

VÁLASZTÁSI EREDMÉNYEK EGY HAZAI CHAROLAIS HÚSMARHA ÁLLOMÁNYBAN

KURUCZ EVELIN - BENE SZABOLCS

ÖSSZEFOGLALÁS

A Szerzők egy hazai charolais állományban 567 borjú (286 bika és 281 üsző) választási súlyát (VS) és 205 napra korrigált választási súlyát (KVS) értékelték 2013 és 2015 között. Munkájuk során arra keresték a választ, hogy a szóban forgó értékmérő tulajdonságokat hogyan befolyásolja az apának, az tehén elléskori életkornak, az évjáratnak, a születési évszaknak, valamint a borjú ivarának a hatása. A vizsgált tulajdonságok néhány populációgenetikai paraméterét, valamint az apák tenyésztékét három különböző BLUP modellekkel határozták meg. A vizsgált tulajdonságok főatlaga a következő volt: választási súly $190,6 \pm 2,7$ kg, 205 napra korrigált választási súly $235,2 \pm 3,1$ kg. Valamennyi vizsgált tényező hatása statisztikailag igazolható volt az értékelt tulajdonságokra. A választási súly alakulására a választási életkor (60,26%), a 205 napra korrigált választási súly alakulására pedig az évjárat (53,74%) gyakorolta a legnagyobb hatást. A vizsgált tulajdonságok örökölhetősége gyengének ($h^2=0,12-0,14$) bizonyult. Az apamoddellel és az egyedmoddellel kapott eredmények egymástól ugyan különböztek, de ezek a különbségek az apák választási súly és 205 napra korrigált választási súly tulajdonság alapján becsült tenyésztéértéke alapján felállított rangsorában jelentős eltéréseket nem okoztak. Ezt igazolják az ide vonatkozó nagyon szoros rangkorrelációs értékek is ($r_{\text{rang}}=0,96-0,99$; $p<0,01$). A három különböző BLUP modellel becsült eredmények egymáshoz nagyon hasonlóak voltak.

SUMMARY

Kurucz, E. - Bene, Sz.: WEANING RESULTS IN A CHAROLAIS BEEF HERD IN HUNGARY

Based on database of one Hungarian Charolais herd, weaning weights (VS) and 205-day weights (KVS) of 567 calves (286 bull and 281 heifers) were evaluated between 2013 and 2015. During at work is aimed to answer, how the sire, age of dam at calving, calving year, calving season and sex of calves affect the in traits question. As well, some population genetic parameters and breeding value of sires for the evaluated traits were estimated with three different BLUP models. The grand means of the evaluated two traits were as follows: weaning weight 190.6 ± 2.7 kg, 205-day weight 235.2 ± 3.1 kg. The effects of the examined factors were significant on the evaluated traits. The greatest impact to the weaning weight the effect of age at calving (60.26%), to the 205-day weight the effect of calving year (53.74%) were exercised. The heritability of the examined traits was low ($h^2=0.12-0.14$). The results of sire and animal model were different from each other, but these differences did not cause significant deviations in the rank of sires, what based on the breeding value of sires in weaning weight and 205-day traits were identified. As well, this confirmed by the relevant very high rank correlation values ($r_{\text{rank}}=0.96-0.99$; $p<0.01$). The results, estimated with three different BLUP models were very similar to each other.

BEVEZETÉS ÉS IRODALMI ÁTTEKINTÉS

A húsmarha tenyésztésben a szaporasággal összefüggő tulajdonságokon kívül egyéb paramétereket is célszerű figyelembe venni. A hízóalapanyag - így a jövődelem legnagyobb része - az anyatehéntől származik. A gazdaságos felnevelést nemcsak a borjú kisigényűsége, jó takarmányhasznosító-képessége, növekedési erélye és konstitúciója határozza meg, hanem a tehén borjúnevelő-képessége is. A jó anyaállat a borját úgy neveli, hogy az törésmentesen növekszik, zavartalanul fejlődik, annak rendszeres szopását tűri, azt óvja és védelmezi. A tehén tejtermelésére vonatkozóan kijelenthető, hogy sem a túl sok tej (tőgygyulladás eredményezhet), sem a túl kevés tej (borjú igényét nem elégíti ki) nem kívánatos. A szakirodalom a határt 2500 kg/laktáció maximális hozamnál határozta meg, lehetőség szerint lapos laktációs görbével, mely napi 2,5-6,8 kg tejet jelent (Guba, 1985; Kovács, 1997).

