčích vlastností reprodukce (plodnost atd.) je ovšem selekční efekt v rámci téže populace malý v důsledku velmi nízkých hodnot koeficientu dědivosti, a proto průměr rodičovských plemen je skutečné hodnotě mnohem bližší než hodnota získaná predikční rovnicí (4), jež nemůže nikdy dosáhnout průměru, ledaže by byl h^2 roven 1.

I. Výchozí údaje pro predikci užitkovosti F_1 generace podle Plesníka (1965)

Ukazatel	Počet živě narozených selat	Počet dnů ve výkrmu (20 – 100 kg)	Podíl masitých částí %
P_1 (BU)	10,07	116,2	57,80
P_2 (Co)	10,03	122,7	54,40
X_1 (BU)	10,89	111,1	58,10
X_2 (Co)	10,30	119,4	55,20
d_1 (BU)	0,82	–5,1	0,30
d_2 (Co)	0,27	–3,3	0,80
h^2 (BU)	0,11	0,28	0,65
h^2 (Co)	0,17	0,28	0,65

II. Porovnání skutečných hodnot užitkovosti F_1 generace s očekávanými hodnotami podle Plesníka (1965) a s průměrem obou rodičů

Ukazatel	Počet živě narozených selat	Počet dnů ve výkrmu (20 – 100 kg)	Podíl masitých částí %
Skutečnost	11,59	110,9	57,69
Očekávaná hodnota	10,12	118,3	56,46
Rozdíl absolutní	1,47	7,4	1,23
Rozdíl v % skutečnosti	12,68	6,68	2,13
Průměr rodičů	10,59	115,2	56,65
Rozdíl absolutní	1,00	4,3	1,04
Rozdíl v % skutečnosti	8,63	3,88	1,80

POROVNÁNÍ HETERÓZNÍHO EFEKTU PŘI RECIPROKÝCH KŘÍŽENÍCH

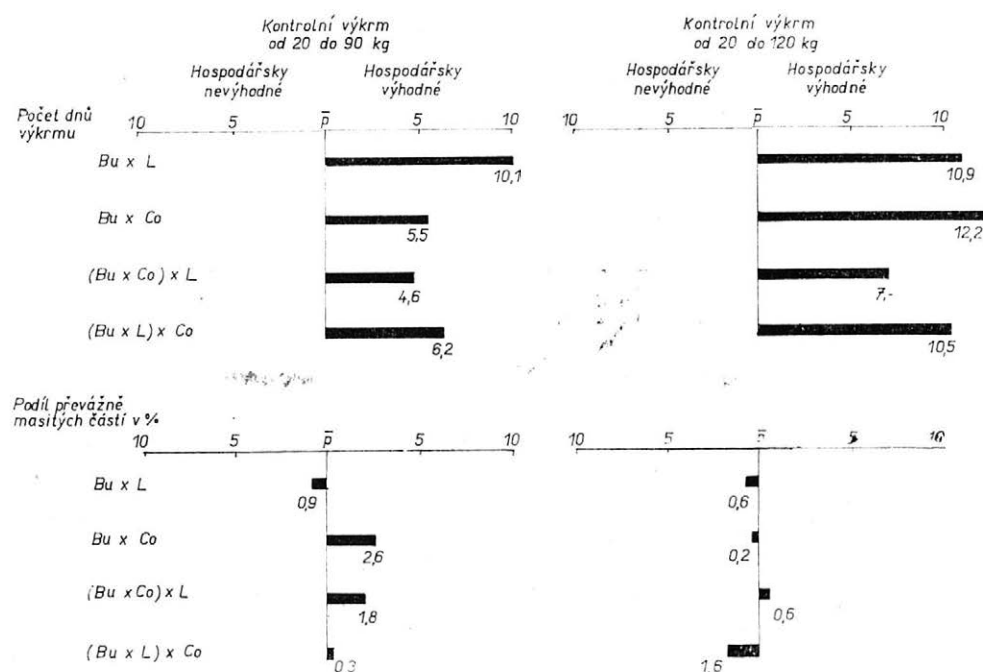
V tomto případě jsme vycházeli z uskutečněných křížení bílých ušlechtilých prasat s prasaty plemene cornwallského. Výsledky jsou shrnuty v tab. III, kde je uvedena průměrná hodnota sledovaného ukazatele u obou reciprokých kombinací, absolutní rozdíl mezi nimi a jeho procentuální vyjádření vzhledem k průměru obou kombinací podle způsobu Watsona (1964). V tab. III uváděné prvé plemeno je vždy plemenem matky, což platí i pro ostatní tabulky. Z pestré škály sledovaných ukazatelů jsme vybrali opět pouze tři, přičemž největší difference byla u druhého vybraného znaku, zatímco hodnoty rozdílů ostatních, v tabulce neuváděných znaků odpovídaly řádově počtu živě narozených selat nebo podílu převážně masitých částí. V soulasu s Watsonovým (1964) výsledkem je možno usuzovat, že reciproké kombinace se v hodnotách heterózního efektu většinou výrazně neodlišují, což platí zvláště u znaků jatečné hodnoty.

III. Rozdíly mezi reciprokými kombinacemi při křížení bílých ušlechtilých a cornwallských prasat

Ukazatel	Reciproké kombinace (matka $\times$ otec)		Rozdil	
	Bu $\times$ Co	Co $\times$ Bu	absolutní	relativní (v % k průměru)
Počet živě narozených selat	11,29	10,92	0,37	3,33
Počet dnů výkrmu	129,30	142,60	13,30	9,78
Podíl převážně masitých částí	58,44	58,54	0,10	0,17

STANOVENÍ A ZNÁZORNĚNÍ HETERÓZNÍHO EFEKTU

K tomuto účelu jsme použili výsledků dvou kontrolních výkrmů kříženců plemen bílého ušlechtilého, landrace a cornwallského v různých kombinacích, jednak od 20 do 90 kg, což odpovídá váhové kategorii sledované na stanicích pro zkoušky výkrmnosti a jatečné hodnoty prasat, jednak od 20 do 120 kg, tj. váhy, jež představuje horní hranici většiny produkovaných jatečných prasat. Výkrm prasat čistokrevných plemen i kříženců různých kombinací, kde se vždy



1. Grafické vyjádření heterózního efektu u kříženců některých kombinací plemene bílého ušlechtilého, landrace a cornwallského ($\bar{P}$ = průměr rodičů)

IV. Stanovení heterózního efektu u kříženců některých kombinací plemene bílého ušlechtilého, landrace a cornwallského

Skupina		Počet dnů výkrmu		Podíl převážně masitých částí v %	
		od 20 do 90 kg	od 20 do 120 kg	por. váha 90 kg	por. váha 120 kg
Výchozí plemena	bílé ušlechtilé	125,81	165,88	61,38	57,52
	landrace	113,88	168,75	63,54	59,85
	cornwallské	126,94	170,88	57,54	55,67
Bu × L	skutečnost	107,69	149,00	61,92	58,30
	∅ rodičů	119,84	167,31	62,46	58,68
	% heteróze	-10,14	-10,94	-0,86	-0,65
Bu × Co	skutečnost	119,38	147,75	61,01	56,49
	∅ rodičů	126,37	168,38	59,46	56,59
	% heteróze	-5,53	-12,25	+2,61	-0,18
(Bu × Co) × L	skutečnost	114,63	156,75	62,64	58,58
	∅ rodičů	120,12	168,56	61,50	58,22
	% heteróze	-4,57	-7,01	+1,85	+0,62
(Bu × L) × Co	skutečnost	115,69	151,38	60,18	56,26
	∅ rodičů	123,39	169,09	60,00	57,17
	% heteróze	-6,24	-10,47	+0,30	-1,59

vycházelo z prasnic bílého ušlechtilého plemene, probíhal současně, přičemž každá skupina obsahovala osm prasat s vyváženým poměrem pohlaví. V tomto případě uvádíme pouze výsledky týkající se počtu dnů ve výkrmu a podílu převážně masitých částí, protože uvedené pokusy byly zaměřeny především na studium výkrmnosti a jatečné hodnoty prasat. Výsledky jsou shrnuty v tab. IV a jejich znázornění je uvedeno na obr. 1, kde $\bar{P}$ značí průměr obou výchozích plemen v případě jednoduchého užitkového křížení nebo v případě trojplemenného křížení použitých podle příslušného podílu krve ve shodě s postupem Carmona a kol. (1956).

Jak z tab. IV a zejména z obr. 1 vyplývá, došlo ve shodě s teorií k vyššímu projevu heteróze u znaku s nižší dědivostí (počet dnů ve výkrmu). Sou-

časně je možno pozorovat, že se v tomto případě projev heterózního efektu s postupujícím stářím zvířat zvětšoval. Naproti tomu u sledovaného znaku s vyšší dědivostí (podíl převážně masitých částí) je možno zjištěné rozdíly přičíst již spíše variabilitě pokusného materiálu, neboť rozdíly se pohybovaly kolem 3 %.

V této souvislosti se vrátíme k Plesníkovi (1965) návrhu definice heterózního efektu. Autor říká, že u vlastností výrazně rozdílných v rodičovských plemenech je možno za heterózní efekt označit takový jev, při kterém převyší vlastnosti potomků horní hranici vypočítaného očekávaného účinku, resp. průkazně převyší intermediární úroveň. U vlastností s nízkou úrovní v rodičovských plemenech je možno za heterózní efekt považovat ten jev, při kterém vlastnost potomků průkazně převyší úroveň lepšího z rodičů, což v podstatě odpovídá klasickým zootechnickým zvyklostem.

Zdá se proto zcela logické doplnit úvahy obsažené v této definici tím, že přihlédneme k faktu o vyšším heterózním efektu u znaků s velmi nízkou dědivostí a v důsledku toho budeme v tomto případě moci za heterózní efekt považovat rozdíl mezi užitkovostí kříženců a užitkovostí lepšího z rodičů, zatímco u znaků s vyšší dědivostí rozdíl mezi kříženci a průměrem rodičů. Tímto pojetím se současně přiblížíme k chápání heterózního efektu v drůbežářské praxi, kde jde především o velikost snášky. Nevylučujeme tím ovšem možnost srovnávat užitkovost kříženců s užitkovostí plemene matky, což je z praktického hlediska výhodné především v chovu prasat, a to u vlastností spojených s reprodukcí.

SOUHRN

V předložené práci jsme se na výsledcích meziplemenného křížení prasat zabývali obecně možností predikce užitkovosti kříženců na základě znalostí výchozích rodičovských populací navrhované některými autory, současnými názory na hodnocení heterózního efektu i jeho možným ovlivněním recipročních křížení.

Nejdříve jsme porovnávali skutečnou užitkovost F_1 generace z meziplemenného křížení prasat bílých ušlechtilých s kancí plemene cornwallského s očekávanými hodnotami podle způsobu Plesníkov a podle průměru obou rodičovských plemen. Přihlíželo se k počtu živě narozených selat jako znaku s nízkou dědivostí, k počtu dnů ve výkrmu od 20 do 100 kg jako znaku se střední dědivostí a konečně k podílu masitých částí, který se vyznačuje vyšší dědivostí. Ukázalo se, že první způsob predikce je použitelný spíše u vlastností s nižší dědivostí. Porovnáním výsledků recipročních křížení těchto plemen jsme dospěli k názoru, že reciproké kombinace se v heterózním efektu většinou příliš neliší, což platí zvláště u znaků jatečné hodnoty.

Vzhledem k tomu, že k největšímu projevu heteróze dochází u znaků s nízkou dědivostí (vlastnosti spojené s reprodukcí), domníváme se, že by bylo účelné považovat za heterózní efekt rozdíl od lepšího z rodičů, zatímco u znaků s vyšší dědivostí od průměru obou rodičů. V chovu prasat je z řady praktických důvodů výhodné srovnávat užitkovost kříženců s užitkovostí základních domácích plemen, která poskytují výchozí matečný materiál pro křížení.

Došlo dne 4. 7. 1968

Literatura

- BOGART R., 1959, Improvement of livestock.
- CARMON J. L. a kol., 1956, Prediction equations for rotational crossbreeding. *Journal of Animal Science* 15 : 930-936.
- FALCONER D. S., 1960, Introduction to quantitative genetics. Edinburgh and London.
- HORN A., 1962, Über die Bewertung der Heterose und der Kreuzungen auf Grund der Ergebnisse der Jersey-Kreuzungsversuche in Ungarn. *Zeitschrift f. Tierzucht u. Züchtungsbiologie* 77 : 393-419.
- JAKUBEC V., 1966, Heteróza u ovcí. *Živočišná výroba* 11 : 267-270.
- KNÍŽE B., 1965, K otázce využití heterózního efektu v drůbežnictví. *Živočišná výroba* 10 : 457-463.
- KNÍŽE B., KNÍŽETOVÁ F., HURNÍK J., TLÁSKAL J., 1966, Etapy plemenářské práce v intenzivních chovech drůbeže s aspektem na využití heterózního efektu. *Živočišná výroba* 11 : 270-272.
- LERNER I. M., 1950, Population genetics and animal improvement. Cambridge.
- , 1958, The genetic basis of selection. New York.
- LUSH J. L., 1945, Animal breeding plans. Ames, Iowa.
- MATHER K., 1949, Biometrical genetics. London.
- PAVLÍK J., HOVORKA, F., 1967, Porovnání ukazatelů jatečné hodnoty prasat — kříženců plemen bílého ušlechtilého, landrace a cornwall — část I. Vědecká konference AF VŠZ Praha (v tisku).
- , 1968, Porovnání ukazatelů jatečné hodnoty prasat — kříženců plemen bílého ušlechtilého, landrace a cornwall — část II. Sborník AF VŠZ Praha (v tisku).
- PLESNÍK J., 1965, Výpočet očekávaného zošlachťujícího efektu mléčné užitkovosti na modeli kríženia slovenského strakatého a jerseykého plemena. *Poľnohospodárstvo* XI : 523-532.
- SKÄRMAN S., 1961, Korsningsavel med svin. Svenska Svinavelsfören. *Tidskr.* 142-162.
- SILER R., 1966, Uplatňování heterózy v chovu prasat. *Živočišná výroba* 11 : 263-267.
- SILER R., KVAPIL O., 1961, Souhrnné výsledky pokusů s užitkovým křížením prasníc bílého ušlechtilého plemena s kancí plemena cornwallského. *Živočišná výroba* 6 : 371-390.
- SILER R., NEDĚLOVÁ S., 1966, Preliminary results on maternal influence in the pig. 9th International Congress of Anim. Production, Edinburgh.
- VÁCHAL J., 1966, Metody plemenitby z hlediska heterózy u skotu. *Živočišná výroba* 11 : 261-263.
- WATSON J. H., 1964, Pig breeding, biochemical genetics and meat research in Denmark and Sweden, Mimeogr., Mytholmroyd, Yorksire.

K вопросу понимания гетерозисного эффекта в животноводстве

По результатам межпородного скрещивания свиней мы в данной принципиальной работе занимались возможностью предопределения продуктивности помесей на основании знания исходных родительских популяций, предлагаемого некоторыми авторами. Далее мы также изучали вопрос современных взглядов на оценку гетерозисного эффекта и возможные воздействия на него при обратных скрещиваниях.

Ввиду того, что наибольшее проявление гетерозиса наблюдается у признаков с низкой наследуемостью (свойства, связанные с воспроизводством), мы полагаем, что было бы целесообразно гетерозисным эффектом считать разницу, полученную в сравнении с лучшим родителем, тогда как у признаков с повышенной наследуемостью — от среднего обоих родителей. Исходя из ряда практических соображений, в свиноводстве выгодно сравнивать продуктивность помесей с продуктивностью основных отечественных пород, которые представляют исходный маточный материал для скрещивания.

Текст к таблицам

- I. Исходные данные для предопределения продуктивности поколения F_1 по Плеснику (1965 г.)
- II. Сравнение действительных величин продуктивности поколения F_1 с ожидаемыми величинами по Плеснику (1965 г.) со средним обоих родителей
- III. Разница между обратными комбинациями при скрещивании свиней белой улучшенной и корнвалийской породы

IV. Определение гетерозисного эффекта у помесей некоторых комбинаций белой улучшенной, ландрас и корнавийской породы

Текст к рисунку

1. Графическое изображение гетерозисного эффекта у помесей некоторых комбинаций белой улучшенной, ландрас и корнавийской породы — (P = среднее родителей)

On the Conception of the Heterotic Effect in Livestock Production

In the submitted work based on the results obtained in commercial crossbreeding of pigs we investigated the general possibilities of a prediction of the efficiency of crossbreeds on the basis of the knowledge of the original parental populations as suggested by certain authors, and we examined the contemporaneous views regarding the evaluation of the heterotic effect and its possible influencing in the case of reciprocal crossbreeding.

With regard to the fact that the strongest manifestation of heterosis occurs in the case of characters with low heritability (characters connected with reproduction) we assume that it would be appropriate to consider as the heterotic effect the difference compared with the superior parent, whereas in the case of the characters with a higher heritability it should be considered as the difference compared with the average of both parents. In pig breeding it is advantageous, for a number of practical reasons, to compare the efficiency of crossbreeds with the efficiency of the basic domestic breeds providing the starting maternal material for crossing.

Text to the tables

- I. Original data for the prediction of the efficiency of the F_1 generation according to Plesník (1965)
- II. Comparison of actual values of the efficiency of the F_1 generation with the values according to Plesník (1965) and with the average of both parents
- III. Differences between reciprocal combinations in the crossing of Large White and Large Black (Cornwall) pigs
- IV. Determination of the heterotic effect in crossbreeds of certain combinations of the Large White, landrace, and Large Black breeds

Text to the figures

1. Graphic illustration of the heterotic effect in the crossbreeds of certain combinations of the Large White landrace, and Large Black breeds (P = average of parents)

Beitrag zur Auffassung des Heterosis-Effektes in der tierischen Produktion

In der vorliegenden Arbeit befaßten wir uns auf Grund der Ergebnisse einer Zwischenrassenkreuzung allgemein mit der Möglichkeit einer Voraussage der Nutzleistung der Kreuzungen auf Grund der Kenntnisse der Eltern-Ausgangspopulationen, wie sie von einigen Autoren vorgeschlagen wird, und ferner mit den derzeitigen Ansichten über die Bewertung des Heterosis-Effektes und seiner möglichen Beeinflussung bei reziproken Kreuzungen.

Im Hinblick darauf, daß sich die Heterosis am ausgeprägtesten bei den Merkmalen mit niedriger Vererblichkeit (die mit der Reproduktion verbundenen Eigenschaften) äußert, betrachten wir es als zweckmäßig, bei diesen Merkmalen als Heterosis-Effekt den Unterschied von dem besseren der Eltern und bei den Merkmalen mit höherer Ererblichkeit den Durchschnitt beider Elterntiere anzusehen. In der Schweinezucht ist es aus einer Reihe von Gründen vorteilhaft, die Nutzleistung der Kreuzungen mit der Leistung der grundlegenden einheimischen Rassen zu vergleichen, welche das Ausgangsmuttermaterial für die Kreuzung bieten.

Text zu den Tafeln

- I. Ausgangsdaten für die Voraussage der Leistung der F_1 -Generation nach Plesník (1965).
- II. Vergleich der tatsächlichen Werte der Leistung der F_1 -Generation mit den vorausgesetzten Werten nach Plesník (1965) und mit dem Durchschnitt beider Eltern

III. Unterschiede zwischen den reziproken Kombinationen bei der Kreuzung Weißer Edelschweine mit Cornwallschweinen

IV. Bestimmung des Heterosis-Effektes bei Kreuzungen einiger Kombinationen des Weißen Edelschweines, des Landrace- und Cornwallschweines

Text zur Abbildung

1. Graphischer Ausdruck des Heterosis-Effektes bei Kreuzungen einiger Kombinationen des Weißen Edelschweines, des Landrace- und Cornwall-Schweines ($\bar{P}$ = = Durchschnitt der Eltern)

Adresy autorů:

Doc. inž. Rudolf Šiler, CSc., Ústřední výzkumný ústav živočišné výroby, Uhřetěves
Ing. Jan Pavlík, Vysoká škola zemědělská v Praze, katedra chovu prasat a drůbeže,
Praha - Suchbát

■ Působení genetické složky při fenotypovém projevu vlastností polygenního charakteru se vyjadřuje genetickými parametry, k nimž především řadíme koeficienty dědivosti, genetické korelace a také koeficienty opakovatelnosti, které zahrnují i vlivy životních podmínek (prostředí). Stanovení těchto hodnot je tedy hlavním pracovním cílem analytických studií téměř všech hlavních užitkových vlastností, jež se většinou řadí k vlastnostem ovlivňovaným větším počtem genů malého účinku.

LITERÁRNÍ PŘEHLED

Znalost základních genetických parametrů je předpokladem pro úspěšné zvelebovací práce v populacích hospodářských zvířat, umožňuje vypracování účelného systému kontroly užitkovosti a dědičnosti a je podkladem pro volbu vhodných metod selekce a plemenitby (Lush 1948, Falconer 1960, aj.).

Hlavní užitkové vlastnosti hospodářských zvířat je možno rozdělit podle výše podílu celkové fenotypové proměnlivosti podmíněného dědičností, jehož číselná hodnota je vyjádřena koeficientem dědivosti na vlastnosti s nízkou, střední a vysokou dědivostí. Ukazatele početnosti vrhu, jež jsou sledovány v tomto příspěvku, se řadí k vlastnostem s velmi nízkou dědivostí, u nichž je v důsledku toho volba účinných metod selekce velmi obtížná. Na tuto skutečnost obecně upozorňují především Dickerson a Hazel (1944) a Robertson (1955). U vlastností tohoto charakteru se obvykle markantně projevuje regrese vlastností potomků k průměru rodičovské populace, na což poukázal již na sklonku minulého století Galton (1897, cit. Růžička 1923).

Metodami stanovení a praktickým použitím koeficientů dědivosti se z obecného hlediska zabývala řada autorů, např. Lush (1945, 1948), Le Roy a Lörtscher (1955), Heidhues (1961) a u nás Karakoz (1962), Šiler a Váchal (1962) aj.

