

Tartu Ülikool
Matemaatika-informaatikateaduskond
Matemaatilise statistika instituut

Lehmade poegimisraskust ja vasikate surnultsüüdi mõjutavad tegurid

Bakalaureusetöö

Autor: Mari Liiva
Juhendajad: Tanel Kaart
Mare Vähi

Tartu 2010

Sisukord

Sissejuhatus.....	3
1. Materjal ja meetodika.....	5
1.1. Surnultsündide ja abi vajanud poegimiste statistika Eestis.....	5
1.2. Andmestiku kirjeldus.....	6
1.3. Statistilise analüüsi meetodika.....	9
1.4. Vasikate surnultsündi ja lehmade poegimiskergust mõjutavad geneetilised tegurid.....	11
2. Tulemused.....	12
2.1. Sünniaja mõju.....	12
2.2. Sünnikoha mõju.....	17
2.3. Tõu mõju.....	21
2.4. Ema vanuse mõju.....	24
2.5. Isa ja emaisa mõju.....	28
2.6. Mitmikuna sündimise efekt.....	32
2.7. Surnultsünni ja poegimiskerguse omavaheline seos.....	33
2.8. Kompleksne mudel.....	36
Kokkuvõte.....	41
Summary.....	43
Kasutatud kirjandus.....	44
Lisa.....	45

Sissejuhatus

Veiste peaausjalikult toodangu suurendamisele suunatud aastakümnete pikkune aretus ja farmiomanike kiire kasumi saamise ihalus on Eestis sarnaselt paljude teiste karjakasvatustega mõjunud negatiivselt karja taastootmisele ja lehmade karjas püsivusele. Järjest on lühenenud lehmade esmapoegimisvanus ja tootlik eluiga, suurenenud tiinestumiseks vajalik seemenduste arv ja haigestumus. Tulemuseks on, et hoolimata toodangu järjekindlast suurenemisest, ei kata sellest saadav kasum enam korduvateks seemendusteks ja loomade raviks tehtud kulutusi. Sageli on veterinaarkulud tingitud rasketest poegimistest. Täiendava probleemina on üles kerkinud vasikate kõrge surevus, mis vähendab tunduvalt ka loodetavaid tõuloomade müügist saadavaid tulusid.

Lahendusena püütakse loomade geneetilise potentsiaali hindamisel ja tõuloomade valikul lisaks jõudlus- ja välimikutunnustele arvestada ka sigimistäitajatega. Holsteini tõugu pullide rahvusvahelisel hindamisel otsustati sigimis- ja karjaspüsivuse näitajate kasutamise vajadus juba 1995. aastal, esimeste reaalse hinnanguteni jõuti alles 2004. aastal (Eestis 2010. aastal; Uba, 2010). Peamisteks probleemideks uute tunnuste geneetilise hindamise kaasamisel olid ühelt poolt nende registreerimise ebäühtlus ja subjektiivsus erinevates maades ja ka farmides ning teiselt poolt vastavate statistiliste mudelite keerukus ja sobiva tarkvara puudumine. On ju sigimis- ja poegimistäitajad erinevalt normaaljaotuse järgi jaotuvatest toodangunäitajatest sageli binaarsed (või diskreetsed või tsenseeritud) tunnused, mille kompleksne sobivaid jaotusi arvestavate mitmemõõtmeliste mudelitega analüüsimine suurtes loomapopulatsioonides on enamasti võimatu. Sestap ignoreeritaksegi praktilistes arvutustes sageli sigimis- ja poegimistunnuste tegelikku jaotust ning rakendatakse geneetiliselt potentsiaalilt paremate näitajatega loomade välja selgitamiseks standardseid normaaljaotust eeldavaid üldiseid lineaarseid mudeleid (vt näiteks Niskanen, 1998). Nii toimus see ka seni mahukaimas Eesti veiste poegimistunnuste geneetilises hindamises 2010. aasta alguses (Uba, 2010).

Käesoleva bakalaureusetöö eesmärk oli uurida Tartumaa veisekarjades 2008. ja 2009. aastal toimunud piimalehmade poegimiste alusel vasikate surnultsüüdi ja lehmade poegimiskergust mõjutavaid geneetilisi ja mittegeneetilisi tegureid, konstrueerida tunnuste binaarsele olemusele vastavad üldistatud lineaarsed mudelid ning hinnata mudelite parameetreid ja faktorite mõju statistilist olulisust SAS-programmi protseduuri GLIMMIX abil.

Bakalaureusetöö koosneb kahest peatükist. Esimeses peatükis tutvustatakse vasikate surnultsünni ja lehmade poegimiskerguse olulisust tänapäeval ning tunnuste geneetilise determineerituse olemust, antakse ülevaade analüüsitavast andmestikust ja kirjeldatakse edasises uuringus huvipakkuvaid tunnuseid ning tutvustatakse andmete analüüsil kasutatud meetodeid ja mudeleid. Teises peatükis kirjeldatakse andmete esmase statistilise analüüsi tulemusi ja rakendatakse SAS-i üldistatud lineaarsete segamudelite protseduuri GLIMMIX, hindamaks erinevate faktorite mõju vasikate surnult sünnile ja lehmade poegimiskergusele.

1. Materjal ja metoodika

1.1. Surnultsündide ja abi vajanud poegimiste statistika Eestis

Eestis sündis 2009. aastal jõudluskontrollialustes karjades 85 372 vasikat, mis on 4231 võrra vähem kui 2008. a. (Jõudluskontrolli Keskus, 2010), veel 2004. aastal sündis Eestis üle 100 000 vasika aastas. 2009. aastal sündinud vasikatest 50,9% olid pullvasikad ning 49,1% lehmvasikad. Surnultsünniga lõppes 7,9% poegimistest – 12,2% esmapoegimistest ning 5,9% korduvalt poegimistest. Lisaks lõppes 1,1% tiinustest abordiga. Võrdluseks – aastal 2004 sündinud vasikatest sündis surnult 7,3%, esmapoegimistel 10,3% (Jõudluskontrolli Keskus, 2005).

Tõugude lõikes sündis Eestis 2009. aastal kõige enam eesti holsteini tõugu vasikaid – 69 103 vasikat, neist surnult sündis 8,5% (esmapoeginutest 13,0%), eesti punast tõugu vasikaid sündis 21 254, neist 5,9% surnult (esmapoeginutest 9,1%). Arvestades, et eesti holsteini tõug on tänu oma suuremale piimatoodangule olnud juba aastaid eelistatum – punase tõu lehmi seemendatakse paljuski holsteini tõugu pullidega –, ei ole surnult sündide arvu vähenemist lähiaastatel oodata.

Poegimiskerguse kohta Jõudluskontrolli Keskus oma aastaraamatuis kokkuvõtteid ei tee. Siiski võib M. Uba uuringute alusel tõdeda, et abi vajanud esmaste poegimiste arv on viimase viie aastaga tõusnud 12%-lt 25%-ni (Uba, 2005; 2010). Oma osa on siin kindlasti ka rangemalt fikseeritud poegimisabi kriteeriumitel, täpsemalt määratletud poegimisandmete fikseerimise korral (Jõudluskontrolli Keskus, 2008) ja läbi viidud koolitustel.

Uuringuid pullide nende tütarde poegimisnäitajate alusel valimise tarvis on Eestis Jõudluskontrolli Keskuses teostatud 2005. aastast alates (Uba, 2005). Nendest uuringutest selgus, et poegimisnäitajate geneetiline determineeritus on Eestis väiksem, kui teistes karjakasvatusmaades. Peamiseks põhjuseks on loetud poegimisnäitajate ebahühtlast ja siiani veel kohati vigast registreerimist farmides. Samas osutusid surnultsünnid ja poegimiskergus geneetiliselt tugevamalt seotuks, kui mujal. Esimesed pullide poegimiskerguse ja surnultsündide aretusväärtused hinnati Jõudluskontrolli Keskuses 2010. aasta algul (Uba, 2010).

Samas on endiselt vastuseta küsimus, kas võib geneetiliste parameetrite väärtuste erinevustes olla süüd ka ebakorrektses normaaljaotust eeldavas mudelis ning kuivõrd õiged on nende mudelite alusel hinnatud aretusväärtused.

1.2. Andmestiku kirjeldus

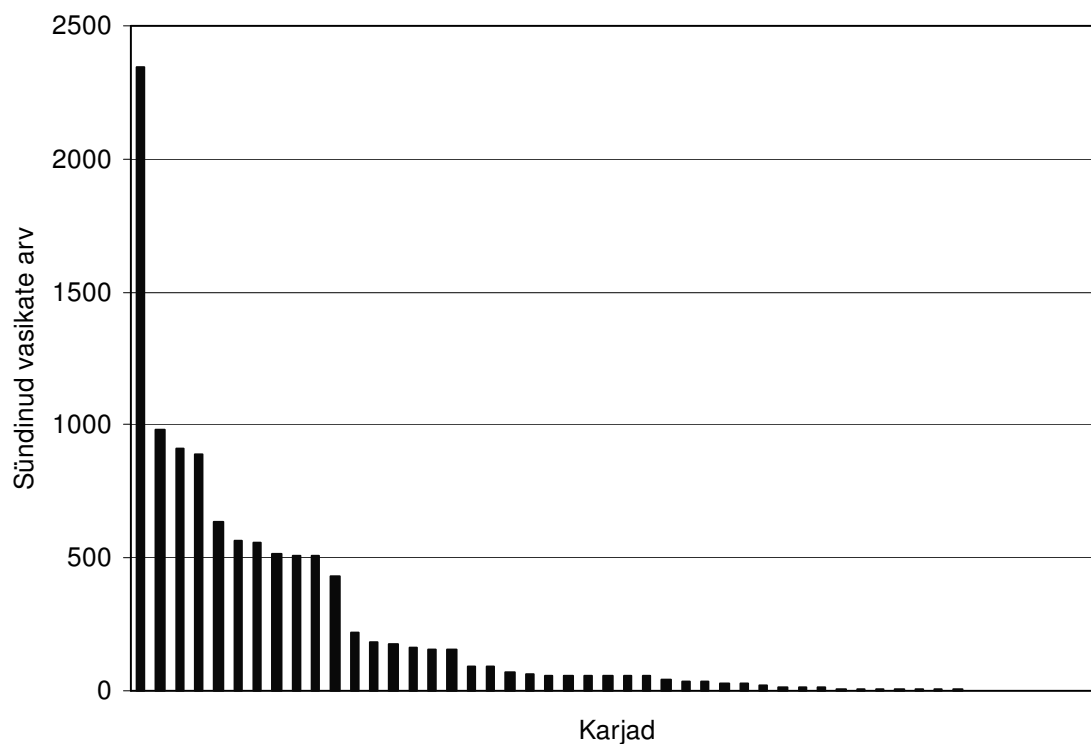
Käesolevas töös analüüsitavad andmed on pärit Jõudluskontrolli Keskusest.

Andmestikus on 10 820 Tartumaal aastatel 2008 ja 2009 sündinud vasika ID-kood, kari, farm, isa, ema, emaisa, ema laktatsiooninumber, poegimisaeg, kasutuskood, poegimiskergusus, elus- või surnultsünd ja tõug.

Aastal 2008 sündis 5827 vasikat ja aastal 2009 sündis 4993 vasikat. Kuudest sündis enim vasikaid jaanuaris ja juulis, kõige vähem aga detsembris. Sesonide järgi oli vasikate sündivus suurem kevadel ja suvel, väiksem sügisel.

Tõugudest on esindatud kolm: eesti punane tõug, eesti holstein-friisi tõug ja eesti maakari. Kõige rohkem on andmestikus eesti holstein-friisi tõugu vasikaid (6013), pisut vähem on eesti punasest tõust vasikaid (4778). Eesti maakarja hulka kuulub vaid 29 vasikat.

Andmestikus on vasikaid 50-st karjast. Karju, kus sündis üle 500 vasika, on 10 tükki, sh on üks kari, kus sündis üle 2000 vasika. Kuid on ka 14 karja, kus sündis ainult kuni 10 vasikat (Joonis 1). Farm on karja sisene väiksem üksus, farmide arv karja kohta varieerub vahemikus 1-6.



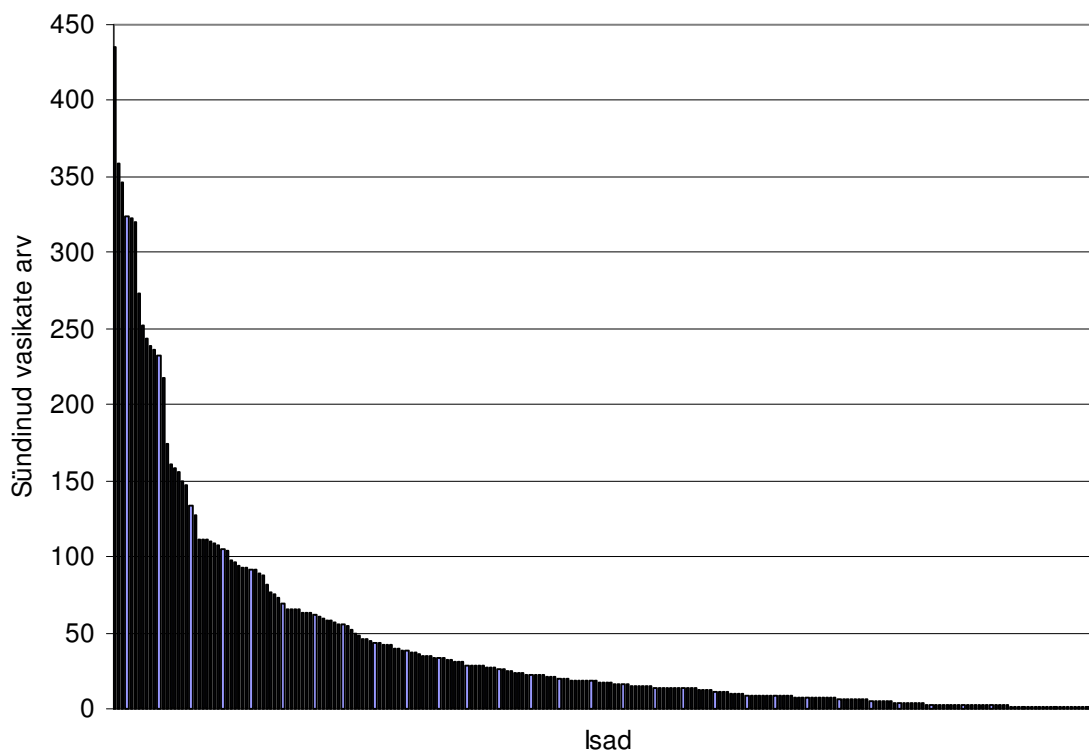
Joonis 1. Sündinud vasikate arv karjade kaupa.