A borjúnevelő-képesség tehát az anyatehén azon tulajdonságainak összessége, amelyek együttes hatással vannak a borjú fejlődésére. Fő tényezője az anya tejtermelése, az egyéb, ösztönös anyai megnyilvánulásokat (pl. szopástűrés, borjú védelmezése stb.) nem tudjuk mérni. Az adott életkorra elért választási súly - közvetve - a tehén tejtermelésének, tehát a borjúnevelő-képességének legjobb kifejezője, így e tulajdonság fontos értékmérő tulajdonság és szelekciós szempont (Szabó, 1998).

A tehenek tejtermelését, valamint a borjak növekedési erélyét - illetve ezek eredőjéből a borjak választási súlyát - számos tényező (hatás) befolyásolhatja. Ilyen tényező lehet a fajta, a környezeti hatások, mint a tenyészet, a takarmányozás, az évjárat, az évszak, az anyai ösztönök, az egyedek közti különbségek, vagy a borjak ivara. Korábbi dolgozatunkban (Bene, 2007) összefoglaltuk a környezeti tényezők hatásának becsléséről szóló legfontosabb forrásmunkák (Bölcskey és mtsai, 1980; Nelsen és Kress, 1981; Szabó és Gajdi, 1993; Gáspárdy és mtsai, 1998; Jakubec és mtsai, 2003; Zándoki és mtsai, 2003; Szabó és mtsai, 2005 stb.) eredményeit, így azokat itt nem ismételjük.

A borjúnevelő-képesség, mint fontos értékmérő tulajdonság jól értékelhető a populációgenetikai paraméterek segítségével is. A választási tulajdonságok genetikai paramétereinek, variancia és kovariancia komponenseinek becslésével számos külföldi és hazai kutató foglalkozott. Ezen munkák eredményeit részletesen korábbi munkánkban (Bene, 2007; Bene és mtsai, 2007) bemutattuk. Az ott felsorolt publikációkban néhány általános összefüggés, és a charolais fajtára vonatkozó konkrét eredmény is található.

Eler és mtsai (1995), valamint Dodenhoff és mtsai (1999) szerint a választási súly direkt örökölhetősége (h^2_d) 0,13-0,26, anyai örökölhetősége (h^2_m) 0,13-0,34 között változott angus, charolais, hereford és limousin állományokban. Keeton és mtsai (1996) limousin fajtában $h^2_d=0,53$ és $h^2_m=0,18$, Van Vleck és mtsai (1996) charolais fajtában $h^2_d=0,16$ és $h^2_m=0,12$, Lee és mtsai (1997) színentáli fajtában $h^2_d=0,21$ és $h^2_m=0,09$, illetve Splan és mtsai (1998) keresztezett állományban $h^2_d=0,16$ és $h^2_m=0,34$ értékeket számoltak.

Ma a külföldi szakirodalomban sokat vizsgált kérdés a direkt és az anyai genetikai hatás közötti kapcsolat. A direkt- és az anyai genetikai hatás közötti korreláció (r_{dm}) vizsgálatának eredményeül angus és hereford fajtában

Núñez-Dominguez és mtsai (1993) a választási súly tulajdonság esetében 0,25 és 0,63 értéket kaptak. Limousin fajtában a direkt-anyai genetikai korrelációs értékre Keeton és mtsai (1996) -0,44, Lee és mtsai (1997) -0,07, Kaps és mtsai (2000) -0,51 értékeket becsültek. Dodenhoff és mtsai (1999) vizsgálatai alapján ezek az értékek charolais, hereford, limousin és szimentáli fajtában a következőképp alakultak: -0,12, -0,37, -0,18, -0,10.

