

A MAGYARTARKA HOLTELLÉSÉNEK ELEMZÉSE

KOMLÓSI ISTVÁN – HÚTH BALÁZS

ÖSSZEFOGLALÁS

A szerzők célja a magyartarka fajta üszőkori és tehénkori ellés lefolyásának és holtellésének paraméterbecslése, tenyésztérbecslése lineáris és threshold (küszöb) modellel, Bayes becsléssel, Gibbs mintavételezéssel. 2000 és 2009 között felvételezett 33 654 ellést értékelt. A két tulajdonságra apa-anyai nagyapa modellil illesztettek. A modellben a genetikai hatások mellett a tenyészet-év, ellés éve-hónapja, a laktáció sorszáma-ivar, az állandó környezet, a vemhességi idő, a borjazási életkor szerepelt. A fajtában a holtellés gyakorisága a vizsgált évek átlagában 12,9% volt, csökkenő tendenciájában csökkent. Az első elléskor a borjak 15,2%-a, a további ellésekben 11,8 %-a született holtan. Az üszőellésben a korai tenyésztésbevitel hátrányosan hatott az élve született borjak arányára. A 24 hónapnál fiatalabb korban ellő üszőknél 18% feletti volt a holtellési arány, ezt követően csökkent. A bikaborjak nagyobb arányban, 2,76-szor nagyobb valószínűséggel ($p < 0,001$) születtek holtan mint az üszőborjak. A harmadik elléskor alacsonyabb, majd ismét nőtt a holtan születettek aránya. Nyáron született a legtöbb borjú élve (88,1%), s télen a legkevesebb (86,2%). A 265 napnál rövidebb idejű vemhességnél a holtellés 52%-os volt. Az üszők ellés lefolyása közvetlen h^2 értékének marginális posteriori középértékét 0,09-nek, az anyai h^2 értékét 0,23-nak becsültük. A tehének elléslefordására szintén magasabb h^2 értékeket állapítottunk meg a küszöb modellel (0,03 és 0,13). Az üszők holtellésének marginális posteriori közvetlen h^2 értéke 0,047 volt, az anyai h^2 értéke pedig 0,053. A tehének elléséből becsült h^2 értékek 0,019 és 0,029 voltak. Az üszők ellés lefolyása és holtellési hajlama között szoros pozitív összefüggést állapítottunk meg (0,71), míg a kapcsolat a tehének esetében közepes (0,43) volt. Annak ellenére, hogy a holtellés tenyésztérbecslésben tapasztalható csökkenés, indokolt a tulajdonság indexbe foglalása, arra közvetlen szelekció alkalmazása, amit nem csak gazdasági, hanem állatjóléti szempontok is indokolnak.

SUMMARY

Komlósi, I. – Húth, B.: THE CHARACTERISTICS OF STILLBIRTH IN THE HUNGARIAN FLECKVIEH CATTLE BREED

The aim of the study was to estimate genetic parameters and breeding values for calving ease and stillbirth rate in the Hungarian Fleckvieh for heifers and cows by linear and threshold models. Bayes procedure was used by Gibbs sampling in sire-maternal grandsire model. The 33654 calves were born between 2000 and 2009. In addition to the genetic effects, heard-year, calving year-month, lactation-sex of the calf, permanent environment, gestation length, and calving age were included in the model. The frequency of stillbirth decreased during the years, it was 12.9% on average. Stillbirth rate was 15.2% in heifers's calving and 11.8 % at later calvings. Early breeding unfavourably affected the calf's liveborn rate. Heifers that calved earlier than 24 month of age had more than 18% stillbirth. Stillbirth rate among bull calves was 2.76 times higher ($p < 0.001$) than among females. Stillbirth rate decreased by the third calving, then increased again. More calves were born alive during the summer (88.1%) than during the winter (86.2%). Rate of stillbirth was 52% in gestations shorter than 265 days. Marginal posteriori mean for direct h^2 of calving ease was 0.09 and the maternal h^2 was 0.23 for heifers in threshold models. Also higher heritabilities were obtained for cows by the threshold models, 0.03 for direct and 0.13 for maternal effects. Marginal posteriori mean direct h^2 was 0.047, the maternal h^2 was 0.053 for heifers' stillbirth rate. The same parameters were 0.019 and 0.029 for cows. Genetic correlation between calving ease and stillbirth was 0.71 for heifers, for cows it was 0.43. Despite the decreasing tendency in stillbirth breeding value over the years, the inclusion of the trait in selection index and direct selection for the trait is advisable for economic reasons and animal welfare aspects also need to be considered.

BEVEZETÉS ÉS IRODALMI ÁTTEKINTÉS

Holtellésen a halva született, vagy a 48 órán belül elhullott borjút értjük (*Philipsson és mtsai*, 1979). Az esetek fele nehézzelésre, harmada fejlődési rendellenességre és más még nem ismert okokra vezethető vissza (*Berglund és mtsai*, 2003). A holtellés nem csak borjúvesztést jelent, a holtellő tehenek involúciója is rendellenes (*Stevenson és Call*, 1988), később ivarzanak és fogamzanak, nagyobb eséllyel (+41%) selejteződnek vagy hullanak el (*Bicalho és mtsai*, 2007). Az ilyen tehenek tejtermelése a laktáció első 60 napjában kevesebb (*Berry és mtsai*, 2007). Az USA-ban a holtellés az 1985-ös 9,5%-os arányról 1996-ra 13,2%-ra nőtt, s évente a tejelő ágazatban 125 millió dollár veszteséget okoz, ami miatt az utánpótlási költség 76 millió dollárral emelkedett a nevezett időszakban (*Meyer és mtsai*, 2001a). Hazai számítások nem ismertek. A holtellésekből eredő gazdasági veszteségek csökkentésének lehetőségeit *Szenci és mtsai* (2009a, 2009b, 2009c) több közleményében taglalta, felméréseik szerint az üszőellések során hazánkban is megemelkedett a halvaszületések előfordulása (12,3%). A húztatás időtartama pl. nem lehet több mint 2–3 perc, ellenkező esetben jelentősen megnövekedhet a súlyos fokúan respiratorikus-metabolikus acidózisban született borjak aránya, ami halvaszületéshez vezethet. A halvaszületések elleni küzdelemben az újszülött borjú vitalitásának megállapítása alapvető az ellést levezetők számára, amit különböző beavatkozások követnek. Az ellés utáni időszak legfőbb veszteségi forrása a nem megfelelő immunglobulinellátottságból és környezeti higiénia elégtelenségéből származó kórokozók által okozott bélgyulladás.

