

VĚDECKÝ ČASOPIS

ŽIVOČIŠNÁ VÝROBA

12

ROČNÍK 11 (XXXIX)
PRAHA,
PROSINEC 1966
CENA 10 Kčs

ÚSTAV
VĚDECKOTECHNICKÝCH
INFORMACÍ MZLH

Řídí redakční rada

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

© Ústav vědeckotechnických informací MZLH, Praha 1966

■

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

■

Научный журнал ЖИВОЧИШНА ВЪРОБА публикует обзоры, анализы и научные статьи о разрешенных заданиях по научному исследованию в области животноводства. Издает Институт научно-технической информации Министерства сельского и лесного хозяйства. 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 of the Ministry of Agriculture and Forestry Management. 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 des Ministeriums für Land- und Forstwirtschaft. 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 du Ministère de l'agriculture et des forêts. Paraît une fois par mois. Rédaction Prague 2, Slezská 7.

VYUŽITÍ MODERNÍ VÝPOČETNÍ TECHNIKY A SAMOČINNÝCH POČÍTAČŮ V ŽIVOČISNÉ VÝROBĚ

Francis Galton:

The man who does not know mathematics he does not know his own ignorance — but what is worse he does not know how to improve it.

Nyní se všeobecně zdůrazňuje společenské poslání vědy jako základu vědeckotechnické revoluce, která umožňuje měnit principiálně výrobní procesy a zvyšovat produktivitu práce zaváděním nové výrobní techniky, založené na aplikaci nových výsledků vědeckých bádání. Věda se tak stala kompasem, jehož je třeba se držet, chceme-li jít s jistotou kupředu.

V poslední době jsme svědky všestranného pronikání tzv. exaktních matematických a fyzikálních metod též do vědeckého zemědělského výzkumu. Zemědělská věda nabývá tím novou tvář i formu a dostává i nového společného jmenovatele, jímž je zvýšení úrovně vědecké práce. Vědecká úroveň výzkumných prací v zemědělství není ovšem dána tím, že by se snad řešily exkluzivní teoretické otázky, nýbrž je dána hlubokým teoretickým přístupem při řešení i zcela prostých otázek, jež jsou však životně důležité pro další vzestup socialistické zemědělské výroby.

Lze říci, že výsledky zemědělské výroby na jedné straně a rozvoj zemědělské vědy na straně druhé jsou, názorně řečeno, spojitými nádobami. Stoupá-li úroveň vědeckých výzkumů v zemědělství, stoupají tím též výsledky zemědělské výroby. Na druhé straně progresivní zemědělská výroba pro svůj další vzestup vyžaduje od vědeckého zemědělského výzkumu řešení důležitých otázek.

Zemědělskou výrobu a to zejména její vztah k výsledkům vědeckého výzkumu lze srovnat s pantografem, tj. s přístrojem, s jehož pomocí se zvětšují malé detaily do velkých rozměrů. Správné závěry z výsledků experimentů, konaných zpravidla pouze v omezeném měřítku, znamenají při jejich použití v zemědělské velkovýrobě velký přínos. Naproti tomu nesprávné závěry z výsledků pokusů při jejich všestranném zavedení do zemědělské velkovýroby znamenají nesmírné hospodářské ztráty. Pro posouzení správnosti či nesprávnosti závěrů činěných z výsledků pokusů před jejich zavedením do zemědělské velkovýroby slouží nám moderní matematické metody, bez nichž se již v zemědělském výzkumu neobejdeme a ani nemůžeme obejít.

Požadavek všestranného zavedení matematických metod též do zemědělského výzkumu má své hluboké příčiny a plně oprávnění. Vždyť právě matematické patří přední místo při ovládnutí sil přírody, při jejich podřizování člověku a při jejich usměrňování tak, aby nejlépe sloužily člověku. Matematika dává nám možnosti sestavit vhodné matematické modely, které jsou zjednodušeným popisem zkoumané skutečnosti odrážejícím jen její nejdůležitější vlastnosti. Pomocí vhodných matematických modelů lze nejen zjistit vzájemné působení mnoha činitelů, ale lze též předvídat v základních rysech průběhy dalšího vývoje zkoumaných jevů a procesů.

Ještě důležitější je to, že můžeme ovlivnit další průběh jevů a procesů pomocí vhodných zásahů tak, aby jejich rezultující výsledek nejlépe splňoval naše požadavky. V matematickém modelu můžeme měnit jednotlivé parametry a tak předvídat účinky různých opatření a rozhodnutí. Jinými slovy: matematické modely umožňují

nám experimentovat a zkoušet účinky různých rozhodnutí. Jejich zvláště důležitý význam je však v tom, že umožňuje z různých variant možného rozhodnutí vybrat řešení optimální, tj. takové, které je v dané situaci nejvhodnější.

Použití matematických metod a moderní výpočetní techniky nejen v zemědělské vědě, ale též přímo v zemědělské praxi, se již stalo i u nás objektivní nutností, vycházející z požadavků a potřeb našeho současného života. Je to dáno jednak technickým pokrokem, především epochálním vynálezem samočinných počítačů, které vytvářejí zcela nové možnosti pro řešení i velmi složitých, donedávna nezvládnutelných problémů. Je to dáno také povahou naší socialistické společnosti, která je založena na vědomém využívání poznáných zákonů, a to jak zákonů přírody, tak i zákonů společnosti. A právě matematika a její metody nám umožňují poznávat nejrozličnější zákonitosti přesněji a hlouběji. To nám pak umožňuje na základě získaných poznatků lépe a účinněji zasahovat do složitého chodu zemědělské výroby.

Není nezájímavé, že je to právě matematika, která tvoří společného jmenovatele pro různé obory zemědělského výzkumu. Tato skutečnost má své hluboké příčiny.

Již při jiné příležitosti jsem uvedl některé skutečnosti, které nejsou u nás obecně známy, že totiž kolébkou základních metod matematické statistiky nebyla katedra matematiky na universitě, nýbrž zemědělské výzkumnictví.

Především je skutečností, že teorie náhodných výběrů o malém rozsahu vznikla z potřeb zemědělského výzkumnictví, kde nelze z hospodářských důvodů konat pokusy, při nichž každá z pokusných variant je mnohokrát opakována. Základy k této teorii položil William S. Gosset (1876—1937), který byl sládkem a ředitelem pivovaru Messrs. Guinness v Dublině. Tento pracovník konal srovnávací pokusy s pivovarským ječmenem na pokusných plochách v Severním Irsku. Zjistil k svému velkému překvapení, že výběrové průměry u náhodných výběrů s malým rozsahem (s malým počtem opakování jednotlivých pokusných variant) nevykazují normální rozdělení, jak se očekávalo, nýbrž zcela jiné rozdělení pravděpodobnosti. Ve své práci: *The Probable Error of Mean* (uveřejněné pod pseudonymem Student v časopisu *Biometrika*, Vol. VI (1908), p. 1—25) W. S. Gosset podal výklad teorie náhodných výběrů o malém rozsahu, kterou vypracoval. Odvodil též příslušnou funkci pro vyjádření rozdělení hustoty pravděpodobnosti náhodné proměnné t . Jim navržená funkce rozdělení je nazývána v matematické statistice jako funkce Studentova rozdělení náhodné proměnné t . Je tak nazývána z toho důvodu, že byla prvně podána v práci, uveřejněné pod pseudonymem Student. Její autor W. S. Gosset se totiž obával, že jeho práce nebude přijata příznivě od odborníků, a že jeho osoba by se mohla stát terčem ostrých kritik. Nicméně se ukázalo, že poznatek W. S. Gosseta má zcela mimořádný význam pro teorii matematické statistiky.

Poznamenávám, že exaktní důkaz správnosti poznatků zjištěných W. S. Gossetem byl podán prof. Ronaldem A. Fisherem v práci „*Frequency Distribution of the Values of the Correlation Coefficients in Sample from Indefinitely Large Population*“ (*Biometrika*, Vol. X, [1915], p. 507—521). Důkaz správnosti poznatků W. S. Gosseta byl zde podán pomocí geometrického zdůvodnění. Těž pracovník v další své práci „*Application of Student's Distribution*“ (*Metron*, Vol. 5, [1925], No. 3, p. 90—109) podal zdůvodnění významu Studentova rozdělení pravděpodobnosti náhodné proměnné t pro statistické hodnocení experimentálních výsledků v zemědělském výzkumnictví.

Mimořádně významným přínosem k rozvoji teorie matematických a statistických metod byly další práce již zde zmíněného prof. R. A. Fishera. Tento vynikající anglický vědec se proslavil zejména svou průkopnickou a mimořádně záslužnou prací, kterou vykonal jednak v oboru teorie matematické statistiky, jednak v oboru matematické populační genetiky. Dnes již zesnulý prof. R. A. Fisher působil po mnoho let v Galtonově laboratoři na University College v Londýně a to jako profesor eugeniky (tedy nikoli jako profesor matematické statistiky). Před příchodem do Galtonovy laboratoře pracoval delší dobu v Rothamsted Agricultural Experimental Station (v Rothamstedské zemědělské výzkumné stanici) v Harpendenu (v hrabství Herts. poblíž Londýna). Tato zemědělská výzkumná stanice je, jak známo, nejstarším zemědělským výzkumným pracovištěm na světě.

Prof. R. A. Fisher v době svého působení v uvedené zemědělské výzkumné stanici měl všechny možnosti seznámit se s cízkami i potřebami vědeckého zemědělského výzkumu. Tato jeho úzká spolupráce s ostatními pracovníky v zemědělském výzkumu se ukázala jako velmi významná pro všechny jeho další práce.

Z nejznámějších teoretických poznatků prof. R. A. Fishera je zejména analýza rozptylu, kterou podrobně rozpracoval. K vypracování teorie analýzy rozptylu prof. R. A. Fisher byl veden praktickými potřebami zemědělského výzkumnictví, kde, jak známo, je nutno přihlížet k nesterilnosti půdy pokusných polí. S rozvojem vědy a techniky přerostly matematické a statistické metody již dávno rámec, v němž vznikly, a ze zemědělského výzkumnictví se dostaly do nejrůznějších oborů výzkumu. To platí nejen o analýze rozptylu, jejíž vznik má přímo kořeny v zemědělském výzkumu, ale též i o všech dalších matematických a statistických metodách, odvozených a navržených později, u nichž vždy jsou zřetelně poznatelné jisté souvislosti se zemědělským výzkumem. Přínos vědeckých prací prof. R. A. Fishera pro rozvoj teorie matematických a statistických metod je toho přesvědčujícím svědectvím.

Prof. R. A. Fisher je autorem velkého počtu významných vědeckých prací. Z jeho knih se uvádějí zejména tyto knihy: *Statistical Methods for Research Workers* (Oliver and Boyd, 1925), *The Genetical Theory of Natural Selection* (Oxford University Press, 1930), *The Design of Experiments* (Oliver and Boyd, 1935), *The Theory of Inbreeding* (Oliver and Boyd), *Statistical Tables for Biological, Agricultural and Medical Research* (dílo napsané společně s Frankem Yatesem, který se stal jeho nástupcem ve statistické laboratoři v již uvedené Rothamstedské zemědělské výzkumné stanici v Harpendenu — Oliver and Boyd, 1938).

Prof. R. A. Fisher podstatnou měrou přispěl nejen k rozvoji teorie matematické statistiky, ale též přispěl k rozvoji matematické populační genetiky, jejímž byl nejvýznamnějším představitelem.

Velkým přínosem prof. R. A. Fishera pro rozvoj matematické populační genetiky je zejména jeho poznatek o aditivitě rozptylu. Prof. R. A. Fisher na základě tohoto poznatku dospěl k velmi významnému objevu, že totiž fenotypový rozptyl uvažovaného kvantitativního znaku — vyjadřující fenotypovou variabilitu — lze vyjádřit jako součet genotypového rozptylu podmíněného dědičnými faktory a rozptylu, vyjadřujícího vliv prostředí. Prof. R. A. Fisher též prokázal, že každá z uvedených složek se dá rozdělit na dílčí složky. Tak například genotypový rozptyl lze rozdělit na rozptyl vyjadřující aditivní účinky genů, na rozptyl vyjadřující dominanci, na rozptyl vyjadřující interakci. Podobně rozptyl podmíněný prostředím lze rozdělit na složku ovlivněnou trvale a na složku ovlivněnou pouze dočasně působícími vlivy prostředí.

Prof. R. A. Fisher v době svého působení v Galtonově laboratoři na University College v Londýně a též později, kdy se stal profesorem na universitě v Oxfordu, učinil ještě řadu dalších významných objevů v oboru matematické populační genetiky. Velmi cennými jsou zejména jeho poznatky, týkající se teorie selekce.

Poznamenávám, že za zakladatele matematické populační genetiky se považuje Francis Galton (1822—1911), který na návrh svého bratrance známého přírodovědce Charlese R. Darwina (1809—1882) se zabýval studiem závislosti délky těla synů na délce těla jejich otců. Pro vyjádření této závislosti použil jako matematického modelu rovnice přímky, kterou nazval regresní přímkou a závislost samotnou nazval regresi. Francis Galton studoval regresní závislost též u řady dalších kvantitativních znaků. Výsledky svých studií uveřejnil v práci „Correlations and their measurement, chiefly from anthropological data“ (Proc. Roy. Soc. London, Vol. 45, 1869, No. 274, p. 135—145).

V této práci F. Galton použil jako míry pro vyjádření těsnosti vztahu koeficientu korelace, a to jako první ze všech badatelů. Pro úplnost uvádím, že matematické vyjádření koeficientu korelace pochází od francouzského matematika A. Bravaisa, který jej definoval ve své práci „Analyse mathématique — Sur les probabilités des erreurs de situation d'un point“ (Mem. Acad. Roy. Sci. Inst. France, Sci. Math. et Phys., 1846, T. 9, str. 255—332).

Pojmy regrese, regresní závislost, regresní přímka a koeficient korelace, které jsou nyní běžné v teorii matematické statistiky a v aplikacích jejich metod v různých oborech výzkumu, mají tudíž svůj původ v biometrických pracích Francise Galtona. Tato skutečnost není však obecně známa.

Francis Galton na základě pozorování učiněných na velkém počtu případů dospěl k některým konkrétním poznatkům o dědičnosti. Tyto jeho poznatky jsou označovány jako Galtonova pravidla. Jsou dvě: 1. pravidlo o filiální regresi (Law of Filial Regression), 2. pravidlo o dědičném podílu předků (Law of Ancestral Heredity). Výsledky prací Francise Galtona vedly k tomu, že platnost zákonů dědičnosti objevených v roce 1865 Gregorem Mendelem (1822—1884) byla popírána.

Mezi nejvýznamnější odpůrce patřil představitel anglické biometrické školy Karl Pearson, který hájil statistickou koncepci Galtonovu a jeho pravidla filiální regrese a dědičného podílu předků.

Rozhodujícím přínosem v tomto sporu byl pozoruhodný objev G. H. Hardyho, profesora matematiky na universitě v Cambridge, který dokázal v roce 1908, že Mendelovy zákony dědičnosti platí též v populacích. Stejný objev byl učiněn, a to též v r. 1908, německým badatelem W. Weinbergem. Proto zákon, který překlenul rozpor mezi Galtonovou koncepcí dědičnosti a Mendelovými zákony, objevený současně a nezávisle G. H. Hardym a W. Weinbergem, se nazývá zákonem Hardyho-Weinberga.

Z podnětu F. Galtona bylo zřízeno na University College v Londýně speciální pracoviště, později nazvané Galtonovou laboratoří. Prvním vedoucím pracovníkem Galtonovy laboratoře se stal již zmíněný Karl Pearson, který původně byl profesorem mechaniky na téže universitě. K. Pearson, jak známo, zavedl do matematické statistiky pojem statistických momentů — tyto pojmy byly převzaty z mechaniky. Po úmrtí K. Pearsona Galtonova laboratoř byla rozdělena na dvě oddělení. Vedoucím oddělení matematické statistiky se stal prof. Egon Pearson, kdežto vedoucím oddělení matematické populační genetiky se stal prof. R. A. Fisher.

Pro úplnost poznamenávám, že jsem pracoval po tři roky během druhé světové války v Galtonově laboratoři pod vedením prof. R. A. Fishera. Též není nezájemné, že jsem jedním ze 14 zakládajících členů vědecké společnosti The Biometric Society, jež byla založena v r. 1947, a že již v r. 1936 byl jsem zvolen členem Royal Statistical Society v Londýně (založené v r. 1834). V CSSR jsem byl prvním a dosud jsem jediným vysokoškolským profesorem pro vědní obor biometrickou a matematickou populační genetikou (jmenován v r. 1948).

Velmi významné práce v oboru matematické populační genetiky byly vykonány též řadou dalších pracovníků. Z těchto pracovníků přední místo patří zejména prof. J. B. S. Haldanovi, profesoru biometricky na University College v Londýně. Tento nyní již zesnulý badatel je známý svými pracemi v oboru teorie selekce. Z dalších pracovníků je dlužno uvést prof. Kennetha Mathera, profesora matematické populační genetiky na universitě v Southamptonu, jehož koncepce polygenové dědičnosti kvantitativních znaků je nyní všeobecně uznávána jako správná.

Velkým přínosem pro rozvoj matematické populační genetiky byly dále vědecké práce prof. Sewalla Wrighta, profesora zoologie na universitě v Chicagu. Tento pracovník vypracoval v r. 1921 teorii spojových koeficientů (zvaných též stopovými koeficienty — Path Coefficients).

V r. 1949 prof. Jay L. Lush, profesor plemenářství na State University of Science and Technology v Ames (stát Iowa v USA) navázal úspěšně na poznatky prof. R. A. Fishera a prof. S. Wrighta a zavedl důležitý pojem tzv. koeficientu dědičnosti (heritability) — který je vyjádřen jako poměr genotypového rozptylu k celkovému (tj. fenotypovému) rozptylu. Ukázalo se, že tato veličina je vlastně klíčovou veličinou, charakterizující dědičnost uvažovaného kvantitativního znaku populace. Též se ukázalo, že tato veličina — spolu s některými dalšími genetickými parametry populace, jako je např. koeficient spoludědičnosti (koheritability) — má základní význam v teorii selekce.

Z dalších významných pracovníků v oboru matematické populační genetiky, kteří mají zásluhu zejména o použití poznatků této teorie v plemenářství, je třeba uvést zejména tyto pracovníky: prof. Henry Louise Le Roy, profesora biometricky a populační genetiky na zemědělské fakultě na Vysoké škole technické v Zürichu; prof. Oscara Kempthorna, profesora Statistické laboratoře na Vysoké škole zemědělské v Ames, USA; prof. I. Johannsona, profesora na Royal Agricultural College v Upsale (Švédsko); prof. F. Pirchnera, profesora na Vysoké škole zemědělské ve Vídni, prof. I. M. Lerner, profesora na University of California v Berkeley v USA a prof. Arthura Horna.

Metody matematické populační genetiky a to zejména ve spojení s moderní výpočetní technikou, jež je založena na všestranném využití samočinných počítačů, dávají pracovníkům v plemenářství hospodářských zvířat velké možnosti. Tyto možnosti lze popř. srovnat s možnostmi, které má k dispozici organický chemik provádějící syntézu nových sloučenin. Při takové syntéze se postupuje nikoli náhodně, nýbrž cílevědomě a to tak, aby syntéza vedla k vytyčenému cíli. Vlastnosti syntetizované sloučeniny lze určit ještě dříve než se přistoupí k syntéze, a to na základě

vlastností výchozích látek, jichž se použije při syntéze. Podobně pracovník v plemenitbě hospodářských zvířat při křížení jedinců dvou výchozích plemen může již napřed odhadnout, jaký bude výsledek takového křížení. Jsou-li totiž známé genetické parametry jednotlivých kvantitativních znaků výchozích plemen, lze pak poměrně bezpečně odhadnout, jaký bude výsledek křížení. Je proto pochopitelné, že metodám matematické populační genetiky, a to zejména ve spojení s využitím možnosti, které nyní poskytují samočinné počítače, se věnuje prvořadá pozornost.

Není nezajímavé zde uvést, že do matematické populační genetiky jsou přinášena v poslední době nová hlediska a nové poznatky některými hraničními vědami, z nichž nejdůležitější je kybernetika, tj. věda o přenosu a zpracování informací a řízení v živých organismech a strojích.

Zakladatelem této nové vědní disciplíny - spojující poznatky matematiky a fyziky s poznatky biologie - je Norbert Wiener. Jeho kniha „Cybernetics or Control and Communication in the Animal and the Machine“ (John Wiley, New York 1948) dala vznik významné vědě sjednocující poznatky řady vědních oborů.

V pojmech kybernetiky za základní články vývojového procesu lze považovat tyto procesy: a) přenos genetických informací od jedné generace k druhé generaci. Tyto informace jsou předávány na molekulární úrovni kódem o čtyřech symbolech (tj. prostřednictvím čtyř zásad obsažených v molekule kyseliny desoxyribonukleové). Základní elementy genetických informací jsou geny — podle dnešních názorů geny odpovídají určitým úsekům řetězce molekuly kyseliny desoxyribonukleové, jež jsou nazvány cistrony, b) zpracování přijatých genetických informací při rozvoji jedince — manifestace genotypu ve fenotyp v závislosti na vnějších faktorech, c) předávání informací od fenotypu ke genotypu pomocí kanálu zpětné vazby, d) kontrola předávání genetických informací pomocí uzavřeného okruhu.

V pojmech kybernetiky fenotyp lze považovat za informaci předávanou „černou krabicí“ (black box) Norberta Wienera. Nás ovšem zajímá znát vnitřní strukturu černé krabice a též chceme vědět, jaké procesy probíhají uvnitř krabice. Zejména chceme vědět, jaké informace — v tomto případě genetické — přicházejí do černé krabice a jak jsou v ní zpracovány spolu s informacemi, které do černé krabice přicházejí z okolního prostředí.

Postupujeme tak, že nejdříve sestojíme vhodný matematický model, který je zjednodušeným popisem zkoumané skutečnosti odrážejícím jen její nejdůležitější vlastnosti — tj. dědičnosti uvažovaných kvantitativních znaků a jejich vývojových změn. Pomocí těchto modelů lze též vyslovit hypotézy o vzájemných vztazích, které existují mezi jednotlivými znaky. Jinými slovy: matematický model je obrazem naší hypotézy, kterou vyslovíme, o tom, jakým způsobem jsou přenášeny jednotlivé znaky z rodičovské generace na potomstvo.

Naším úkolem je pak dokázat správnost vyslovené hypotézy nebo naopak ji zamítnout jako nesprávnou a to na základě údajů, zjištěných experimentálně. Protože ve většině případů jde o velmi rozsáhlý experimentální materiál, neocenitelnou pomoc při jeho zpracování poskytují samočinné počítače. Bez pomoci těchto strojů by bylo prakticky vůbec nemyslitelné vyřešit mnohé velmi náročné úkoly.

Tak např. prof. O. Kempthornovi (Statistical Laboratory, Iowa State University of Science and Technology, Ames, Iowa, USA) se podařilo zjistit na základě podrobné genetické analýzy konané pomocí samočinného počítače, že doживost je podmíněna asi 200 lokusy, z nichž 4 lokusy jsou rozhodujícími. K této analýze bylo použito samočinného počítače typu IBM 650. Pro tento počítač byly vypracovány programy, které slouží pro plemenářské účely — pomocí těchto programů lze velmi rychle analyzovat výkonnost v jednotlivých chovech. Použití těchto programů je založeno na metodě zvané metodou Monte Carlo, jež umožňuje zjišťovat statistické rozdělení genotypových korelačních koeficientů.

Samočinné počítače spolu s moderní výpočetní technikou se staly již zcela nepostradatelné při řešení všech důležitých otázek v plemenitbě hospodářských zvířat. Pomocí těchto počítačů lze zpracovat velmi rozsáhlé údaje a určit hodnoty všech genetických parametrů populací, které mají význam pro cílevědomou plemenitbu. Zjištěných hodnot koeficientů dědivosti a koeficientů genetické korelace se pak s úspěchem používá vedle fenotypových hodnot ke konstrukci selekčních indexů, které zahrnují v sobě vyhodnocení nejdůležitějších užitkových vlastností.

Použití samočinných počítačů v živočišné výrobě není však omezeno jen na plemenářské otázky. Tyto důmyslné stroje pomáhají pracovníkům řešit i četné jiné otázky, jež rovněž mají význam pro živočišnou výrobu.

Velkou oblastí použití samočinných počítačů v živočišné výrobě je též oblast lineárního programování.

Velký rozvoj teorie lineárního programování, k němuž došlo v poslední době, je dán širokými možnostmi použití této teorie při řešení nejružnějších otázek, zejména ekonomických.

Lineární programování je analytická metoda, která slouží k vyhledání takové varianty, která je ze všech možných variant při daných technologických podmínkách nejvýhodnější. Nejvýhodnější varianta je obvykle nazývána optimálním řešením. Nyní již existuje několik metod pro zjišťování optimálního řešení. Jednou z nejrozšířenějších a velmi užitečných metod je tzv. metoda simplexová, vypracovaná a navržená George B. Dantzigem v r. 1947, který též vypracoval matematickou teorii lineárního programování.

Simplexová metoda byla sice vypracována pro účely válečného letectva (George B. Dantzig a jeho spolupracovníci a též spoluautoři této metody byli v té době zaměstnanci U. S. Department of the Air Force), avšak záhy došlo k jejímu všestrannému použití při řešení nejružnějších problémů.

Je zajímavé, že ještě před vypracováním simplexové metody, bylo lineárního programování použito v zemědělství. Jednou z prvních prací, kde bylo s úspěchem použito metody lineárního programování, je práce G. J. Stiglera „The Cost of Substance“ (Journal of Farm Economics, Vol. 27, 1945). V této práci je podána teorie lineárního programování se zřetelem k zjištění optimálního složení krmných směsí.

K zcela mimořádnému rozvoji použití lineárního programování při řešení nejružnějších problémů došlo zejména po tom, kdy pro tyto účely bylo s úspěchem použito samočinných počítačů. První úspěšné vyřešení problému lineárního programování za použití samočinného počítače bylo provedeno v lednu 1952 v National Bureau of Standards na matematickém stroji typu SEAC. Od této doby byl vypracován algoritmus simplexové metody i různých obměn této metody pro všechny další typy samočinných počítačů. Nyní samočinné počítače jsou nezbytnou a samozřejmou základnou všestranného použití lineárního programování při řešení nejružnějších otázek, z nichž některé mají zásadní význam pro další zvyšování živočišné výroby. Též i v ČSSR pomoci metody lineárního programování byly již vyřešeny některé důležité otázky, týkající se živočišné výroby. Podrobnosti jsou obecně známe a proto je zde neuvádím. Výsledky, jichž bylo již dosaženo pomocí metody lineárního programování za použití samočinných počítačů v zahraničí a též i v ČSSR, jsou přesvědčujícím svědectvím o tom, že samočinné počítače jsou již zcela nepostradatelné rovněž pro živočišnou výrobu.

Pomocí samočinných počítačů lze řešit nejen úlohy lineárního programování, ale též řadu dalších, neméně významných úloh. Mezi tyto další úlohy patří zejména úlohy nelineárního programování — včetně stochastického programování, dále úlohy regresní a korelační analýzy, úlohy analýzy rozptylu a analýzy kovariance, úlohy faktorové analýzy, úlohy spojené s vypracováním modelů tzv. hromadné obsluhy (s použitím teorie front), úlohy týkající se operační spolehlivosti a některé další úlohy. Všechny tyto úlohy mají bezprostřední význam též pro živočišnou výrobu.

V závěru lze říci, že moderní výpočetní technika a samočinné počítače se staly nezbytnými a zcela nepostradatelnými též v živočišné výrobě, stejně jako tomu je v jiných oborech. Snad mají v živočišné výrobě ještě větší význam než je tomu v jiných oborech a to proto, že právě v živočišné výrobě se vyskytují velmi složité, donedávna nezvládnutelné problémy. Platí to především o problémech, které jsou velmi důležité zejména pro plemenářství, a které dříve bez použití samočinných počítačů nebylo možno vyřešit.

Dnes matematické modely, moderní výpočetní technika a použití samočinných počítačů mají postaveno na zelenou i v zemědělství ČSSR. Též již byl nalezen — obrazně řečeno — algoritmus řešení, tj. bylo již učiněno opatření, aby moderní výpočetní technika spolu se samočinnými počítači sloužily též zemědělství.