V chovu prasat věnovali pozornost těmto otázkám především autoři američtí, jejichž výsledky i výsledky jiných autorů u různých plemen shrnul Spector (1956). Další podrobné údaje jsou uvedeny v pracích britských autorů (Smith, King a Gilbert 1962, Smith a Ross 1965). V naší literatuře se setkáváme se sledováním této problematiky později a jsou uváděny hodnoty pouze pro bílé ušlechtilé plemeno prasat (Šiler 1962, Šiler, Plocek a Pavlík 1965, Plocek 1965 a Nový 1965).

Genetické korelace vyjadřují vzájemný genetický vztah dvou sledovaných vlastností. Teorie rozložení fenotypové korelace na její dílčí složky, která je pro stanovení genetické korelace důležitá, byla rozpracována především Hazelem (1943) a šířeji rozpracována např. v díle Lernerové (1958) a Falconerové (1960). Se stanovením genetických korelací u vlastností s velmi nízkou dědivostí se však s ohledem na zjištěnou regresi vlastností v posloupnosti generací v literatuře téměř nesetkáváme. Jejich odhad bývá v tomto případě zatížen i značnou střední chybou, jak vyplývá z prací Robertsona (1961, 1965).

Koeficienty opakovatelnosti pak dokreslují genetickou charakteristiku jednotlivých populací. Na základě statistického odvození opakovatelnosti je ji možno považovat za hodnotu, jež vyjadřuje podíl variance jednotlivých měření, který je způsoben permanentními rozdíly mezi jedinci jak genetického, tak negenetického původu (Falconer 1960). Podrobnější rozvedení metody stanovení koeficientu opakovatelnosti nacházíme v pracích Lusha (1948), Lerner (1958), Beckera (1964), u nás pak především v práci Karakoze (1962).

Obvykle se zdůrazňuje, že hodnoty jednotlivých genetických parametrů jsou platné jen pro tu populaci, pro niž byly stanoveny (Lush 1948, Lerner 1958). V souladu s požadavkem Státní plemenářské správy na stanovení genetických parametrů pro plemena prasat u nás chovaná jsme proto v tomto příspěvku přistoupili ke zjištění těchto hodnot u cornwallských prasat chovaných v českých krajích. Dosavadní šetření o výši genetického podílu na proměnlivosti početnosti vrhu se u nás většinou týkala bílého ušlechtilého plemene. Též z metodického hlediska bylo zpracování této otázky u sledovaného souboru výhodné. Zatímco u jiných populací v důsledku jejich početnosti je možno genetické parametry stanovit jen u souborů, které představují náhodně vybraný vzorek zvířat, zahrnuje sledovaný soubor prakticky celou populaci cornwallských prasat chovaných v českých krajích od jejího založení v roce 1954 až do období roku 1963/64.

MATERIÁL A METODIKA

Základní charakteristika souboru a údaje o získávání materiálu uvádíme v práci o výstavbě a struktuře cornwallských prasat v českých krajích v období let 1954 až 1963/64 (Pavlík, Fiedler a Šiler 1968).

S výjimkou koeficientů opakovatelnosti, kde základní metodickou podmínkou je opakování užitkovosti u jednotlivých zvířat, jsme sledovali pouze první vrh. Toto zaměření na první vrh vyhovuje jednak požadavku na vysoký počet případů, neboť u vrhů vyššího pořadí klesá v důsledku brakování jejich počet, jednak odhad genetických parametrů na prvním vrhu je spolehlivější, neboť se zde téměř neprojevuje působení fenotypové selekce (Pavlík, Fiedler a Šiler 1967).

Genetické parametry jsme zjišťovali pro tyto ukazatele:

1. počet celkem narozených selat,
2. počet živě narozených selat,
3. počet selat při odstavu.

Především jsme zjišťovali projev regrese. Proto byly sestaveny páry matek a dcer a z podkladového materiálu byla vyhledána jejich užitkovost na prvních vrzích. Matky pak byly seřazeny podle počtu selat ve vrhu a ke každé takto vzniklé třídě byly vyčísleny odpovídající užitkovosti dcer. U jednotlivých tříd byly pro ukazatele početnosti vrhu u dcer vypočteny základní statistické veličiny.

Roztřídění podkladového materiálu do párů matek a dcer umožnilo další třídění potřebné ke stanovení koeficientů dědivosti, jež byly zjišťovány pomocí regrese užitkovosti dcer na užitkovost matek, přičemž páry byly tříděny do skupin podle otců, dcer a roků, v němž dcery daly první vrh (Lush 1948).

Jak již jsme uvedli, je stanovení genetických korelací u vlastností vyznačujících se nízkými hodnotami koeficientů dědivosti málo spolehlivé. Proto jsme se omezili jen na zjištění fenotypových korelací.

Koeficienty opakovatelnosti jsme zjišťovali podle metodiky popsané Beckere (1964) pro soubor prasnic, které měly překontrolovány první dva vrhy. Orientačně pak byly stanoveny i u souboru vybraných prasnic s překontrolovanými prvními šesti vrhy, a to postupně ze dvou, tří, čtyř, pěti a šesti vrhů.

Pokud jde o použité základní údaje, bylo pro zjištění regrese z původního počtu 1859 prasnic sestaveno 1492 párů matek a dcer s odpovídajícími údaji o užitkovosti, což představuje 80,26 % z celkového stavu. Snížení u počtu párů matek a dcer bylo způsobeno především tím, že u importovaných prasnic nebyly dostupné údaje o užitkovosti jejich matek a dále pak též tím, že u některých prasnic v souboru zařazených nebyl překontrolován požadovaný údaj, což se zvláště projevilo v prvním období vytváření populace tohoto plemene u nás. Dalším tříděním nutným pro stanovení koeficientů dědivosti podle otců dcer a podle roků, v němž daly dcery sledovaný vrh, se snížil počet párů na 1258, což představuje 66,77 % z celkového stavu prasnic v souboru. Konečně při stanovení koeficientu opakovatelnosti bylo použito 1384 prasnic s překontrolovanými prvními dvěma vrhy, což je 74,45 % z původního počtu.

VÝSLEDKY A DISKUSE

Skupiny matek, jež byly u jednotlivých ukazatelů získány rozříděním podle počtu selat na prvním vrhu od 6 do 15 (popř. od 4 do 14) selat, právě tak jako odpovídající údaje jejich dcer, uvádíme v tabulkách I., II a III. Matky s nízkým i matky s vysokým počtem selat ve vrhu poskytly potomstvo, jehož výsledky se ve svém průměru vracejí k průměru celé populace, což zřetelně dokazují uváděné průměrné hodnoty dcer, jež se navzájem mezi jednotlivými třídami jen nepatrně liší. U počtu celkem narozených selat ve vrhu v jednotlivých třídách kolísají průměrné hodnoty od 9,44 do 10,29, u počtu živě narozených selat od 9,23 do 10,20 a konečně pak u počtu selat při odstavu od 8,40 do 9,65.

Uváděné výsledky jasně potvrzují projev regrese sledovaných vlastností u potomků k průměru rodičovské generace, což je ve shodě se zjištěními Š i l e r a (1964) a P l o c k a (1967) uskutečněnými u ukazatelů plodnosti u našeho bílého ušlechtilého prasete.

Zjištěné koeficienty dědivosti početnosti vrhu cornwallských prasat, stanovené u 1258 párů matek a dcer metodou regrese užítkovosti dcer na užítkovost matek uvnitř otců, shrnuje tab. IV. Jejich hodnoty dokládají jednak nízký podíl aditivně genetické proměnlivosti na fenotypovém projevu sledovaných vlastností, jednak podtrhují značný vliv podmínek vnějšího prostředí na proměnlivosti ukazatelů početnosti vrhu. Přitom se zde zřetelně projevila klesající tendence, vyplývající logicky z postupujícího stáří selat a tedy z postupně se více uplatňujícího vlivu prostředí.

Porovnáme-li stanovené koeficienty dědivosti ukazatelů početnosti vrhu u cornwallských prasat chovaných v českých krajích s údaji S p e c t o r a

I. Počet celkem narozených selat v prvním vrhu u matek ve vztahu ke stejnému ukazateli u dcer

Počet celkem narozených selat ve vrhu u matek	Počet párů matek a dcer	Počet celkem narozených selat ve vrhu u dcer			
		$\bar{x}$	$s_{\bar{x}}$	s	v
6	23	9,44	0,371	1,777	18,82
7	64	9,83	0,195	1,569	15,96
8	106	10,01	0,141	1,456	14,54
9	317	9,69	0,086	1,536	15,85
10	424	9,84	0,077	1,581	16,07
11	294	10,01	0,086	1,483	14,81
12	160	9,94	0,127	1,612	16,22
13	44	10,20	0,240	1,590	15,59
14	46	9,80	0,185	1,257	12,83
15	14	10,29	0,285	1,068	10,38

II. Počet živě narozených selat v prvním vrhu u matek ve vztahu ke stejnému ukazateli u dcer

Počet živě narozených selat ve vrhu u matek	Počet párů matek a dcer	Počet živě narozených selat ve vrhu u dcer			
		$\bar{x}$	$s_{\bar{x}}$	s	v
6	31	9,23	0,295	1,646	17,83
7	106	9,57	0,140	1,428	14,92
8	147	9,67	0,125	1,513	15,65
9	357	9,46	0,082	1,549	16,37
10	428	9,60	0,074	1,539	16,03
11	222	9,82	0,096	1,439	14,65
12	133	9,73	0,134	1,546	15,89
13	35	10,17	0,250	1,483	14,58
14	23	9,26	0,297	1,421	15,34
15	10	10,20	0,421	1,330	13,04

III. Počet odstavených selat v prvním vrhu u matek ve vztahu ke stejnému ukazateli u dcer

Počet odstavených selat ve vrhu u matek	Počet párů matek a dcer	Počet odstavených selat ve vrhu u dcer			
		$\bar{x}$	$s_{\bar{x}}$	s	v
4	4	9,00	0,707	1,414	15,71
5	20	8,40	0,414	1,852	22,05
6	86	8,57	0,187	1,732	20,21
7	146	8,47	0,126	1,526	18,02
8	244	8,56	0,112	1,749	20,43
9	370	8,61	0,087	1,670	19,40
10	358	8,79	0,091	1,729	19,67
11	149	8,77	0,140	1,712	19,52
12	87	8,87	0,190	1,769	19,94
13	17	9,65	0,284	1,170	12,12
14	11	8,54	0,528	1,752	20,51

IV. Koeficienty dědivosti pro ukazatele početnosti vrhu u cornwallských prasat chovaných v českých krajích

Ukazatel	Pořadí vrhu	Počet skupin podle otců	Počet párů matek a dcer	$h^2 \pm s_h^2$
Počet celkem narozených selat	I.	156	1258	$0,20 \pm 0,056$
Počet živě narozených selat	I.	156	1258	$0,17 \pm 0,056$
Počet odstavených selat	I.	156	1258	$0,10 \pm 0,056$

(1956), který shrnul početnou řadu zjištění odpovídajících hodnot získaných různými autory u populací rozličných plemen prasat, pak se uvedené hodnoty pohybují většinou mezi vyššími hodnotami tohoto přehledu. Genetické parametry, jež by odpovídaly sledovanému plemenu, zmíněný přehled neuvádí. Ani v novější literatuře zatím nenacházíme příslušné údaje pro prasata cornwallského plemene. Zjištěné hodnoty u cornwallských prasat jsou ve srovnání s koeficienty dědivosti pro ukazatele početnosti vrhu bílých ušlechtilých prasat u nás poněkud vyšší (Šiler, Plocek a Pavlík 1965).

Pokud jde o vztah mezi sledovanými ukazateli, stanovili jsme fenotypové korelace uvnitř jednotlivých generací. Zjistili jsme tyto hodnoty:

celkem narozeno u matek	— odstaveno u matek	$r = 0,74 \pm 0,006$,
celkem narozeno u dcer	— odstaveno u dcer	$r = 0,65 \pm 0,006$,
živě narozeno u matek	— odstaveno u matek	$r = 0,81 \pm 0,006$,
živě narozeno u dcer	— odstaveno u dcer	$r = 0,69 \pm 0,006$.

Koeficienty opakovatelnosti sledovaných ukazatelů u prasat plemene cornwallského uvádí tab. V. K jejich výpočtu jsme použili 1384 prasníc s překontrolovanými prvými dvěma vrhy. Získané hodnoty jsme mohli opět porovnat s bílými ušlechtilými prasaty, u nichž se pro počet celkem narozených selat uvádí u souboru 579 prasníc z chovů Středočeského a Jihočeského kraje hodnota 0,12 (Šiler a kol. 1966). Nový (1965) našel při studiu souboru 256 prasníc pro stejný ukazatel údaj 0,14.

Orientačně jsme též stanovili koeficienty opakovatelnosti pro sledované ukazatele u vybraného souboru 235 prasníc plemene cornwallského s překon-

V. Koeficienty opakovatelnosti pro ukazatele početnosti vrhu u cornwallských prasat chovaných v českých krajích

Ukazatel	Počet prasníc	Koeficient opakovatelnosti
Počet celkem narozených selat	1384	0,14
Počet živě narozených selat	1384	0,11
Počet odstavených selat	1384	0,09

trolovanými prvými šesti vrhy. Tento soubor představuje do jisté míry selektovaný materiál, neboť je možno předpokládat, že prasnice, u nichž je překontrolováno prvních šest vrhů, dosáhly nadprůměrných výsledků. V tomto případě se hodnoty koeficientů opakovatelnosti u ukazatelů početnosti vrhu pohybovaly od 0,08 do 0,16.

SOUHRN

Při studiu dědičnosti početnosti vrhu u cornwallských prasat chovaných v českých krajích jsme u 1492 párů matek a dcer studovali projev regrese sledovaných vlastností potomků k průměru rodičovské generace. Matky s nízkým i matky s vysokým počtem selat ve vrhu poskytly potomstvo, jehož výsledky se ve svém průměru vrací k průměru celé populace.

Z genetických parametrů jsme stanovili koeficienty dědivosti a opakovatelnosti. U 1258 párů matek a dcer cornwallského plemene jsme zjistili pro první vrh koeficient dědivosti počtu celkem narozených selat $0,20 \pm 0,056$, u počtu živě narozených selat $0,17 \pm 0,05$ a u počtu odstavených selat $0,10 \pm 0,056$. Ke stanovení koeficientu opakovatelnosti jsme použili souboru 1384 prasnic s překontrolovanými prvými dvěma vrhy. Pro počet celkem narozených selat byl vypočítán koeficient opakovatelnosti 0,14, pro počet živě narozených selat 0,11 a pro počet odstavených 0,09.

Zjištěné údaje u prasat plemene cornwallského potvrzují, že podíl genetického vlivu na fenotypovém projevu početnosti vrhu je velmi nízký. Ve srovnání s odpovídajícími hodnotami uváděnými u bílých ušlechtilých prasat jsou však zjištěné genetické parametry početnosti vrhu u cornwallských prasat poněkud vyšší.

Došlo dne 16. 7. 1968

Literatura

- BECKER W., 1964, Manual of procedures in quantitative genetics. Washington State University, Washington.
- DICKERSON G. E., HAZEL L. N., 1944, Effectiveness of selection on progeny performance as a supplement to earlier culling in livestock. *Journal of Agricultural Research* 60 : 460-476.
- FALCONER D. S., 1960, Introduction to quantitative genetics. Edinburgh-London.
- HAZEL L. N., 1943, The genetic basis for constructing selection indexes. *Genetics* 28 : 476-490.
- HEIDHUES I., 1961, Anwendung statistischer Methoden in der modernen Tierzüchtung. *Züchtungskunde* 33 : 1-12.
- KARAKOZ A., 1962, Základy plemenitby hospodářských zvířat. Bratislava.
- LERNER I. M., 1958, The genetic basis of selection. New York.
- LE ROY H. L., LÖRTSCHER H., 1955, Die wichtigsten Methoden der Heritabilitätsbestimmung. *Z. f. Tierzüchtung u. Züchtungsbiologie* 66 : 17-37.
- LUSH J. L., 1945, Animal Breeding Plans. Ames, Iowa.
- , 1948, The genetics of population. Ames, Iowa.
- NOVÝ J., 1965, Využití poznatků genetiky kvantitativních vlastností v chově ošípaných. Poznatky z moderních velkochovů ošípaných v ČSSR. Bratislava.
- PAVLÍK J., FIEDLER J., ŠILER R., 1967, Fenotypová selekce u prasat podmíněná brakováním. Ex: Dny genetiky hospodářských zvířat. Kokořín.
- , 1968, Výstavba a struktura populace cornwallských prasat v českých krajích v letech 1954—1963/64. *Živočišná výroba* 13 : 49-56.
- PLOCEK F., 1965, Dědivost některých ukazatelů jatečné hodnoty bílých ušlechtilých prasat. *Živočišná výroba* 10 : 409-414.
- , 1967, Genetické ovlivnění účinnosti selekce při zvyšování plodnosti prasnic bílého ušlechtilého plemene. *Živočišná výroba* 12 : 599-606.
- ROBERTSON A., 1955, Selection in animals : synthesis. Cold Spring Harbor Symposium on Quantitative Biology 20 : 225-229.

- , 1961, Selektion nach verschiedenen Eigenschaften. Schriftenreihe des Max-Planck-Institutes für Tierzucht und Tiernährung, Sonderband, Marien-See.
- , 1965, Přednášky z kursu živočišné genetiky. Edinburg.
- RŮŽIČKA V., 1923, Biologické základy eugeniky. Praha.
- SMITH C., KING J. W. B., GILBERT N., 1962, Genetic parameters of British Large White bacon pigs. *Animal Production* 4: 128-143.
- SMITH C., ROSS G. J. S., 1965, Genetic parameters of British Landrace bacon pigs. *Animal Production* 7: 281-301.
- SPECTOR W. S., 1956, Handbook of biological data. Philadelphia - London.
- ŠILER R., 1962, Dědivost některých užitkových vlastností u bílého ušlechtilého prasete. *Živočišná výroba* 7: 575-582.
- , 1964, Možnosti selekce při zvyšování plodnosti prasat. *Vědecké práce ÚVÚŽV, Uhřetěves*.
- ŠILER R., VÁCHAL J., 1962, Studium dědivosti užitkových vlastností u domácích zvířat. *Vědecké práce ÚVÚŽV, Uhřetěves*.
- ŠILER R., PLOCEK F., PAVLÍK J., 1965, Koefficienty dědivosti bílých ušlechtilých prasat chovaných v českých krajích. *Živočišná výroba* 10: 399-408.
- ŠILER R. a kol., 1966, Výzkum populační a kvantitativní genetiky hospodářských zvířat. Závěrečná zpráva. ÚVÚŽV, Uhřetěves.

Генетическая характеристика числа поросят в помете свиной породы корнвалл, разводимых в чешских и моравских областях

При изучении наследственности числа поросят в помете корнваллийских свиной, разводимых в чешских и моравских областях, у 1492 пар матерей и дочерей определялось проявление регрессии изучаемых свойств потомков по отношению к среднему значению родительского поколения. Матери с низким и матери с высоким числом поросят в помете дали потомство, результаты которого по своему среднему значению опять достигают среднего значения всей популяции.

Из генетических параметров определялись коэффициенты наследственности и повторности. У 1258 пар матерей и дочерей свиной корнваллийской породы был установлен для первого опороса коэффициент наследственности числа всех рожденных поросят $0,20 \pm 0,056$, у живорожденных поросят $0,17 \pm 0,056$ и у отнятых поросят $0,10 \pm 0,056$. Для определения коэффициента повторности брались 1384 свиноматки с проверенными первыми двумя пометами. Для числа всех рожденных поросят был установлен показатель 0,14, для числа живорожденных 0,11 и для отнятых 0,09. Полученные данные у свиной корнваллийской породы подтверждают, что доля генетического влияния в фенотиповом проявлении числа поросят в помете весьма незначительна. Однако, по сравнению с соответствующими показателями, приведенными у белых улучшенных свиной, полученные генетические параметры числа поросят в помете у корнваллийских свиной были несколько выше.

Текст к таблицам

- I. Общее число рожденных поросят в первом помете у матерей по отношению к аналогичному показателю у дочерей
- II. Число живорожденных поросят в первом помете у матерей по отношению к аналогичному показателю у дочерей
- III. Число отнятых поросят в первом помете у матерей по отношению к аналогичному показателю у дочерей
- IV. Коэффициенты наследственности для показателей числа поросят в помете у корнваллийских свиной, разводимых в чешских и моравских областях
- V. Коэффициенты повторности для показателя числа поросят в помете у корнваллийских свиной, разводимых в чешских и моравских областях

The Genetic Characteristics of the Litter Size of Large Black (Cornwall) Pigs Bred in Bohemia

In a study of the heredity of the litter size of Large Black (Cornwall) pigs bred in Bohemia 1492 pairs of mothers and daughters were investigated regarding the manifestation of the regression of the examined characters in offsprings compared with the average of the parental generation. Mothers with a low number and mothers with a high number of piglets in the litter produced offsprings, whose average results return to the average of the whole population.

Of the genetic parameters the coefficients of heritability and repeatability were determined. In 1258 pairs of mothers and daughters of the Large Black breed

the coefficient of heritability of the number of the piglets born for the first litter was found to be $0,20 \pm 0,056$, of the number of live-born piglets it was $0,17 \pm 0,056$, and of the number of weaned piglets it was $0,10 \pm 0,056$. For the determination of the coefficient of repeatability a group of 1384 sows with recorded first two litters were used. For the number of all born piglets a value of 0,14 was found, for the number of live-born piglets the value was 0,11, and for the number of weaned piglets 0,09. The data ascertained for the pigs of the Large Black breed confirm the fact that the share of the genetic influence on the phenotypic manifestation of the litter size is very low. However, compared with the corresponding values given for Large White pigs, the genetic parameters of the litter size of Large Black pigs are somewhat higher.

Text to the tables

- I. Number of all piglets born in the first litters of mothers in relation to the same index in daughters.
- II. The number of live piglets born in the first litter of mothers in relation to the same index in daughters.
- III. The number of weaned piglets born in the first litter of mothers in relation to the same index in their daughters.
- IV. The coefficients of heritability for the indices of the litter size of Large Black pigs bred in Bohemian regions.
- V. The coefficients of repeatability for the indices of the litter size of Large Black pigs bred in Bohemian regions.