Míg az ellés lefolyására több országban végeztek tenyésztértékbecslést, az ellés lefolyása és a holtellés között feltételezett magas genetikai korreláció miatt, a holtellésre nem (*Luo és mtsai*, 1999). A holtellés gyakoriságának növekedése viszont szükségessé tette e tulajdonságra is a tenyésztértékbecslést, s ezt indokolta az ivadékcsoportok közötti nagy aránybeli különbség is. Egyes apák ivadékcsoportjaiban nem, más apákéban akár 40%-os holtellés is megfigyelhető (*Luo és mtsai*, 1999). A holtan született borjak közel fele nem nehézzelésből születik, ami szintén indokolja e két tulajdonság külön-külön való értékelését (*Philipsson*, 1996).

A vemhességi idő növekedése (265 és 295 nap között) kedvez a borjú életbenmaradásának (*Meyer és mtsai*, 2001a). Jellemző az évenkénti, évszakonkénti, tenyészetenkénti eltérés is. Fajtánként is kimutatható különbség tapasztalható. Az USA-ban a jersey ellések 5,1%-ában, a holstein ellések 6,7%-ában, Dániában és Svédországban a holstein ellések 10%-ában jeleztek holtellést (*Cole és mtsai*, 2007b, *Hansen és mtsai*, 2004b). A szimentáli fajtánál Ausztriában 3,2%-ról számoltak be *Fuerst és Egger-Danner* (2003).

A tulajdonságra lineáris (*Luo és mtsai*, 1999; *Meyer és mtsai*, 2001b) és küszöb modell (*Hansen és mtsai*, 2004b; *Cole és mtsai*, 2007b) illesztése is elfogadott gyakorlat. A modell minden esetben apa-anyai nagyapa modell. Kanada a holstein-fríz fajta reprodukciós tulajdonságainak értékelésére, mely tartalmazza a holtellést is, lineáris modellt alkalmaz (*Jamrozik és mtsai*, 2005). A szimentáli fajta ellés lefolyásának és holtellésének tenyésztértékbecslésére 1990 óta Ausztria és Németország lineáris modellt alkalmaz (*Fuerst és Egger-Danner*, 2003). A tulajdonságra a küszöb modell illesztése pontosabb, a lineáris modell mellett a kisebb számításigény szólhat.

A holtein-fríz fajta üszőellésében gyakoribb a holtellés előfordulása, s az üszők a bikaborjakat ellik holtan, a tehenek pedig az üszőket nagyobb gyakorisággal (Meyer és mtsai, 2001a; Bicalho és mtsai, 2007). Ez utóbbi megerősíti Thompson és mtsai (1983) megfigyeléseit, kik szerint nagyobb méretű borjak az üszőellésből nagyobb valószínűséggel holtan születnek, a kisebb méretűek pedig a tehénelésből érik meg kisebb eséllyel a második életnapot. Az üszők és tehenek holtellése közötti 1-nél kisebb korreláció a két korcsoport külön értékelését indokolja (Philipson és mtsai, 2006). Harbers és mtsai (2000) 0,52-es, Steinbock és mtsai (2003) 0,45-ös, Wiggans és mtsai (2008) 0,83-as korrelációt számítottak az üszők és tehenek holtellése között.

A tulajdonságra különböző modellekkel becsült genetikai paramétereket az 1. táblázatban mutatjuk be. Az üszőelléskor a közvetlen h^2 érték nagyobb (0,001–0,14) mint a tehénelés esetében (0,006–0,04). A közvetlen hatás a borjú hatását jelenti a megszületésre, az anyai hatás pedig, az anya hatását jelenti a borja megszületésére. A közvetlen h^2 érték nem minden esetben nagyobb mint az anyai h^2 . A közvetlen és az anyai genetikai értékek közötti genetikai korreláció az idézett források alapján igen szoros negatív és laza pozitív mértékek között változott. Több forrás utal a két géncsoport közötti genetikai antagonizmusra (1. táblázat). A tulajdonságról részletes ismertetést közöltek Szűcs és mtsai (2009a, 2009b), kiemelve a tulajdonság állattöléleti vonatkozásait is.

1. táblázat

A holtellésre becsült néhány jellemző genetikai paraméter korcsoportonként

Üsző(1)			Tehén(2)			Becslési mód- szer(3)	Fajta(4)	Szerzők(5)
h^2	h^2	rg	h^2	h^2	rg			
egye- di(6)	anyai (7)	egyedi- anyai	egyedi	anyai	egyedi- anyai			
			0,030*	0,058	-0,02	TH	hf	Cole és mtsai (2007a)
0,033	0,060	-0,24				ML-L-GS	hf	Luo és mtsai (1999)
0,016	0,035		0,012	0,017		ML-L-GS	hf	Jamrozik és mtsai (2005)
0,140	0,110		0,04	0,02		ML-L	hf	Steinbock és mtsai (2003)
0,120	0,08	-0,11	0,040	0,020	-0,08	TH	hf	Steinbock és mtsai (2003)
0,097	0,126	0,06				TH	hf	Hansen és mtsai (2004a)
0,006	0,013	-0,57	0,016	0,009	-0,70	ML-L	cha	Eriksson és mtsai (2004)
0,001	0,009	-0,10	0,006	0,005	-0,93	ML-L	her	Eriksson és mtsai (2004)
0,02	0,02	-0,04	0,01	0,01	-0,10	R	sim	Druet (2002)

Table 1.: Some genetic parameters for stillbirth 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; R method; hf: holstein-friesian; cha: Charolais; her: Hereford; sim: Simmentaler, * a két korcsoportra

A magyartarka fajtában eddig nem folyt tenyésztértékbecslés a holtellésre, ezért vizsgálatunk egyik célja a fajta holtellését befolyásoló hatások értékelése, valamint az üszőkori és tehénkori paraméterek becslése, s a tulajdonságra tenyésztérték számítása, emellett a fajtában a genetikai előrehaladás számszerűsítése. Korábbi tanulmányunkban (Komlósi és Húth, 2010) az ellés lefolyását önálló tulajdonságként lineáris modellel értékeltük. Vizsgálatunk célja volt a lineáris és küszöbmodellel becsült paraméterek összehasonlítása, valamint a két tulajdonság közötti összefüggés megállapítása.