Je třeba uvítat, že redakční rada vědeckého časopisu ŽIVOČIŠNÁ VÝROBA, vydávaného Ústavem vědeckotechnických informací MZLH, se rozhodla vydat speciální číslo věnované aplikacím matematických metod v živočišné výrobě. Práce uveřejněné v tomto čísle jsou svědectvím, že též i v ČSSR je již všestranně používáno matematických metod při řešení různých otázek, týkajících se živočišné výroby. Tyto práce též ukazují směr, jehož je třeba se držet, chceme-li jít s jistotou kupředu i v živočišné výrobě.

Prof. dr. inž. Václav Myslivec,

Vysoká škola zemědělská v Praze, Praha-Suchbát

INTERAKCE GENOTYPU A PROSTŘEDÍ

Studium interakce genotypu a prostředí je důležitým problémem populační genetiky i plemenářské praxe a v odborné literatuře je mu věnována značná pozornost. Předmětem tohoto článku je několik úvah týkajících se ověření přítomnosti této interakce metodami matematické statistiky. Je nutno předeslat, že výklad v tomto článku je značně zhuštěný. Podrobný výklad dále uvažovaných testů včetně jejich odvození byl podán v genetickém semináři, pořádaném Matematickým ústavem ČSAV pro vědecké pracovníky v živočišné výrobě (Fischer 1966).

Pro fenotypovou hodnotu kvantitativního znaku Y platí rovnice

$$Y = \mu + G + E + (GE) + e, \quad (1)$$

v níž μ značí populační průměr, G efekt genotypu, E efekt prostředí, (GE) interakci genotypu a prostředí a e reziduální chybu. Jestliže genotyp a prostředí nejsou v interakci, je jejich působení aditivní

$$Y = \mu + G + E + e, \quad (2)$$

takže ověření přítomnosti interakce (GE) je identické s ověřením aditivity faktorů G a E .

Výběr, na jehož základě chceme ověřit aditivní působení genotypu a prostředí, je utvořen tak, že z populace zvířat vezmeme b genotypů, z populace možných prostředí vezmeme a prostředí a zjišťujeme fenotypové hodnoty potomků každého vybraného genotypu ve všech vybraných prostředích. Tyto hodnoty je možno uspořádat do schématu dvojnásobného třídění, o němž budeme předpokládat, že b sloupců charakterizuje vybrané genotypy a a řádků vybraná prostředí. Počet jedinců v i -tém řádku a j -tém sloupci (stručně: ve třídě (i, j)), tj. potomků genotypu j v prostředí i označíme n_{ij} . Celkový počet všech jedinců ve výběru je $n = \sum_i \sum_j n_{ij}$. Předpokládáme, že třídění je úplné, tj. že žádné z čísel n_{ij} není rovno nule. Jestliže je počet jedinců ve všech třídách stejný $n_{ij} = m$, říkáme, že třídění je vyvážené, a v tomto případě je $n = a b m$. Fenotypovou hodnotu k -tého jedince třídy (i, j) označíme y_{ijk} .

Podle (1) můžeme napsat

$$y_{ijk} = \mu + \alpha_i + \beta_j + \gamma_{ij} + e_{ijk} \quad (3)$$

$$(i = 1, 2, \dots, a; j = 1, 2, \dots, b; k = 1, 2, \dots, n_{ij})$$

kde μ značí populační průměr, α_i hlavní efekt prostředí i , β_j hlavní efekt genotypu j , γ_{ij} interakci prostředí i a genotypu j , e_{ijk} reziduální chybu příslušnou jedinci (i, j, k) .

Je nutno rozeznávat tři případy:

1. prostředí i genotypy jsou ve výběru pevně stanoveny (tj. nikoli náhodně vybrány z příslušných populací), takže jejich hlavní efekty i interakce jsou charakterizovány konstantami. V rovnicích (3) jsou tedy $\alpha_i, \beta_j, \gamma_{ij}$ konstanty;

2. z populace genotypů je náhodně vybráno b jedinců, z populace možných prostředí je vybráno a prostředí, potomci každého vybraného genotypu jsou zkoumány ve všech vybraných prostředích. V tomto případě jsou v rovnicích (3) hlavní efekty prostředí i genotypů a jejich interakce náhodné veličiny a označíme je obvyklým způsobem jako a_i, b_j, c_{ij} ;

3. genotypy jsou náhodně vybrány z populace genotypů, kdežto prostředí jsou pevně stanoveny; potomci všech vybraných genotypů jsou zkoumány ve všech zvolených prostředích. V tomto případě jsou hlavní efekty prostředí α_i konstanty, hlavní efekty genotypů i interakce genotypu a prostředí jsou náhodné veličiny a označíme je b_j resp. c_{ij} .

Ve všech třech případech je μ konstanta a e_{ijk} jsou náhodné veličiny.

Skutečnosti pravděpodobně více odpovídají případy 2., resp. 3. při obecně nevyváženém třídění, poněvadž genotypy zpravidla tvoří náhodný výběr z určité populace genotypů a také počet potomků v jednotlivých třídách nebývá stejný. V obou těchto případech je však možno odvodit přesný test aditivity jenom pro vyvážená třídění, kdežto v případě 1. je možno odvodit přesný test i pro třídění nevyvážená, dále pro třídění vyvážená pokud $m \geq 2$, a též aproximativní test pro $m = 1$. Příklad 1. je proto pro test aditivity faktorů G a E velmi důležitý.

Nyní se zmíníme o testech aditivity pro všechny tři výše uvedené případy.

TEST ADITIVITY PŘI PEVNĚ STANOVENÝCH PROSTŘEDÍCH I GENOTYPECH

Jsou-li prostředí i genotypy ve výběru sledovaných jedinců pevně stanoveny, potom

$$y_{ijk} = \mu + \alpha_i + \beta_j + \gamma_{ij} + e_{ijk} \quad (4)$$

($i = 1, 2, \dots, a; j = 1, 2, \dots, b; k = 1, 2, \dots, n_{ij}$)

kde $\mu, \alpha_i, \beta_j, \gamma_{ij}$ jsou neznámé konstanty (parametry), které splňují podmínky

$$\sum_i \alpha_i = 0, \quad \sum_j \beta_j = 0, \quad \sum_j \gamma_{ij} = 0 \quad \text{pro všechna } i, \quad \sum_i \gamma_{ij} = 0 \quad \text{pro všechna } j. \quad (5)$$

Podmínky (5) jsou obvyklé reparametrizační podmínky, které vyplývají z definice hlavních efektů a interakcí pomocí středních hodnot jednotlivých tříd (Scheffé 1959 — § 4.1). O e_{ijk} předpokládáme, že jsou nezávislé náhodné veličiny s normálním rozdělením $N(0, \sigma_e^2)$, kde rozptyl σ_e^2 je neznámý parametr.

Test aditivity je testem hypotézy

$$H: \quad \text{všechna } \gamma_{ij} = 0. \quad (6)$$

Budeme uvažovat nejprve obecný případ nevyváženého třídění.

Z obecné teorie lineárních modelů s pevnými efekty vyplývá pro reziduální součet čtverců výraz, který je — při použití tečkového značení průměrů — tvaru

$$S_e = \sum_i \sum_j \sum_k (y_{ijk} - \bar{y}_{ij})^2 \quad (7)$$

Střední kvadratická odchylka je $MS_e = \frac{S_e}{f_e}$, kde počet stupňů volnosti $f_e = n - ab$.

Veličina MS_e je odhadem rozptylu σ_e^2 , resp. rozptylu $\sigma_y^2 = \text{Var}(y_{ijk}) = \sigma_e^2$.

Předpokládejme, že v daném třídění je $a \leq b$ (modifikace pro $a > b$ je snadná — [Fischer 1966]). Označme N_i počet všech jedinců řádku i (tj. prostředí i), $N_{.j}$ počet všech jedinců sloupce j (tj. potomků genotypu j) a utvoříme postupně matice

$$\mathbf{N}_0 = \begin{bmatrix} \frac{n_{11}}{\sqrt{N_{.1}}}, \frac{n_{12}}{\sqrt{N_{.2}}}, \dots, \frac{n_{1b}}{\sqrt{N_{.b}}} \\ \dots \dots \dots \\ \frac{n_{i1}}{\sqrt{N_{.1}}}, \frac{n_{i2}}{\sqrt{N_{.2}}}, \dots, \frac{n_{ib}}{\sqrt{N_{.b}}} \\ \dots \dots \dots \\ \frac{n_{a1}}{\sqrt{N_{.1}}}, \frac{n_{a2}}{\sqrt{N_{.2}}}, \dots, \frac{n_{ab}}{\sqrt{N_{.b}}} \end{bmatrix} \quad (8)$$

$$\mathbf{N}_1 = \begin{bmatrix} N_{1.}, 0, \dots, 0 \\ 0, N_{2.}, \dots, 0 \\ \dots \dots \dots \\ 0, 0, \dots, N_{a.} \end{bmatrix} \quad (9)$$

z nich matice

$$\mathbf{D} = \mathbf{N}_1 - \mathbf{N}_0 \mathbf{N}'_0 \quad (10)$$

($\mathbf{N}'_0$ značí transponovanou matici).

Konečně utvoříme sloupcový vektor $\mathbf{d}$ s a prvky

$$d_i = N_{i.} y_i \dots - \sum_j n_{ij} y_{.j} \quad (i = 1, 2, \dots, a) \quad (11)$$

Pro stanovení součtu čtverců pro hypotézu (6) je nutné řešení soustavy rovnic

$$\mathbf{D} \mathbf{a} = \mathbf{d} \quad (12)$$

pro neznámé $\mathbf{a} = (a_1, a_2, \dots, a_a)'$. Řešením obdržíme veličiny $\hat{a}_1, \hat{a}_2, \dots, \hat{a}_a$, což jsou odhady parametrů $\mathbf{a}$ při předpokladu aditivity a můžeme je vždy určit tak, aby $\sum_i \hat{a}_i = 0$.

Pomocí veličin a_i určíme reziduální součet čtverců aditivního modelu podle vzorce

$$S_0 = \sum_i \sum_j \sum_k y_{ijk}^2 - \sum_j N_{.j} y_{.j}^2 - \sum_i d_i \hat{a}_i \quad (13)$$

a z něho součet čtverců pro hypotézu (6) $S_H = S_0 - S_e$. Střední kvadratická odchylka je

$$MS_H = \frac{S_H}{f_H}, \text{ kde počet stupňů volnosti } f_H = (a - 1)(b - 1).$$

Test hypotézy (6) pak provedeme F -testem: Je-li z výběru vypočtená hodnota $F = \frac{MS_H}{MS_e}$ větší než α -procentní bod F -rozložení pro $f_1 = f_H, f_2 = f_e$ stupňů volnosti, považujeme model za neaditivní, čili interakce γ_{ij} za významné.

Popsaný test je přesný (v tom smyslu, že testová charakteristika $\frac{MS_H}{MS_e}$ má F -rozložení), předpokládá však řešení rovnic (12) a je tedy numericky pracný.

Při vyváženém třídění s m ($m \geq 2$) jedinci v každé třídě je test značně jednodušší a provede se pomocí tabulky analýzy rozptylu, jejíž součty čtverců označíme S_A — prostředí (řádky), S_B — genotypy (sloupce), S_{AB} — interakce prostředí $\times$ genotypy, S_e — reziduální, S_{TOT} — celkový. Tyto součty čtverců a jim příslušné stupně volnosti jsou dány výrazy

$$S_A = b m \sum_i (y_{i.} - y_{..})^2, \quad f_A = a - 1 \quad (14)$$

$$S_B = a m \sum_j (y_{.j} - y_{..})^2, \quad f_B = b - 1 \quad (15)$$

$$S_{AB} = m \sum_i \sum_j (y_{ij.} - y_{i.} - y_{.j} + y_{..})^2, \quad f_{AB} = (a - 1)(b - 1) \quad (16)$$

$$S_e = \sum_i \sum_j \sum_k (y_{ijk} - y_{ij.})^2, \quad f_e = a b (m - 1) \quad (17)$$

$$S_{TOT} = \sum_i \sum_j \sum_k (y_{ijk} - y_{..})^2, \quad f_{TOT} = a b m - 1 \quad (18)$$

I. Tabulka analýzy rozptylu

	S	f	$MS = \frac{S}{f}$
Prostředí	S_A	f_A	MS_A
Genotypy	S_B	f_B	MS_B
Prostředí $\times$ genotypy	S_{AB}	f_{AB}	MS_{AB}
Reziduální	S_e	f_e	MS_e
Celkový	S_{TOT}	f_{TOT}	

Test hypotézy (6) se provede F -testem. Testová charakteristika je dána podílem

$$F = \frac{MS_{AB}}{MS_e} \text{ pro } f_1 = f_{AB}, f_2 = f_e \text{ stupňů volnosti} \quad (19)$$

Pro úplnost je ještě zapotřebí zmínit se o případě s $m = 1$.

Pro tento případ, který je pro studium interakce genotypu a prostředí méně důležitý, přesný test hypotézy (6) neexistuje, byl však pro něj odvozen velmi užitečný aproximační test — tzv. Tuckeyův test aditivity (Tuckey 1949, Scheffé 1959 — § 4.8).

Je nutné poznamenat, že z rovnic (4) vyplývá, že pozorování y_{ijk} jsou nezávislá, což je při aplikaci uvedených testů aditivity nutno mít na zřeteli, zejména jde-li o znaky s vyšším koeficientem dědivosti.

TEST ADITIVITY PŘI NÁHODNÝCH EFEKTECH PROSTŘEDÍ I GENOTYPŮ

V případě 2. jsou definovány dvě populace: populace prostředí P_E a populace genotypů P_G . Představujeme si, že obě populace jsou nekonečné. Z P_E vezmeme náhodný výběr a prostředí a nezávisle z P_G náhodný výběr b genotypů. Každý vybraný genotyp kombinujeme s každým vybraným prostředím a předpokládáme, že v každé z možných ab kombinací se studovaný znak Y sleduje u m ($m \geq 2$) jedinců.

Z definice hlavních efektů prostředí a genotypů a jejich interakce je možno pro y_{ijk} odvodit (Scheffé 1959 — § 7.4) následující model

$$y_{ijk} = \mu + a_i + b_j + c_{ij} + e_{ijk} \quad (20)$$

($i = 1, 2, \dots, a; j = 1, 2, \dots, b; k = 1, 2, \dots, m$)

kde μ je populační průměr, a_i je hlavní efekt prostředí i , b_j hlavní efekt genotypu j , c_{ij} jejich interakce, e_{ijk} reziduální chyba. a_i , b_j , c_{ij} , e_{ijk} je $a + b + ab + mab$ nezávislých náhodných veličin s normálním rozdělením $N(0, \sigma_A^2)$, $N(0, \sigma_B^2)$, $N(0, \sigma_{AB}^2)$ a $N(0, \sigma_e^2)$. Komponenty rozptylu σ_A^2 , σ_B^2 , σ_{AB}^2 , σ_e^2 jsou neznámé parametry.

Z (20) vyplývá, že y_{ijk} mají normální rozdělení $N(\mu, \sigma_y^2)$, kde $\sigma_y^2 = \sigma_A^2 + \sigma_B^2 + \sigma_{AB}^2 + \sigma_e^2$, a že jsou obecně závislé. Příslušné koeficienty intrakorelace jsou: mezi hodnotami příslušníků téže třídy (i, j) (stejně prostředí, stejný genotyp)

$$\rho_I = \frac{\sigma_A^2 + \sigma_B^2 + \sigma_{AB}^2}{\sigma_y^2},$$

mezi hodnotami příslušníků tříd (i, j), (i, j') (stejně prostředí, různé genotypy)

$$\rho_{II} = \frac{\sigma_A^2}{\sigma_y^2}$$

mezi hodnotami příslušníků tříd (i, j), (i', j) (různá prostředí, stejný genotyp)

$$\rho_{III} = \frac{\sigma_B^2}{\sigma_y^2}$$

Hodnoty příslušníků tříd (i, j), (i', j') (různá prostředí i genotypy) jsou nezávislé.

Pro hodnoty y_{ijk} je možno sestavit tabulku analýzy rozptylu (viz tab. II), v níž součty čtverců a počty stupňů volnosti jsou dány vzorci (14) až (18). Pomocí výrazů pro střední hodnoty $E(MS)$ lze snadno odvodit výrazy pro bodové odhady komponent rozptylu a z nich bodové odhady koeficientů intrakorelace. Dále je možno stanovit přesný konfidenční interval rozptylu σ_e^2 a aproximativní konfidenční interval ostatních komponent rozptylu popřípadě jejich dané lineární kombinace (Graybill 1961, kap. 17).

II. Tabulka analýzy rozptylu

	S	f	MS	$E(MS)$
Prostředí	S_A	f_A	MS_A	$\sigma_e^2 + m\sigma_{AB}^2 + b m \sigma_A^2$
Genotypy	S_B	f_B	MS_B	$\sigma_e^2 + m \sigma_{AB}^2 + am \sigma_B^2$
Prostředí $\times$ genotypy	S_{AB}	f_{AB}	MS_{AB}	$\sigma_e^2 + m \sigma_{AB}^2$
Reziduální	S_e	f_e	MS_e	σ_e^2
Celkový	S_{TOT}	f_{TOT}		

Test aditivity je testem hypotézy

$$H: \sigma_{AB}^2 = 0 \quad (21)$$

Test této hypotézy je formálně stejný jako test hypotézy (6) pro vyvážené třídění s pevnými efekty; testová charakteristika je dána vzorcem (19).

Popsaný test je přesný. Model (20) respektuje závislost fenotypových hodnot y_{ijk} ; při aplikacích je nutno mít na zřeteli, že předpokládá nezávislost hlavních efektů a interakcí.

Model (20) s obecně různým počtem jedinců v jednotlivých třídách je diskutován Le Royem 1960 (§ 24.1); tam popsána metoda však vede jenom k bodovým odhadům komponent variance.

TEST ADITIVITY PŘI PEVNÝCH EFEKTECH PROSTŘEDÍ A NÁHODNÝCH EFEKTECH GENOTYPŮ

V případě 3. pevně zvolíme a prostředí a nezávisle na této volbě vybereme z populace P_G náhodné b genotypů. Každý vybraný genotyp pak kombinujeme s každým zvoleným prostředím, přičemž se v každé z ab možných kombinací sleduje m ($m \geq 2$) jedinců.

Model odpovídající tomuto případu je tzv. smíšený model dvojného třídění, v němž řádky (prostředí) jsou charakterizovány pevnými efekty, sloupce (genotypy) jsou charakterizovány náhodnými efekty, takže též interakce jsou náhodné veličiny. Tento model byl odvozen a studován Scheffem 1956, 1959 (kap. 8), je však matematicky značně složitější než modely (4) a (20) a můžeme se zde o něm zmínit jenom stručně.

Zdá se však, že právě tento model je pro statistickou analýzu problému interakce genotypu a prostředí velmi důležitý.

Model je možno napsat ve tvaru

$$y_{ijk} = \mu + a_i + b_j + c_{ij} + e_{ijk} \quad (22)$$

$$(i = 1, 2, \dots, a; j = 1, 2, \dots, b; k = 1, 2, \dots, m)$$

Význam jednotlivých symbolů je stejný jako v rovnicích (4) a (20). Hlavní efekty a_i splňují podmínku $\sum_i a_i = 0$. Reziduální chyby e_{ijk} jsou nezávislé náhodné veličiny s normálním rozdělením $N(0, \sigma_e^2)$ a jsou nezávislé na náhodných veličinách b_j a c_{ij} , které mají normální rozdělení s nulovou střední hodnotou a jsou závislé. Tvar kovarianční matice jejich rozdělení a způsob odhadu jejich prvků viz Fischer 1966.

Test aditivity je jednoduchý. Aditivita se testuje F testem, přičemž testová charakteristika je tvaru $F = \frac{MS_{AB}}{MS_e}$, kde S_{AB} , S_e jsou dány vzorci (16) a (17) a počet stupňů volnosti $f_1 = (a - 1)(b - 1)$, $f_2 = ab(m - 1)$. Formálně je tedy test stejný jako test (19).

SOUHRN

Předmětem článku jsou testy aditivity působení genotypu a prostředí (tj. testy významnosti interakce genotypu a prostředí) na fenotypovou hodnotu kvantitativního znaku. Jsou uvedeny tři modely analýzy rozptylu dvojného třídění, které se mohou při studiu aditivity vyskytnout: model s pevnými efekty (4) odpovídá pevně daným prostředím i genotypům, model s náhodnými efekty (20) odpovídá případu, kdy prostředí i genotypy jsou náhodně vybrány z populací všech možných prostředí resp. genotypů, model smíšený (22) odpovídá pevně daným prostředím a náhodně vybraným genotypům. U každého modelu jsou udány jeho předpoklady a vyložen příslušný test aditivity. U modelů (20) a (22) existuje přesný test aditivity, je-li počet jedinců pro každou kombinaci genotypu a prostředí stejný, u modelu (4) je možný přesný test i pro různý počet jedinců v jednotlivých kombinacích.

Došlo dne 24. 8. 1966

Literatura

1. FISCHER, O.: Analýza rozptylu. - Nepublikované přednášky v genetickém semináři MÚ ČSAV, 1966. — 2. GRAYBILL, F. A.: An introduction to linear statistical models, Vol. I., 1961. — 3. Le ROY, H. L.: Statistische Methoden der Popu-

lationsgenetik, 1960. — 4. SCHEFFÉ, H.: A mixed model for the analysis of variance. = „Annals Math. Stat.“, 1956, 27: 23-36. — 5. SCHEFFÉ, H.: The analysis of variance, 1959. — 6. TUCKER, J. W.: One degree of freedom for non-additivity. = „Biometrics“, 1949, 5: 232-242.

Тесты аддитивности действия генотипов и среды

Предметом статьи являются критерии аддитивности действия генотипов и среды (т. е. критерии определения значимости интеракции генотипа среды) на фенотиповую ценность количественного признака. Приведены три модели двухфакторного дисперсионного анализа, которые могут возникнуть при изучении аддитивности: модель с постоянными факторами (4) точно соответствует определенной среде и генотипам, модель со случайными факторами (20) соответствует случаю, когда среда и генотипы взяты случайно из популяции самой разнообразной среды или же разных генотипов, модель смешанная (22) полностью соответствующая известной среде и случайно выбранным генотипам. У каждой модели приведены соответствующие предположения и изложен соответствующий критерий аддитивности. У моделей (20) и (22) имеется точный тест аддитивности, если число индивидов для каждой комбинации генотипа и среды одинаково, у модели (4) возможен точный критерий и для разного числа индивидов в разных комбинациях.

Testing of the Additivity of the Acting of the Genotype and of the Environment

The subject of the paper are tests regarding the additivity of the acting of the genotype and of the environment (i. e. tests regarding the significance of the interaction between genotype and environment) as regards the phenotype value of the quantitative character. Three models for the analysis of variance of two-way classification are given that may occur in the study of additivity: a fixed-effect model (4) corresponding to fixed environments and genotypes, a random-effect model (20) corresponding to a case where the environment and the genotype have been randomly selected from populations of all possible environments or genotypes, and a mixed model (22) corresponding to fixed environments and to randomly selected genotypes. For each model its assumptions are stated and the appropriate additivity test is explained. For models (20) and (22) there exists an exact test of additivity, if the number of individuals is the same for every combination of genotypes and environment. In the case of model (4) an exact test is possible also for a different number of individuals in the various combinations.

Teste der Additivität der Wirkung des Genotypes und der Umwelt

Der Artikel behandelt Teste der Additivität der Wirkung von Genotyp und Umwelt (d. h. Signifikanzteste der Interaktion des Genotypes und der Umwelt) auf den Phänotypenwert des quantitativen Merkmales. Drei Modelle der Varianzanalyse der zweifachen Klassifikation, die beim Studium der Additivität vorkommen können, werden angeführt, u. zw.: das Modell mit festen Effekten (4) entspricht der fest gegebenen Umwelt und den Genotypen, das Modell mit zufälligen Effekten (20) entspricht dem Fall, wo die Umwelte und die Genotypen aus den Populationen aller möglichen Umwelten bzw. Genotypen zufallsweise herausgenommen werden, das gemischte Modell (22) entspricht der fest gegebenen Umwelt und den zufällig herausgenommenen Genotypen. Bei einem jeden Modell werden seine Voraussetzungen angegeben und der betreffende Additivitätstest erklärt. Bei den Modellen (20) und (22) besteht ein genauer Additivitätstest, falls die Anzahl der Individuen für jede Kombination der Umwelt und des Genotypes dieselbe ist; beim Modell (4) ist ein genauer Test auch für verschiedene Anzahl der Individuen in den einzelnen Kombinationen möglich.

Tests d'additivité de l'action du génotype et du milieu

L'objet de l'article sont les tests d'additivité de l'action du génotype et du milieu (c'est-à-dire les tests sur l'importance de l'interaction du génotype et du milieu) sur la valeur-type du caractère quantitatif. On indique trois modèles de l'analyse

de variance du groupage double que l'on peut rencontrer en étudiant l'additivité: modèle à effets fixes (4) répond aux milieux et génotypes fixement déterminés, modèles à effets aléatoires (20) répond au cas, où les milieux et les génotypes sont choisis au hasard dans les populations de tous les milieux, respectivement de tous les génotypes possibles, modèle mixte (22) répond au milieux fixement déterminés et aux génotypes choisis au hasard. Pour chaque modèle on indique ses conditions expliquant le test d'additivité correspondant. En ce qui concerne les modèles (20) et (22) il existe un test d'additivité précis si le nombre d'individus pour chaque combinaison du génotype d'un milieu est identique, et quant au modèle (4) le test précis est possible même pour un nombre varié d'individus dans les combinaisons particulières.

Adresa autora:

Dr. Otto Fischer, Matematický ústav, Praha 1, Žitná ul. č. 25

VÝPOČET HLAVNÍCH GENETICKÝCH PARAMETRŮ U ČERVENOSTRAKATÉHO SKOTU POMOCÍ DĚRNOŠTÍTKOVÝCH STROJŮ

■ Na zvyšování užitkovosti skotu se výraznou měrou podílí cílevědomá plemenářská práce vhodně využívající genetických poznatků, mezi které patří zejména znalost základních genetických parametrů. V moderní plemenářské práci jsou za klíčové hodnoty považovány zejména koeficienty dědivosti a genetické korelace – geneticky podmíněné vztahy dvou znaků nebo vlastností. Znalost těchto hodnot má dalekosáhlý praktický význam pro plemenářskou práci, neboť předurčuje metodu selekce, které je možné použít při zušlechťování dané vlastnosti. Tyto propočty předpokládají použití matematickostatistických metod, ale vždy je zapotřebí značné časové údobí pro získání konečných výsledků. Značným přínosem je mechanizace výpočetní techniky, zejména využití strojů na děrné štítky, které podstatně urychlí zpracování výsledků, a tak umožňují včasné využití získaných propočtů při vlastní plemenářské práci.

LITERÁRNÍ PŘEHLED

Moderní výpočetní technika zaznamenala v posledních letech prudký vzestup a zasahuje téměř do všech odvětví včetně zemědělství. Ve většině evropských států je věnována zvýšená pozornost používání různých stupňů mechanizace jak pro urychlení a zpřesnění evidenčních prací zemědělských organizací, tak i pro zpracování podkladů plemenářského charakteru, zejména výsledků kontroly mléčné užitkovosti. Potřeba rychlého využití výsledků kontroly užitkovosti a dalšího zpracování pro kontrolu dědičnosti a výzkumné účely vedla v zahraničí k rozsáhlému použití strojů na děrné štítky a v posledních letech k využívání samočinných počítačů. Využití strojů na děrné štítky pro zpracování výsledků kontroly užitkovosti popisuje řada převážně cizích autorů. Souborně o využití této výpočetní techniky ve většině evropských států pojednává v naší literatuře Nohejl, Vinš (1964). Použitím pro jednorázová zpracování se zabýval Gorjašin (1961), který popisuje kromě jiného použití děrnoštítkových strojů pro zpracování údajů bonitací stád při současném využití výsledků k vyhodnocení plemeníků podle potomstva. Pro zpracování výsledků a jejich vyhodnocování pomocí matematickostatistických metod je v posledních letech využíváno hlavně samočinných počítačů. Z poslední doby o něm referují Barea a Medina (1964), kteří popisují zejména optimální způsob propočtu genetických selekčních indexů pomocí samočinného počítače.