Genetische Charakteristik der Wurfgröße bei in den böhmischen Ländern gezüchteten Cornwellschweinen

Beim Studium der Vererbung der Wurfgröße bei den in den böhmischen Ländern gezüchteten Cornwellschweinen wurde bei insgesamt 1492 Mütter und Töchterpaaren die Regression der untersuchten Eigenschaften zum Durchschnitt der Elterngeneration verfolgt. Mütter mit einer hohen und Mütter mit einer niedrigen Anzahl von Ferkeln im Wurf wiesen eine Nachkommenschaft auf, deren Resultate im Durchschnitt zum Gesamtpopulationdurchschnitt zurückkehren.

Von den genetischen Parametern wurden die Heritabilitäts- und Wiederholbarkeitskoeffizienten festgestellt. Bei 1258 Mütter- Töchterpaaren der Cornwellschweine wurde für den ersten Wurf der Heritabilitätskoeffizient der Gesamtanzahl der geborenen Ferkel $0,20 \pm 0,056$, der Heritabilitätskoeffizient der Anzahl der lebend geborenen Ferkel $0,17 \pm 0,056$ und der Heritabilitätskoeffizient der Anzahl der abgesetzten Ferkel $0,10 \pm 0,056$ ermittelt. Zur Bestimmung des Wiederholbarkeitskoeffizienten wurde eine Gesamtheit von 1384 Sauen mit zwei kontrollierten Würfen benützt. Für die Gesamtanzahl der geborenen Ferkel wurde der Wert 0,14, für die Anzahl der lebend geborenen Ferkel der Wert 0,11 und für die Anzahl der abgesetzten Ferkel der Wert 0,09 errechnet. Die bei den Cornwellschweinen festgestellten Daten zeugen davon, daß der Anteil des genetischen Einflusses an der Phänotypmanifestation der Wurfgröße ein sehr geringer ist. Im Vergleich mit den entsprechenden, bei Weißen Edelschweinen angeführten Werten sind aber die ermittelten genetischen Parameter der Wurfgröße bei Cornwellschweinen etwas höher.

Text zu den Tafeln

- I. Gesamtanzahl der im ersten Wurf geborenen Ferkel bei Müttern in bezug zum gleichen Kennwert bei Töchtern
- II. Anzahl der im ersten Wurf lebend geborenen Ferkel bei Müttern in bezug zum gleichen Kennwert bei Töchtern
- III. Anzahl der abgesetzten Ferkel im ersten Wurf bei Müttern in bezug zum gleichen Kennwert bei Töchtern
- IV. Heritabilitätskoeffizienten für die Kennwerte der Wurfgröße bei den in böhmischen Bezirken gezüchteten Cornwellschweinen
- V. Wiederholbarkeitskoeffizienten der Wurfgrößenwerte bei den in böhmischen Bezirken gezüchteten Cornwellschweinen

Adresy autorů:

Jaromír Fiedler, prom. biolog. doc. ing. Rudolf Šiler, CSc., Ústřední výzkumný ústav živočišné výroby, Uhřetěves
Ing. Jan Pavlík, katedra chovu prasat a drůbeže Vysoké školy zemědělské, Praha - Suchbát

Chovu husí sa v poslednom čase dostáva čoraz viac pozornosti zo strany chovateľov i výskumníkov. Zatiaľ čo o genetických parametroch rastových schopností sliepok i moriek bolo publikované už veľa prác, je o chove vodnej hydiny podobných údajov k dispozícii podstatne menej. U nás stanovil takého údaje kačíc Staško (1966) a niektoré genetické parametre rastu kačíc udáva Dujunov (1966). U husí stanovil genetické parametre Merrit (1962), ktorý ich študuje s ohľadom na vzťahy rastových schopností ku reprodukčným ukazovateľom. Bielinski a kol. (1967) preštudovali vplyv váhy vajec na postembryonálny rast húsat a Staško a Masár (1968) dedivosť a vzťahy niektorých ukazovateľov rastovej a výkrmovej schopnosti husí.

Cieľom našej práce bolo preštudovať, ako sa mení počas rastu husí do veku 10 týždňov významnosť rôznych zdrojov premenlivosti a ako sa tieto zdroje podieľajú na vzťahoch medzi živou váhou husí v rôznom veku.

MATERIÁL A METÓDA

Rast husí bol študovaný v rokoch 1965 a 1966 na populácii husí chovaných na VÚCHH v Ivanke pri Dunaji, ktoré boli vážené vo veku 1, 2, 4, 6, 8 a 10 týždňov. Celkovo bolo vážené 255 gunárov a 260 husí.

Výsledky boli spracované metódou analýzy kovariancie pri hierarchickom triedení, pri ktorom boli uvažované tieto zdroje premenlivosti: roky, otcovia, matky, jedinci (pozorovania). Každé pohlavie bolo spracované osobitne. Výpočty boli urobené na samočinnom počítači ZRA 1 na Ústave technickej kybernetiky SAV v Bratislave.

Okrem dedivosti stanovených na základe intrakorelácií medzi súrodencami boli vypočítané i fenotypové, genotypové a paratypové korelácie medzi živými váhami vo veku 1—8 týždňov a váhou 10 týždňových husí. Genotypové a paratypové korelácie boli odhadnuté ako príspevok otca, resp. individuálnej premenlivosti ku korelácii medzi telesnými váhami gunárov a husí v rôznom veku. Relatívne podiely jednotlivých zdrojov premenlivosti boli vyjadrené pomocou odhadov im príslušiacich variancií.

Vyššie uvedené usporiadanie číselného materiálu odpovedá náhodnému modelu analýzy variancie s určujúcou rovnicou:

$$Y_{ijkl} = \mu + a_i + b_{ij} + c_{ijk} + e_{ijkl}$$

kde Y_{ijkl} je živá váha 1-tého jedinca, potomka k-tej matky

a j-tého otca v i-tom roku

μ je priemer populácie

a_i vyjadruje vplyv roku

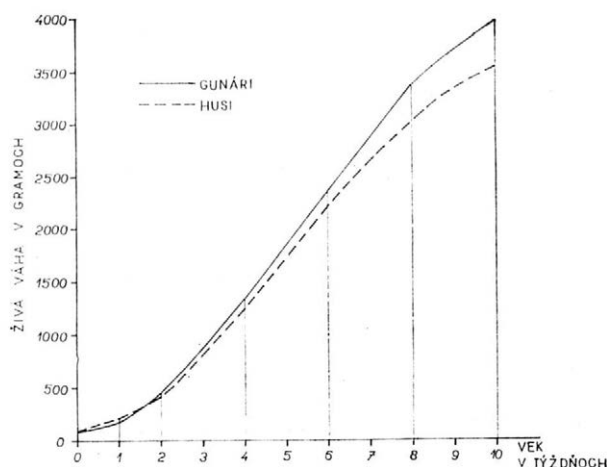
b_{ij} vplyv otca

c_{ijk} vplyv matky a

e_{ijkl} reziduálnu (individuálnu) premenlivosť

VÝSLEDKY A DISKUSIA

Rast husí a gunárov je charakterizovaný obr. 1 a tab. I, v ktorej sú okrem priemerných živých váh uvedené aj charakteristiky ich variability v rôznom veku. Údaje sú za oba roky sledovania. Z tabuľky i grafu vidno, že sa pohlavia začínajú v živej váhe od seba odlišovať už v 3. týždni veku a ďalej sa rozdiel stupňuje; v 10. týždni činí 469 gramov. Variabilita živej váhy, ako vidno z hodnôt variačných koeficientov, sa spoiatku zvyšuje, vo veku dvoch týždňov je najvyššia a potom postupne klesá. Pritom možno konštatovať všeobecne vyššiu vyrovnanosť u samičieho pohlavia.



1. Priemerná živá váha husí od uliahnutia do veku 10 týždňov

dencov, naznačuje však zároveň všeobecne menej výrazné ovplyvnenie rastu húsat ich matkou. Priemerné súčiny, ktoré ilustrujú výsledok analýzy kovariancie, uvádzame v tab. III. Naznačujú, do akej miery a v akom smere prispeli

Výsledky analýzy variance prinášame v tab. II. Ukazuje sa, že vplyvy prostredia (rokov) sa začínajú preukazne prejavovať už od veku 2 týždňov a s pribúdajúcim vekom (trvaním ich pôsobenia) sa zvyšujú. Tendencia je u oboch pohlaví rovnaká. Vysokopreukazne sa prejavili u oboch pohlaví vplyvy otcov na živú váhu potomstva vo všetkých skúmaných vekových kategóriách. Vplyvy matiek boli v našom súbore preukazné iba sporadicky. Môže to síce súvisieť okrem iného i s menšou početnosťou skupín plných súrodencov v porovnaní so skupinami polosúrodencov,

I. Priemerné živé váhy husí a gunárov vo veku 1—10 týždňov (v g)

Pohlavie	Ukazovateľ	Vek v týždňoch					
		1	2	4	6	8	10
Gunári	$\bar{x}$	188	449	1343	2394	3392	3980
	$\pm s_{\bar{x}}$	3	8	19	28	29	32
	$\pm S$	46	124	309	444	473	512
	v %	24,5	27,5	23,0	18,5	13,9	12,9
Husi	$\bar{x}$	203	432	1275	2235	3052	3511
	$\pm s_{\bar{x}}$	3	7	17	40	46	41
	$\pm S$	43	105	268	335	342	360
	v %	21,2	24,5	21,0	15,0	11,2	10,3

II. Tabuľka analýzy variancie živých váh guňárov a husí vo veku od 1—10 týždňov (len priemerné štvorce)

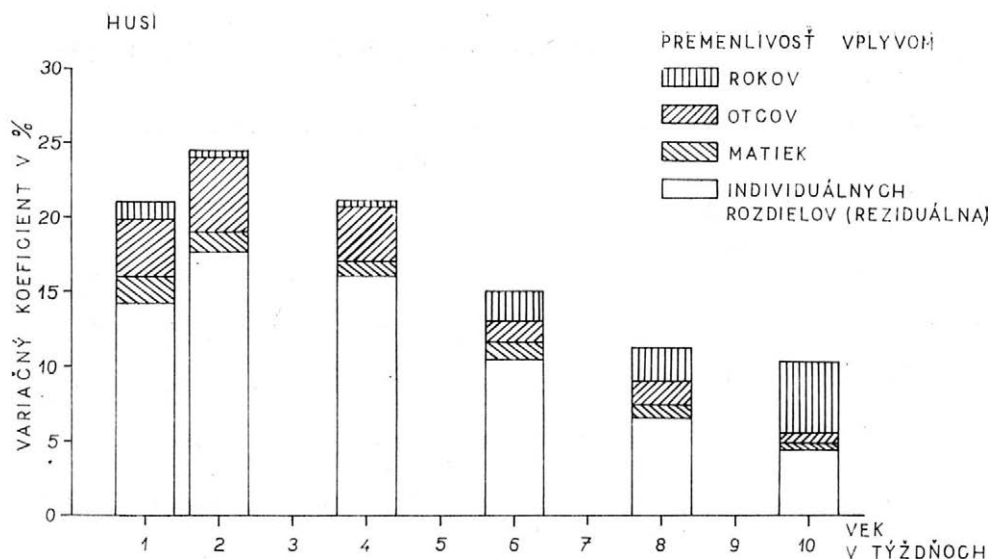
Pohlavie	Zdroj premenlivosti	Počet stupňov volnosti	Vek v týždňoch					
			1	2	4	6	8	10
Guňári	Roky	1	4702	55 758 *	278 195 *	2 571 100 **	3 075 498 **	13 663 491 **
	Otcovia	13	6070 **	28 640 **	186 720 **	524 796 **	575 463 **	380 297 **
	Matky	57	2046	15 677	97 095	176 728	192 955 *	157 390
	Jedinci (Reziduálna)	183	1535	13 059	78 515	138 641	132 604	129 747
Husi	Roky	1	2386	46 598 *	294 430 *	1 519 090 **	2 386 527 **	8 659 228 **
	Otcovia	13	6553 **	42 694 **	230 838 **	327 176 **	431 502 **	463 360 **
	Matky	58	1824 *	10 623	65 420	128 036	117 822	153 698 *
	Jedinci (Reziduálna)	187	1282	8 036	54 194	92 819	90 560	101 860

* Rozdiely preukazné

** Rozdiely vysoko preukazné

III. Analýza kovariancie živých váh guňárov a husí vo veku 1 až 8 týždňov ku 10týždňovej váhe (len priemerné súčiny)

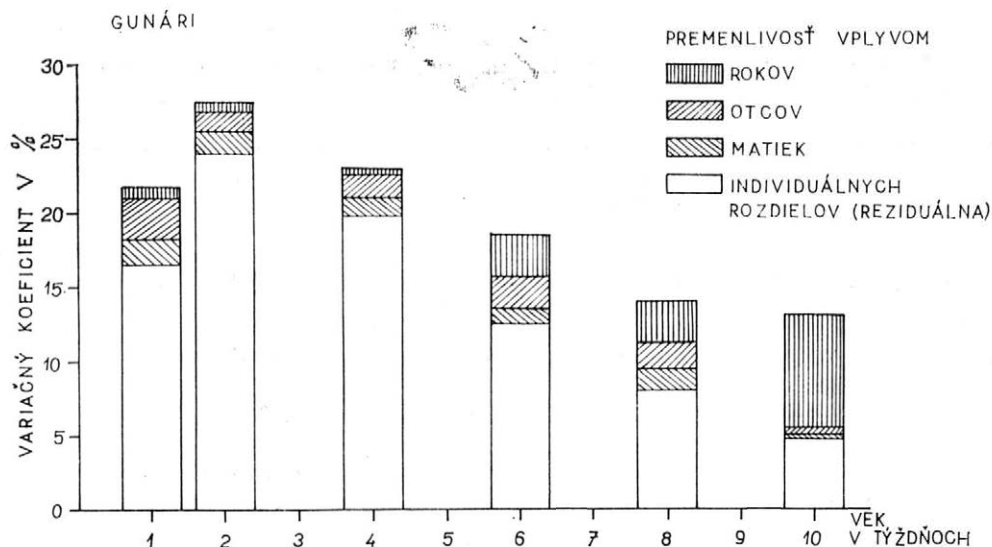
Pohlavie	Zdroj premenlivosti	Počet stupňov volnosti	Vek v týždňoch				
			1—10	2—10	4—10	6—10	8—10
Guňári	Roky	1	—136 450	388 181	—191 148	3 343 948	4 377 871
	Otcovia	13	31 462	62 206	102 783	371 822	437 127
	Matky	57	8 509	21 537	57 159	97 313	142 719
	Jedinci (Reziduálna)	183	2 891	15 968	42 740	63 674	96 170
Husi	Roky	1	—137 355	490 704	—107 272	2 601 730	2 956 930
	Otcovia	13	32 386	102 723	238 511	276 378	407 703
	Matky	57	3 442	6 958	27 241	73 487	107 656
	Jedinci (Reziduálna)	183	1 194	6 289	21 428	75 550	74 220



2. Podiely vplyvu rokov, otcov, matiek a jedincov na celkovej premenlivosti živej váhy u husí

jednotlivé zdroje ku vyjadreniu vzťahu medzi živými váhami husat v rôznom veku.

Významnosť jednotlivých zdrojov premenlivosti v rôznom veku husat je zrejmä z obr. 2 a 3 a tab. IV. Z nich usudzujeme, že individuálna premenlivosť po prechodnom vzostupe vo veku 2 týždňov postupne klesá a na jej úkor sa uplatňuje čoraz viac vplyv prostredia, v našom prípade roku. Vplyvy otcov sú opäť výraznejšie u samičieho pohlavia, čo môže súvisieť aj s typom determi-



3. Podiely vplyvu rokov, otcov, matiek a jedincov na celkovej premenlivosti živej váhy u husí

IV. Odhad variancií príslušných skúmaným zdrojom premenlivosti. Relatívne vyjadrenie (v ‰)

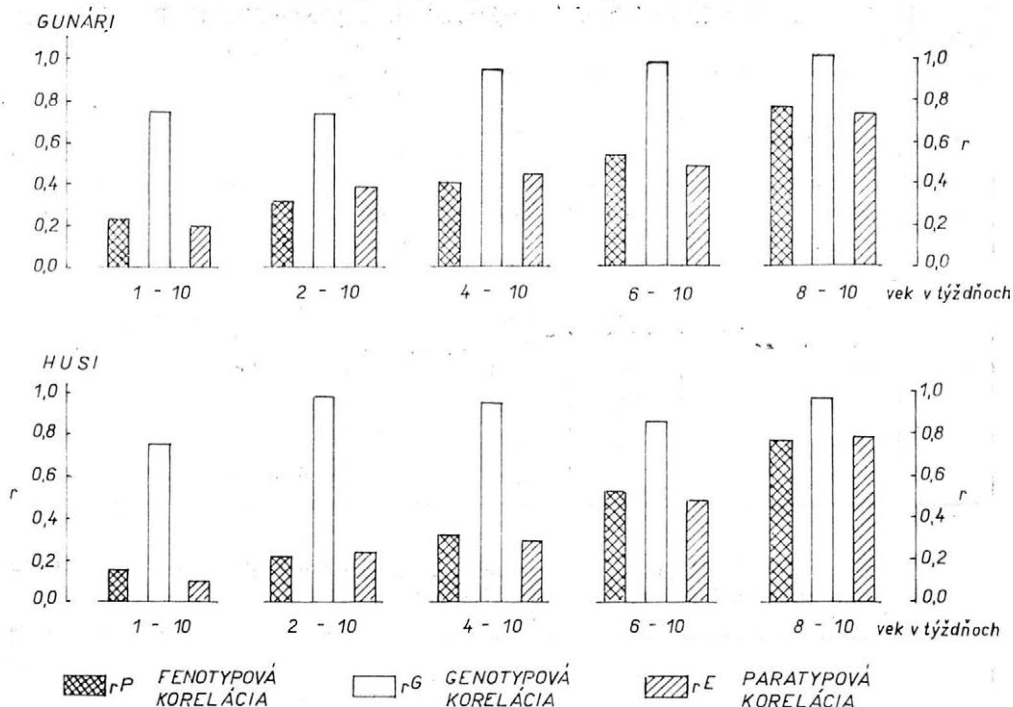
Pohlavie	Zdroj premenlivosti	Vek v týždňoch					
		1	2	4	6	8	10
Gunári	Roky	2,2	2,4	1,1	15,2	17,8	58,2
	Otcovia	13,8	5,9	6,7	11,7	12,2	4,2
	Matky	7,7	5,2	6,1	5,6	8,5	2,3
	Jedinci	76,3	86,5	86,1	67,5	61,5	35,3
Husi	Roky	4,8	0,8	0,3	13,3	19,8	48,2
	Otcovia	17,4	19,8	16,4	10,0	14,5	7,9
	Matky	8,6	6,9	4,8	7,7	5,4	5,7
	Jedinci	69,2	72,5	78,5	69,0	60,5	38,2

V. Intraklasové korelácie medzi polosúrodencami a súrodencami a koeficienty dedivosti telesnej váhy husí vo veku 1 až 10 týždňov

Pohlavie	Vek v týždňoch	Intraklasové korelácie medzi		Dedivosť odhadnutá z		
		polosúrodencami	súrodencami	otcovskej zložky	materskej zložky	kombinovanej zložky
Gunári	1	0,14	0,22	0,56	0,31	0,44
	2	0,06	0,11	0,24	0,21	0,23
	4	0,07	0,13	0,27	0,25	0,26
	6	0,14	0,20	0,55	0,26	0,41
	8	0,15	0,25	0,59	0,41	0,50
	10	0,10	0,15	0,40	0,22	0,31
Husi	1	0,18	0,27	0,73	0,36	0,54
	2	0,20	0,27	0,80	0,28	0,54
	4	0,16	0,21	0,65	0,19	0,43
	6	0,12	0,20	0,46	0,36	0,41
	8	0,17	0,25	0,71	0,27	0,49
	10	0,15	0,26	0,61	0,44	0,52

nácie pohlavia u vtákov — keď donorom heterochromozómu je u samčieho pohlavia otec. U gunárov sú relatívne podiely vplyvov otcov i matiek vyrovnanjšie. Vcelku sú však v našom súbore vyjadrené vplyvy rodičov na živú váhu husat relatívne slabé.

Intraklasové korelácie medzi súrodencami a polosúrodencami, spolu s hodnotami heritability živých váh stanovených z otcovskej a materskej zložky premenlivosti, ako aj jej kombinovaný odhad, je v tab. V. Je zjavné, že živá



4. Fenotypové, genotypové a paratypové korelácie medzi živými váhami gunárov a husí od uliahnutia do veku 10 týždňov

váha husí a gunárov mala stredne vysokú dedivosť pri jej posudzovaní z kombinovaného odhadu. U gunárov sa javí heritabilita všeobecne o niečo nižšia ako u husí, u ktorých je vplyv otca zjavnejší.

Fenotypové, genotypové a paratypové korelácie medzi váhou husí vo veku 1 až 8 týždňov a 10týždňovou váhou uvádzame v tab. VI a v obr. 4.

VI. Fenotypové, genotypové a paratypové korelácie medzi telesnou váhou gunárov a husí vo veku 1 až 8 týždňov a váhou v 10. týždni

Vek v týždňoch	Gunári			Husi		
	korelácie					
	feno- typové	geno- typové	para- typové	feno- typové	geno- typové	para- typové
1 – 10	0,26	0,75	0,20	0,16	0,76	0,10
2 – 10	0,33	0,76	0,39	0,23	0,97	0,23
4 – 10	0,39	0,96	0,42	0,31	0,94	0,29
6 – 10	0,53	0,98	0,47	0,54	0,84	0,49
8 – 10	0,74	1,00	0,73	0,77	0,96	0,77

Fenotypový vzťah medzi váhou v 10. týždni a váhou v mladšom veku očakávaná temer lineárne stúpa, so skracovaním intervalu medzi váženiami. Obdobne i keď o niečo menej pravidelne stúpa i korelácia paratypová. Keďže genotypová korelácia je sústavne vysoká, a to temer bez ohľadu na časový rozdiel medzi váženiami, usudzujeme, že stúpanie genotypovej korelácie je možné pripísať tomu, že v kratšom časovom intervale sa vplyvy prostredia, oslabujúce vzťah medzi váhami, znižujú úmerne skráteniu tohto intervalu.