ANYAG ÉS MÓDSZER

A 2000 óta az ellés lefolyására és a holtellésre vonatkozó adatokat a megszületett borjú bejelentésekor rögzítik a központi adatbázisban (OSZA). Munkánk során a 2000 és 2009 közötti elléseket értékeltük. Az adatállomány eredetileg 33654 megfigyelést tartalmazott. A fajta ellésének lefolyását Komlósi és Húth (2010) jellemezte, jelen tanulmányban a holtellés bemutatására és a két tulajdonság összefüggésének jellemzésére térünk ki. A kizárási szempontok az előző tanulmányunkban közöltekkel megegyeztek. Kizárások után 22238 ellést értékeltünk.

A modellt az osztrák és német hegyitarka tenyésztérték becslésében alkalmazott hatások alapján fogalmaztuk meg, azzal a kivétellel, hogy a régió a modellben nem szerepelt. A két tulajdonságra Cole és mtsai (2007b) útmutatásai alapján anyai nagyapa modellt illesztettünk külön az üszőellésekre és a tehénellésekre. Korábbi tanulmányok alapján (Steinbock és mtsai, 2003; Philipsson és mtsai, 2006) a holtellés első és későbbi laktációbeli előfordulásában különböző hatások játszanak szerepet, s különböző tulajdonságokként kezelendők.

A kategórikus tulajdonságok becslésére kialakított küszöbmodellt (threshold, TM) illesztettünk, melyet részletesen Sorensen és Gianola (2002) taglal. Hansen és mtsai (2004a) közleményét és Legarra és mtsai (2008) TM modell leírását követve feltételeztük azt, hogy a megfigyelt holtellés Bernoulli eloszlást követett, (holtan született = 1, élve született = 0). Feltételeztük, hogy minden borjúnak van bizonyos mértékű hajlama a holtan születésre (U_i), s minden borjú melynek hajlama egy küszöbértéket (t) meghalad holtan születik. A modell mátrix formában kifejezve:

$$U = Xb + Wpe + Z1s + Z2 mgs + e,$$

melyben U a holtan születés hajlamának a vektora, b nem-genetikai hatások vektora, pe az állandó környezeti hatás vektora, s az apai hatás vektora, mgs az anyai-nagyapa hatás vektora, és e hiba (reziduális) vektor. X , W , $Z1$, és $Z2$ megfigyelési mátrixok. Feltételeztük, hogy a hatások egymástól függetlenek, továbbá:

$$U|b,pe,s,mgs \sim Nn(Xb + Wpe + Z1s + Z2mgs, I\sigma_e^2)$$

ahol N , a megfigyelések száma, I , az egységmátrix. Azonosítható paraméterek számításához a hibavariáciát nullával tettük egyenlővé Sorensen és mtsai (1995) ajánlása alapján. Annak a feltételezett valószínűsége, hogy megfigyelés i (y_i) a holtan született csoportba esik adott b , pe , s , és mgs mellett:

$$P(y_i = 1|b, pe, s, mgs) = P(U_i > t|b, pe, s, mgs) = 1 - \Phi(0 - (x_i b + w_{ip} pe + z_{is} s + z_{2i} mgs))$$

= $\Phi(x_i b + w_{ip} pe + z_{is} s + z_{2i} mgs)$, ahol Φ a standard normál eloszlás kumulatív eloszlás függvénye, valamint x_i , w_{ip} , z_{is} , és z_{2i} a megfigyelési mátrixok i -edik sorai.

A modellbeli hatások megnevezve, s számszerűsítve a következők voltak:

$$Y_{ijklmno} = \mu + \text{tenyészet-}\epsilon_i + \text{ellés éve-hónapja}_j + \text{laktáció sorszáma-ivar}_k + \text{apai anyai nagyapa}_m + \text{állandó környezet}_n + b1 \text{ (vemhességi idő)} + b2 \text{ (életkor)} + \text{hiba}_{ijklmno}$$

Ahol:	
$Y_{ijklmno}$	= a 6978 üsző illetve a 15260 tehénellés lefolyása és holtellése
tenyészet- ϵ_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 sorszámanak és az ivarnak fix kölcsönhatása hatása a 2., ...,7., laktációban a tehénmodellben,
ivar $_k$	= a borjú ivarának fix hatása az üszőmodellben,
apa $_i$	= a 901 pedigrében szereplő apa random hatása,
anyai nagyapa $_m$	= a 901 pedigrében szereplő nagyapa random hatása,
állandó környezet $_n$	= a 7052 tehén állandó környezeti random hatása a tehén modellben,
b1(vemhességi idő)	= a vemhességi napok számának harmadfokú regressziója,
b2(életkor)	= az életkor harmadfokú regressziója hónapban kifejezve
az üszőmodellben,	
hiba $_{ijklmno}$	= a 6978 valamint a 15260 megfigyeléshez tartozó hiba véletlen hatása.

A tenyészet-év hatását *Harville és Mee* (1984), *Misztal és mtsai* (1989) ajánlása alapján random hatásnak tekintettük. *Luo és mtsai* (2001) is azt tapasztalták, hogy Gibbs mintavételezéskor az apa-anyai nagyapa küszöbmodell a random kortárs csoportok esetén illeszkedik legjobban. A hatások szignifikanciavizsgálatát a SAS 9.1. (2004) PROC LOGISTIC eljárással, valamint az év, tehén ellésének száma trendjére vonatkozó szignifikanciavizsgálatát a PROC FREQ eljárás Cochran-Armitage trend próbájával végeztük. A variancia komponens becslést a küszöb modellel, Bayes becsléssel, Gibbs mintavételezéssel végeztük az eredeti ellés lefolyása pontszámokon és a holtellés (1=holt, 0=elő) kódpontokon TM szoftverrel (*Legarra és mtsai*, 2008). A 20 000-es burn-in szakasz után 120 000 iterációban hajtottunk végre Gibbs mintavételezést. Ezt követően az autoregresszió elkerülése miatt minden tizedik minta varianciakomponensét az utolsó 10 000 mintából átlagoltuk.

Az apai varianciakomponenseket (σ^2_s), anyai-nagyapa (mgs) varianciakomponenseket (σ^2_{mgs}), az apai-anyai nagyapa kovariancia komponenseket ($\sigma_{s, mgs}$), direkt (közvetlen) (D) és anyai (M) varianciákká alakítottuk *Willham* (1972) képletei alapján:

$$\sigma_D^2 = 4\sigma_s^2,$$

$$\sigma_{D,M} = 4\sigma_{s,mg s} - 2\sigma_s^2$$

$$\sigma_M^2 = 4\sigma_{mg s}^2 - 4\sigma_{s,mg s} + \sigma_s^2$$

A D és M közötti genetikai korreláció számítása: $r_{D,M} = \frac{\sigma_{D,M}}{\sqrt{\sigma_D^2 \sigma_M^2}}$

A fenotípusos variancia várható értéke: $\sigma_p^2 = \sigma_s^2 + \sigma_{mg s} + \sigma_s^2$.