A becsült populációgenetikai paraméterek és örökölhetőségi (h^2) értékek nagysága attól is függ, hogy azt milyen módszerrel számoltuk. Az egyes értékelési módok ugyanis eltérő pontossággal választják szét a különböző variancia komponenseket, ami által a hiba variancia kisebb, vagy nagyobb lehet (Szőke és Komlósi, 2000; Fördös és mtsai, 2009).

Munkánk célja egy hazai charolais fajtát tenyésztő gazdaság húsmarha állományában a választási adatok elemzése volt. Ennek során arra kerestük a választ, hogy a borjúnevelő-képesség mutatószámaként használt választási súlyt és 205 napra korrigált választási súlyt milyen mértékben befolyásolja az anya elléskori életkora, az évjárat, az évszak, valamint a borjak ivara. Megvizsgáltuk azt is, hogy mekkora a választási tulajdonságok örökölhetősége, valamint azt, hogy a gazdaságban használt apaállatok a vizsgált tulajdonságokban milyen tenyészértékeket mutattak.

ANYAG ÉS MÓDSZER

Munkánk során egy fajtatiszta charolais állománnyal rendelkező gazdaság 2013 és 2015 közötti választási adatbázisát dolgoztuk fel, melyben 567 borjú adata szerepelt.

Az értékelésbe vont állatok tartása, takarmányozása a vizsgálatot megelőzően és a vizsgálat alatt is azonos volt. Az állatok elhelyezése legelőn (300 ha), valamint karámban, szabad kifutós rendszerben történt. Az átlagos legelőn töltött időszak hossza 160-180 nap volt. Ezt rendszerint alkalmi legelőkkal (pl. kukoricatárló) hosszabbították meg. A gazdaságban szakaszos legeltetési módszert alkalmaztak.

A tehének takarmányellátását tavaszi és nyári időszakban a legelő gyeptermese biztosította, de a széna egész évben az állatok rendelkezésére állt. A széna mellett a késő őszi és a téli időszakban silókukorica szilázs és siló cirok etetése történt. A borjak számára a borjúnevelés időszakában borjúóvodát helyeztek el a legelőszakaszokon, ahol azok korlátlan mennyiségben (ad libitum) szénát és abrakot fogyaszthattak.

A telepen szezonális szaporítási gyakorlatot alkalmaztak, de azokat a teheneket és növendéküszőket, melyek üresen maradtak, újra bika alá helyezték. Ezért az adatbázisban előfordulhattak olyan borjak is, amelyek nem a főszézonban születtek. A bikák kihelyezése május végén, június elején történt, majd szeptemberben vették le azokat a gulyáról. Hormonkezelést, illetve ivarzás-szinkronizálást a vizsgált időszakban nem alkalmaztak.

A telepen a borjak születési súlyát egyedileg, az ellést követően mérték. A borjak választása és választáskori súlymérése szeptember és november hónapokban történt. Így valamennyi állat esetén rendelkezésre állt a születési és a választási dátum (ezekből kiszámítható a választási életkor; EN), valamint a születési (SZS) és a választási súly (VS).

Munkánk során két tulajdonságot, a választási súlyt (VS) és a 205 napra korrigált választási súlyt (röviden 205-napos súlyt; KVS) értékeltük. Ez utóbbi kiszámítása a következő képlet segítségével történt:

$$KVS = [(VS - SZS) / EN \times 205] + SZS$$

Az adatbázis normál eloszlásának ellenőrzésére *Kolgomorov-Smirnov* tesztet használtunk. A varianciák homogenitásának vizsgálata *Levene* tesztel történt. Mindkét vizsgált tulajdonság esetén a normál eloszlást és a varianciák homogenitását igazolni tudtuk.