Výška koeficientov heritability živých váh husí je vcelku v súlade s doterajšími zisteniami Merrita a (1962) i Stašku a Masára (1968) pre husi a vcelku aj so všeobecne zisťovaným podielom genotypu na realizácii telesného rastu hydiny vôbec. Ide celkovo o strednú heritabilitu, ktorá dáva reálnu nádej na dosiahnutie dostatočného selekčného zisku i metódou hromadného výberu. Naše výsledky, i keď zistené na pomerne málo početnom materiáli, naznačujú, že bude možné ako selekčné kritérium využívať váhu husat v pomerne mladom veku. Oprávnenosť takéhoto názoru je dokumentovaná okrem iného aj tým, že genotypové korelácie medzi váhou husat vo veku 1 až 8 týždňov ku 10-týždňovej váhe sú napospol vysoké. Hoci relatívny vplyv rodičov (tab. IV a obr. 2a 3) je všeobecne v porovnaní s vplyvmi prostredia rokov a s podielom individuálnej premenlivosti nízky, zdá sa, že váha vo veku 2, 4, prípadne 6 týždňov bola v nami analyzovanom súbore ovplyvnená prostredím rokov pomerne málo a tak by ju bolo možné pre selekciu pravdepodobne s úspechom využívať, ako to naznačili na základe spracovania početnejšieho materiálu už Staško a Masár (1968). Napriek tomu, že v našom prípade môže ísť o výsledok špecifický pre daný súbor, predsa sa však ukazuje práve váha vo veku 10 týždňov veľmi ovplyvnená vplyvmi prostredia (rokov), i keď na druhej strane individuálna (reziduálna) premenlivosť zaznamenáva už v tomto veku značný pokles. Tieto skutočnosti opäť svedčia v prospech selekcie podľa váhy v mladšom veku.

SÚHRN

Na 255 gunároch a 260 husiach, ktoré boli vážené vo veku 1, 2, 4, 6, 8 a 10 týždňov v r. 1965 a 1966, bolo analyzované pôsobenie genotypu a prostredia na premenlivosť živej váhy husí.

Zistenia umožnili vyvodiť nasledovné závery:

1. Fenotypová variabilita živej váhy sa zvyšuje do veku 2 týždňov, potom až do veku 10 týždňov klesá.

2. Vplyv prostredia (rokov) na premenlivosť živej váhy stúpal s pribúdajúcim vekom husat. Vysokopreukazný bol sústavne i vplyv otcov, kým vplyv matiek bol nižší.

3. Heritability a zistené korelácie ukazujú reálnu možnosť selektovať husi na zvýšenie telesného rastu do 10 týždňov už podľa 2, 4, prípadne 6-týždňovej váhy. Genotypové korelácie váh v mladšom veku k váhe v 10. týždni boli všeobecne vysoké. Fenotypové a paratypové korelácie sa zvyšujú úmerne skracovaniu časového intervalu medzi vážením.

Došlo dňa 10. 4. 1968

Literatúra

BIELINSKI K., TABISZEWSKA I., BIELINSKA K., KASZYNSKI J., 1967, Wpływ ciężaru jaja wylęgowego na wzrost poembyonalny gosiat. Roczniki nauk rol. 90-B-2 : 195-201.

- DUJUNOV E. A., 1966, O nasledovaniji priznakov u utok. Trudy Vsesojuznogo na-
učno-issledovatel'skogo tehnologičeskogo instituta pticevodstva Tom 30, 7.
- MERRIT E. S., 1962, Selection for egg production in geese. Proc. XIIth World's
Poultry Congr. 83-87.
- STASKO J., 1966, Izučeniye nasledujemosti, genetičeskikh i fenotipičeskikh korrel-
jacij meždu nekotorymi količestvennymi priznakami pekinskih utok. XIII. Vse-
mirnyj kongress po pticevodstvu.
- STAŠKO J., MASÁR T., 1968, Štúdium dedivosti a vzťahov niektorých ukazovateľov
rastovej schopnosti husí. Živočišná výroba, 13, 6 : 455-463.

Динамика действия генотипов и среды на изменчивость живого веса гусей до 10-недельного возраста

У 225 гусак и 260 гусынь, взвешиваемых в 1965—1966 гг. в возрасте 1, 2, 4, 6, 8 и 10 недель, анализировалось действие генотипа и среды на изменчивость живого веса гусей. Из полученных данных можно сделать следующие заключения:

1. Фенотиповая изменчивость живого веса увеличивается до 2-недельного возраста, затем вплоть до 10-недельного возраста понижается.
2. Влияние среды (годов) на изменчивость живого веса увеличивается с возрастом гусей. Также систематически было высокодостоверным и влияние отцов, в то время как влияние матерей было более низким.
3. Наследственность и полученные корреляции свидетельствуют о реальной возможности выводить гусей на повышение живого веса до 10 недель уже по 2, 4 или 6-недельному весу. Генотиповые корреляции весов в более молодом возрасте к весу 10-недельному вообще были высокие. Фенотиповые и паратиповые корреляции растут пропорционально сокращению интервала времени между взвешиванием.

Текст к таблицам

- I. Средний живой вес гусынь и гусак в 1—10-недельном возрасте (г)
- II. Таблица анализа дисперсии живого веса гусак и гусынь в 1—10-недельном возрасте (только средние квадраты)
- III. Анализ ковариации живого веса гусак и гусынь в возрасте 1—8 недель к 10-недельному весу (только средние произведения)
- IV. Оценка дисперсии соответствующих весов испытываемым источником изменчивости. Относительное выражение (в %)
- V. Интраклассные корреляции между полубратями или полусестрами и братьями или сестрами и коэффициенты наследственности живого веса гусей в 1—10-недельном возрасте
- VI. Фенотиповая, генотиповая и паратиповая корреляции между живым весом гусак и гусынь в возрасте 1—8 недель и весом в 10-недельном возрасте

Текст к рисункам

1. Средний живой вес гусей со дня вылупления до 10-недельного возраста
2. Доля влияния годов, отцов, матерей и особей на общую изменчивость живого у гусынь
3. Доля влияния годов, отцов, матерей и особей на общую изменчивость живого веса у гусак
4. Фенотиповая, генотиповая и паратиповая корреляции между живым весом гусак и гусынь со дня вылупления до 10-недельного возраста

The Dynamics of the Effect of the Genotype and of the Environment on the Variability of the Body Weight of Geese up to the Age of 10 Weeks

In 255 ganders and 260 geese weighed at the age of 1, 2, 4, 6, 8, and 10 weeks in the years 1965 and 1966 the effect of the genotype and of the environment on the variability of the live weight of geese was analysed. The findings made it possible to draw the following conclusions:

1. The phenotypic variability of live weight rises up to the age of 2 weeks, after which it decreases up to the age of 10 weeks.
2. The influence of the environment (years) on the variability of live weight increased together with the growing age of the geese. Highly conclusive was also the influence of fathers, whereas the influence of mothers was smaller.

3. The heritability and the correlations found indicate a real possibility of a selection of geese for a raising of their body growth up to the age of 10 weeks already according to the weight in the 2nd, 4th, or 6th week. The genotype correlations of weight at an earlier age to the weight at the age of 10 weeks were generally high. The phenotypic and paratypic correlations rise proportionally with the shortening of the time interval between weighing.

Text to the tables

- I. Average live weight of ganders and geese at the age of from 1 to 10 weeks (in grams)
- II. A table of variance analysis of the live weights of ganders and geese at the age of from 1 to 10 weeks (only average squares)
- III. Analysis of the covariance of the live weights of ganders and geese at the age of from 1 to 8 weeks with the weight at the age of 10 weeks (only average products)
- IV. Estimate of variances investigated by means of the source of variability. Relative expression (percentage)
- V. Intraclass correlations between half-sibs and sibs and the coefficients of heritability of body weight of geese of an age of from 1 to 10 weeks
- VI. Phenotypic, genotypic, and paratypic correlations between the body weight of ganders and geese of an age of from 1 to 8 weeks and the weight at the age of 10 weeks

Text to the figures

1. Average live weight of geese from hatching up to the age of 10 weeks
2. The share of the influence of years, fathers, mothers, and individuals on the total variability of the live weight of geese
3. The share of the influence of years, fathers, mothers, and individuals on the total variability of the live weight of ganders
4. Phenotypic, genotypic, and paratypic correlations between the live weights of ganders and geese from hatching until the age of 10 weeks

Dynamik der Wirkung des Genotyps und des Milieus auf die Variabilität des Lebendgewichtes von Gänsen im Alter bis 10 Wochen

Bei 255 Gänserichen und 260 Gänsen, welche in den Jahren 1965 und 1966 im Alter von 1, 2, 4, 6, 8 und 10 Wochen gewogen wurden, wurde der Einfluß des Genotyps und Milieus auf die Variabilität des Lebendgewichtes verfolgt. Aus den Feststellungen konnten folgende Schlußfolgerungen gezogen werden:

1. Die Phänotypvariabilität des Lebendgewichtes erhöht sich bis zum Alter von zwei Wochen, wonach sie bis zum Alter von 10 Wochen abnimmt.
2. Der Einfluß des Milieus (der Jahrgänge) auf die Variabilität des Lebendgewichtes nahm mit dem Alter der Gänse zu. Hochsignifikant war auch der Einfluß der Väter, während der Einfluß der Mütter geringer war.
3. Die Heritabilitäts- und Korrelationswerte weisen auf die reale Möglichkeit einer auf die Erhöhung des Körperwachstums bis zum Alter von 10 Wochen ausgerichteten Selektion der Gänse auf Grund des 2-, 4- und 6-Wochengewichtes hin. Die Genotypkorrelationen der Gewichte im früheren Alter zum Zehnwochengewicht waren allgemein hoch. Die Phänotyp- und Paratypkorrelationen erhöhen sich entsprechend der Verkürzung des Zeitintervalls zwischen dem Wägen.

Text zu den Tafeln

- I. Durchschnittslebendgewichte der Gänseriche und Gänse im Alter von 1—10 Wochen (in g)
- II. Tabelle der Varianzanalyse der Lebendgewichte von Gänserichen und Gänsen im Alter von 1—10 Wochen (nur Durchschnittsquadrate)
- III. Kovarianzanalyse der Lebendgewichte von Gänserichen und Gänsen im Alter von 1 bis 8 Wochen zum Zehnwochengewicht (nur Durchschnittsprodukte)
- IV. Schätzung der Varianzen der entsprechenden Variabilitätsquellen. Relative Werte (in %)
- V. Intraklassenkorrelationen zwischen Halbgeschwistern und Geschwistern und Heritabilitätskoeffizienten des Lebendgewichtes von Gänsen im Alter von 1 bis 10 Wochen

VI. Phänotyp-, Genotyp- und Paratypkorrelationen zwischen dem Körpergewicht der Gänseriche und Gänse im Alter von 1 bis 8 Wochen und dem Gewichte in der 10. Lebenswoche

Text zu den Abbildungen

1. Durchschnittliches Lebendgewicht der Gänse vom Schlupf bis zum Alter von 10 Wochen
2. Anteile des Einflusses der Jahre, Väter, Mütter und Individuen an der Gesamtvarianz des Lebendgewichtes bei Gänsen
3. Anteile des Einflusses der Jahre, Väter, Mütter und Individuen an der Gesamtvarianz des Lebendgewichtes bei Gänserichen
4. Phänotyp-, Genotyp- und Paratypkorrelationen zwischen den Lebendgewichten der Gänseriche und Gänse vom Schlupf bis zum Alter von 10 Wochen

Adresa autorů:

Ing. Ján G a v o r a, CSc., prom. biol. Vlasta D r o b n á, Výskumný ústav pre chov hydiny, Ivanka pri Dunaji

Doc. ing. Jozef S t a š k o, CSc., Vysoká škola poľnohospodárska, Nitra

**KOEFICIENTY DĚDIVOSTI MNOŽSTVÍ
MLÉKA, OBSAHU TUKU A BÍLKOVIN
V MLÉCE A ANALÝZA ROZPTYLU
DVOJNÉHO TRÍDĚNÍ U ČERVENÉHO
A ČERNOSTRAKATÉHO DÁNSKÉHO SKOTU**

■ Stupeň ovlivnění výsledků kontroly dědičnosti plemenných býků faktory prostředí je dosud aktuálním předmětem studia mnoha autorů, zejména s přihlédnutím k dědivosti jednotlivých složek mléka. Ze selekčního hlediska jsou rovněž velmi důležité vztahy mezi množstvím mléka, obsahem tuku a obsahem bílkovin v mléce. U českého strakatého skotu nebylo prozatím možno získat dostatečný počet údajů pro komplexní analýzu a proto jsme přistoupili k analýze výsledků z dánských stanic pro kontrolu dědičnosti. Dalším důvodem k volbě tohoto materiálu byla skutečnost, že červený (RDM) a černostrakatý (SDM) dánský skot je u nás v současné době ze všech importovaných plemen nejpočetnější zastoupen (zejména RDM — počet plemenic v ČSSR činí téměř 15 000 kusů).

Tato práce obsahuje dvě části — předložená část klade důraz na stanovení koeficientů vnitrotřídní korelace pro množství mléka, % tuku a bílkovin a dále na posouzení, do jaké míry jsou tyto koeficienty, resp. výše produkce ovlivněny vnějšími vlivy. Druhá část se bude zabývat odhadem genetických korelací mezi uvedenými vlastnostmi.

LITERÁRNÍ PŘEHLED

Záznamy z dánských stanic byly využívány zahraničními autory převážně extenzivně za účelem srovnání relativní účinnosti různých metod testace plemeníků (Hofmeyer 1955, Mason a Robertson 1956, Robertson a Mason 1956, Touchberry, Rottensten, Andersen 1960). Otázkou zdrojů variability množství mléka a tuku se podrobněji zabýval Hinks (1968), který analyzoval soubor prvoteků RDM, SDM a Jersey, testovaných na stanicích v letech 1960—1964. Sledoval proměnlivost mezi roky, mezi stanicemi uvnitř roku, mezi otci uvnitř stanic a uvnitř otců. Došel k závěru, že efekt roku ve všech, a efekt stanic ve většině případů, neovlivnily významně sledované užitkové vlastnosti. Pro množství mléka zjistil koeficient dědivosti 0,76, což souhlasí s údaji Robertsona a Masona (1956), pro % tuku 0,90 a pro kg tuku 0,83. K problematice odhadu genetických parametrů pro dílčí složky a celkové množství mléka přispěli Hartmann (1958/59), Butcher, Sargent a Legates (1967). Řadu prací, zabývajících se odhadem koeficientů dědivosti a zdrojů variability mléčné užitkovosti a některé publikace v problematice interakce genotypu a prostředí cituje Johansson (1961).

Probst, Osterholzer a Kiermeier (1967) zjistili analýzou záznamů o užitkovosti 210 dcer čtyř plemeníků černostrakatého německého skotu koeficienty dědivosti pro množství mléka 0,49, pro % tuku 0,52 a pro % bílkovin 0,45. Ačkoliv tento soubor je relativně velmi málo početný a dcery po sledovaných býcích nebyly rovnoměrně zastoupeny v jednotlivých hospodářstvích, došli autoři k závěru shodnému s řadou předchozích průzkumů u různých plemen, že vliv plemeníků na všechny uvedené vlastnosti je vysoce průkazný.

MATERIÁL A METODIKA

Analyzované údaje jsme získali z ročenek o výsledcích kontroly dědičnosti červeného a černostrakatého dánského skotu na stanicích v letech 1963–1966. V těchto materiálech jsou uvedena pro každý rok individuální pozorování produkce dcer býků. Počet testovaných býků v jednotlivých letech a na jednotlivých stanicích je různý, počet dcer uvnitř roku se pohybuje v rozmezí 15–21.

Abychom získali vyvážené údaje, tj. stejný počet dcer po každém otci a stejný počet otců pro kombinaci rok $\times$ stanice, což umožňuje hlubší statistickou analýzu, bylo nutno výchozí materiál upravit. Z tohoto důvodu jsme nebrali v úvahu stanice, z nichž v některém z uvedených let nebyly k dispozici údaje a dále stanice pouze s jedním býkem. Ve zbývajících stanicích činil nejmenší počet každoročně prováděných býků RDM 2–3, kteří současně splňovali podmínku 17 dcer a více. Aby nebyl příliš zúžen původní soubor a současně byla zachována podmínka vyvážených pozorování, rozhodli jsme se pro oddělenou analýzu skupin dcer po dvou a třech plemenících uvnitř roku a stanice. Vyloučení nadpočetných býků, stejně jako dcer (ponecháno pouze 17) jsme učinili náhodně. Takto upravený materiál byl podroben analýze množství mléka, % tuku a % bílkovin.

Předpokládáme, že pro každé pozorování y_{ij} na dané stanici a v daném roce platí

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

kde y_{ij} = produkce j -tého potomka i -tého býka pro zvolený rok a stanici, μ = průměr populace, a_i = náhodný vliv býka, e_{ij} = náhodný vliv j -tého potomka i -tého otce. Předpokládáme dále, že střední hodnoty $E(a_i) = E(e_{ij}) = 0$, a že veličiny a_i , e_{ij} ($i = 1, 2, \dots, p$; $j = 1, 2, \dots, m$) jsou nezávislé s neznámými rozptyly σ_a^2 , σ_e^2 .

V tomto případě koeficient vnitrotřídní korelace $\frac{\sigma_a^2}{\sigma_a^2 + \sigma_e^2}$ charakterizuje dědivost

sledovaných vlastností ($h^2 = 4\rho$) a můžeme jej odhadnout z tabulky analýzy rozptylu jednoduchého třídění pro každou stanici a rok zvlášť. V daném vyváženém případě $m = 17$, $p = 2$ nebo 3. Takto získané odhady $\hat{\rho}$ koeficientu ρ a odhady $\hat{\sigma}_e^2$ rozptylu σ_e^2 byly podrobeny dalšímu studiu.

VÝSLEDKY A DISKUSE

Veškeré výsledky jsou uváděny zvlášť pro stanice se dvěma a třemi býky. V tab. I podáváme přehled odhadů $\hat{\rho}$ za vnitrotřídní korelace, tříděný podle roku a stanic (je uveden 100 násobek ρ). Položili jsme si otázku, zda úroveň užitečnosti polosourozenců je ovlivněna lokalitou (stanicemi) a obdobím (roky). Protože genetickou podobnost mezi potomky téhož otce vyjadřuje koeficient vnitrotřídní korelace, podrobili jsme získané hodnoty $\hat{\rho}$ analýze rozptylu dvojného třídění. Tato analýza by měla odpovědět, zda vlivy stanic a roků na jednotlivé vlastnosti se statisticky významně liší. Z tabulky analýzy rozptylu (tab. II) vyplývá, že u daného souboru vliv stanic a roků na ρ statisticky významně nepůsobí.

Zjištěné výsledky v podstatě souhlasí se závěry Johanssona (1961), Probst a kol. (1967), Hinkse (1968) aj. Můžeme tudíž koeficient vnitrotřídní korelace odhadnout průměrem koeficientů zjištěných pro kombinaci roky $\times$ stanice a odhadnout i jeho rozptyl a interval spolehlivosti. Pro snazší konfrontaci s literárními údaji uvádíme tyto hodnoty již ve čtyřnásobku, tj. h^2 .