A direkt és az anyai öröklődhetőségi érték számítása: $h_D^2 = \frac{\sigma_D^2}{\sigma_p^2}$ és $h_M^2 = \frac{\sigma_M^2}{\sigma_p^2}$

A pedigré 901 apát és nagyapát tartalmazott, a tenyésztértékebecsléshez szintén a *Legarra és mtsai* (2008) TM szoftverét használtuk.

EREDMÉNYEK ÉS MEGBESZÉLÉS

A fajtában 2005-ig csökkent a holtellés gyakorisága, 2006-ban növekedett, majd ismét csökkenő tendenciát mutat, a vizsgált évek átlagában 12,9% (1. ábra).

1. ábra: A holtellések arányának évenkénti alakulása

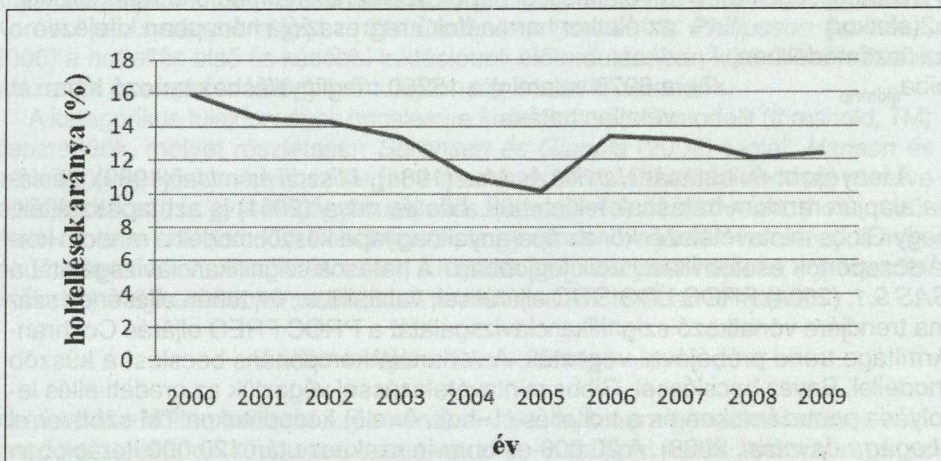


Figure 1.: Change of stillbirth rate by years
proportion of stillbirths (1)(vertical axis), year (2)(horizontal axis)

A Cochran-Armitage próba szignifikáns ($p < 0,001$), csökkenő trendet igazolt. Az arány nagyobb az osztráktarka (3,2%) (*Fuerst és Egger-Danner*, 2003), a charolais (5,9%) és a hereford (5,6%) fajtában leírtaknál (*Eriksson és mtsai*, 2004), de megközelíti az USA holstein-fríz fajtájában jellemző 13,2%-ot (*Meyer és mtsai*, 2001a). A holtellések nyugat-európainál nagyobb aránya döntően a nagyobb

üzemmérettel és ebből adódóan az egyedi bánásmód hiányával magyarázható. Az ellést követő 48 órán belül elhullott borjakat holtellésként tartjuk nyilván, ezért a születést követő két napon belül elkövetett technológiai, borjúnevelési hiányosságok (főcstej itatás elmulasztása, nem kellően higiénikus környezet stb.), beleértve a gondozói figyelmetlenséget is a holtellések előfordulásának nagyobb hányadát eredményezheti. A 2. táblázatban a tehenészetenként, évenként született borjak száma szerint csoportosítva láthatjuk az élve és holtan született borjak számát és arányát.

2. táblázat

Az élve és holtan született borjak aránya a tenyészetben évenként született borjak száma szerinti csoportosításban		
Tenyészetenkénti-évenkénti ellésszám (üzemméret)(1)	Élő borjak száma és aránya(2)	Holt borjak száma és aránya(3)
10–50	3404 (87,2%)	498 (12,8%)
51–100	2375 (88,3%)	314 (11,7%)
101–200	2374 (81,1%)	554 (18,9%)
201–300	3428 (81,8%)	720 (18,2%)
301<	7975 (91,1%)	776 (8,9%)

Table 2.: The effect of farm size (calves born by year) on live and stillbirth calves number and proportion
The number of calvings by year in a farm (herd size)(1), number and proportion of live calves (2), number and proportion of stillbirth calves(3)

Az üzemméret befolyásolja a holtellések előfordulását (A 100 alatti évenkénti ellésszámot regisztráló tehenészetekben kisebb a holtellések aránya mint a 101 és 300 ellésszámú tehenészetekben. A 301 fölötti magyartarka tenyészetek hazánkban a legkiválóbb tartás és takarmányozás technológiát megvalósító tenyészetek, mely a legalacsonyabb holtellési arányt is eredményezi.

Az első elléskor a borjak 15,2%-a, a további ellésekben 11,8%-a született holtan (3. táblázat), mely tendenciájában egyezik Harbers és mtsai (2000), Heringstad és mtsai (2007) megfigyeléseivel. Az első ellésből 1,29-szer születtek nagyobb valószínűséggel holt borjak ($p<0,001$; PROC LOGISTIC). Ez a valószínűség kisebb az Olson és mtsai (2009) által az USA-beli holstein-fríz és jersey fajtában megfigyeltnél (2,35).

Az üszőellésben a korai tenyésztésbevitel hátrányosan hat az élve született borjak arányára is. 24 hónapnál fiatalabb korban ellő üszőknél 18% feletti a holtellési arány, ezt követően csökken (2. ábra).

Hasonló megfigyelést közöltek Steinbock és mtsai (2003) is. A rövid idejű vemhesség rendkívüli mértékben növeli a holtellés gyakoriságát. A 265 napnál rövidebb idejű vemhességnél a legnagyobb, 52%-os, a 280–285 nap hosszú vemhességnél a legkisebb (10,9%), ezt követően ismét növekszik (3. ábra). Harbers és mtsai (2000) rövid vemhességi idő esetén ennél nagyobb (70%) holtellési arányról is beszámoltak.

