

PULLIDE ARETUSVÄÄRTUSE HINDAMINE JÄRGLASTE JÕUDLUSANDMETE ALUSEL

O. Saveli, R. Teinberg, M. Uba

Läbi aegade on aretajaid vaevanud probleem, kuidas võimalikult täpselt hinnata pulle tütarde ebauhtlase jaotumise korral erineva geneetilise struktuuri, suuruse ja tasemega karjades. Hästi lahendab ülaltoodud probleemi 1970. aastatel C. Hendersoni juhtimisel loodud nn. BLUP-meetod (ingl. k. Best Linear Unbiased Prediction), mis samaaegselt arvutustehnika arenguga on kujunenud tänaseks aretusväärtuse hindamise kõige kasutatavamaks meetodiks, olles ametlikult tunnustatud kui standardmeetod. Põhjalik ülevaade BLUP-meetodi teoreetilistest alustest ja järgnenud arendustest on esitatud Hendersoni (1984) raamatus.

Eestis tegeldakse BLUP-meetodiga alates 1988. aastast. Pärast senikasutatud modifitseeritud tütarde-eakaaslaste võrdluse meetodi ja BLUP-meetodi omavahelist võrdlemist (Teinberg, Uba, 1992) tunnustati BLUP-meetod meie oludes sobivaks ja võeti 1992. a. algusest kasutusele pullide hindamisel ametliku meetodina. Allpool antakse põgus ülevaade kasutatavast mudelist ja väljastatavatest andmetest.

MUDEL JA SELLE KOMPONENDID

Pullide aretusväärtuse hindamine piimajõudluse tunnuste järgi [piim (kg), piimarasv (kg), piimavalk (kg), rasvasisaldus (%), valguisaldus (%)] toimub järgmise mudeli abil:

$$y_{ki} = K_i + G_j + S_{jk} + E_{ikl}$$

See praktikas levinud nn. isamudel (ingl. k. sire model) sisaldab ühe nn. fikseeritud efekti G (ingl. k. fixed effect) pullide geneetilise grupi jaoks ja ühe nn. juhusliku efekti S (ingl. k. random effect) pulli jaoks vastavas geneetilisest grupis. Kõik ülejäänud efektid, mis mõjutavad lehma toodangut, sisalduvad nn. karjaefektis K, mis on ka fikseeritud efekt. Siia kuuluvad näiteks karja pidamise ja söötmise, poegimisaasta, ema genotüübi mõju jne. E on juhuslikest mõjudest tingitud mittekirjeldatav jääk ja y on konkreetse tunnuse vaatlusväärtus (näiteks lehma 1. laktatsiooni piimarasvatoodang), mille alusel arvutatakse pulli aretusväärtus; y_{ki} on k pulli tütre l karjas i lüpsitud toodangu arvuline väärtus (ehk tunnuse vaatlusväärtus).

Tuleb märkida, et kuigi lahenduse tulemusena saame igale pullile 5 tunnuse aretusväärtuse, ei ole nad selles mudelis üksteisega mingil viisil seotud, s.t. meetodit rakendatakse igale tunnusele eraldi.

Iga hinnatava pulli iga tütre toodang esitatakse ülaltoodud võrrandina. Vastavate teisenduste tulemusena saadakse võrrandisüsteem, kus igale fikseeritud efektile (meie mudelis igale karjale ja igale geneetilisele grupile) ja igale juhuslikule efektile (mudelis igale hinnatavale pullile) vastab üks nn. MME-võrrand (MME – Mixed-Model-Equation). BLUP-meetodi omapäraks tuleb lugeda asjaolu, et samaaegselt loomade geneetilise väärtuse hindamisega arvutatakse ka fikseeritud efektide väärtused. Võrrandisüsteemi moodustamiseks tuleb teada tunnuse päritavuskoeffitsienti, täpsemalt päritavuskoeffitsiendi arvutamiseks vajalikke geneetiliste efektide ja jääkefektide variatsioone (dispersioone).

Järgnevalt kirjeldame mudeli komponente ja neile esitatavaid tingimusi. Mudelis sisalduvad kõikide nende lehmade 1. laktatsiooni toodangud, kes vastavad järgmistele tingimustele:

- esimese poegimise aasta 1986 või hiljem,
- laktatsiooni pikkus >250 päeva,
- vanus esimesel poegimisel 22 kuni 36 kuud.