	2 býci		3 býci		Ø 2 + 3 býci
	h^2	interv. spolehl.	h^2	interv. spolehl.	h^2
Mléko	0,50	0,280–0,720	0,59	0,328–0,860	0,64
Tuk	0,66	0,388–0,936	1,07	0,704–1,440	0,87
Bílk.	0,59	0,384–0,828	1,02	0,600–1,440	0,81

I. Koeficienty vnitrotřídní korelace

a) Mléko																		
Stanice										3 býci								
Rok	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	y_i	11	12	13	14	15	16	y_i
1963	24	-3	0	-2	49	-4	49	13	-2	-3	12,1	4	44	1	1	37	-2	14,17
1964	23	14	34	-6	10	3	41	51	19	-6	18,3	20	-2	22	52	0	11	17,17
1965	15	2	-5	0	-5	-4	15	-3	-1	12	2,6	5	3	8	31	17	-3	10,17
1966	32	6	30	41	14	-6	21	-2	29	3	16,8	19	41	17	-4	23	10	17,67
$y \cdot j$	23,50	4,75	14,75	8,25	17,00	-2,75	31,50	14,75	11,25	1,50	12,45	12	21,5	12	20	19,25	4	14,80
b) Tuk																		
Stanice										3 býci								
Rok	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	y_i	11	12	13	14	15	16	y_i
1963	-5	29	21	20	28	78	45	7	19	0	24,2	23	63	41	56	5	16	34,00
1964	3	35	48	16	-4	10	-4	11	-6	-3	10,6	26	66	27	40	1	58	36,33
1965	-1	-3	-6	-5	25	34	37	15	27	-1	12,2	-3	0	-2	7	46	18	11,00
1966	-5	40	2	24	16	4	0	71	-5	46	19,3	7	41	55	31	20	2	26,00
$y \cdot j$	-2	25,25	16,25	13,75	16,25	31,50	19,50	26,00	8,75	10,50	16,58	13,25	42,50	30,25	33,50	18,00	23,50	26,83
c) Bilkoviny																		
Stanice										3 býci								
Rok	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	y_i	11	12	13	14	15	16	y_i
1963	22	-2	-1	2	0	16	40	5	0	2	8,4	5	55	10	36	57	16	29,83
1964	4	6	17	8	11	0	-3	-1	2	-2	4,2	0	51	-1	28	14	74	27,67
1965	28	14	-1	5	41	28	44	15	36	-4	20,6	0	-2	5	20	44	7	12,33
1966	1	-1	12	65	35	11	18	69	1	45	25,6	2	75	59	14	45	-3	32,00
$y \cdot j$	13,75	4,25	6,75	20	21,75	13,75	24,75	22	9,75	10,25	14,70	1,75	44,75	18,25	24,50	40	23,50	25,46

II. Analýza rozptylu dvojného třídění koeficientů intrakorelace

a) mléko						
	2 býci			3 býci		
	souč. čtv. (S)	st. voln. (f)	podíl (S/f)	souč. čtv. (S)	st. voln. (f)	podíl (S/f)
R.	1502,90	3	500,96	214,1250	3	71,375
St.	3782,40	9	420,26	896,2084	5	179,242
Res.	6650,60	27	246,319	5011,6250	15	334,108
Tot.	11935,90	39		6121,9585	23	
Pozn.: pro 2 býky $F_1 = 2,0338$ $F_2 = 1,7062$ pro 3 býky $F_1 = 0,2136$ $F_2 = 0,5365$						
b) Tuk						
R.	1204,075	3	401,358	2358,00	3	786,00
St.	3240,775	9	360,086	2300,84	5	460,168
Res.	13502,925	27	500,108	7004,50	15	466,96
Tot.	17947,775	39		11663,34	23	
Pozn.: pro 2 býky $F_1 = 0,8025$ $F_2 = 0,7200$ pro 3 býky $F_1 = 1,6832$ $F_2 = 0,9855$						
c) Bílkoviny						
R.	3035,60	3	1011,866	1434,459	3	478,153
St.	1802,40	9	200,266	4809,709	5	961,942
Res.	9212,40	27	341,200	8963,791	15	597,586
Tot.	14054,40	39		15207,959	23	
Pozn.: pro 2 býky $F_1 = 2,9656$ $F_2 = 0,5869$ pro 3 býky $F_1 = 0,8001$ $F_2 = 1,6097$						

Podobné analýze byly podrobeny odhady $\hat{\sigma}_e^2$ rozptylu σ_e^2 . Výsledky potvrzují, že na negenetické příčiny proměnlivosti mezi polosourozenci uvnitř otce nepůsobí vliv roků či stanic významně u žádné ze zkoumaných vlastností. Homogenita odhadu $\hat{\sigma}_e^2$ byla pozorována též χ^2 testem dobré shody, kde bylo využito skutečnosti, že veličina $\frac{\sigma_e^2 p(m-1)}{\sigma_e^2}$ má χ^2 rozložení o $p(m-1)$

stupních volnosti. Hodnoty byly roztrženy do tříd a k odhadu σ_e^2 bylo použito jejich průměrů. Hypotéza dobré shody nebyla χ^2 testem zamítnuta pro

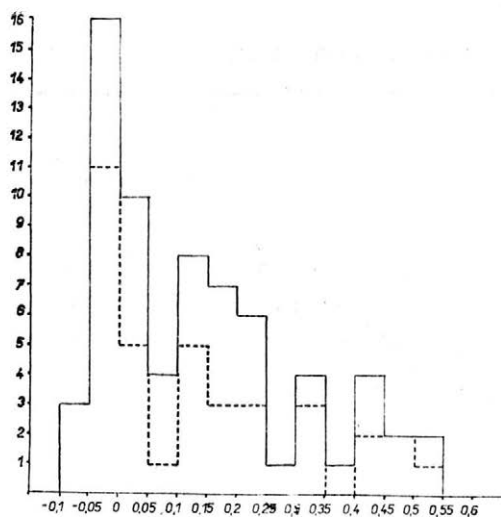
III. Analýza rozptylu odhadů σ_e^2 pomocí tabulky dvojného třídění

a) Mléko	2 býci			3 býci		
	součet čtverců (S)	stupně volnosti (f)	podíl (S/f)	součet čtverců (S)	stupně volnosti (f)	podíl (S/f)
Roky	1502,90	3	500,96	214,1250	3	71,375
Stanice	3782,40	9	420,26	896,2084	5	179,242
Reziduální	66,50,60	27	246,319	5011,6250	15	334,108
Totální	11935,90	39		6121,9584	23	
Pozn.: pro 2 býky $F_1 = 2,0338$ $F_2 = 1,7062$ pro 3 býky $F_1 = 0,2136$ $F_2 = 0,5365$						
b) Tuk						
Roky	1204,075	3	401,358	2358,00	3	786,00
Stanice	3240,775	9	360,086	2300,84	5	460,168
Reziduální	13502,925	27	500,108	7004,50	15	466,96
Totální	17947,775	39		11663,34	23	
Pozn.: pro 2 býky $F_1 = 0,8025$ $F_2 = 0,7200$ pro 3 býky $F_1 = 1,6832$ $F_2 = 0,9855$						
c) Bílkoviny						
Roky	3035,60	3	1011,866	1434,459	3	478,153
Stanice	1802,40	9	200,266	4809,709	5	961,942
Reziduální	9212,40	27	341,200	8963,761	15	597,586
Totální	14050,40	39		15207,959	23	
Pozn.: pro 2 býky $F_1 = 2,9656$ $F_2 = 0,5869$ pro 3 býky $F_1 = 0,8001$ $F_2 = 1,6097$						

žádnou ze sledovaných vlastností. Tento výsledek je ve shodě s hodnocením v tab. III.

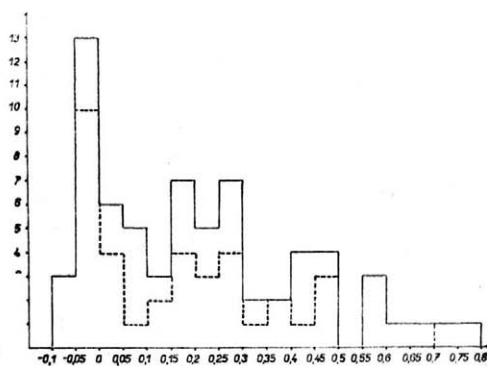
Vzhledem k tomu, že pro úsporu místa nebylo možno uvést v tabulkách jednotlivé koeficienty intrakorelace a rozptyly σ_a^2 a σ_e^2 uvnitř stanic a roků, uvádíme histogramy rozdělení četností těchto parametrů. V obr. 1–3 se nalézají histogramy odhadů koeficientů vnitrotřídní korelace a v grafech 4–6 histogramy rozložení odhadů rozptylu σ_e^2 .

Na otázku ovlivnění množství mléka a procentuálního obsahu bílkovin a tuku v mléce obdobím (roky) a lokalitou (stanicemi) odpovídá tab. IV analýza rozptylu dvojného třídění průměrných měření podle roků a stanic. Statisticky významné hodnoty F na 5% kritické hladině jsou vyznačeny křížkem.



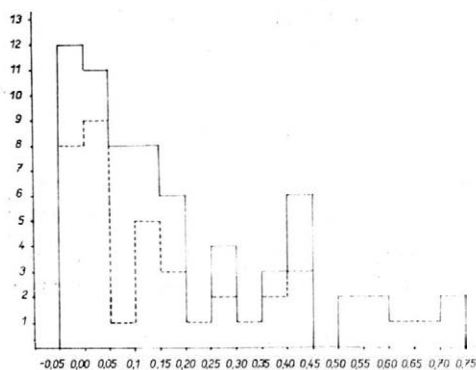
1. Rozložení četností hodnot (ρ) pro produkci mléka

----- vybraný soubor (po 2 plemeních na stanici)
 ————— celý soubor



2. Rozložení četností hodnot (ρ) pro obsah mléčného tuku v ‰

----- vybraný soubor (po 2 plemeních na stanici)
 ————— celý soubor



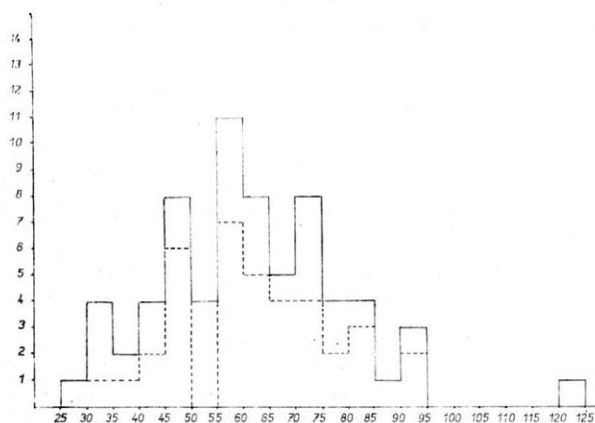
3. Rozložení četností hodnot (ρ) pro obsah mléčných bílkovin v ‰

----- vybraný soubor (po 2 plemeních na stanici)
 ————— celý soubor

4. Rozložení četností σ_e^2 (podmíněné ostatními vlivy) pro produkci mléka

----- vybraný soubor (po 2 plemeních na stanici)
 ————— celý soubor

σ_e^2 uvedeno v poměru 1 : 100

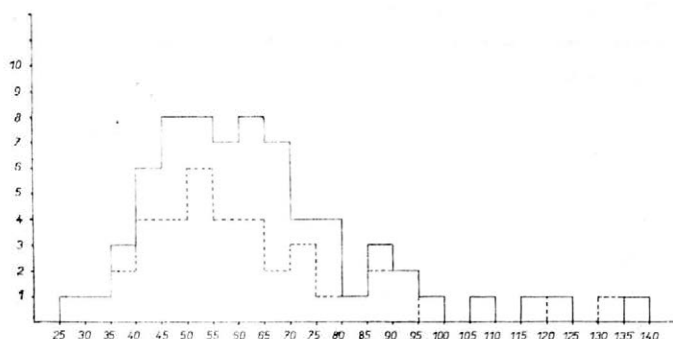


5. Rozložení četností σ_e^2 (podmíněné ostatními vlivy) pro obsah mléčného tuku v %

----- vybraný soubor (po 2 plemeních na stanici)

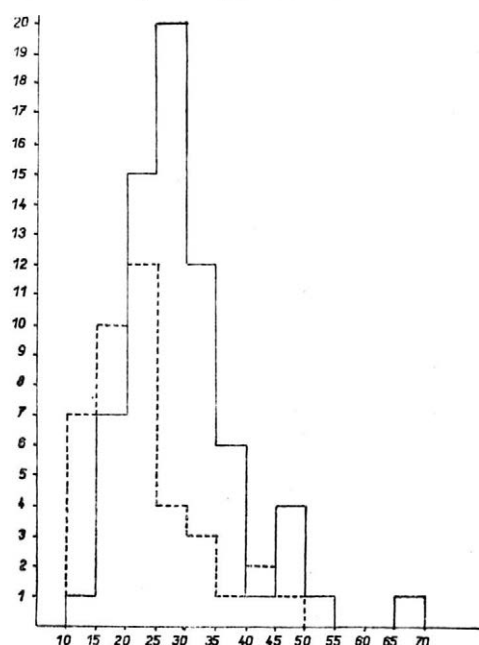
— celý soubor

σ_e^2 uvedeno v poměru 1 : 10



Z těchto tabulek vyplývá, že vlivy období na množství mléka se statisticky významně liší (na stanicích se třemi býky je vliv období významný, na stanicích se dvěma býky na hranici významnosti). U tuku a bílkovin se vlivy období statisticky významně neliší, právě tak vliv lokalit (stanic).

Z práce Kellehera a kol. (1967), zabývající se odhadem interakce genotypu býka a vlivů stád, roku a období je rovněž zřejmé, že pro selekci plemenů lze považovat tento typ interakce za zanedbatelný. Schwarck a Jähne (1967) došli k závěru, že ačkoliv lze zčásti ovlivnit obsah mléčných bílkovin výživou, převládá v očekávané úrovni této vlastnosti u potomstva genetický podíl.



6. Rozložení četností σ_e^2 (podmíněné ostatními vlivy) pro obsah mléčných bílkovin v %

----- vybraný soubor (po 2 plemeních na stanici)

— celý soubor

σ_e^2 uvedeno v poměru 1 : 10

Toucheberry a kol. (1960) našli u souboru 5454 dcer 305 býků RDM na stanicích h^2 pro množství mléka 0,66 a pro tuk 0,61. Mácha a Müllerová (1967) zjistili ve třech kmenových chovech českého strakatého skotu h^2 obsahu bílkovin v mléce v rozmezí 0,70–0,76.

Hodnoty, shromážděné v tab. I až IV, předloženého průzkumu, zřetelně naznačují nutnost velmi přísné selekce otců podle výsledků kontroly dědičnosti. Ačkoliv jsou koeficienty dědivosti pro dva býky na stanici s výjimkou množství mléka podstatně nižší nežli odhady vypočítané pro tři plemeny, intervaly spolehlivosti se zčásti překrývají. Lze tedy říci, že průměrná hodnota obou koeficientů pro každou vlastnost je nejvýstižnějším ukazatelem u sledovaného souboru. Z rozložení četností koeficientů vnitrotržní korelace pro jednotlivé vlastnosti (obr. 1–3) vidíme, že $\hat{\rho}$ pro produkci mléka má rozpětí od $-0,10$ do $+0,55$, $\hat{\rho}$ pro % mléčných bílkovin od $-0,05$ do $0,75$ a podobně $\hat{\rho}$ pro % tuku od $-0,10$ do $0,80$. Rozdíly mezi otci jsou značné, což potvrzují i obr. 4–6.

IV. Analýza rozptylu dvojného třídění průměrných pozorování

a) Mléko

	2 býci			3 býci		
	součet čtverců (S)	stupně volnosti (f)	podíl (S/f)	součet čtverců (S)	stupně volnosti (f)	podíl (f)
Roky	231 607,43	3	77 202,48	574 108,72	3	191 396,57
Stanice	425 972,62	9	47 330,29	564 196,27	6	94 032,71
Reziduální	767 956,21	27	28 442,82	658 360,81	18	36 575,60
Totální	1425 536,26	39		1796 665,80	27	

Pozn.: pro 2 býky $F_1 = 2,714^*$ $F_2 = 1,664$
 pro 3 býky $F_1 = 5,232^{**}$ $F_2 = 2,571^*$

b) Tuk

	2 býci			3 býci		
	součet čtverců (S)	stupně volnosti (f)	podíl (S/f)	součet čtverců (S)	stupně volnosti (f)	podíl (S/f)
Roky	27 998,46	3	9 332,82	10 582,77	3	3 527,59
Stanice	55 335,46	9	6 148,38	74 140,33	6	12 356,72
Reziduální	163 708,67	27	6 063,28	132 312,02	18	7 350,67
Totální	247 042,59	39		217 035,12	27	

Pozn.: pro 2 býky $F_1 = 1,539$ $F_2 = 1,014$
 pro 3 býky $F_1 = 0,480$ $F_2 = 1,681$

c) Bílkoviny

	2 býci			3 býci		
	součet čtverců (S)	stupně volnosti (f)	podíl (S/f)	součet čtverců (S)	stupně volnosti (f)	podíl (S/f)
Roky	17 042,93	3	5 680,977	20 172,11	3	6 724,037
Stanice	73 475,90	9	8 163,989	25 064,70	6	4 177,450
Reziduální	90 025,16	27	3 334,265	58 223,25	18	3 234,625
Totální	180 543,99	39		103 460,06	27	

Pozn.: pro 2 býky $F_1 = 1,704$ $F_2 = 2,449$
 pro 3 býky $F_1 = 2,079$ $F_2 = 1,291$

Záznamy o užitkovosti 2584 prvotetek po 152 otcích RDM, testovaných na stanicích pro kontrolu dědičnosti v letech 1963–1966 byly podrobeny podrobné analýze. Předmětem výzkumu byl odhad koeficientu vnitrotřídní korelace ρ pro množství mléka, obsah tuku a obsah bílkovin v mléce a dále zjištění vlivu roků a stanic na tyto koeficienty a na úroveň sledovaných vlastností. Materiál byl vyvážen náhodným výběrem tak, aby uvnitř každého otce bylo 17 dcer, uvnitř každého roku 16 stanic a uvnitř stanice a roku 2–3 plemenici. Po této úpravě bylo možno provést hlubší statistickou analýzu. Zjistili jsme očekávané vysoké hodnoty dědivosti: h^2 pro množství mléka = 0,54, pro % tuku 0,87 a pro % bílkovin 0,81. Komponenty variance mezi plemeníky jsou značně vysoké. Analýza rozptylu dvojného třídění ρ , σ_a^2 a σ_e^2 prokázala, že vliv stanic a roků na jednotlivé vlastnosti se statisticky významně neliší. Statisticky významné hodnoty F na 5% kritické hladině byly nalezeny pouze u množství mléka, což je v soulase s nižší dědivostí této vlastnosti. Práce je doplněna 9 histogramy rozdělení četností ρ , σ_a^2 a σ_e^2 a tabulkami analýzy variance dvojného třídění těchto parametrů a průměrných pozorování množství mléka, % tuku a % bílkovin na stanicích v jednotlivých letech.

Došlo dne 9. 10. 1968

Literatura

- BUTCHER K. R., SARGENT F. D., LEGATES J. E., 1967, Estimates of genetic parameters for milk constituents and yields. *Journal of Dairy Sci.* 50, 2 : 185-193.
- HARTMANN W., 1958/59, Über den Erblchkeitsanteil der Leistungsunterschiede von Milchmenge, Fettgehalt und Fettmenge von Kühen. *Zeitschr. f. Tierz. u. Zücht. - Biol.* 72 : 151-184.
- HINKS C. J. M., 1968, The use of station and field tests for the improvement of milking performance in dairy cattle. I. Variation in milk yield and butterfat in test station records. *Animal Production* 10, 1 : 93-101.
- HOFMEYER J., 1955, A study of Danish and Swedish progeny testing methods for dairy bulls. *K. Lantbrukshögskol.* 22 : 425-488.
- JOHANSSON I., 1961, Genetic aspects of dairy cattle breeding. University of Illinois Pres, Urbana.
- KELLEHER D. J., FREEMAN A. E., LUSH J. L., 1967, Importance of bull X herd-year-season interaction in milk production. *Journal of Dairy Sci.* 50, 10 : 1703-1707.
- MÁCHA J., MÜLLEROVÁ Z., 1967, Dědivost obsahu bílkovin v mléce červenostrakatého skotu. *Živočišná výroba* 12, 4 : 287-292.
- MASON I. L., ROBERTSON A., 1956, The progeny test of dairy sires on different levels of production. *J. Agr. Sci.* 47 : 367-375.
- NIELSEN E. O., HINKS C. J. M. 1967, Malkbarhed og ydelse. Beretn. forsøgslab. København 357.
- PROBST A., OSTERHOLZER J., KIEMEIER F., 1967, Über Milchleistungseigenschaften wie Gesamteiweiß- und Kaseingehalt bei Töchterpopulationen von Besamungsbullen. *Züchtungskunde* 39, 1 : 28-39.
- ROBERTSON A., MASON I. L., 1956, The progeny testing of dairy bulls; a comparison of special station and field results. *J. Agric. Sci.*, 47, N 4 : 376-381.
- SCHWARK H. J., JÄHNE M., 1967, Untersuchungen zur Wirkung nichterblicher und erblicher Faktoren auf den Eiweißgehalt der Milch und zu den Beziehungen von Inhaltsstoffen und Mengenleistungen. 1. Mitt.: Die Variation des Milcheiweißgehaltes bei durchschnittlichen Laktationsleistungen. *Arch. Tierzucht* 10 : 279-301.
- TOUCHBERRY R. W., ROTTENSTEN K., ANDERSEN H., 1960, A comparison of dairy sire progeny tests made at special Danish station with test made in farmer herds. *J. Dairy Sci.* 43 : 529-545.

Коэффициенты наследуемости количества молока, содержания жира и белков в молоке, а также анализ дисперсии двойной классификации у красного и черно-пестрого датского крупного рогатого скота

Записи о продуктивности 2584 первотелок от 152 отцов RDM, проверяемых на станции по контролю наследственности в 1963—1966 гг., были подвергнуты подробному анализу. Предметом исследования была оценка коэффициента корреляции ρ для количества молока внутри классификации, содержание жира и содержание белков в молоке, а также установление влияния лет и станций на эти коэффициенты и на уровень изучаемых свойств. Материал был выравнен случайным отбором таким образом, что внутри каждого отца было 17 дочерей, внутри каждого года 16 станций и внутри станции и года 2—3 быки-производители. После такого приспособления можно было сделать более глубокий статистический анализ. Нами были установлены высокие значения наследуемости: h^2 для количества молока = 0,54, для процента жира — 0,87 и для процента белков — 0,81. Компоненты дисперсии между быками-производителями значительно высоки. Анализ дисперсии двойной классификации ρ , σ_a^2 и σ_e^2 доказал, что влияние станций и лет на отдельные свойства взаимно статистически не отличались. Статистически значимые значения F на 5% критическом уровне были установлены только у количества молока, что обусловлено более низкой наследуемостью этого свойства. Работа дополнена 6 гистограммами разделения частоты ρ , σ_a^2 и σ_e^2 , а также таблицами анализа дисперсии двойной классификации этих параметров и средних наблюдений количества молока, % жира и % белков на станциях в отдельные годы.

Текст к таблицам

- I. Коэффициенты корреляции внутри классификации
- II. Анализ дисперсии двойной классификации коэффициентов интракорреляции
- III. Анализ дисперсии оценки σ_e^2 при помощи таблицы двойной классификации
- IV. Анализ дисперсии двойной классификации средних наблюдений

Текст к рисункам

1. Распределение частоты значений (ρ) для продукции молока
2. Распределение частоты значений (ρ) для содержания молочного жира в %
3. Распределение частоты значений (ρ) для содержания молочных белков в %
4. Распределение частоты σ_e^2 (обусловленные другими факторами) для продукции молока
5. Распределение частоты σ_a^2 (обусловленные другими факторами) для содержания молочного жира в %
6. Распределение частоты σ_e^2 (обусловленные другими факторами) для содержания молочных белков в %

The Coefficients of Heritability of Quantity of milk, of Fat Content, and of Proteins in Milk, and Analysis of Variance of Dual Classification in Red and in Black-Pied Danish Cattle

The records of 2584 first-calvers after 152 RDM fathers tested at progeny test stations in the years 1963—1966 were subjected to a through analysis. The subject of the investigation was an estimation of the coefficient of the intraclass correlation ρ for milk yield and for fat and protein content in the milk, and, furthermore, a determination of the influence of years and stations on these coefficients and on the level of the investigated properties. The material was balanced by means of random selection so that inside every father there should be 17 daughters, inside every year 16 stations, and inside every station and year 2—3 breeding bulls. After this arrangement it was possible to carry out a deeper statistical analysis. We ascertained the expected high values of heritability: h^2 for milk yield = 0.54, for fat percentage 0.87, and for protein percentage 0.81. The variance components between breeding bulls are of considerable height. Variance analysis of dual classification ρ , σ_a^2 , and σ_e^2 proved that the influence of stations and years on the individual properties does not significantly differ statistically. Statistically significant values of F 5 per cent of the critical level were found only in milk yield, conforms to the lower heritability of this property. The paper has been complemented with 9 histograms

of the distribution of frequencies of ρ , and σ^2 and with tables of variance analysis of dual classification of these parameters and of average observations of milk yield of the fat percentage, and of the percentage of proteins at the different stations and years.