Andmestikus on 247 erinevat isa, nendest 88-l sündis rohkem kui 30 vasikat. Suurim vasikate arv isa kohta on 435. Vähem kui 10 vasika isa on 89 pulli. Vasikate arvu jaotusest isade kaupa annab ülevaate Joonis 2.

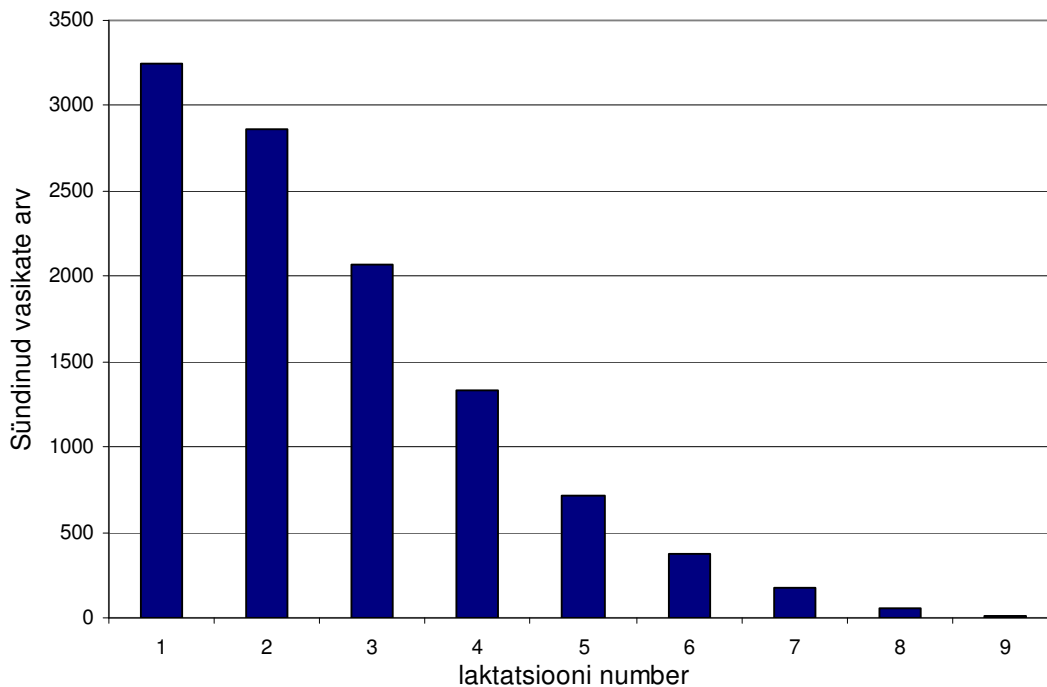
Vasikate emasid on andmestikus 7634. Enamusel neist (4681-l) on sündinud kahe aasta jooksul vaid üks vasikas, aga on ka 11 lehma, kellel on selle aja jooksul sündinud 4 vasikat. Neist 10 on kaks korda järjest toonud ilmale kaksikud, üks aga suutis kahe aasta jooksul poegida lause kolm korda, tuues seejuures ühel korral ilmale ka kaksikud. Kaks vasikat on sündinud 2731-l lehmale ja kolm 211-l lehmale (neist ühel kolmikud).

Erinevaid lehmaisasid on andmestikus 542. Lisaks on andmestikus 30 sündinud vasikat, kelle ema isa andmed puuduvad. Pulle, kelle tütarde vasikaid on andmestikus üle 100, on 19, üle 200 vasika vanaisa on 7 pulli. Vähem kui 10 vasika vanaisaks on 210 pulli.

Ema laktatsiooninumber, mis iseloomustab ka ema vanust, näitab, kui mitmes poegimine see vasika ema jaoks oli. Poegimise järjekorranumber varieerub ühest üheksani. Kõige rohkem oli esmapoegijaid (3242) ning kõige vähem üheksandat korda poegijaid (14), vt Joonis 3.



Joonis 2. Sündinud vasikate arv isade kaupa.



Joonis 3. Sündinud vasikate arvud laktatsioonide kaupa.

Tunnus kasutuskood sisaldab infot sündinud vasika soo ja edasise kasutuse kohta. Iga vasika kohta on fikseeritud üks üheksast võimalikust väärtusest (Tabel 1). Pull- ja lehmvasikaid sündis ligikaudu sama palju. Enamus pullvasikaid läks lihaks, samas kui enamus lehmvasikaid läks aretuseks (jäeti karja täienduseks või müüdi elusloomana). Sündis ka 390 kaksikut (so 195 poegimist) ja 3 kolmikut (üks poegimine). Surnultsünde oli 779 ja aborte seitse.

Kasutuskoodi põhjal defineeriti uus 1/0-tüüpi tunnus surnultsünd, mis sai väärtuse 1, kui kasutuskoodis oli surnultsünd või abort, ja väärtuse 0 ülejäänud juhtudel. Nii sai surnultsündide koguarvuks 786 ehk surnultsünni sageduseks tuli 0,0726.

Analoogselt defineeriti 1/0-tüüpi tunnus mitmikud, mis sai väärtuse 1, kui vasikas sündis mitmikena (sh kaksikud), ja väärtuse 0 ülejäänud juhtudel.

Tunnus poegimiskergus on jagatud neljaks tasemeks: normaalne, abiga, veterinaari abiga ja keisrilõikega poegimine (Tabel 2). Enamus (86,3%) lehma poegis ilma abi vajamata. Kuna veterinaari abi vajas 101 ja keisrilõiget vaid 3 lehma, on nende gruppide eraldi analüüsimine problemaatiline. Seetõttu sai ka poegimiskergus ümber kodeeritud 1/0-tüüpi tunnuseks väärtusega 0 normaalse poegimise korral ja väärtusega 0 mistahes abiga poegimise korral.

Tabel 1. Sündinud vasikate arv kasutuskoodi põhjal.

Kasutuskood	Sündinute arv
Surnultsünd	779
Pullvasikas aretuseks	1
Pullvasikas lihaks	4726
Lehmvasikas aretuseks	4574
Lehmvasikas lihaks	0
Kaksikud pullikud	208
Kaksikud lehmikud	182
Erisoolised kaksikud	340
Mitmikud	3
Abort	7

Tabel 2. Sündinud vasikate arv poegimiskerguse põhjal.

Poegimiskergus	Vasikate arv
Normaalne poegimine	9335
Abiga poegimine	1485
sh. abi	1381
veterinaari abi	101
keisrilõige	3

1.3. Statistilise analüüsi metoodika

Kuna kõik andmestikus olevad tunnused on oma olemuselt diskreetsed, siis on nii uuritavatest kui ka seletavatest tunnustest esmase ülevaate saamiseks leitud sagedustabelid, mida on illustreeritud tulpdiaagrammidega. Esmased kirjeldavad analüüsid viidi läbi MS Excel-is ja SAS-is.

Uuritavad tunnused surnultsünd ja ümber kodeeritud poegimiskergus on binaarsed, mistõttu ei ole nende modelleerimiseks korrektne rakendada tavalisi üldisi lineaarseid mudeleid. Viimaste ühe eeldusena nõutakse, et uuritav tunnus oleks normaaljaotusega. Eelduste mittekehtimisel on tulemuseks enamasti mitteefektiivne mudel – tegelikkuses kehtivad seosed võivad mudelis tulla mitteolulised ja vastupidi.

Probleemi lahendamiseks on kaks võimalust.

1. Teisendada uuritavat tunnust nii, et selle jaotus muutuks võimalikult lähedaseks normaaljaotusele (st teha skaalateisendus, kasutades y asemel $\log y$ või $1/y$ jne). Selle lähenemise juures on järgmised puudused:

- alati ei õnnestu skaalateisendusega asja parandada;
- saadud mudel võib olla raskesti interpreteeritav.

2. Kasutada üldistatud lineaarseid mudeleid (*generalized linear models*), kus antakse ette andmetele sobiv jaotus ega proovitagi andmeid eelnevalt teisendada normaaljaotusele lähedaseks.

Üldistatud lineaarsete mudelite korral kasutatakse teatud seosefunktsiooni (*link function*), mille kuju sõltub valitud jaotusest.

Klassikalise lineaarse mudeli kuju on

$$Y = X\beta + \varepsilon \text{ ehk } EY = X\beta,$$

kus E on keskvärtuse sümbol ja tavaliselt tähistatakse $EY = \mu$.

Üldistatud lineaarse mudeli korral võetakse kasutusele teatav *seosefunktsioon* g ja mudelil on kuju:

$$g(\mu) = X\beta.$$

Seosefunktsioon on mingi funktsioon uuritava suuruse keskvärtusest μ ja tavaliselt tähistatakse

$$\eta = g(\mu).$$

Juhul, kui uuritav tunnus on binoomjaotusega $Y \sim B(n, p)$, kus n on katsete arv ja p on meid huvitava sündmuse tõenäosus, siis on levinuim logit-seosefunktsioon:

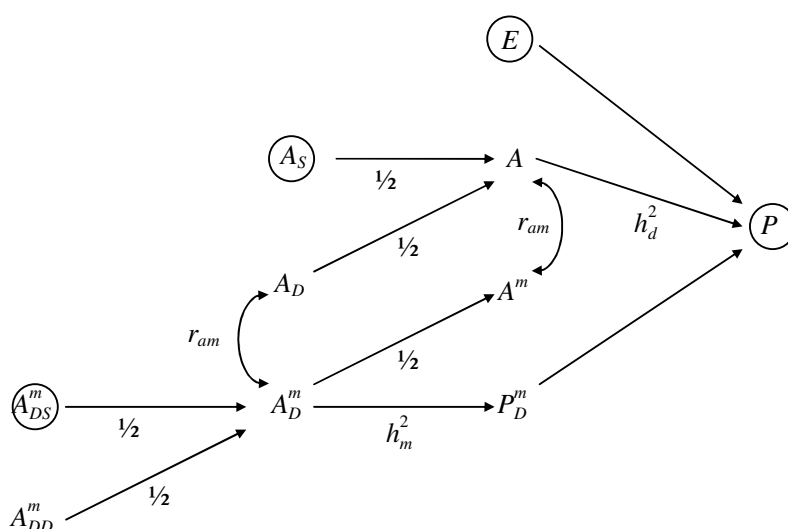
$$\eta = \text{logit}(p) = \ln\left(\frac{p}{1-p}\right), \text{ millest } p = \frac{e^\eta}{1+e^\eta}.$$

Klassikaline lineaarne regressioon vastab erijuhule, kui on tegemist identsusseosega (*link identity*) $\eta = \mu$.

Surnultsüüdi ja poegimiskergust mõjutavate tegurite analüüsiks antud töös kasutati logistilise seosefunktsiooniga üldistatud lineaarseid mudeleid. Analüüsid viidi läbi SAS-i protseduuri GLIMMIX (SAS Institute Inc., 2006) abil.

1.4. Vasikate surnultsüandi ja lehmade poegimisraskust mõjutavad geneetilised tegurid

Paljud vahetult sündimise kulgu kirjeldavad või sünni järel väikeses vanuses mõõdetavad tunnused on geneetiliselt mõjutatud nii looma enese kui ta tema ema geenidest. Sõltub ju sünnijärgne kasvukiirus nii looma enese geneetilisest potentsiaalist kasvada kui ka tema ema geneetiliselt mõjutatud võimest järglast toita ja tema eest hoolitseda. Veelgi ilmsem on ema mõju (nn maternaalne efekt) looma ilmaletulekuga seotud tunnustele, nagu näiteks poegimiskergus ja surnultsünd. Joonisel 4 on kujutatud poegimistunnuse fenotüübiväärtuse kujunemist kirjeldav lihtsustatud geneetiline mudel (Kaart, 2001, alusel).



Joonis 4. Poegimistunnuse fenotüübiväärtuse P kujunemine geneetilise mudeli järgi; A on sündiva looma enese geenide aditiivne efekt, millest $\frac{1}{2}$ on pärandunud isalt ja $\frac{1}{2}$ emalt (A_S ja A_D on modelleeritava tunnust mõjutavate geenide aditiivsed efektid isal ja emal) ning millest fenotüübis avaldub osa h_d^2 (otsene päritavus), P_D^m on ema fenotüübi mõju modelleeritavale poegimistunnusele, A_D^m on seda mõjutavate geenide summaarne efekt, millest $\frac{1}{2}$ on pärandunud isalt ja $\frac{1}{2}$ emalt (A_{DS}^m ja A_{DD}^m on aditiivgeneetilised maternaalsed efektid ema isal ja ema emal), h_m^2 on emapoolse efekti päritavus, r_{am} on otsese aditiivgeneetilise efekti ja emapoolse aditiivgeneetilise efekti vaheline korrelatsioon, E märgib kõikvõimalikke mitte aditiivgeneetilisi mõjusid. Ringiga on ümbritsetud mõõdetud väärtused ja antud töö aluseks olevate andmete baasil hinnatavad efektid.

2. Tulemused

2.1. Sünniaja mõju

Vasikate sünniaja mõju hindamisel käsitleti eraldi vasikate sünniaastat, sünnikuud ja sünnisesooni. Mõjude statistilise olulisuse hindamiseks rakendati ühe diskreetse argumentiga logistilist mudelit kujul

$$g(\mu_i) = \eta_i = \beta_0 + SAeg_i,$$

kus g on logistiline seosefunktsioon, μ_i on surnultsünni või abiga poegimise oodatav sagedus i . sünniaja korral (sünniaasta mõju hindamisel $i = 1, 2$; sünnikuu mõju hindamisel $i = 1, \dots, 12$; sünnisesooni mõju hindamisel $i = 1, \dots, 4$), β_0 ja $SAeg_i$ on vastavalt logistilise mudeli vabaliige ja i . sünniaja efekt.