A választási súlyt és a 205 napra korrigált választási súlyt befolyásoló környezeti tényezők hatását apamodellel (*Harvey*, 1990) értékeltük. A modellek összeállítása során az apát véletlen (random), a többi tényezőt (anya elléskori életkora, születési évjárat és évszak, borjú ivara) - korábbi vizsgálataink, valamint *Kovács és mtsai* (1993), illetve *Tózsér és mtsai* (1996) eredményei alapján - fix hatásként vettük figyelembe. A munka során mind a két tulajdonságot egymástól külön kezeltük és külön-külön modellszámítást végeztünk. Az alkalmazott modellek általános alakját a következőképp írtuk fel:

$$\text{VS esetén: } Y_{ijklmno} = \mu + S_i + C_j + Y_k + M_l + I_m + b(x_{ijklmn} - X) + e_{ijklmno}$$

$$\text{KVS esetén: } Y_{ijklmn} = \mu + S_i + C_j + Y_k + M_l + I_m + e_{ijklmn}$$

(ahol: Y_{ijklmn} = i-edik apától, j korú anyától, k évben, m évszakban, n ivarú, o korú választott borjú választási súlya (ill. 205 napra korrigált választási súlya). μ = az összes megfigyelés átlaga; S_i = a bika véletlen hatása; C_j = a tehén életkorának fix hatása; Y_k = a születési év fix hatása; M_l = az születési évszak fix hatása; I_m = a borjú ivarának fix hatása; b = regressziós koefficiens (választási életkor); e_{ijklmn} = véletlen hiba)

A vizsgált tényezők közül egyet függő, a többit pedig független változóként kezeltünk. Így az adott tényezőre kapott eredmény mindig a fennmaradó hatások alapján korrigálva lett. A dolgozatban szereplő eredmények tehát becslt adatok, melyek az adott tényező hatását a vizsgált tulajdonságra a többi tényező hatását kiszűrve mutatják.

Valamennyi tulajdonság esetén a fent említett hatások szignifikancia vizsgálatát is elvégeztük. Azokban az esetekben, ahol az F-próba szignifikáns különbséget mutatott, a csoportok közti különbségek kimutatására - a homogén variancia következtében - *Tukey* tesztet használtunk.

Munkánk során az előzőekben bemutatott adatbázist különböző BLUP modellekkel (*Henderson*, 1975) is kiértékeltek. Három különböző modellt állítottunk össze, majd az ezekkel kapott eredményeket egymással összehasonlítottunk. A három modell közül egy apamodell, kettő pedig egyedmodell volt (*Szőke és Komlósi*, 2000). A munka során a két tulajdonságot egymástól itt is külön kezeltük és külön-külön modellszámítást végeztünk. A három különböző modellt, valamint az összeállításuk során figyelembe vett kiindulási paramétereket az 1. táblázatban mutatjuk be.

Az apamodell (M1) teljesen azonos volt azzal, mint amivel a környezeti tényezők

1. táblázat

Az alkalmazott modellek

Modell száma (1)	Modell 1 (M1)	Modell 2 (M2)	Modell 3 (M3)
Modell típusa (2)	Apamodell (16)	Egyedmodell (17)	Egyedmodell
Random hatások (3)			
- apa (4)	+	+	+
- egyed (5)	-	+	+
- anya (6)	-	+	+
Fix hatások (7)			
- anya elléskori életkora (8)	+	+	+
- születési évjárat (9)	+	+	+
- születési évszak (10)	+	+	+
- borjú ivara (11)	+	+	+
Egyéb hatások (12)			
- anyai genetikai hatás (13)	-	-	+
- anya állandó körny. hatása (14)	-	-	+
Kovariáns (választási életkor)* (15)	+	+	+

*csak a választási súly esetén (18); + = a modell ezt a hatást tartalmazza (19); - = a modell ezt a hatást nem tartalmazza (20)