V Československu je používáno strojů na děrné štítky pro zpracování výsledků kontroly užitkovosti skotu od r. 1961. Zpracování výsledků bylo zpočátku využito zejména pro sledování užitkovosti za normované laktace a pro zpracování výsledků laktčních uzávěrek za celý kontrolní rok. Podstatným přínosem pro zavedení tohoto systému při zpracování byla možnost využití výsledků dosažených za normované laktace jak pro výpočty kontroly dědičnosti, tak současně pro propočty genetických parametrů. Výsledky kontroly dědičnosti byly zpracovávány na strojích na

děrné štítky od začátku zavedení mechanizovaného zpracování; k propočtům genetických parametrů alespoň pro základní matematické úkony bylo využito děrně štítkových strojů poprvé v r. 1964. Tím byla vytvořena možnost využívat jednou zaznamenaných údajů na děrném štítku pro různá zpracování.

MATERIÁL A METODIKA

Pro výpočet koeficientů dědivosti produkce mléka, tučnosti mléka a produkce tuku a k propočtům genetických, prostředím podmíněných (paratypových) a fenotypových korelací mezi množstvím mléka a procentuálním obsahem tuku bylo využito údajů laktačních uzávěrek dojníc - prvníček červenostrakatého skotu z období 28. září 1963 — 27. září 1964, tj. údajů, které jsou shromažďovány v Ústřední plemennářské stanici pro kontrolu dědičnosti. Celkem bylo vybráno 14 716 dcer po 2659 býčích, které ukončily normovanou laktaci (215—300 laktačních dnů) v uvedeném období (tj. v kontrolním roce 1964) a dosáhly minimální užitkovosti 1200 kg mléka. K propočtu však bylo použito údajů o užitkovosti od 7351, 6731, 6280, 5752, 5310 a 4778 dcer, jež byly potomky 434, 372, 331, 287, 253 a 215 plemeniků; těchto šest souborů bylo ohraničeno odlišením minimálního počtu dcer ve skupině, který činil v příslušném pořadí 10, 11, 12, 13, 14, resp. 15 dcer. Základní statistické údaje tohoto souboru uvádíme v tab. I.

1. Základní statistické údaje o použitých laktacích

Soubor	Minimální počet dcer ve skupině	Počet dcer	Počet býků	x		s		v	
				mléko kg	% tučnost	mléko kg	% tučnost	mléko kg	% tučnost
1	10	7351	434	2128,52	3,88	527,50	0,310	24,78	7,99
2	11	6731	372	2136,20	3,88	531,30	0,311	24,87	8,02
3	12	6280	331	2138,72	3,88	535,06	0,312	25,02	8,05
4	13	5752	287	2138,27	3,88	536,07	0,311	25,07	7,79
5	14	5310	253	2139,32	3,87	532,02	0,309	24,87	7,97
6	15	4778	215	2138,90	3,87	530,07	0,308	24,78	7,95

K výpočtům dědivosti bylo použito modelu analýzy s náhodnými efekty při jednoduchém třídění s určující rovnicí

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

Příslušnou tabulku analýzy variance uvádíme níže (tab. II). Dědivost je potom rovna čtyřnásobku příslušného intraklasního korelačního koeficientu, tj.

$$h^2 = 4 \frac{\sigma a^2}{\sigma a^2 + \sigma e^2}$$

II. Tabulka analýzy variance

Proměnlivost	Součet čtverců	Stupně volnosti	Střední čtverec	Střední hodnota $E(MS)$
Mezi býky	Sa	p-1	MSa	$\sigma e^2 + n_o \sigma a^2$
Reziduální	Se	n-p	MSe	σe^2
Celkem	Sc	n-1	—	—

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

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

kde: n = průměrný počet dcer na jednoho plemeníka,
 N = celkový počet plemeníků.

Propočty genetických, prostředím podmíněných (paratypových) a fenotypových korelací mezi množstvím mléka a procentuálním obsahem tuku byly dělány z téhož materiálu, ale jen u skupin s minimálním počtem dcer 13, 14 a 15. Pro vlastní výpočet bylo použito téhož modelu analýzy variance, kde

genetická korelace je rovna $r_G = \hat{\rho}_{aa'} = \frac{\sigma_{aa'}}{\sigma_a \cdot \sigma_{a'}}$

prostředím podmíněná (paratypová) korelace $r_E = \hat{\rho}_{ee'} = \frac{\sigma_{ee'}}{\sigma_e \cdot \sigma_{e'}}$

a celková — fenotypová korelace $r_F = \hat{\rho}_{YZ} = \frac{\sigma_{YZ}}{\sigma_Y \cdot \sigma_Z}$

Pro základní matematické úkony bylo využito služeb strojní početní stanice ministerstva zemědělství a lesního hospodářství a děroštitkových strojů systému Aritma, ostatní propočty byly uskutečněny ve spolupráci pracovišť Ústředního výzkumného ústavu živočišné výroby v Uhřetěvsi a Ústřední plemenářské správy v Řepích.

VÝSLEDKY A DISKUSE

Hodnoty dědivosti produkce mléka, tučnosti a produkce tuku, jak byly zjištěny podle dat kontroly užitkovosti prvniček, uvádíme v tab. III. Celkový přehled v této tabulce je rozdělen podle údajů různě početných skupin dcer po jednotlivých býcích. Mimoto byly koeficienty dědivosti ještě počítány pro ty skupiny dcer, které ukončily normovanou laktaci v 1. pololetí kontrolního roku (rozumní se 28. září 1963 — 30. března 1964) a ve 2. pololetí kontrolního roku (rozumní se 31. března až 27. září 1964). Získané výsledky uvádíme v tab. IV a V. Celkový přehled o hodnotách příslušných korelací vypočítaných opět podle údajů různě početných skupin podle minimálního počtu dcer uvádíme v tab. VI.

Zjištěné výsledky koeficientů dědivosti potvrzují dříve vyslovený názor o malé vhodnosti vyřazování dojníc prvniček s užitkovostí pod 1200 kg mléka z těchto

III. Koeficienty dědivosti produkce mléka, tučnosti a produkce tuku. — $h^2 = 4\hat{\rho}$

Počet dcer	Počet býků	Průměrný počet dcer n_o	$h^2 \pm sh^2$		
			kg mléka	% tučnosti	kg tuku
7351	434	16,93	0,40 $\pm$ 0,04	0,41 $\pm$ 0,04	0,44 $\pm$ 0,04
6731	372	18,08	0,41 $\pm$ 0,04	0,41 $\pm$ 0,04	0,42 $\pm$ 0,04
6280	331	18,96	0,39 $\pm$ 0,04	0,39 $\pm$ 0,04	0,41 $\pm$ 0,04
5752	287	20,02	0,38 $\pm$ 0,05	0,39 $\pm$ 0,04	0,40 $\pm$ 0,05
5310	253	20,97	0,41 $\pm$ 0,05	0,39 $\pm$ 0,04	0,40 $\pm$ 0,05
4778	215	22,20	0,42 $\pm$ 0,05	0,38 $\pm$ 0,05	0,41 $\pm$ 0,05

IV. Koeficienty dědivosti produkce mléka, tučnosti a produkce tuku (1. pololetí) – $h^2 = 4 \hat{q}$

Počet dcer	Počet býků	Průměrný počet dcer	$h^2 \pm sh^2$		
			kg mléka	% tučnosti	kg tuku
3856	433	8,90	$0,55 \pm 0,06$	$0,49 \pm 0,05$	$0,59 \pm 0,06$
3543	372	9,52	$0,52 \pm 0,07$	$0,49 \pm 0,06$	$0,59 \pm 0,07$
3301	331	9,96	$0,52 \pm 0,07$	$0,48 \pm 0,06$	$0,59 \pm 0,07$
3017	287	10,50	$0,47 \pm 0,07$	$0,46 \pm 0,07$	$0,56 \pm 0,07$
2806	253	11,08	$0,44 \pm 0,07$	$0,56 \pm 0,07$	$0,57 \pm 0,07$
2522	215	11,72	$0,45 \pm 0,07$	$0,55 \pm 0,07$	$0,56 \pm 0,08$

V. Koeficienty dědivosti produkce mléka, tučnosti a produkce tuku (2. pololetí) – $h^2 = 4 \hat{q}$

Počet dcer	Počet býků	Průměrný počet dcer	$h^2 \pm sh^2$		
			kg mléka	% tučnosti	kg tuku
3495	431	8,11	$0,30 \pm 0,05$	$0,38 \pm 0,03$	$0,35 \pm 0,05$
3188	371	8,59	$0,31 \pm 0,05$	$0,39 \pm 0,06$	$0,35 \pm 0,06$
2979	330	9,02	$0,30 \pm 0,05$	$0,36 \pm 0,05$	$0,35 \pm 0,06$
2735	286	9,55	$0,32 \pm 0,06$	$0,36 \pm 0,06$	$0,32 \pm 0,06$
2504	252	9,93	$0,33 \pm 0,06$	$0,35 \pm 0,06$	$0,37 \pm 0,06$
2256	214	10,48	$0,34 \pm 0,07$	$0,36 \pm 0,07$	$0,36 \pm 0,07$

VI. Fenotypové, genetické a prostředím podmíněné korelace

Minimální počet dcer	Průměrný počet dcer ve skupině	Počet plemeníků	Korelační koeficient		
			r_F	r_G	r_E
13	20,03	287	- 0,24	0,08	- 0,28
14	20,97	253	- 0,25	0,14	- 0,30
15	22,21	215	- 0,03	0,15	- 0,33

souborů. Tato selekce vede potom ke zvýšení koeficientu dědivosti pro produkci mléka, a protože jen málo postihuje tučnost mléka, jsou výsledné koeficienty dědivosti pro tučnost mléka v rozmezí přijatelných hodnot. Zajímavé je také porovnání koeficientu dědivosti pro tytéž vlastnosti v závislosti na době ukončení normované laktace hodnocených dojníc. U dojníc, které ukončily svou laktaci v 1. pololetí, tj. v zimním období (1. října – 31. března), a které tedy začátkem své laktace s přirozeně vyšší dojností absolvovaly v příznivějších podmínkách letního období, byly jak pro produkci mléka, tak i pro tučnost a procento tuku zjištěny výrazně vyšší koeficienty dědivosti než u dojníc, které naopak

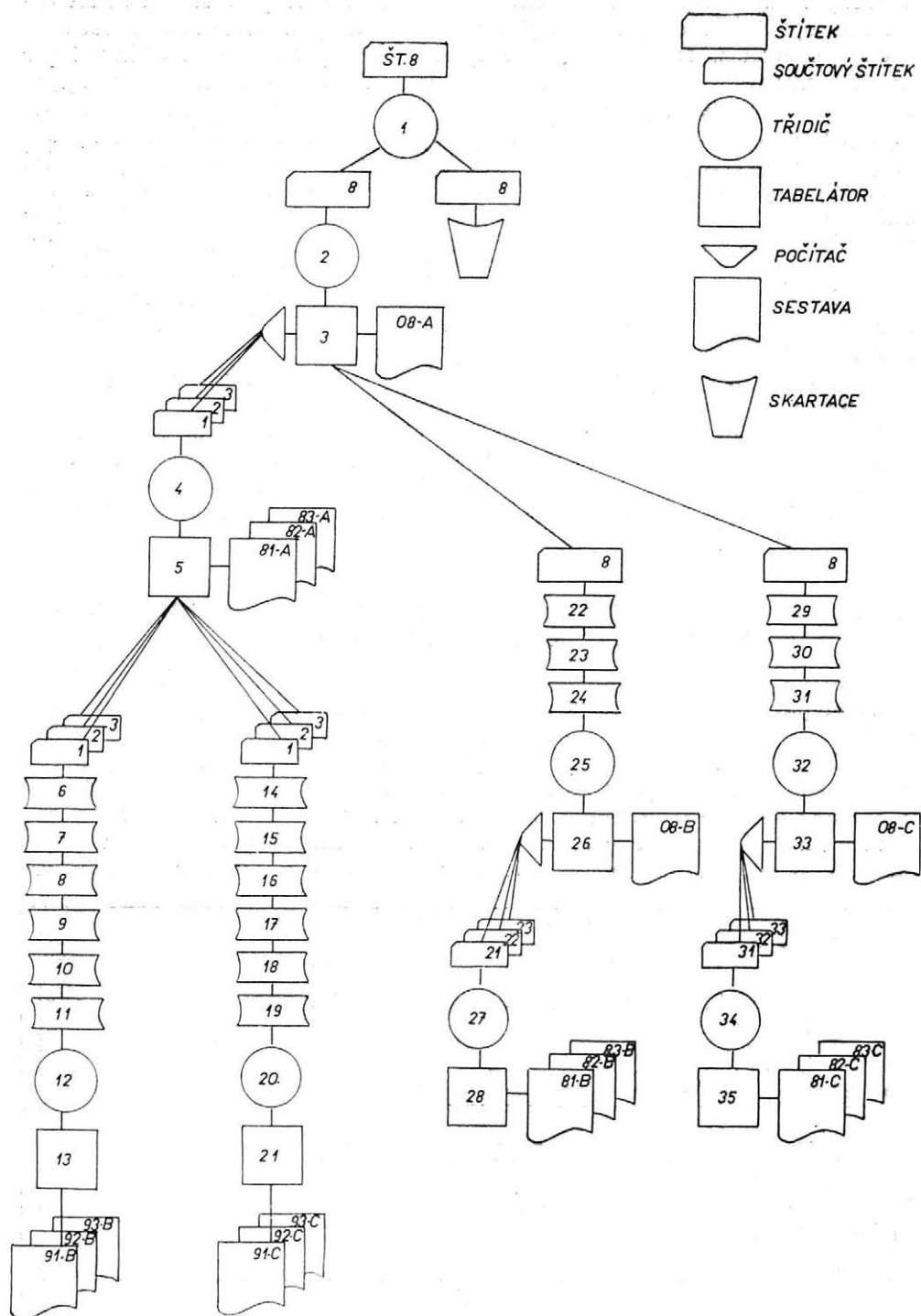
ukončily svou laktaci ve 2. pololetí. K této okolnosti se přihlíží v kontrole dědičnosti býků, kde se porovnávají dcery se stádovými vrstevnicemi odděleně v obou pololetích. Nepravděpodobně vysoké hodnoty koeficientů dědivosti pro produkci mléka prvníček, jež ukončily svou laktaci v prvním pololetí, naznačují, že bude nutno tuto otázku ještě důkladněji prověřit s ohledem na možnou chybu vyplývající ze selekce původního materiálu. Proto budou v letošním roce zpracovány podklady z r. 1965 bez předběžného výběru laktací dcer. Celkový přehled o hodnotách příslušných korelací vypočítaných podle údajů různé početných skupin polosester uvádíme v tab. VI, z níž vyplývá, že celková fenotypová korelace mezi množstvím mléka a procentuální tučností je ve všech případech záporná. Rovněž hodnoty u dílčích, prostředním podmíněných (paratypových) korelací jsou záporné, naproti tomu genetické dílčí korelace mají hodnoty kladné. Podobné hodnoty, alespoň pokud jde o tendenci, jsme zjistili již v dříve uveřejněných výsledcích, i když šlo o soubory o četnosti značně menší.

V popsaném zpracování výpočtů základních genetických parametrů jsme využili údajů na děrných štítcích pořizovaných při zpracování výsledků kontroly užitkovosti skotu, při současném využití strojů na děrné štítky prozatím pro základní matematickostatistické úkony. Ověřené poznatky z tohoto zpracování vedly potom k ideovému projektu pro výpočet základních genetických parametrů již se zaměřením na maximální využití této výpočetní techniky a pro možnost pokračování v těchto výpočtech v příštích letech.

ZPRACOVÁNÍ PRVOTNÍCH ÚDAJŮ Z VÝSLEDKŮ KONTROLY UŽITKOVOSTI SKOTU PRO VÝPOČTY GENETICKÝCH PARAMETRŮ

Pro vlastní zpracování používáme údajů za I. normované laktace krav se známým původem, vyhotovovaných při měsíčním zpracování výsledků kontroly užitkovosti skotu s pomocí strojů na děrné štítky. Údaje jsou zahrnuty na součtovém štítku číslo 8 (obr. 1), kde jsou jednak sledovány indikační znaky krávy, údobí, za které jsou údaje zpracovány, vyznačení linie a státního registru býka — otce krávy a údaje o vlastní užitkovosti za normovanou laktaci, tj. počet laktčních dnů, kilogramů mléka, kilogramů tuku, průměrné procento tuku a živá váha. V popsaném postupu je řešeno zpracování těchto prvotních údajů pro

číslo										číslo krávy										číslo otce																								
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30	31	32	33	34	35	36	37	38	39	40	41	42	43	44	45
kontrolní údobí										příměr										příměr										příměr														
kraj okřes										zeměd. závod										obec										příměr														
příměr										příměr										příměr										příměr														
příměr										příměr										příměr										příměr														
příměr										příměr										příměr										příměr														
příměr										příměr										příměr										příměr														
příměr										příměr										příměr										příměr														
příměr										příměr										příměr										příměr														
příměr										příměr										příměr										příměr														
příměr										příměr										příměr										příměr														
příměr										příměr										příměr										příměr														
příměr										příměr										příměr										příměr														
příměr										příměr										příměr										příměr														
příměr										příměr										příměr										příměr														
příměr										příměr										příměr										příměr														
příměr										příměr										příměr										příměr														
příměr										příměr										příměr										příměr														
příměr										příměr										příměr										příměr														
příměr										příměr										příměr										příměr														
příměr										příměr										příměr										příměr														
příměr										příměr										příměr										příměr														
příměr										příměr										příměr										příměr														
příměr										příměr										příměr										příměr														
příměr										příměr										příměr										příměr														
příměr										příměr										příměr										příměr														
příměr										příměr										příměr										příměr														
příměr										příměr										příměr										příměr														
příměr										příměr										příměr										příměr														
příměr										příměr										příměr										příměr														
příměr										příměr										příměr										příměr														
příměr										příměr										příměr										příměr														
příměr										příměr										příměr										příměr														
příměr										příměr										příměr										příměr														
příměr										příměr										příměr										příměr														
příměr										příměr										příměr										příměr														
příměr										příměr										příměr										příměr														
příměr										příměr										příměr										příměr														
příměr										příměr										příměr										příměr														
příměr										příměr										příměr										příměr														
příměr										příměr										příměr										příměr														
příměr										příměr										příměr										příměr														
příměr										příměr										příměr										příměr														
příměr										příměr										příměr										příměr														
příměr										příměr										příměr										příměr														
příměr										příměr										příměr										příměr														
příměr										příměr										příměr										příměr														
příměr										příměr										příměr										příměr														
příměr										příměr										příměr										příměr														
příměr										příměr										příměr										příměr														
příměr										příměr										příměr										příměr														
příměr										příměr										příměr										příměr														
příměr										příměr										příměr										příměr														
příměr										příměr										příměr										příměr														
příměr										příměr										příměr										příměr														
příměr										příměr										příměr										příměr														
příměr										příměr										příměr										příměr														
příměr										příměr										příměr										příměr														
příměr										příměr										příměr										příměr														
příměr										příměr										příměr										příměr														
příměr										příměr										příměr										příměr														
příměr										příměr										příměr										příměr														
příměr										příměr										příměr										příměr														
příměr										příměr										příměr										příměr														
příměr										příměr										příměr										příměr														
příměr										příměr										příměr										příměr														
příměr										příměr										příměr										příměr														
příměr										příměr										příměr										příměr														
příměr										příměr										příměr										příměr														
příměr										příměr										příměr										příměr														
příměr										příměr										příměr										příměr														
příměr										příměr										příměr										příměr														
příměr										příměr										příměr										příměr														
příměr										příměr										příměr										příměr														
příměr										příměr										příměr										příměr														
příměr										příměr										příměr										příměr														
příměr										příměr										příměr										příměr														
příměr										příměr										příměr										příměr														
příměr										příměr										příměr										příměr														
příměr										příměr										příměr										příměr														
příměr										příměr										příměr										příměr														
příměr										příměr										příměr										příměr														
příměr										příměr										příměr										příměr														
příměr										příměr										příměr										příměr														
příměr										příměr										příměr										příměr														
příměr										příměr										příměr										příměr														
příměr										příměr										příměr										příměr														
příměr										příměr										příměr										příměr														
příměr										příměr										příměr										příměr														
příměr										příměr										příměr										příměr														
příměr										příměr										příměr										příměr														
příměr										příměr										příměr										příměr														
příměr										příměr										příměr										příměr														
příměr										příměr										příměr										příměr														
příměr										příměr										příměr										příměr														
příměr										příměr										příměr										příměr														
příměr										příměr										příměr										příměr														
příměr										příměr										příměr										příměr														
příměr																																												



2. Schematické znázornění pracovního postupu ve strojně početní stanici

VII. Zpracování údajů za I. normované laktace krav se známým původem

Pracovní postup č.	Název
1	Třídění — počet laktčních dnů 284 a méně vyřadit ze zpracování, počet laktčních dnů 285 a více zařadit do dalšího zpracování
2	Třídění — podle číselných znaků podle býků, tj. linie a registru, uvnitř skupin býků podle měsíce ukončení normované laktace (měsíce 10.–3. : 1. pololetí kontrolního roku, měsíce 4.–9. : 2. pololetí kontrolního roku)
3	Tabelace — vyhotovena sestava 08–A se součty a vyhotovením součtových štítků: součet za 1. pololetí — součtový štítek 1 součet za 2. pololetí — součtový štítek 2 součet za rok a býka — součtový štítek 3
4	Třídění — součtový štítek 1, 2, 3, podle počtu dcer za býka a rok a podle období; na součtové štítky 1 a 2 za jednotlivá pololetí vyznačit počet dcer za býka a rok. Tím umožněno zpracování podle hranice minimálního počtu dcer za býka a rok bez ohledu na skutečný počet dcer v jednotlivých pololetích. Do dalšího zpracování zařadit výsledky za býky a rok s minim. počtem dcer 10
5	Tabelace — vyhotovení sestavy se součty za jednotlivé skupiny (skupiny podle počtu dcer a součet všech dcer — všech skupin) a jednotlivá období sestava 81–A za 1. pololetí 82–A za 2. pololetí 83–A za rok
6, 7, 8	Násobení — výpočet druhých mocnin u kg mléka, % tuku a kg tuku součtové štítky 1, 2, 3)
9, 10, 11	Dělení — výpočet podílu z předchozího výpočtu, podle počtu dcer
12	Třídění — podle jednotlivých období (1. a 2. pololetí)
13	Tabelace — vyhotovení sestav se součty za jednotlivé skupiny a celý soubor sestava 91–B za 1. pololetí 92–B za 2. pololetí 93–B za rok
14, 15, 16	Násobení — výpočet součinů mléko $\times$ % tuku, mléko $\times$ tuk, % $\times$ tuk (reprodukované štítky 1, 2, 3)
17, 18, 19	Dělení — výpočet podílu z předchozího výpočtu podle počtu dcer
20	Třídění — podle jednotlivých období (1. a 2. pololetí)
21	Tabelace — vyhotovení sestav se součty za jednotlivé skupiny a celý soubor sestava 91–C za 1. pololetí 92–C za 2. pololetí 93–C za rok

Pracovní postup č.	Název
	V dalším zpracování je opět použito štítků č. 8 z postupu č. 3
22, 23, 24	Násobení — výpočet druhých mocnin u kg mléka, % tuku, kg tuku
25	Třídění — podle jednotlivých období (1. a 2. pololetí)
26	Tabelace — vyhotovení sestavy 08-B se součty a vyhotovením součtových štítků; součet za 1. pololetí — součtový štítek 21 součet za 2. pololetí — součtový štítek 22 součet za rok a býka — součtový štítek 23
27	Třídění — součtový štítek 21, 22, 23 podle počtu dcer za býka a rok a podle období; na součtový štítek 21, a 22 za jednotlivá pololetí vyznačit počet dcer za býka a rok. Do zpracování zařadit výsledky za býka a rok s minim. počtem dcer 10
28	Tabelace — vyhotovení sestav se součty za jednotlivé skupiny a celý soubor sestava 81-B za 1. pololetí 82-B za 2. pololetí 83-B za rok
28, 30, 31	Násobení — výpočet součinů: mléko $\times$ %, mléko $\times$ tuk, % $\times$ tuk
32	Třídění — podle jednotlivých období (1. a 2. pololetí)
33	Tabelace — vyhotovení sestavy 08-C se součty a vyhotovením součtových štítků: součet za 1. pololetí — součtový štítek 31 součet za 2. pololetí — součtový štítek 32 součet za rok — součtový štítek 33
34	Třídění — součtový štítek 31, 32, 33 podle počtu dcer za býka a rok a podle období, na součtový štítek 31, 32 za jednotlivá pololetí vyznačit počet dcer za býka a rok. Do zpracování zařadit výsledky za býka a rok s minim. počtem dcer 10
35	Tabelace — vyhotovení sestav se součty za jednotlivé skupiny a celý soubor sestava 81-C za 1. pololetí 82-C za 2. pololetí 83-C za rok

Pozn.: Vyhotovené sestavy poskytují součty v hodnotách kg mléka, % tuku, popř. součty druhých mocnin a součinů těchto hodnot takto:

sestava 81 — 83 — součty součtů

81 — 83 B — součty druhých mocnin jednotlivých pozorování

81 — 83 C — součty součinů jednotlivých pozorování

91 — 93 B — součty podílů ze součtů druhých mocnin

91 — 93 C — součty podílů ze součtů součinů

jsou všechny uspořádány podle pololetí a za rok celkem a uvnitř podle jednotlivých skupin. Z výsledných sestav je možno dosazovat získané hodnoty přímo pro počet analýzy variance a kovariance.

výpočty koeficientu dědivosti pro produkci mléka, procento tuku, váhu tuku v kilogramech a výpočty genetických, paratypových a fenotypových korelací.

Zpracování podle navrhovaného způsobu, který je schematicky znázorněn v grafické části této přílohy (obr. 2), uvádíme v tab. VII.

Došlo dne 28. 4. 1966

Literatura

1. BAREA, D. - MEDINA, A.: Optimální automatická získávání genetických selekčních indexů. = „Archivos de zootecnia“, 13, 1964, 50 : 133-144. — 2. BIEGERT, H.: Kontroljahrs- oder Laktations-Abschluss. = „Der Tierzüchter“, 1961, 3 : 6-7. — 3. BIRKER, F.: Probleme der maschinellen Verarbeitung von Milchleistungsunterlagen. = „Der Tierzüchter“, 1962, 5 : 164-166. — 4. BORZOV, V. V.: Sistema plemennogo učeta v polzovatel'nykh stadach s primeneniem sčotnykh mašin. = „Životnovodstvo“, 1962, 11 : 51-54. — 5. FALCONER, D. S.: Introduction to quantitative genetics. Edinburgh and London, 1960. — 6. FISCHER, O.: Přednášky z matematické statistiky (Matematickogenetický seminář), Matematický ústav ČSAV, Praha 1962-64. — 7. GORJAŠIN, V. A.: Priměnění sčotno-výčislitel'nykh mašin v plemennoj rabote. = „Životnovodstvo“, 1961, 10 : 71-75. — 8. JOHANSSON, I.: Genetic Aspects of Dairy Cattle Breeding. Urbana, 1962. — 9. KORIATH, C. - BÖKENHAUER, W.: Anwendungsmöglichkeiten des IBM Lochkartenverfahrens in der Tierzuchtwissenschaft. = „Tierzucht“, 1959, 5 : 193-197. — 10. LE ROY, H. L.: Statistische Methoden der Populationsgenetik. Basel, 1960. — 11. LUSH, J. L.: The Genetics of Populations. Iowa, 1948 (Jablonné - Warszawa 1960). — 12. NOHEJL, J. - VINŠ, J.: Stroje na děrné štítky v plemenářské práci. = In: ÚVTI-MZLH. - Živočišná výroba (studijní zpráva) č. 11, 1964. — 13. ŠILER, R. - VÁCHAL, J.: Studium dědivosti užitekových vlastností domácích zvířat. = In: Vědecké práce ÚVÚŽV Uhřetěves, 1962, č. V : 255-274. — 14. VÁCHAL, J.: Dědivost množství mléka, tučnosti a množství tuku u dojnic červenostřakatého skotu. = „Živočišná výroba“, 1962, 7 : 63-70.