3. táblázat

A magyartarka üszők és tehenek élő és holtellés számának és arányának alakulása

Megnevezés(1)		Élő borjak száma és aránya(2)	Holt borjak száma és aránya(3)
Ivar(4)	üsző(5)	9644 (92,4%)	790 (7,6%)
	bika(6)	9732 (82,4%)	2072 (17,5%)
Korcsoport(7)	üsző(8)	5916 (84,8%)	1062 (15,2%)
	tehen(9)	13460 (88,2%)	1800 (11,8%)
Tehén(10)	2. ellés(11)	4516 (84,8%)	552 (15,2%)
	3. ellés	3348 (88,5%)	434 (11,5%)
	4. ellés	2439 (86,8%)	372 (13,2%)
	5. ellés	1673 (87,8%)	232 (12,2%)
	6. ellés	983 (87,8%)	136 (12,2%)
	7. ellés	501 (87,2%)	74 (12,2%)
Évszak(12)	tavaszi(13)	5237 (87,2%)	764 (12,7%)
	nyár(14)	4895 (88,1%)	662 (11,9%)
	ősz(15)	3929 (87,1%)	582 (12,9%)
	tél(16)	5315 (86,2%)	854 (13,8%)

Table 3.: The number of live and stillborn calves born from Hungarian Fleckvieh heifers and cows item (1), number and percentage of live born calves(2), number and percentages of stillborn calves(3), sex(4), female(5), male(6), age group(7), heifer(8), cow(9), cow(10), calving(11), season(12), spring(13), summer(14), autumn(15), winter(16)

2. ábra: A holtellés arányának alakulása az üszők ellésekor

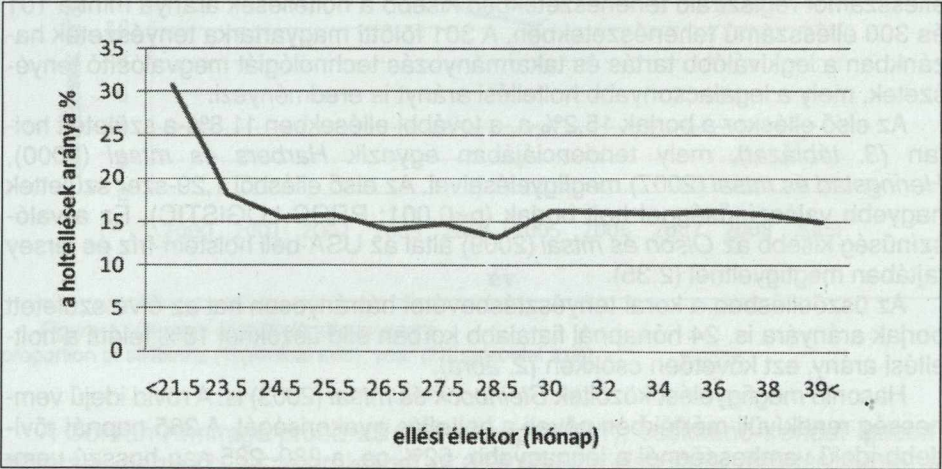


Figure 2. Changes in stillbirth rate of heifers' calvings at different calving ages (in month) proportion of stillbirths (%) (1) (vertical axis), age at calving (months) (2) (horizontal axis)

3. ábra: A holtellés arányának alakulása a vemhességi napok függvényében

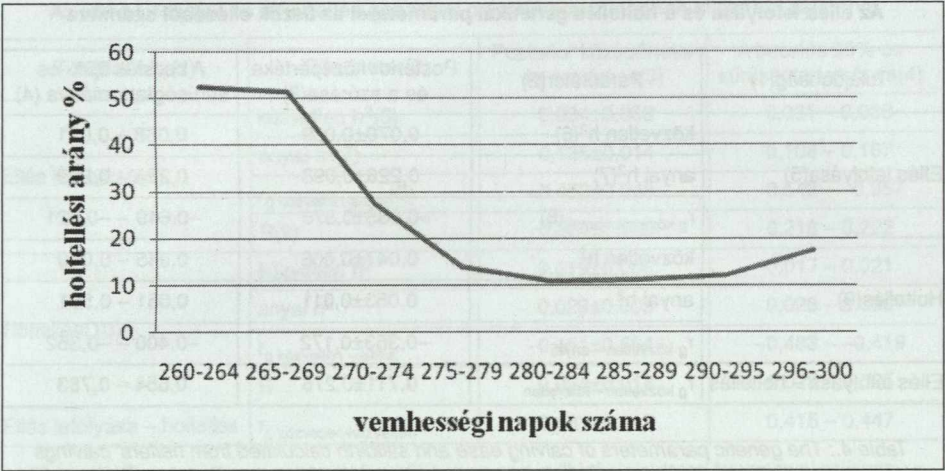


Figure 3. The change of stillbirth rate at different gestation length (days) proportion of stillbirths (%) (1) (vertical axis), number of pregnancy days (2) (horizontal axis)

A bikaborjak nagyobb arányban, 2,76-szor nagyobb valószínűséggel ($p < 0,001$) születtek holtan mint az üszőborjak. Ez megegyezik *Meijering* (1984) szemlézte közlemények és *Meyer és mtsai* (2001a) megállapításaival. Ilyen mértékű különbséget (7,5 % vs 17,5%) a két ivar között azonban az ismert források nem említene. *Luo és mtsai* (1999) 7,4% vs 9,1%, *Bicalho és mtsai* (2007) pedig 5,5% vs 7,7% arányról számolnak be az üsző és bikaborjak esetében. A nehézellések döntő hányada (üzemi tapasztalatok szerint is) – és ebből fakadóan az esetleges ellést követő elhullások magasabb aránya – a bikaborjak esetében gyakrabban fordul elő. A tendencia a hímivarú egyedek intenzívebb méhen belüli fejlődésével, valamint durvább (vastagabb) csöves csontozatával és esetükben megfigyelhető szélesebb homlokcsonttal magyarázható.

A harmadik elléskor kisebb, majd ismét nő a holtan születettek aránya, mely tendenciájában követi az osztráktarka fajtában leírtakat (*Fuerst és Egger-Danner*, 2003). Nyáron születik a legtöbb borjú élve (88,1%), s télen a legkevesebb (86,2%). Az évszak hatását a szakirodalom különbözőképpen ítéli meg. Egyesek az ellés lefolyásával megegyező, csökkenő nyári előfordulásról, mások pedig nyári, nagyobb előfordulásról számoltak be (*Meijering*, 1984). *Meyer és mtsai* (2000c) adatai a nyári nagyobb holtellési arányt valószínűsítik. *Harbers és mtsai* (2000) viszont a nyári hónapokban kisebb mértékű hollandiai holtellésről számoltak be. Az üszők és tehenek nyár végi ellését *Komlósi és Húth* (2010) is könnyebbnek találta. Ez volt jellemző az osztráktarka állományra is (*Fuerst és Egger-Danner*, 2003). *Meyer és mtsai* (2000c) a tulajdonságot befolyásoló környezeti hatások fontossági sorrendjét a következőképp összegezték: korcsoport (üsző, tehen), ellés lefolyása, majd üszőellésnél az évszak, születési év, vemhességi idő, borjú ivara; a tehenellésnél a vemhességi napok száma, a borjú ivara, ellés évszaka.