Oodatav surnultsünni või abiga poegimise sagedus i . sünniaja korral avaldub toodud mudelist kujul

$$\mu_i = g^{-1}(\eta_i) = \exp(\beta_0 + SAeg_i) / [1 + \exp(\beta_0 + SAeg_i)].$$

Šansside suhe (*OR*), mis näitab, kui mitu korda erineb surnultsünni või abiga poegimise šanss sünniajal i surnultsünni või abiga poegimise šansist sünniajal j , on leitav valemist

$$OR_{ij} = \exp(SAeg_i - SAeg_j)$$

(SAS Institute Inc., 2006). Logistilise mudeli rakendamiseks kirjutatud SAS-i programm on toodud töö lisas.

Surnultsünd

Tabelis 3 on toodud surnult- ja elussündide sagedused aastate kaupa ning joonisel 5 on esitatud osa sünniaasta mõju hindamisel kasutatud SAS-i protseduuri GLIMMIX väljundist.

Tulemustest nähtub, et vasikate surnultsündide sagedused Tartumaal aastatel 2008 ja 2009 märkimisväärselt ei erinenud. Mudel, prognoosimaks vasikate surnultsünni tõenäosust 2008. aastal on kujul

$$\begin{aligned} \mu_1 &= g^{-1}(\eta_1) = \exp(\beta_0 + SAeg_1) / [1 + \exp(\beta_0 + SAeg_1)] \\ &= \exp(-2,537 + (-0,01816)) / [1 + \exp(-2,537 + (-0,01816))] \\ &= \exp(-2,5552) / [1 + \exp(-2,5552)] = 0,07208. \end{aligned}$$

Kuna protseduuris GLIMMIX rakendatud mudel on ühefaktoriline, on loomulik, et mudelist hinnatud surnultsünni tõenäosus ühtib algandmetest leitud ja tabelis 3 toodud suhtelise

sagedusega.

Analoogselt tuleb vasikate surnultsünni tõenäosuseks 2009. aastal $\mu_2 = 0,07330$.

Vasika šanss surnult sündida oli 2008. aastal 0,982 korda väiksem kui 2009. aastal.

Olulisuse tõenäosus $p = 0,807$ näitab, et aastate vahelist erinevust ei saa lugeda statistiliselt oluliseks.

Tabel 3. Surnultsünnide jaotumine aastate lõikes.

Sünniaasta	Surnultsünde	Elussünde	Kokku
2008	420 (7,21%)	5407	5827
2009	366 (7,33%)	4627	4993

Parameter Estimates						
Effect	pgaasta	Estimate	Standard Error	DF	t Value	Pr > t
Intercept		-2.5370	0.05430	10818	-46.72	<.0001
pgaasta	2008	-0.01816	0.07426	10818	-0.24	0.8068
pgaasta	2009	0

Type III Tests of Fixed Effects					
Effect	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F	
pgaasta	1	10818	0.06	0.8068	

Odds Ratio Estimates					
pgaasta	pgaasta	Estimate	DF	95% Confidence Limits	
2008	2009	0.982	10818	0.849	1.136

pgaasta Least Squares Means							
pgaasta	Estimate	Standard Error	DF	t Value	Pr > t	Mean	Standard Error
2008	-2.5552	0.05065	10818	-50.44	<.0001	0.07208	0.003388
2009	-2.5370	0.05430	10818	-46.72	<.0001	0.07330	0.003688

Joonis 5. Vasikate sünniaasta mõju surnultsünnide sagedusele – osa hindamisel kasutatud SAS-i protseduuri GLIMMIX väljundist.

Tabelis 4 on esitatud elusalt ja surnult sündinud vasikate arvud sünnikuude kaupa. Nähtub, et surnultsünnide osakaal oli kõige suurem detsembris (11,3%) ja kõige väiksem oktoobris (6,0%). Surnult sündimise šanss oktoobris oli 0,501 korda väiksem, võrreldes surnult sündimise šansiga detsembris ($p = 0,001$). Kuigi surnult sündimise šans detsembris oli statistiliselt oluliselt erinev (suurem) surnult sündimise šansist mistahes teiselgi kuul, ei ilmne ülejäänud kuude võrdluses ühtki statistiliselt olulist erinevust ning kokkuvõttes ei ole

sünnikuu mõju vasikate surnultsünni sagedusele statistiliselt oluline ($p = 0,143$).

Tabel 4. Surnultsündide jaotus kuude kaupa.

Sünnikuu	Surnultsünde	Elussünde	Kokku
jaanuar	84 (7,54%)	1030	1114
veebruar	67 (7,22%)	861	928
märts	69 (6,88%)	934	1003
aprill	77 (7,85%)	904	981
mai	72 (7,39%)	902	974
juuni	61 (6,57%)	868	929
juuli	74 (6,97%)	988	1062
august	63 (7,01%)	836	899
september	63 (7,39%)	789	852
oktoober	53 (6,00%)	830	883
november	47 (6,71%)	653	700
detsember	56 (11,31%)	439	495

Jagades aasta sesoonideks, võime näha, et kõige suurem vasikate surnultsündivus oli talvel, samas kui kõige väiksem oli surnultsünni sagedus sügisel (Tabel 5) – surnult sündimise šanss sügisel on 0,808 korda väiksem võrreldes surnult sündimise šansiga talvel ($OR = 0,808$; $p = 0,050$). Üle kõigi sünnisesoonide ei tule sesooni mõju sarnaselt sünnikuu mõjuga siiski statistiliselt oluline ($p = 0,175$; Joonis 6).

Tabel 5. Surnultsünni jaotus sesoonide kaupa.

Sünnisesoon	Surnultsünde	Elussünde	Kokku
Talv	207 (8,16%)	2330	2537
Kevad	218 (7,37%)	2740	2958
Suvi	198 (6,85%)	2692	2890
Sügis	163 (6,69%)	2272	2435

Parameter Estimates						
Effect	sesoon	Estimate	Standard Error	DF	t Value	Pr > t
Intercept		-2.4209	0.07253	10816	-33.38	<.0001
sesoon	1	-0.1103	0.1011	10816	-1.09	0.2750
sesoon	2	-0.1889	0.1034	10816	-1.83	0.0677
sesoon	3	-0.2138	0.1088	10816	-1.96	0.0495
sesoon	4	0

Type III Tests of Fixed Effects					
Effect	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F	
sesoon	3	10816	1.65	0.1747	

Odds Ratio Estimates					
sesoon	_sesoon	Estimate	DF	95% Confidence Limits	
1	4	0.896	10816	0.735	1.092
2	4	0.828	10816	0.676	1.014
3	4	0.808	10816	0.652	0.999

Joonis 6. Vasikate sünnisesooni mõju surnultsündide sagedusele – osa hindamisel kasutatud SAS-i protseduuri GLIMMIX väljundist.

Poegimiskergus

Tabelis 6 on esitatud normaalsete ja abistatud poegimiste arvud aastatel 2008 ja 2009 ning joonisel 7 on esitatud osa sünniaasta mõju hindamisel kasutatud SAS-i protseduuri GLIMMIX väljundist.

Logistilisest mudelist nähtub, et oodatav abistatud poegimiste sagedus aastal 2008 on

$$\begin{aligned} \mu_1 &= g^{-1}(\eta_1) = \exp(\beta_0 + SAeg_1) / [1 + \exp(\beta_0 + SAeg_1)] \\ &= \exp(-1,8923 + 0,09853) / [1 + \exp(-1,8923 + 0,09853)] = 0,1426. \end{aligned}$$

Aastal 2009 esines abistatud poegimisi tõenäosusega 0,1310. Ehk teistpidi – aastal 2008 sündis ligikaudu 85,7% vasikatest normaalselt e ilma abi vajamata, aastal 2009 oli abita sündinute sagedus 86,9% (Tabel 6).

Šanss vajada poegimisel abi oli 2008. aastal 1,104 korda suurem kui 2009. aastal.

Hoolimata pealtnäha väikesest erinevusest osutus aasta mõju poegimiskergusele peaaegu statistiliselt oluliseks ($p = 0,080$).

Tabel 6. Poegimiskerguse jaotumine aastate lõikes.

Poegimiskergus	Poegimisaasta	
	2008	2009
0-normaalne poegimine	4996 (85,74%)	4339 (86,90%)
1-abistatud poegimine	831 (14,26%)	654 (13,10%)
sh. abi	771 (13,23%)	610 (12,22%)
veterinaari abi	59 (1,01%)	42 (0,84%)
keisrilõige	1 (0,02%)	2 (0,04%)

Parameter Estimates						
Effect	pgaasta	Estimate	Standard Error	DF	t Value	Pr > t
Intercept		-1.8923	0.04195	10818	-45.11	<.0001
pgaasta	2008	0.09853	0.05624	10818	1.75	0.0798
pgaasta	2009	0

Type III Tests of Fixed Effects					
Effect	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F	
pgaasta	1	10818	3.07	0.0798	

Odds Ratio Estimates						
pgaasta	pgaasta	Estimate	DF	95% Confidence Limits		
2008	2009	1.104	10818	0.988	1.232	

pgaasta Least Squares Means							
pgaasta	Estimate	Standard Error	DF	t Value	Pr > t	Mean	Standard Error Mean
2008	-1.7938	0.03746	10818	-47.88	<.0001	0.1426	0.004581
2009	-1.8923	0.04195	10818	-45.11	<.0001	0.1310	0.004775

Joonis 7. Lehmade poegimisaasta mõju abistatud poegimiste sagedusele – osa hindamisel kasutatud SAS-i protseduuri GLIMMIX väljundist.

Tabelis 7 on esitatud normaalsete ja abi vajanud poegimiste arvud kuude kaupa. Kõige rohkem oli abi vajavaid poegimisi septembris, 17,6% kõigist sellel kuul toimunud poegimistest. Kõige vähem, vaid 10,3% abistatud poegimisi oli detsembris. Šanss abivajava poegimise esinemiseks septembris on 1,860 korda suurem kui detsembris. Sellest, et surnultsündide osakaal oli kõige suurem just detsembris, võib järeldada, et poegimiskerguse ja surnultsünni vahel selget seost pole, raske poegimine ei pruugi lõppeda surnultsünniga. Samas võib surnult sündinud vasikate puhul ollagi fikseeritud vaid surnultsünd, sest mis tähtsus sellel poegimise kergusel või raskusel enam. Kuu mõju poegimiskergusele osutus ka statistiliselt oluliseks ($p < 0,001$).

Koondades kuud sesoonideks (Tabel 8), enam nii suuri erinevusi, kui üksikute kuude vahel, ei ilmne. Kõigil sesoonidel jääb abistatud poegimiste sagedus 13-14% juurde, kõige vähem oli abistatud poegimisi suvel ja kõige rohkem talvel. Sesooni mõju ei ole statistiliselt oluline ($p = 0,518$).

Tabel 7. Poegimiskerguse jaotumine kuude kaupa.

Poegimiskuu	Normaalne poegimine	Abistatud poegimine	sh.		
			abi	veterinaari abi	keisrilõige
jaanuar	949 (85,19%)	165 (14,81%)	153	11	1
veebuar	786 (84,70%)	142 (15,30%)	130	12	0
märts	869 (86,64%)	134 (13,36%)	122	12	0
aprill	833 (84,91%)	148 (15,09%)	144	4	0
mai	842 (86,45%)	132 (13,55%)	121	11	0
juuni	827 (89,02%)	102 (10,98%)	95	7	0
juuli	931 (87,66%)	131 (12,34%)	124	7	0
august	759 (84,43%)	140 (15,57%)	131	8	1
september	702 (82,39%)	150 (17,61%)	138	12	0
oktoober	782 (88,56%)	101 (11,44%)	93	7	1
november	611 (87,29%)	89 (12,71%)	83	6	0
detsember	444 (89,70%)	51 (10,30%)	47	4	0

Tabel 8. Poegimiskerguse jaotumine sesoonide kaupa.

Poegimis-seson	Normaalne poegimine	Abistatud poegimine	sh.		
			abi	veterinaari abi	keisrilõige
Talv	2179 (85,89%)	358 (14,11%)	330	27	1
Kevad	2544 (86,00%)	414 (14,00%)	387	27	0
Suvi	2517 (87,09%)	373 (12,91%)	350	22	1
Sügis	2095 (86,04%)	340 (13,96%)	314	25	1

2.2. Sünnikoha mõju

Vasikate sünnikoha mõju hindamisel uuriti nii sünnikarja kui ka selle siseselt sünnifarmi mõju. Sünnikarja mõju hinnati ühe diskreetse argumendiga logistilisest mudelist kujul

$$g(\mu_i) = \eta_i = \beta_0 + SKari_i,$$

kus g on logistiline seosefunktsioon, μ_i on surnultsünni või abiga poegimise oodatav sagedus

i . sünnikarja korral ($i = 1, \dots, 50$), β_0 ja $SKari_i$ on vastavalt logistilise mudeli vabaliige ja i . karja efekt.

Sünnifarmi mõju hinnati kahefaktorilisest logistilisest mudelist kujul

$$g(\mu_{ij}) = \eta_{ij} = \beta_0 + SKari_i + SFarm(SKari)_{ij},$$

kus g on logistiline seosefunktsioon, μ_{ij} on surnultsünni või abiga poegimise oodatav sagedus i . sünnikarja j . farmis ($i = 1, \dots, 50$; $j = 1, \dots, n_i$; n_i on farmide arv i . karjas), β_0 , $SKari_i$ ja $SFarm(SKari)_{ij}$ on vastavalt logistilise mudeli vabaliige, i . karja efekt ja j . farmi efekt i . karja siseselt.