Table 1. The used models

number of model (1); type of model (2); random effects (3); sire (4); animal (5); dam (6); fix effects (7); age of dam at calving (8); birth year (9); birth season (10); sex of calf (11); other effects (12); maternal genetic effect (13); maternal permanent environmental effect (14); covariant (age at weaning) (15); sire model (16); animal model (17); only in case of weaning weight (18); the model include this effect (19); the model doesn't include this effect (20)

hatását határoztuk meg, így azt itt nem ismételjük. A munka során az apamoddellel két variancia komponenst becsültünk. Ezek a genetikai variancia (ivadékcsoportok közötti variancia; V_g), valamint a környezeti variancia (ivadékcsoporton belüli variancia; V_k) voltak. A fenotípusos varianciát (V_f) a genetikai variancia és a környezeti variancia összegeként határoztuk meg ($V_f = V_g + V_k$). Az örökölhetőségi értéket (h^2) a genetikai variancia és a fenotípusos variancia hányadosaként számítottuk ki ($h^2 = V_g / V_f$) (Bene, 2013).

Ezt követően a vizsgálatban szereplő összes apa tenyésztértékét megbe-csültük a választási súly és a 205 napra korrigált választási súly tulajdonságra. A tenyésztértéket az apa ivadékcsoportjának átlagos teljesítménye, valamint a teljes populáció átlagos teljesítményének a különbségeként határoztuk meg. A becsült tenyésztértékek ismeretében az apák rangsorait is felállítottuk a vizsgált tulajdonságokban.

Az apamodell futtatását Harvey (1990) „Least Square Maximum Likelihood” eljárása szerint, „Harvey” programmal végeztük.

Munkánk során az adatbázis kiértékelésére két különböző egyedmodellt (M2 és M3) alkalmaztunk. Ezek annyiban különböztek egymástól, hogy a 3-as mo-

dellbe (M3) beépítettük az anyai genetikai hatást és az anya állandó környezeti hatását is (Bene, 2007). Ezen kívül a modellek teljesen azonosak voltak, mindkettő egyformán tartalmazta a pedigrére vonatkozó random hatásokat (a rokonsági mátrixban az apákra, anyákra és a nagyszülőkre vonatkozó adatok szerepeltek), az apamodellnél bemutatott fix hatásokat, valamint a választási életkort (a választási súly tulajdonság esetén). Az alkalmazott egyedmodellek általános alakja az alábbiak szerint írható fel:

$$M2: y = Xb_i + Zu + e$$

$$M3: y = Xb_i + Zu + Wm + Spe + e$$

(ahol: y = a megfigyelés vektora (választási súly, ill. 205 napra korrigált választási súly); b = a fix hatás(ok) vektora; u = a véletlen hatás vektora (egyed); m = az anyai genetikai hatás vektora; pe = az anya állandó környezeti hatásának vektora; e = hiba vektor; X = a fix hatások előfordulási mátrixa; Z = a véletlen hatások előfordulási mátrixa; W = az anyai genetikai hatás előfordulási mátrixa; S = az anya állandó környezeti hatásának előfordulási mátrixa)

Az egyedmodellel becsülhető populációgenetikai paramétereket, valamint azok számításának menetét Willham (1972), valamint Lengyel (2005) részletesen ismertette, így annak újbóli bemutatásától itt eltekintünk.

A vizsgálatban szereplő összes apa tenyésztékét egyedmodellel is megbecsültük a választási súly tulajdonság esetén. Az ide vonatkozó irányelvek megegyeztek az apamodellnél leírtakkal, így azt itt nem ismételjük.

Az egyedmodell esetén a populációgenetikai paramétereket és a tenyésztékeket - Lengyel és mtsai (2004), valamint Lengyel (2005) iránymutatása alapján - a DFREML (Meyer, 1998) és az MTDFREML (Boldman és mtsai, 1993) programokkal becsültük.

A három különböző BLUP modellel az apák választási súly és 205 napra korrigált választási súly tulajdonságra számított tenyésztéke alapján három rangsort állítottunk fel. A modellnek az apák rangsorára gyakorolt hatást Núñez-Dominguez és mtsai (1995), valamint Lengyel (2004, 2005) vizsgálataihoz hasonlóan rangkorreláció számítással határoztuk meg. Ehhez a MS Excel statisztikai programcsomagját használtuk.