4. táblázat

Az ellés lefolyása és a holtellés genetikai paraméterei az üszők elléséből számítva			
Tulajdonság(1)	Paraméter(2)	Posterior középértéke és a szórása(3)	A becslés 95%-os sűrűségartomány (4)
Ellés lefolyása(5)	közvetlen h^2 (6)	0,070±0,059	0,068 – 0,071
	anyai h^2 (7)	0,226±0,098	0,224 – 0,229
	r_g közvetlen-anyai(8)	-0,635±0,570	-0,649 – -0,621
Holtellés(9)	közvetlen h^2	0,047±0,008	0,045 – 0,049
	anyai h^2	0,053±0,011	0,051 – 0,056
	r_g közvetlen – anyai	-0,363±0,172	-0,400 – -0,352
Ellés lefolyása – holtellés	r_g közvetlen – közvetlen	0,711±0,276	0,654 – 0,783

Table 4.: The genetic parameters of calving ease and stillbirth calculated from heifers' calvings trait(1), parameter(2), posterior mean and standard deviation(3), 95% density interval (4), calving ease(5), direct heritability(6), maternal heritability(7), direct-maternal genetic correlation (8), stillbirth (9)

Korábbi vizsgálatokban Komlósi és Húth, (2010) az ellés lefolyása genetikai paramétereit lineáris modellel értékelték. Az üszők elléslefolyásának közvetlen h^2 értékét 0,048-nak, az anyai h^2 értéket 0,058-nak találták. Jelen tanulmányban különböző modellel értékelve ezek a paraméterek 0,09 és 0,23 (4. táblázat). A küszöb modellel becsült magasabb értékeket támasztják alá Weller és mtsai (1988) és Steinbock és mtsai (2003) számításai is. A közvetlen és az anyai genetikai korreláció 0-hoz közelített a lineáris modellben, de a nagy szórás következtében különböző modellel becsülve sem különbözött nullától. A tehének elléslefolyására szintén nagyobb h^2 értékeket állapítottunk meg a küszöb modellel (0,03 és 0,13), mely a lineáris modellhez hasonlóan kisebb volt mint az üszőellés esetében (5. táblázat). A közvetlen és az anyai elléslefolyás közötti korreláció negatív, s 5%-os valószínűségi szinten nullától eltér. Az ismételhetőségi érték is nagyobb a küszöb modellben (0,22 vs 0,03). Az ellés lefolyásának h^2 értékei nagyobbak voltak, mint a holtellésé, mely megegyezett Weller és Gianola (1989) számításaival.

Az üszők holtellésének marginális posteriori közvetlen h^2 középértéke 0,047, az anyai h^2 értéke pedig 0,053 volt (4. táblázat). Ezek az értékek nagyobbak mint az osztráktarka fajtában becsült értékek (Druet, 2002), de kisebbek mint Hansen és mtsai (2004a) és Steinbock és mtsai (2003) holstein-fríz fajtában ugyancsak különböző modellel becsült értékei. Weller és Gianola (1989) küszöb modellel minden ellés együttes figyelembevételével a holtellésre 0,09-es h^2 -et számított.

A tehének elléséből becsült h^2 értékek 0,019 és 0,029 voltak (5. táblázat), melyek közeleiek Druet (2002) számításaihoz. A téhenellés közvetlen és az anyai genetikai korrelációja, habár előjelében negatív, nullától nem különbözik. Eriksen és mtsai (2004) szoros, igen szoros negatív korrelációt közöltek a hereford és a charolais fajtára a két összetevő között, habár a nagy szórás miatt, esetükben sem volt a korreláció nullától különböző. A nullához közeli korreláció miatt a közvetlen holtellés tenyésztésként végzett szelekció nem befolyásolja az anyai tenyészértéket.

5. táblázat

Az ellés lefolyása és a holtellés genetikai paraméterei a tehenek elléséből számítva			
Tulajdonság(1)	Paraméter(2)	Posterior középértéke és a szórása(3)	A becslés 95%-os sűrűségtartománya(4)
Ellés lefolyása(5)	közvetlen h^2 (6)	0,034±0,008	0,031 – 0,038
	anyai h^2 (7)	0,135±0,014	0,106 – 0,167
	r_g közvetlen-anyai(8)	–0,453±0,048	–0,549 – –0,357
	R(9)	0,220±0,033	0,218 – 0,222
Holtellés(10)	közvetlen h^2	0,019±0,006	0,017 – 0,021
	anyai h^2	0,029±0,008	0,028 – 0,030
	r_g közvetlen – anyai	–0,451±0,564	–0,483 – –0,419
	R	0,024±0,014	0,023 – 0,025
Ellés lefolyása – holtellés	r_g közvetlen-közvetlen	0,431±0,112	0,415 – 0,447

Table 5.: The genetic parameters of calving ease and stillbirth calculated from cows' calvings trait(1), parameter(2), posterior mean and standard deviation(3), 95% density interval (4), calving ease(5), direct heritability(6), maternal heritability(7), direct-maternal genetic correlation (8), repeatability(9), stillbirth (10)

Az üszők ellés lefolyása és holtellési hajlama között szoros pozitív összefüggés állapítható (0,71) meg, míg a kapcsolat a tehenek esetében közepes (0,43). Az ellés lefolyása és a holtellés között Luo és mtsai (1999) 0,59-es, Cole és mtsai (2007a) 0,67-es genetikai korrelációt közöltek. Két tulajdonság közötti korreláció a becslésben a tenyészték megbízhatóságát növeli, ami indokolja a két tulajdonságra az együttes modell alkalmazását.

Wiggans és mtsai (2006) kidolgozták az üsző és a tehénellésnek, mint két tulajdonságnak egy modellben való szerepeltetését. Harbers és mtsai (2000) 0,52-es, Steinböck és mtsai (2003) 0,45-ös korrelációt közölt a két korcsoport holtellési teljesítménye között, mely lehetővé teszi a hatékony bikaszelekciót már az üsző-ellés alapján is.