LÄHTEANDMETE KORRIGEERIMINE

Selleks et mudel oleks arvutile jõukohane, võetakse aja jooksul vähemuutuvate efektide mõju arvesse mitte nende efektide lisamisega mudelisse, vaid lähteandmete eelneva korrigeerimisega. Meie mudelis on lähteandmed eelnevalt korrigeeritud poegimisvanuse suhtes, kasutades selleks väljaarvutatud koefitsiente ja tõugude keskmisi esimese poegimise vanuseid vastavalt 2,44 aastat eesti punasel karjal (EPK) ja 2,37 aastat eesti mustakirjul karjal (EMK).

Laktatsioonitoodangud, mis on saadud vähem kui 305 päevaga, korrigeeritakse täpselt 305 päeva toodanguks, kasutades selleks Hollandi eeskujul (Wismans, 1984) valemit

$$P_{305} = \frac{P_t \times 405}{t + 100},$$

kus P_{305} – korrigeeritud toodang
 P_t – t lüpsipäevaga saadud toodang (tegelik toodang)
 t – lüpsipäevade arv, kus $250 < t < 305$

Et vältida lühikesi laktatsioone põhjustavate pullide ülehindamist laktatsioonide kunstliku pikendamise teel, korrigeeritakse 305-le päevale ainult nende lehmade toodangud, kelle poegimisvahemiku kestus on lühem kui 360 päeva (Saveli, 1993). Poegimisvahemiku kestuse tingimuse rakendamine toimub meil alates 1. oktoobrist 1993. a.

Eespooltoodud valemi kasutamise põhjendatust kontrolliti Dempfle ja Haggeri (1979) poolt kasutusele võetud andmete juhuslikult kahte gruppi jagamise ja nende alusel arvutatud tulemuste võrdlemise meetodiga (ingl. k. split and compare).

Sarnaselt erinevate hindamismeetodite võrdlemisega (Teinberg, Uba, 1992) jagati tõu piires pullide tütreid juhuslikkuse põhimõttel kahte praktiliselt ühesuurusesse ühesugustes keskkonnatingimustes olevasse gruppi ja hinnati aretusväärtust eraldi mõlemas tütarde grupis nii esialgsete kui ka eespool näidatud viisil korrigeeritud (ülesarvutatud) piimarasvatoodangu andmete alusel. Aretusväärtuste leidmiseks kasutati käesolevas töös kirjeldatavat BLUP-i isamudelit. Arvutati korrelatsioonikordajad vastavate aretusväärtuste vahel (tabel 1).

Tabel 1

Juhuslikult kahte gruppi jagatud tütarde piimarasvatoodangu alusel hinnatud pullide aretusväärtuste vahelised korrelatsioonikordajad vastavalt esialgsete ja ülesarvutatud andmete korral / Correlations between sires' breeding values, estimated by fat yield of randomly split daughters by unadjusted data and by adjusted for length of lactation to 305 days, respectively

Tõug Breed	Jõudlusandmed Yield records	Pullide arv Number of bulls	Tütarde kogu arv Number of daughters	Ülesarvutamise maht (%) Percentage of adjusted records	Korrelatsiooni- kordaja Coefficient of correlation
EPK Estonian Red (ER)	Esialgsed Unadjusted	228	69403	50,0	+0,669
	Ülesarvutatud Adjusted				+0,671
EMK Estonian Black and White (EBW)	Esialgsed Unadjusted	289	85735	49,7	+0,615
	Ülesarvutatud Adjusted				+0,639

Lisaks hinnati pullide aretusväärtust kõikide tütarde esialgsete kui ka ülesarvutatud andmete alusel ja arvutati korrelatsioonikordajad saadud aretusväärtuste vahel. Tulemused on esitatud tabelis 2.