EREDMÉNYEK ÉS ÉRTÉKELESÜK

Eredményeink szerint - amint az 2. táblázatban látható - az apa, a tehének elléskori életkora, az év, az évszak, az ivar, valamint a választási életkor szignifikánsan ($p < 0,05$, ill. $p < 0,01$) befolyásolta a választási súlyt, illetve a 205 napra korrigált választási súlyt. A vizsgált tényezők közül a legnagyobb hatása a választási súly esetében a választási életkornak (60,26%), a 205 napra korrigált választási súly esetén pedig a születési évjáratnak (53,74%) volt. Az ivar hatása mindkét tulajdonság alakulására számottevő mértékűnek bizonyult (15,53%, ill. 27,51%). A fenotípusra a legkisebb hatást mind a két tulajdonság esetén az apa (0,81%, ill. 1,65 %) gyakorolta. Ezek az eredményekhez hasonlóak ahhoz, mint amit munkájuk során Nelsen és Kress (1981), Kovács és mtsai (1993), Szabó és Gajdi (1993), Jakubec és mtsai (2003), valamint Nagy és mtsai (2004) tapasztaltak.

2. táblázat

A vizsgált tényezők hatása az értékelt tulajdonságokra

Tényező (1)	Osztályok (2)	A tényező hatása és aránya a fenotípusban (3)			
		VS		KVS	
		p	%	p	%
Apa (S) (4)	11	<0,01	0,81	<0,05	1,65
Anya elléskori életkora (D) (5)	9	<0,001	2,86	<0,001	5,68
Évjárat (Y) (6)	3	<0,001	16,87	<0,001	53,74
Évszak (S) (7)	2	<0,001	3,38	<0,001	10,79
Ivar (I) (8)	2	<0,001	15,53	<0,001	27,51
Választási életkor (b)* (9)	-	<0,001	60,26	-	-
Hiba (10)	-	-	0,29	-	0,63
Összesen (11)	-	-	100,00	-	100,00

VS = választási súly (12); KVS = 205-napra korrigált választási súly (13); * = kovariáns (14); - = a modell ezt a hatást nem tartalmazza (15)

Table 2. The effect of different factors on the examined traits

factor (1); classes (2); the effect and rate of factors in phenotype (3); sire (4); age of dam at calving (5); year (6); season (7); sex of calf (8); age at weaning (9); error (10); total (11); VS = weaning weight (12); KVS = 205-day weight (13); * = covariant (14); the model doesn't include this effect (15)

A különböző környezeti tényezők hatását a választási tulajdonságokra a 3. táblázatban mutatjuk be. Az eredmények alapján megállapítható, hogy a tehenek életkorának növekedésével 7 éves korig nőtt a választási súly (199,1 kg), valamint a 205 napra korrigált választási súly (244,7 kg). A 8 éves tehenek borjai azonban mind a fiatalabb, mind a 9-10 éves tehenek borjaitól kisebb választási eredményeket mutattak (187,6 kg, ill. 232,0 kg). A 9-10 éves korosztály eredményei hasonlóak voltak a 6-7 éves tehenek borjainak választási mutatóihoz. A 11 éves és annál idősebb tehenek esetében csökkenés volt tapasztalható mind a választási súlyban, mind pedig a 205 napra korrigált választás súlyban. Eredményeink alapján megállapítható, hogy a javakorabeli tehenek borjai jobb választási eredményeket mutattak, mint a fiatal, vagy idős egyedek ivadécai. Ez a tendencia a húsmarhatenyésztésben jól ismert, a mértékadó szakirodalmi források túlnyomó része (Bölcskey és mtsai, 1980; Lengyel és mtsai, 2004; Nagy és mtsai, 2004; Szabó és mtsai, 2007ab) hasonló adatokról számolt be.

