

A MAGYARTARKA ELLÉSÉNEK A LEFOLYÁSÁT BEFOLYÁSOLÓ TÉNYEZŐK ÉS GENETIKAI PARAMÉTEREK

KOMLÓSI ISTVÁN – HÚTH BALÁZS

ÖSSZEFOGLALÁS

A magyartarka fajtában az ellés lefolyására közvetlen szelekciót eddig nem végeztek. A vizsgálat célja a tulajdonságot befolyásoló tényezők értékelése, az üszőkori és tehénkori paraméterek becslése, mely lehetővé teszi a tenyésztérek becslését és a szelekciót. A 2000 és 2009 között felvételezett 18.932 ellés lefolyását, mint a borjú (direkt) és a tehén (maternális) tulajdonságát értékelték a szerzők. A számításokat az eredeti pontszámokon (1–5 pont), másrészt a tulajdonság alapvető normál eloszlására való tekintettel a normalizált pontszámokon végeztek. A modell tartalmazta a tenyészet-év, az ellés éve-hónapja, a laktáció sorszáma-ivar, az egyed, az állandó környezet, az életkor, a vemhességi idő és a hiba hatását.

A variancia komponens becslést Bayes becsléssel Gibbs mintavételezéssel végezték, a tenyésztérbecsléshez a BLUP eljárást alkalmazták. A modellbeli tényezők szignifikánsan befolyásolták ($P < 0,05$) az ellés lefolyását. Az üszők és tehének elléslefolysa közel azonos módon változik havi megbontásban. Mindkét korcsoportra jellemző a nyárvégi könnyebb, s az októberi nehezebb ellés. A bikaborjak nehezebben születtek meg ($P < 0,01$), a borjak a második és harmadik ellésből azonos nehézséggel születtek, s az ellések sorszámanak növekedésével az ellés lefolyása egyre könnyebb. A genetikai paraméterek legkisebb hibával a normalizált adatokon a vemhességi idő figyelembevételével voltak becsülhetők. Az üszők elléslefolysának egyedi h^2 értéke 0,048, az anyai h^2 érték 0,058 volt, a tehéneké pedig 0,020 és 0,024. A fajtában az egyedi és anyai elléslefolys közötti antagonizmus csekély mértékű (a genetikai korreláció $-0,0004$). Az üszők és tehének ellése alapján számított tenyésztérek közötti korreláció laza (0,2) ezért javasoljuk a két korcsoport adatain külön-külön a tenyésztérek becslését, s az ennek megfelelő bikahasználatot. A vizsgált évek során egyre könnyebben ellettek mind az üszők, mind a tehének, annak ellenére, hogy a hazai állományban mesterseges szelekció nem folyt, s ez a javulás a természetes szelekció mellett az importált bikák használatával valószínűsíthető.

SUMMARY

Komlósi, I. – Húth, B.: EVALUATION OF THE EFFECTS INFLUENCING THE CALVING EASE AND GENETIC PARAMETERS FOR THE HUNGARIAN FLECKVIEH

There has been no direct selection practiced for calving ease in the Hungarian Fleckvieh.

The aim of the study was to investigate the effects influencing the trait in heifers and cows and calculate genetic parameters that could be used in breeding value evaluation and selection. Calving ease data of 18,932 calvings were collected between 2000 and 2009 were used for calculating direct and maternal effects. Calculations were performed on the original 1–5 point, and the normalized scale. The statistical model consisted of the herd-year, year-month, lactation-gender, animal, permanent environment, calving age, gestation length and the error effects. The variance components estimation was carried out by Gibbs sampling, and the BLUP procedure was used in the breeding value evaluation. All effects in the model significantly ($P < 0.05$) influenced the calving ease. The calendar month affected the trait similarly in heifers and cows. Calves were born more easily in late summer, and more difficult calvings were observed in October. Bull calves had difficult births ($P < 0.01$), calves were born in the second and the third calvings with comparable ease. In later parities, calvings were less difficult. Models used on the normalized score with gestation length included the least error in genetic parameter estimation. The heritability of heifer direct calving ease was 0.048, the maternal heritability was 0.058, the cow direct and maternal heritability was 0.020 and 0.024 respectively. A low antagonism were observed between direct and maternal calving ease ($r_g = -0.0004$). The correlation between heifer and cow calving ease was 0.2, which necessitates a separate breeding value evaluation, and different

use of bulls for heifers and cows. The favorable genetic trend in both heifer and cow calving ease were observed despite the lack of direct selection for the trait in the Hungarian Fleckvieh, which might be due to the use of imported Austrian bulls.

BEVEZETÉS ÉS IRODALMI ÁTTEKINTÉS

A szarvasmarhafaj a többi gazdasági állatfajhoz képest nehezebben ellik (Steffler és mtsai, 1995). Akkor nevezünk egy ellést „nehéznek”, ha két személy-nél többnek a segítsége szükséges, a borjú vagy az anyaállat ellés közben megsérül, vagy műtéti beavatkozásra van szükség. Az ellés lefolyását az anyaállat szülőútjának alakulása, a termékenyítő bika (a magzat mérete, csontozata, testaránya) az előkészítés módja befolyásolja (Steffler és mtsai, 1995; Micke és mtsai, 2010). A nagyon sovány és elhízott üszők között gyakoribb az előfordulása (Philipsson, 1976b). Az ellés előtti viselkedésből, Proudfoot és mtsai (2009) szerint, jól lehet következtetni az ellés várható lefolyására. Nevezetesen az a tehén amelyik nehezen ellik, ellés előtt 24 órával kevesebb szárazanyagot fogyaszt, s gyakrabban áll fel, s fekszik le. A nehézellés okozója elsősorban a borjú nagy mérete a szülőút méretéhez képest, mely jelenséget *feto-pelvic inkompatibilitásnak* (magzat-anyai medence-inkompatibilitásnak, vagy relatív nagy magzatnak) nevezzük (Sloss és Johnston, 1967; Bellows és mtsai, 1971). Ez üszőkorban gyakoribb (Williams, 1968). Idősebb életkorban viszont a gyenge tolóerő, a méhnyak nem megfelelő tágulása, a méhcsavarodás, vagy az alacsony ösztrogénszint okozhat nehézellést (Friedli, 1965). Koger és mtsai (1967) egy fajta közepes születési súlyú borjainak az életképességét találta a legjobbnak. Habár a borjúsúly és a nehézellés közötti kapcsolat szoros ($r=0,9$, Meijering, 1984), a kis borjúsúlyra végzett szelekció nem ajánlható, részben a borjú gyengébb életképessége és alacsonyabb növekedési erélye miatt. A tulajdonság maternális (anyai) és közvetlen összetevőkre bontható. Az anyai hatás a medence méretén, a simaizmok tónusán keresztül, a közvetlen, egyedi (direkt) hatás a borjú méretén keresztül hat az ellés lefolyására. Angus és hereford fajták medence méretének öröklődhetőségét Morrison és mtsai (1986) 0,68-ban állapították meg, s szerintük a medence mérete a tehén méretének lényeges növekedése nélkül is növelhető.

A tulajdonság genetikai háttere részben közös a születési súly genetikai hátterével. Egyes fajták között jelentős különbség lehet a nehézellésre való hajlamban. A termékenyítő bikának tulajdonítható nehézellés gyakorisága a jersey fajtában 3%, a holstein fajtában 5%, brown swiss fajtában 8%, a szimentáli fajtában 15%, a charolais fajtában 18%, összegezte Kirkpatrick (1999). Patterson és mtsai (1987) szerint a húsmarhatartásban a nehézellés okozza a legtöbb borjúvesztést. A nehézellés szintje tenyésztési eszközökkel változtatható szelekcióval, az üszők termékenyítésére olyan bikák használatával melyek könnyű ellést eredményeznek (Philipsson, 1977). Egy keresztezésben a terminál fajta megválasztásakor, a termelési tulajdonság mellett, a fajta ellés lefolyására való hatása is szempont.