Text to the tables

- I. Coefficients of intraclass correlation
- II. Variance analysis of dual classification of coefficients of intracorrelation
- III. Variance analysis of estimates of σ_e^2 by means of the dual-classification table
- IV. Variance analysis of dual classification of average observations

Text to the figures

1. Distribution of frequency of values (ρ) for milk production
2. Distribution of frequency of values (ρ) for the percentage of the fat content in milk
3. Distribution of frequency of values (ρ) for the percentage of the content of milk proteins
4. Distribution of frequency of σ_e^2 (conditioned by other influences) for milk production
5. Distribution of frequency of σ_e^2 (conditioned by other influences) for the percentage of the milk fat content
6. Distribution of frequency of σ_e^2 (conditioned by other influences) for the percentage of the milk protein content

Vererbungskoeffizienten der Milchmenge, des MilCHFett- und Milcheiweißgehaltes und Varianzanalyse der doppelten Klassifizierung beim roten und schwarzbunten Dänischen Rind

Die Aufzeichnungen über die Nutzleistung von 2584 Erstlingskühen nach 152 RDM-Vätern, welche auf den Vererbungskontrollstationen in den Jahren 1963–1966 getestet wurden, wurden einer eingehenden Analyse unterworfen. Gegenstand der Untersuchung war die Schätzung des Intraklassen-Korrelationskoeffizienten ρ für Milchmenge, MilCHFett- und Milcheiweißgehalt sowie die Feststellung des Einflusses der Jahrgänge und der Kontrollstationen auf diese Koeffizienten und auf das Niveau der verfolgten Eigenschaften. Das Material wurde durch zufällige Auswahl derart ausgeglichen, daß auf jeden Vater 17 Töchter und auf jedes Jahr 16 Stationen und auf jede Station und jedes Jahr 2 bis 3 Zuchtbullen entfielen. Nach dieser Anordnung des Materials war es möglich eine eingehendere statistische Analyse durchzuführen. Wir stellten die erwarteten hohen Vererbungswerte $h^2 = 0,54$ für die Milchmenge, $h^2 = 0,87$ für den MilCHFettgehalt und $h^2 = 0,81$ für den Milcheiweißgehalt fest. Die Varianzkomponenten zwischen den Zuchtbullen sind bedeutend hoch. Die Varianzanalyse der doppelten Klassifizierung ρ , σ_a^2 und σ_e^2 zeugt davon, daß der Einfluß der Stationen und Jahrgänge auf die einzelnen Eigenschaften statistisch unsignifikant ist. Statistisch signifikante Werte von F bei 5 % kritischem Niveau wurden nur bei der Milchmenge festgestellt, was mit der niedrigeren Heritabilität dieser Eigenschaft im Einklang steht. Die Arbeit ist ergänzt mit 9 Histogrammen der Frequenzverteilung von ρ , σ_a^2 und σ_e^2 sowie mit Tabellen der Doppelklassifizierungsvarianz-Analyse dieser Parameter und der durchschnittlichen Milchmenge, MilCHFettprozente und Milcheiweißprozente, wie sie auf den Stationen in den einzelnen Jahren festgestellt wurden.

Text zu den Tafeln

- I. Intraklassen-Korrelationskoeffizienten
- II. Varianzanalyse der Doppelklassifizierung der Intrakorrelation
- III. Varianzanalyse der Schätzungen von σ_e^2 mit Hilfe der Doppelklassifizierungstabelle
- IV. Varianzanalyse der Doppelklassifizierung der durchschnittlichen Beobachtungen

Text zu den Abbildungen

1. Verteilung der Frequenz der (ρ)-Werte für die Milchproduktion
2. Verteilung der Frequenz der (ρ)-Werte für den prozentischen MilCHFettgehalt

3. Verteilung der Frequenz der (ρ)-Werte für den prozentischen Milcheiweißgehalt
4. Verteilung der (durch die übrigen Einflüsse bedingten) σ_e^2 -Frequenz für die Milchproduktion
5. Verteilung der (durch die übrigen Einflüsse bedingten) σ_e^2 -Frequenz für den prozentischen MilCHFettgehalt
6. Verteilung der (durch die übrigen Einflüsse bedingten) σ_e^2 -Frequenz für den prozentischen Milcheiweißgehalt

Adresy autorů:

Ing. Stella Nedělová, CSc., Ústřední výzkumný ústav živočišné výroby, Uhřetěves
Jiří Vondráček, promováný matematik, Matematický ústav ČSAV, Žitná 52,
Praha 2

■ Plemenárska prax sa v niektorých fázach nezaobíde bez použitia príbuzenskej plemenitby. Samotná príbuzenská plemenitba nesie sebou určité nebezpečie depresívnych javov, zníženie životaschopnosti, teda negatívne javy, ktoré môžu poškodiť plemenársky zámer. Napriek tomu sa s ňou stretávame v chove oviec už dávnejšie a bola závažným faktorom pri formovaní nových plemien oviec.

LITERÁRNY PREHLAD

Literárne údaje o používaní príbuzenskej plemenitby sa vo výsledkoch navzájom odlišujú. Podľa Litovčienka a Vasiljeva (1953) nie je príbuzenská plemenitba v chove oviec škodlivá metóda; nebezpečné je sústavné a bezplánovité používanie. Filjanskij (1948) doporučuje príbuzenskú plemenitbu v niektorých prípadoch použiť; jej škodlivosť sa prejavuje u prežúvavcov v 5. až 6. generácii. V plemenárskej práci obyčajne postačí použiť 2 až 3 generácie. Podľa Hazela a Terrilla (1945) spôsobila príbuzenská plemenitba zhoršenie veľa vlastností u jahniat plemena rambouillet, avšak preukazné bolo zhoršenie iba u živéj váhy, exteriéru a u kondície. Glembockij (1956) zistil, že pri príbuzenskej plemenitbe u oviec plemena žirne merino sa znížila životaschopnosť jedincov v embryonálnom a postembryonálnom období. Jedince z príbuzenskej plemenitby mali pomalší rast, nižšiu živú váhu pri narodení i pri odstave ako jedince z nepríbuzenskej plemenitby. So stupňovaním príbuzenskej plemenitby sa nepriaznivé účinky zvyšovali. Jakubec (1960) jednorázove príbuzensky spáril žirne merinky, a to tak, že zapúšťal dcéry ich vlastným otcom a polosúrodencov navzájom. V dvoch stádach po 34 jedincoch z príbuzenskej plemenitby nebol zrejmy vplyv tejto plemenitby na živú váhu pri narodení a v 100 dňoch. Nezistil tiež žiadne nepriaznivé následky príbuzenskej plemenitby u jahniat po stránke zdravotnej, telesnej stavby a v konštitúcii. Doney (1967) nezistil pri porovnávaní depresie rastu medzi inbrednými a outbrednými ovcami plemena blackface, pri rovnakých kŕmnych dávkach, v zužitkovaní kŕmiv pre rast tela a vlny žiadne rozdiely.

MATERIÁL A METODIKA

V systéme plemenárskej práce v kmeňovom stáde jemnovlnových oviec v Horňanoch v r. 1963—1967 sme vyskúšali využiť príbuzenskú plemenitbu v dosť značnom rozsahu čo do počtu bahničiek i čo do intenzity spríbuzňovania. V priebehu sledovaného obdobia sa uliahlo celkovo 1317 jahniat, z toho bolo 696 jahniat z nepríbuzenskej plemenitby a 621 jahniat z príbuzenskej plemenitby rôznych stupňov, a to 336 jahničiek a 285 baránkov. Keďže ide o dlhšie časové používanie príbuzenskej plemenitby, vyskytli sa jedince, ktoré mali rôzne príbuzenské vzťahy i v ďalších generáciách. Do skupín podľa stupňa použitej príbuznosti sme zaraďovali na základe zisteného koeficientu príbuznosti a takto potom uvádzame ako vzdialenú prí-

I. Zaradenie jahničiek podľa stupňa príbuzenskej plemenitby

Jahničky	Príbuzenská plemenitba					
	vzdialená	mierna	úzka	veľmi úzka	nepríbuzenská	spolu
Nezaradené	67	38	54	31	232	422
Zaradené	56	39	33	18	157	303
Spolu	123	77	87	49	389	725

$$\chi^2 = 4,59 < \chi^2 \text{ tab.}$$

II. Zaradenie baránkov podľa stupňa príbuzenskej plemenitby

Baránky	Príbuzenská plemenitba					
	vzdialená	mierna	úzka	veľmi úzka	nepríbuzenská	spolu
Nezaradené	37	38	41	31	165	332
Zaradené	50	22	32	14	142	260
Spolu	107	60	73	45	307	592

$$\chi^2 = 4,80 < \chi^2 \text{ tab.}$$

buzenskú plemenitbu s koeficientom príbuznosti do 5 %, miernu príbuzenskú plemenitbu s koeficientom príbuznosti do 12,5 %, úzku príbuzenskú plemenitbu s koeficientom príbuznosti do 25 % a nad 25 % veľmi úzku príbuzenskú plemenitbu.

Pozitívna selekcia jahniat sa robila na základe typového posúdenia, jednak vo vzťahu ku kvalite vlny a vyrovnanosti vlny a najmä z hľadiska kondičného stavu jahniat. Predpokladáme, že práve kondícia môže byť v značnej miere ovplyvnená inbreedingovou depresiou. Potom je podiel zaradených jahniat oproti vyradeným z chovu ukazovateľom vhodnosti použitia príbuzenskej plemenitby, zvlášť ak môžeme tento podiel konfrontovať so skupinou jahniat z nepríbuzenskej plemenitby.

Pozitívna selekcia, ktorú sme robili v trefom až štvrtom mesiaci veku jahniat, je teda akousi deliacou čiarou, ktorá oddeľuje vhodné jedince od nevhodných a v našom prípade teda logicky posudzuje i vhodnosť použitej alebo nepoužitej príbuzenskej plemenitby v rôznom stupni.

V tabuľkách I a II je uvedený takýto podiel zaradených a vyradených jedincov u jahničiek a u baránkov. Použitý test χ^2 , vypočítaný z kontingenčnej tabuľky 2x2, je interpretovaný vo vzťahu k hypotéze nezávislosti.

Pri celkovom hodnotení, napriek zdanlive vyšším podielom zaradených jedincov u niektorých skupín, musíme na základe vypočítaných testov a overení hypotézy nezávislosti konštatovať, že príbuznosť rôzneho stupňa použitá v plemenitbe výrazne neovplyvnila podiel zaradených jedincov oproti kontrolnej skupine. Nemožno teda konštatovať ani určité negatívne vplyvy inbreedingovej depresie, vyjadrené formou väčšieho podielu brakovania jahniat.

DISKUSIA

Vzhľadom na rôznosť názorov autorov zaoberajúcich sa príbuzenskou plemenitvou možno predpokladať, že ide o špecifickú vlastnosť každej samostatnej plemennej skupiny, chovu apod. Preto musí byť i prístup k použitiu prí-

buzenskej plemenitby v každom prípade diferencovaný na základe vlastných poznatkov. Naše údaje sa stotožňujú s doporučeniami Filjanského (1948) i Litovčenk a a Vasiljeva (1953), ktorí považujú príbuzenskú plemenitbu ako vhodnú plemenársku metódu. Podobne sa naše výsledky stotožňujú s údajmi, ktoré uvádza Jakubec (1960) a tak isto Doney (1967). Z citovanej literatúry sa rozchádzajú naše údaje s pozorovaniami Hazela a Terrilla (1945) i s údajmi Glembockého (1956). Je zrejmé, že práca z oblasti používania príbuzenskej plemenitby je podstatne viac, avšak uvádzajú dve základné hľadiská: vhodnosť alebo nevhodnosť príbuzenskej plemenitby. Na základe iba našich poznatkov nemôžeme túto metódu jednoznačne doporučovať ako metódu s univerzálnym použitím pre všetky plemená.

ZÁVER

Podiel zaradených jahniat do chovu po pozitívnej selekcii nám poslúžil tiež ako hodnoverné posúdenie použitej príbuzenskej plemenitby. Napriek zdanlive rozdielnym pomerom zaradovaných jedincov podľa rôznych stupňov použitej príbuznosti oproti kontrolným skupinám sme nezistili výrazný rozdiel ani pri zaradovaní jahničiek, ani pri zaradovaní baránkov. Z tohoto hľadiska potom nemôžeme usudzovať na nejaké negatívne vplyvy spôsobené príbuzenskou plemenitbou a vyjadrené formou väčšieho podielu brakovania.

SÚHRN

V r. 1963—1967 sme použili v chove jemnovlnových oviec v Horňanoch v systéme plemenárskej práce v značnej miere príbuzenskú plemenitbu rôznych stupňov. Pre posúdenie vplyvu príbuzenskej plemenitby sme vyhodnotili pomer zaradených jedincov oproti vyradeným po pozitívnej selekcii u 1317 jahniat, kde 696 jahniat bolo z nepríbuzenskej plemenitby a 621 jahniat z príbuzenskej plemenitby rôzneho stupňa. Podľa testovacieho kritéria χ^2 vyplynulo, že príbuzenská plemenitba ani stupeň príbuznosti podľa rôzneho koeficientu príbuznosti neovplyvnili pomer vybrakovaných oproti zaradeným jedincom. V tejto plemennej skupine merino oviec sa javí príbuzenská plemenitba rôznych stupňov, tj. vzdialená až najužšia, ako vhodná plemenárska metóda.

Došlo dňa 15. 2. 1968

Literatúra

- DONEY J. M., 1967, The effect of inbreeding on feed consumption and utilisation by sheep. *Animal Production* 9 : 359-364.
FILJANSKIJ D. K., 1948, *Zametki ovceveda*. Moskva.
GLEMBOCKIJ A. L., 1956, Ispol'zovanie inbridinga v plemennoj rabote s tonkorunnymi ovcami. *Bjul. Mosk. obšč. ispytatelej prirody* LXI : 23-36.
HAZEL L. N., TERRILL C. E., 1945, Effect of some environmental factors on weanling traits of range Rambouillet lambs. *Journal of Animal Science*. 4 : 331-341.
JAKUBEC V., 1960, Vliv příbuzenské plemenitby na plodnost ovčí a na živou váhu jehňat při narození a ve dnech u plemene merino. *Živočišná výroba* 5, 2 : 123-136.
LITOVČENKO G. R., VASILJEV A. V., 1953, *Základní otázky plemenářské práce v chovu ovčí*. Praha.

Влияние родственного племенного разведения на селекцию ягнят породы меринос

В 1963—1967 гг. при разведении тонкорунных овец в Горняках в племенной работе мы пользовались в значительной степени родственным племенным разведением разных ступеней. Для оценки влияния родственного племенного разведения мы обработали отношение включенных особей к выбракованным особям после положительной селекции у 1317 ягнят, где 696 ягнят было из неродственного племенного разведения и 621 — родственного племенного разведения разной ступени. Согласно проверочному критерию χ^2 вытекает, что ни родственное племенное разведение, ни ступень родства по разному коэффициенту родства не оказывали влияния на отношение выбракованных к включенным особям. В этой племенной группе мериносов родственное племенное разведение представлено в разных ступенях, т. е. отдаленное и даже самое тесное, как пригодный метод племенного разведения.

Текст к таблицам

- I. Включение в племенное разведение ярок согласно ступени родственного племенного разведения
- II. Включение в племенное разведение баранчиков согласно ступени родственного племенного разведения

The Influence of the Applied Inbreeding on the Selections of Lambs of the Merino Breed

In the system of breeding work applied in a flock of fine-fleeced sheep at Horňany in the years 1963—1967 we used, to a considerable extent, inbreeding of various degrees. For estimation of the influence of inbreeding we evaluated the ratio of included individuals to the culled animals after a positive selection from 1317 lambs, of which 696 lambs had come from non-inbreeding and 621 lambs from inbreeding of various degrees. From the testing criteria χ^2 it could be seen that neither inbreeding nor the degree of kinship according to the different coefficients of relationship influenced the ratio of the culled to the included individuals. In this breed group of merino sheep inbreeding of different degrees, i. e. from distant to closest inbreeding, proved to be a suitable breeding method.

Text to the tables

- I. The including of ewe-lambs according to the degree of inbreeding
- II. The including of ram-lambs according to the degree of inbreeding

Einfluß der benützten Inzucht auf die Selektion von Lämmern der Merinorasse

In den Jahren 1963 bis 1967 benützten wir in der Feinwollschafzucht in Horňany im System der Zuchtarbeit in bedeutendem Maße die Inzucht verschiedener Grade. Zur Beurteilung des Einflusses der Inzucht bewerteten wir das Verhältnis der in die Zucht eingereichten und der ausgemerzten Tiere nach positiver Selektion bei 1317 Lämmern, wo 696 Tiere aus der Nichtverwandschaftszucht und 621 Tiere aus der Verwandtschaftszucht verschiedenen Grades stammten. Aus dem Testkriterium χ^2 ergab sich, daß weder die Inzucht selbst noch der Grad der Verwandtschaft, beurteilt nach den verschiedenen Verwandtschaftskoeffizienten, das Verhältnis der ausgemerzten und in die Zucht eingereichten Individuen nicht beeinflusste. In der untersuchten Zuchtgruppe von Merinoschafen erwies sich die Inzucht verschiedenen Grades, d. h. die weite bis engste Inzucht, als eine geeignete Zuchtmethode.

Text zu den Tabellen:

- I. Einreihung der Zibbenlämmer je nach dem Grad der Inzucht
- II. Einreihung der Bocklämmer je nach dem Grad der Inzucht

Adresa autora:

Ing. Ján Malík, CSc., Výskumný ústav ovčiarsky, Trenčín

J. Zelník
J. Granát
L. Terlanday

VÝSKYT ANGORIZMU A ŽLTOSFARBENÉHO TUKU U KRÁLIKA ČESKÉHO ALBÍNA

■ V rámci sledovania mäsovej úžitkovosti niektorých plemien králikov chovaných v ČSSR sme túto hodnotili i u českého albína, pôvodného krajového plemena s normálnym charakterom srsti. V potomstve plemenných zvierat sa vyskytovali jedince s angorskou sršťou. Pri jatočných rozboroch sme zistili rozdiely vo sfarbení tuku. V štátoch s tradičným konzumom králičieho mäsa sa požaduje tuk bielej farby. S touto požiadavkou sa napr. stretávame u anglických dovozcov králičích brojlerov a tiež u spotrebiteľov v USA. Vzhľadom na túto okolnosť treba mať na zreteli farbu tuku pri ďalšom šlachtení českého albína. Taktiež angorizmus je vzhľadom na plemenný štandard u tohto plemena znakom nežiadúcim. Obidva nežiadúce znaky — žlté sfarbenie tuku a angorizmus — je potrebné cielavedome z chovu vylúčiť na základe poznania ich dedičnosti.

LITERÁRNY PREHĽAD

Dedičnosť charakteru srsti u králika študovali viacerí autori, z ktorých uvádzame Nachtsheima (1929). Autor uvádza na základe vlastného pozorovania, ako i výsledkov iných autorov, že normálny charakter srsti, podmienený vlohou V, je dominantný voči angorizmu, determinovaného vlohou v.

O fyziologickej príčine vzniku žltého tuku u králika a o jeho dedičnosti pojednávajú Srb a Owen (1955) i Casady a Suitor (1). Podľa nich podmieňuje sfarbenie králičieho tuku prítomnosť xantofylu, ktorý králik prijíma v krmive. U zvierat s bielym tukom sa xantofyl enzymaticky rozkladá v pečeni a vylučuje sa z tela. Ak tento enzymatický rozklad v pečeni neprebíha, ukladá sa xantofyl v tuku, ktorý je v dôsledku toho žltý. Intenzitu sfarbenia tuku podmieňuje množstvo prijatého xantofylu a tiež iné faktory. Chudšie zvieratá majú spravidla tuk sýtejšie sfarbený; výraznejšie sfarbenie je tiež u zvierat starších. Podľa Hermana (1963) má divý králik biely tuk. Žlté sfarbenie tuku sa vyskytuje podľa neho ako mutácia u niektorých plemien, medzi ktoré zaraďuje aj angorčana. Podľa poznatkov Srba a Owena (1955) i Casadyho a Suitora (1) je biely tuk dominantný (Y) nad žltosfarbeným (y). Sfarbenie tuku sa dá zistiť nielen u zvierat zabitých, ale i u živých, čo je z hľadiska výberu významné, pretože umožňuje z chovu vylučovať nežiadúce recesívne homozygoty. Sfarbenie tuku sa zisťuje na živých zvieratách pomocou krátkeho rezu v koži nad lopatkou. V reze vidieť vrstvu podkožného tuku, a tak sa dá jeho sfarbenie ľahko vizuálne rozoznať.