Az évjárat hatását vizsgálva megállapítható, hogy a legjobb választási eredmények (választási súly 202,7 kg, ill. 205 napra korrigált választási súly 254,2 kg) 2014-ben születtek. A 2015-ös év adatai azonban az előző két évhez képest jóval szerényebbnek bizonyultak (választási súly 174,0 kg, ill. 205 napra korrigált választási súly 211,5 kg), mely valószínűleg a rendkívül száraz és meleg nyárnak volt tulajdonítható. Az évjárat hatását szintén több szerző (Pell és Thayne, 1978; Bölcsey és mtsai, 1980; Tózsér és mtsai, 1996; Jakubec és mtsai, 2003) eredményeihez hasonlónak találtuk.

A születési évszak és az ivar hatása vizsgálatunkban a meglévő szakirodalmi források (Bölcskey és mtsai, 1980; Szabó és Gajdi, 1993; Nagy és mtsai, 2004) adataihoz hasonlóan alakult. A tavasszal született borjak választási mutatószámai (206,6 kg, ill. 249,0 kg) nagyobbak voltak a nyári ellésekből származó társaikénál (180,6 kg, ill. 221,4 kg). A bikák (198,0 kg, ill. 243,9 kg) pedig nagyobbak voltak az üszőkénél (183,2 kg, ill. 226,5 kg).

3. táblázat

A környezeti tényezők hatása a vizsgált tulajdonságokra

Tényezők (1)	N	Tulajdonságok (2)	
		VS (kg)	KVS (kg)
	567	Főátlag (3)	
		190,6±2,7	235,2±3,1
		eltérés a főátlagtól (4)	
Anya életkora elléskor (év) (5)			
- 3	102	^a -18,2	^a -22,7
- 4	116	^b -10,5	^b -13,8
- 5	74	^c -1,0	^c -1,8
- 6	41	^d +6,2	^d +7,9
- 7	53	^d +8,8	^{de} +9,5
- 8	60	^c -3,0	^c -3,2
- 9	42	^{de} +8,4	^e +12,2
- 10	39	⁺ 12,5	^e +15,9
- 11≤	40	^c -3,3	^c -3,9
Évjárat (6)			
- 2013	157	^a +4,5	^a +4,7
- 2014	196	^b +12,1	^b +19,0
- 2015	214	^c -16,6	^c -23,7
Születési évszak (7)			
- tavasz (8)	537	^a +10,0	^a +13,8
- nyár (9)	30	^b -10,0	^b -13,8
Borjú ivara (10)			
- üsző (11)	281	^a -7,4	^a -8,7
- bika (12)	286	^b +7,4	^b +8,7

VS = választási súly (13); KVS = 205-napra korrigált választási súly (14); az azonos betűt nem tartalmazók egymástól szignifikánsan ($p < 0,05$) különböznek (15)

Table 3. The effect of the environmental factors on the evaluated traits

factors (1); traits (2); grand mean (3); distance from grand mean (4); age of dam at calving (year) (5); calving year (6); calving season (7); spring (8); summer (9); sex of calves (10); heifer (11); bull (12); weaning weight (13); 205-day weight (14); treatments without the same superscript differ significantly ($p < 0.05$) (15)

4. táblázat

A számított populációgenetikai paraméterek

Para- méter(1)	VS			KVS		
	M1	M2	M3	M1	M2	M3
σ_d^2	92,96	73,71	75,74	140,48	113,01	114,90
σ_m^2	-	-	53,29	-	-	83,52
σ_{dm}	-	-	-57,11	-	-	-86,64
σ_{pe}^2	-	-	0,00	-	-	0,00
σ_e^2	550,79	497,69	499,42	945,72	864,50	865,23
σ_p^2	643,75	571,10	571,33	1086,20	977,51	977,00
h_d^2	0,14±0,11	0,13±0,09	0,13±0,10	0,13±0,11	0,12±0,08	0,12±0,10
h_m^2	-	-	0,09±0,00	-	-	0,09±0,06
r_{dm}	-	-	-0,90±0,36	-	-	-0,88±0,36
c^2	-	-	0,00±0,06	-	-	0,00±0,00
e^2	0,86±0,11	0,87±0,09	0,87±0,09	0,87±0,12	0,88±0,08	0,89±0,09
$h_m^2 + c^2$	-	-	0,09	-	-	0,09
h_T^2	0,14	0,13	0,03	0,13	0,12	0,03