Tabel 2

Pullide kõikide tütarde ja tütarde gruppide piimarasvatoodangu alusel hinnatud aretusväärtuste vahelised korrelatsioonikordajad / Correlations between sires' breeding values, estimated by fat yield of all daughters and by fat yield of daughters' groups, respectively

Tõug Breed	Esialgseid andmed Unadjusted records		Ülesarvutatud andmed Adjusted records	
	1. grupp 1 st group	2. grupp 2 nd group	1. grupp 1 st group	2. grupp 2 nd group
EPK kõik tütreid ER all daughters	+0,893	+0,892	+0,910	+0,916
EMK kõik tütreid EBW all daughters	+0,899	+0,886	+0,906	+0,904

Tabelist 1 on näha, et ühesugustes tingimustes, kuid erinevate tütarde andmete alusel arvutatud aretusväärtused on lähedasemad ülesarvutatud andmete korral. Tabelist 2 aga võime järeldada, et ülesarvutatud andmeid kasutades muutub pulli aretusväärtus tütarde arvu suurenedes vähem kui korrigeerimata andmete kasutamise korral. Seega võib saadud tulemuste põhjal järeldada, et ülesarvutatud andmete kasutamine võimaldab saada senisest usaldusväärsemad aretusväärtused.

KOMPONENTEFEKTID

Karjaefekt. Aretusväärtuse hindamisel on oluline, millisel viisil majandit kui mõjufaktorit mudelis kajastatakse, s.t. milliste lehmade alusel karjaefekt arvutatakse. Ulatuslikult on seda probleemi käsitletud Preisinger (1986), samuti Chauhan, Hagger et al. (1990). Karjaefekti arvutamiseks mudelisse võetavate lehmade kogumit nimetame käesolevas töös hindamisüksuseks. Järgnevalt tutvustame põgusalt hindamisüksuse kujundamise erinevaid võimalusi, et selgitada sellisel viisil ka meie valikut.

1. variant – hindamisüksus on majand (siin ja edaspidi mõistame majandi all iseseisvat piimatootmisüksust, s.t. majand on riigimajand /osaühistu / suurralu / talu jm.). Nii on hindamisüksuseks mudelis majandi kõik lehmad, kes vastavad ülaltoodud tingimustele. Sellisel juhul ignoreeritakse asjaolu, et osa aastaid on piimatootmise seisukohalt teistest soodsamad, samuti jäävad tähelepanuta erinevatest poegimiskuudest tingitud hälbed jõudluses. Plussiks on hindamisüksuse moodustavate lehmade suur arv.

2. variant – hindamisüksuse moodustavad majandis konkreetsel aastal poeginud mullikad. Siin jääb tähelepanuta poegimisperiodist tingitud mõju toodangule. Kui me aga poegimisaja mõju eelnevalt elimineerime, siis eeldame paratamatult, et see on kõikides majandites ühesugune. Hindamisüksuse moodustavate lehmade arv on oluliselt väiksem.

Näide. Majandis on viie aasta jooksul poeginud 60 mullikat. Kõik nad on lõpetanud esimese laktatsiooni.

1. variandi korral võtame mudelisse ühe hindamisüksuse 60 lehmaga.

2. variandi korral võtame mudelisse 5 erinevat hindamisüksust, igäühes keskmiselt 12 lehma.

3. variant – hindamisüksuse moodustavad majandis konkreetse aasta konkreetsel perioodil (näiteks märtsis-aprillis) poeginud mullikad. See variant eeldab, et erinevused poegimisperiodide vahel on majandis kõikidel aastatel ühesugused. Puuduseks on hindamisüksuse moodustavate lehmade väike arv. Kui jagame aasta kuueks

poegimisperioodiks, siis ülaltoodud näidet kasutades võtame mudelisse 30 erinevat hindamisüksust, igäühes keskmiselt 2 lehma.

Hindamisel on oluline, et igal pullil on vähemalt 2 tütar 2 hindamisüksuses ja igas hindamisüksuses on vähemalt 2 pulli tütreid. Nendele nõuetele mittevastavad pullid ja hindamisüksused jäetakse mudelist välja. Eesti oludes sobib 3. variant suurtele majanditele, väiketalude lehmad langevad aga enamasti hindamisest välja.

Probleemi lahendusena võetakse kasutusele nn. hindamisklass, mille moodustavad 2. variandi alusel saadud hindamisüksused, mille keskmine piimatoodang varieerub 200 kg piirides. Keskmise toodangu arvutamiseks on toodangud poegimisperioodi suhtes eelnevalt korrigeeritud. Moodustatakse 16 hindamisklassi sammuga 200 kg piima, kusjuures

1. hindamisklassi suurus tuleb kasutajal eelnevalt määrata. Meie mudelis on alampiirid 2800 kg EPK-l ja 3200 kg EMK-l. Saadud hindamisklassid jagatakse kuueks alamklassiks vastavalt poegimisajale. Seega jaotatakse konkreetsel aastal poeginud mullikad

$$16 \times 6 = 96 \text{ hindamisklassi.}$$

Eestis kasutuselolevas mudelis moodustavad 1986...1992 poeginud mullikad

$$96 \times 7 = 672 \text{ hindamisüksust (3. variandi järgi).}$$

Hindamisüksuste keskmine suurus 1993. a. 1. juuli hindamisel oli 112 lehma EPK-l ja 139 lehma EMK-l.