MATERIÁL A METODIKA

Sledovaný materiál predstavoval potomstvo štyroch samíc a jedného samca z chovu špeciálneho klubu chovateľov českého albína. Dve samice s registračným číslom S 170 ČS 86 a S 171 ČS 86 boli sestry nepríbuzné k druhej dvojici sestier

I. Štepné pomery charakteru srsti a sfarbenia tuku u českého albína

Číslo samice		Sršť		Tuk	
		normálna	angorská	biely	žltý
S 170 ČS 86		17	6	19	3
S 171 ČS 86		8	8	6	4
Štepný pomer	pozorovaný	25	: 14	—	—
	očakávaný	29,25	: 9,75	—	—
S 209 ČS 96		15	—	12	3
S 206 ČS 96		14	—	11	1
Štepný pomer	pozorovaný	29	—	48	: 11
	očakávaný	—	—	44,25	: 14,75

S 209 ČS 96 a S 206 ČS 96. Priparovaný samec S 116 ČS 46 nebol so samicami v príbuzenskom vzťahu. Pôvod zvierat dokumentovali rodokmene s tromi radmi predkov. Rodičovský materiál zodpovedal požiadavkám plemenného štandardu. Sfarbenie tuku, ktoré sme zistili pomocou rezu v koži, bolo u všetkých biele. Sfarbenie tuku u potomstva sme zisťovali pri jatočných rozboroch po dosiahnutí živej váhy 2,5 kg, tj. vo veku 3—4 mesiacov. U jedincov, ktoré uhynuli pred dosiahnutím uvedenej váhy, sme sfarbenie tuku nehodnotili. Charakter srsti sme hodnotili aj u uhynulých zvierat, pokiaľ sa už dal evidentne zistiť. Početnosť sledovaného materiálu je uvedená v tab. I.

Všetky sledované zvieratá sme kŕmili štandardnou peletizovanou kŕmnu zmesou a lúčnym senom ad libitum.

Genetický rozbor sledovaných znakov sme urobili na základe doterajších poznatkov o ich dedičnosti, pričom sme použili symboliku uvedenú v prehľade literatúry. Pozorované štepne pomery k predpokladaným sme testovali χ^2 -testom.

VÝSLEDKY A DISKUSIA

Počet potomkov sledovaných zvierat vzhľadom na charakter srsti a sfarbenie tuku uvádzame v tab. I. Z uvedenej tabuľky vidieť, že z potomstva samíc reg. č. S 170 ČS 86 a S 171 ČS 86 malo 25 mláďat normálnu a 14 mláďat angorskú sršť. Z toho vyplýva, že tieto samice, ako i pripárený samec, boli vzhľadom na tento znak heterozygotní (Vv). Objavenie sa angorčanov v ich potomstve ozrejmjuje nasledovný model:

Genotyp rodičov	Vv	$\times$	Vv	
Genotyp potomkov	VV	Vv	Vv	vv
Fenotyp potomkov	sršť normálna		sršť angorská	
Číselný pomer	3		1	

Zistený štepný pomer 25 : 14 zodpovedá teoretickému predpokladu uvedenému v modeli, čo dokazujú hodnoty $\chi^2_{(1)} = 2,46$; $P > 0,10$.

Párením samíc S 209 ČS a S 206 ČS 96 s tým istým samcom sme získali

len mláďatá s normálnou srstou; to poukazuje na to, že tieto samice boli pre charakter srsti homozygotné (VV).

Sledujúc sfarbenie tuku sme zistili, že žltý tuk sa vyskytol v potomstve každej samice. Z 59 zvierat malo 48 biely a 11 žltý tuk, čo je blízko k teoretickému predpokladu štepenia 3 : 1. Zhodnosť skutočného štepneho pomeru s teoretickým potvrdzujú hodnoty $\chi^2_{(1)} = 1,26$; $P > 0,10$.

Z tohto vyplýva heterozygotnosť všetkých rodičov (Yy) pre sfarbenie tuku. Potomci s bielym a žltým tukom sa štepili podľa tohto modelu:

Genotyp rodičov	Yy	×	Yy
Genotyp potomkov	YY	Yy	yy
Fenotyp potomkov	biely		žltý
Číselný pomer	3	:	1

Uvedené pozorovania sa zhodujú s výsledkami Nachtsheima (1929) v prípade angorizmu, Srba a Owena (1955) a Casadyho a Suitora u sfarbenia tuku. Možno tiež predpokladať, že výskyt žltého tuku u českého albína je v spojitosti s použitím angorčanov v plemenitbe, u ktorých sa podľa Hermana (1963) žltý tuk vyskytuje.

Keďže plemenný štandard požaduje u českých albínov normálnu srst a z hľadiska mäsovej úžitkovosti je žltý tuk nežiadúci, je potrebné vyradovať z chovu jednak zvieratá v nežiadúcich znakoch (angorizmu, žltý tuk) homozygotne, jednak heterozygotne. Zatiaľ čo zvieratá homozygotne možno podľa fenotypu ľahko rozoznať a vyradiť, u heterozygotov tomu tak nie je vzhľadom na recesívnosť angorizmu a žltého sfarbenia tuku. Možno ich zistiť, ako na to poukazujú i naše výsledky, pri vzájomnom náhodilom párení heterozygotov, alebo zámerne za použitia analyzátor, ktorým v tomto prípade je zvieratá s angorskou srstou a žltým tukom, tj. s genotypom *vyvy*.

SÚHRN

Sledovali sme výskyt angorizmu i žltého sfarbenia tuku a králiká českého albína, pôvodného krajového plemena, ktoré sa v súčasnosti regeneruje. Zistili sme nasledovné:

1. V populácii českých albínov sa vyskytujú heterozygotné jedince vzhľadom na charakter srsti (Vv). Vo vrhoch týchto zvierat sa objavovali okrem mláďat s normálnou srstou i zvieratá so srstou angorskou v pomere 3 : 1.

2. Okrem angorizmu sa vyskytuje v tomto plemene ďalší recesívny znak — žlté sfarbenie tuku, ktoré z hľadiska konzumenta je nežiadúce. Všetky nami sledované zvieratá boli pre tento znak heterozygotné (Yy), v dôsledku čoho sme u ich potomstva zistili štepny pomer zvierat s bielym tukom k zvieratám so žltým tukom 3 : 1.

3. Z hľadiska ďalšieho šľachtenia českého albína je výskyt uvedených znakov nežiadúci a treba mu cieľavedomým výberom na základe poznania genotypu plemenných zvierat zabrániť.

Došlo dňa 29. 4. 1968

Literatúra

- CASADY R. B., SUITOR A. E.: Yellow Fat in Rabbits. Separátny výtlačok zaslaný autorom bez udania časopisu a roku.
HERMAN W., 1963, Poradnik hodowcy królików. Państwowe wydawnictwo rolnicze i leśne. Warszawa.

NACHTSHEIM H., 1929, Die Entstehung der Kaninchenrassen im Lichte ihrer Genetik. Zeitschr. f. Tierzüchtung und Züchtungsbiologie, XIV, 1: 52-109.
SRB A. M., OWEN R. D., 1955, General Genetics, San Francisco, California.

Появление ангоризма и желтоокрашенного жира у кролика чешского альбиноса

Нами изучалось появление ангоризма и желтоокрашенного жира у кролика чешского альбиноса, первоначальной областной породы, возраждаемой в последнее время. Нами было установлено следующее:

1. В популяции чешских альбиносов встречаются гетерозиготные особи по своему характеру шерсти (Vv). В пометах этих животных помимо крольчат с нормальной шерстью также встречались и животные с ангорской шерстью в отношении 3:1.

2. Помимо ангоризма у этой породы бывает и другой рецессивный признак — желтоокрашенный жир, который с точки зрения потребления нежелателен. Все нами изучаемые животные из-за этого признака были гетерозиготными (Yy), в результате чего у их потомства было установлено отношение расщепления животных с белым жиром к животным с желтым — 3:1.

3. С точки зрения дальнейшей селекции чешского альбиноса появление приведенных признаков нежелательно и поэтому необходимо предотвращать его путем целенаправленного отбора на основе познания генотипа племенных животных.

Текст к таблице

I. Отношения расщепления характера шерсти и окраски жира у чешского альбиноса

The Occurrence of Angorism and Yellow Fat in the Bohemian Albino Rabbit

We investigated the occurrence of angorism and of yellow fat in the Bohemian albino rabbit, an original regional breed, which is being regenerated at present. The following facts were found:

1. In the population of Bohemian albinos there occur heterozygous individuals as regards the character of the hair (Vv). In litters of these animals, besides young ones with normal hair, also animals with angora hair occur in a ratio of 3:1.

2. Apart from angorism also a further recessive character occurs in this breed — a yellow colouring of fat, which is undesirable from the point of view of the consumer. All examined animals were heterozygous for this character (Yy), in consequence of which we found in their progeny a cleavage ratio of animals with white fat to animals with yellow fat of 3:1.

3. With regard to a further breeding of the Bohemian albino the occurrence of the mentioned characters is undesirable and must be prevented by means of appropriate selection on the basis of an investigation of the genotype of animals for breeding.

Text to the table

I. The cleavage ratio of the character of the hair to the colouring of the fat of the Bohemian albino rabbit

Adresa autorů:

Doc. ing. Jaroslav Zelník, CSc., ing. Jaroslav Granát, CSc., ing. Ladislav Terlanday, Výskumný ústav živočišnej výroby, Nitra

MOŽNOSTI VYUŽITÍ ALTERNATIVNÍCH ZNAKŮ PŘI ŠLECHTĚNÍ DRŮBEŽE

Při selekci užitkových vlastností, které jsou výslednicí působení komplexu polygenních faktorů a prostředí, může být v závislosti na zvolené metodě podkladem výběru fenotypové vyjádření vlastností u jedince, sourozenců, potomstva aj. Není proto tedy třeba zvlášť zdůrazňovat, že při selekci kvantitativních znaků je genetická konstituce jednotlivých lokusů, popř. polygenních bloků prakticky nezjistitelná. Určitý přístup ke studiu vlivu genetické jednotky na fenotyp kvantitativního znaku je obvykle možný pouze u faktorů, které podmiňují zřetelnou fenotypovou alternativu. Jinými slovy — určitá vloha, podmiňující manifestaci jednoduchého alternativního (kvalitativního) znaku je současně v určitém pozitivním či negativním vztahu s některou užitkovou vlastností.

Povaha tohoto vztahu může být odlišná. Především přichází v úvahu možnost pleiotropního efektu, tzn. že určitý gen se podílí současně na manifestaci dvou nebo i více znaků. V daném případě gen odpovídá za určitý alternativní znak a současně tento faktor do jisté míry ovlivňuje užitkovou vlastnost. Podstatu takového vztahu nejčastěji vysvětlíme tak, že genový produkt je prekursorem reakcí, které vedou nebo se částečně podílejí na fenotypovém projevu těchto vlastností. Další možnosti je působnost *superdominance*, kterou je v této souvislosti míněn vliv heterozygotní konstituce (*Aa*) určitého lokusu alternativního znaku na fenotyp užitkové vlastnosti. Pozitivní vliv *superdominance* bývá nejčastěji spojován se širší adaptační možností heterozygotů. Jinou možností vztahu je v *vazba*, tzn. že vloha určitého alternativního znaku je lokalizována v chromozómu, kde se rovněž nachází polygenní blok ovlivňující užitkovou vlastnost.

Vezmeme-li v úvahu praktický význam zmíněných mechanismů, jistě lze připustit, že prakticky by bylo možné využít především pleiotropní vlivy a to proto, že platnost těchto vztahů bude obecnější. V literatuře bylo sice dosud popsáno poměrně málo případů exaktně prokázané pleiotropie, lze však předpokládat, že tento úkaz je značně rozšířen. *Superdominanci* je možné využít v postupech, jejichž podkladem je křížení homozygotů $AA \times aa$. To tedy znamená, že v případě ověřené *superdominance* je nutno mít pro křížení k dispozici výchozí

homozygotní linie v daném lokusu. Nejmeně výhodné se zdají být vztahy, jejichž podstatou je vzájemná vazba vlohy alternativního znaku a lokusu ovlivňujícího užitkovost. Pokud tato vazba není těsná, je vztah nejistý vzhledem k možným rekombinacím aktivních a neutrálních alel.

V problematice analýzy vztahu alternativních a kvantitativních znaků převládají až dosud genetickostatistická hlediska, zcela neprošetřené však zůstávají otázky fyziologických souvislostí. Nehledě na složitost problémů, můžeme u některých alternativních znaků předpokládat jako opodstatněné fyziologické spojitosti s užitkovými ukazateli. Bude to např. v případě biochemických polymorfních znaků (bílkovinné složky tělních tekutin, enzymatické specifity aj.). Naproti tomu v případě jiných znaků (krevní skupiny, barva perí, tvar hřebene aj.) jsou fyziologické závislosti zcela nejasné. Obecněji je možné soudit, že funkční spojitost prostřednictvím společného prekursoru se uplatňuje za předpokladu pleiotropie. Vztah, který je důsledkem genetické vazby, nemusí být provázen bližší fyziologickou spojitostí. Úvahy o působnosti *superdominance* vycházejí z představy širších adaptačních možností heterozygotů.

Dlužno podotknout, že ačkoliv jsou problémy vztahů alternativních a kvantitativních znaků řešeny zhruba deset let, přesvědčivých údajů je na tomto úseku poměrně málo; výsledky jednotlivých autorů si často odporují. Základním přístupem ke studiu je analýza rozdílů v užitkovosti mezi skupinami jedinců,

kteří jsou či nejsou nositeli daného genu alternativního znaku. Hlavní příčinou obtíží je složitá povaha kvantitativních užitkových vlastností. Zde např. závažnou komplikující okolností je fakt, že z hlediska kvantitativního znaku seskupujeme fenotypy různorodého genotypového původu. S tím také souvisí možnost, že očekávaný a reálný vztah je zastřen působností jiných lokusů, které ovlivňují kvantitativní znak v opačném smyslu. Nelze také opomíjet, že závislost prokázaná v dané populaci se uskutečňuje v určitém genovém prostředí; jinými slovy podmínkou projevu vztahu mohou být složité interakce atd.

Na zmíněném úseku je nejčastěji věnována pozornost vztahům užitkových znaků s genotypem krevních skupin a biochemických polymorfních znaků. Bezprostředně zde se na studiu významně podílejí některá naše pracoviště (ČSAV - Laboratoř genetiky a fyziologie hospodářských zvířat, Liběchov; Ústav experimentální biologie a genetiky, Praha; Ústav genetiky hospodářských zvířat; Vysoká škola zemědělská, Brno) a proto také nejdůležitější poznatky byly v domácí literatuře důkladně popsány. V našem pojednání si povšimneme genetických vztahů užitkových vlastností a vloh ovlivňujících zbarvení peří, intenzitu opeření a tvaru hřebene, které byly diskutovány v zahraniční literatuře.

Z faktorů zbarvení peří byla největší pozornost věnována supresivnímu vlivu genu dominantně bílého zbarvení *I* na růst kuřat. V odpovídajících pokusech nejčastěji konaných porovnáváním bílých heterozygotů (*Ii*) s barevnými recesivními homozygoty (*ii*) bylo zjištěno, že barevní jedinci ve stáří 8–12 týdnů předčí dominantně bílá kuřata zhruba o 20–180 g (Jaap, Grimes 1956, Jerome, Huntsman 1956, Collins, Hubbard 1958, Williams a kol. 1959, Mérat 1959, Potemkowská 1962). Tyto váhové difference, které se uplatňují pouze ve stáří brojlerů, jsou údajně provázeny také rozdíly ve spotřebě krmiva. Nižší spotřeba byla zaznamenána u barevných kuřat. Podle některých autorů negativní vliv genu *I* na růst se zvyšuje v interakci s genem *E* (černé zbarvení), *S* (stříbrné opeření), popř. s dalšími faktory. Mechanismus působení zůstává nejasný. Jednou z možných hypotéz je představa, že gen *I*, který jak známo inhibuje růst buněk produkujících melanin, tlumí obecněji růst a dělení buněk. Podle jiných autorů fyziologická výhoda barevných kuřat souvisí s dokonalejší termoregulací. Pro úplnost dodáváme, že ne ve všech pokusech se podařilo potvrdit

superioritu barevných kuřat. Např. v rámci vysoce inbrední linie bílých leghornek došlo k mutaci faktoru *I* na *i*. Rozdíly mezi kuřaty *Ii* a *ii* v následných generacích zůstávaly neprůkazné (Blackwood a kol. 1962). Zde snad je možné namítnout, že váha kuřat v tomto pokusu, snad v důsledku inbrídinkové deprese byla všeobecně nízká.

Negativní vliv na růst kuřat je připisován také genotypové konstituci, odpovídající recesivnímu bílému zbarvení (*cc*); barevná kuřata, která jsou homozygotními nebo heterozygotními nositeli chromogenu (*CC*, *Cc*), bývají většinou ve stáří brojlerů až o 150 g těžší než bílá kuřata (Jerome, Huntsman 1959, Smyth a Fox 1963, Prodhomme, Mérat 1965, Mérat 1965). V této souvislosti se také ukázalo, že rozdíly mezi kuřaty genotypu *CC* a *Cc* jsou neprůkazné, čímž se vylučuje vliv superdominance. Většinou je zde uplatňován předpoklad pleiotropního vlivu genu *C*.

Z vlivů dalších faktorů zbarvení na růst lze poukazovat (Griesbach 1961) na možné negativní působení genu *S* (stříbrné zbarvení) a naopak pozitivní vliv alely *s* (zlaté opeření). Uvážíme-li velmi blízkou lokalizaci alelového páru *S/s* a lokusu růstu (*dw*) v *X* chromozómu, není vyloučeno, že tento vztah je důsledkem vzájemné vazby (Knižka a kol. 1967). Mérat (1958) zaznamenal vyšší váhové přírůstky u kuřat „divokého“ zbarvení (*e+*) v porovnání s homozygoty *ee* (kolumbijský typ).

Faktory zbarvení peří byly prošetřovány rovněž ve vztahu k jiným vlastnostem. Důležitým zjištěním je nepochybně pozitivní vztah dominantního genu bílého zbarvení *I* s nosností (Lowe a kol. 1965). Zajímavou a podnětnou úvahou je také práce Cocka (1956). Autor u několika linií bílých leghornek zjistil proti očekávané frekvenci mnohem vyšší počet případů segregace u několika faktorů zbarvení, které jsou hypostatické (tj. fenotypově zastřené) vůči dominantnímu bílému zbarvení, z čehož lze usuzovat na selekční výhodu heterozygotů.

Významný negativní vliv faktorů černého zbarvení (*E*) byl zaznamenán na líhivost kuřat (Hutt 1961). Zdá se, že vyšší mortalita nositelů genu *E* souvisí se zvýšenou potřebou riboflavinu. Nasvědčuje tomu také poměrně vysoký výskyt černých kuřat s klubičkovitým prachovým peřím na hřbetě. Tento defekt se projevuje též ve spojitosti s nedostatkem riboflavinu.

V rámci masných plemen drůbeže byl několika autory (Saeki, Katsuragi 1961, Knižka a kol. 1963, aj.) ověřován

také genetický vztah růstu kuřat a intenzity opeřování, podmíněné genem „*k*“ rychlého opeřování, jehož dominantní alela (*K*) intenzitu opeřování nápadně zpomaluje. Zdá se, že tyto faktory ovlivňují intenzitu růstu 2–6týdenních kuřat ve stejném smyslu jako intenzitu opeřování. Zmíněný vliv však záhy vyznívá. Podle Collinse a Hubbarda (1958) gen intenzivního opeřování „*k*“ pozitivně ovlivňuje líhnivost.

Rozsáhlá série prací byla orientována ke studiu vztahů s faktory, které determinují tvar hřebene. Na okraj uvádíme, že základní typy tvaru hřebene jsou podmíněny interakcí dvou genových párů, přičemž (bez ohledu na homozygotní nebo heterozygotní stav) dvojnásobně dominantní konstituce *RP* odpovídá ořechovitému typu; typ růžicovitý je určen stavem *Rp*; typ hráškovitý opačnou situací, tj. *rp* a konečně nejběžnější hřeben listovitý je podmíněn dvojnásobně recesivním stavem *rp*. Hřebeny nelistovitého typu bývají zastoupeny u několika masných plemen drůbeže (Cornish, Wyandott, Athens Canadian aj.). Při zkoumání vztahu tvaru hřebene a intenzity růstu kuřat výsledky jsou sice nejisté, spíše převládá názor, že se ve srovnání s kuřaty růžicovitěho nebo hráškovitého typu hřebenu projevuje spíše určitá váhová superiorita u listovitých jedinců (Kan a kol. 1959, Smith 1961, Collins a kol. 1958, Mérat 1965). Tento předpoklad pramení také ze zjištění větší agresivity jedinců s listovitými hřebeny, kteří se v konkurenci s kuřaty s nelistovitými hřebeny snáze dostávají ke krmítku. Pak je ovšem možné, že difference v chování mohou

ovlivňovat také váhové přírůstky — ovšem pravděpodobně pouze v zootechnicky suboptimálních a stressových podmínkách (Siegel, Dudley 1963).

Nepochybně překvapujícím zjištěním je významná spojitost mezi faktory pro růžicovitý a listovitý hřeben a mezi oplozovací schopností kohoutů. Výsledky několika prací (Crawford, Merritt 1963, Crawford, Smyth 1964a, 1964b, 1964c) spolehlivě prokazují nižší fertilitu kohoutů genotypu *RR* ve srovnání s heterozygoty (*Rr*) a kohouty listovitého typu hřebene (*rr*). Uvedený závěr potvrzují také studie na smíšené populaci wyandottek (*RR*, *Rr*, *rr*); frekvence listovitých genotypů *rr* bývá proti teoretickým hodnotám podstatně vyšší (Mérat 1962, 1965). Z dalších podrobností je možné uvést, že snížená fertilita postihuje výhradně kohouty *RR*, nikoliv nosnice. Do určité míry pokles oplozovací schopnosti může souviset s nižší pohlavní aktivitou kohoutů s růžicovitým hřebenem. Ovšem shodně nižší výsledky byly zaznamenány i při umělé inseminaci, konané stejně u všech skupin. Nikoliv bez významu je zjištění o časových diferencích setrvávání spermií schopných oplození v samičím pohlavním traktu.

Z uvedených příkladů vyplývá, že alternativní (kvalitativní) znaky mohou být využity jakožto významná, pomocná selekční kritéria. Ovšem s ohledem na komplikace, o kterých jsme se zmínili v úvodu, nelze vztahy zjištěné v rámci určité populace a v daných podmínkách prostředí považovat za všeobecně platné; v konkrétních podmínkách bude většinou nutno jednotlivé vztahy ověřovat.