Вычисление главных генетических параметров у красно-пестрого крупного рогатого скота с помощью перфокарточных машин

По данным контроля продуктивности были установлены коэффициенты наследуемости для продуктивности молока, жирности и продукции жира; у части того же материала были определены генетические, обусловленные средой (паратиповые) и общие фенотиповые корреляции между количеством молока и процентным содержанием жира. Были использованы данные заключительных лактационных балансов у дойных коров-первотелок красно-пестрой породы, которые закончили свою первую нормированную лактацию (т. е. 215—300 лактационных дней) в период от 28 сентября 1963 года по 27 сентября 1964 года (т. е. первый день или последний день 10-го или 9-го контрольного периода 1964 года) и которые достигли продуктивности не менее 1200 кг молока. Для вычислений были взяты 7351 полусестра, распределенные в 6 групп. Пределы группы были установлены минимальным числом дочерей в группе, которое составляли в соответственном порядке 10, 11, 12, 13, 14 и 15 дочерей и соответствующее этому число потомков от тех же племенных производителей, т. е. 434, 372, 331, 287, 253 и 215. У этих производителей коэффициенты наследуемости были установлены еще для части дочерей, которые закончили свою лактацию в 1 полугодии и во 2 полугодии контрольного года. Полученные значения приведены в таблицах III, IV и V. Коэффициенты наследуемости во всех случаях были оценены в четыре раза увеличенной соответствующей интраклассной корреляцией. Была использована модель анализа вариантности со случайными эффектами ($Y_{ij} = \mu + a_i + e_{ij}$). Для исчисления фенотиповых, паратиповых и генетических корреляций между количеством молока и процентом жирности был использован тот же материал, но только у групп с минимальным числом 13, 14, 15 дочерей 287, 253 и 215 тех же производителей. При собственно вычислении был применен метод анализа с соответствующим разложением суммы произведений. Основные математико-статистические действия были проведены на перфокарточных машинах и таким образом послужили в качестве практической проверки технических возможностей использования этой вычислительной техники для исчисления основных генетических параметров. Для дальнейшего использования такой системы обработки был предложен идейный проект, который решает этот вопрос с упором на максимальное использование перфокарточных машин и возможность использования для обработки в будущие годы.

Die Berechnung der wichtigsten genetischen Parameter beim Rotfleckvieh mittels der Lochkartenmaschinen

Laut Angaben der Leistungskontrolle stellten wir die Heritabilitätskoeffizienten für die Milchproduktion, den Fettgehalt und für die Fettproduktion fest; bei einem Teil desselben Zuchtmaterials bestimmten wir die genetischen, umweltbedingten (Paratypen-) und die gesamten Phänotypen-Korrelationen zwischen der Milchmenge und dem prozentischen Fettgehalt. Dabei wendeten wir Angaben der Laktations-Abschlüsse der Erstlingskühe des Rotfleckviehes an, die ihre erste normierte Laktation (d. h. 215—300 Laktationstage) im Zeitraum vom 28. September 1963 bis 27. September 1964 abgeschlossen hatten (d. h. den ersten Tag, bzw. den letzten Tag der 10. bzw. der 9. Kontrollperiode des Jahres 1964) und die eine Leistung von mindestens 1200 kg Milch erreichten. Zu den Berechnungen haben wir 7351 Halbschwestern, die in 6 Gruppen eingegliedert worden waren, angewandt. Die Abgrenzung der Gruppe wurde durch minimale Anzahl der Töchter in der Gruppe festgelegt und diese Anzahl betrug in der betreffenden Reihenfolge 10, 11, 12, 13, 14 und 15 Töchter und die dementsprechende Anzahl derselben Deckstiere, d. h. 434, 372, 331, 287, 253 und 215. Für diese Deckstiere bestimmte man die Heritabilitätskoeffizienten noch für die Partien der Töchter, die ihre Laktation im 1. Halbjahr und im 2. Halbjahr des Kontrolljahres beendet haben. Die gewonnenen Werte sind in den Tafeln III, IV und V angeführt. Die Heritabilitätskoeffizienten haben wir in sämtlichen Fällen als das Vierfache der betreffenden Intraklassen-Korrelation abgeschätzt. Wir verwendeten das Modell der Varianzanalyse mit Zufallseffekten ($Y_{ij} = \mu + a_i + e_{ij}$). Für die Berechnungen der Phänotypen- Paratypen- und der genetischen Korrelationen zwischen der Milchmenge und dem Fettprozent wandten wir dasselbe Material an, jedoch nur bei Gruppen mit minimaler Anzahl von 13, 14 und 15 Töchtern von denselben Deckstieren, d. h. 287, 253 und 215. Bei der eigentlichen Berechnung wandten wir dasselbe Analysenmodell mit der betreffenden Verteilung der Summe von Produkten an. Die grundlegenden mathematisch-statistischen Rechnungsarten wurden auf Lochkartenmaschinen vorgenommen und stellten somit eine praktische Überprüfung der technischen Möglichkeiten der Ausnützung dieser Berechnungstechnik bei der Berechnung von genetischen Grundparametern dar.

Für die weitere Anwendung dieses Systems der Bearbeitung schlugen wir ein Ideenprojekt vor, welches diese Frage mit der Richtung auf maximale Ausnützung von Lochkartenmaschinen und auf die Möglichkeit der Ausnützung bei der Bearbeitung in den nächsten Jahren löst.

Adresy autorů:

Inž. Jan V á c h a l, Ústřední výzkumný ústav živočišné výroby, Uhřetíněves
Jiří K o t l a n d, Ústřední plemenářská stanice, Řepy u Prahy

**VZTAHY MEZI POČTEM
NAROZENÝCH A Odstavených SELAT
V RODIČOVSKÉ A DCEŘINÉ GENERACI
U BÍLÝCH UŠLECHTILÝCH PRASAT**

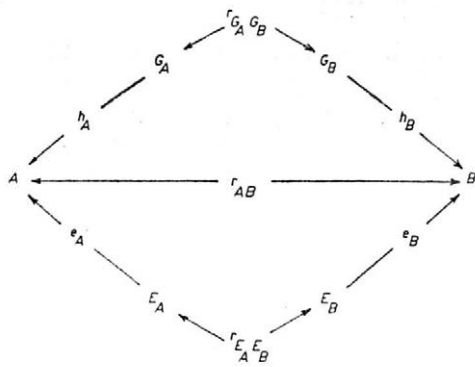
Sledování vztahů mezi početností vrhu v jednotlivých údobích kontroly užitkovosti bylo vděčným předmětem studia mnoha autorů, zejména s přihlédnutím k příslušným vahám celého vrhu nebo průměrným vahám kontrolovaných selat. Jen namátkou lze jmenovat šetření Carmichaela, Rice (1920), Lushe, Hetzera a Culbertsona (1934), Schlegela (1958) a z našich autorů zejména Kříženeckého (1935, 1938, 1939, 1940), Kříženeckého a Krause (1940), Koželuhy (1944) a Opichala (1948).

Ze selekčního hlediska je důležité sledovat vztahy mezi početností vrhů v posloupnosti generací. Setkáváme se tu s dosti výrazným projevem regrese, při kterém se početnost vrhu dcer od matek s vysokou i nízkou velikostí vrhu blíží průměru populace, jak bylo prokázáno na rozboru plodnosti u 1000 párů dcer a matek na prvním vrhu u našeho bílého ušlechtilého plemene prasat (Šiler 1964). Tato zákonitost, se kterou se setkáváme u této kategorie užitkových vlastností, je jednou z hlavních příčin malé účinnosti selekce zaměřené na zvyšování plodnosti prasat, pokud máme na mysli její kvantitativní vyjádření, tj. velikost vrhu.

Není proto divu, že otázkou plodnosti a selekce se zabývala celá řada autorů, převážně autoři američtí. Tyto práce se zabývaly především hodnocením účinnosti různých způsobů selekce, a to převážně individuálního výběru, výběru podle rodin i kombinace obou těchto způsobů. Řada dalších prací byla zaměřena na vzájemné porovnání různých metod selekce včetně výběru podle selekčního indexu. V této problematice vynikají zejména práce Lushe a Mollna (1942), kteří se zaměřili na vypracování jednoduchého indexu pro hodnocení užitkových vlastností prasnic, Hazela (1943), který vypracoval základní teorii pro stanovení genetických korelací a konstrukci selekčních indexů, Hazela, Bakera a Reinmillera (1943), Lushe (1947) aj. Řada velmi zajímavých podnětů pro selekci na plodnost u prasat vyplývá z modelových pokusů Falconerových (1955, 1960, 1965), konaných na myších.

V této práci je kladen důraz na prošetření fenotypových a genetických korelací mezi počtem celkem narozených a odstavených selat právě vzhledem ke zjištění výše uvedené regrese. I když dosud stanovené korelace mezi počtem celkem narozených a odstavených selat v rámci téhož vrhu jsou prakticky významné, což je vlastně logické, předpokládalo se, že vztahy mezi generacemi budou v důsledku pozorované regrese poměrně nízké. Pro potvrzení tohoto předpokladu bylo využito Hazelova (1943) přístupu ke stanovení genetické korelace, využívajícího vztahů mezi užitkovostí dcer a jejich matek.

Pro úplnost je třeba se ještě alespoň ve stručnosti zmínit o biometrických vztazích mezi dvěma sledovanými vlastnostmi. K jejich objasnění a pochopení poslouží snad



nejlépe Lernerovo (1958) schéma uvedené na připojeném grafu (obr. 1), jež bylo řadou autorů různě modifikováno. Na schématu uvedené znaky A a B jsou v podstatě fenotypy, a proto korelace mezi nimi značená jako r_{AB} je vlastně korelace fenotypovou. V genetice kvantitativních znaků, jež se vymykají studiu v duchu klasických zákonitostí Mendelových, jde o vystižení podílu dědičnosti na jejich celkové proměnlivosti.

V důsledku toho se celková pozorovaná (fenotypová) proměnlivost rozděluje na složku podmíněnou dědičností a složku podmíněnou působením prostředí. Toto základní rozdělení se projevuje i při bližším pohledu na podstatu pozorované fenotypové korelace. Každému znaku přísluší totiž jeho genotyp (G_A , G_B) i příslušné prostředí (E_A , E_B), které spoluvytvářejí projev obou znaků, což je na schématu vyznačeno úsekovými koeficienty h_A , h_B , a e_A , e_B . Fenotypová korelace je pak vlastně tvořena dvěma složkami. Je to jednak korelace mezi oběma genotypy, tedy korelace genetická ($r_{G_A G_B}$) podmíněná dědičností a korelace podmíněná působením prostředí ($r_{E_A E_B}$).

Stanovení genetických korelací mezi vlastnostmi s nízkými hodnotami dědivosti, jako je tomu v případě početnosti vrhu, kde byly na našem materiálu potvrzeny (Šiler 1962, Šiler, Plocek a Pavlík 1965), není příliš obvyklé. Sřední chyba genetické korelace je totiž podstatně větší než u koeficientů dědivosti (Robertson 1961, 1965). Přesto jsme pro úplnost výčtu sledovaných vztahů přikročili k jejímu stanovení.

Je tedy možné shrnout, že cílem předkládané práce bylo zjistit vztahy mezi počtem celkem narozených a odstavených selat v posloupnosti generací a tím částečně přispět k objasnění v dřívějších pracích pozorované regrese užitkovosti k průměru populace. Současně měla tato práce poskytnout podklady pro vypracování programu pro stanovení koeficientu dědivosti a fenotypových a genetických korelací strojně početní technikou pro ty případy, kde jsou k dispozici údaje o užitkovosti dcer, polosourozenců seskupených podle otců a užitkovosti matek těchto dcer, jako je tomu při kontrole užitkovosti v chovu skotu a prasat.

MATERIÁL A METODIKA

Podkladový materiál poskytly záznamy o kontrole užitkovosti v chovu prasat v oblasti Středočeského (KPS Praha) a Jihočeského (KPS Veselí n. L.) kraje použité již pro stanovení koeficientu dědivosti pro jednotlivé užitkové vlastnosti prasníc, jak podrobně uvádím v příslušné práci (Šiler 1962). K dispozici byly údaje o užitkovosti dcer a jejich matek, přičemž základní třídění bylo podle roků a otců.

Výhodou takto sestaveného materiálu bylo to, že umožňoval použití korelace křížem podle Hazela (1943) ke stanovení genetické korelace. Při tomto postupu se sledují dvě příslušné vlastnosti na potomku (dceři) a tytéž vlastnosti na rodiči (matce). Při tom se stanoví fenotypové korelace mezi prvním znakem potomka a druhým znakem rodiče, mezi druhým znakem potomka a prvním znakem rodiče a konečně korelace mezi prvním znakem u rodiče a týmž znakem u potomka a vztah mezi druhým znakem u rodiče a stejným znakem u potomka. Označíme-li sledované znaky u rodiče x_1 a y_1 a u potomka x_2 a y_2 , bude pak genetická korelace rovna tomuto výrazu

$$r_{GxGy} = \frac{\frac{1}{2}(r_{x_2 y_1} + r_{y_2 x_1})}{\sqrt{r_{x_1 x_2} \cdot r_{y_1 y_2}}} \quad (1)$$

Se zřetel k vypracování programu pro strojně početní zpracování podkladových dat za účelem zjištění koeficientů dědivosti a fenotypových a genetických korelací zmíníme se ve stručnosti o metodickém postupu, který je třeba pro stanovení uvedených parametrů zachovávat. V našem případě můžeme stanovit koeficient genetické korelace pro každého otce a vážením těchto koeficientů získat odhad společného koeficientu genetické korelace pro příslušnou populaci. Tento postup uvádíme dále podrobněji.

Z kontrolních knih prasníc se zjistí otec a matka prasnice a absolutní hodnoty vlastností, u nichž chceme stanovit koeficienty dědivosti a fenotypové a genetické korelace. Dcery sestavíme v rámci jednotlivých let do skupin podle společných otců. Získáme tak tedy skupiny polosourozenců podle otců. Ke každé dceři vyhledáme užitek její matky. Zásadou je porovnávat užitek dceři na stejném pořadí vrhu (u krav na stejném pořadí laktace). Nejlépe je použít užitek dceři z prvního vrhu vzhledem k tomu, že soubor prasnic představuje neselektovanou populaci a je také nejpočetnější. Zjištěná data sestavíme způsobem naznačeným v tab. I, kde pak užitek dceři i matky povýšíme na druhou a vzájemně je vynásobíme. Pro každou skupinu podle kance sečteme pak jednotlivé užitek, jejich mocniny i dílčí součiny.

I. Vzor pomocné tabulky pro základní třídění materiálu z kontroly užitečnosti

Plemenný kanec	n	Číslo matky	Číslo dceři	x_1	x_2	x_1^2	x_2^2	$x_1 \cdot x_2$
7498	1	6830	8259	9	9	81	81	81
	5	7152	8274	10	8	100	64	80
	5	—	—	48	43	478	371	414
7743	1	7435	8142	9	12	81	144	108
	5	7409	8187	8	10	64	100	80
	5	—	—	43	48	371	501	425
8284	1	7465	8282	11	10	121	100	110
	3	7467	8291	10	9	100	81	90
	3	—	—	31	30	321	302	310
	atd.							

Sloupcové součty pro každého kance spolu s příslušným počtem párů dcer a matek převedeme do tab. II sloužící k propočtu pomocných výrazů, jež můžeme označit jako A, B a C, nutných pro stanovení regresních i korelačních koeficientů, které jsou opět nezbytné ke stanovení koeficientů dědivosti a fenotypových korelací. Pro údaje v tab. I bude např.

$$\begin{aligned}
 A &= \sum x_1^2 - \frac{(\sum x_1)^2}{n} \\
 B &= \sum x_2^2 - \frac{(\sum x_2)^2}{n} \\
 C &= \sum x_1 \cdot x_2 - \frac{\sum x_1 \cdot \sum x_2}{n}
 \end{aligned} \tag{2}$$

II. Vzor tabulky pro propočet pomocných výrazů potřebných pro stanovení regresních a korelačních koeficientů

Plemenný kanec	Počet párů	Sx_1	Sx_2	Sx_1^2	Sx_2^2	$Sx_1 \cdot x_2$	A	B	C
7498	5	48	43	478	371	414	17,20	1,20	1,20
7743	5	43	49	371	501	425	1,20	20,80	3,60
8284	3	31	30	321	302	310	0,67	2,00	0,00
.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
8332	5	55	54	609	590	596	4,00	6,80	2,00
							445,49	475,93	29,89

Výpočet A , B a C vykonáváme pro každý řádek (každého pleménika) a jednotlivé hodnoty pak sčítáme a s takto vzniklými součty teprve pracujeme; tyto součty pro jednoduchost značíme opět A , B a C .

Fenotypová korelace mezi znaky x_1 a x_2 a příslušné regresní koeficienty se pak stanovují takto:

$$r_{x_1x_2} = \frac{C}{\sqrt{A \cdot B}}; b_{x_1x_2} = \frac{C}{B}; b_{x_2x_1} = \frac{C}{A}$$

Chceme-li potom stanovit koeficient dědivosti, určíme nejprve, přidržíme-li se naznačeného příkladu a symboliky, regresi užítkovosti dcer na užítkovost matek, danou regresním koeficientem $b_{x_2x_1}$. Protože genetická podobnost mezi rodičem a potomkem činí 0,5, bude koeficient dědivosti roven dvojnásobku zjištěného regresního koeficientu, tedy

$$h^2 = 2 \cdot b_{x_2x_1}$$

Pro stanovení genetické korelace je ovšem nejdříve nutno stanovit uvedeným způsobem potřebné fenotypové korelace $r_{x_2y_1}$, $r_{y_2x_1}$, $r_{x_1x_2}$ a $r_{y_1y_2}$ a ty pak dosadit do konečného vzorce (1), uvedeného na počátku metodiky.

Střední chyba koeficientu dědivosti se propočítává přibližně takto:

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

kde n znamená celkový počet sledovaných párů.

Odvození vzorce pro stanovení střední chyby odhadu genetické korelace bylo uskutečněno teprve před několika lety (Robertson 1960, 1961). V tomto případě, kdy koeficienty dědivosti obou sledovaných vlastností jsou zhruba stejně vysoké, je možno použít zjednodušené formule, u níž jde v podstatě o porovnání se střední chybou příslušného odhadu koeficientu dědivosti z téhož materiálu.

$$s_{r_G} \approx \frac{1-r_G^2}{\sqrt{2}} \cdot \frac{s_{h^2}}{h^2} \approx \frac{1}{\sqrt{2}} \cdot \frac{s_{h^2}}{h^2} \approx \frac{1}{\sqrt{2}} \cdot \frac{2}{\sqrt{n}} \cdot \frac{1}{h^2} \approx \frac{\sqrt{2}}{h^2 \sqrt{n}}$$

VÝSLEDKY A DISKUSE

V tab. III jsou uvedeny základní údaje o počtu sledovaných párů dcer a matek v oblasti obou krajů; z ní vyplývá, že propočty byly uskutečněny pro první, druhý a třetí vrh. Jak je z této tabulky patrné, došlo již u druhého a zejména u třetího vrhu ke značnému snížení počtu sledovaných párů.

III. Počty sledovaných párů dcer a matek použitých ke stanovení fenotypových a genetických korelací u počtu celkem narozených a odstavených selat

Pořadí vrhu	Středočeský kraj	Jihočeský kraj	Celkem
I	499	263	762
II	200	123	323
III	107	66	173

IV. Přehled fenotypových korelací mezi počtem celkem narozených a odstavených selat pro oblast Středočeského a Jihočeského kraje v prvních třech vrzích (D = dcery, M = matky)

Poř. vrhu	Sledovaná dvojice vlastností	Středočeský kraj	Jihočeský kraj	Oba kraje
I	Odst. selat D — nar. selat M	0,00	0,00	$0,00 \pm 0,036$
	Nar. selat D — odst. selat M	0,01	0,09	$0,03 \pm 0,036$
	Nar. selat D — nar. selat M	0,00	0,20	$0,08 \pm 0,036$
	Odst. selat D — odst. selat M	0,04	0,05	$0,04 \pm 0,036$
	Nar. selat D — odst. selat D	0,60	0,39	$0,61 \pm 0,028$
	Nar. selat M — odst. selat M	0,70	0,53	$0,63 \pm 0,028$
II	Odst. selat D — nar. selat M	0,09	- 0,03	$- 0,04 \pm 0,055$
	Nar. selat D — odst. selat M	0,24	0,10	$0,19 \pm 0,055$
	Nar. selat D — nar. selat M	0,13	0,27	$0,17 \pm 0,055$
	Odst. selat D — odst. selat M	0,12	0,01	$0,09 \pm 0,055$
	Nar. selat D — odst. selat D	0,57	0,65	$0,60 \pm 0,044$
	Nar. selat M — odst. selat M	0,62	0,40	$0,53 \pm 0,046$
III	Odst. selat D — nar. selat M	0,40	- 0,11	$0,23 \pm 0,074$
	Nar. selat D — odst. selat M	0,21	0,13	$0,17 \pm 0,074$
	Nar. selat D — nar. selat M	0,36	0,03	$0,23 \pm 0,074$
	Odst. selat D — odst. selat M	0,23	0,10	$0,18 \pm 0,074$
	Nar. selat D — odst. selat D	0,65	0,72	$0,67 \pm 0,056$
	Nar. selat M — odst. selat M	0,53	0,68	$0,59 \pm 0,061$

Přehled zjištěných fenotypových korelací mezi dcerami a matkami podáváme v tab. IV, v níž jsou současně uvedeny i korelace mezi oběma vlastnostmi u těchto zvířat, tj. u dcer i matek.

Jak je z uvedených fenotypových korelací mezi vlastnostmi potomka a rodiče v tab. IV patrné, vyznačují se vesměs velmi nízkými, skoro nulovými hodnotami. Pro porovnání je možno uvést hodnoty vykazované Buchananem Smithem, Robinsonem a Bryantem (1935) v jejich souhrnné práci o genetice prasat. Jsou to jimi citovaní Rommel a Phillip, kteří již v r. 1907 zjistili mezi plodností dcer a matek $r = 0,10 \pm 0,149$ a mezi

matkami a bábami $r = 0,06 \pm 0,009$. Vzhledem k těmto nízkým korelacím i velmi nízkým hodnotám dědivosti sledovaných vlastností (Šiler, Plocek a Pavlík 1965) se dalo předpokládat, že i výsledná genetická korelace bude poměrně nízká. Pokud jde o vztahy mezi sledovanými dvojicemi vlastností téhož zvířete, jsou jejich hodnoty — jak opět vyplývá z tab. IV — pochopitelně kladné a vesměs vysoké, což je potvrzeno jak domácími, tak i zahraničními zkušenostmi.

Vzhledem k početnosti výchozího materiálu (tab. III) stanovili jsme genetickou korelaci pouze pro první vrh. V tomto případě, tj. vztah mezi počtem celkem narozených a odstavených selat, byla zjištěna genetická korelace $+ 0,264$. Střední chyba této korelace byla značná ($s_{r_G} = 0,299$) a není proto možné považovat zjištěný genetický vztah za věrohodný. Je známo, že stanovení genetických korelací je zatíženo značnými chybami a k jejich eliminaci je proto zapotřebí dostatečné množství podkladového materiálu (Robertson 1960, 1961). Přestože v tomto případě bylo použito 762 párů dcer a matek, zdá se, že i tak byl tento počet pro přesnější stanovení genetických korelací poměrně ještě málo dostatečný.

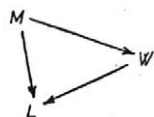
Z uvedených důvodů se proto v zahraničí nevěnuje stanovení genetických korelací mezi užitkovými vlastnostmi prasnic taková pozornost. Pokud tomu tak je, zaměřují se zahraniční pracovníci pouze na korelace fenotypové, podobně jako u nás již zmínění autoři Kříženecký (1935, 1938, 1939), Opichal (1948) aj.

Povaha podkladového materiálu a v metodice naznačený postup umožnil také stanovení koeficientů dědivosti pro obě sledované vlastnosti. V prvním případě, tj. u počtu celkem narozených selat, činila hodnota koeficientu dědivosti $0,17 \pm 0,072$ a ve druhém, tj. v počtu odstavených selat, byla nalezena hodnota $0,10 \pm 0,072$.

V našem případě sloužily zjištěné hodnoty fenotypových korelací k alespoň částečnému objasnění výrazného vlivu regrese u početnosti vrhu při porovnání populace matek a dcer, jak jsme se s ním zabývali v dřívějších pracích (Koubek, Šiler a Váchal 1962, Šiler 1964). Při sledování souboru 1000 párů dcer a matek se ukázalo, že skupina matek s nejnižší plodností (7—9 selat) dala dcery, jež v průměru vykazovaly vyšší počet selat (10,65), zatímco dcery matek ze skupiny s nejvyšší plodností (13—15 selat) daly nižší počet selat (10,56).

Zjištěné hodnoty fenotypových a genetických korelací tuto skutečnost potvrzují a naznačují současně, právě tak jako příslušné koeficienty dědivosti, že zušlechťování plodnosti, pokud jí máme na mysli početnost vrhu, je velmi obtížné.

Domníváme se, že u prasete jako typicky multiparního zvířete půjde o jistou analogii s působením mateřského vlivu u myši, jak o něm podrobně pojednává Falconer (1955, 1960, 1965). Na základě svých známých selekčních pokusů dospěl k tomu, že u myši jde, co se týče početnosti vrhu, o působení jednak genetické, jednak negenetické na základě tohoto schématu:



V tomto případě M značí matku (její početnost vrhu), W váhu její dcery a L početnost vrhu dcery. Šipky pak představují úsekové koeficienty. Genetický základ plodnosti se přenáší z matky na dceru (ML). Početnost vrhu matky však ovlivňuje současně váhu jejich jednotlivých dcer (MW). To znamená, že při vysoce početném vrhu matky je průměrná váha jejich dcer nižší a projevuje se u myši plně až do zabřeznutí. Nízká váha

dcery je pak do určité míry korektorem jejího vlastního vrhu ($\overline{WL}$). Znamená to tedy, že vysoce početný vrh matky se projeví méně početným vrhem její dcery a naopak.

Do jaké míry bude možno tyto závěry aplikovat na chov prasat, ukáže další šetření o působení mateřského vlivu u prasat, kterým se v současné době intenzivně zabýváme.

SOUHRN

V dřívějších šetřeních o velikosti vrhu u prasníc bílého ušlechtilého plemene byl zjištěn projev regrese v tom smyslu, že matky s početnějšími vrhy daly dcery, jejichž vrhy byly méně početné a naopak. Tato skutečnost má značný význam z hlediska selekčního.

V důsledku této skutečnosti se předpokládalo, že fenotypové vztahy mezi velikostí vrhu u dcer a matek budou velmi nízké, a že bude patrně i poměrně velmi nízká genetická korelace mezi počtem celkem narozených a odstavených selat.

Početní postup pro stanovení genetické korelace podle Hazela (1943) uvedený v metodice nám umožnil důkladné prošetření těchto vztahů. Podkladovým materiálem byly záznamy z kontroly užitkovosti Středočeského a Jihočeského kraje. Příslušné fenotypové korelace byly zjištěny pro první, druhý a třetí vrh. Vzhledem k malému počtu případů byla genetická korelace mezi počtem celkem narozených a odstavených selat stanovena pouze pro první vrh.

V počtu celkem narozených selat byl nalezen vztah mezi oběma generacemi $r = 0,08 \pm 0,036$ a u velikosti vrhu při odstavu $r = 0,04 \pm 0,036$. Tyto hodnoty byly zjištěny u prvního vrhu. Odpovídající vztahy u druhého vrhu byly $r = 0,17 \pm 0,055$ a $r = 0,09 \pm 0,055$ a konečně u třetího vrhu $r = 0,23 \pm 0,074$ a $r = 0,18 \pm 0,074$. Ukazuje se, že sledované vztahy se s pořadím vrhu zvyšují; nesmí se však zapomenout, že u druhého a třetího vrhu již jde o selektovaný a méně početný soubor.

Fenotypové korelace mezi počtem celkem narozených a odstavených selat v rámci jednotlivých generací jsou vesměs prakticky významné a průkazné a kolísají od $0,53 \pm 0,046$ do $0,67 \pm 0,056$. Odpovídající genetická korelace činila 0,26, byla však zatížena poměrně značnou chybou $s_{rG} = \pm 0,299$ a není proto možné ji pokládat za věrohodnou.