Surnultsünd

Karjade kaupa varieerub vasikate surnultsündivus päris tugevalt. Karjades, kus sündis kahe aasta jooksul üle 50 vasika, jäi surnultsündivus 1,8% ja 13,1% vahele (Tabel 9), väiksemate karjade hulgas oli ka 20%-lise surnultsünni sagedusega karju. Kõige suurem kari, kus ei sündinud surnult ühtegi vasikat, oli kari nr. 5796 (37 elussünniga).

Karja mõju tuli statistiliselt oluline nii kõikide karjade kui ka vaid 50 või enama vasikaga karjade analüüsil (vastavalt $p = 0,002$ ja $p < 0,001$).

Farmide, mille arv karja kohta varieerus ühest kuueni, mõju ei osutunud statistiliselt oluliseks ei kõigi karjade analüüsil ($p = 0,679$; Joonis 8) ega ka vaid 50 või enama vasikaga karjade analüüsil ($p = 0,530$). Ilmselt on nii söötmis-pidamistingimused kui ka poegimistingimused sama karja erinevates farmides suhteliselt sarnased ega mõjuta kuigivõrd surnultsündide esinemist. Ja kui mõjutavadki, on surnultsündide esinemissagedus liialt madal, et vaid kahe aasta andmete alusel oleks võimalik farme eristada.

Tabel 9. Surnultsündide arv karjades, kus oli sündinud üle 50 vasika. Tabel on sorteeritud surnultsündide suhtelise sageduse alusel.

Karja nr	Surnultsünde	Elussünde	Kokku
1242	21 (13,13%)	139	160
1229	23 (12,5%)	161	184
9218	6 (10,71%)	50	56
1204	51 (9,88%)	465	516
1234	84 (9,21%)	828	912
1224	213 (9,08%)	2132	2345
4539	5 (8,62%)	53	58
5106	15 (8,57%)	160	175
1231	82 (8,38%)	897	979
1208	12 (7,69%)	144	156
1259	36 (7,06%)	474	510
1246	15 (6,79%)	206	221
1217	6 (6,67%)	84	90
6406	6 (6,67%)	84	90
1211	28 (6,51%)	402	430
6557	4 (5,80%)	65	69
1236	32 (5,69%)	530	562
5349	3 (5,66%)	50	53
1223	28 (5,03%)	529	557
1235	24 (4,72%)	485	509
1274	29 (4,55%)	608	637
1206	39 (4,38%)	851	890
8888	2 (3,33%)	58	60
1275	2 (3,23%)	60	62
1249	4 (2,63)	148	152
8040	1 (1,89%)	52	53
8203	1 (1,82%)	54	55

Type III Tests of Fixed Effects				
Effect	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
kari	49	10759	23.09	<.0001
farm(kari)	9	10759	0.73	0.6792

Joonis 8. Vasikate sünnikarja ja -farmi mõju statistiline olulisus surnultsündide sagedusele – osa hindamisel kasutatud SAS-i protseduuri GLIMMIX väljundist.

Poegimiskergus

Karjade löikes on poegimiskerguses vägagi suured kõikumised – ka karjades, kus on sündinud üle 50 vasika, on abivajanud vasikate protsent 0-53,2% (Tabel 10). Kahes karjas sündis üle 150 vasika, kuid abi ilmale tulekul ei vajanud neist ükski. Samas vajas karjas nr 1236 poegimisel abi 299 vasikat 562-st. Osaliselt võib selline kõikumine olla tingitud inimlikust faktorist ehk sellest, kuidas keegi määratleb abi osutamist.

Tabel 10. Normaalse ja abistatud poegimise sagedus karjades, kus oli sündinud üle 50 vasika.

Tabel on sorteeritud abistatud poegimiste suhtelise sageduse alusel.

Karja nr	Normaalne poegimine	Abistatud poegimine	sh.		
			abi	veterinaari abi	keisrilõige
1236	263	299 (53,20%)	297	2	0
1223	388	169 (30,34%)	167	2	0
4539	41	17 (29,31%)	15	2	0
1211	314	116 (26,98%)	115	1	0
1224	1911	434 (18,51%)	418	16	0
1235	423	86 (16,90%)	74	12	0
8888	50	10 (16,67%)	9	1	0
9218	48	8 (14,29%)	6	2	0
1229	159	25 (13,59%)	10	14	1
8203	49	7 (12,5%)	7	0	0
1274	561	76 (11,93%)	58	18	0
1231	870	109 (11,13%)	95	13	1
6406	82	8 (8,89%)	4	4	0
1259	468	42 (8,24%)	41	1	0
5349	49	4 (7,55%)	4	0	0
1217	84	6 (6,67%)	1	5	0
1246	207	14 (6,33%)	14	0	0
5106	164	11 (6,29%)	9	2	0
1275	59	3 (4,84%)	2	1	0
6557	68	1 (1,45%)	1	0	0
1234	902	10 (1,10%)	9	1	0
1208	155	1 (0,64%)	0	1	0
1206	886	4 (0,45%)	3	1	0
1204	515	1 (0,19%)	1	0	0
1242	160	0	0	0	0
1249	152	0	0	0	0
8040	53	0	0	0	0

Kari omab poegimiskergusele statistiliselt olulist mõju nii kõikide karjadega tehtud analüüsil kui ka analüüsil, kus uurimise all olid vaid 50 ja enama vasikaga karjad (mõlemal juhul $p < 0,001$).

Samamoodi on statistiliselt oluline mõju poegimiskergusele ka farmil karja siseselt (nii kogu andmestiku kui ka vaid üle 50 vasikaga karjade analüüsil $p < 0,001$). Osa üle 50 vasikaga karjade analüüsil kasutatud SAS-i protseduuri GLIMMIX väljundist on esitatud joonisel 9.

Type III Tests of Fixed Effects				
Effect	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
kari	31	10759	46.11	<.0001
farm(kari)	8	10759	27.63	<.0001

Joonis 9. Vasikate sünnikarja ja -farmi mõju statistiline olulisus abistatud poegimiste sagedusele – osa hindamisel kasutatud SAS-i protseduuri GLIMMIX väljundist.

2.3. Tõu mõju

Vasikate tõu mõju hindamiseks rakendati ühe diskreetse argumendiga logistilist mudelit kujul

$$g(\mu_i) = \eta_i = \beta_0 + Tõug_i,$$

kus g on logistiline seosefunktsioon, μ_i on surnultsünni või abiga poegimise oodatav sagedus i . tõugu vasikal ($i = 1, 2, 3$), β_0 ja $Tõug_i$ on vastavalt logistilise mudeli vabaliige ja i . tõu mõju.

Surnultsünd

Tabelist 11 näeme, et kõige suurem on surnultsünni osakaal eesti maakarjas, aga sellest tõust sündis ka ainult 29 vasikat. Kõige väiksem on surnultsünni osakaal eesti punast tõugu vasikatel.

Statistiliselt tuleb tõu mõju oluline nii kõigi kolme tõu koosanalüüsil kui ka ilma maakarja vasikateta analüüsil (mõlemal juhul $p < 0,001$).

Surnultsünni šanss on eesti punast tõugu vasikatel 0,419 korda väiksem ning eesti holsteini tõugu vasikatel 0,545 korda väiksem kui eesti maakarja vasikatel (Joonis 10).

Tabel 11. Surnultsünni jaotumine tõugude järgi.

Tõug	Surnultsünde	Elussünde	Kokku
Eesti punane	300 (6,28%)	4478	4778
Eesti holstein	482 (8,02%)	5531	6013
Eesti maakari	4 (13,79%)	25	29

Parameter Estimates						
Standard						
Effect	toug	Estimate	Error	DF	t Value	Pr > t
Intercept		-1.8326	0.5385	10817	-3.40	0.0007
toug	1	-0.8706	0.5418	10817	-1.61	0.1081
toug	2	-0.6076	0.5406	10817	-1.12	0.2611
toug	3	0

Type III Tests of Fixed Effects				
Effect	Num	Den	F Value	Pr > F
toug	2	10817	6.81	0.0011

Odds Ratio Estimates					
toug	toug	Estimate	DF	95% Confidence Limits	
1	3	0.419	10817	0.145	1.211
2	3	0.545	10817	0.189	1.572

toug Least Squares Mean							
toug	Estimate	Error	Standard	DF	t Value	Pr > t	Standard
							Error
1	-2.7031	0.05964	10817	-45.33	<.0001	0.06279	0.003509
2	-2.4402	0.04749	10817	-51.38	<.0001	0.08016	0.003502
3	-1.8326	0.5385	10817	-3.40	0.0007	0.1379	0.06403

Joonis 10. Vasikate tõu mõju surnultsünni sagedusele – osa hindamisel kasutatud SAS-i protseduuri GLIMMIX väljundist.

Poegimiskergus

Kõige vähem vajavad poegimisel abi eesti punasest tõust lehmad ja kõige rohkem eesti maakarjast pärit lehmad. Kõik kolm keisrilõiget on sooritatud eesti holsteini tõugu lehmadele (Tabel 12).

Tõu mõju abistatud poegimiste sagedusele on ka statistiliselt oluline ($p = 0,025$).

Šanss vajada poegimisel abi on eesti punast tõugu lehmadel 0,700 korda ja eesti holsteini tõugu lehmadel 0,814 korda väiksem kui eesti maatõugu lehmadel (Joonis 11).

Mudelist saadud hinnangud (Joonis 11) ühtivad sagedustabelist saadud väärtustega, nagu ühefaktorilise mudeli korral olema peakski. Eesti punast tõugu lehmadel on oodatav abivajamise tõenäosus 0,127 ning eesti holsteini tõugu ja eesti maatõugu lehmadel vastavalt 0,145 ja 0,172.

Tabel 12. Poegimiskergus tõugude kaupa.

Poegimiskergus	Tõug		
	Eesti punane	Eesti holstein	Eesti maakari
0-normaalne poegimine	4170 (87,28%)	5141 (85,50%)	24 (82,76%)
1-abistatud poegimine	608 (12,72%)	872 (14,5%)	5 (17,24%)
sh. abi	585	792	4
veterinaari abi	23	77	1
keisrilõige	0	3	0

Parameter Estimates						
Effect	toug	Estimate	Standard Error	DF	t Value	Pr > t
Intercept		-1.5686	0.4916	10817	-3.19	0.0014
toug	1	-0.3569	0.4935	10817	-0.72	0.4696
toug	2	-0.2056	0.4930	10817	-0.42	0.6766
toug	3	0

Type III Tests of Fixed Effects				
Effect	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
toug	2	10817	3.70	0.0249

Odds Ratio Estimates					
toug	toug	Estimate	DF	95% Confidence Limits	
1	3	0.700	10817	0.266	1.841
2	3	0.814	10817	0.310	2.140

toug Least Squares Means							
toug	Estimate	Standard Error	DF	t Value	Pr > t	Mean	Standard Error
1	-1.9255	0.04341	10817	-44.35	<.0001	0.1272	0.004821
2	-1.7742	0.03662	10817	-48.44	<.0001	0.1450	0.004541
3	-1.5686	0.4916	10817	-3.19	0.0014	0.1724	0.07014

Joonis 11. Lehmade tõu mõju abistatud poegimiste sagedusele – osa hindamisel kasutatud SAS-i protseduuri GLIMMIX väljundist.

2.4. Ema vanuse mõju

Vasikate ema vanuse (poegimiskorra) mõju hindamiseks rakendati ühe diskreetse argumendiga logistilist mudelit kujul

$$g(\mu_i) = \eta_i = \beta_0 + EVanus_i,$$

kus g on logistiline seosefunktsioon, μ_i on surnultsünni või abiga poegimise oodatav sagedus ema i . poegimise korral ($i = 1, 2, \dots, 9$), β_0 ja $EVanus_i$ on vastavalt logistilise mudeli vabaliige ja ema i . poegimiskorra mõju.

Täiendavalt sobitati andmetele ema vanust ja selle ruutu pidevate argumentidena käsitlevat logistilise regressiooni mudelit kujul

$$g(\mu_i) = \eta_i = \beta_0 + \beta_1 \times EVanus_i + \beta_2 \times (EVanus_i)^2,$$

kus g on logistiline seosefunktsioon, μ_i on surnultsünni või abiga poegimise oodatav sagedus i . vasikal ($i = 1, \dots, 10820$), β_0 , β_1 ja β_2 on logistilise regressioonivõrrandi vabaliige ja kordajad ning $EVanus_i$ on i . vasika ema vanus.

Surnultsünd

Kõige suurem surnultsündide osakaal on 1. ja 9. poegimisel, kuid üheksas poegimine on seejuures registreeritud vaid (Tabel 13) 14 lehmal. Peamine ema vanuse efekt seisneb selles, et esimene poegimine on lehmal kõige raskem (14,0% vasikatest sünnib surnult), peale seda langeb vasika surnultsündimise tõenäosus enam kui poole võrra, nii et 2. poegimisel on see juba 5,2%. Kõige parem ongi surnultsünni näitaja 2.-4. poegimiseni, jäädes siis 5% juurde, sealt edasi hakkab näitaja uuesti tõusma. Poegimiskorra mõju on ka statistiliselt oluline ($p < 0,001$).

Tabel 13. Surnultsünni jaotus ema vanuse järgi.

Ema vanus	Surnultsünde	Elussünde	Kokku
1. poegimine	398 (13,99%)	2844	3242
2.-9. poegimine	388 (5,40%)	7190	7578
sh. 2.	140 (5,15%)	2719	2859
3.	96 (4,88%)	1968	2064
4.	65 (5,15%)	1263	1328
5.	44 (6,57%)	670	714
6.	21 (6,03%)	348	369
7.	14 (8,70%)	161	175
8.	5 (10,00%)	50	55
9.	3 (27,27%)	11	14

Kuna üldise loomakasvatuses levinud praktika kohaselt eristatakse enamasti vaid 1. poegimist (noorloomad) ja ülejäänud poegimisi (täiskasvanud loomad), siis võrreldi täiendavalt ka surnult sündide esinemissagedust esmapoegimistel ja ülejäänud poegimistel. Poegimiskorra mõju osutus ka sellel juhul statistiliselt oluliseks ($p < 0,001$).