Grupiefekt. Tavapärase pullide hindamise (tütarde-eakaaslaste võrdlus) puhul lähtutakse eeldusest, et pullid pärinevad ühest geneetilisest homogeenest populatsioonist. Kunstliku seemenduse kasutamine, eesmärgipärane paaridevalik ja embrüosiirdamise rakendamine aretuspullide saamiseks on muutnud populatsiooni geneetiliselt erinevate gruppidekogumiks, kus mingi pulli oodatav aretusväärtus ei ole enam populatsiooni keskmine, vaid selle grupi keskmine, kust ta pärineb. Eeldatakse, et aretuse tulemusel on iga järgmine pullide generatsioon eelmisest parem. BLUP-meetod võimaldab gruppidevahelist erinevust mõõta ja käsitleda seda geneetilise trendina ehk triivina. Grupeerimine võib toimuda mitmete erinevate kriteeriumide järgi. Enamlevinuks on grupeerimine pullide sünniaasta ja/või immigreruva tõu osatähtsuse järgi.

Pulli aretusväärtus arvutatakse grupiefekti ja pulli enda hindamiseefekti alusel, kusjuures viimane on hälve gruppi kuuluvate pullide hindamiseefektide keskmisest.

Grupeerimise võimalus on BLUP-meetodi oluline eelis varasemate meetoditega võrreldes, sest pulli aretusväärtuse hindamine grupeerimist kasutamata toimub tunduvalt väiksema informatsiooni alusel ja on seega vähemusaldatav. Puuduseks grupeerimisel on oht, et pull satub valesse gruppi. Kui nii juhtub, siis rohkem moonutatud (s.t. ebatäpsemad) on väikeste järglaste arvuga pullide aretusväärtused.

Tänu arvutustehnika arengule kasutatakse tänapäeval järjest ulatuslikumalt MME võrrandisüsteemi koostamisel nn. sugulusmaatriksit, mis kajastab hindamisel osalevate loomade omavahelist sugulust. Swalve (1984) uurimuse järgi võime sugulusmaatriksi kasutamisel grupeerimisest loobuda.

Pulliefekt ja jääkefekt. Pulliefekti seletamiseks olgu mudel

$$y_{ijk} = K_i + e'_{ijk},$$

kus y_{ijk} on k-nda lehma toodang i-ndas karjas. Lehma isa on pull j. K_i on fikseeritud efekt, mis sisaldab kõiki teadaolevaid keskkonnamõjusid. Teisiti väljendades on K_i lüpsva lehma oodatav toodang.

$y_{ijk} - K_i = e'_{ijk}$ – fenotüübiline hälve, mille võrra lehma tegelik toodang erines oodatavast. e'_{ijk} koosneb mittemõõdetavast geneetilisest efektist ja mittemõõdetavast jääkefektist. Geneetiline efekt sisaldab ühe osana endas isa geneetilist mõju oma tütrele. Võime fenotüübilise hälbe esitada järgmiselt:

$$e'_{ijk} = s_j + e_{ijk},$$

kus s_j on pulli keskmine edasiantav (aditiivne) geneetiline efekt oma tütrele ja e_{ijk} on mitteseletatava keskkonnaefekti ja lehma geneetilise efekti summa, milles ei ole enam isa geneetilist efekti. Esialgu mudeli asemel saame

$$y_{ijk} = K_i + s_j + e_{ijk}.$$

Teades tunnuse päritavuskoefitsienti h^2 , s.t. teades pulli kui geneetilise faktori poolt põhjustatud variatsiooni suurust üldvariatsioonis, saame arvutada koefitsiendi

$$k = \frac{\sigma_e^2}{\sigma_s^2},$$

kus σ_e^2 on jääkvariatsioon ja σ_s^2 on pullist tingitud variatsioon. k on populatsioonispetsiifiline kordaja, mida kasutatakse mudelis juhusliku efekti (pulliefekti) ennustusväärtuse arvutamiseks.