A nehézellés elsősorban az első elléskor okoz gazdasági veszteséget a holtellés, az ellés utáni állatorvosi kezelés, a késleltetett ivarzás vagy egyéb egészségügyi okok miatt. Maturana és mtsai (2007) számításai szerint a nehézellés 10%-kal növeli az állományutánpótlási költségeket a könnyűelléshez képest, ami

a rövidebb funkcionális élettartamban jelentkeznek. Az állatorvosi költségek jelentős része is a nehézellés kapcsán merül fel, melyet *McGuirk és mtsai* (2007), az Egyesült Királyságban, segítséggel történő elléskor 110 fontban, a műtéti beavatkozáskor 350–400 angol fontban állapított meg.

Dematawewa és Berger (1997) számításai szerint, az amerikai holstein-fríz fajtában, a műtéti beavatkozással ellő (5 pont) tehén 704 kg-mal kevesebb tejet termel, 33 nappal később fogamzik, s 4%-kal valószínűbben hullik el mint a könnyűellő (1 pont) tehén. Ez a két kategória között 380 USD különbséget jelent egyedenként. *Johanson és Berger* (2003) a holstein üszők elléskori nehézellési gyakoriságát 4,7-szer gyakoribbnak találták, mint a tehenekét, és a vizsgált állományban a téli ellésből 17%-kal nehezebben születtek a borjak, 1 kg születési súly növekmény 13%-kal növelte, a medence terület 1 dm²-nyi növekedése 11%-kal csökkentette a nehézellés esélyét. *Burfening és mtsai* (1978b) elemzése alapján az amerikai szimentáli fajtában a könnyűellésre végzett szelekció rövidítené a két ellés közötti időt, csekély mértékben csökkentené a születési és választási súlyt. A könnyűellés érdekében kis születési súlyra végzett szelekció nem hatékony eszköz.

Az ellés lefolyása folytonos tulajdonság, az adatfelvételezéskor technikai okokból válik kategórikus vagy diszkrét jellegű tulajdonsággá. Ismert az adatok felhasználása transzformáció nélkül, vagy normalizált transzformációval s ezekre lineáris modell illesztése (*Djemali és mtsai*, 1987; *Matilainen és mtsai*, 2009). Ezekben az esetekben azt feltételezzük, hogy a tulajdonságot alapvetően meg nem figyelhető normál eloszlású környezeti és genetikai hatások befolyásolják melyek fenotípusosan egy vagy több küszöbértékkel írhatók le (*Falconer*, 1989). A transzformációval becsült öröklődhetőség csekély mértékben magasabb (*Tong és mtsai*, 1977). A kategórikus jellegű tulajdonságok paramétereinek becslése küszöb (threshold) modellel pontosabb (*Varona és mtsai*, 1999), viszont a pontosság növekménye csekély (*Hoeschele*, 1988). Abban az esetben, ha az egyes fix hatások szerinti csoportokban kevés az egyedszám, a küszöbmodell variancia komponens becslésekor nem konvergál. Gyakorlati szempontból a lineáris modellel a legjobb választás, mely a tenyészet-év hatást fix hatásként kezeli (*Phocas és Laloe*, 2003). *Matilainen és mtsai* (2009) 0,97-es korrelációt állapítottak meg a lineáris és küszöb modellel becsült ellés lefolyása tenyésztékek között, jelezve azt, hogy polytom adatok esetében a két modell közötti különbség csekély, különösen akkor, ha a modell kétváltozós, s az egyik változó folytonos tulajdonság. A szimentáli fajta tenyésztékbecslésében Ausztria és Németország lineáris modellt alkalmaz (*Fuerst és Egger-Danner*, 2003).

A becselő modellben a tulajdonságot befolyásoló hatások rendszerint a tenyészet, év, évszak, hónap, a borjú ivara, a tehén életkora, a vemhességi idő (*Muir és mtsai*, 2004; *Fiedlerová és mtsai*, 2008; *Matilainen és mtsai*, 2009).

A tulajdonságra különböző modellekkel becsült genetikai paramétereket néhány tanulmány alapján az 1. táblázatban mutatjuk be. Az üszők ellésekor becsült direkt (egyedi) öröklődhetőség nagyobb mint a tehenek ellésekor becsült öröklődhetőség. Egyik korcsoportban sem jelenthető ki, hogy az egyedi h² érték nagyobb lenne mint az anyai h² érték. Az egyedi és anyai hatás között laza pozitív és közepes negatív genetikai korrelációval is találkozhatunk. Nem állapítható meg, hogy küszöb modellel magasabb h² érték becsülhető mint lineáris modellel. Egy tanul-

1. táblázat

Az ellés lefolyására becsült néhány jellemző genetikai paraméter korcsoportonként

Üsző (1)			Tehén (2)			Becslési módszer (3)	Fajta (4)	Szerzők (5)
h ² egyedi (6)	h ² anyai (7)	rg egyedi- anyai	h ² egyedi	h ² anyai	rg egyedi- anyai			
0,049	0,048	-0,40	0,011	0,007	0,07	ML-L	hf	Cue és Hayes (1985)
0,160						ML-L	hf	Muir és mtsai (2004)
0,090	0,040	-0,26	0,030	0,020	-0,52	ML-L	sim	Druet (2002)
0,130	0,040	-0,47				ML-L	hf	Hickey és mtsai (2007)
0,016	0,035		0,012	0,017		ML-L-GS	hf	Jamrozik és mtsai (2005)
0,062	0,048	-0,09	0,004	0,002	0,22	ML-L	hf	Steinbock és mtsai (2003)
0,170	0,120	-0,09	0,070	0,040	0,03	TH	hf	Steinbock és mtsai (2003)
0,100	0,120	0,05				TH	hf	Hansen és mtsai (2004a)
0,130	0,090	-0,03				TH	nv	Heringstad és mtsai (2007)
			0,080	0,044	-0,15	TH	hf	Wiggans és mtsai (2002)
			0,050	0,030	-0,16	GS	hf	Luo és mtsai (1999)
			0,030	0,058	-0,02	GS	hf	Cole és mtsai (2007)

Table 1. Some genetic parameters for calving ease for age classes

heifer (1), cow (2), prediction method (3), cattle breed (4), authors (5), direct (6), maternal (7), ML-L: maximum likelihood, linear model; TH: threshold model; GS: Gibbs sampling; hf: holstein-friesian; nv: Norwegian Red; sim: Simmentaler

mányban viszont, melyben ugyanazon állományon mindkét modellel becslést végeztek üszőkorban, Steinbock és mtsai (2003) lineáris modellel a direkt öröklődhetőséget 6%-nak, az anyai öröklődhetőségét 5%-nak, küszöb modellel pedig 17 illetve 12%-nak állapították meg. A tehén korcsoportban is nagyságrendi eltérést állapítottak meg a küszöb modell javára.

Az első és második ellés lefolyásának tenyésztértéke közötti korrelációt McGuirk és mtsai (1999) 0,4-nek, Steinbock és mtsai (2003) 0,6-nak, számították. Carnier és mtsai (2000) és Hansen és mtsai (2004b) ennél nagyobb, 0,74–0,91 genetikai korrelációt állapított meg. Korábban egy munkacsoport, Philipsson és mtsai (1979), csak az üszők elléskori lefolyásának tenyésztértékét javasolta közlésre, annak nagyobb öröklődhetősége, nagyobb genetikai varianciája az első és a későbbi ellések közötti közepes, magas genetikai korrelációja miatt. Nemzetközi becslésben mindkét megkülönböztetésre van példa (2009, www-interbull.slu.se)

Azon országok egy része, melyek az ellés lefolyására tenyésztértéket becsülnek, a holtellésre is végeznek becslést. Ausztriában és Németországban 1990. óta folyik a tulajdonságra tenyésztértékbecslés. Az indexben az ellés lefolyása 2%-os, a holtellés 5%-os súllyal szerepel (2009, www-interbull.slu.se)

Vizsgálatunk célja a magyartarka fajta elléslefolyását befolyásoló hatások értékelése, üszőkor és tehénkori paraméterek becslése, s a tulajdonságra tenyésztérték számítása, a fajtában a genetikai előrehaladás számszerűsítése.