Tabelist 13 nähtub, et ema vanuse kaheks jagamine pole võib olla parim lahendus, sest alates 5. poegimiskorrast hakkab surnultsündide osakaal jälle suurenema, ületades 9. poegimiskorral juba esmapoeginute vastava näitaja. Seetõttu sobitati andmetele ka ema vanust pidevana käsitlevat logistilist mudelit, mis lisaks lineaarliikmele sisaldab ka ruutliiget Ruutpolünoomi korral tulevad statistiliselt olulised nii lineaarliige ($p < 0,001$) kui ka ruutliige ($p < 0,001$; Joonis 12).

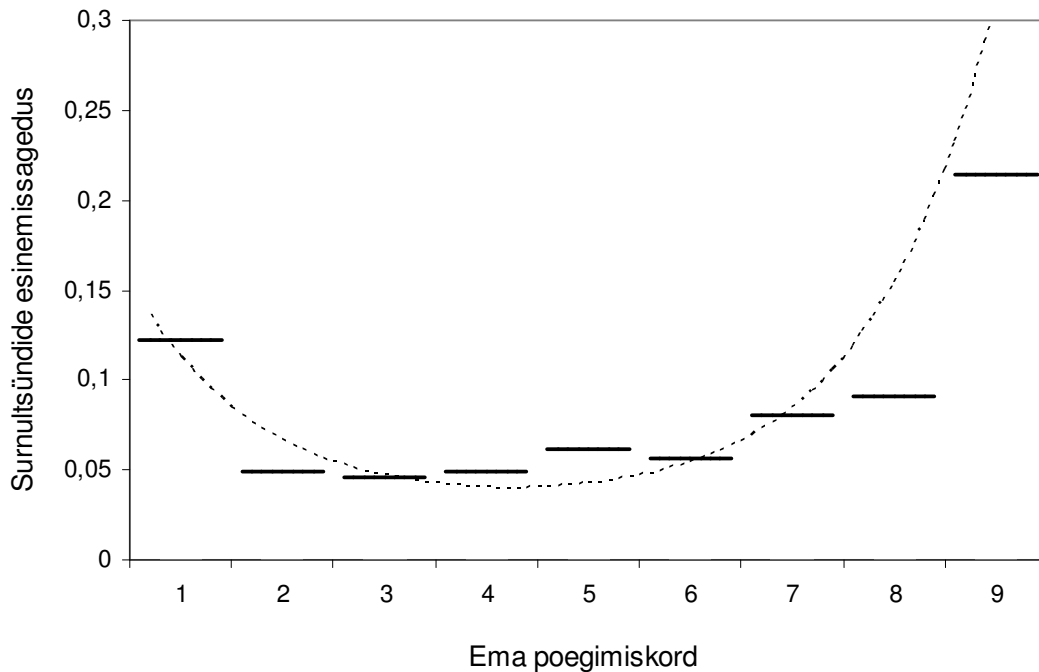
Surnultsündide prognoosimiseks kasutatav logistilise regressiooni võrrand on järgmine:

$$\begin{aligned} \mu_i &= g^{-1}(\eta_i) \\ &= \exp(\beta_0 + \beta_1 \times EVanus_i + \beta_2 \times (EVanus_i)^2) / [1 + \exp(\beta_0 + \beta_1 \times EVanus_i + \beta_2 \times (EVanus_i)^2)] \\ &= \exp(-1,270 - 0,895 \times EVanus_i + 0,105 \times (EVanus_i)^2) / [1 + \exp(-1,270 - 0,895 \times EVanus_i \\ &\quad + 0,105 \times (EVanus_i)^2)]. \end{aligned}$$

Joonisel 13 on näha mudelist prognoositud ruutpolünoom ja ema vanuse diskreetsena käsitlemisel saadud surnultsünni tõenäosuste hinnangud. Ruutpolünoom prognoosib suhteliselt diskreetsetele tasemetele lähedasi väärtusi. Vähe suurem erinevus ilmneb ainult 8. ja 9. poegimisel (ruutpolünoom hindab surnultsünni tõenäosust üle) – et nendele poegimiskordadele vastab väga vähe väärtusi, omavad need poegimiskorrad ka väiksemat mõju ruutpolünoomi kordajate hinnangutele.

Parameter Estimates					
Effect	Estimate	Standard Error	DF	t Value	Pr > t
Intercept	-1.2698	0.1080	10817	-11.76	<.0001
emaln	-0.8953	0.07826	10817	-11.44	<.0001
emaln*emaln	0.1052	0.01043	10817	10.09	<.0001
Type III Tests of Fixed Effects					
Effect	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F	
emaln	1	10817	130.87	<.0001	
emaln*emaln	1	10817	101.75	<.0001	

Joonis 12. Lehmade ema vanuse ruutpolünoomi mõju surnultsünni sagedusele – osa hindamisel kasutatud SAS-i protseduuri GLIMMIX väljundist.



Joonis 13. Surnultsündide esinemissageduse sõltuvus ema poegimiskorrast. Horisontaalsed jooned märgivad hinnanguid ema poegimiskorda diskreetsena käsitlenud logistilisest mudelist, pidev punktiirjoon on hinnang ema poegimiskorra lineaar- ja ruutliiget sisaldanud logistilise regressiooni võrrandist. Emalaktatsiooni numbriga surnultsünni sageduse lähendamise mudelist hinnatud ruutpolünoomile.

Poegimiskergus

Lehma esimesel poegimisel on kõige suurem protsent sündimisel abi vajavaid vasikaid, üle 23% (Tabel 14). Järgnevatel poegimistel on keskmine poegimisel abivajajate protsent 10,6%. Kõige väiksem on poegimisel abi vajavate lehmade protsent 6. ja 8. poegimisel. Nii kõiki poegimiskordi kui ka ainult esimest ja ülejäänud poegimiskordi võrdlevast mudelist ilmneb poegimiskorra statistiliselt oluline mõju poegimiskergusse ($p < 0,001$).

Kuna surnultsündide uurimisel sobis ruutpolünoom emalaktatsiooni mõju hindamiseks väga hästi, siis püüti abistatud poegimiste sageduse modelleerimisel samuti kasutada nii ruutpolünoomi kui ka tavalist vaid emalaktatsiooni lineaarliiget sisaldavat logistilise regressiooni mudelit. Ruutpolünoomi korral tulevad statistiliselt olulised nii lineaarliige ($p < 0,001$) kui ka ruutliige ($p < 0,001$; Joonis 14).

Tabel 14. Poegimiskergus vasika ema laktatsiooni numbri kaupa.

	Normaalne poegimine	Abistatud poegimine	sh.		
			abi	veterinaari abi	keisrilõige
1. poegimine	2480	762 (23,5%)	716	44	2
2.-9. poegimine	6855	723 (10,55%)	665	57	1
sh. 2.	2605	254 (8,9%)	232	22	0
3.	1836	228 (11,1%)	216	12	0
4.	1207	121 (9,1%)	110	11	0
5.	641	73 (10,2%)	68	5	0
6.	345	24 (6,5%)	22	2	0
7.	156	19 (10,9%)	15	4	0
8.	53	2 (3,6%)	1	0	1
9.	12	2 (14,3%)	1	1	0

Parameter Estimates					
Effect	Estimate	Standard Error	DF	t Value	Pr > t
Intercept	-0.5697	0.08555	10817	-6.66	<.0001
emaInr	-0.8158	0.06328	10817	-12.89	<.0001
emaInr*emaInr	0.08406	0.008967	10817	9.37	<.0001

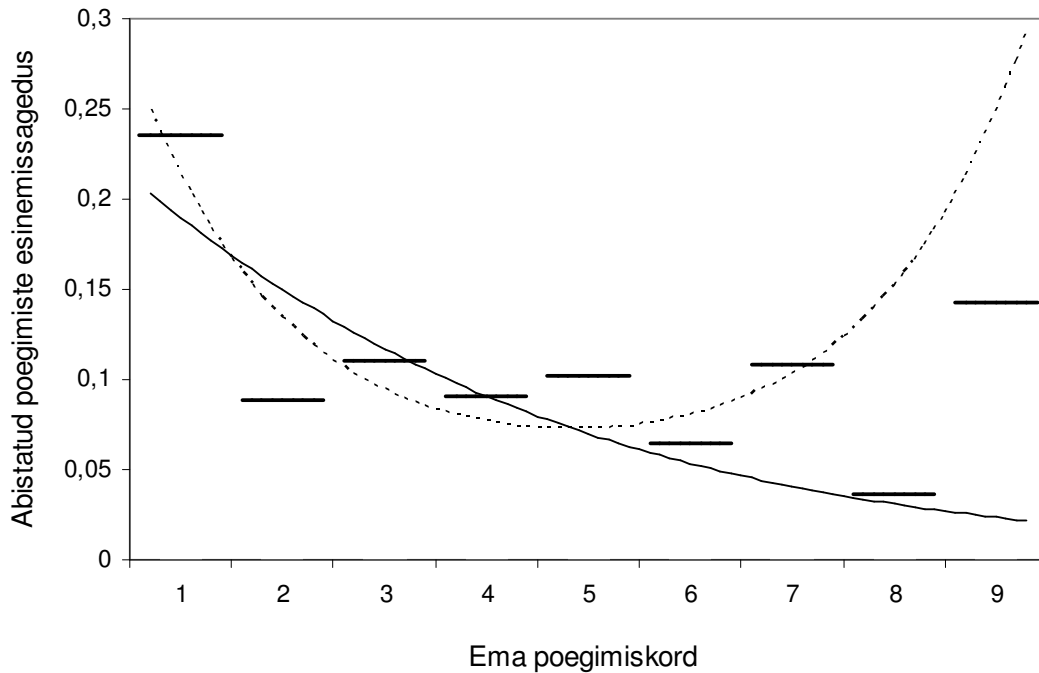
Type III Tests of Fixed Effects					
Effect	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F	
emaInr	1	10817	166.22	<.0001	
emaInr*emaInr	1	10817	87.88	<.0001	

Joonis 14. Vasikate ema vanuse mõju abistatud poegimiste sagedusele – osa hindamisel kasutatud SAS-i protseduuri GLIMMIX väljundist.

Nagu näha jooniselt 15, siis järgib ruutpolünoom paremini diskreetsete hinnangute paiknemist, kui ema vanuse lineaarliiget sisaldav logistilise regressiooni mudel. Lihtne ema vanust vaid lineaarliikme kujul arvestav logistilise regressiooni võrrand ei suuda modelleerida poegimiskergete suurenemist vanematel lehmadel, ruutpolünoom aga kipub aga üle hindama abistatud poegimiste hulka 8. ja 9. poegimiskorral.

Abistatud poegimise tõenäosuse prognoosimiseks kasutatakse logistilise regressiooni võrrand:

$$\begin{aligned} \mu_i &= g^{-1}(\eta_i) \\ &= \exp(\beta_0 + \beta_1 \times EVanus_i + \beta_2 \times (EVanus_i)^2) / [1 + \exp(\beta_0 + \beta_1 \times EVanus_i + \beta_2 \times (EVanus_i)^2)] \\ &= \exp(-0,570 - 0,816 \times EVanus_i + 0,084 \times (EVanus_i)^2) / [1 + \exp(-0,570 - 0,816 \times EVanus_i \\ &\quad + 0,084 \times (EVanus_i)^2)]. \end{aligned}$$



Joonis 15. Abistatud poegimiste esinemissageduse sõltuvus ema poegimiskorrast. Horisontaalsed jooned märgivad hinnanguid ema poegimiskorda diskreetsena käsitletud logistilisest mudelist, pidev joon on hinnang ema poegimiskorda pidevana käsitletud logistilise regressiooni võrrandist, pidev punktiirjoon on hinnang ema poegimiskorra lineaar- ja ruutliiget sisaldanud logistilise regressiooni võrrandist.

2.5. Isa ja emaisa mõju

Vasikate isa ja emaisa mõju hindamiseks rakendati ühe diskreetse argumendiga logistilist mudelit kujul

$$g(\mu_i) = \eta_i = \beta_0 + Pull_i,$$

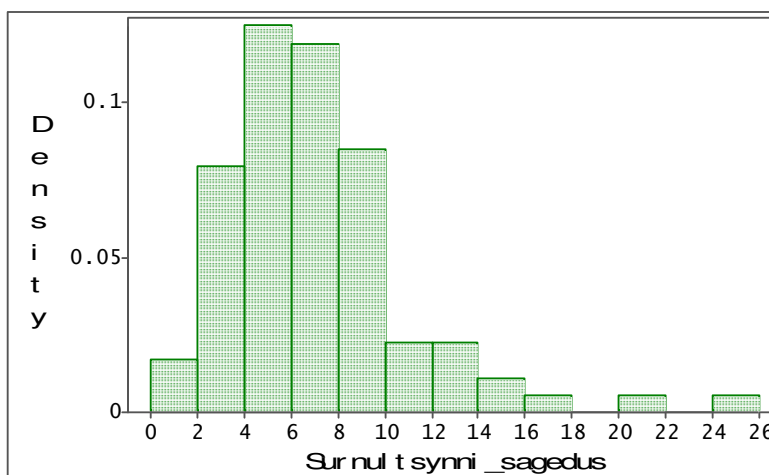
kus g on logistiline seosefunktsioon, μ_i on surnultsünni või abiga poegimise oodatav sagedus i . isa või emaisa korral (vastavalt $i = 1, \dots, 247$ või $i = 1, \dots, 542$), β_0 ja $Pull_i$ on vastavalt logistilise mudeli vabaliige ja i . isa või emaisa mõju.

Surnultsünd

Andmestikus on kaks pulli (isa), kelle kõik järglased on sündinud surnult, ühel neist sündiski ainult üks vasikas, aga teisel sündis kaks vasikat. Kui neid kahte pulli mitte arvestada, siis on järglaste surnultsündide osakaal ülejäänud pullidel 0 ja 0,5 vahel. Neid pulle, kelle järglaste

hulgas oli surnultsündide osakaal üle 0,3, on 8. Eemaldades andmestikust pullid, kellel on vähem kui 30 järglast, jääb andmestiku veel 88 isa. Kolmel neist sündisid kõik vasikad elusalt (maksimaalselt ühel neist 48 vasikat). Ülejäänud 85-l pullil varieerub järglaste surnultsünni osakaal 2,1% ja 24,2% vahel, enim on pulle, kelle vasikatel on surnultsünni osakaal 5-8% (Joonis 16).