Technika použitého postupu umožnila — jak bylo v metodice naznačeno — i stanovit koeficient dědivosti pro obě vlastnosti. Podobně jako genetická korelace byly tyto důležité genetické parametry vzhledem k menšímu počtu případů zjištěny pouze pro první vrh. U počtu celkem narozených selat byla hodnota $h^2 = 0,17 \pm 0,072$ a u počtu odstavených selat $0,10 \pm 0,072$.

Tento statistickogenetický rozbor zjistil příslušné vztahy v posloupnosti generací a potvrdil tak vliv regrese na velikost vrhu, promítající se prakticky v malé účinnosti selekce. V dalším sledování je třeba se blíže věnovat fyziologickým příčinám, jež tyto vztahy podmiňují. V diskusi zmíněné modelové pokusy Falconerovy tu mohou být velmi dobrým vodítkem.

ZÁVĚR

Vzhledem k zjištěnému projevu regrese jsme stanovili fenotypové korelace u počtu celkem narozených a odstavených selat mezi populací dcer a populací matek. Zjistili jsme očekávané nízké hodnoty, a to pro počet celkem narozených selat u prvního vrhu $r = 0,08 \pm 0,036$, u druhého $r = 0,17 \pm 0,055$ a u třetího $r = 0,23 \pm 0,074$. Pro počet odstavených selat činily odpovídající hodnoty $r = 0,04 \pm 0,036$ pro první, $r = 0,09 \pm 0,055$ pro druhý a $r = 0,18 \pm 0,074$ pro třetí vrh.

Fenotypové korelace mezi počtem celkem narozených a odstavených selat v rámci sledovaných generací byly vesměs vysoké a průkazné a pohybovaly se od $0,53 \pm 0,046$ do $0,67 \pm 0,056$. Odpovídající genetická korelace byla nízká $r_G = 0,26$ a vzhledem ke značné střední chybě ji není možno uvažovat.

Koeficient dědivosti pro počet celkem narozených selat činil $0,17 \pm 0,072$ a pro počet odstavených selat $0,10 \pm 0,072$.

Došlo dne 12. 5. 1966

Literatura

1. BUCHANAN SMITH, A. D. - ROBISON, O. J. - BRYANT, D. M.: The genetics of the pig. Hague, 1935. — 2. CARMICHAEL, W. J. - RICE, J.: Variation in farrow with special reference to the birth weight of pigs. = „Illinois Agr. Exp. Sta. Bull.“, 1920, 226, 67-95. — 3. FALCONER, D. S.: Patterns of response in selection experiments with mice. = In: Cold Spring Harbor Symposia on Quantitative Biology, XX, 1955 : 178-196. — 4. FALCONER, D. S.: Introduction to quantitative genetics. Edinburgh - London, 1960. — 5. FALCONER, D. S.: Maternal effects and selection response. = „Genetics today“, 1965 : 763-774. — 6. HAZEL, L. N.: The genetic basis for constructing selection indexes. = „Genetics“, 28, 1943 : 476-490. — 7. HAZEL, L. N. - BAKER, M. L. - REINMILLER, C. F.: Genetic and environmental correlation between the growth rates of pigs at different ages. = „Journal of Animal Science“, 1943, 2 : 118-128. — 8. KOUBEK, K. - ŠILER, R. - VÁCHAL, J.: Výzkum různých metod plemenného výběru u skotu, prasat a ovcí. = In: Závěrečná zpráva, ÚVÚŽV Uhřetěves, 161. — 9. KOŽELUHA, V.: Vliv pořadí vrhu a stáří prasnice na velikost vrhu, úmrtnost, váhu a poměr pohlaví selat. = „Zemědělský archiv, 1944 : 201-225. — 10. KRÍŽENECKÝ, J.: Plodnost prasnic: na kolik je dědičná, jak ji posuzovat a jak vyjadřovat k účelům plemenářským. = „Čs. zemědělec“, VII, 1935 : 361-362, 371-372, 380-381. — 11. KRÍŽENECKÝ, J.: Vliv velikosti vrhu na průměrnou váhu selete při narození. = „Sborník ČAZ“, 13, 1938 : 534-545. — 12. KRÍŽENECKÝ, J.: Vztahy mezi počtem selat ve vrhu, průměrnou váhou selete a váhou celého vrhu při narození a při odstavení. = „Sborník ČAZ“, 14, 1939 : 2-9. — 13. KRÍŽENECKÝ, J.: Další studie o vlivu velikosti vrhu na průměrnou váhu selete při narození. = „Sborník ČAZ“, 15, 1940 : 17-25. — 14. KRÍŽENECKÝ, J. - KRAUS, J.: Význam pořadí vrhu pro vliv velikosti vrhu na průměrnou váhu selete při narození. = „Sborník ČAZ“, 15, 1940 : 71-78. — 15. LERNER, I. M.: The genetic basis of selection. New York, 1958. — 16. LUSH, J. L.: Family merit and individual merit as bases for selection. = „Amer. Naturalist“, 81, 1947 : 241-261 a 362-379. — 17. LUSH, J. L. - HETZER, H. O. - CULBERTSON, C. C.: Factors affecting birth weight of swine. = „Genetics“, 19, 1934 : 329-343. — 18. LUSH, J. L. - MOLLN, A. E.: Litter size and weight as permanent characteristics of sows. = „Tech. Bulletin U. S. Department of Agriculture“, 1942, 836, 1-40. (cit. FALCONER, D. S., 1960). — 19. OPICHAL, M.: Studie o růstu selat od narození do 56 dnů a o sekreci mléka u prasnic. = „Sborník VÚŽ“, sv. 175, Brno, 1948. — 20. ROBERTSON, A.: Experimental design on the measurement of heritabilities and genetic correlations. = In: Kempthorne, O.: Biometrical genetics. 1960 : 101-106. — 21. ROBERTSON, A.: Selektion nach verschiedenen Eigenschaften. Schriftenreihe des Max-Planck-Institutes für Tierzucht und Tierernährung. Sonderband, 1961. — 2. SCHLEGEL, W.: Ist die Erstlingsleistung der Sauen für die Lebensleistung entscheidend? = „Schweinezucht u. Schweinemast“, 6, 1958 : 80. — 23. ŠILER, R.: Dědivost některých užitkových vlastností u bílého ušlechtilého prasete. = „Sborník ČSAZV-Živočišná výroba, 7, 1962 : 575-582. — 24. ŠILER, R.: Možnost selekce při zvyšování plodnosti prasat. = In: Vědecké práce ÚVÚŽV v Uhřetěvesi, VII, 1964 : 201-217. — 25. ŠILER, R. - PLOCEK, F. - PAVLÍK, J.: Koeficienty dědivosti bílých ušlechtilých prasat chovaných v českých krajích. = „Živočišná výroba“, 10, 1965 : 399-408.

Соотношение между общим числом родившихся поросят и поросят-отъемышей в поколении родителей и дочерей у белой улучшенной свиньи

Ввиду обнаруженного явления регрессии были установлены фенотиповые корреляции у числа всех родившихся поросят и поросят-отъемышей между поколениями дочерей и поколениями матерей. Были найдены ожидаемые низкие значения, в частности для числа всех родившихся поросят из первого опороса $r = 0,08 \pm 0,036$, у второго $r = 0,17 \pm 0,055$

и у третьего $r = 0,23 \pm 0,074$. Для порослят-отъемышей соответствующие значения были: $r = 0,04 \pm 0,036$ для первого, $r = 0,09 \pm 0,055$ для второго и $r = 0,18 \pm 0,074$ для третьего опороса.

Фенотиповые корреляции между общим числом рожденных поросят и поросят-отъемышей в рамках изучаемых поколений были сплошь высокими, достоверными и колебались между $0,53 \pm 0,046$ до $0,67 \pm 0,055$. Соответственная генетическая корреляция была низкой, $r_G = 0,26$ и можно ее не учитывать ввиду значительной средней ошибки.

Коэффициент наследуемости для общего числа родившихся поросят равнялся $0,17 \pm 0,072$ и для числа поросят-отъемышей $0,10 \pm 0,072$.

The Relations between the Numbers of Born and Weaned Piglings in the Parental and Filial Generations of Large White Pigs

With regard to the ascertained effect of regression the phenotypic correlations for the total numbers of born and weaned piglings between the population of daughters and the population of mothers were determined. The expected low values were found, that one for the total number of piglings born in the first litter $r = 0,08 \pm 0,036$, in the second litter $r = 0,17 \pm 0,055$, and in the third litter $r = 0,23 \pm 0,074$. For the number of weaned piglings the respective values amounted to $r = 0,04 \pm 0,036$ for the first litter, to $r = 0,09 \pm 0,055$ for the second, and to $r = 0,18 \pm 0,074$ for the third litters.

The phenotypic correlations between the total numbers of born and weaned piglings within the scope of the examined generation were altogether high and significant, and ranged between $0,53 \pm 0,046$ and $0,67 \pm 0,056$. The corresponding genetic correlation was low, $r_G = 0,26$, and cannot be considered with regard to the considerable mean error.

The coefficient of heritability for the total number of born piglings amounted to $0,17 \pm 0,072$, and for the number of weaned piglings to $0,10 \pm 0,072$.

Beziehungen zwischen der Anzahl der insgesamt geborenen und abgesetzten Ferkel in der Eltern- und Tochtergeneration bei Weißen Edelschweinen

Mit Rücksicht auf die festgestellten Regressionserscheinungen wurden die phänotypischen Korrelationen bei der Anzahl der insgesamt geborenen und abgesetzten Ferkel zwischen der Population der Töchter und der Population der Mütter festgelegt. Es wurden die erwarteten niedrigen Werte, u. zw. für die Anzahl der insgesamt geborenen Ferkel beim ersten Wurf $r = 0,08 \pm 0,036$, beim zweiten $r = 0,17 \pm 0,055$ und beim dritten $r = 0,23 \pm 0,074$ ermittelt. Die entsprechenden Werte für die Anzahl der abgesetzten Ferkel betrugen: $r = 0,04 \pm 0,036$ für den ersten, $r = 0,09 \pm 0,055$ für den zweiten und $r = 0,18 \pm 0,074$ für den dritten Wurf.

Die phänotypischen Korrelationen zwischen der Anzahl der insgesamt geborenen und abgesetzten Ferkel im Rahmen der beobachteten Generationen waren im allgemeinen hoch und signifikant und bewegten sich von $0,53 \pm 0,046$ bis $0,67 \pm 0,056$. Die entsprechende genetische Korrelation war niedrig u. zw. $r_G = 0,26$; mit Rücksicht auf einen beträchtlichen mittleren Fehler kann sie nicht in Betracht gezogen werden.

Der Heritabilitätskoeffizient für die Anzahl der insgesamt geborenen Ferkel betrug $0,17 \pm 0,072$ und für die Anzahl der abgesetzten Ferkel $0,10 \pm 0,072$.

Rapports entre le nombre des porcelets nés et sevrés dans la génération maternelle et filiale des porcs blancs nobles

Etant donné l'apparition vérifiée de la régression, on a déterminé les corrélations phénotypiques pour le nombre de tous les porcelets nés et sevrés entre la population des filles et la population des mères. On a vérifié les valeurs basses prévues, et cela pour le nombre de tous les porcelets nés de la première portée $r = 0,08 \pm 0,036$, de la seconde portée $r = 0,17 \pm 0,055$ et de la troisième portée $r = 0,23 \pm 0,074$. Pour le nombre des porcelets sevrés les valeurs correspondantes se chiffraient à

$r = 0,04 \pm 0,036$ dans la première portée, à $r = 0,09 \pm 0,05$ dans la seconde portée et à $r = 0,18 \pm 0,074$ dans la troisième portée.

Les corrélations phénotypiques entre le nombre de tous les porcelets nés et sevrés, dans le cadre des générations suivies, étaient généralement hautes et probantes, variant de $0,53 \pm 0,046$ à $0,67 \pm 0,056$. La corrélation génétique correspondante était basse, soit $r = 0,26$ et étant donné une faute moyenne considérable, on ne peut pas la prendre en considération.

Le coefficient d'héritabilité pour le nombre de tous les porcelets nés se chiffrait à $0,17 \pm 0,072$ et pour le nombre de porcelets sevrés à $0,10 \pm 0,072$.

Adresa autora:

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

V podmínkách ČSSR je u jemnovlnných plemen ovčí za prvořadou užítkovost považována produkce vlny. Proto se u ovčí stavropolské a žírné merino koná výběr především s ohledem na kvantitu a kvalitu vlny a jako druhé hodnotící měřítko je produkce masa. I když na rozdíl od jiných států skopové maso není u nás zvláště oblíbené, je z hlediska výživy velmi kvalitní a bude proto v budoucnu v našem zájmu vyrábět i kvalitní maso pro spotřebitele. Vzhledem k tomu, že u nás problém produkce skopového masa není v současné době tak aktuální jako v jiných státech, kde za účelem zvýšení produkce i kvality masa u ovčí se konají zkoušky výkrmnosti a jatečné hodnoty, stačí v našem případě si všimnout živé váhy jako ukazatele produkce masa.

Hlavním selekčním kritériem je tudíž produkce potní vlny a živá váha. Kvalitativní hodnocení vlny se stává doplňujícím faktorem. Tyto úvahy byly hlavním důvodem pro sestrojení selekčního indexu, který by bral zřetel na produkci potní vlny a živou váhu.

LITERÁRNÍ PŘEHLED

Nejúčinnější metodou selekce je ta, pomocí které dosahujeme maximálního genetického zlepšení za jednotku času při nejmenších nákladech (Hazel, Lush 1942). Stejní autoři zjistili, že nejučinnější metodou selekce je metoda celkového hodnocení, kdy se plemenná hodnota zvířete vyjadřuje jednou souhrnnou hodnotou. Nejobjektivnějším vyjádřením celkové plemenné hodnoty je selekční index. Metoda pro konstrukci selekčních indexů byla poprvé vypracována Hazelem (1943) a později doplněna a rozpracována ještě dalšími autory (Lerner 1950, 1958, Boyer 1958, Kempthorne, Nordskog 1959, Le Roy 1960 a Habura 1961).

Práci, které se zabývají sestrojením selekčního indexu u ovčí, je málo. První index u ovčí zveřejnili Hazel a Terrill (1946), a to index pro selekci jehňat plemene rambouillet. Pro dospělé ovce vypracoval selekční index u australských merinek Morley (1951), pro roční berany a ovce plemene rahmani Karam (1959) a pro berany rambouillet Shelton (1959). V Evropě zatím selekční indexy pro ovce nebyly uveřejněny.

MATERIÁL A METODIKA

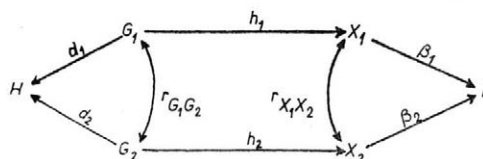
Podkladový materiál jsme získávali rozborem údajů zjištěných kontrolou užítkovosti v kmenových a plemenných stádech ovčí v českých krajích v r. 1961–1962. Použito bylo fenotypových a genetických parametrů, které byly vypočteny a analyzovány Jakubcem (1965, 1966) a Šilerem a kol. (1966).

Pro výpočet selekčního indexu jsme použili metody vycházející ze vztahů existujících v kauzálním úsekovém diagramu. Metoda byla aplikována na sestrojení selekčního indexu pro stavropolské a žírné merinky, ve kterém je zahrnuta produkce potní vlny a živá váha.

Vycházíme z rovnice určující celkovou genotypovou hodnotu (H)

$$H = a_1 G_1 + a_2 G_2,$$

kde H = celková genotypová hodnota,
 a_1 = relativní ekonomická hodnota produkce potní vlny,
 a_2 = relativní ekonomická hodnota živé váhy,
 G_1 = genotypová hodnota produkce potní vlny,
 G_2 = genotypová hodnota živé váhy.



1. Úsekový diagram pro znázornění kauzálních vztahů

Vysvětlivky:

I = selekční index,
 H = celková genotypová hodnota,
 X_1 = fenotypová hodnota produkce potní vlny,
 X_2 = fenotypová hodnota živé váhy,
 G_1 = genotypová hodnota produkce potní vlny,

G_2 = genotypová hodnota živé váhy,
 h_1 = druhá odmocnina koeficientu dědivosti produkce potní vlny,
 h_2 = druhá odmocnina koeficientu dědivosti živé váhy,
 $r_{X_1X_2}$ = fenotypová korelace mezi produkcí potní vlny a živou váhou,
 $r_{G_1G_2}$ = genetická korelace mezi produkcí potní vlny a živou váhou,
 d_1 = úsekový koeficient pro úsek mezi G_1 a H ,
 d_2 = úsekový koeficient pro úsek mezi G_2 a H ,
 β_1 = úsekový koeficient pro úsek mezi X_1 a I ,
 β_2 = úsekový koeficient pro úsek mezi X_2 a I .

Kauzální vztahy jsou znázorněny úsekovým diagramem (obr. 1). Celkový genotyp (H) se skládá z genotypů jednotlivých vlastností (G_1 a G_2). Úsek mezi G_1 a H je d_1 a mezi G_2 a H je d_2 , přičemž při sestavení obou úseků musíme brát v úvahu kromě genotypových hodnot též příslušné relativní ekonomické hodnoty a_1 a a_2 . Potom $d_1 = a_1 \frac{\sigma_{G_1}}{\sigma_H}$ a $d_2 = a_2 \frac{\sigma_{G_2}}{\sigma_H}$. Neznámými hodnotami jsou směrodatné odchylky σ_H , σ_{G_1} a σ_{G_2} . Hodnotu σ_H není třeba vyčíslit, protože při dalších výpočtech se vykrátí. Výpočet dalších dvou genotypových směrodatných odchylek je snadný, známe-li fenotypové směrodatné odchylky a druhé odmocniny koeficientů dědivosti

$$\sigma_{G_1} = \sigma_{X_1} \cdot h_1 \text{ a } \sigma_{G_2} = \sigma_{X_2} \cdot h_2,$$

kde: σ_{X_1} = fenotypová směrodatná odchylka produkce potní vlny,
 σ_{X_2} = fenotypová směrodatná odchylka živé váhy,
 h_1 = druhá odmocnina koeficientu dědivosti produkce potní vlny,
 h_2 = druhá odmocnina koeficientu dědivosti živé váhy.

Korelace mezi jednotlivými genotypy a celkovým genotypem jsou tyto:

$$r_{HG_1} = d_1 + d_2 \cdot r_{G_1G_2} \text{ a } r_{HG_2} = d_1 \cdot r_{G_1G_2} + d_2$$

Úseky jsou v tomto případě parciálními regresními koeficienty, to znamená, že d_1 vyjadřuje relaci mezi G_1 a H při konstantní hodnotě G_2 a d_2 relaci mezi G_2 a H při konstantní hodnotě G_1 . Pro další výpočet však musíme znát korelaci mezi fenotypovými hodnotami X_1 a X_2 a celkovým genotypem (H). Tyto korelace značíme r_{HX_1} a r_{HX_2} a získáme je tak, že r_{HG_1} a r_{HG_2} násobíme příslušnými úsekovými koeficienty h_1 a h_2 mezi genotypy, podle kterých konáme výběr, a jím odpovídajícími fenotypy. Vztah mezi fenotypem jednotlivého znaku a celkovým genotypem je důležitý, protože se výběr dělá na základě fenotypů. Problém spočívá v tom, že musíme nalézt faktory b_1 a b_2 (parciální regresní koeficienty), pomocí kterých je možno fenotypové hodnoty vážit, při čemž bereme zřetel na fenotypové korelace mezi jednotlivými vlastnostmi a na koeficienty dědivosti těchto vlastností. Tyto faktory získáme přes úsekové koeficienty standardizované parciální regresní koeficienty (β_1 a β_2), které získáme řešením těchto normálních simultánních rovnic:

$$r_{HX_1} = h_1 (d_1 + d_2 \cdot r_{G_1G_2}) = \beta_1 + \beta_2 \cdot r_{X_1X_2}$$

$$r_{HX_2} = h_2 (d_1 \cdot r_{G_1G_2} + d_2) = \beta_1 \cdot r_{X_1X_2} + \beta_2$$

Po dosazení korelací r_{HX_1} , r_{HX_2} a fenotypových korelací $r_{X_1X_2}$ do rovnic získáme úsekové koeficienty $\beta_1 = b_1 \frac{\sigma_{X_1}}{\sigma_H}$ a $\beta_2 = b_2 \frac{\sigma_{X_2}}{\sigma_H}$.

Selekční index má tento konečný tvar:

$$I = b_1 X_1 + b_2 X_2,$$

kde: $b_1 = \beta_1 \cdot \frac{\sigma_H}{\sigma_{X_1}}$ a $b_2 = \beta_2 \cdot \frac{\sigma_H}{\sigma_{X_2}}$. Jelikož získáme β_1 a β_2 ve výrazech σ_H , tak se nám σ_H vykrátí a potom máme $b_1 = \frac{\beta_1}{\sigma_{X_1}}$ a $b_2 = \frac{\beta_2}{\sigma_{X_2}}$.

Účelem použití selekčních indexů při výběru je především zvýšení genetického pokroku nejen pokud jde o celkový genotyp, nýbrž i vzhledem k jednotlivým vlastnostem. Obecně je možno účinnost selekčního indexu měřit pomocí korelace r_{HI} , která vyjadřuje mnohonásobnou korelaci mezi celkovým genotypem H a selekčním indexem I , který je dán vlastnostmi X_1 a X_2 .

Vycházíme ze vztahu, že $r_{HI}^2 = \beta_1 \cdot r_{HX_1} + \beta_2 \cdot r_{HX_2}$, jehož ekvivalentním výrazem je

$$r_{HI}^2 = \frac{\sigma_I^2}{\sigma_H^2} = \frac{b_1^2 \cdot \sigma_{X_1}^2 + b_2^2 \cdot \sigma_{X_2}^2 + 2 \cdot b_1 \cdot b_2 \cdot \sigma_{X_1 X_2}}{a_1^2 \cdot \sigma_{G_1}^2 + a_2^2 \cdot \sigma_{G_2}^2 + 2 \cdot a_1 \cdot a_2 \cdot \sigma_{G_1 G_2}} \text{ a } r_{HI} = \sqrt{r_{HI}^2}.$$

V plemenářské práci není rozhodujícím činitelem statistická přesnost selekčního indexu, nýbrž efektivní účinek ve směru genetického zlepšení populace se zřetelem na stanovený chovný cíl. Seleční úspěch jakožto měřítko indexu kombinuje statistické vlastnosti populace s genetickými.

Selekční účinnost $\Delta H = r_{HI} \cdot \sigma_H$, i za jednu generaci závisí na:

1. Korelaci mezi celkovým genotypem H a použitým selekčním indexem I (r_{HI}).

2. Směrodatné odchylce celkového genotypu — σ_H .

3. Seleční intenzitě — i .

Intenzita selekce závisí pouze na podílu jedinců z celkové populace, kterých je používáno pro další plemenitbu, za předpokladu, že rozdělení fenotypových hodnot je normální.

VÝSLEDKY

VÝPOČET SELEKČNÍHO INDEXU PRO OVCE PLEMENE STAVROPOLSKÉ MERINO

K výpočtu selekčního indexu metodou úsekových diagramů je především zapotřebí koeficient dědivosti jednotlivých vlastností. Pro produkci potní vlny bylo použito hodnoty koeficientu dědivosti $h^2 = 0,20$, která je střední hodnotou koeficientů dědivosti zjištěných Váchalem (1962) $h^2 = 0,37$ a Jakubcem (1965b) $h^2 = 0,02$. Podobně je pro živou váhu $h^2 = 0,35$ rovněž střední hodnotou koeficientů dědivosti podle Váchala (1964) $h^2 = 0,52$ a Jakubce (1965b) $h^2 = 0,22$. Výsledné koeficienty dědivosti byly zaokrouhleny na 0,05. Ostatních potřebných fenotypových a genetických parametrů bylo použito anebo byly odvozeny z prací Jakubce (1965b, 1966) a Šilera a kol. (1966). Fenotypová směrodatná odchylka produkce potní vlny je $\sigma_{X_1} = 0,6028$ a živé váhy $\sigma_{X_2} = 3,7602$.

Fenotypová korelace mezi oběma vlastnostmi je $r_{X_1 X_2} = 0,1579$ a genetick. $r_{G_1 G_2} = -0,6765$. Pro výpočet selekčního indexu musíme znát ještě relativní ekonomickou hodnotu obou vlastností, které byly vypočteny tímto způsobem:

1. Ekonomická hodnota produkce potní vlny. Cena za 1 kg ovčí vlny v potu stavropolských merinek ovcí při 50 % výtěžnosti je u I. jakostní třídy (délka nad 5,5 cm) 123 Kčs a III. jakostní třídy (kousky) 60 Kčs. Lindovským (1964) byla zjištěna výtěžnost vlny u roček stavropolské merino 46,27 %. Kousky vlny z celého rouna činí přibližně 5 %. Cena za 1 kg vlny v potu I. jakosti při výtěžnosti 46,27 % je 113,82 Kčs a vlna I. jakosti se podílí na produkci vlny z 95 %, což odpovídá ceně 108,13 Kčs. Cena za 1 kg vlny v potu III. jakosti při výtěžnosti 46,27 % je 55,52 Kčs. Vlna III. jakosti se podílí na produkci z 5 %, což odpovídá ceně 2,78 Kčs. Potom průměrná cena za 1 kg nastříhané vlny v potu (I. a III. jakosti) je 110,91 Kčs (108,13 + 2,78 Kčs).

2. Ekonomická hodnota živé váhy. Za 1 kg živé váhy dospělé ovce v jakostní třídě B je 5,50 Kčs a příplatek na kožku s vlnou za 1 kg živé váhy činí 2 Kčs, tj. celkem

7,50 Kčs. Cena v třídě B byla zvolena z toho důvodu, protože dospělé stavropolské ovce nedosahují v průměru takového jatečného ohodnocení jako ovce plemene žírné merino. Průměrná cena za 1 kg živé váhy je 7,50 Kčs.

Dělíme-li obě průměrné ceny za 1 kg potní vlny a 1 kg živé váhy druhou z nich, získáme relativní ekonomickou hodnotu produkce potní vlny $a_1 = 14,788$ a živé váhy $a_2 = 1$.

Rovnice určující celkovou genotypovou hodnotu (H) je:

$$H = 14,788 G_1 + G_2$$

$$\sigma_{G_1} = 0,6028 \cdot 0,4472 = 0,2696, \sigma_{G_2} = 3,7602 \cdot 0,5916 = 2,2245 \text{ a}$$

$$d_1 = \frac{14,788 \cdot 0,2696}{\sigma_H} = \frac{3,9868}{\sigma_H}, d_2 = \frac{2,2245}{\sigma_H}.$$

Korelace mezi jednotlivými genotypy a celkovým genotypem je

$$r_{HG_1} = \frac{3,9868 + (2,2245 \cdot -0,6765)}{\sigma_H} = \frac{2,4816}{\sigma_H},$$

$$r_{HG_2} = \frac{(3,9868 \cdot -0,6765) + 2,2245}{\sigma_H} = -\frac{0,4726}{\sigma_H}$$

a korelace mezi jednotlivými fenotypovými hodnotami a celkovou genotypovou hodnotou je

$$r_{HX_1} = 0,4472 \cdot \frac{2,4816}{\sigma_H} = \frac{1,1098}{\sigma_H}, r_{HX_2} = 0,5916 \cdot -\frac{0,4726}{\sigma_H} = -\frac{0,2796}{\sigma_H}.$$

Sestavením normálních simultánních rovnic

$$\beta_1 + \beta_2 \cdot 0,1579 = \frac{1,1098}{\sigma_H}$$

$$\beta_1 \cdot 0,1579 + \beta_2 = -\frac{0,2796}{\sigma_H}$$

$$\text{a jejich řešením dostaneme } \beta_1 = \frac{1,1834}{\sigma_H}, \beta_2 = -\frac{0,4661}{\sigma_H} \text{ a}$$

$$b_1 = \frac{1,1834}{\sigma_H} \cdot \frac{\sigma_H}{0,6028} = 1,9632, b_2 = -\frac{0,4661}{\sigma_H} \cdot \frac{\sigma_H}{3,7602} = -0,1234.$$

Selekční index má tvar

$$I = 1,9632 X_1 - 0,1234 X_2$$

Index si dále zjednodušíme tak, že dělíme každý člen b_1 a b_2 jedním z obou koeficientů (v našem případě b_2) a

$$I = 15,9 X_1 - X_2$$

Aby index nabýval průměrné hodnoty 100, uděláme ještě tuto úpravu: průměrná produkce potní vlny a živé váhy jsou $\bar{X}_1 = 5,58$ kg, $\bar{X}_2 = 42,47$ kg. Dosadíme-li tyto průměrné hodnoty do indexu, musíme přičíst hodnotu 53,8, aby index dosáhl velikosti 100. Konečný index je

$$I = 15,9 X_1 - X_2 + 53,8$$

Jedinci s vyšší hodnotou indexu než 100 budou nadprůměrní a pod 100 budou podprůměrní. Účinnost selekčního indexu je

$$r_{HI} = \sqrt{\frac{1,9632^2 \cdot 0,3634 + (-0,1234)^2 \cdot 14,1419 + 2 \cdot 1,9632 \cdot -0,1234 \cdot 0,3579}{14,788^2 \cdot 0,0727 + 4,9665 + 2 \cdot 14,788 \cdot -0,4064}} = 0,4041$$

Selekční účinnost je $\Delta H = 0,4041 \cdot 2,9733 \cdot 0,3475 = 0,4175$. Pro výpočet selekční účinnosti známe $r_{HI} = 0,4041$, $\sigma_H = 2,9733$. Hodnota intenzity selekce (i) byla získána takto: Víme, že intenzita selekce je $i = \frac{z}{p}$. Vycházíme z předpokladu, že 80 % jedinců ponecháváme k další plemenitbě ($p = 0,8$) a 20 % jedinců je vyřazováno z plemenitby. z je výškou ordináty křivky normálního rozdělení. Pro dané $p = 0,8$ je $z = 0,278$ a $i = \frac{0,278}{0,8} = 0,3475$.