ANYAG ÉS MÓDSZER

A 2000. óta az ellés lefolyására vonatkozó adatokat a megszületett borjú bejelentésekor rögzítik a központi adatbázisban (OSZA). A 2000 és 2009 között a magyartaka kettőshasznú változatában felvételezett azon elléseket értékeltük, melyekben a megszületett borjú azonosítóval rendelkezett. Az adatállomány eredetileg 33.654 megfigyelést tartalmazott. Az ellések évenkénti megoszlását a 2. táblázat tartalmazza.

Az ellés évenkénti megoszlása egyenletes. 2009-ben, a vizsgálat időpontjáig még le nem zárt év miatt, kisebb számú ellés állt rendelkezésünkre.

Az ellés lefolyását a tenyésztő 1-től 5-ig terjedő tartományban pontozza, melynek meghatározását és gyakoriságát a 3. táblázat mutatja be.

Az 1-es 2-es kódolású ellések aránya 85,56% illetve 93,3%. A számítások során, a 4-es és 5-ös kódolású elléseket, az alacsony elemszám miatt, összevontuk.

Az adatállomány 14 ellésig tartalmazott megfigyeléseket (4. táblázat) melyből a 7. ellésig bezárólag vettük figyelembe az elléseket, ami az adatok 97,7%-át érintette. Az első ellés után az egyedek 21%-át, a második ellés után pedig az egyedek 24%-át selejtezték ki. Az átlagos ellésszám 2,73 volt. A vemhességi időben korlátot határoztunk meg. Azon elléseket hagytuk meg, ahol a vemhességi idő legalább 260 és legfel-

2. táblázat

Az ellés évenkénti megoszlása

Ellés éve (1)	Megfigyelések száma (2)	Megfigyelések aránya (%) (3)
2000.	3938	11,70
2001.	3965	11,78
2002.	3744	11,12
2003.	3525	10,47
2004.	3379	10,04
2005.	3275	9,73
2006.	3569	10,60
2007.	3469	10,39
2008.	3384	10,06
2009.	1379	4,10

Table 2.: The distribution of calvings by year year of calving (1), number of observations (2), percentage of observation (3)

3. táblázat

Az ellés lefolyás kódjának meghatározása és gyakorisága

Ellés lefolyásának a kódja (1)	Magyarázat (2)	Megfigyelések aránya üszőelléskor (%) (3)	Megfigyelések aránya tehénelléskor (%) (4)
1	könnyű, segítség nélkül (5)	24,95	35,00
2	könnyű, segítséggel (6)	60,61	58,30
3	nehéz, szaktechnikai beavatkozás nélkül (7)	12,24	5,37
4 és 5	nehéz, szaktechnikai beavatkozással és műtéti beavatkozással (8)	2,2	1,34

Table 3.: The explanation and the proportion of calving difficulty scores calving score (1), explanation (2), percentage of observations in heifer calvings (3), percentage of observations in cow calvings (4), easy calving without assistance (5), easy pull – one person without mechanical assistance (6), hard pull two persons without mechanical assistance (7), veterinary assistance and mechanical assistance (8)

4. táblázat

Ellésenkénti megfigyelések száma és aránya

Ellések sorszáma (1)	Megfigyelések száma (2)	Megfigyelések aránya (%) (3)
1	9580	28,47
2	7593	22,56
3	5783	17,18
4	4313	12,82
5	2921	8,68
6	1775	5,27
7	902	2,68
8	452	1,34
9	195	0,58
10	85	0,25
11	37	0,11
12	15	0,04
13	2	0,01
14	1	0,00

Table 4. : Distribution of calvings by parity
parity (1), number of observations (2),
percentage of observation (3)

jobb 300 nap között volt, kizárva a vetélést, és a téves apaság meghatározást. További feltételként határoztuk meg, hogy egy tenyészetben, egy évjáratban legalább 10 ellést tartsanak nyilván, s az ellési kód szórása legalább 0,2 legyen, kizárva így azokat a tenyészeteket, ahol az adatok egyöntetűek. Ezzel a tenyészet-év csoportok száma 1001-ről lecsökkent 246-ra. Csak az egyes elléseket vettük figyelembe. Az ellések 7,7%-a volt ikerellés, 0,1%-a hármasselés. Ez az arány nagyobb, mint a hazai holstein-fríz állományban megfigyelt ikerellési arány (Van Pelt, 2007). Mindezen kizárások az adatszerkezet kiegyenlítetttségének javítását célozták, melyek a paraméterbecslés megbízhatóságát befolyásolják. Kizárások után 18.932 ellés maradt, az eredeti adathalmaz 56,2%-a. A bikaborjak aránya 51,85%, az üszők 48,15% volt.

Az osztrák és német hegyitarka tenyészértékbecslésben alkalmazott hatások alapján fogalmaztuk meg a modellt,

azzal a kivétellel, hogy a régió a modellben nem szerepelt. Az ellés lefolyását, mint a borjú egyedi (direkt) és a tehén (maternális) tulajdonságát értékeltük. Értékeltük egyrészt az ellés lefolyását az eredeti pontszámok alapján (1–4(5) pont), másrészt a tulajdonság alapvető normál eloszlására való tekintettel a pontszámokat transzformáltuk. A 0 átlagra és 1-es szórásra normalizált értékek az üszőkorcsoportban az 1–4 pontszámokra a gyakorisági adatok figyelembe vételével: –1,15, 0,13, 1,38, 2,29, a tehénkorcsoportban: –0,93, 0,36, 1,75, 2,45.

Az adatszerkezet (tenyészetenkénti, évenkénti, ellésenkénti, ivaronkénti adatok száma) vizsgálata alapján az alábbi tenyészértékbecslési modellt illesztettük az üszőellésekre és a tehénellésekre külön-külön:

$$Y_{ijklmno} = + \text{tenyészet-év}_i + \text{ellés éve-hónapja}_j + \text{laktáció sorszáma-ivar}_k + \text{egyed}_l \\ + \text{állandó környezet}_m + b1(\text{életkor}) + b2(\text{vemhességi idő}) + \text{hiba}_{ijklmno}$$

Ahol:

$Y_{ijklmop}$	= az 5758 üsző (5758 ellés) illetve a 6709 tehén (13.174 ellés) elléséből megszületett borjú elléslefolyása,
tenyészet-év _i	= a 212 illetve 231 tenyészet-év összevont random hatása,
ellés éve-hónapja _j	= az év és évszak összevont fix hatása, 1, 2,...114
laktáció-ivar _k	= a laktáció számának és az ivarnak fix kölcsönhatása a 2., ..., 7., laktációban a tehénmodellben,
ivar _k	= a borjú ivarának fix hatása az üszőmodellben,
egyed _l	= a 174.896 pedigrében szereplő egyed random hatása,

- állandó környezet_m = a 6709 tehén állandó környezeti random hatása a tehén modellben,
- b1(életkor) = a tehén életkorának harmadfokú regressziója hónapban kifejezve, a tehénmodellben laktáción belül,
- b2(vemhességi idő) = az anya vemhességi napjai számának harmadfokú regressziója
- hiba_{ijklmn} = az 5758 valamint a 13.174 megfigyeléshez tartozó hiba véletlen hatása.

Az életkor és a vemhességi idő harmadfokú polinomjának illesztését támasztják alá *Philipsson* (1976a) és *Hickey és mtsai* (2007) tanulmányai. Szakirodalmi források nem foglalnak állást abban, hogy a hosszabb vemhességi idő következménye-e a nehézellés, vagy e két tulajdonság ugyanazon jelenségnek a része, ezért két modellt vizsgáltunk. Az alapmodellben feltételeztük, hogy a vemhességi idő és a nehézellés egy azon jelenség megjelenései, a vemhességi idő nem szerepelt a hatások között. A bővített modellben feltételeztük, hogy az ellés lefolyása részben a vemhességi idő következménye. Ez a modell a vemhességi időt, mint kovariáló hatást tartalmazta.

A modellekben szokásosan figyelembe vett tenyészet-év-évszak osztályok hatásának megbízható becsléséhez nem minden esetben állt rendelkezésre az osztályonként 15 megfigyelésszám. Ez indokolta a tenyészet, és év-évszak hatások megbontását.