Logistilise mudeli alusel on isa mõju statistiliselt oluline ($p=0,004$; Joonis 17).



Joonis 16. Vasika isade kaupa leitud surnultsündide osakaalude histogramm, kust on eemaldatud alla 30 vasikaga pullid.

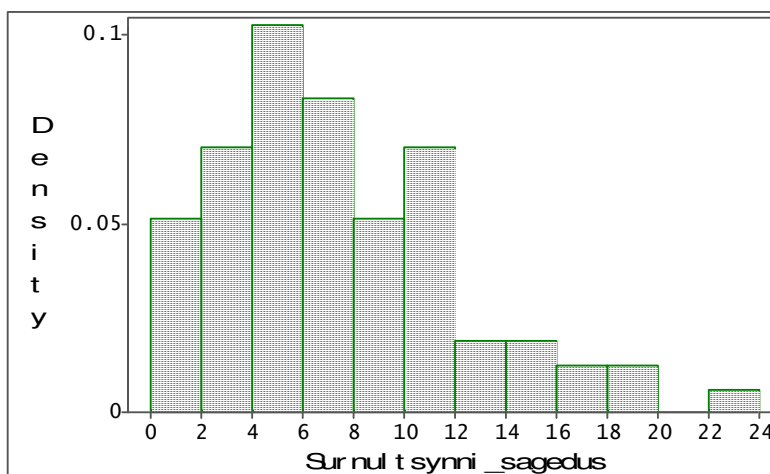
Type III Tests of Fixed Effects				
Effect	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
isa	169	10573	1.32	0.0040

Joonis 17. Vasikate isa mõju statistiline olulisus surnultsünni sagedusele – osa hindamisel kasutatud SAS-i protseduuri GLIMMIX väljundist.

Emaisasid, kelle tütarde vasikatest sündisid kõik surnult, on andmestikus 14, aga kõik need pullid on esindatud ka ainult ühe vasikaga. Pulle, kelle tütarde vasikatest ei sündinud surnult ükski, on andmestikus 301. Kui mitte arvestada neid 14 pulli, kelle järglaste kõik vasikad surid, siis ülejäänud emaisade puhul on vasikate surnultsünni protsent kuni 50%. Enamuse pullide korral jääb surnultsündide osakaal vahemikku 0-0,2. Eemaldades andmestikust alla 30 vasikaga emaisad, jääb alles 78 pulli. Nendest kuuel ei sündinud surnult ükski vasikas.

Pullidel, kelle tütardele on andmestikus vähemalt 30 järglast, jääb surnultsünni osakaal vahemikku 0-0,234. Kõige rohkem on pulle, kelle tütarde järglaste surnultsünni osakaal on 0,05-0,10 (Joonis 18).

Logistilise mudeli alusel on emaisa mõju statistiliselt oluline ($p < 0,001$; Joonis 19).



Joonis 18. Vasika emaisade kaupa leitud surnultsündide osakaalude histogramm, kust on eemaldatud alla 30 vasikaga pullid.

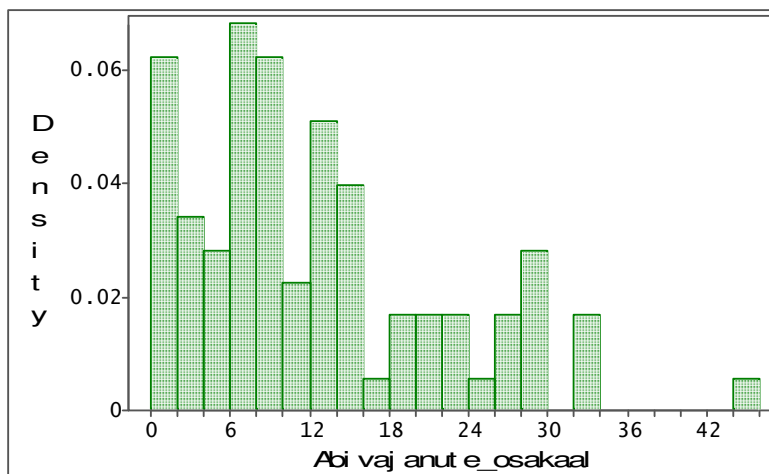
Type III Tests of Fixed Effects				
Effect	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
emaisa	539	10249	1.53	<.0001

Joonis 19. Vasikate emaisa mõju statistiline olulisus surnultsünni sagedusele – osa hindamisel kasutatud SAS-i protseduuri GLIMMIX väljundist.

Poegimiskergus

Põhiandmestikus on 86 isa, kelle vasikad ei vajanud sündimisel abi. Isasid, kelle kõik vasikad abi vajasid, ei ole, siiski on üks isa, kelle järglaste sünnil on abi vajamise osakaal 0,833. Ülejäänutel kõigub abi vajamise osakaal enamasti 0,010 ja 0,240 vahel. Vähendatud andmestikus (üle 30 vasikaga esindatud pullid) on 8 pulli, kelle vasikad ei vajanud sündimisel abi. Ülejäänute järglastel on sündimisel abi vajamise osakaal 0,010 ja 0,330 vahel, välja arvatud üks pull, kelle järglastest vajas sündimisel abi 46,0% (Joonis 20).

Isa mõju poegimiskergusele on statistiliselt oluline ($p < 0,001$; Joonis 21).



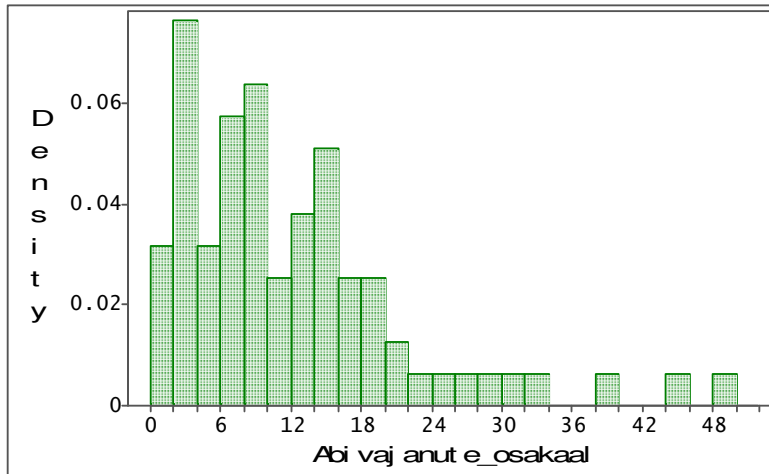
Joonis 20. Vasika isade kaupa leitud abivajanud vasikate osakaalude histogramm, kust on eemaldatud alla 30 vasikaga pullid.

Type III Tests of Fixed Effects				
Effect	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
isa	160	10573	4.25	<.0001

Joonis 21. Vasikate isa mõju statistiline olulisus abistatud poegimiste sagedusele – osa hindamisel kasutatud SAS-i protseduuri GLIMMIX väljundist.

Emaisasid, kelle tütardest ei vajanud poegimisel abi ükski, on 251, samas on ka 15 pulli, kelle kõik andmestikku kuuluvad tütreid vajasid poegimisel abi. Ülejäänud pullide tütardest on abi vajamise osakaal 0,018 ja 0,75 vahel. Kärbitud andmestikus, kus on ainult vähemalt 30 vasikaga emaisad, on 4 emaisa, kelle tütardest ei vajanud poegimisel abi ükski. Ülejäänutel kõigub abi vajamise osakaal 0,018 ja 0,500 vahel, jäädes enamasti 0 ja 0,200 vahele (Joonis 22).

Emaisa mõju poegimiskergusele on ka statistiliselt oluline ($p < 0,001$; Joonis 23).



Joonis 22. Vasika emaisade kaupa leitud abivajanud vasikate osakaalude histogramm, kust on eemaldatud alla 30 vasikaga pullid.

Type III Tests of Fixed Effects				
Effect	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
emaisa	539	10249	1.56	<.0001

Joonis 23. Vasikate emaisa mõju statistiline olulisus abistatud poegimiste sagedusele – osa hindamisel kasutatud SAS-i protseduuri GLIMMIX väljundist.

2.6. Mitmikuna sündimise efekt

Mitmikuna sündimise efekti surnultsünnile ei ole võimalik tuvastada, sest tänu Jõudluskontrolli Keskuse poegimistunnuste registreerimise korrale on tegu ühe ja sama tunnuse kahe alternatiivse väärtusega (Tabel 1). Andmebaasi alusel saab vasikas sündida surnult või mitmikuna, aga mitte mõlemat korraga

Poegimiskerguse osas vajasid mitmikuna sündinud vasikad sündimisel rohkem abi. Lugeses mitmikukuks kõik nii kaksikuna kui ka kolmikuna sündinud vasikad, ilmneb, et mitmikuna sündinud vasikatest vajab abi 28,8%, samas kui üksikult sündinud vasikatest vajab abi vaid 12,6% (Tabel 15). Kuid kõik kolm keisrilõiget tehti üksikute vasikate ilmale aitamiseks. Nagu sagedustabelialuselgi (Tabel 15) arvata võis, omab tunnus mitmikud poegimiskergusele statistiliselt olulist mõju ($p < 0,001$; Joonis 24).

Šanss poegimisel abi vajada on mitmikuna sündinud vasikatel 2,796 korda suurem, kui

üksikut sündinud vasikatel.

Tabel 15. Mitmikuna sündinud vasikate jaotus poegimiskerguse järgi.

	Normaalne poegimine	Abistatud poegimine	sh.		
			abi	veterinaari abi	keistrilõige
Üksikud	8813 (87,37%)	1274 (12,63%)	1178	93	3
Mitmikud	522 (71,21%)	211 (28,79%)	203	8	0

Parameter Estimates						
Effect	mitmik	Estimate	Standard Error	DF	t Value	Pr > t
Intercept		-1.9341	0.02997	10818	-64.53	<.0001
mitmik	1	1.0283	0.08691	10818	11.83	<.0001
mitmik	2	0

Type III Tests of Fixed Effects					
Effect	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F	
mitmik	1	10818	139.98	<.0001	

Odds Ratio Estimates					
mitmik	_mitmik	Estimate	DF	95% Confidence Limits	
1	2	2.796	10818	2.358	3.316

mitmik Least Squares Means							
mitmik	Estimate	Standard Error	DF	t Value	Pr > t	Mean	Standard Error
1	-0.9058	0.08158	10818	-11.10	<.0001	0.2879	0.01672
2	-1.9341	0.02997	10818	-64.53	<.0001	0.1263	0.003308

Joonis 24. Lehmade mitmikena sündimise mõju abistatud poegimiste sagedusele – osa hindamisel kasutatud SAS-i protseduuri GLIMMIX väljundist.

2.7. Surnultsünni ja poegimiskerguse omavaheline seos

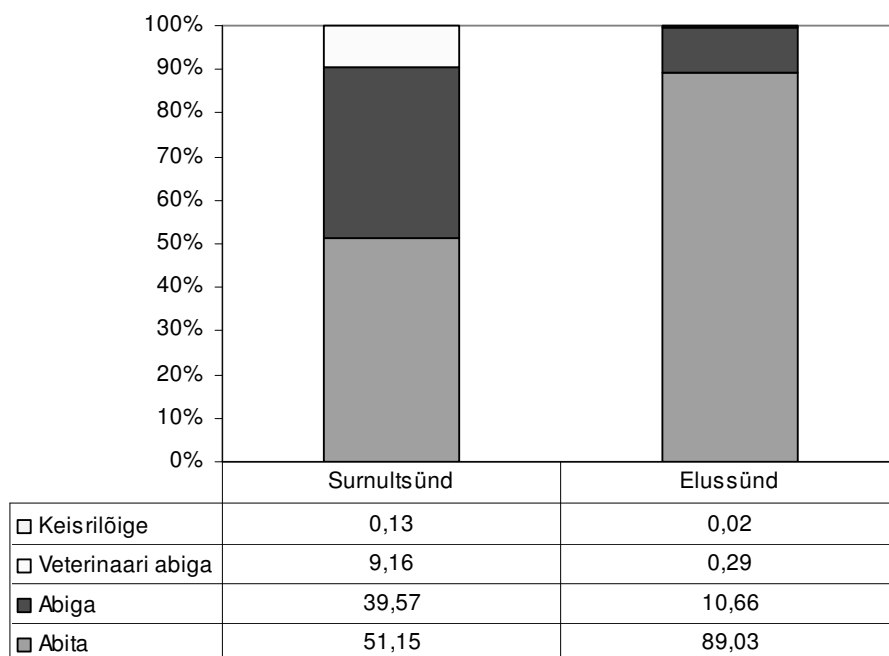
Surnultsünni ja poegimiskerguse sagedustabelist (Tabel 16) ja vastavast tulpdiaagrammist (Joonis 25) nähtub, et nende kahe poegimistunnuse vahel on selge seos – abi vajanud poegimisega kaasneb enam surnultsünnide. Jooniselt 25 ilmneb, et surnultsünnide seas on abi mitte vajanute protsent 51,2%, samas kui elusalt sündinud vasikate korral on abi mitte vajanuid 89,0%. χ^2 -testi alusel on kirjeldatud seos ka statistiliselt oluline ($p < 0,001$).

Kahemõõtmelise sagedustabeli (Tabel 16) alusel hinnatud Pearsoni korrelatsiooni kordaja väärtus 0,286 ei viita küll eriti tugevale seosele, aga ka see kordaja osutub statistiliselt

oluliselt nullist erinevaks ($p < 0,001$; Joonis 26).

Tabel 16. Surnultsünni ja poegimiskerguse kahemõõtmeline sagedustabel.