A tehenek holtellési gyakoriságából számított tenyésztértéket a termékenyítő bikák születési éve alapján a 4. ábrán mutatjuk be. A közvetlen holtellés tenyésztérték évenkénti változása ellenére a vizsgált időszakban szignifikánsan csökken ($p<0,05$), mely a hazai közvetlen szelekció hiányában az import apaállatokra vezethető vissza. Az osztrák tarka indexében a holtellés 5%-os súllyal szerepel (Internet1, 2010). Az anyai holtellés tenyésztérték változása nem mutatható ki. Cole és mtsai (2007b) az ellés lefolyása és a holtellés tenyésztértékek felhasználásával olyan ellési képesség indexet alakítottak ki, ami a Lifetime Net Merit Index részeként a két tulajdonság javítását teszi lehetővé.

A magyartarka fajtában ismereteink szerint a jelen tanulmány keretében mi számítottuk először küszöbmodellel genetikai paramétert és tenyésztértéket, mely pontosabb becslést ad a mutatókra mint a lineáris modell. A holtellés nagy aránya a magyartarka fajtában elsősorban állategészségügyi, tartási, takarmányozási eredetű, s mindössze 3–5%-ban genetikai eredetű. Csökkenteni elsősorban környezeti, technológiai eszközökkel lehetséges. Az ellésre való előkészítés, a borjak ke-

4. ábra: A tehén holtellés tenyésztértékek évenkénti alakulása

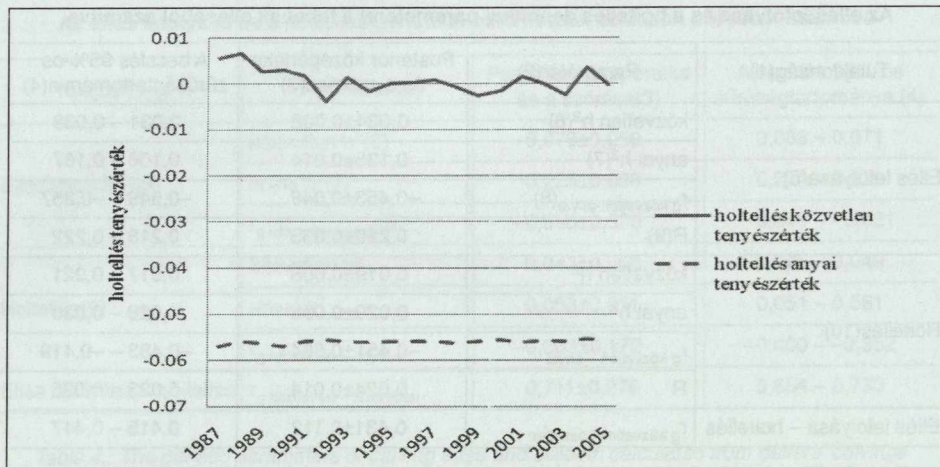


Figure 4.: The change of stillbirth breeding value over the years.
breeding value of stillbirths (1)(vertical axis)
The solid line is the direct breeding value, the broken line is the maternal breeding value

zelése különös figyelmet érdemel az előhasi teheneknél. Rendkívül nagy a bika-borjak holtellési aránya. Ez indokolhatja a magzat nemének megállapítását, a hímivarú magzatokra eltérő előkészítési technológia kidolgozását. Jelen tanulmányban is igazoltuk a fiatal üszők korai vemhesítésének kockázatát. A holtellés és a nehézzellés gyakorisága az előhasiaknál szorosabb, de pozitív összefüggést mutat mint tehénkorban. Ez az apaállatok előhasi lányainak ellése után végzett hatékonyabb szelekciót eredményezi. Annak ellenére, hogy a holtellés tenyésztértékben tapasztalható csökkenés, indokolt a tulajdonság indexbe foglalása, arra közvetlen szelekció alkalmazása, amit nem csak gazdasági, hanem állatjóléti szempontok is vezérelnek.

FELHASZNÁLT IRODALOM

- Berglund, B. – Steinbock, L. – Elvander, M. (2003): Causes of stillbirth and time of death in Swedish Holstein calves examined post mortem. *Acta Vet. Scand.*, 44. 111–120.
- Berry, D.P. – Lee, J.M. – Macdonald, K.A. – Roche, J.R. (2007): Body condition score and body weight effects on dystocia and stillbirths and consequent effects on postcalving performance. *J. Dairy Sci.*, 90. 4201–4211.
- Bicalho, R.C. – Galva, K.N. – Cheong, S.H. – Gilbert, R.O. – Warnick, L.D. – Guard, C.L. (2007): Effect of stillbirths on dam survival and reproduction performance in Holstein dairy cows. *J. Dairy Sci.*, 90. 2797–2803.
- Cole, J.B. – Wiggans, G.R. – VanRaden, P.M. (2007b): Genetic evaluation of stillbirth in United States Holsteins using a sire-maternal grandsire threshold model. *J. Dairy Sci.*, 90. 2480–2488.
- Cole, J.B. – Wiggans, G.R. – VanRaden, P.M. – Miller, R.H. (2007a): 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.