A hatások szignifikanciavizsgálatát a SAS 9.1. (2004) PROC GLM eljárással végeztük. A variancia komponens becslést Bayes becsléssel Gibbs mintavételezéssel végeztük *Pool és mtsai* (2000) valamint *Muir és mtsai* (2004) ajánlása alapján az eredeti pontszámokon és a normalizált pontszámokon a VCE 6 programmal (*Groeneveld és mtsai*, 2008). A VCE 6 mintapáros módszerrel becsli a varianciát két különböző kezdőértékű Markov lánc azonos értéket elérő konvergenciája alapján. Ha a két lánc eredménye közötti varianciahányados kisebb volt mint 0,001, a két lánc konvergenciáját állapítottuk meg, s a burn-in szakaszt befejeztnek tekintettük. A burn-in szakasz után 50.000 iterációban hajtottunk végre Gibbs mintavételezést. Ezt követően, az autoregresszió elkerülése érdekében minden tizedik minta varianciakomponensét az utolsó 10.000 iterációból átlagoltuk, ami 1000 mintát jelentett. A varianciahányadosokat, és azok konfidenciaintervallumát, a SAS 9.1 (2004) PROC UNIVARIATE eljárással számítottuk. A Gibbs mintavételezéssel számított paraméterek statisztikai próbáit *Farkas és mtsai* (2007) részletesen ismertetik.

A tenyésztérbecsléshez a PEST (*Groeneveld*, 1990) programot használtuk. A PEST program a BLUP eljárás alapján végzi a számításokat.

EREDMÉNYEK ÉS ÉRTÉKELÉSÜK

A modellben szereplő nem genetikai hatások szignifikánsan ($P < 0,05$) befolyásolták az ellés lefolyását. Az üszőmodell R^2 értéke az eredeti adatok alapján az alapmodellben 0,45 volt, bővített modellben 0,46, a normalizált adatokon 0,46, illetve 0,47 volt. A tehénmodell az eredeti adatokat alapmodellel 0,49, a bővített modellel 0,50, a normalizált elléslefolyása kódját az alapmodell 0,50, a bővített modell 0,50-es megbízhatósággal becsülte. A modellben figyelembe vett tényezők 46–50%-ban járultak hozzá az egyedi adatok közötti változékonysághoz. Tapasztalataink alapján tenyésztértékbecslési modellekben ez jellemző megbízhatóság. Az ellés lefolyásának évenkénti alakulását mutatja be a 1. ábra.

1. ábra: Az ellés lefolyásának alakulása évenként az üszők és tehének ellésekor

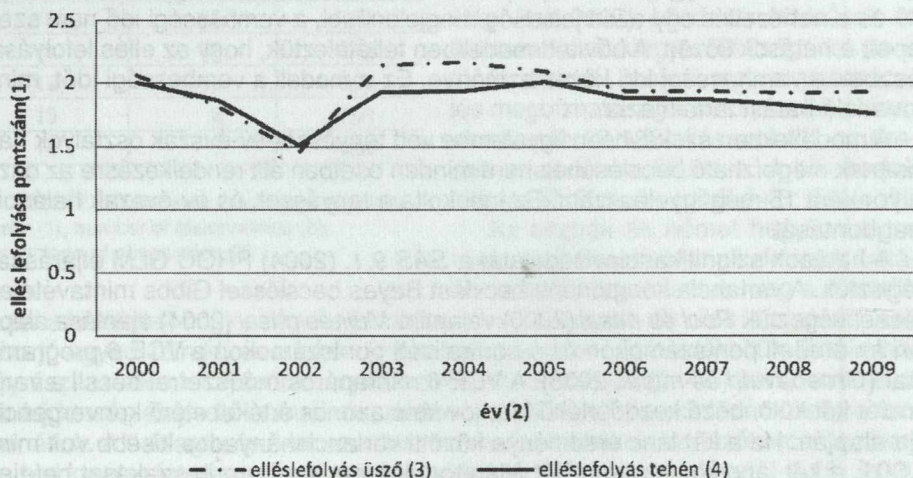


Fig. 1.: The change of average calving ease score for heifers and cows by year calving ease score (1), year (2), heifer calving ease score (3), cow calving ease score (4)

A fajtában 2002-ig csökkent az ellés lefolyása pontszám, ezt követően növekedett, s 2005-től ismét csökkenő tendenciát mutat. A 2002-es könnyű ellési gyakoriságának növekedésében a sokévi átlagot meghaladó hőmérséklet is szerepet játszhatott. A hónap hatását a tulajdonságra a 2. ábrán mutatjuk be. Az üszők és tehének elléslefolyása közel azonos módon változik havi megbontásban. Mindkét korcsoportra jellemző a nyár végi könnyebb, s októberi nehezebb ellés. Ez jellemző volt az osztrák tarka állományra is (Fuerst és Egger-Danner, 2003). Fiedlerová és mtsai (2008) a tavaszi ellést találták könnyebbnek a cseh holstein-fríz fajtában. A magyartarka fajtában is megfigyelhető a könnyebb ellés március, április hónapokban. McGuirk és mtsai (1999) a téli hónapok nehezebb ellését alapította meg a nyáriakkal szemben a brit holstein állományban. Meijering (1984) viszont nem talált egyértelmű hónap vagy évszak mintázatbeli különbséget a témában megjelent közlemények szemlélésekor.

2. ábra: Az üszők és tehenek ellésének lefolyása havonta

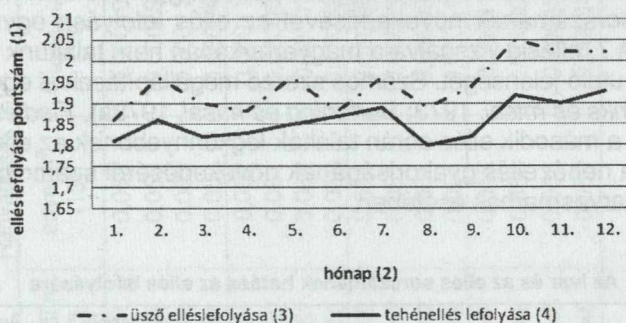


Fig. 2.: The change of average calving ease score for heifers and cows by month as 1. Fig. (1, 3–4), month (2)

A magyartarka üszők átlagos életkora elléskor $28,54 \pm 0,03$ hónap volt. Ebben a vizsgálati tartományban (22–36. hónap) az üsző életkora hatással van az ellés lefolyására ($P < 0,05$), megegyezően Steinbock és mtsai (2003) svéd holstein fajtában közölt megállapításával. A szerzők a 21-től 28. hónapos korig az üszők nehézellésének gyakoriságát változatlanoknak, azt követően csökkenőnek találták 36,5. hónapos életkorig. A tehenek laktációbeli életkora is hatással volt az ellés lefolyására ($P < 0,001$). Az ötödik laktációig az adott laktációbeli idősebb tehenek könnyebben ellettek, a 6. és 7. laktációban viszont az idősebb tehenek nehezebben.

Az üszők átlagos vemhességi ideje $284,6 \pm 0,07$ nap volt, amit viszont az üsző életkora, az év-hónap, a borjú ivara befolyásolt ($P < 0,001$). A bikaborjak $1,4 \pm 0,14$ nappal később születtek, s az üsző életkorának 1 hónapos növekedésével a vemhességi idő $0,28 \pm 0,03$ nappal nőtt. A könnyen, segítség nélkül ellett üszők átlagos vemhességi ideje $284,0 \pm 0,16$ nap volt, a nehezen, beavatkozással ellők $286,2 \pm 0,48$ napig hordták borjaikat. A tehenek átlagos vemhességi ideje $286,05 \pm 0,37$ nap volt. A második vemhesség rövidebb ($285,5 \pm 0,08$ nap), a későbbiek hosszabbak ($286,2$ – $286,9$ nap) ($P < 0,001$). A könnyen, segítség nélkül ellett tehenek átlagosan $286,1 \pm 0,08$ napig, a nehéz, beavatkozás nélküliek pedig $287,6 \pm 0,21$ napig voltak vemhesek. Foote (1981) a tejelő fajták (holstein-fríz, ayshire, jersey) vemhességi idejében eltéréseket tapasztalt, a közlés évében a holstein-fríz átlagos vemhességi ideje 279 nap volt, mely rövidebb, mint a magyartarkáé. Silva és mtsai (1992) a jersey, ayshire és holstein-fríz vemhességi idejét is rövidebbnek találta (278–282 nap), s ezen szerzők is a harmadik vemhességtől a vemhességi idő növekedéséről számoltak be.