VÝPOČET SELEKČNÍHO INDEXU PRO OVCE PLEMENE ŽÍRNÉ MERINO

Postup při výpočtu selekčního indexu pro ovce žírné merino byl stejný jako u stavropolského plemene, a proto uvádím jednak pouze výchozí hodnoty fenotypových a genetických parametrů včetně relativních ekonomických hodnot, jednak konečné tvary indexů.

Koeficienty dědivosti jsou $h_1^2 = 0,15$, $h_2^2 = 0,30$. Tyto koeficienty dědivosti byly získány tak, že byly stanoveny jako střední hodnoty koeficientů dědivosti uváděných Jakubcem (1966) a Šilerem a kol. (1966) — $h_1^2 = 0,02$, $h_2^2 = 0,39$ a koeficientů dědivosti u žírných merinek podle Jakubce (1964) — $h_1^2 = 0,24$ a $h_2^2 = 0,21$. Průměrné hodnoty byly opět zaokrouhleny na 0,05. Ostatní fenotypové a genetické parametry jsou převzaty z prací Jakubce (1966) a Šilera a kol. (1966). Fenotypové směrodatné odchylky jsou $\sigma_{X_1} = 0,6054$ a $\sigma_{X_2} = 3,1812$, korelace fenotypová $r_{X_1 X_2} = 0,2282$, korelace genetická $r_{G_1 G_2} = -0,4007$, relativní ekonomická hodnota produkce potní vlny $a_1 = 12,9694$ a relativní ekonomická hodnota živé váhy $a_2 = 1$.

Cena potní vlny, jakostní třídy vlny a podíl jakostních tříd na celkové produkci potní vlny jsou stejné jako u stavropolských merinek. Výťažnost vlny u roček žírné merino je však 45,99 % (Lindovský 1964). Průměrná cena za 1 kg nastříhané vlny v potu (I. a III. jakost) je 110,24 Kčs. Za 1 kg živé váhy dospělé ovce v jakostní třídě A je 6,50 Kčs a s příplatkem 2 Kčs na kožku s vlnou za 1 kg živé váhy to činí 8,50 Kčs.

Rovnice určující celkovou genotypovou hodnotu (H) je

$$H = 12,9694 G_1 + G_2$$

Selekční index je $I = 1,3262 X_1 + 0,0643 X_2 = 20,62 X_1 + X_2$.

Dosadíme-li průměrné hodnoty produkce potní vlny $\bar{X}_1 = 4,45$ kg a živé váhy $\bar{X}_2 = 47,79$ kg do indexu, musíme odečíst hodnotu 39,5, aby index dosáhl velikosti 100. Konečný tvar indexu je

$$I = 20,6 X_1 + X_2 - 39,5$$

Účinnost selekčního indexu $r_{HI} = 0,3062$ a účinnost selekce $\Delta H = 0,3016$. Pro výpočet účinnosti selekce bylo použito stejné intenzity selekce jako u stavropolských merinek.

DISKUSE

Metod sestrojení selekčních indexů, založených na výpočtu pomocí kauzálně úsekových vztahů, používáme v tom případě, nemáme-li k dispozici potřebné hodnoty fenotypových a genetických variací a kovariací. Je tomu tak v případech, kdy zjišťujeme fenotypové a genetické parametry jinými metodami než je analýza variance a kovariance, anebo když zjistíme fenotypové a genetické parametry v jedné populaci a selekční indexy počítáme pro jinou populaci. Těchto metod dále používáme pro výpočet selekčních indexů průměrných hodnot fenotypových a genetických parametrů zjištěných v různé době anebo na různých místech. Selekční indexy pro ročky stavropolské a žírné merino zahrnují v sobě dvě vlastnosti, a to produkci potní vlny a živou váhu. U každého plemene byly vypočteny dva indexy, z nichž jeden se skládá z původních hodnot a druhý z hodnot upravených. Úprava byla udělána tak, že váhy (regresní koeficienty) byly děleny vahou živé váhy a k selekčnímu indexu byl připočten určitý počet bodů, který zajišťuje kolísání indexu kolem hodnoty 100. Pro selekci u stavropolských a žírných merinek jsou vhodnější selekční indexy upravené, protože při průměrném hodnocení uvažovaných vlastností dosahuje index hodnoty 100 a takto upravená hodnota poskytuje šlechtiteli snadnou orientaci o plemenné hodnotě zvířat na základě hodnocení podle vlastní užitkovosti.

Spolehlivost selekčního indexu je dána korelačním koeficientem mezi celkovou genotypovou hodnotou a indexem (r_{HI}). Účinnost selekčního indexu je u stavropolských merinek vyšší než u žírných merinek. Podobně tomu je i v případě selekční účinnosti, která je u obou plemen téměř shodná s účinností selekčního indexu, a proto je též u stavropolských merinek vyšší.

I když hlavním kritériem při selekci bude hodnota indexu, nemůžeme ročky vybírat jen podle produkce potní vlny a živé váhy, nýbrž musíme přihlížet i ke kvalitě vlny, takže hodnocení kvalitativní stránky vlny bude i nadále důležitým selekčním ukazatelem. Bude nutné urychleně prověřit účinnost selekčních indexů při současném porovnání s jinými způsoby selekce. Předkládané selekční indexy nejsou konečné a bude zapotřebí sestrojit nové po získání dalších fenotypových a genetických parametrů u našich jemnovlnných plemen.

SOUHRN

V práci uvádím výpočty selekčních indexů pro ročky plemene stavropolské a žírné merino pomocí kauzálně úsekových vztahů. Indexy byly konstruovány se zřetelem na produkci potní vlny a živou váhu.

1. Selekční index je pro ročky stavropolské merino $I = 1,96 X_1 - 0,12 X_2$ a pro ročky žírné merino $I = 1,33 X_1 + 0,06 X_2$.

2. Zjednodušené a upravené indexy, které zajišťují kolísání hodnoty indexu kolem 100, jsou u ovcí plemene stavropolské merino $I = 15,9 X_1 - X_2 + 53,8$ a ovcí žírné merino $I = 20,6 X_1 + X_2 - 39,5$.

3. K selekčním indexům byly propočteny příslušné hodnoty účinnosti selekčního indexu a účinnosti selekce takto:

stavropolské merino

$$r_{HI} = 0,40 \text{ a } \Delta H = 0,42,$$

žírné merino

$$r_{HI} = 0,31 \text{ a } \Delta H = 0,30.$$

4. Je třeba v praxi prověřit účinnost selekčních indexů za současného porovnání se způsoby selekce podle jiných kritérií. Předpokládané indexy nejsou konečné a bude nutné sestrojit nové po získání dalších fenotypových a genetických parametrů.

Došlo dne 1. 4. 1966

Literatura

1 BOYER, J. P.: Théorie et calcul des index de sélection. = „Annales de zootechnie“, 1958, 3:193-242. — 2. HABURA, E. Ch.: Selektionsindex auf der Grundlage von Mastleistungsprüfungen bei Schweinen. = „Archiv für Tierzucht“, 1961, 4:159-173. — 3. HAZEL, L. N.: The genetic basis for constructing selection indexes. = „Genetics“, 1943, 28:476-490. — 4. HAZEL, L. N. - LUSH, J. L.: The efficiency of three methods of selection. = „The Journal of Heredity“, 1942, 33:393-399. — 5. HAZEL, L. N. - TERRILL, C. E.: The construction and use of selection index for range Rambouillet lambs. = „Journal of Animal Science“, 1946, 5:412. — 6. JAKUBEC, V.: Příspěvek k otázce dědičnosti produkce potní vlny a živé váhy ovcí plemene žírné merino v ČSSR. = In: Vědecké práce ÚVÚŽV-Uhřetěves, 7, 1964:77-84. — 7. JAKUBEC, V.: Studium vztahu mezi produkcí čisté vlny beránků v 10 měsících a bodovým hodnocením vlny v dospělosti. = „Zpravodaj plemenářství a inseminace“, 1965a, 5:1-4. — 8. JAKUBEC, V.: Fenotypové a genetické parametry ovcí plemene stavropolské merino v ČSSR. = In: Sborník Vysoké školy zemědělské v Brně. Řada A: Spisy fakulty agronomické, 1965b, 4:689-696. — 9. JAKUBEC, V.: Genetické parametry merinových ovcí v českých krajích. = „Živočišná výroba“, 1966:609-618. — 10. JANKO, J.: Statistické tabulky. Praha, 1958. — 11. KARAM, H. A.: Selecting yearling rahmani sheep. = „Journal of Animal Science“, 18, 1959:1452-1459. — 12. KEMPTHORNE, O. - NORDSKOG, A. W.: Restricted selection indices. = „Biometrics“, 15, 1959:10-19. — 13. LERNER, I. M.: Population genetics and animal improvement. Cambridge, 1950. — 14. LERNER, I. M.: The genetic basis of selection. New York, 1958. — 15. LE ROY, H. L.: Statistische Methoden der Populationsgenetik. Basel u. Stuttgart, 1960. — 16. LINDOVSKÝ, R.: Zpráva o činnosti RSOVM za rok 1963, 1964. — 17. MORLEY, F. H. W.: Selection for economic characters in Australian Merino sheep. I. Estimates of phenotypic and genetic parameters. = „New South Wales Dept. of Agr. Sci. Bul.“, 1951, 73. — 18. SHELTON, M.: Selection of fine-wool rams based on record of performance data. = „Journal of Animal Science“, 18, 1959:925-930. — 19. ŠILER, R. - VÁCHAL, J. - JAKUBEC, V. - HURNÍK, J.: Výzkum populační a kvantitativní genetiky hospodářských zvířat. = In: Závěrečná zpráva ÚVÚŽV, Uhřetěves, 1966:46-60. — 20. VÁCHAL, J.: Dědivost stříže potní vlny u ovcí stavropolské merino. = „Živočišná výroba“, 7, 1962:421-428. — 21. VÁCHAL, J.: Příspěvek ke studiu vhodných metod selekce u jemnovlnných ovcí zjištěním dědivosti kvalitativních znaků vlny a posouzením vhodnosti různých metod odhadu plemenné hodnoty beránů. = In: Vědecké práce ÚVÚŽV, Uhřetěves, 7, 1964:219-231.

Конструкция селекционных индексов у овец с учетом каузальных отраслевых соотношений

В работе приведены расчеты селекционных индексов для годовалых овец породы ставропольский и мясной меринос, составленные с учетом каузальных отраслевых соотношений. Индексы были сконструированы с учетом продукции жиропотной шерсти и живого веса овец.

1. Селекционный индекс для годовалых овец породы ставропольский меринос $I = 1,96 X_1 - 0,12 X_2$ и для годовалых овец мясной меринос $I = 1,33 X_1 + 0,06 X_2$.

2. Упрощенные и приспособленные индексы, которые обеспечивают колебание величин индекса около 100, у овец ставропольской породы меринос таковы:

$I = 15,9 X_1 - X_2 + 53,8$, и у овец мясной меринос

$I = 20,6 X_1 + X_2 - 39,5$.

3. К селекционным индексам были вычислены соответствующие значения эффективности селекционного индекса и эффективность селекции:

Ставропольский меринос $r_{HI} = 0,40$ и $\Delta H = 0,42$,

Мясной меринос $r_{HI} = 0,31$ и $\Delta H = 0,30$.

4. Необходимо проверить на практике эффективность селекционных индексов при одновременном сравнении со способами селекции на основе других критериев. Предполагаемые индексы не являются окончательными; при получении дальнейших фенотиповых и генетических параметров необходимо составить новые индексы.

The Construction of Selection Indices for Sheep by means of Causal Path Relations

In this work I present calculations of selection indices for fattening merino shearlings by means of causal path relations. The indices were constructed with regard to the production of wool in the grease and with regard to live weight.

1. For Stavropol merino shearlings the selection index is $I = 1,96 X_1 - 0,12 X_2$, and for mutton merino shearlings $I = 1,33 X_1 + 0,06 X_2$.

2. The simplified and modified indices securing a fluctuating of the values of the index round about 100 for sheep of the Stavropol merino breed are $I = 15,9 X_1 - X_2 + 53,8$, and for mutton merino sheep $I = 20,6 X_1 + X_2 - 39,5$.

3. For the selection indices the respective values of the effectiveness of the selection index and of the effectiveness of selection were calculated:

Stavropol merino $r_{HI} = 0,40$ and $\Delta H = 0,42$,

Mutton merino $r_{HI} = 0,31$ and $\Delta H = 0,30$.

4. It is necessary to check the effectiveness of selection indices in the practice together with a simultaneous comparison with methods of selection according to other criteria. The assumed indices are not final and it will be necessary to construct new indices after the obtaining of further phenotype and genetic parameters.

Konstruktion von Selektionsindizes bei Schafen mittels der kausalen Pfadbeziehungen

In dieser Arbeit werden Berechnungen der Selektionsindizes für Jährlinge der Stavropol-Schafe und Merino-Fleischschafe mittels der kausalen Pfadbeziehungen angeführt. Die Indizes wurden mit Rücksicht auf die Schweißwollproduktion und auf das Lebendgewicht konstruiert.

1. Der Selektionsindex beträgt für Jährlinge der Stavropol-Merinoschafe $I = 1,96 X_1 - 0,12 X_2$ und für Jährlinge des Merino-Fleischschafes $I = 1,33 X_1 + 0,06 X_2$.

2. Vereinfachte und modifizierte Indizes, die eine Schwankung des Indexwertes um 100 gewähren, betragen bei Stavropol-Merinoschafen $I = 15,9 X_1 - X_2 + 53,8$ und bei Merino-Fleischschafen $I = 20,6 X_1 + X_2 - 39,5$.

3. Zu den Selektionsindizes wurden die betreffenden Wirksamkeitswerte des Selektionsindexes und der Selektionswirksamkeit berechnet, u. zw.:

Stavropol-Merino $r_{HI} = 0,40$ und $\Delta H = 0,42$,

Merino-Fleischschaf $r_{HI} = 0,31$ und $\Delta H = 0,30$.

4. Es ist notwendig, die Wirksamkeit der Selektionsindizes, bei gleichzeitigen Vergleich mit den Selektionsarten nach anderen Kriterien in der Praxis zu überprüfen. Die vorausgesetzten Indizes sind nicht endgültig und es wird die Notwendigkeit bestehen, nach Gewinnung von weiteren phänotypischen und genetischen Parametern neue Indizes zu konstruieren.

Adresa autora:

Inž. Václav Jakubec, CSc., Ústřední výzkumný ústav živočišné výroby, Uhřetěves

Jednou z optimalizačních úloh, kterou lze řešit pomocí simplexové metody lineárního programování, je optimalizace krmné směsi. Při řešení tohoto problému je nutno vhodně spojit znalosti z oboru výživy zvířat, ekonomiky i matematiky. Pak lze dosáhnout výsledků, kterých prakticky nedosáhneme při dosud používaném způsobu tvorby receptur.

Přes poměrně dobré výsledky, kterých se na úseku optimalizace receptur u nás dosáhlo, není této metody běžně používáno v praxi. Byli bychom rádi, kdyby tento příspěvek přispěl k praktickému použití.

TEORETICKÁ ČÁST

Při sestavení modelu vycházíme z obecné formulace problému lineárního programování: řešit soustavu lineárních rovnic

$$\sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n a_{ij} x_j = b_i$$

kde: $x_1, x_2, \dots, x_n \geq 0$,

tak, aby účelová funkce

$$z = \sum_{j=1}^n c_j x_j$$

dosáhla maxima nebo minima.

Formulujeme-li model krmné směsi pro brojery, vystačíme s určitými typy omezujících podmínek, které vyhovují výživářské problematice daného druhu zvířat.

1. Požadavek, aby se obsah i -té účinné látky (tj. aminokyselin, vitamínů, minerálních látek atd.) pohyboval ve směsi v daném rozmezí, lze zabezpečit dvěma nerovnostmi:

$$\sum_{j=1}^n a_{ij} x_j \geq b_i$$

$$b'_i > b_i$$

$$\sum_{j=1}^n a_{ij} x_j \leq b'_i$$

kde: a_{ij} = obsah i -té účinné látky v j -té krmné surovině,

x_j = množství j -té suroviny,

b_i = spodní hranice i -té účinné látky,

b'_i = horní hranice i -té účinné látky.

2. V případě, že obsah účinné látky ve směsi může nabýt jakékoli hodnoty větší než daná spodní hranice, tj. že vyšší obsah neškodí organismu zvířete, lze vypustit omezující podmínku charakterizující horní hranici:

$$\sum_{j=1}^n a_{ij}x_j \geq b_i,$$

kde: b_i je spodní hranice účinné látky ve směsi.

3. Nerovnost $\sum_{j=1}^n a_{ij}x_j \geq$ musí být vynechána v případě, kdy obsah účinné látky nesmí překročit stanovenou mez a přitom účinná látka nemusí být ve směsi vůbec obsažena, takže omezení bude mít tvar:

$$\sum_{j=1}^n a_{ij}x_j \leq b'_i,$$

kde: b'_i je horní hranice účinné látky ve směsi.

4. Požadavek, aby obsah účinné látky byl přesně dodržen, zajistíme použitím rovnice:

$$\sum_{j=1}^n a_{ij}x_j = b_i.$$

5. Při formulaci modelu krmné směsi pro bojlerů nevytlačíme pouze s omezujícími podmínkami, které vymezují prostor pro obsah účinných látek ve směsi. Setkáme se totiž někdy se surovinami obsahujícími specifické látky, jejichž množství lze jen obtížně určit. V tomto případě je nutné omezit ve směsi přímo objem takové suroviny. Objem suroviny ve směsi je nutno omezit také i v tom případě, kdy krmná surovina má omezenou dostupnost.

Matematická formulace podmínek, omezujících objem určité suroviny ve směsi, je podobná jako u podmínek omezujících obsah účinné látky. Rozdíl je pouze v tom, že koeficienty $a_{ij} = 1$. Má-li být např. objem krmných surovin $x_1, x_2, x_3, \dots, x_p$ v receptuře menší než q %, formulujeme

$$\sum_{j=1}^p x_j \leq q$$

Uvedené typy omezujících podmínek plně stačí k charakteristice výživářského problému dané úlohy. Je samozřejmé, že nerovnosti je nutno vyrovnat pomocí přídatných proměnných na rovnice, abychom splnili požadavek obecné formulace problému lineárního programování (spolu s přidáním nulových hodnot koeficientům c_j v řádce účelové funkce). Tyto přídatné proměnné mají ekonomickou interpretaci a pojednáme o nich při rozboru řešení modelů krmné směsi.

ÚČELOVÁ FUNKCE

Účelová funkce má obecný tvar

$$z = \sum_{j=1}^n c_j x_j$$

a má nabýt extrému (maxima nebo minima).

Koeficient c_j je „cena“ j -té proměnné. Tato „cena“ vyjadřuje kritérium, podle kterého model optimalizujeme.

Při řešení problému krmné směsi pro bojlerů se ukázalo jako reálné řešit model tak, abychom našli recepturu, která bude složena z relativně nejlevnějších krmných surovin. Koeficient c_j v účelové funkci je pak velkoobchodní cena jednotky j -té krmné suroviny.

ZJEDNODUŠENÍ MODELU

Nutriční model musí obsahovat takové podmínky pro výpočet, aby výsledek splnil účel, pro který je konstruován. Kdybychom však formulovali všechny výživářské požadavky, dostali bychom velmi rozsáhlý model. Je výhodné, jestliže model obsahuje pouze nezbytné nutné podmínky.

Je ovšem problematické, jak rozeznat, které podmínky jsou limitující, a které ne. Metody, jak model zjednodušit, uvádí literatura (např. Head 1958). Zmíněné metody jsou ve větších modelech dosti pracné. V našem případě jsme využili zkušeností z opakovaných výpočtů a vyloučili takové omezující podmínky, které v žádném případě neovlivnily výsledek.

Někteří autoři uvádějí rovněž způsob, jak změnit počet proměnných, neboť lze předchozím výpočtem zjistit, které z proměnných nepříjdou do řešení. Jsme však toho názoru, že při řešení směsného problému je výhodné zahrnovat do modelu všechny krmné suroviny, které jsou vhodné pro daný druh zvířat. Mnohé z těchto surovin sice nebudou obsaženy v bázi, ale tím, že řešením zjistíme jejich tzv. duální ceny, získáme vhodný podklad pro jejich ekonomické hodnocení.

Z modelu dále je možné vypustit takové omezující podmínky, které omezují rozsah vitamínů a minerálních látek ve směsi. Tyto látky lze totiž do směsi přidávat v koncentrované formě a jejich potřebu snadno vypočítat z výsledného řešení. Tím se ovšem dopouštíme vědomě jisté nepřesnosti, avšak chyba, která takto vznikne, je poměrně malá a je možno ji zanedbat.

VÝSLEDKY

FORMULACE MODELU KRMNÉ SMĚSI PRO BROJLERY — STARTÉR

Model zahrnuje 60 krmných surovin a je charakterizován údaji uvedenými v tab. I.

Jak je z údajů tab. I. zřejmé, byl model zjednodušen tak, aby uvedené omezující podmínky tvořily reálnou kostru výživářského problému. Vynechali jsme takové podmínky, které nemají na řešení žádný vliv. Pomocí váhového omezení máme zajištěno, že receptura je počítána na váhu 0,98 kg; zbývající 0,02 kg jsou určeny pro vitamínové a minerální doplňky.

I. Požadavky na účinné látky a krmné suroviny

Účinné látky (suroviny)	Typ omezení	Požadované hodnoty
Metionin	min	0,48 %
Metionin + cystin	min	0,80 %
Lyzin	min	1,08 %
Tryptofan	min	0,26 %
Obilniny	min	0,50 kg
Podzemnice (Indie)	min	0,10 kg
Rybí moučka	min	0,04 kg
Dusíkaté látky	max	24,00 %
Krmiva živočišného původu	max	0,15 kg
Rybí moučka	max	0,08 kg
Vojtěšková moučka	max	0,03 kg
Ječmen	max	0,10 kg
Pšeničné klíčky	max	0,03 kg
Lisované škvarky	max	0,05 kg
Vláknina	max	3,20 %
Pšeničná krmná mouka	max	0,02 kg
Energie	—	3,00 cal
Váhové omezení	—	0,98 kg

II. Řešení modelu krmné směsi pro brojlerý – startér

Účinné látky (suroviny)	Množství	Účinné látky (suroviny)	Množství
I. část		II. část	
Kukuřice I.	0,6397 kg	Metionin	0,0330 %
Pšeničná krmná mouka	0,0177 kg	Tryptofan	0,0173 %
Pšeničné klíčky	0,0300 kg	Obilniny	0,1397 kg
Sójový extrahovaný šrot	0,1084 kg	Rybí moučka	0,0400 kg
Podzemnicový extrahovaný šrot (Indie)	0,1000 kg	III. část	
Rybí moučka (Island)	0,0800 kg	Dusíkaté látky	1,7804 %
Lisované škvarky	0,0028 kg	Krmiva živočišného původu	0,0672 kg
Syntetický metionin	0,0014 kg	Pšeničná krmná mouka	0,0023 kg
		Vojtěšková moučka	0,0300 kg
		Ječmen	0,1000 kg
		Lisované škvarky	0,0472 kg
Účelová funkce (cena za 0,98 kg směsi) 1,2284 Kčs			

ŘEŠENÍ MODELU

Výpočet na samočinném počítači Elliot 803-B pomocí simplexové metody vyšlo řešení, jež uvádíme v tab. II.

První část výsledného řešení tab. II obsahuje krmné suroviny, to znamená vlastní cíl výpočtu — recepturu. Toto řešení musí splnit všechny požadavky, které jsou na model kladeny omezujícími podmínkami.

Druhá část výsledného řešení ukazuje, jak jsou splněny podmínky dané spodní hranicí. Ve výsledku jsou pouze ta omezení, která nebyla splněna jako rovnice. Hodnoty přídatných proměnných udávají, o kolik byl požadavek spodní hranice překročen. Skutečný obsah účinné látky (nebo suroviny) ve směsi dostaneme, připočteme-li tuto hodnotu ke spodní hranici omezení. Například skutečné množství obilnin ve směsi:

$$\begin{aligned}
 \text{obilniny} &= 0,5000 \text{ kg (spodní hranice omezení)} \\
 &+ 0,1397 \text{ kg (hodnota, která vyšla v řešení)} \\
 &= 0,6397 \text{ kg (skutečný obsah obilnin ve směsi).}
 \end{aligned}$$

Třetí část zahrnuje přídatné proměnné, které ukazují velikost nevyužitých kapacit. Např. dusíkatých látek mělo být ve směsi obsaženo maximálně 24 %. Z toho zůstalo nevyužito 1,7804 % a skutečný obsah dusíkatých látek pak činí 22,2196 %.

Poslední údaj (1,2284 Kčs) ukazuje hodnotu účelové funkce, tj. cenu 0,98 kg směsi v Kčs.

SUBOPTIMÁLNÍ VARIANTY

Do modelu nelze uvést formou omezujících podmínek všechny výživářské požadavky (např. chuť směsi, barvu, vůni atd.). Proto je účelné znát i další řešení modelu i za tu cenu, že poněkud zhoršíme hodnotu účelové funkce. Uvádíme několik příkladů suboptimálních variant (tab. III).

III. Příklady suboptimálních variant

Krmné suroviny	Receptury				
Kukuřice	0,6192	0,6337	0,6270	0,5235	0,6490
Pšeničná krmná mouka	0,0020	0,0036	0,0367	0,0189	0,0016
Pšeničné kličky	0,0300	0,0300	0,0300	0,0300	0,0300
Sójový extrahovaný šrot	0,1219	0,1228	0,0948	0,1079	0,1044
Podzemnice (Indie)	0,1000	0,1000	0,1000	0,1000	0,1000
Rybí moučka (Island)	0,0200	0,0000	0,0800	0,0800	0,0800
Lisované škvarky	0,0254	0,0087	0,0000	0,0183	0,0036
Syntetický metionin	0,0015	0,0012	0,0015	0,0014	0,0014
Rybí moučka (Peru)	0,0600	—	—	—	—
Rybí moučka (Norsko)	—	0,0800	—	—	—
Torula	—	—	0,0100	—	—
Pšenice měkká	—	—	—	0,1000	—
Bavlníkové pokrutiny	—	—	—	—	0,0100
Cena v Kčs	1,25	1,24	1,27	1,25	1,23

Výživář, který posuzuje receptury, není odkázán pouze na jednu vypočtenou recepturu, ale může vybírat ještě několik dalších tak, aby byly respektovány pokud možno všechny požadavky zvířat.