Geneetilist gruppi sisaldava mudeli korral hinnatakse iga pulli hälve vastava grupi keskmisest, s.t. pullide hindamisväärtuste summa grupi piires on võrdne nulliga. Et tütarde kaudu avaldub ainult pool pulli aretusväärtusest, siis pulli aretusväärtus AV_{jk} arvutatakse valemiga

$$AV_{jk} = 2 \times (G_j + S_{jk}),$$

kus G_j on hinnatud grupiefekt ja S_{jk} – hinnatud pulliefekt selles grupis.

Fikseeritud baas ja absoluutne aretusväärtus. Tütardele geneetiliselt pärandatud osa toodangu hälbes võrdlusloomade toodanguga võrreldes moodustab poole pulli aretusväärtusest. Aretusväärtuste hindamiseks tuleb fikseerida võrdlusbaas, s.t. määratleda loomad, kellega pulli tütreid võrreldakse. Tütarde-eakaaslaste võrdluse (TEV) meetodi puhul moodustavad mingi pulli tütre võrdlusbaasi samas majandis samal aastal sündinud, sama tõugu jne. teiste hinnatavate pullide tütreid. Järelikult erinevatesse põlvkondadesse kuuluvate pullide aretusväärtused on arvutatud erinevaid võrdlusbaase kasutades ja seega nende pullide omavaheline võrdlemine/järjestamine ei ole korrektne.

BLUP-meetodi puhul on võrdlusbaasiks mingi ühel või kahel-kolmel järjestikusel aastal sündinud pullide aretusväärtuste keskmine, mis võrdsustatakse nulliga ja millele vastavalt korrigeeritakse kõikide pullide aretusväärtused. Sellist võrdlusbaasi nimetatakse fikseeritud baasiks. Eestis on fikseeritud baasiks valitud 1981. aastal sündinud pullid. Fikseeritud baasi abil arvutatud aretusväärtusi nimetatakse absoluutseteks aretusväärtusteks ja esitatakse väljundtabelites märgiga arvudena. Seega näiteks pulli A piimatoodangu aretusväärtus +640 kg tähendab, et pulli A tütreid on võimelised isalt saadud geenide tõttu lüpsma keskmiselt 320 kg piima rohkem kui 1981. a. sündinud pullide tütreid keskmiselt.

Arenevas populatsioonis on iga järgmine põlvkond pulle eelmisest geneetiliselt parem. Aja möödudes jõuame olukorrani, kus noortel hinnatavatel pullidel on valdavalt positiivsed aretusväärtused. Kuidas noorpullid omavahelises võrdluses välja paistavad või kuidas vanemad pullid noorematega konkureerivad, seda absoluutsed aretusväärtused otseselt ei näita. Võetakse kasutusele uued mõisted.

Libisev baas ja suhteline aretusväärtus. Libiseva baasi saamiseks valitakse üks või mitu järjestikust aastakäiku, kus kõik pullid on saanud esimese arvestatava hinnangu. Eestis kasutatakse valitud aastakäikude neid pulle, kelle aretusväärtused on arvutatud vähemalt 50 tütre alusel. Nende pullide aretusväärtuste keskmise ja standardhälbe alusel arvutatakse pulli suhteline aretusväärtus, mis iseloomustab pulli geneetilist võimet momendil aktiivsete pullidega võrreldes. Stabiilsuse huvides (s.t. üksikute ebaharilike aastate mõju vähendamiseks) kasutatakse selleks sageli kolme aastakäigu pullide aretusväärtusi.

Mõiste “libisev baas” selgitamiseks märgime, et 1992. aastal kasutasime suhtelise aretusväärtuse arvutamiseks 1983...1985. a. sündinud pulle, 1993. aastal aga 1984...1986. a. sündinud pulle.

i -nda pulli suhteline aretusväärtus arvutatakse valemiga

$$SAV_i = (AV_i - AV_{\text{kesk}}) \times \frac{12}{\sigma_{AV}} + 100,$$

kus SAV_i – i -nda pulli suhteline aretusväärtus,

AV_i – i -nda pulli absoluutne aretusväärtus,

- AV_{kesk} – libiseva baasi pullide aretusväärtuste keskmine,
 s_{AV} – libiseva baasi pullide aretusväärtuste standardhälve,
 12 – meie poolt valitud arv, mis näitab standardhälbe ulatust punktides,
 100 – pulli suhteline aretusväärtus punktides, kui tema absoluutne aretusväärtus on võrdne libiseva baasi pullide keskmise aretusväärtusega.