A bikaborjak nehezebben születtek meg ($P < 0,01$), alátámasztva korábbi szerzők megállapításait is (Meijering, 1984; Fuerst és Egger-Danner, 2003) (5. táblázat). Az üszők nehezebben ellettek meg borjaikat. Ez a jelenség megegyezik Meijering (1984) megfigyelésével, mértéke viszont kisebb, mint a Johanson és Berger (2003) által közölt, miszerint az üszők közel 5-ször nehezebben ellenének mint a tehenek. Jelen vizsgálatunkban a könnyen, segítség nélkül ellő tehenek aránya 10%-kal volt több mint az üszők aránya. Az üszők medence mérete még nem fejlődött ki, vagy korosabb üszők esetleges elzsírosodása is okozhat gyakoribb nehézellést a korcsoportban (Meijering, 1984; Fuerst és Egger-Danner, 2003).

A második és harmadik ellésből azonos nehézséggel születtek meg a borjak, s az ellések sorszámának növekedésével az ellés lefolyása egyre könnyebb (5. táblázat). A 7. ellésig vizsgálva a magyartarkában nem találtunk a nehézellés növekedésére utaló jelenséget. Számos szerző megállapításaival egyezik meg ez a jelenség (Brinks és mtsai, 1973; Burfening és mtsai, 1978a), Fiedlerová és mtsai (2008) viszont a második ellés során találták legkönnyebbnek az ellés lefolyását, azt követően a nehézellés gyakoriságának növekedéséről számoltak be a cseh holstein-fríz szarvasmarhák esetében.

5. táblázat

Az ivar és az ellés sorszámának hatása az ellés lefolyására

Megnevezés (1)		Egyedszám (2)	Legkisebb négyzetes átlag (3)	Az átlag szórása (4)
a borjú ivara (5)	bika (6)	9508	1,77a	0,007
	üsző (7)	9424	1,70b	0,007
az ellés sorszáma (8)	1.	5758	1,92a	0,008
	2.	4444	1,77b	0,009
	3.	3264	1,76b	0,011
	4.	2398	1,70c	0,012
	5.	1622	1,68c	0,020
	6.	953	1,65c	0,020
	7.	493	1,65c	0,020

Megjegyzés: a–c: a különböző betűvel jelzettek $P < 0,05$ szinten különböznek megnevezésen belül (9)

Table 5.: The effect of sex and parity on calving ease score

item (1), number of individuals (2), least-squares means (3), standard error (4), sex of the calf (5), male (6), female (7), parity (8), a–c: means with different letters differ at $P < 0,05$ (9)

Az üszők ellésének lefolyására becsült (ko)variancia komponenseket és azok hányadosait a 6. táblázat tartalmazza. Vizsgáltuk az ellés lefolyásának eredeti és kódolt értékeire becsült paramétereket az alapmodellben és a vemhességi idővel kiegészített modellben. A becsült varianciakomponensek normál eloszlásúak, az átlag és medián értékei között a harmadik, vagy kisebb tizedes értékben van eltérés. Az üsző elléslefolyásának egyedi h^2 értéke az alapmodellel becsülve az eredeti pontszámon 0,041, a vemhességgel kiegészített modellben 0,051. Mindkét érték szimmetrikusnak tekinthető, s 95%-os valószínűséggel különbözik nullától. Az egyedi és az anyai genetikai korreláció a két modellben eltérő. Az alapmodellben 0,0002, pozitív, a vemhességi idő figyelembevételével viszont nullától nem különbözik. A normalizált elléslefolyás pontszámokon becsült paraméterek eloszlása is normál, az egyedi h^2 érték csak harmadik tizedes értékben tér el a nem normalizált adatokon becsült értéktől az alapmodell esetében. A vemhességi napok számával bővített modellben 0,003 az eltérés. A vemhességi időre való korrekció mindkét esetben növelte az egyedi h^2 értéket. Az egyedi-genetikai korreláció viszont a bővített normalizált modellben negatív. A hibavariancia a vemhességi idő figyelembevételével csökkent, a h^2 érték nőtt, ami alapján javasolható a hatás modellbeli használata. Az anyai h^2 érték minden esetben magasabb volt, mint az

Az üszők ellés lefolyásának (ko)variancia komponensei és varianciahányadosai

Modell (1)	Kód (2)	Megnevezés (3)	Varianciakomponensek (4)				Hányadosok (5)			
			egyedi genetikai (6)	anyai genetikai (7)	kovarian- cia (9)	tenyészet- év (10)	hiba (11)	egyedi h ² (12)	anyai h ² (13)	r ² _{g egyedi-anyai} (14)
alap (16)	eredeti (18)	átlag (20)	0,0381	0,0529	0,000008	0,3266	0,4994	0,041	0,053	0,00018
		medián	0,0377	0,0526	0,000008	0,3236	0,4995	0,041	0,053	0,00019
		h1 (21)	0,0381	0,0529	0,000005	0,3262	0,4993	0,041	0,053	0,00011
		h2 (22)	0,0382	0,0530	0,000011	0,3269	0,4997	0,041	0,053	0,00024
alap+ vem (17)		átlag	0,0462	0,0616	-0,000002	0,3222	0,4852	0,051	0,062	0,00011
		medián	0,0463	0,0613	0,000000	0,3208	0,4875	0,050	0,061	0,00000
		h1	0,0462	0,0615	0,000021	0,3218	0,4848	0,051	0,062	-0,00001
		h2	0,0463	0,0617	0,000016	0,3226	0,4854	0,052	0,062	0,00023
alap	norma- lizált (19)	átlag	0,0383	0,0472	0,000012	0,3448	0,4857	0,042	0,051	0,00025
		medián	0,0391	0,0471	0,000000	0,3420	0,4856	0,042	0,051	0,00000
		h1	0,0383	0,0471	0,000005	0,3441	0,4855	0,042	0,051	0,00009
		h2	0,0384	0,0472	0,000019	0,3455	0,4858	0,042	0,051	0,00041
alap+ vem		átlag	0,0439	0,0584	0,000022	0,3415	0,4726	0,048	0,058	-0,00041
		medián	0,0439	0,0580	0,000000	0,3386	0,4727	0,048	0,058	0,00000
		h1	0,0439	0,0583	0,000025	0,3411	0,4725	0,048	0,058	-0,00048
		h2	0,0440	0,0585	0,000018	0,3418	0,4728	0,048	0,058	-0,00034

Table 6: The (co)variance components and ratios of heifer calving ease score

model (1), score (2), item (3), variance component (4), ratios (5), direct genetic (6), maternal genetic (7), covariance (9), herd-year (10), error (11), direct h² (12), maternal (13), r_g direct-maternal (14), basic (16), basic+gestation length (17), raw score (18), normalized (19), mean (20), lower confidence limit (21), upper confidence limit (22)

egyedi h^2 érték. Ugyanezen statisztikai modellel (maximum likelihood, Gibbs sampling) becsülve Jamrozik és mtsai (2005) hasonló különbséget tapasztaltak az anyai öröklődhetőség javára. A normalizálással a hibavariancia csökkent, a tenyésztés-év varianciája nőtt, összességében a h^2 érték nem növekedett, több szerző számításával ellentétben. Djemali és mtsai (1987) a h^2 érték 0,061-ről 0,147-re való növekedéséről számolt be. Abdel-Azim és Berger (1999) viszont a megfigyelt ellés lefolyási adatok logaritmikus vagy Snell transzformációjával becsült h^2 értéket nem találták magasabbnak.