- Druet, T. (2002): Estimation of additive and dominance genetic variances with Method R. PhD Thesis, Faculte Univ. Sci. Agronomiques de Gembloux, Belgium. cit in: Fuerst, C. – Egger-Danner, C. (2003): Multivariate evaluation for calving ease and stillbirth in Austria and Germany. *Interbull Bulletin*, 31. 47–51.
- Eriksson, S. – Näsholm, A. – Johansson, K. – Philipsson, J. (2004): Genetic parameters for calving difficulty, stillbirth, and birth weight for Hereford and Charolais at first and later parities. *J Anim Sci.*, 82. 375–383.
- Fuerst, C. – Egger-Danner, C. (2003): Multivariate evaluation for calving ease and stillbirth in Austria and Germany. *Interbull Bulletin*, 31. 47–51.
- Hansen, M. – Lund, S. – Pedersen, J. – Christensen, L.G. (2004a): Genetic parameters for stillbirth in Danish Holstein cows using a Bayesian threshold model. *J. Dairy Sci.*, 87. 706–716.
- Hansen, M. – Misztal, I. – Lund, M.S. – Pedersen, J. – Christensen, L.G. (2004b): Undesired phenotypic and genetic trend for stillbirth in Danish Holsteins. *J. Dairy Sci.*, 87. 1477–1486.
- Harbers, A. – Segeren, L. – de Jong, G. (2000): Genetic parameters for stillbirth in the Netherlands. *Interbull Bull.*, 25. 117–122.
- Harville, D.A. – Mee, R.W. (1984): A mixed-model procedure for analyzing ordered categorical data. *Biometrics*, 40. 393–408.
- 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.
- Internet 1 (2010): http://www-interbull.slu.se/national_ges_info2/framesida-ges.htm. /Austria, Calving, Sim/ Hozzáférés: 2010.04.10.
- 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.
- Komlósi I. – Húth B. (2010): A magyar tarka ellés lefolyását befolyásoló tényezők és genetikai paraméterek. *Állattenyésztés és Takarmányozás*, 59. 139–155.
- Legarra, A. – Varona, L. – de Maturana, E.L. (2008): TM Threshold Model. User's Manual. INRA-SAGA, Toulouse
- 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.
- Luo, M.F. – Boettcher, P.J. – Schaeffer, L.R. – Dekkers, J.C.M. (2001): Bayesian inference for categorical traits with an application to variance component estimation. *J. Dairy Sci.*, 84. 694–704.
- Meijering A. (1984): Dystocia and stillbirth in cattle – a review of causes, relations and implications. *Livest. Prod. Sci.*, 11. 143–177.
- Meyer, C.L. – Berger, P.J. – Koehle, K.J. (2000c): Interactions among factors affecting stillbirths in Holstein cattle in the United States. *J Dairy Sci.*, 83. 2657–2663.
- Meyer, C.L. – Berger, P.J. – Koehler, K.J. – Thompson, J.R. – Sattler, C.G. (2001a): Phenotypic trends in incidence of stillbirth for Holstein in the United States. *J. Dairy Sci.*, 84. 515–523.
- Meyer, C. L. – Berger, P.J. – Thompson, J.R. – Sattler, C.G. (2001b): Genetic evaluation of Holstein sires and maternal grandsires in the United States for perinatal survival. *J. Dairy Sci.*, 84. 1246–1254.
- Misztal, I. – Gianola, D. – Foulley, J.L. (1989): Computing aspects of a nonlinear method of sire evaluation for categorical data. *J. Dairy Sci.*, 72. 1557–1568.
- Olson, K.M. – Cassel, B.G. – McAllister, A.J. – Washburn, S.P. (2009): Dystocia, stillbirth, gestation length, and birth weight in Holstein, Jersey, and reciprocal crosses from a planned experiment. *Medical Image Analysis*, 92. 6167–6175.
- Philipsson, J. (1996): Strategies to reduce problems in calving performance and stillbirths by selection and differential use of bulls. *Interbull Bull.*, 12. 65–71.
- 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.C./ E.A.A.P. working group. *Livest. Prod. Sci.*, 6. 111–127.
- Philipsson, J. – Steinbock, L. – Johansson, K. (2006): Differences in genetic variation of calving traits in Swedish Holstein and Swedish Red cattle. *Commun. Proc. 8th World Congr. Genet. Appl. Livest. Prod.*, Belo Horizonte, Brazil, 1–24.

- Sorensen, D. – Gianola, D. (2002): Likelihood, bayesian and MCMC methods in quantitative genetics. Springer Verlag
- Sorensen, D. – Andersen, S. – Gianola, D. – Korsgaard, I. (1995): Bayesian inference in threshold models using Gibbs sampling. *Genet. Sel. Evol.*, 27. 229–249.
- Steinbock, L. – Nasholm, A. – Berglund, B. – Johansson, K. – Philipsson, J. (2003): Genetic effects on stillbirth and calving difficulty in Swedish Holsteins at first and second calving. *J. Dairy Sci.*, 86. 2228–2235.
- Stevenson, J.S. – Call, E.P. (1988): Reproductive disorders in the periparturient dairy cow. *J. Dairy Sci.* 71. 2572–2583.
- Szenci O. (2009a): Halvaszületésekből eredő gazdasági vesztségek csökkentésének lehetőségei I. Az ellés alatt és után a borjúmagzatban bekövetkező élettani változások összefoglalása. *Holstein Magazin.* 17. 5. 36–38.
- Szenci O. (2009b): Halvaszületésekből eredő gazdasági vesztségek csökkentésének lehetőségei II. A születendő és az újszülött borjak vitalitásának megállapítása. *Holstein Magazin.* 17. 6. 30–31.
- Szenci O. (2009c): Halvaszületésekből eredő gazdasági vesztségek csökkentésének lehetőségei III. Az újszülött borjak ellátása és szükség szerinti gyógykezelése. *Holstein Magazin.* 18. 1. 28–30.
- Szűcs E. – Ciszter L. – Bozkurt Z. (2009): A halvaszületés és a nehézellés elleni szelekció lehetőségei. *Holstein Magazin.* 17. 6. 33–35.
- Szűcs E. – Gulyás L. – Ciszter T. – Demikran I. (2009): Stillbirth in dairy cattle: Rev. Lucrari Stiint. Zootech. Biotech., Timisoara., 42. 2. 622–636.
- Thompson, J.R. – Pollak, E.J. – Pelissier, C.L. (1983): Interrelationships of parturition problems, production of subsequent lactation, reproduction, and age at first calving. *J. Dairy Sci.*, 66. 1119–1127.
- Weller, J. I. – Gianola, D. (1989): Models for genetic analysis of dystocia and calf mortality. *J. Dairy Sci.*, 72. 2633–2643.
- Weller, J.I. – Misztal, I. – Gianola, D. (1988): Genetic analysis of dystocia and calf mortality in Israeli-Holsteins by threshold and linear models. *J. Dairy Sci.*, 71. 2491–2501.
- Wiggans, G.R. – Van Tassell, C.P. – Cole, J. B. – Thornton, L.L.M. (2006): Genetic correlations between first and later parity calving ease in a sire-maternal grandsire model. *Commun. Proc. 8th World Congr. Genet. Appl. Livest. Prod.*, Belo Horizonte, 1–92.
- Wiggans, G.R. – Cole, J.B. – Thornton, L.L.M. (2008): Multiparity evaluation of calving ease and stillbirth with separate genetic effects by parity. *J. Dairy Sci.*, 91. 3173–3178.
- Willham, R.L. (1972): The role of maternal effects in animal breeding: III. Biometrical aspects of maternal effects. *J. Anim. Sci.*, 35. 1288–1292.

KÖSZÖNETNYILVÁNÍTÁS

Köszönetünket fejezzük ki Dióssi Mártának, az adatok leválogatásában nyújtott segítségéért, dr. Béri Bélának a kézirat előzetes lektorálásáért és a szakmai nyelvhelyességre vonatkozó tanácsaiért.

A szerzők címe: Komlósi I.

Author's 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.