Olgu näiteks libiseva baasi pullide $AV_{\text{kesk}}=+4$ kg ja $s_{AV}=8$ kg piimarasva. Kui i -nda pulli aretusväärtus $AV_i=+20$ kg, siis tema $SAV_i=124$ punkti. Saadud tulemus näitab, et pull kuulub hinnatud pullide 2,5 % parimate hulka. Et igale pullile arvutame 5 piimajõudluse aretusväärtust, siis saame arvutada ka 5 suhtelist aretusväärtust. Olgu ülaltoodud i -nda pulli piimavalgutoodangu aretusväärtus $+11$ kg. Kui selle tunnuse $AV_{\text{kesk}}=+3$ kg ja $s_{AV}=7$ kg, siis $SAV_i=(11-3) \times 12/7+100=113,7$ punkti. Leides ka 3 ülejäänud suhtelist aretusväärtust ja järjestades pullid saadud punktide arvu järgi, näeme et iga tunnuse korral saame erineva järjestuse. Kuidas toimida? Suhtelisi aretusväärtusi ei arvutata igale absoluutsele aretusväärtusele eraldi, vaid ühendatakse aretusväärtused üldaretusväärtuseks ehk selektsiooniindeksiks, kus absoluutsed aretusväärtused on eelnevalt nn. majanduslike kaaludega korrutatud. Igale pullile arvutatakse üks suhteline aretusväärtus saadud üldaretusväärtuste alusel. Ulatuslik eestikeelne ülevaade selektsiooniindeksist on esitatud Teinbergi (1978) raamatus.

Eestis kasutame pullide järjestamiseks selektsiooniindeksit, mille arvutamine toimub järgmiselt:

$$PAV=0 \times AV(\text{piim})+1 \times AV(\text{piimarasv})+1 \times AV(\text{piimavalk}).$$

Esitatud selektsiooniindeksit PAV nimetatakse piimajõudluse indeksiks. Näeme, et sisuliselt on järjestamise aluseks piimarasva ja piimavalgu aretusväärtuste summa. Paljudes maades kasutatakse selektsiooniprogrammi teostamiseks koguindeksit, mis lisaks piimajõudluse indeksile sisaldab pulli omajõudluse, tütarde välimiku, sigivuse, lüpstavuse jt. aretusväärtused. Tunnuseid, mis sisalduvad koguindeksis, nimetatakse aretuse objektideks ehk aretusobjekti komponentideks (Danell, 1990). Eestis on alustatud selektsiooni koguindeksi väljatöötamist.

Aretusväärtuste puhul on oluline teada, millisel määral me saadud tulemusi usaldada võime. Täpsuse mõõduna kasutatakse koefitsienti R , mis näitab tõese ja ennustatud aretusväärtuste vahelist korrelatsiooni ja mis arvutatakse järgmiselt:

$$R = \sqrt{\frac{p}{p+k}},$$

kus p – pulli tütarde arv,

$$k = \frac{4-h^2}{h^2} \quad (h^2 - \text{tunnuse päritavuskoefitsient}).$$

Väljundtabelites kasutatakse koefitsienti R^2 , mis väljendab hindamisel kasutatud informatsiooni mahtu. Märkime, et keskmiste päritavuskoefitsientide korral ($0,2 < h^2 < 0,5$) küllaldaselt täpse ($0,8 < R < 0,9$) pulli aretusväärtuse saamiseks on piisav, kui pulli hindamiseks kasutatakse umbes 50 tütre andmeid (Danell, 1990).

LÕPETUSEKS

BLUP-meetodi rakendamine Eestis veiste aretusväärtuste hindamisel on loonud eeldused aretustöö efektiivsuse tõstmiseks. Edasine edu sõltub sellest, kui hästi me oskame realiseerida BLUP-meetodi ulatuslikke võimalusi olemasoleva arvutiressursi tingimustes. Meie eesmärgiks on kujundada selline lineaarne mudel, mis kirjeldab võimalikult täpselt tegelikkust (s.t. veiste populatsiooni) ja on samal ajal meie arvutil lahendatav. Selle nimel

toimub olemasoleva isamudeli edasiarendamine ja kõikidele hindamises osalevatele loomadele aretusväärtust võimaldava rakendamise võimalikkuse ja otstarbekuse uurimine.