Došlo dne 16. 7. 1968

Literatura

- BLACKWOOD C. A., BOHREN B. B., Mc KEAN H. E., 1962, A mutation at the I locus in an inbred line of WL and its effects on growth rate. *Poultry Sci* 41: 488.
- COCK A. G., 1956, Segregation of hypostatic colour genes within inbred lines of chicken. *Poultry Sci* 35: 504.
- COLLINS V. M., HUBBARD W., 1958, Influence of plumage color on hatching ratio and growth rate in chickens. *Poultry Sci* 37: 69.
- CRAWFORD R. D., MERRITT E. S., 1963, The relationship between rose comb and reproduction in the domestic fowl. *Canad. Jour. Genet.* 9: 89.
- CRAWFORD R. D., SMYTH J., 1964, Studies of the relationship between fertility and the gene for rose comb in the domestic fowl. Relationship between comb type and fertility. *Poultry Sci* 43: 1009.
- , 1964, The relationship between comb genotype and duration of fertility. *Poultry Sci* 43: 1018.
- , 1964 Infertility and action of the gene for rose comb in the domestic fowl. *Canad. Jour. Genet.* 6: 298.
- GRIESBACH L., 1961, Body weights of gold and silver segregants in chicken broilers. *Poultry Sci* 40: 1763.
- HUTT F. B., 1961, Genetic variation in the utilization of riboflavin, thiamine and other nutrients. *Ann. N. Y. Acad. Sci* 91: 659.
- JAAP R. G., GRIMES J. F., 1956, Growth rate and plumage color in chickens. *Poultry Sci* 35: 1264.
- JEROME C. M., HUNTSMAN C. M., 1959, A comparison of the growth rate of colored and recessive white chicks. *Poultry Sci* 38: 238.

- KAN J., MANASCO B. D., CYLES N. R., SMITH R. M., 1959, The effect of comb type genotype on six metric traits in a population of meat type chicken. *Poultry Sci* 38: 826.
- KNÍŽE B., RYDLOVÁ F., DROBNÁ V., KNÍŽETOVÁ F., 1963, K otázce vztahu intenzity růstu a intenzity opeřování. *Živočišná výroba* 8: 317.
- KNÍŽE B., KNÍŽETOVÁ F., MYSLIVECKOVÁ H., 1967, Některé genetické závislosti růstu u drůbeže. *Živočišná výroba* 121: 881.
- LOWE P. C., WILSON S. P., HARRINGTON R. B., 1965, Association of some quantitative traits in chickens. *Poultry Sci* 44: 106.
- MERAT P., 1958 Plumage hermine ou sauvage relation avec la croissance en poids. *Ann. de Zootech.* 2: 123.
- , 1959, Blanc dominant et croissance en poids. *Ann. de Zootech.* 1: 49.
- , 1962, Ségrégation anormale pour les allèles crête simple et crête rose chez la poule. *Ann. Biol. Biophys.* 2: 109.
- , 1965, Effet lié au gène C de coloration de plumage de la poule domestique sur croissance en poids. *Ann. Biol. Biophys.* 5: 317.
- POTEMKOWSKA E., 1962, Genotyp barwy upierzenia a tempo wzrostu kurcząt. *SSGW. Warszawa.*
- PRODHOMME J., MERAT P., 1965, Consommation alimentaire chez des pondeuses de genotype Cc et cc issues de plusieurs familles. *Ann. Zootech.* 14: 341.
- SAEKI I., KATSURAGI T., 1961, Effect of early and late feathering gene on growth in NH. WL and their crossbreds. *Poultry Sci* 40: 612.
- SIEGEL P. B., DUDLEY D. S., 1963, Comb type behavior and body weight in chickens. *Poultry Sci* 42: 517.
- SMITH J. H., 1961, Relationship between comb type and growth rate in broiler. *Poultry Sci* 40: 1459.
- SMYTH J. R., FOX T. W., 1963, The effect of CC, Cc and cc plumage color genotypes on body weight in the fowl. *Poultry Sci* 42: 1441.
- WILLIAMS J. D., KRUEGER W. F., QUISENBERRY J. H., 1959, The effect of plumage color genes on growth in broiler. *Poultry Sci* 38: 1260.

Dr. Bohumír Kníže, CSc., Přírodovědecká fakulta KU Praha 2, Viničná 5

Z JEDNÁNÍ KOMISE ŽIVOČIŠNÉ GENETIKY PŘI EVROPSKÉM SDRUŽENÍ PRO ŽIVOČIŠNOU VÝROBU

Ve dnech 17. až 22. května 1968 se v Dublinu ve Svobodném státě irském konalo 9. studijní zasedání Evropského sdružení pro živočišnou výrobu. Jednání jednotlivých odborných komisí předcházelo zasedání subkomise pro zkoušky výkrmnosti a jatečné hodnoty prasat a dvě symposia, z nichž prvé se zabývalo metodami hodnocení jatečných zvířat, především skotu a prasat a druhé bylo věnováno praktickým otázkám chovu a zdravotního stavu hospodářských zvířat.

Komise živočišné genetiky měla za ústavu živočišné genetiky v Edinburhu, tento program: předsednictví dr. Alana Robertsona, předního pracovníka v genetice populací

1. Účinnost hodnocení plemenných býků metodou srovnání jejich dcer s vrstevnicemi

V prvním referátu se dr. O'Connor zabýval velikostí diferencí v hodnotě CC testu mezi jednotlivými býky, vztahem mezi plemennou hodnotou býků v jednotlivých generacích (dědů, otců a synů), srovnáním CC testu při přirozené plemenitbě a technické inseminaci a případnými rozdíly v hodnocení těchž býků v důsledku různého stáří jejich dcer, popř. při zvyšujícím se počtu efektivních dcer. Dr. Cunningham seznámil de-

legáty na základě rozboru laktací 15 618 krav za období 1958—62 s výsledky srovnání sedmi různých metod použitých k vyhodnocení býků působících v technické inseminaci podle užítkovosti potomstva. Bylo použito přímého průměru potomstva, srovnání vrstevnic, srovnání stájových vrstevnic, zjištění efektu plemeníka metodou nejmenších čtverců a tří variant stratifikace populace podle úrovně průměru stáda. Nejlepších výsled-

ků (kritériem byla velikost rozptylu mezi zkouškami uvnitř býků) bylo dosaženo při srovnání stájových vrstevnic. Zajímavé bylo i relativní porovnání složek variance u mléčné užitkovosti, jak vyplývá z těchto údajů:

měsíc otelení	9,9 %
pořadí laktace	17,6 %
plemenná příslušnost	5,6 %
plemeník	2,1 %
stádo	19,2 %
zbytek (chyba)	45,6 %

Doc. Šiler uvedl ve svém referátu řadu číselných údajů k dokumentaci současného stavu hodnocení býků metodou vrstevnic, zmínil se o jejich počátcích a poukázal na práce našich autorů, kteří se zabývali problematikou této metody. Uvedl hodnoty zjištěných vztahů mezi syny prověřenými CC testem a jejich otci, prověřenými stejnou metodou, dal-

ších sledovaných vztahů mezi synem a matkou a synem a otcem z hlediska produkce mléka i obsahu mléčného tuku, zabýval se možností výskytu interakce genotypu a prostředí, principy stájí prvo-telek aj.

Dopolední program byl doplněn příspěvkem Flanagan a Kellehera z Irska o chybách při zjišťování mléčné produkce za 300 dnů při používání různé dlouhých intervalů v odběru vzorků mléka. Sledované délky intervalů byly 7, 14, 30, 42, 60 a 90 dnů a přihlíželo se také k různé délce laktace, a to 151–180, 181–210, 211–240, 271–300 a přes 300 dnů. Výsledky byly ve shodě se závěry jiných autorů, tj. chyba se s délkou intervalu zvětšovala. Navíc byl sledován vliv měsíce otelení a délka laktace. Prvý činitel působil nepravidelně, zatímco s délkou laktace se úměrně zvyšovala velikost chyby.

2. Aktuality z problematiky genetického výzkumu řešené v různých zemích

Prvá část dopoledního zasedání byla věnována publikovanému přehledu o dědičných vadách a anomáliích u skotu. Shromážděním potřebných údajů byla pověřena pracovní skupina pod vedením dr. J. J. Lauvergne a z genetického oddělení hlavního francouzského živočišného ústavu v Jouy-en-Josas. V tomto přehledu je vždy uveden název příslušného dědičného defektu, plemeno, u kterého byl zjištěn, dále způsob dědičnosti, pokud je znám, diskuse ve velmi krátkém, ale hutném rozsahu a konečně příslušné literární prameny. Celkem je popsáno 226 dědičných anomálií. Značné potíže působilo odlišné pojmenování těchto defektů různými autory, takže po této stránce bude možno očekávat, že určité údaje budou chybné. Dr. Lauvergne prosil proto delegáty o další spolupráci v tomto směru. V této souvislosti by jistě bylo vítané, aby i u nás byl konečně zjištěn stav u jednotlivých druhů hospodářských zvířat v rámci výzkumu ve veterinární genetice. Přehled je doplněn rejstříkem podle tělesných orgánů a indexem plemen.

Stručný referát o dědičnosti zbarvení u ovcí chovaných na Islandě, doprovázený zdařilými barevnými snímky, přednesl dr. Adalsteinsson. Příspěvek vyvolal velmi živou diskusi o vlastním dědič-

ném základu a procesu vytváření zbarvení v obecném smyslu.

Dále vystoupil prof. Horn z Maďarska, který především zdůraznil ekonomickou stránku chovu skotu a přednesl námět v tomto smyslu. Navrhl porovnat celkově spotřebované množství krmiva u různých populací skotu s celkovou produkcí získanou příslušnou populací. Svůj návrh ilustroval řadou čísel; byla získána v maďarských podmínkách, kde byly srovnávány tři populace skotu, a to čistokrevného maďarského, dále kříženců s 25 % a kříženců s 50 % krve jersey-ského skotu. V přísně vzatém smyslu slova není však možno považovat skupinu kříženců za populaci vzhledem k její klasické definici.

Zbývajících čas byl vyhrazen skupině referátů francouzských pracovníků z ústavu v Jouy-en-Josas. C. Legault se zabýval předběžnými výsledky ze sledování dědičnosti některých znaků reprodukce u prasnic. Analýze bylo podrobeno celkem 13 ukazatelů. Pro některé z nich byly vypočteny koeficienty dědivosti a stanoveny korelace mezi nimi.

G. Ricordeau a J. Lefebvre se zabývali stanovením velikosti dosaženého genetického pokroku u skotu a dále principem speciálního postupu pro konstrukci selekčního indexu.

3. Selekcí pokusy na laboratorních zvířatech

Prvý příspěvek v tomto dopoledním zasedání přednesl dr. Roberts z Ústavu živočišné genetiky v Edinburghu,

Skotsko, který nejdříve upozornil na obecný význam modelových selekčních pokusů na laboratorních zvířatech a pak

se zaměřil na popis pokusu na myších, týkajícího se možnosti zvyšování produktivity. Prvé generace nenaznačují zatím odpověď na výhodnost či nevýhodnost použitých metod selekce.

Další stručné referáty byly věnovány teoretickým otázkám genetických korelací (McCarthy, Irsko), selekčnímu pokusu na kryších, kde šlo o snížení reaktivity vůči podávanému přípravku (dr. Vaseenius, Finsko) a dědičné proměnlivosti ve využívání krmiv a v jatečné hodnotě u dvou plemen králíků.

Poslední dva příspěvky, a to dr. Batemana z A. B. R. O. v Edinburghu, Skotsko, a dr. More O'Ferralla a Timona z Výzkumného zemědělského ústavu v Dublinu, Irsko, patřily opět selekčním pokusům na myších. Velmi zajímavý byl pokus posledně jmenovaných

autorů, kteří sledovali účinnost selekce na tělesnou váhu a růst tkání. Prozatímní výsledky tohoto velmi dobře metodicky sestaveného a dosud neukončeného pokusu naznačují, že tělesná váha je pouze mírně podmíněna dědičností (zjištěné koeficienty dědivosti pro váhu v 31 a 56 dnech činí $0,08 \pm 0,09$ a $0,25 \pm 0,11$) a v důsledku toho determinována převážně vnějšími vlivy; výsledky selekce na vyšší podíl tukové tkáně naznačují vyšší stupeň pleiotropie mezi geny kontrolujícími tukovou tkáň a geny kontrolujícími váhu těla a jiných tkání.

Uvedené referáty a diskuse potvrdily jednoznačně důležitost modelových selekčních pokusů na laboratorních zvířatech ve vztahu k problematice selekce u hospodářských zvířat.

4. Metody zkoušek potomstva v chovu ovcí

Odpolední jednání bylo zahájeno příspěvkem dr. Desvignes z Jouy-en-Josas, Francie, o současném stavu a metodách zkoušek potomstva plemenných beranů v různých zemích s přihlédnutím k uplatňování technické inseminace. Zabýval se nejdříve znaky, jež je třeba přitom sledovat, dále zvláštnostmi zkoušek potomstva u ovcí na rozdíl od ostatních druhů hospodářských zvířat a pak přikročil k vlastním metodám zkoušek. Zde se zabýval jednak metodou staničení, jednak principem zkoušek v terénu.

Dr. More O'Farrell z Irska pak referoval o novém systému kontroly užítkovosti v chovu ovcí používaným ve všech plemenných chovech ovcí v Irsku

a vysvětlil způsob zaznamenávání jednotlivých údajů na příslušných tiskopisech.

V diskusi vystoupil dr. Adalsteinsson z Islandu, který poukázal na připravovaný projekt strojně početního zpracování výsledků kontroly v jejich zemi.

Závěrem je možno konstatovat, že zasedání komise živočišné genetiky celým průběhem svého jednání zřetelně signalizovalo nezbytnost dalšího rozvoje genetiky a zejména pak konkrétní aplikace jejích poznatků v plemenářské praxi. Ukázalo také nutnost hlubší spolupráce výzkumných pracovníků s pracovníky plemenářské a zootechnické služby.

Doc. ing. Rudolf Šiler, CSc., Ústřední výzkumný ústav živočišné výroby, Uhřetěves

Podepsáno k tisku dne 3. 3. 1969

Koželuha V.: Genetika a živočišná výroba	85
Petrovský E., Mácha J., Soutorová J.: Využití imunogenetických znaků k analýze populací slepic	87
Gavalier M.: Příspěvek ke studiu korelací mezi erytrocytárními antigeny a některými ukazateli výkrmnosti a ja- tečné hodnoty prasat	93
Šiler R., Pavlík J.: Příspěvek k chápání heterózního efektu v živočišné výrobě	99
Fiedler J., Šiler R., Pavlík J.: Genetická charakte- ristika početnosti vrhu u cornwallských prasat chovaných v českých krajích	109
Gavora J., Drobná V., Staško J.: Dynamika působení genotypu a prostředí na premenlivost živej váhy husí do veku 10 týždňov	117
Nedělová S., Vondráček J.: Koeficienty dědivosti množství mléka, obsahu tuku a bílkovin v mléce a analýze rozptylu dvojného třídění u červeného a červenostrakatého dánského skotu	127
Malík J.: Vplyv použitej príbuzenskej plemenitby na se- lekciu jahniat plemena merino	139
Zelník J., Granát J., Terlanday L.: Výskyt ango- rizmu a žltosfarbeného tuku u králíka českého albína	143

Aktuality

Kníže B.: Možnosti využití alternativních znaků při šlechtění drůbeže	147
Šiler R.: Z jednání komise živočišné genetiky při Evrop- ském sdružení pro živočišnou výrobu	150

СОДЕРЖАНИЕ

Кожелуга В.: Генетика и животноводство (Ч/85). — Петровски Е., Маха Й., Соуторова Й.: Применение иммуногенетических признаков для анализа популяции кур (92). — Гавалиер М.: К вопросу изучения корреляции между эритроцитарными антигенами и некоторыми показателями способности к откорму и боенской ценности свиней (96). — Шилер Р., Павлик Я.: К вопросу понижения гетерозисного эффекта в животноводстве (105). — Фидлер Я., Шилер Р., Павлик Я.: Генетическая характеристика числа поросят в помёте у свиней породы корнвалл, разводимых в чешских и моравских областях (115). — Гавора Я., Дробна В., Сташко Й.: Динамика действия генотипов и среды на изменчивость живого веса гусей до 10-недельного возраста (124). — Неделова С., Вондрачек Й.: Коэффициенты наследуемости количества молока, содержания жира и белков в молоке, а также анализ дисперсии двойной классификации у красного и черно-пестрого датского крупного рогатого скота (136). — Малик Я.: Влияние родственного племенного разведения на селекцию ягнят породы меринос (142). — Зелник Я., Гранат Я., Терландай Л.: Появление ангоризма и желтоокрашенного жира у кролика чешского альбиноса (146). — Книже В.: Возможности использования альтернативных признаков при селекции домашней птицы (Ч/147). — Шилер Р.: Из работы комиссии по генетике животных при Европейском объединении по животноводству (Ч/150).

CONTENT

Koželuha V.: Genetics and Livestock Production (Cz/85). — Petrovský E., Mácha J., Soutorová J.: Application of Immunogenic Characters in the Analysis of Hen Populations (92). — Gavalier M.: On the Study of the Correlations between Erythrocytic Antigens and Certain Indices of the Fattening Capacity and Carcass value of Pigs (97). — Šiler R., Pavlík J.: On the Conception of the Heterotic Effect in Livestock Production (107). — Fiedler J., Šiler R., Pavlík J.: The Genetic Characteristic of the Litter Size of Large Black (Cornwall) Pigs Bred in Bohemia (115). — Gavora J., Drobná V., Staško J.: The Dynamic of the Effect of the Genotype and of the Environment on the Variability of the Body Weight of Geese up to the Age of 10

Weeks (124). — Nedělová S., Vondráček J.: The Coefficients of Heritability of Quantity of milk, of Fat Content, and of Proteins in Milk, and Analysis of Variance of Dual Classification in Red and in Black-Pied Danish Cattle (136). — Malík J.: The Influence of the Applied Inbreeding on the Selections of Lambs of the Merino Breed (142). — Zelník J., Granát J., Terlanday L.: The Occurrence of Angorism and of Yellow Fat in the Bohemian Albino Rabbit (146). — Kníže B.: The Possibilities of the Utilization of Alternative Characters in Poultry Breeding (Cz/147). — Šiler R.: From the Meeting of the Commission for Animal Genetics of the European Livestock Production Association (150).

INHALT

Koželuha V.: Genetik und tierische Produktion (Tch/85). — Petrovský E., Mácha J., Soutorová J.: Ausnützung der immunogenetischen Merkmale bei der Analyse von Hennenpopulationen (92). — Gavalier M.: Beitrag zum Studium der Korrelationen zwischen den erythrozytären Antigenen und einigen Kennwerten der Mastfähigkeit und des Schlachtwertes von Schweinen (97). — Šiler R., Pavlík J.: Beitrag zur Auffassung des Heterosis-Effektes in der tierischen Produktion (107). — Fiedler J., Šiler R., Pavlík J.: Genetische Charakteristik der Wurfgröße bei in den böhmischen Ländern gezüchteten Cornwallschweinen (116). — Gavora J., Drobná V., Staško J.: Dynamik der Wirkung des Genotyps und des Milieus auf die Variabilität des Lebendgewichtes von Gänsen im Alter bis 10 Wochen (125). — Nedělová S., Vondráček J.: Vererbungskoeffizienten der Milchmenge des MilCHFett- und Milcheiweißgehaltes und Varianzanalyse der doppelten Klassifizierung beim roten und schwarzbunten Dänischen Rind (137). — Malík J.: Einfluß der benützten Inzucht auf die Selektion von Lämmern der Merinorasse (142). — Zelník J., Granát J., Terlanday L.: Vorkommen des Angorismus und gelbfarbigen Fettes bei Böhmischem Albino-Kaninchen (res. E/146). — Kníže B.: Möglichkeiten der Ausnützung von alternativen Merkmalen bei der Geflügelzucht (Tch/148). — Šiler R.: Aus der Verhandlung der Kommission für tierische Genetik bei der Europäischen Vereinigung für tierische Produktion (Tch/150).

TABLE DES MATIÈRES

Koželuha V.: Génétique et production animale (Tch/85). — Petrovský E., Mácha J., Soutorová J.: Emploi des caractères immunogénétiques à l'analyse des populations de poules (res. An/92, Al/92). — Gavalier M.: Contribution à l'étude des corrélations entre les antigènes érythrocytaires et certains indicateurs d'engraissement et de valeur bouchère des porcs (res. An/97, Al/97). — Šiler R., Pavlík J.: Contribution à la compréhension de l'effet d'hétérosis dans la production animale (res. An/107, Al/107). — Fiedler J., Šiler R., Pavlík J.: Caractéristique génétique concernant le nombre de porcelets des portées des truies de la race Cornwall, élevées dans les régions tchèques (res. An/115, Al/116). — Gavora J., Drobná V., Staško J.: Dynamique de l'action du génotype et du milieu sur la variabilité du poids vif des oies ne dépassant l'âge de dix semaines (res. An/124, Al/125). — Nedělová S., Vondráček J.: Coefficients d'hérédité relatifs au volume de lait, à la teneur en graisse et en matières albuminoïdes dans le lait et analyse de variance du classement double des bovins danois de la race rouge et de la race pie-noire (res. An/136, Al/137). — Malík J.: Influence de l'utilisation de la reproduction consanguine sur la sélection des agneaux de la race mérinos (res. An/142, Al/142). — Zelník J., Granát J., Terlanday: Apparition de l'angorisme et de la graisse colorée en jaune chez le lapin albinos tchèque (res. An/146). — Kníže B.: Possibilités d'utilisation des caractères alternatifs dans la sélection de la volaille (Tch/148). — Šiler R.: Extraits des délibérations ayant lieu dans la commission de génétique animale auprès de l'Association européenne pour la production animale (Tch/150).

Rozšiřuje Poštovní novinová služba. Objednávky a předplatné přijímá PNS - ústřední expedice tisku, administrace odborného tisku, Jindřišská ulice 14, Praha 1. Lze též objednat u každé pošty i poštovního doručovatele. Objednávky do zahraničí vyřizuje PNS - ústřední expedice tisku, oddělení vývozu tisku, Jindřišská 14, Praha 1. Vytiskl MÍR, novinářské závody, n. p., závod 6, Legerova 22, Praha 2.