A másodiktól a hetedik ellésig figyelembe vett ellések lefolyásának egyedi öröklődhetősége alacsonyabb volt (0,017) mint az üszők ellésekor megállapított öröklődhetőség (0,041) (7. táblázat). Ez megegyezik Fürst és Egger-Danner (2003) valamint Steinbock és mtsai (2003) eredményeivel is. Az anyai h^2 érték, habár a tehenek esetében is nagyobb mint az egyedi h^2 érték, nem éri el az üszők anyai h^2 értékét (0,053). A vemhesség figyelembevételével az anyai öröklődhetőségi érték ezrednyi mértékben változott, az egyedi és az anyai ellés lefolyása tenyésztési érték közötti korreláció előjele megváltozott. Normalizálással nőtt a genetikai és az azonosított környezeti variancia, s csökkent a hibavariancia, de az egyedi h^2 érték a harmadik tizedes értékig nem változott, az anyai h^2 érték is mindössze 0,001-del. A becsült értékek szimmetrikusak. A vemhességi idő hosszának ismerete az egyedi genetikai különbségek és az egyedi h^2 érték növekedésével járt.

Az egyedi-anyai korreláció a szemlézett esetek többségében mind az üszők, mind a tehenek esetében negatív, ami antagonizmusra utal. Jelen tanulmány az üszők esetében ezt a jelenséget a normalizált adatokon, a vemhességi idővel kiegészített modellben, a tehenek vizsgált eseteinek többségében az antagonizmust támasztotta alá. A negatív egyedi-anyai korreláció oka Meijering (1984) szerint az, hogy azok a borjak, melyek könnyen megszületnek, kisebb súlyúak, előnyösebb a vázmorfológiájuk, viszont tehenekként már nehezen ellik meg borjaikat.

Az osztrák tarka állományon becsült egyedi genetikai varianciahányad mind a tehenek, mind az üszők esetében magasabb volt (Fürst és Egger-Danner, 2003), az anyai genetikai varianciahányadosok viszont csak a második tizedesjegyben térnek el, 1–1 századdal. A hazai állományban vagy kisebb a genetikai különbség az egyedek között, vagy a hazai adatfelvételezés megbízhatósága kisebb.

A fitness tulajdonságok alapvető alacsony öröklődhetőségi értéke mellett, az ellés lefolyásának alacsony h^2 értékét a tulajdonság kategorikus jellege és az esetleges szubjektív adatfelvételezés okozhatja.

Több ország a borjak születési súlyát is figyelembe veszi az ellés lefolyása értékelésekor. A születési súly optimális értékének meghatározása cél. A nagy súly a nehézellés gyakoriságát növeli, Meijering (1984) szerint akár 50%-ban is felelős a nehézellés variabilitásáért, ugyanakkor a nagyobb borjú növekedési erélye is nagyobb. Philipsson és mtsai (1979) szerint a nehézellés és a vemhességi idő közötti genetikai korreláció 0,3, a nehézellés és a születési súly között 0,9, a születési súly és a vemhességi idő között pedig 0,5. Tehát ha a születési súly nem áll rendelkezésre, akkor a vemhességi idő részben kiválthatja a születési súlyt.

Ezen megfontolásokból az ellés lefolyásának normalizált értékét javasoljuk tenyésztési értékre, a vemhességi idővel kiegészített modellel. Az így számított egyedi tenyésztési értékeket mutatja be a 3. ábra. 2000 és 2009 között egyre könnyebben ellettek mind az üszők, mind a tehenek, annak ellenére, hogy a

7. táblázat

A tehének ellés lefolyásának (ko)variancia komponensei és varianciahányadosai

Modell (1)	Kód (2)	Megne- vezés (3)	Varianciakomponensek (4)						Hányadosok (5)			
			egyedi genetikai (6)	anyai geneti- kai (7)	anyai perma- nens (8)	kovari- ancia (9)	tenyé- szet-év (10)	hiba (11)	egyedi h ² (12)	anyai h ² (13)	r _g egyedi-anyai (14)	R (15)
alap (16)		átlag (20)	0,0161	0,0230	0,0113	0,000007	0,4477	0,4710	0,017	0,023	-0,0003	0,028
		medián	0,0164	0,0229	0,0112	0,000000	0,4448	0,4710	0,017	0,023	0,0000	0,029
		h1 (21)	0,0161	0,0229	0,0112	0,000008	0,4473	0,4709	0,017	0,023	-0,0004	0,028
		h2 (22)	0,0162	0,0230	0,0113	0,000006	0,4481	0,4711	0,017	0,023	-0,0003	0,028
alap+ vem (17)	eredeti (18)	átlag	0,0162	0,0210	0,0124	0,000004	0,4484	0,4704	0,017	0,022	0,0002	0,029
		medián	0,0161	0,0213	0,0124	0,000000	0,4456	0,4703	0,017	0,022	0,0000	0,029
		h1	0,0162	0,0210	0,0124	0,000003	0,4480	0,4703	0,017	0,022	0,0001	0,029
		h2	0,0163	0,0210	0,0125	0,000006	0,4488	0,4705	0,017	0,022	0,0002	0,029
alap		átlag	0,0167	0,0238	0,0143	0,000008	0,4593	0,4583	0,017	0,024	-0,0004	0,032
		medián	0,0170	0,0237	0,0144	0,000000	0,4563	0,4582	0,017	0,024	0,0000	0,032
		h1	0,0167	0,0238	0,0143	-0,00001	0,4589	0,4582	0,017	0,024	-0,0005	0,032
		h2	0,0168	0,0238	0,0144	0,000007	0,4597	0,4584	0,017	0,024	-0,0003	0,032
alap+ vem	norma- lizált (19)	átlag	0,0195	0,0237	0,0142	-0,00001	0,4589	0,4558	0,020	0,024	-0,0005	0,035
		medián	0,0197	0,0234	0,0147	0,000000	0,4560	0,4557	0,020	0,024	0,0000	0,035
		h1	0,0195	0,0234	0,0141	0,000013	0,4585	0,4557	0,020	0,024	-0,0006	0,035
		h2	0,0196	0,0238	0,0142	0,000011	0,4593	0,4558	0,020	0,024	-0,0005	0,035

Table 7: The (co)variance components and ratios of cow calving ease score as in Table 6. (1-7, 9-14, 16-22), maternal permanent (8), repeatability (15)

hazai állományban mesterséges szelekció nem folyt, s ez a javulás, a természetes szelekció mellett, az osztrák importált bikák használatának is tulajdonítható. A trend az egyedi ellés lefolyás tenyésztértékét mutatja be. Pollak és Freeman (1976) ajánlása szerint a későbbi nemzedékekben a nehézellés gyakorisága lényegesen nem nő, ha csak az egyedi tenyésztértékre végezzük a szelekciót. A hazai állományban az antagonizmus mértéke igen laza ($-0,0004$ az üszők, $-0,0005$ a tehenek esetében). Az üszők és tehenek elléslefolyásának trendje csökkenő, a két korcsoporton becsült tenyésztérték közötti korreláció laza, $0,2$, igazolva azt, hogy a két korcsoportban indokolt külön-külön tenyésztértéket becsülni, azokat külön tulajdonságként értékelni.