KIRJANDUS

- Chauchan, V. P. S., Hagger, C. Models for adjusting for herd, year and season effects in dairy sire evaluation in small herds. - *Livest. Prod. Sci.*, No. 26, p. 245...261, 1990.
- Danell, Ö. Basic quantitative genetic theory. - Uppsala, Swedish University of Agricultural Sciences, 1990. - 228 p.
- Dempfle, L., Hagger, C. Untersuchungen über Effizienz und Korrekturfaktoren bei der Zuchtwertschätzung von Bullen. - *Z. Tierz. Züchtungsbiol.*, Bd. 96, S. 135...142, 1979.
- Henderson, C. Applications of linear models in animal breeding. - Guelph, University of Guelph, 1984. - 462 p.
- Preisinger, R. Berücksichtigung des Herdeneinflusses bei der Zuchtwertschätzung von Bullen. - Kiel, Diss. agr., 1986. - 128 S.
- Saveli, O. Productive performance of dairy cows can be prognosticated by the length of their dry periods. - 44th annual meeting of the EAAP, Abstracts, Aarhus, Denmark 16...19 August 1993. - 53 p.
- Swalve, H. Untersuchungen zur Anwendung der Verwandtschaftsmatrix bei der Zuchtwertschätzung nach der BLUP-Method. - Göttingen, Diss. agr., 1984. - 103 S.
- Teinberg, R. Põllumajandusloomade geneetika. - Tallinn, Valgus, 1978. - 373 lk.
- Teinberg, R., Uba, M. Reliability of BLUP-method and modified CC-test for estimating breeding value of AI bulls. - *Proc. Estonian Acad. Sci Biol.*, vol. 41, No. 1, p. 1...6, 1992.
- Wismans, W. M. G. Progeny & performance testing in the Netherlands. - *Bulletin of International Dairy Federation*, No. 183, p. 103...116, 1984.

PREDICTION OF SIRES BREEDING VALUE BY PROGENY TESTING

O. Saveli, R. Teinberg, M. Uba

Summary

Since 1992 a BLUP-Method was introduced in Estonia to estimate breeding values for bulls of dairy cattle breeds. The statistical model is a single trait sire model, containing the herdclass \times year \times season interactions and the genetic sire groups as fixed effects and the sire as random effect.

The breeding values for 5 milk yield traits are estimated separately for the bulls by the 1st lactation's pre-adjusted data of their daughters. Pre-adjusting for length of lactation to 305 days is analysed and recommended. The total breeding value for milk as selection index combines the breeding values of fat and protein quantity by relative economic weights of 1:1.

The relative breeding value is a standardized selection index to a yearly rolling bases with a mean 100 and a standard deviation of 12 points. This bases is defined by actually proven (by at least 50 daughters) testbull years, in 1993 by the testbulls born in 1984...1986.

ОЦЕНКА ПЛЕМЕННОЙ ЦЕННОСТИ БЫКОВ-ПРОИЗВОДИТЕЛЕЙ ПО КАЧЕСТВУ ПОТОМСТВА

О. Савели, Р. Тейнберг, М. Уба

Резюме

Для оценки племенной ценности быков-производителей с 1992 года в Эстонии внедрен метод наилучшего линейного несмещенного прогноза (BLUP). Используется модель производителя, в который класс стада-год-сезон и генетическая группа производителей установлены в качестве фиксированных эффектов и производитель – в качестве случайного эффекта.

Для производителей независимо друг от друга вычисляются племенные ценности по 5 признакам, используя скорректированные данные первой лактации их дочерей. На основании проведенных исследований рекомендуется использовать корректировку данных на 305-дневную лактацию. Валовая племенная ценность, как селекционный индекс, является суммой племенных ценностей по производству молочного жира и молочного белка.

Относительная племенная ценность, найденная на ежегодно скользящей базе со средним значением 100 и стандартным отклонением 12 баллов, является стандартизированным селекционным индексом. Базу определяют быки-производители, оцененные по данным не менее 50 дочерей за последние годы. В 1993 году база была определена по данным быков-производителей, рожденных в 1984...1986 годах.