DISKUSE

DALŠÍ MOŽNOSTI VYUŽITÍ VÝSLEDNĚ SIMPLEXOVÉ TABULKY

Mimo výpočet suboptimálních variant umožňuje výsledná tabulka, abychom posoudili:

1. vliv jednotlivých omezujících podmínek na recepturu;
2. vhodnost jednotlivých surovin pro určitý druh a kategorii zvířat;
3. jaký vliv by na řešení měla další surovina, která nebyla do původního modelu zahrnuta;
4. vliv dalších omezujících podmínek, o které bychom chtěli dodatečně model rozšířit;
5. jak se na výsledku projeví změna cen jednotlivých surovin, které model obsahuje.

Uvedli jsme zde stručně problémy formulace modelu, výsledek výpočtu a některé možnosti, které poskytuje rozbor pro výživářského odborníka. Z toho vyplývají tyto klady: metoda umožňuje, abychom získali přesné výpočty dostatečně rychle, bez chyb a dlouhých výpočtů na kalkulačkách, bez kterých se těžko při tradičním způsobu sestavování receptur obejeme, dále umožňuje, abychom získali nejen optimální, ale i celou řadu suboptimálních variant, které ulehčují rozhodnutí o použitelnosti receptur. Rozbor výsledku výpočtů umožňuje, abychom hlouběji nahlédli do vztahů v modelu a operativněji uvažovali o změnách, které bychom si přáli učinit, a o důsledcích, které by tyto změny mohly způsobit.

Nyní je však nutno, abychom se zmínili o problémech, které se mohou vyskytnout při použití matematické metody.

1. Metoda předpokládá, že vztahy v modelu mají lineární charakter. Některé vztahy jsou skutečně lineární, např. vztah mezi složením směsi a její cenou; jiné se mohou od linearit lišit. Tím, že nelineární funkci měníme na lineární, dopouštíme se určitých nepřesností. Aby tyto nepřesnosti byly co nejmenší, musíme je již při formulaci brát v úvahu a volit model tak, aby neměly podstatný vliv na výsledek.

2. Za současného stavu podkladového materiálu nemůžeme optimalizovat nutriční úroveň, protože dosud neumíme vyjádřit vliv jednotlivých složek receptury na její konečný efekt.

3. Jak jsme již uvedli, nelze dosud kvantitativně vyjádřit některé výživářské požadavky (vůně směsi, barva atd.). Suboptimálními variantami, které přihlížejí k těmto požadavkům na základě doporučení specialisty-výživáře, sice dostaneme užitečnou recepturu, ale za cenu zhoršení účelové funkce.

4. Velkým problémem je přesnost koeficientů a_{ij} — obsahu účinných látek v jednotce krmné suroviny. Setkáváme se zde s problémem, že metoda, která je naprosto exaktní, vychází z poměrně nepřesných podkladů. Všechny koeficienty a_{ij} jsou průměrnými čísly získanými propočtem z velkého počtu rozborů. Tyto průměry jsou sice přesně spočítány podle skutečně naměřených hodnot, avšak vlivem nestejnorodosti surovin skutečný obsah účinných látek kolem průměru značně kolísá. U surovin rostlinného původu vyplývá z různých podmínek pěstování. Projevuje se např. ve vzorku jedné a téže odrůdy pšenice sklizené v jednom roce, ale pěstované v různých klimatických podmínkách. Dalším zdrojem kolísání obsahu účinných látek může být různá doba a úroveň skladování.

Tyto potíže existují u surovin živočišného původu; např. rybí moučky mají velké rozdíly v chemickém složení, zvláště u dusíkatých látek. Tyto rozdíly vyplývají z různých podmínek získávání a zpracování výchozí suroviny.

Variabilita se týká v podstatě všech účinných látek — aminokyselin, vitamínů i minerálů. V simplexové metodě se zatím používá jednoho pevného koeficientu. Tímto způsobem jsme postupovali i my, poněvadž výpočtu s pohyblivými koeficienty a_{ij} není dosud v praxi používáno.

Ukazuje se, že jedním z nejdůležitějších faktorů, které mohou ovlivnit praktické použití vypočtených receptur, zůstává i nadále biologický pokus s různými variantami vypočtených receptur krmných směsí. Podle našeho názoru je zapotřebí, aby pokusy, a to především jejich výsledky, znovu zpětně ovlivňovaly formulace úloh, a tím aby se výpočty stále více blížily potřebám praxe. Několik pokusů s vypočtenými recepturami je již založeno a předběžné výsledky ukazují, že použití dané metody může být reálné pro výpočet receptur krmných směsí pro další druhy a kategorie hospodářských zvířat; avšak i zde bude zapotřebí velmi důkladné biologické ověřování.

S O U H R N

Při výpočtu receptury krmné směsi pomocí matematické metody jsme vycházeli z výživářských požadavků, na jejichž základě byl formulován matematický model daného problému.

K tomu lze použít rovnic a nerovností typu

$$\sum_{j=1}^n a_{ij}x_j = b_i \quad \text{pro } x_1, x_2, x_3, \dots, x_n \geq 0$$

kde: a_{ij} = obsah i -té účinné látky v jednotce j -té suroviny

x_j = množství j -té suroviny

b_i = požadované množství i -té účinné látky, kterou má směs obsahovat.

Účelová funkce typu

$$z = \sum_{j=1}^n c_j x_j,$$

kde: c_j = cena jednotky j -té suroviny

x_j = množství j -té suroviny,

má nabýt minima.

Takto formulovaná úloha umožňuje výpočet receptury, u které budou dodrženy všechny předepsané omezující podmínky, a které bude mít nejmenší možnou cenu.

Metoda umožňuje výpočet suboptimálních variant, ukazuje vztahy mezi požadavky a obsahem účinných látek a cenou suroviny.

Při uplatnění metody se na druhé straně vyskytují problémy předpokládané linearity vztahů v modelu matematického vyjádření některých výživářských požadavků (chuť, barva směsi), v přesnosti podkladových čísel apod.

Došlo dne 18. 4. 1966

Literatura

1. BARTÁK, R.: Optimalizace krmné směsi. = In: Závěrečná zpráva Výzkumného ústavu ekonomiky potravinářského průmyslu. Praha, 1962. — 2. BARTÁK, R.: Použití simplexové metody při změnách ekonomických faktorů. = In: Závěrečná zpráva Výzkumného ústavu ekonomiky potravinářského průmyslu, Praha, 1962. — 3. BARTÁK, R.: Zefektivnění průmyslové výroby živočišných produktů metodou lineárního programování. = „Náš chov“, 1964, 1: 28-31. — 4. BARTÁK, R. - KRATOCHVÍL, J.: Ekonomická studie výkrmu drůbeže - aplikace metody lineárního programování. = In: Závěrečná zpráva Výzkumného ústavu ekonomiky potravinářského průmyslu. Praha, 1961. — 5. HEADY, E. O.: Linear programming method. Univ. Iowa, kap. 5, 1958. — 6. HUBÁČEK, J. - MACHOŇOVÁ, J.: Příklad použití matematických metod v zemědělství. = „Studijní informace - Zemědělská ekonomika“, 1962, 6: 1-40. — 7. HRUBEŠ, A. - KADLEC, V.: Použití lineárního programování pro určení optimální krmné směsi v socialistické zemědělské velkovýrobě. = „Živočišná výroba“, 6, 1961: 435-448. — 8. KORDA, B.: Učebnice lineárního programování. Praha, 1962. — 9. KORDA, B.: Vybrané kapitoly z matematického programování. Praha, SPN, 1964. — 10. POTTER, L. M., Dr. - MANNER, J. W., Dr. - LAMPE, H. C. - HOFFMANN, H., Dr.: Linear programming and its use in the feed manufacturing industry. = „Feedstuffs“, 34, 1962, 20: 18-19 a 23.

Некоторые проблемы оптимализации кормовой смеси для бройлеров путем симплексного метода линейного программирования

При вычислении рецептуры кормовой смеси с помощью математического метода исходили из требований, предъявляемых к питанию, на основе которых и была сформулирована математическая модель данной проблемы.

Для этого можно использовать равенства и неравенства типа

$$\sum_{j=1}^n a_{ij} x_j = b_i \text{ для } x_1, x_2, x_3, \dots, x_n \geq 0$$

где a_{ij} = содержание действующего вещества i в единице сырья j

x_j = количество сырья j

b_i = требуемое количество действующего вещества i , которое должна содержать смесь

Специализированная функция типа

$$z = \sum_{j=1}^n c_j x_j$$

c_j = цена единицы сырья j

x_j = количество сырья j

должна достигнуть минимума

Формулированное таким образом задание дает возможность вычислить рецептуру, у которой будут соблюдены все предписанные ограничивающие условия и которая будет иметь самую меньшую допустимую цену.

Метод также дает возможность вычисления субоптимальных вариантов, показывает соотношение между требованиями и содержанием действующих веществ и приводит цену сырья.

С другой стороны, при применении этого метода возникают проблемы предполагаемой линейности взаимоотношений в модели математического выражения некоторых требований, предъявляемых к питанию (вкус, цвет смеси), а также в точности основных чисел и т. п.

Some Problems of the Optimization of Feed Mixtures for Broilers by means of the Simplex Method of Linear Programming

The calculation of the recipe of a feed mixture by means of a mathematical method was based on the requirements of nutrition, on the basis of which a mathematical model of the given problem was formulated.

For this it is possible to use equations and inequalities of the type

$$\sum_{j=1}^n a_{ij} x_j b_i \quad \text{for } x_1, x_2, x_3, \dots, x_n \geq 0$$

where a_{ij} = content of the i -th effective substance in a unit of the j -th raw material

x_j = quantity of j -th raw material

b_i = required quantity of i -th effective substance which the mixture is to contain.

The purpose function of the type

$$z = \sum_{j=1}^n c_j x_j$$

c_j = price of a unit of the j -th raw material

x_j = quantity of the j -th raw material

is to reach a minimum.

The task formulated in this way makes possible the calculation of a recipe, in which all prescribed limiting conditions will be observed and which will have the lowest possible price.

The method makes possible the calculation of suboptimum variants, it shows the mutual relations between the requirements and the content of active substances and the price of the raw material.

In the application of the method, on the other hand, there arise problems regarding the assumed linearity of relations in the model of the mathematical formulation of some requirements of nutrition (taste, colouring of mixture) with regard to the accuracy of figures, etc.

Adresa autora:

Ing. Miloslav Růžička, Výzkumný ústav zemědělské ekonomiky, Praha 2,
Mánesova 75

SOUČASNÝ STAV A PERSPEKTIVNÍ UPLATNĚNÍ VÝPOČETNÍ TECHNIKY V PLEMENÁŘSTVÍ

Neoddělitelnou součástí plemenářské činnosti je shromažďování a vyhodnocování základních chovatelských údajů, charakterizovaných především výsledky kontroly užitkovosti v chovu jednotlivých druhů hospodářských zvířat. Výsledky kontroly užitkovosti jsou cenným podkladem pro selekci uvnitř kontrolovaných stád a tvoří zároveň výchozí informace pro kontrolu dědičnosti.

Význam kontroly dědičnosti pro moderní plemenářské postupy není třeba zvlášť zdůrazňovat, neboť rozsah inseminace skotu v našem státě je nejpádňejším argumentem pro systematické prověrky potomstva býků, působících v inseminaci. Mimořádně vysoké využívání prověřených býků vede k požadavku, aby systém kontroly dědičnosti byl co nejúplnější a zahrnoval pokud možno všechny důležité užitkové vlastnosti, popř. všechny aspekty pro jejich posouzení.

V současné době je do státní kontroly užitkovosti zařazeno více než 450 tisíc krav a do inseminace přibližně 2 milióny plemenic. Uvážíme-li, kolik kvalitativně různých údajů zjišťují během roku plemenářští pracovníci o jednotlivých zvířatech, nepřekvapí nás, že ročně se zapisuje a eviduje několik desítek miliónů základních údajů kromě značného množství doplňujících informací. Značná část z těchto sledovaných údajů má bezprostřední význam pro operativní řízení plemenářské práce v jednotlivých chovech.

Na první pohled je zřejmé, že ruční zpracování tak početného souboru informací nemůže při nejlepší vůli poskytnout komplexní výsledky. Část pracně získaných údajů zůstává nevyužita a stává se archívním materiálem.

Je tedy zcela pochopitelné, že nejen u nás, ale i v zahraničí se projevuje snaha zpracovávat tyto početné soubory informací na děrnoštítkových strojích nebo počítačích. Přenesením základních údajů na děrný štítek získáme totiž možnost tříditi a zpracovat vyděrované údaje ve štítku z libovolného hlediska. Můžeme tak obdržet sestavy, které při ručním zpracování by nebylo možno vyhotovit. Moderní výpočetní technika si tedy razí cestu i do oblastí velmi tradičních. Typickým příkladem jsou plemenné knihy v chovu koní. A přece v USA přešli od roku 1965 na nový systém jejich vedení, který předpokládá použití samočinného počítače a přenesení všech údajů z ple-

menných knih o více než 450 tisících plnokrevných koní na magnetické pásky. Počítač zpracuje podle programu libovolný požadavek na vyhodnocení těchto údajů (Allex 1964).

Poprvé se děrnoštítkových strojů použilo při zpracování výsledků kontroly užitkovosti před více než 20 lety v USA. V r. 1953 se tam zpracovávalo tímto způsobem již 41 % všech údajů shromažďovaných od 1,2 miliónu kontrolovaných krav. Kdybychom chtěli sledovat v posledních 10 letech rozšíření této formy zpracování v dalších státech, museli bychom vyjmenovat takřka všechny evropské státy a řadu dalších zemí, kde se moderní výpočetní technika stala uznávaným pomocníkem v plemenářství.

Znamý norský genetik Skjervold publikoval v r. 1965 návrh dlouhodobého plemenářského programu v chovu skotu, v němž vychází z použití zmrazeného semene v inseminaci. Ve svém modelu záměrného výběru nejvhodnějších rodičovských párů pro produkci býků pro inseminaci předpokládá zcela samozřejmě použití samočinného počítače, který by zpracovával veškeré plemenářské podklady.

Přednosti počítačů pro plemenářskou praxi dokazuje příklad ústředního chovatelského svazu ve Švédsku. Od r. 1952 se tam používalo děrnoštítkových strojů při zpracování inseminačních údajů a výsledků kontroly užitkovosti pro účely kontroly dědičnosti. V r. 1959 došlo ke sloučení všech organizací pro inseminaci

(přes 82 tisíc zapojených chovů) se sedmi chovatelskými svazy a s organizací pro mléčnou kontrolu. Vznikl tak nový vrcholný svaz SHS, pro který pracuje od 1. 1. 1962 moderní samočinný počítač RCA 301. Na něm se pravidelně zpracovává evidence o kontrole mléčné užitkovosti, veškeré údaje o inseminaci, údaje potřebné pro ústřední vedení plemenných knih, podklady pro komplexní hodnocení býků v inseminaci podle potomstva, kontrola plodnosti býků, předpovědi tržní produkce v živočišné výrobě a výsledky vědeckých pokusů, popř. analýzy vybraných plemenářských informací. Moderní počítač nahradil v tomto případě poměrně velmi dokonalý systém plemenářské evidence, vedený na děrných štítkách.

S podobnou tendencí se můžeme setkat i ve Velké Británii a v Dánsku. Chovatelské ústředí v Anglii — Milk Marketing Board — využívalo až do minulého roku (Zeyhurn 1964) pro srovnání a vyhodnocení užitkovosti dcer býků v inseminaci s užitkovostí jejich vrstevnic děrnoštítkových strojů, v současné době se používá samočinného počítače ICT. Podobně Dánsko nahradilo soupravu děrnoštítkových strojů výkoným počítačem IBM 1401, který je v současné době nejrozšířenějším typem počítače na světě.

Rozsáhlé pracovní schopnosti počítačů je přímo předurčují pro tyto práce. Ovšem zpracováním jen některých vybraných údajů by výkonného samočinného počítače nebylo zcela využito. Proto ve všech jmenovaných zemích se kromě plemenářských údajů zpracovává na počítači i účetnictví plemenářských organizací nebo chovatelských svazů, jakož i veškerá administrativní agenda spojená s jejich činnostmi. Pro zajímavost uvedme, že zpracování výsledků kontroly užitkovosti od 400 tisíc plemenic v Dánsku si vyžádá týdně 12 až 14 hodin pracovního času počítače. Je samozřejmé, že na počítači se kromě toho zpracovávají všechny podklady pro zpeněžování masa a mléka pro ca 20 tisíc farmářů.

V ostatních evropských státech se používá vesměs děrnoštítkových strojů, popř. tak zvaných kompaktních tabelátorů, které tvoří přechod mezi klasickými děrnoštítkovými stroji a malými samočinnými počítači. Příkladem takového stroje je UNIVAC 1004, kterého se používá při zpracování výsledků kontroly užitkovosti v Rakousku. Stroj tohoto typu je i u nás a uvedme již nyní, že se na něm zpracovává několik inseminačních sestav.

V technice zpracování se dává vesměs přednost 80sloupcovým systémům před

90sloupcovými. Pro zpracování plemenářských údajů se plně využije i tzv. speciálních strojů, jimiž jsou standardní soupravy děrnoštítkových strojů vybavovány. Jde především o popisovače, které jsou schopny popisovat štítky podle vyděrovaných údajů, zakladače nebo zakládací reproduktory, které mohou skládat, třídit, párovat a vyhledávat určité štítky z celého nesetříděného souboru, popř. snímat automaticky tuhové značky z děrných štítků a podle nich štítky automaticky děrovat. Základním vstupem zůstává i nadále děrný štítek, i když pro některé typy počítačů se používá děrná páska (např. Švédsko). Děrnému štítku se dává přednost zejména proto, že umožňuje poměrně snadno třídit rozsáhlé soubory informací a v některých případech lze děrného štítku použít přímo jako prvotního dokladu.

Lze říci, že tato otázka je klíčovým problémem pro uplatnění výpočetní techniky v plemenářské praxi a v širší souvislosti i v živočišné výrobě vůbec. Na rozdíl od průmyslových podniků, kde děrný štítek může být zpracováván přímo v místě vzniku, anebo lze poměrně snadno informace předávat do výpočetního centra, vznikají plemenářské prvotní doklady současně ve velkém počtu chovů a záznam se vyhotovuje velmi často přímo ve stáji. Děrného štítku jako prvotního dokladu je možno použít jen s výhradou, že nedojde k jeho poškození. Stačí i částečné navlhnutí, aby byl štítek neupotřebitelný. Děrování štítků je v celém souboru operací ve strojně početní stanici nejpomalejším a nejpracnější úkonem. Zručná operátorka vyděruje asi 150 štítků za hodinu a stejný počet jich přezkouší na přezkoušeči. Naproti tomu automatické snímání tuhových značek na speciálním stroji probíhá rychlostí až 40× vyšší, přičemž není třeba vyděrované štítky znovu přezkoušovat. Proto se intenzivně hledají metody, které by snížily na minimum poměrně pomalé a namáhavé pořízování děrných štítků.

Děrování děrné pásky je stejně obtížné, pouze její snímání strojem je rychlejší než snímání děrných štítků. Někdy se děrná páska vyhotovuje nepřímou synchronizací při zpracování základních údajů na účtovacím nebo na sčítacím stroji. V poslední době byly vyvinuty některé pozoruhodné systémy automatického snímání dat, které umožňují snímat tuhové značky buď jejich převodem do děrného štítku nebo přímým přenosem do paměti počítače. Výrobci tvrdí, že takové zařízení je schopno nahradit až 250 operátorek při děrování štítků. Jinou cestou je možnost rychlého přenosu informací

dálnopisnou technikou nebo zvláštním zařízením pomocí telefonní sítě.

Ve Finsku se používá v kontrole užítkovosti speciálně upravených prvotních dokladů, jejichž údaje mohou být automaticky snímány. V NSR a v Dánsku se používá speciálních děrných štítků upravených pro automatické snímání tuhových značek (tzv. Marc Sensing). Podobného systému jsme použili i u nás při zpracování inseminačních dat. Princip spočívá v tom, že do předtištěných oválek na děrném štítku se měkkou tužkou vyznačí asi 0,5 cm dlouhá sytá čárka, kterou zvláštní zařízení je schopno zaregistrovat.

Bude-li tento problém uspokojivě vyřešen, lze očekávat, že děrnostítkové stroje a zejména počítače se v živočišné výrobě ještě více uplatní. Vše nasvědčuje tomu, že počítače postupně převládnu nad děrnostítkovými stroji, pokud ovšem nové typy klasických děrnostítkových strojů nebudou konstruovány s některými prvky samočinných počítačů, jako je tomu u typu UNIVAC 1004 a 1005. Jinak klasické děrnostítkové stroje by měly proti počítačům značný handicap, neboť až na malé výjimky nejsou schopny logických operací, se kterými se při zpracování plemenářských údajů velmi často setkáváme a navíc nemají děrnostítkové stroje paměťovou kapacitu takového rozsahu, jak je to běžné u počítačů.

Dosavadní vývoj poměrně zřetelně vymezuje oblast účelného a ekonomicky výhodného použití výpočetní techniky v živočišné výrobě. Jde především o poměrně širokou oblast plemenářství a veterinářství s rozsáhlými soubory informací, které je třeba operativně zpracovat matematickostatistickými metodami a předat k využití pro přímé řízení výrobního procesu. Další oblastí pro uplatnění výpočetní techniky je krmivářský průmysl (optimalizace krmných směsí). Samočinných počítačů se rovněž běžně používá ve velkých drůbežářských závodech ke zpracování výsledků testů a k evidenci objednávek a dodávek, právě tak jako pro sestavení nejvhodnějších programů specializace zemědělských závodů. Samostatnou otázkou zůstává použití moderní výpočetní techniky v oblasti výzkumu, kde vědecké práce z populační genetiky jsou nemyšlitelné bez zpracování obsáhlých souborů základních informací. V řadě případů se počítače používá i na vysokých školách při výuce genetiky, neboť počítač umožňuje vytvořit potřebný model populace, na níž lze hodnotit účinek různých forem selekce, vliv kontroly dědičnosti apod. Tímto otázkami se v USA zabývali Heidhues a Henderson (1961),

ve Španělsku Jordano a Ramirez (1964). Podnikají se i pokusy využít počítače k modelování genetických pochodů na buněčné úrovni. Na toto téma proslavil velmi zajímavou přednášku Nash (1966) na sympoziu o využití počítače v rámci výstavy INCOMEX 66.

Použití počítače souvisí úzce s organizačním systémem plemenářské práce. Obecně lze říci, že s vyšší úrovní řízení se projevuje i potřeba výkonné výpočetní techniky. Použití počítače vede totiž zcela logicky k centralizaci výpočetních prací a k vyhodnocování získaných výsledků. To ovšem není v rozporu s moderními názory na plemenářství. V některých státech, zejména v západních, existuje však stále ještě několik center, odkud je řízena plemenářská práce a inseminace. Jsou to různé chovatelské svazy, zřizované často jako samostatné organizace pro každé plemeno zvířat, dále organizace pro kontrolu užítkovosti a inseminační společnosti. Tím si můžeme vysvětlit, proč v těchto zemích, disponujících kvalitní a pohodovou výpočetní technikou, nedosahuje zpracovávání plemenářských údajů očekávané úrovně. Jako příklad lze uvést NSR, kde existuje několik různých systémů pro zpracování údajů kontroly užítkovosti, kontroly dědičnosti a inseminačních podkladů (Birker 1962, Hahn a kol. 1966).

Velkochovy v socialistických zemědělských podnicích poskytují plnou možnost k efektivnímu uplatnění moderní výpočetní techniky při zpracování základních chovatelských údajů. Podmínkou je komplexní řešení projektu, které umožní získat výsledné sestavy v požadovaném členění; aniž by se některé údaje vykazovaly nebo zpracovávaly duplicitně. Tomu se obvykle nelze vyhnout, jestliže místo jednotného programu volíme několik dílčích na sebe navazujících projektů, které z různých hledisek řeší vždy jen určitou oblast evidence.

V NDR vytvořili při plemenářské organizaci samostatné výpočetní středisko, které bude řídit jednotné zpracování a vyhodnocení všech plemenářských údajů. Komise odborníků vypracovala zásady pro perspektivní řešení zootechnické evidence v chovu skotu (Bee 1965), jež počítají s použitím moderní výpočetní techniky včetně počítače.

Naše možnosti zatím zůstávají za světovým průměrem. Rezortní strojní početní stanice, které jsou vybaveny děrnostítkovými stroji systému Aritma, mají zatím v převážné míře k dispozici jen starší typy číselných tabelátorů, které nemohou plně uspokojit poměrně náročné požadavky na zpracování výsledných se-

stav o kontrole užítkovosti a inseminaci. Doplnkové stroje (např. popisovače, základací reproduktory), jimiž lze podstatně zkvalitnit a urychlit zpracování plemenářských údajů, jsou na těchto stanicích k dispozici jen v omezeném měřítku.

Přesto se však zpracovávají na strojích Aritma výsledky kontroly užítkovosti z devíti krajů. Jeden kraj (Západočeský) zpracovává údaje kontroly užítkovosti odlišným systémem na účtovacích a fakturovacích strojích.

Předností mechanizace na děrnostítkových strojích je především poměrně snadné a rychlé sestavení roční uzávěrky, při které se požaduje třídění velmi obsáhlého souboru informací z různých hledisek. Rovněž pro účely kontroly dědičnosti poskytuje tento systém evidence potřebné údaje o dcerách a vrstevnicích testovaných býků. Základních informací obsažených v děrných štítcích se může využít i k hlubším plemenářským rozběrům a k výpočtu některých genetických parametrů (viz příspěvek V á c h a l a a K o t l a n d a „Výpočet hlavních genetických parametrů u červenostrakatého skotu pomocí děrnostítkových strojů“ zařazený v tomto čísle).

Nevýhodou je, že úprava a členění sestav, které jsou určeny pro informaci chovatelů, nedosahuje úrovně, která je běžná u počítačů. Zatím také se nepodařilo urychlit zpracování základních údajů o výsledku kontroly v chovu, aby zemědělský podnik obdržel zprávu do 14 dnů až 3 týdnů po návštěvě plemenářského zootechnika. Zlepšení je možné organizační úpravou zpracování (čtrnáctideně) a použitím výkonnějších tabelátorů nebo přenesením této agendy na počítač.

Na strojích Aritma se zpracovávají rovněž údaje o kontrole užítkovosti a dědičnosti pro n. p. Drůbežnictví. I zde přinesla děrnostítková technika možnost rychlejšího a snadnějšího zpracování obsáhlých souborů informací. Při použití samočinného počítače bylo by však možno dosáhnout podstatně lepších výsledků. Podle amerických pramenů zpracuje po-

čítač výsledky při IS-IT-testech (zkratka pro: Inbred Screening and Improvement Tests) o výsledcích různých kombinací imbreďních linií za několik hodin, zatímco čtyřem zkušeným pracovníkům by tato práce trvala nejméně rok a půl.

Na strojích Aritma se zkušebně v rozsahu jednoho kraje ověřovala možnost zpracování výsledků kontroly užítkovosti v chovu prasat.

Po více než dvouletých zkušenostech se ukázalo, že nároky na zpracování výsledných sestav přesahují technické možnosti číselných tabelátorů a bylo nutno projekt přepracovat na tabelátor Univac 1004. Předpokládáme, že v této formě bude možno mechanizované zpracování výsledků kontroly užítkovosti rozšířit od r. 1967 na všechny kraje.