3. ábra: A normalizált elléslefolyás tenyésztértékének változása (2000–2009)

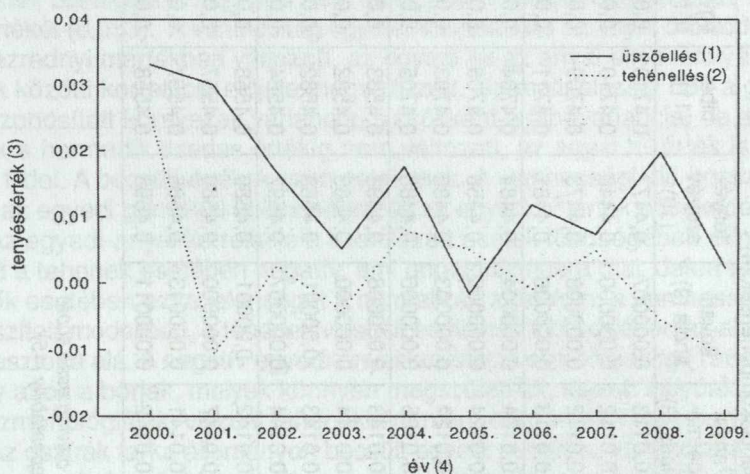


Fig. 3: The change of calving ease score breeding values over the years of 2000 and 2009 heifer calving (1), cow calving (2), breeding value (3), year (4)

A holtellést a jelen tanulmányban nem vizsgáltuk. A holtellés és az ellés lefolyása között Steinbock és mtsai (2003) $0,8$ -as genetikai korrelációt találtak. A témáról részletes ismertetést közöltek Szűcs és mtsai (2009). Ausztriában a két tulajdonságot együtt értékelik (Fuerst és Egger-Danner, 2003), mely felveti a hazai vonatkozású értékelés igényét is.

Egy tulajdonság szelekciós indexbe való illesztéséhez a tulajdonság gazdasági értékének meghatározása szükséges. A hazai holstein-fríz fajta funkcionális tulajdonságainak (klinikai tőgygyulladás, ellés lefolyása, üszők fogamzóképesége stb.) gazdasági súlyát a teljes tenyésztérték indexben Komlósi és mtsai (2010) $0,5$ – 2% közöttinek találták. Ez megegyezik az osztrák szimmentáli fajtában számítottal, de indokolt ezt a magyartarka fajta esetében is kiszámítani. Gazdasági súly hiányában tájékoztató jellegű közlése érdemes. Egy új szelekciós tulajdonság bevezetése, a korábbi indexben szereplő tulajdonságok szelekciós intenzitásának csökkenésével jár, aminek mértékét az új tulajdonság gazdasági súlya és a többi indexalkotó közötti korrelációja határozza meg. Az osztrák és német bikák

tenyészkiválasztásában az ellés lefolyása szelekciós szempont, s a hazai állományban, a tulajdonságra való szelekció nélkül is, az import apaállatok használatával javul az ellés lefolyása. A hazai üszők 85,5%-a, a tehének 93,3%-a ellik könnyen (1., 2. ellés lefolyása pontszámmal). Az üszők termékenyítésére – gazdasági súly hiányában is –, amennyiben hazai tenyésztésű apaállatokat használnak, indokolt azok elléslefolyás tenyésztértékét figyelembe venni.

IRODALOM

- Abdel-Azim, G.A. – Berger, P.J. (1999): Properties of threshold model predictions. *J. Anim. Sci.*, 77. 582–590.
- Bellows, R. A. – Short, R. E. – Anderson, D. C. – Knapp, B. W. (1971): Cause and effect relationships associated with calving difficulty and calf birth weight. *J. Anim. Sci.*, 33. 407–415.
- Brinks, J.S. – Olson, J.E. – Carroll, E.J. (1973): Calving difficulty and its association with subsequent production in Herefords. *J. Anim. Sci.*, 36. 11–17.
- Burfening, P.J. – Kress, D.D. – Friedrich, R.L. – Vaniman, D.D. (1978a): Calving ease and growth rate of Simmental-sired calves. I. Factors affecting calving ease and growth rate. *J. Anim. Sci.*, 46. 922–929.
- Burfening, P.J. – Kress, D.D. – Friedrich, R.L. – Vaniman, D.D. (1978b): Phenotypic and genetic relationships between calving ease, gestation length, birth weight and preweaning growth. *J. Anim. Sci.*, 47. 595–600.
- Carnier, P. – Albera, A. – dal Zotto, R. – Groen, A.F. – Bona, M. – Bittante, G. (2000): Genetic parameters for direct and maternal calving ability over parities in Piedmontese cattle. *J. Anim. Sci.*, 78. 2532–2539.
- Cole, J. B. – Wiggans, G. R. – VanRaden, P. M. – Miller, R. H. (2007): Stillbirth (co)variance components for a sire-maternal grandsire threshold model and development of a calving ability index for sire selection. *J. Dairy Sci.*, 90: 2489–2496.
- Cue, R.I. – Hayes, J.F. (1985): Correlations of various direct and maternal effects. *J. Dairy Sci.*, 68. 374–381.
- Dematawewa, C.M.B. – Berger, P.J. (1997): Effect of dystocia on yield, fertility, and cow losses and an economic evaluation of dystocia scores for Holsteins. *J. Dairy Sci.*, 80. 754–761.
- Djemali, M. – Berger, P.J. – Freeman, A.E. (1987): Ordered categorical sire evaluation for dystocia in Holsteins. *J. Dairy Sci.*, 70. 2374–2384.
- Druet, T. (2002): Estimation of additive and dominance genetic variances with Method R. PhD Thesis, Faculte Univ. des Sci. Agronomiques de Gembloux, Belgium. Cit in: Fuerst, C. – Egger-Danner, C. (2003)
- Falconer, D.S. (1989): Introduction to quantitative genetics. 3rd edition. Longman Scientific and Technical. Burnt Mill, Harlow
- Farkas, J. – Čurik, I. – Csató, L. – Csörnyei, Z. – Baumung, R. – Nagy, I. (2007): Bayesian inference of inbreeding effects of litter size and gestation length in Hungarian Landrace and Hungarian Large White pigs. *Livest. Sci.*, 112. 109–1114.
- Foote, R.H. (1981): Factors affecting gestation length in dairy cattle. *Theriogenology*, 15. 6. 553–559.
- Fiedlerova, M. – Řehák, D. – Vacek, M. – Volek, J. – Fiedler, J. – Šimeček, P. – Mašata, O. – Jilek, F. (2008): Analysis of non-genetic factors affecting calving difficulty in the Czech Holstein population. *Czech J. Anim. Sci.*, 53. 7. 284–291.
- Friedli, U. (1965): Häufigkeit der einzelnen Geburtsstörungen beim Rind unter schweizerischen Praxisverhältnissen. *Schweiz. Arch. Tierheilkd.*, 197. 497–532.
- Fuerst, C. – Egger-Danner, C. (2003): Multivariate evaluation for calving ease and stillbirth in Austria and Germany. *Interbull Bulletin*, 31. 47–51.
- Goeneveld, E. (1990): Pest Users's Manual. Institute of Animal Husbandry and Animal Behaviour, Neustadt
- Goeneveld, E. – Kovac, M. – Mielenz, N. (2008): VCE User's Guide and Reference Manual Version 6.0. Institute of Farm Animal Genetics. Mariensee.
- Hansen, M. – Lund, M.S. – Pedersen, J. – Christensen, L.G. (2004a): Genetic parameters of calving traits at first and second calving in Danish Holsteins. *Proc EAAP, G2*. 7. 1–5.