	Normaalne poegimine	Abiga poegimine
Elussünd	8933	1101
Surnultsünd	402	384



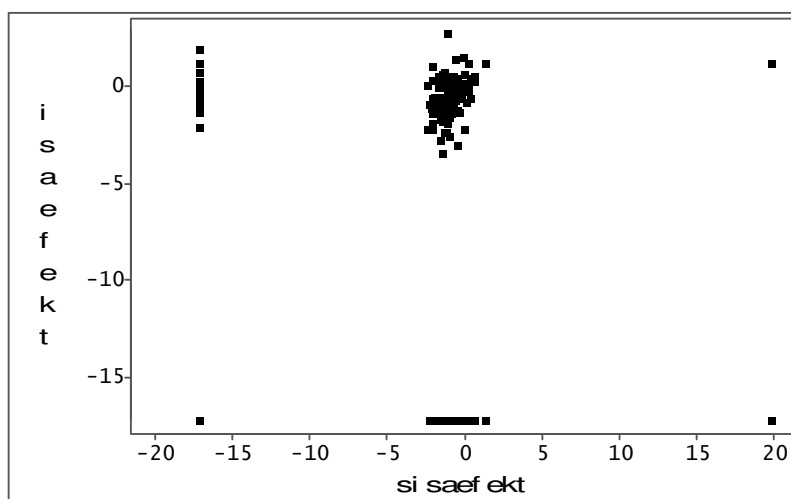
Joonis 25. Poegimiskerguse jaotumine surnultsündide ja elussündide sees.

Pearson Correlation Coefficient	
Correlation	0.2857
ASE	0.0138
95% Lower Conf Limit	0.2588
95% Upper Conf Limit	0.3127
Test of H0: Correlation = 0	
ASE under H0	0.0164
Z	17.4467
One-sided Pr > Z	<.0001
Two-sided Pr > Z	<.0001

Joonis 26. Pearsoni korrelatsiooni kordaja – osa SAS-i protseduuri FREQ väljundist

Surnultsünni ja poegimiskerguse geneetiline seos on kaudselt hinnatav mõlemale tunnusel mõjuvate isaefektide kaudu (viimaste hindamist on kirjeldatud peatükis 2.5). Väljendab ju isa mõju eelkõige temalt pärandunud geenide efekti. Kui raskeid poegimisi põhjustavad DNA-piirkonnad oleksid seotud ka vasikate elujõulisusega (või selle puudumisega), peaks ühele tunnusele positiivset mõju omavad pullid omama positiivset (või negatiivset) mõju ka teisele tunnusele.

Joonisel 27 on esitatud surnultsünni ja poegimiskerguse logistilisel skaalal esitatud isaefektide vaheline hajuvusdiagramm. Ilmneb, et leiduvad üksikud pullid, kellel on suur negatiivne mõju vasikate elujõulisusele, aga puudub märkimisväärne mõju poegimiskergusele, teisalt on ka pulle, kellel on negatiivne mõju poegimiskergusele, aga puudub märkimisväärne mõju surnultsünni tõenäosusele. Siiski tuleb isaefektide vaheline Pearsoni korrelatsioonikordaja väärtus 0,57 ($p < 0,001$) ja Spearmani korrelatsioonikordaja väärtus 0,42 ($p < 0,001$), mis viitavad keskmise tugevusega seosele isaefektide vahel. Võrreldes juhtivate Lääne-Euroopa karjakasvatusmaadega tugevama surnultsünni ja poegimiskerguse vahelise seose leidis Eesti piimalehmadel ka M. Uba (Uba, 2010).



Joonis 27. Surnultsünni ja poegimiskerguse logistilisel skaalal esitatud isaefektide vaheline seos.

2.8. Kompleksne mudel

Levinud praktika põllumajandusloomadel mõõdetud näitajate uurimisel on mitte piirduda vaid ühefaktoriliste mudelitega, vaid püüda erinevate faktorite mõju hinnata ka komplekssete paljusid potentsiaalseid mõjufaktoreid sisaldavate mudelitega. Sellisel teel on võimalik vältida võimalikke ebakorrektsaid hinnanguid, mis saadakse ühemõõtmelistest mudelitest siis, kui näiteks paremate pidamistingimustega farmides kasutatakse ka paremaid pulle ja vastupidi.

Komplekssete, kõigi ühefaktorilisel analüüsil statistiliselt oluliseks osunud faktoritega, mitmefaktorilise mudeli rakendamisel selgus, et tänu abistatud poegimiste ja eriti surnultsündinud vasikate väikesele arvule ei ole võimalik kaasata mudelisse korruga kõiki faktoreid. Eelkõige osutuks võimatuks suurt hulka tasemeid omavate faktorite isa ja emaisa koosanalüüs. Seetõttu konstrueeriti mudelid mõlema geneetilise mõjufaktori tarvis eraldi.

Lisaks jäeti analüüsist välja eesti maatõugu veised, alla 20 vasikaga karjad ning seejärel alla 30 vasikaga isad või emaisad (surnultsünni analüüsil) või alla 20 vasikaga isad või emaisad (poegimiskerguse analüüsil).

Surnultsünd

Lisaks väikese vasikatega arvuga karjade, isade ja emaisade väljajätmisele kodeeriti ümber ka poegimiskuu, mille väärtuseks sai 1 juhul, kui vasikas sündis detsembris, ja 2 ülejäänud sünnikuude korral. Surnultsünni modelleerimisel kasutati kompleksset mudelit kujul

$$g(\mu_{ijkl}) = \eta_{ijkl} = \beta_0 + SKari_i + SAeg_j + Tõug_k + Pull_l + \beta_1 \times EVanus_{ijkl} + \beta_2 \times (EVanus_{ijkl})^2,$$

kus g on logistiline seosefunktsioon, μ_{ijkl} on surnultsünni oodatav sagedus i . sünnikarjas ($i = 1, \dots, 31$), j . sünnikuul ($j = 1, 2$), tõu k ($k = 1, 2$) ja l . isa või emaisa korral, β_0 on logistilise mudeli vabaliige, β_1 ja β_2 on ema poegimiskorra lineaar- ja ruutliikme kordajad.

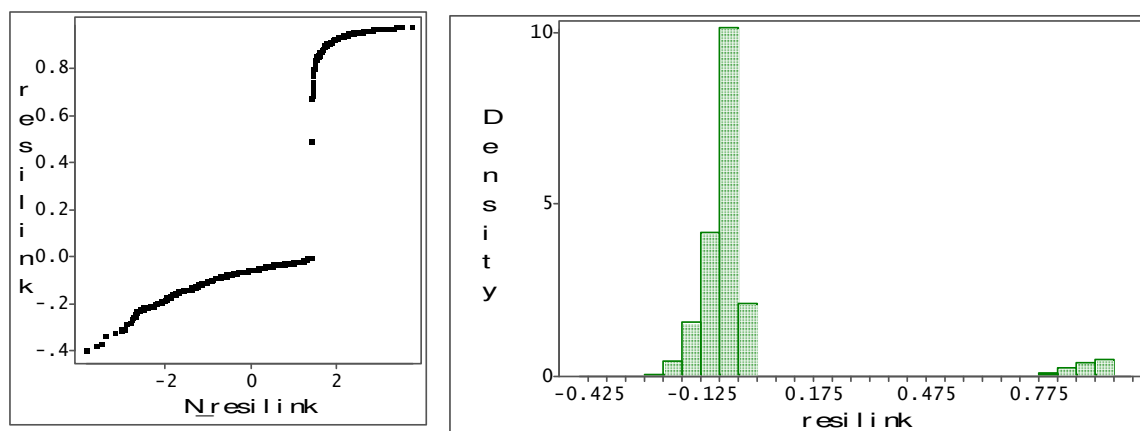
Isa mõju hindamisel (mudel 1) osutus tõu mõju statistiliselt ebaoluliseks, mistõttu jäeti tõug välja ja hinnati uus mudel ilma selleta (Tabel 17)

Emaisa mõju sisaldanud kompleksse mudeli (mudel 2) parameetrite hindamisprotsess ei koondunud juhul, kui mudel sisaldas muude faktorite kõrval ka karja mõju. Sestap hinnati emaisa mõju vasikate surnultsünnile ilma karja mõjuta. Faktorite statistiline olulisus on toodud tabelis 17

Tabel 17. Kokkuvõtlik tabel faktorite olulisuse tõenäosustest surnultsünni hindamisel.

Faktor	Olulisuse tõenäosus (p)		
	Ühefaktoriline mudel	Kompleksne mudel 1	Kompleksne mudel 2
Kari	0,001	<0,001	-
Farm (Kari)	0,679	-	-
Sünniaasta	0,807	-	-
Sünnikuu (dets vs ülejäänud)	<0,001	0,005	0,001
Sünnisesoon	0,175	-	-
Tõug	0,001	-	0,022
Ema poegimiskord	<0,001	<0,001	<0,001
(Ema poegimiskord) ²	<0,001	<0,001	<0,001
Mitmikud	-	-	-
Isa	0,004	0,460	-
Emaisa	<0,001	-	0,002

Joonisel 28 on esitatud isa mõju sisaldanud mudeli 1 jääkide analüüsi graafikud. Jääkide jaotus ei vasta normaaljaotusele. Jääkide histogrammil eristuvad üksikud suured väärtused vastavad surnult sündinud vasikatele, kelle surnult sündimist kasutatud mudel ilmselgelt halvasti suutis prognoosida. Analoozne oli jääkide jaotus ka emaisa analüüsides.

**Joonis 28.** Surnultsündide kompleksse mudeli 1 jääkide graafikud.

Poegimiskergus

Poegimiskerguse modelleerimisel kasutati kompleksset mudelit kujul

$$g(\mu_{ijklmn}) = \eta_{ijklmn} = \beta_0 + SKari_i + SFarm(SKari)_{ij} + SAeg_k + Tõug_l + Mitmik_m + Pull_n + \beta_1 \times EVanus_{ijklmn} + \beta_2 \times (EVanus_{ijklmn})^2,$$

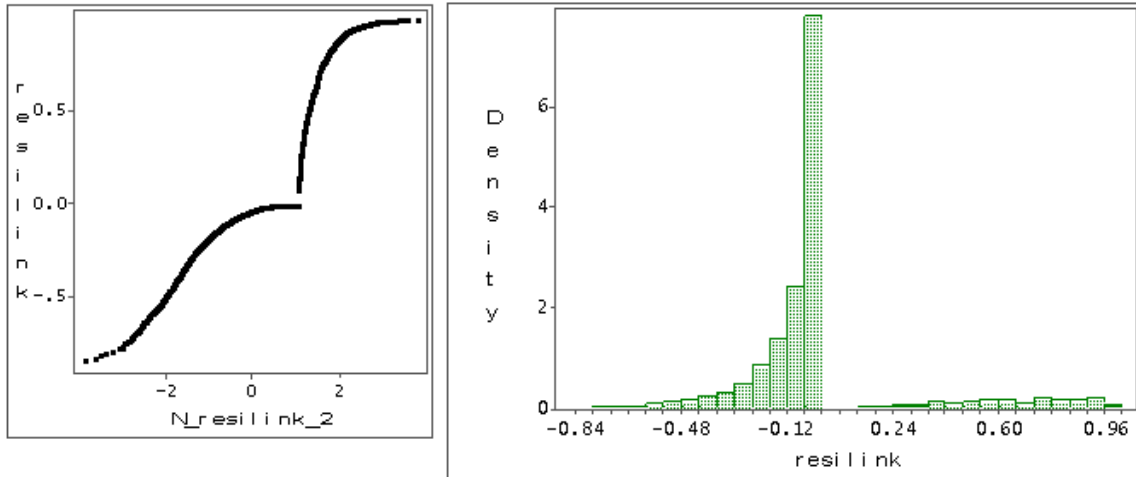
kus g on logistiline seosefunktsioon, μ_{ijklmn} on surnultsünni või abiga poegimise oodatav sagedus i . sünnikarja j . farmis ($i = 1, \dots, 31$; $j = 1, \dots, n_i$; n_i on farmide arv i . karjas), k . sünnikuul ($k = 1, \dots, 12$), tõu l korral ($l = 1, 2$), üksikuna või mitmikuna sünnil ($m = 1, 2$) ja n . isa või emaisa korral, β_0 on logistilise mudeli vabaliige, β_1 ja β_2 on ema poegimiskorra lineaar- ja ruutliikme kordajad. Kompleksse mudeli rakendamiseks kirjutatud SAS-i programm on toodud töö lisas.

Tõugude vaheline erinevus ei osutunud komplekses mudelis enam statistiliselt oluliseks ($p = 0,319$ ja $p = 0,446$, vastavalt isa ja emaisa sisaldanud mudelis), seepärast jäeti faktor tõug mudelist välja. Tõu mõju ebaolulisus on üsna loomulik, sest kasutatavate pullide poolest on eesti holsteini ja eesti punane tõug sarnased, enamkasutatavatel pullidel on järglasi mõlema tõu hulgas. Ülejäänud faktorid, mis olid ühefaktorilistes mudelites statistiliselt olulised (Tabel 18). Vasika isa mõjutab järglaste sünniprotsessi kulgemist enam, kui poegiva lehma isa (olulisuse tõenäosused vastavalt $p < 0,001$ ja $p = 0,020$). Viimatine järeldus on kooskõlas ka M. Uba uuringutega (Uba, 2010).

Tabel 18. Kokkuvõtlik tabel faktorite olulisuse tõenäosustest poegimiskerguse hindamisel.