Inseminační údaje se zpracovávají ve dvou krajích (Východočeském a Západočeském) na strojích osmdesátislopcového systému IBM. Při zpracování děrných štítků o inseminaci se používá poněkud odlišné techniky než v kontrole užítkovosti (popis děrných štítků na popisovači, párování shodných štítků na zakladači, automatické snímání tuhových značek ze štítků). Základním dokladem pro strojní početní stanici je sborník o vykonaných inseminacích, běžně vedený na inseminačním středisku podle pracovních záznamů inseminačních techniků. Vzájemným porovnáním souborů děrných štítků z různých měsíců lze sestavit velmi snadno test nepřeběhlých plemenic podle býků a vyhotovit seznam krav a jalovic, které mají být vyšetřeny na březost. Seznam se sestavuje podle chovů a čísel plemenic a ve stejném členění se k němu přiřkládají děrné štítky jednotlivých plemenic, jež mají být vyšetřeny na březost. Výsledek vyšetření se do předtíštěných sloupců děrného štítku zaznamená tuhovou značkou, což umožňuje automaticky doděrovat štítky údaje o březosti. Tato technika zrychluje zpracování štítků asi čtyřicetkrát, takže výsledné sestavy o dosahované březosti v jednotlivých měsících jsou k dispozici Státní ple-

I. Přehled tříletého sledování Service Period ve Východočeském kraji

Rok	Z celkového počtu zabřezlých krav vykazuje SP			
	po zmetání zabřezlo	do 75 dnů	75 až 100 dnů	nad 100 dnů
1963	1,5 %	37,0 %	18,3 %	43,2 %
1964	0,8 %	43,3 %	18,7 %	37,2 %
1965	0,8 %	45,7 %	19,3 %	34,2 %

Okres	Stř.	Obvod	Obec	Měs.	Č. a.	Vz.	Kř.	Př.	D. n.	Čís. plemence	Stáj
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24
25	26	27	28	29	30	31	32	33	34	35	36
37	38	39	40	41	42	43	44	45	46	47	48
49	50	51	52	53	54	55	56	57	58	59	60
61	62	63	64	65	66	67	68	69	70	71	72
73	74	75	76	77	78	79	80	81	82	83	84
85	86	87	88	89	90	91	92	93	94	95	96
97	98	99	100	101	102	103	104	105	106	107	108
109	110	111	112	113	114	115	116	117	118	119	120
121	122	123	124	125	126	127	128	129	130	131	132
133	134	135	136	137	138	139	140	141	142	143	144
145	146	147	148	149	150	151	152	153	154	155	156
157	158	159	160	161	162	163	164	165	166	167	168
169	170	171	172	173	174	175	176	177	178	179	180
181	182	183	184	185	186	187	188	189	190	191	192
193	194	195	196	197	198	199	200	201	202	203	204
205	206	207	208	209	210	211	212	213	214	215	216
217	218	219	220	221	222	223	224	225	226	227	228
229	230	231	232	233	234	235	236	237	238	239	240
241	242	243	244	245	246	247	248	249	250	251	252
253	254	255	256	257	258	259	260	261	262	263	264
265	266	267	268	269	270	271	272	273	274	275	276
277	278	279	280	281	282	283	284	285	286	287	288
289	290	291	292	293	294	295	296	297	298	299	300

1. Schéma děrného štítku pro zpracování inseminačních údajů

Poznámka: Vyděrované údaje ve sloupcích 1—60 se na popisovacím stroji automaticky vypisují do předtištěných rubrik na horním okraji štítku, takže štítek se stává kartou plemence, která má být vyšetřena na březost.

Sloupce 61—68 jsou upraveny pro tuhové značky (Mark Sensing). Kromě pěti předtištěných sloupců je možno využít dalších dvou sloupců pro záznamy, zjištěné při vyšetření březosti. Při zápisu na štítek se v daném sloupci proškrtne předtištěný oválek sytou čarou měkkou tužkou.

Obsazení štítku

Údaj	Číslo sloupce	Údaj	Číslo sloupce
Druh štítku	1	Den inseminace	36—36
Okres	2—4	Registr býka,	
Středisko	5	jehož semenem	
Obvod	6—7	byla provedena	
Měsíc	8—9	předcházející	
Rok	10—11	inseminace	38—43 (pro test nepřeběhlých)
Číslo dokladu	12—14	Číslo plemence	44—51
Technik	15—16	Stáj	52—54
Obec	17—19	Volný sloupec	55
Býk	20—25	Výsledek vyšetření	56
Druh závodu	26	Reinseminace	57
Kráva-jalovice	27	Léčení	58
Pořadí inseminace	28	Service Period	59
Interval od otelení	29 (u jalovic stáří při zapuštění)	Chovná (užitková) skupina	60
Měsíc inseminace	30—31		
Údaje o semeni:			
Stáří semene	32		
Druh ředidla	33		
Poměr ředění	34—35		

Poznámka: Silně vytištěné údaje se po vyděrování vypisují automaticky do předtištěných rubrik na horním okraji štítku.

menářské správě o deset dnů dříve než při běžném způsobu zpracování. Zpracování inseminačních údajů na dřevých štítcích umožňuje podrobně hodnotit reprodukční proces, např. interval od otelení do opětovného zapuštění plemene, délku Servic Period (a tedy i mezidobí), stáří zapouštěných a zabřezlých jalovic (obr. 1).

Pro nedostatek kapacity vhodných strojů není možno rozšířit tento způsob zpracování inseminačních údajů do dalších krajů. O významu sledování reprodukčního procesu pro podniky i nadpodnikové orgány svědčí nejlépe skutečnost, že po tříletém systematickém využívání takto zpracovaných údajů plemenářskými organizacemi ve Východočeském kraji (provozně se tu nový systém zkoušel od r. 1962) se podařilo zvýšit procento krav zabřezávajících do 75, popř. do 100 dnů po otelení, jak je patrné z přehledu tab. I.

O podrobné rozboru reprodukce stáda na základě inseminačních údajů a výsledků kontroly užítivosti III. stupně projeví zájem i některé výrobní zemědělské správy a státní statky.

Okresní zemědělská strojní početní stanice v Aši vypracovala v r. 1965 společně s Výrobní zemědělskou správou v Chebu návrh na zpracování těchto údajů na stro-

jích Aritma. Sleduje se především včasnost zapouštění, zabřezávání a užítivost jednotlivých dojníc, přičemž některé sestavy pro větší přehlednost převádí strojní početní stanice do tabulkové formy.

I když děmoštitkové stroje poskytují značné možnosti při zpracování zootechnických údajů, nelze jejich význam pro zvyšování výroby nekriticky přeceňovat. Sestavy, které získáme, jsou cenným vodítkem pro rozbor výsledků a umožňují zvyšovat úroveň řízení a prohlubovat plemenářskou práci. Nemohou však nahradit bezprostřední zájem a péči ošetřovatele o stádo, zejména při uplatnění moderních chovatelských opatření.

Při zpracování plemenářských údajů se děmoštitkové stroje poměrně dobře osvědčily. Přesto však některé úkoly lze efektivně řešit jen na samočinném počítači. Naše i zahraniční zkušenosti ukazují, že i dílčí zpracování určitých úseků plemenářské evidence (kontroly užítivosti, kontroly dědičnosti, inseminace) přináší cenné výsledky, avšak vědecké řízení plemenářství na základě poznatků populační genetiky si nutně dříve či později vyžádá jednotný program koordinovaný z výpočetního centra, jež by disponovalo potřebnou kapacitou samočinného počítače a poskytovalo rychle a v požadovaném členění všechny nezbytné podklady.

Souhrn

V posledních několika letech se při zpracování plemenářských údajů stále více uplatňují stroje na děrné štítky a samočinné počítače. Z evropských států disponují promyšleným programem pro zpracování těchto údajů na počítači především Švédsko, Dánsko a Velká Británie.

U nás se plemenářské údaje zpracovávají na strojích na děrné štítky od r. 1961. Používá se při tom strojů osmdesátisloupcového i devadesátisloupcového systému.

Dosavadní několikaleté zkušenosti ukazují, že mechanizace stroji na děrné štítky snižuje pracnost měsíčních i ročních souhrnů v kontrole užítivosti a inseminaci, přičemž základních údajů lze využít efektivněji než při ručním zpracování. Projevuje se to především v možnosti dokonalého využití výsledků kontroly užítivosti pro kontrolu dědičnosti a údajů o provedených inseminacích k podrobným rozborům plodnosti a vlivů, jež na ni působí.

Dlouhodobé plemenářské programy, založené na maximálním použití inseminace, vyžadují komplexní systém mechanizovaného zpracování chovatelských informací, řízený a koordinovaný z centra, jež by disponovalo nezbytnou kapacitou počítače.

Literatura

1. ALLES, P.: Pferdezucht bedient sich der Hilfe von Elektronenhirnen. = „Sankt Georg“, 66, 1964, 19: 25. - 2. BEEG, E.: Die künftige Form der Dokumentation in der Rinderbeständen. = „Tierzucht“, 1965, 7: 366-373. - 3. BIRKER, F.: Probleme der maschinellen Verarbeitung von Milchleistungsunterlagen. = „Der Tierzüchter“, 1962, 5: 164-166. - 4. EIBL, K.: Lehrbuch der Rinderbesamung. Berlin, 1959. - 5. HEIDHUES, T. - HENDERSON, C. R.: Teaching selection principles with herd records generated by an electronic computer. = „Journal of Anim. Sci.“, 1963, 3: 659-664. - 6. HOLLINGDALE, S. H. - TOOTILL, G. C.: Electronic Computers. Aylesbury, Great Britain, 1965. - 7. HAHN, J. - MARÉE, H. - ROMANOVSKI, W.: Lochkarten und Datenverarbeitungsmaschinen im Dienste der KB. = „Der Tierzüchter“, 1966, 8: 234. - 8. JOR-

DANO, D. - RAMIREZ, A.: Ajusto óptimo, automático de índices de selección genética. = „Archivos de zootecnia“, 1964, 13, 50 : 133-144. — 9. NASH, O.: Genetic simulation and chick distribution (přednáška v rámci výstavy Incomex 66), Praha 1966. — 10. NOHEJL, J. - VINS, J.: Stroje na děrné stítky v plemenářské práci. = In „Studijní informace – Živočišná výroba“, ÚVTI, MZLH, Praha, 1964, č. 11. — 11. PLAUNT, D. H.: Use of high-speed computers for farm record keeping and farm business analysis. = „J. Farm. Econ.“ 1963, 45, 5 1192-1199. — 12. SKJØRVOLD, H.: Die günstige Gestaltung einer auf künstlicher Besamung aufgebauten Rinderzucht. = „Der Tierzüchter“, 1965, 13-18. — 13. SILER, R. - VACHAL, J. - VINS, J.: Matematika v chovatelské praxi. Praha, (v tisku). — 14. Svensk Husdjursskötsel. = In: Propagační materiál švédského chovatelského svazu SHS, Hållsta, Švédsko, 1961 — 15. MMB selection of bulls. = „Frms. Wkly“, 61, 1964, 7 : 76.

Современное состояние и перспективное применение расчетной техники в племенном деле

За последние несколько лет при разработке данных племенного дела все чаще и чаще применяются перфокарточные машины и автоматические счетчики. Из европейских государств продуманная программа для обработки этих данных на счетновычислительных машинах имеется в первую очередь в Швеции, Дании и Великобритании.

В Чехословакии данные племенной работы обрабатываются, начиная с 1961 года, на перфокарточных машинах. При этом применяются машины как восьмидесятистолбцовые, так и девяностостолбцовые системы.

Приобретенный до сих пор опыт доказывает, что механизация перфокарточной машины снижает трудоемкость подсчета месячных и годовых сводок в контроле продуктивности и искусственного осеменения, причем основные данные можно использовать более эффективно, чем при ручной обработке. Это проявляется прежде всего в возможности более совершенного использования результатов контроля продуктивности для контроля наследственности и данных о проведенном искусственном осеменении для подробных анализов плодovitости и действующих на нее влияний.

Долгосрочные программы племенной работы, основанные на максимальном использовании искусственного осеменения, требуют комплексной системы механизированной обработки данных по животноводству, руководимой и координированной из центра, который должен был бы располагать необходимым для этого счетно-вычислительным устройством соответствующей емкости.

Der gegenwärtige Stand und die perspektive Anwendung der Berechnungstechnik bei der Zucht

Bei der Bearbeitung von Zuchtangaben werden in den letzten Jahren Lochkartenmaschinen und selbsttätige Rechenmaschinen mehr und mehr angewendet. Von den europäischen Staaten disponieren über einplanmäßiges Programm für die Bearbeitung dieser Angaben mittels einer Rechenmaschine vor allem Schweden, Dänemark und Großbritannien.

In der ČSSR werden Zuchtangaben mit Lochkartenmaschinen seit dem Jahre 1961 bearbeitet. Dabei wendet man Maschinen des Achtzig- bis Neunzig-Kolonnensystem an.

Die bisherigen mehrjährigen Erfahrungen deuten an, daß die Mechanisierung mittels der Lochkartenmaschinen die Mühsamkeit der Monats- und Jahressummen bei der Leistungskontrolle und Besamung herabsetzt, wobei man die Grundangaben effektiver als bei der manuellen Bearbeitung ausnützen kann. Dies kommt vor allem in der Möglichkeit einer einwandfreien Ausnützung der Ergebnisse der Leistungskontrolle für die Vererbungskontrolle und der Angaben über die durchgeführten Besamungen zu Zwecken der eingehenden Analysen der Fruchtbarkeit und der die Fruchtbarkeit beeinflussenden Faktoren zum Vorschein.

Langfristige Zuchtprogramme, die auf maximaler Anwendung der Besamung gegründet sind, erfordern ein komplexes System der mechanisierten Bearbeitung von Zuchtinformationen, welches aus einem Zentrum, das über eine unentbehrliche Kapazität der Rechenmaschine disponieren würde, geleitet und koordiniert wäre.

Inž. Jan V i n š, Státní plemenářská správa, Repy u Prahy

ANOTACE K APLIKACI MATEMATICKÝCH METOD V ŽIVOČIŠNÉ VÝROBĚ

ANOTACE KE KVANTITATIVNÍ A POPULAČNÍ GENETICE

Gescei J., Klír J., Pelikán P.:
MATEMATICKÉ STROJE

Publikace vysvětluje přístupnou formou použití matematických strojů se speciálním zaměřením na samočinné počítače. Od úvodního pojmu informace přes vysvětlení principu analogových počítačů a děroštitkových strojů se dostávají autoři k otázkám výzkumu výroby a provozu samočinných počítačů, vysvětlují podrobně pojmy používané při programování, zabývají se konstrukcí počítačů a přehledem dosavadního vývoje a perspektivy.

— 1964, Praha, Orbis, Malá moderní encyklopedie, sv. 46

Link E.: MECHANIZACE ADMINISTRATIVY

Přehledná příručka o prostředcích organizačních a výpočetních technik, obsahující stručnou a výstižnou charakteristiku většiny strojů malé, střední i velké mechanizace používané u nás k mechanizaci administrativních prací. Všímá si rovněž synchronizace a stručně charakterizuje samočinné počítače. Závěr tvoří přehled zlepšovacích námětů pro práci v administrativě.

— 1962, Praha, Práce

Nešický J.: PŘÍRUČKA VÝPOČETNÍ TECHNIKY

Velmi podrobná příručka o hlavních mechanizačních prostředcích používaných v ČSSR, o práci strojné početních stanic, o přenosu informací a o některých právních a technických předpisech. Příručka si všímá i cen a norem při zpracování informací na děroštitkových strojích a

zásad při projektování. Obsahuje také kapitulu o některých výpočtech důležitých při strojním zpracování informací. Přehledně je uspořádána kapitola o samočinných počítačích, kde se věnuje pozornost především počítačům u nás používaným.

— 1965, Praha, Práce

Nohejl J., Vinš J.: STROJE NA
DĚRNÉ ŠTÍTKY V PLEMENÁŘSKÉ PRÁCI

Studijní zpráva o použití děroštitkových strojů a počítačů při zpracování plemenářských údajů u nás a v zahraničí. Stručně jsou popsány funkční vlastnosti strojů na děrné štítky, přednosti a nedostatky mechanizace na děroštitkových strojích a vyhodnocení ekonomické účinnosti mechanizace. Pro studijní zprávu bylo využito literárních údajů do r. 1963.

— 1964, Studijní informace ÚVTI - Živočišná výroba č. 11

Stibic V.: OD MECHANIZACE K AUTOMATIZACI ADMINISTRATIVNÍCH PRACÍ

Kniha je úvodem do automatizace administrativních prací. Popisuje způsob použití klasických mechanizačních prostředků, techniku práce ve strojné početních stanicích, principy synchronizace při spojování různých kancelářských strojů až po nejvyšší stupeň automatizace při použití samočinných počítačů. Přednosti knihy jsou poměrně kvalitní fotografie, vzory dokladů a přehledné grafy.

— 1959, Praha, SNTL

POUŽITÍ MATEMATICKÝCH METOD V ZEMĚDĚLSTVÍ SSSR

Obsahuje jednotlivé referáty účastníků konference uspořádané Vsesvazovým výzkumným ústavem zemědělské ekonomiky ministerstva zemědělství SSSR. Konference se konala v říjnu 1963. Referáty podávají přehled o praktické aplikaci matematických metod při řešení různých úkolů, především optimálního plánování a specializace zemědělské výroby. Sborník obsahuje dva úvodní referáty a 20 samostatných referátů, z nichž některé jsou věnovány i otázkám živočišné výroby.

— 1964, *Studijní informace, řada Zemědělská ekonomika č. 4–6, Moskva*

K OTÁZKÁM POUŽITÍ MATEMATICKÝCH METOD V ZEMĚDĚLSTVÍ

Monotematické číslo věnované některým otázkám využití matematicko-statistických metod v zemědělství. Velmi instruktivní je úvodní článek prof. dr. V. Myslivce, uvádějící přehledně historická fakta o rozvoji matematických metod v některých státech a o předních představitelích vědeckého výzkumu v tomto oboru. V dalších příspěvcích se bezprostředně dotýkají živočišné výroby práce o použití lineárního programování při zajištění optimální výroby krmiv, při stanovení optimální krmivové základny pro JZD a státní statky a při vytváření nejúčinnější struktury ve výrobě krmiv.

— 1964, *Zemědělská ekonomika č. 1–2, Praha*

Burdette W. J. a kol.: METHODOLOGY IN MAMMALIAN GENETICS

Přehled genetických kmenů laboratorních zvířat, metod plemenitby a pojednání o genetice radiační, fyziologické, biochemické, imunogenetické a buňky.

— 1963, *San Francisco, Holden-Day, Inc.*

Craplet C.: GÉNÉTIQUE ET ÉLEVAGE

Jsou předkládány genetické aspekty plemenitby hospodářských zvířat, bez náročných předpokladů znalosti genetiky a statistiky.

— 1953, *Paris, Vigot Frères*

Falconer D. S.: INTRODUCTION TO QUANTITATIVE GENETICS

Objasňuje základní principy kvantitativní genetiky. Popisuje změny genových a genotypových četností jak v malých, tak i ve velkých populacích. Značná část publikace je věnována selekci, příbuzen-

ské plemenitbě a heteróze. Teoretické poznatky jsou aplikovány na laboratorní zvířata, zejména myši.

— 1960, *Edinburgh - London, Oliver and Boyd*

Fisher R. A.: THE THEORY OF IN-BREEDING

Je rozpracována příbuzenská plemenitba pomocí generačně maticové teorie.

— 1949, *Edinburgh, Oliver and Boyd*

Gowen J. W. a kol.: HETEROSIS

Shrnuty jsou současné poznatky o jevu „heterosis“ jak v rostlinné, tak v živočišné výrobě.

— 1952, *Ames, Iowa State College Press*

Hiorth G. E.: QUANTITATIVE GENETIK

Velmi obsáhlá publikace o teoretických základech kvantitativní genetiky a jejich praktické aplikaci na produkci rostlinnou.

— 1963, *Berlin, Göttingen und Heidelberg, Springer*

Johansson I.: HAUSTIERGENETIK

Učebnice genetiky hospodářských zvířat s obecnými základy chovu, dědičnosti různých vlastností a metodami plemenitby.

— 1959, *Handbuch der Tierzucht, Band 2. Hamburg u. Berlin, Paul Parey*

Johansson I.: GENETIC ASPECTS OF DAIRY CATTLE BREEDING

Genetická analýza selekce a plemenitby dojného skotu.

— 1961, *Urbana, Univ. Illinois Press*

Karakoz A.: ZÁKLADY PLEMENITBY HOSPODÁŘSKÝCH ZVÍŘAT

Obsahuje vývojové teorie, základy obecné a populační genetiky, včetně teorie selekce a plemenářských metod.

— 1962, *Bratislava, Slovenské vydavateľstvo pôdohospodárskej literatúry*

Karakoz A. a kol.: GENETIKA HOSPODÁŘSKÝCH ZVÍŘAT

Zabývá se otázkami speciální genetiky, tj. dědičnosti a proměnlivosti vlastností jednotlivých druhů hospodářských zvířat.

— 1964, *Bratislava, Slovenské vydavateľstvo pôdohospodárskej literatúry*

Kempthorne O.: AN INTRODUCTION TO GENETIC STATISTICS

Jsou předpokládány základní statistické metody potřebné pro genetický výzkum. Značná část publikace je věnována statistickým problémům kvantitativní genetiky.

— 1957, New York, Wiley and Sons

Kempthorne O.: STATISTICS AND MATHEMATICS IN BIOLOGY

Vybrané statě zahrnující v sobě obecné biometrické postupy pro genetickou analýzu populací.

— 1954, Ames, The Iowa State College Press

Lerner I. M.: POPULATION GENETICS AND ANIMAL IMPROVEMENT

Vysvětlení a odvození základních kvantitativně genetických pojmů a principů selekce.

— 1950, Cambridge, Cambridge Univ. Press

Lerner I. M.: THE GENETIC BASIS OF SELECTION

Rozbor rozmanitých typů a metod selekce s modelovou aplikací na drůbež.

— 1958, New York, Wiley and Sons

Le Roy H. L.: STATISTISCHE METHODEN DER POPULATIONSGENETIK

Uvádí velmi podrobným způsobem statistické metody populační genetiky. Začíná změnami genových a genotypových četností, zabývá se výpočtem genetických parametrů a končí metodami selekce a selekčními indexy.

— 1960, Basel, Birkhäuser

Li C. C.: POPULATION GENETICS

Vysvětluje děje v populacích na malém počtu alel. Značná část publikace je věnována teorii úsekových koeficientů a příbuzenské plemenitbě.

— 1955, Chicago, University of Chicago Press

Lush J. L.: ANIMAL BREEDING PLANS

Genetické principy obecné zootechniky, plemenitby a odhadu plemenné hodnoty zvířat.

— 1945, Ames, Iowa State College Press

Mather K.: BIOMETRICAL GENETICS

Biometrická genetika se zvláštním zřetelem na vztahy mezi jedinci uvnitř inbredovaných populací.

— 1951, London, Methuen and Co. Ltd.

Myslivec V.: STATISTICKÉ METODY ZEMĚDĚLSKÉHO A LESNICKÉHO VÝZKUMNICTVÍ

První souborné dílo statistických metod v zemědělském a lesnickém výzkumu vydané v ČSSR. Jsou uvedeny základy počtu pravděpodobnosti a originálním způsobem jsou rozpracovány metody pro analýzu disperzních soustav.

— 1957, Praha, ČSAZV

Pirchner F., Johansson I.: POPULATIONSGENETIK IN DER TIERZUCHT

Jsou uvedeny základy populační genetiky s aplikací na hospodářská zvířata.

— 1964, Hamburg u. Berlin, Paul Parey

Plochinskij N. A.: NASLEDUJEMOST'

Přehled různých metod výpočtu koeficientů dědivosti.

— 1964, Novosibirsk, AN SSSR

Snedecor G.W.: STATISTICAL METHODS

Obsahuje metody zakládání a vyhodnocování pokusů v zemědělství a biologii.

— 1957, The Iowa State College Press
— 1961, Statističeskij metody. Moskva, Izdatel'stvo sel'skochoz'jajstvennoj literatury, žurnalov i plakatov

Spiess E. B. a kol.: PAPERS ON ANIMAL POPULATION GENETICS

Vybrané práce vztahující se k evoluci a populační genetice živočichů.

— 1962, Toronto, Little, Brown and Co. Ltd.

Šiler R. a kol.: DĚDIČNOST V CHOVATELSKÉ PRAXI

Srozumitelnou formou jsou vysvětlovány základy dědičnosti, aplikovány poznatky genetiky na praktickou plemenitbu hospodářských zvířat a uvedeny základní metody statistiky. Organickou součástí jsou kapitoly věnované inseminaci.

— 1965, Praha, Státní zemědělské nakladatelství

Podepsáno k tisku dne 29. 11. 1966

OBSAH

Myslivec V.: Využití moderní výpočetní techniky a samočinných počítačů v živočišné výrobě	893
Fischer O.: Testy aditivity působení genotypu a prostředí	899
Váchal J., Kotland J.: Výpočet hlavních genetických parametrů u červenostrakatého skotu pomocí děroštitkových strojů	907
Siler R.: Vztahy mezi počtem narozených a odstavených selat v rodičovské a dceřiné generaci u bílých ušlechtilých prasat	917
Jakubec V.: Konstrukce selekčních indexů u ovcí pomocí kauzálně úsekových vztahů	927
Růžicka M.: Některé problémy optimalizace krmné směsi pro brojery s pomocí simplexové metody lineárního programování	935
Z vědeckého života	
Vinš J.: Současný stav a perspektivní uplatnění výpočetní techniky v plemenářství	943
Bibliografie	950

СОДЕРЖАНИЕ

Мысливец В.: Использование современной вычислительной техники и электронно-вычислительных машин в животноводстве (ч/893). — Фишер О.: Тесты аддитивности действия генотипов и среды (905). — Вахал Я., Котланд Я.: Вычисление главных генетических параметров у красно-пестрого крупного рогатого скота с помощью перфокарточных машин (915). — Шилер Р.: Соотношение между общим числом родившихся поросят и поросят-огъемышей в поколении родителей и дочерей у белой улучшенной свиньи (924). — Якубев В.: Конструкция селекционных индексов у овец с учетом каузальных отраслевых соотношений (933). — Ружи́чка М.: Некоторые проблемы оптимизации кормовой смеси для бройлеров путем симплексного метода линейного программирования (941). — Винш И.: Современное состояние и перспективное применение расчетной техники в племенном деле (949). — Библиография (ч/950).

CONTENT

Myslivec V.: Modern Computation Technics and Electronic Computers as used in Livestock Production (Cz/893). — Fischer O.: Testing of the Additivity of the Acting of the Genotype and of the Environment (905). — Váchal J., Kotland J.: Calculation of the Main Genetic Parameters in Red-Spotted Cattle by means of Puncher Card Machines (res. G/916). — Siler R.: The Relations between the Numbers of Born and Weaned Piglings in the Parental and Filial Generations of Large White Pigs (925). — Jakubec V.: The Construction of Selection Indices for Sheep by means of Causal Path Relations (934). — Růžicka M.: Some Problems of the Optimization of Feed Mixtures for Broilers by means of the Simplex Method of Linear Programming (942). — Vinš J.: The Present Situation and the Prospective Application of Calculating Machines in Breeding work (res. G/949). — Bibliography (Cz/950).

INHALT

Myslivec V.: Die Ausnützung der modernen Berechnungstechnik und der selbststättigen Rechenmaschinen in der tierischen Produktion (Tch/893). — Fischer O.: Teste der Additivität der Wirkung des Genotypes und der Umwelt (905). — Váchal J., Kotland J.: Die Berechnung der wichtigsten genetischen Parameter beim Rotfleckvieh mittels der Lochkartenmaschinen (916). — Siler R.: Beziehungen zwischen der Anzahl der insgesamt geborenen und abgesetzten Ferkel in der Eltern- und Tochtergeneration bei Weißen Edelschweinen (925). — Jakubec V.: Konstruktion von Selektionsindexen bei Schafen mittels der kausalen Pfadbeziehungen (934). — Růžicka M.: Einige Probleme der Optimierung des Futtergemisches für Broiler mittels der Simplex-methode der linearen Programmierung (res. E/942). — Vinš J.: Der gegenwärtige Stand und die perspektive Anwendung der Berechnungstechnik bei der Zucht (949). — Bibliographie (Tch/950).

TABLE DES MATIÈRES

Myslivec V.: Technique moderne de calcul et calculateurs servent à la production animale (Tch/893). — Fischer O.: Tests d'additivité de l'action du génotype et du milieu (905). — Váchal J. - Kotland J.: Calcul des paramètres génétiques principaux des bovins tachetés rouges, à l'aide des machines à cartes perforées (res. Al/916). — Šiler R.: Rapports entre le nombre des porcelets nés et sevrés dans la génération maternelle et filiale des porcs blancs nobles (925). — Jakubec V.: Construction des indices de sélection chez les brebis au moyen des relations sectorielles causales (res. An/934, Al/934). — Růžicka M.: Certains problèmes d'optimalisation des aliments composés, destinés aux broilers, à l'aide de la méthode du simplexe de la programmation (res. An/942). — Vinš J.: Etat actuel et la perspective de la mise en valeur de la technique de calcul dans la reproduction (res. Al/949). — Bibliographie (Tch/950).