- Hansen, M. – Lund, S. – Pedersen, J. – Christensen, L.G. (2004b): Genetic parameters for stillbirth in Danish Holstein cows using a Bayesian threshold model. *J. Dairy Sci.*, 87. 706–716.
- Heringstad, B. – Chang, Y.M. – Svendsen, M. – Gianola, D. (2007): Genetic analysis of calving difficulty and stillbirth in Norwegian Red cows. *J. Dairy Sci.*, 90. 3500–3507.
- Hickey, J.M. – Keane, M.G. – Kenny, D.A. – Cromie, A.R. – Amer, P.R. – Veerkamp, R.F. (2007): Heterogeneity of genetic parameters for calving difficulty in Holstein heifers in Ireland. *J. Dairy Sci.*, 90. 3900–3908.
- Hoeschele, I. (1988): Comparison of maximum posteriori estimation and quasi best linear unbiased prediction with threshold characters. *J. Anim. Breed. Genet.*, 105. 5. 337–361.
- Jamrozik, J. – Fatehi, J. – Kistemaker, G.J. – Schaeffer, L.R. (2005): Estimates of genetic parameters for Canadian Holstein female reproduction traits. *J. Dairy Sci.*, 88. 2199–2208.
- Johanson, J.M. – Berger, P.J. (2003): Birth weight as a predictor of calving ease and perinatal mortality in Holstein cattle. *J. Dairy Sci.*, 86. 3745–3755.
- Kirkpatrick, B.W. (1999): Genetics and biology of reproduction in cattle. In: Fries, R. – Ruvinsky, A. (Eds.) *The genetics of cattle*. 391–410. p. CABI Publishing. Wallingford
- Koger, M. – Mitchell, J.S. – Kidder, R.W. – Burns, W.C. – Hentges, J.F.Jr. – Warnick, A.C. (1967): Factors influencing survival in beef calves. *J. Anim. Sci.*, 26. 205. Abstr.
- Komlósi, I. – Wolfóvá, M. – Wolf, J. – Farkas, B. – Szendrei, Z. – Béri, B. (2010): Economic weights of production and functional traits for Holstein-Friesian cattle in Hungary. *J. Anim. Breed. Genet.* (megjelenés alatt)
- Luo, M.F. – Boettcher, P.J. – Dekkers, J.C.M. – Schaeffer, L.R. (1999): Bayesian analysis for estimation of genetic parameters of calving ease and stillbirth for Canadian Holsteins. *J. Dairy Sci.*, 82. 1848.
- Matilainen, K. – Mrode, R. – Strandén, I. – Thompson, R. – Mantysaari, E.A. (2009): Linear-threshold animal model for birth weight, gestation length and calving ease in the United Kingdom Limousin beef cattle data. *Livest. Sci.*, 122. 143–148.
- Maturana, E.L. – Ugarte, E. – Gonzales-Recio (2007): Impact of calving ease on functional longevity and herd amortization costs in Basque Holsteins using survival analysis. *J. Dairy Sci.*, 90. 4451–4457.
- McGuirk, B.J. – Forsyth, R. – Dobson, H. (2007): Economic costs of difficult calvings in the United Kingdom dairy herd. *The Veterinary Record*, 161. 685–697.
- McGuirk B.J. – Going I. – Gilmour A.R. (1999): The genetic evaluation of UK Holstein Friesian sires for calving ease and related traits. *Anim. Sci.*, 68. 413–422.
- Meijering A. (1984): Dystocia and stillbirth in cattle – a review of causes, relations and implications. *Livest. Prod. Sci.*, 11. 143–177.
- Micke, G.C. – Sullivan, T.M. – Soares Magalhaes, R.J. – Rolls, P.J. – Norman, S.T. – Perry, V.E.A. (2010): Heifer nutrition during early- and mid-pregnancy alters fetal growth trajectory and birth weight. *Anim. Reprod. Sci.*, 117. 1–10.
- Morrison, D.G. – Williamson, W.D. – Humes, P.E. (1986): Estimates of heritabilities and correlations of traits associated with pelvic area in beef cattle. *J. Anim. Sci.*, 63. 432–437.
- Muir, B.L. – Fatehi, J. – Schaeffer, L.R. (2004): Genetic relationships between persistency and reproductive performance in first-lactation Canadian Holsteins. *J. Dairy Sci.*, 87. 3029–3037.
- Patterson, D.J. – Bellows, R.A. – Burfening, P.J. – Carr, J.B. (1987): Occurrence of neonatal and postnatal mortality in range beef cattle. I. Calf loss incidence from birth to weaning, backward and breech presentations and effects of calf loss on subsequent pregnancy rate of dams. *Theriogenology*, 28. 557–571.
- Philipsson, J. (1976a): Studies on calving difficulty, stillbirth and associated factors in Swedish cattle breeds. III. Genetic parameters. *Acta Agric. Scand.*, 26. 211–220.
- Philipsson, J. (1976b): Studies on calving difficulty, stillbirth and associated factors in Swedish cattle breeds. V. Effects of calving performance and stillbirth in Swedish Friesian heifers on productivity in subsequent lactation. *Acta Agric. Scand.*, 26. 230–234.
- Philipsson, J. (1977): Calving performance and calf mortality. *Livest. Prod. Sci.*, 3. 319–331.
- Philipsson, J. – Foulley, J.L. – Lederer, J. – Liboriussen, T. – Osinga, A. (1979): Sire evaluation standards and breeding strategies for limiting dystocia and stillbirth. Report of an E.E.C./E.A.A.P. Working Group., 6. 111–127.
- Phocas, F. – Laloe, D. (2003): Evaluation models and genetic parameters for calving difficulty in beef cattle. *J. Anim. Sci.*, 81. 933–938.
- Pollak, E.J. – Freeman, A.E. (1976): Parameter estimation and sire evaluation for dystocia and calf size in Holsteins. *J. Dairy Sci.*, 59. 1817–1824.

- Pool, M.H. – Janss, L.L.G. – Meuwissen, T.H.E. (2000): Genetic parameters of Legendre polynomials for first parity lactation curves. *J. Dairy Sci.*, 83. 2640–2649.
- Proudfoot, K.L. – Huzzey, J.M. – von Keyserlingk, M.A.G. (2009): The effect of dystocia on the dry matter intake and behavior of Holstein cows. *J. Dairy Sci.*, 92. 4937–4944.
- SAS Institute Inc. (2004) SAS/STAT R User's Guide, Version 9.1 SAS Institute Inc., Cary, NC.
- Silva, H.M. – Wilcox, C.J. – Thatcher, W.W. – Becker, R.B. – Morse, D. (1992): Factors affecting days open, gestation length, and calving interval in Florida dairy cattle. *J. Dairy Sci.*, 75. 288–293.
- Sloss, V. – Johnston, D.E. (1967): The causes and treatment of dystocia in beef cattle in Western Victoria. 2. Causes, methods of correction and maternal death rates. *Aust. Vet. J.*, 43. 13–21.
- Stefler, J. – Holló, I. – Iváncsics, J. – Dohy, J. – Boda, I. – Bodó, I. – Nagy, N. (1995): Szarvasmarhatenyésztés. In: Horn, P. (szerk.), Állattenyésztés 1., Mezőgazda Kiadó, Budapest
- Steinbock, L. – Nasholm, A. – Berglund, B. – Johansson, K. – Philipson, J. (2003): Genetic effects on stillbirth and calving difficulty in Swedish Holsteins at first and second calving. *J. Dairy Sci.*, 86. 2228–2235.
- Szűcs, E. – Ciszter, L. – Bozkurt, Z. (2009): A halvaszületés és a nehézellés elleni szelekció lehetőségei. *Holstein Magazin*, 17. 6. 33–35.
- Tong, A.K.W. – Wilton, J.W. – Schaeffer, L.R. (1977): Application of a scoring procedure and transformations to dairy type classification and beef ease of calving categorical data. *Can. J. Anim. Sci.*, 57. 1–5.
- Van Pelt, M. (2007): Analysis of Hungarian calving ease data with focus on feasibility of a genetic evaluation. Report, Ref.: IRI/07.0232/MvP/MB. Budapest, 16.
- Varona, L. – Misztal, I. – Bertrand, J.K. (1999): Threshold-linear versus linear-linear analysis of birth weight and calving ease using an animal model: I. Variance component estimation. *J. Anim. Sci.*, 77. 1994–2002.
- Wiggans, G.R. – Misztal, I. – Van Tassell, C.P. (2002): Calving ease (co)variance components for a sire-maternal grandsire threshold model. *J. Dairy Sci.*, 86. 1845–1848.
- Williams, K.R. (1968): A study of dystocia in heifer (Primipara). *Vet. Rec.*, 83. 87–97.

KÖSZÖNETNYILVÁNÍTÁS

Köszönetünket fejezzük ki dr. Béri Bélának a kézirat előzetes lektorálásáért és a szakmai nyelvhelyességre vonatkozó tanácsaiért.

Érkezett: 2010. február

A szerzők címe: Komlósi, I.

Authors' address: Debreceni Egyetem

University of Debrecen Faculty of Agricultural and Food Sciences and

Environmental Management

H-4032 Debrecen, Böszörményi út 138.

Húth, B.

Magyartarka Tenyésztők Egyesülete

Association of Hungarian Simmentaler Breeders

H-7150 Bonyhád, Zrínyi út 3.