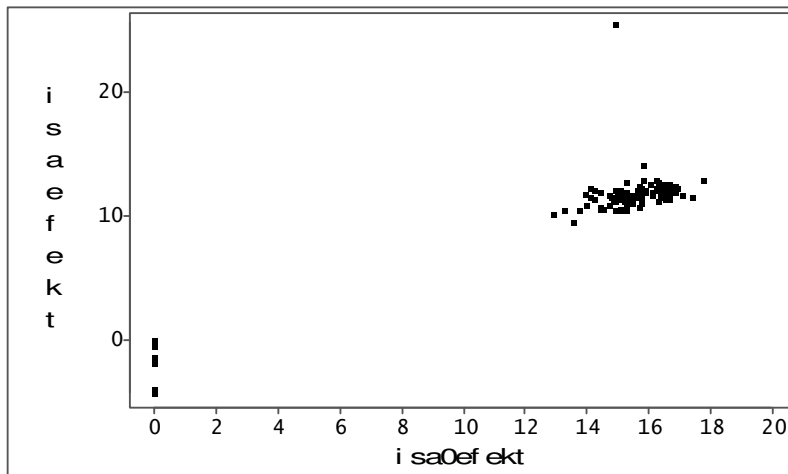
Faktor	Olulisuse tõenäosus (p)		
	Ühefaktoriline mudel	Kompleksne mudel 1	Kompleksne mudel 2
Kari	<0,001	<0,001	<0,001
Farm (Kari)	<0,001	<0,001	<0,001
Sünniaasta	0,080	-	-
Sünnikuu	<0,001	0,018	0,004
Sünnisesoon	0,518	-	-
Tõug	0,025	-	-
Ema poegimiskord	<0,001	<0,001	<0,001
(Ema poegimiskord) ²	<0,001	<0,001	<0,001
Mitmikud	<0,001	<0,001	<0,001
Isa	<0,001	<0,001	-
Emaisa	<0,001	-	0,020

Analoogselt surnultsünni analüüsiga ei jaotu mudelite jäägid normaaljaotuse järgi (Joonis 29). Samas, kuna abistatud poegimisi esines surnultsündidest märksa enam, oli rakendatav ka enam potentsiaalseid mõjufaktoreid sisaldav mudel, mistõttu on ka prognoosi täpsus suurem.



Joonis 29. Poegimiskerguse kompleksse mudeli 1 jääkide graafikud.

Täiendavalt sai uuritud ka isaefektide sõltuvust kasutatud mudelist. Jooniselt 30, kus on esitatud ühefaktorilisest mudelist hinnatud isaefektide ja komplekssest mudelist hinnatud isaefektide vaheline hajuvusdiagramm, ilmneb, et vasikate isade mõju eriti ei muutu, kui võtta täiendavalt arvesse ka mittegeneetilised mõjud nagu kari, farm, sünnikuu ja ema vanus. Vaid ühe pulli suhteliselt keskpärane ühefaktorilisest mudelist saadud hinnang muutus täiendavate faktorite kaasamise järel selgelt positiivsemaks, st tema järglaste oodatav abivajadus sünnil suurenes. Isaefektide vaheline astakorrelatsioonikordaja väärtusega 0,64 ($p < 0,001$) näitab samuti, et sõltumata mudelist jääb pullide paremusjärjestus suures osas samaks. Põhjendatav on see asjaoluga, et suurema järglaste arvuga pulle kasutatakse laialdaselt kõikvõimalikes tingimustes, mistõttu nende mõjule mittegeneetiliste faktorite mudelisse kaasamine suurte efekti ei oma.



Joonis 30. Ühefaktorilisest mudelist logistilisel skaalal hinnatud isaefektide ('isa0efekt') ja kompleksest mudelist logistilisel skaalal hinnatud isaefektide ('isaefekt') võrdlus üle 30 vasikaga esindatud pullide korral.

Kokkuvõte

Käesolevas töös uuriti piimalehmade poegimiskergust ja vasikate surnultsündi kõigi Tartumaa farmides aastatel 2008 ja 2009 toimunud poegimiste alusel. Uuringu läbi viimiseks konstrueeriti andmete struktuuri ja jaotust arvestavad mudelid ja realiseeriti need SAS-programmi protseduuri GLIMMIX abil.

Esmalt hinnati potentsiaalsete mõjutegurite nagu kari, farm, poegimisaeg, ema poegimiskord, tõug, mitmikuna sündimine, isa ja emaisa efekti ühefaktorilise logistilise mudeli abil, seejärel koondati kõik ühefaktorilises analüüsis statistiliselt oluliseks osutunud tegurid ühte kompleksse mitmefaktorilisse mudelisse. Viimase tegevuse käigus selgus, et tänu abistatud poegimiste ja eriti surnultsündinud vasikate väikesele arvule ei ole mudelitesse võimalik kaasata korraga kõiki mõjutegureid. Eelkõige osutuks võimatuks suurt hulka tasemeid omavate faktorite isa ja emaisa koosanalüüs. Seetõttu konstrueeriti mudelid mõlema geneetilise mõjuteguri tarvis eraldi.

Lehmade poegimiskergusele avaldasid olulist mõju kari, farm karja siseselt, poegimiskuu, tõug, poegimiskord, mitmikute ilmale toomine, vasika isa ja lehma isa. Erinevusi ei olnud poegimisaastate vahel.

Vasikate surnultsünnile avaldasid olulist mõju kari, sünniskuu, tõug, ema poegimiskord, vasika isa ja lehma isa. Erinevusi ei olnud poegimisaastate ja sama karja koosseisu kuuluvate erinevate farmide vahel. Ka sünnikuu mõju seisnes üksnes detsembris sündinud vasikate suuremas surevuses, ülejäänud kuude vahel olulist erinevust ei ilmnunud. Mitmikuna sündimise mõju ei olnud võimalik uurida andmete ülesehitusest lähtuvalt.

Veel uuriti poegimiskerguse ja surnultsünni vahelist seost, mis osutus ka antud uuringus statistiliselt oluliseks (Pearsoni korrelatsioonikordaja 0,29; $p < 0,001$). Ka geneetiline seos poegimiskerguse ja surnultsünni vahel tuli statistiliselt oluline (Pearsoni korrelatsioonikordaja 0,57; $p < 0,001$).

Lisaks käesolevas töös uuritud faktoritele on edaspidi vaja kindlasti arvestada ka vasika sooga. Siiani ei saanud seda teha, kuna surnultsündide korral enamasti vasikate sugu lihtsalt ei fikseeritud, uue korra järgi on see aga jõudluskontrolli all olevates karjades kohustuslik.

Teise vägagi olulise, aga antud töö aluseks olnud andmestikus puudunud näitajana tuleks just esmapoegimiste korral arvestada lehma vanusega. On ju loomulik, et nooremad lehmad on kasvult väiksemad, mis omakorda võib kaasa tuua raskusi poegimisel.

Raskused komplekssete mitmefaktoriliste mudelite rakendamisel näitasid, et hoolimata esmapilgul suurest andmemahust ei pruugi huvipakkuvaid sündmusi olla piisavalt kõigi potentsiaalsete mõjufaktorite koos analüüsimiseks. Ühe lahendusena on edasises töös plaanis käsitleda nii isasid, emaisasid kui ka karju fikseeritud faktorite asemel juhuslike faktoritena. Taoline lähenemine on juba aastakümneid standardne normaaljaotuse järgi jaotuvate jõudlusnäitajate puhul, binaarsete poegimisnäitajate analüüsil tekitab teatud faktorite juhuslikuna käsitlemine mitmeid uusi probleeme geneetilise ja statistilise mudeli seostest ning statistilisest mudelist hinnatavate parameetrite olemusest. Samuti lähevad veelgi keerulisemaks mudelite parameetrite hindamisalgoritmid. Käesolevas töös rakendatud SAS-i protseduur GLIMMIX on aga just välja töötatud üldistatud lineaarsete segamudelite hindamiseks ja kujutab enesest sobivat tööriista edasisteks poegimistunnuste geneetilisteks uuringuteks

Factors influencing the calving difficulty and stillbirth of milking cows

Mari Liiva

Bachelor thesis

Summary

This bachelor's study focuses on the factors that could influence calving difficulty and stillbirth of milking cows. The data of 10,820 calvings taking place in 2008 and 2009 in Tartumaa animal farms is derived from Estonian Animal Recording Centre. The stillbirth is recorded as a binary trait and calving difficulty has 4 categories: easy calving, slight problems, difficult calving and C-section. Calving difficulty was coded as a binary trait for better estimation. In total 13,7% of calvings had a problems and 7,3% of calvings ended with stillbirth.

The generalized linear models with logistic link function were analysed with SAS-program procedure GLIMMIX, to find statistically relevant influences. As result, the herd, farm inside the herd, birth month, mother parity, multiple birth, breed, sire and maternal grandsire had statistically significant effects on calving difficulty. The stillbirth was statistically significantly influenced by the herd, birth month, mother parity, breed, sire and maternal grandsire.

Complex models were constructed considering all the statistically significant non-genetic and genetic factors to estimate the genetic effect of sire and maternal grandsire on stillbirths and calving difficulty. Sire and maternal grandsire effects on stillbirths and calving difficulty were studied in different models, because the relative incidence rate of stillbirths and calving difficulties. As a result the stillbirths and calving difficulties were statistically significantly influenced by both direct and maternal genetic effects, i.e. the genetic constitution of the sire and maternal grandsire has an impact on the birth process and its outcome.

Kasutatud kirjandus

- 1) Jõudluskontrolli Keskus. 2008. Muutub sündmuste esitamine.
<http://www.jkkeskus.ee/page.php?page=1492> (1.06.2010).
- 2) Jõudluskontrolli Keskus. 2005. Jõudluskontrolli Keskuse Aastaraamat 2004. Elmatar, Tartu, 52 lk.
- 3) Jõudluskontrolli Keskus. 2010. Jõudluskontrolli Keskuse Aastaraamat 2009. Elmatar, Tartu, 52 lk.
- 4) Kaart, T. 2001. Ülevaade geneetiliste parameetrite hindamisel kasutatavatest mudelitest. Rmt.: Lokk, E. (toim.). Eesti Põllumajandusülikooli Loomakasvatuse instituudi teadustöid 71, Tartu, 52-66.
- 5) Niskanen, S., Juga, J. 1998. Calving difficulties and calf mortality in Finnish dairy cattle population. Interbull Bulletin, 18, 17-20.
- 6) SAS Institute Inc. 2006. The GLIMMIX Procedure, June 2006.
<http://support.sas.com/rnd/app/papers/glimmix.pdf> (1.06.2010).
- 7) Uba, M. 2005. Taastootmistunnused: arengud ja aretusväärtused.
http://www.jkkeskus.ee/pages/pv/4_taastootmine.pdf (1.06.2010).
- 8) Uba, M. 2010. Poegimistunnuste aretusväärtus karja tulemuslikumaks taastootmiseks. JKK Sõnumid, 24, 2-3.

Lisa

Programmide näidised

Ühefaktorilise mudeli analüüs

```
proc glimmix data=WORK.bacadata;
  class toug; /*tunnused, mida käsitletakse diskreetsena*/
  model pgkerg2 = toug / dist=bin s or;
    /*dist=bin määrab ära, et tegemist on binoomjaotusega uuritava
    tunnusega, s (solution) annab logit-skaalal hinnangud parameetritele
    ja or (oddsratio) šanside suhted*/
  lsmeans toug / ilink;
    /*hinnangud abivajavate vasikate sagedusele erinevate tõugude korral
    logit-skaalal ja /ilink abil ka esialgsel skaalal*/
run; quit;
```

Komplekse mudeli I analüüs

```
/*Protseduur võimaldamaks valida analüüsiks vaid soovitud vasikate arvuga
karju*/
PROC SQL;
  CREATE TABLE WORK.bacakar30 AS /*luuakse table nimega bacakar30 WORK
kausta*/
  SELECT * /*esialgselt tabelist valitakse kõik tunnused*/
  FROM WORK.bacadata /*esialgne tabel*/
  group BY kari /*grupeeriv tunnus, mille kaupa vasikaid kokku loetakse*/
  having count(DISTINCT id) > 30; /*valitakse karjad, kus on üle 30
vasika*/
QUIT;

/*Protseduur võimaldamaks valida analüüsiks vaid soovitud järglaste arvuga
pulle */
PROC SQL;
  CREATE TABLE WORK.bacal AS
  SELECT *
  FROM WORK.bacakar30
  group BY isa
  having count(DISTINCT id) > 20; /*valitakse välja isad, kellel on
andmestikus üle 20 järglase*/
QUIT;

ods output LSMeans=lsm_isa ParameterEstimates=isa_efekt;
  /*proc glimmix tulemustest luuakse väljufailid 'lsm_isa' ja
'isa_efekt', kus on vastavalt isade järglaste abivajamise sageduse
oodatavad hinnangud algsel skaalal ja isaefektid logit-skaalal.*/
proc glimmix data=WORK.bacal;
class pgkuu kari farm mitmik isa;
model pgkerg = pgkuu emaln emaln*emaln kari farm(kari) mitmik isa /
dist=bin s;
lsmeans isa / ilink;
where toug<3; /* eesti maatõugu lehmad on analüüsist välja jäetud*/
output out=glimmix_pgk_out1 pred=predlink resid=reslink
pred(ilink)=predilink resid(ilink)=resilink;
  /* väljundfaili 'glimmix_pgk_out1' kirjutatakse prognoositud
väärtused ja mudeli jäägid nii logit- kui ka algsel skaalal */
run; quit;
```

```

/* Võrdlemiseks ühefaktorilised mudelid sama andmestiku baasil */

ods output LSMeans=lsm_isa0 ParameterEstimates=isa0_efekt;
proc glimmix data=WORK.bacapgk1;
  class isa;
  model pgkerg2 = isa / dist=bin s;
  lsmeans isa / ilink;
  where toug<3;
run; quit;

/*Ühefaktorilises ja komplekses mudelis logit-skaalal hinnatud isaefektide
võrdlus */

data isa_efekt; set isa_efekt; if effect NE 'isa' then delete;
isaefekt=estimate; keep isa isaefekt; run;
  /*edasises analüüsis mitte kasutatavate hinnangute väljaviskamine
andmestikust */
data isa0_efekt; set isa0_efekt; if effect NE 'isa' then delete;
isa0efekt=estimate; keep isa isa0efekt; run;

proc sort data=isa_efekt; by isa; run;
  /*andmestiku sorteerimine tunnuse isa põhjal*/
proc sort data=isa0_efekt; by isa; run;

data isa_est; merge isa_efekt isa0_efekt; by isa; run;
  /*andmestike ühendamine tunnuse isa põhjal*/

/*Ühefaktorilisest ja kompleksest mudelist hinnatud isaefektide vaheline
korrelatsioon */
proc corr data=isa_est pearson spearman;
  /*Pearsoni ja Spearmani korrelatsiooni kordajad*/
  var isaefekt isa0efekt;
run;

```