σ_d^2 = direkt additív genetikai variancia (2); σ_m^2 = anyai genetikai variancia (3); σ_{dm} = direkt-anyai kovariancia (4); σ_{pe}^2 = anyai állandó környezeti variancia (5); σ_e^2 = hiba (egyéb környezeti) variancia (6); σ_p^2 = fenotípusos variancia (7); h_d^2 = direkt örökölhetőség (8); h_m^2 = anyai örökölhetőség (9); r_{dm} = direkt-anyai genetikai korreláció (10); c^2 = állandó környezeti variancia aránya a fenotípusban (11); e^2 = a hiba variancia aránya a fenotípusban (12); h_T^2 = teljes örökölhetőség (13); VS = választási súly (14); KVS = 205-napra korrigált választási súly (15); M1, M2, M3 = alkalmazott modellek (16)

Table 4. The calculated population genetics parameters

parameter (1); σ_d^2 = additive direct genetic variance (2); σ_m^2 = maternal genetic variance (3); σ_{dm} = direct maternal genetic covariance (4); σ_{pe}^2 = maternal permanent environmental effect (5); σ_e^2 = residual variance (6); σ_p^2 = phenotypic variance (7); h_d^2 = direct heritability (8); h_m^2 = maternal heritability (9); r_{dm} = direct-maternal genetic correlation (10); c^2 = the ratio of the permanent environmental variance to the phenotypic variance (11); e^2 = the ratio of the residual variance to the phenotypic variance (12); h_T^2 = total heritability (13); weaning weight (14); 205-day weight (15); M1, M2, M3 = used models (16)

Az 567 charolais borjú választási adatbázisán becsült populációgenetikai paramétereket a 4. táblázatban foglaltuk össze. A választási súly és a 205 napra korrigált választási súly direkt örökölhetősége apamoddellel becsülve $h_d^2 = 0,14 \pm 0,11$, illetve $h_d^2 = 0,13 \pm 0,11$, míg egyedmoddellel becsülve $h_d^2 = 0,13 \pm 0,10$, illetve $h_d^2 = 0,12 \pm 0,10$ volt. Az vizsgált választási mutatószámok örökölhetősége tehát gyengének bizonyult. Ezek az értékek ugyan hasonlóak voltak Eler és mtsai (1995), Van Vleck és mtsai (1996), valamint Splan és mtsai (1998) eredményeihez, de a szakirodalom nagyobb részében az általunk tapasztaltnál rendszerint nagyobb h^2 értékekkel találkozhatunk.

A 3-s számú modell (M3) adataiból látható, hogy a direkt additív genetikai hatás és az anyai genetikai hatás közötti korreláció előjele negatív ($r_{dm} = -0,90 \pm 0,36$ és

-0,88±0,36) volt, azaz a két hatás között szoros negatív összefüggést találtunk. Ez hasonló volt Keeton és mtsai (1996), Lee és mtsai (1997), Kaps és mtsai (2000), valamint Roso és mtsai (2005) eredményeihez. Eltérés mutatkozott viszont Meyer (1992) és Núñez-Dominguez és mtsai (1993) vizsgálataitól, akik pozitív értékeket tapasztaltak.

Az 5. táblázat a vizsgált 11 charolais apa becsült tenyészértékét, a 6. táblázat az apák becsült tenyészértékei alapján felállított rangsorát tartalmazza a választási súly és a 205 napra korrigált választási súly tulajdonságra. A direkt additív genetikai hatás alapján becsült tenyészértékek alapján az adatbázisban szereplő apák közül a legjobbnak a 22077-es számú bizonyult. Ennek tenyészértéke - a három különböző BLUP modell adatai szerint - a választási súlyra vonatkozóan +10,9 kg, +12,7 kg, +12,8 kg, a 205 napra korrigált választási súlyra vonatkozóan pedig +14,3 kg, +14,3 kg, +14,4 kg volt. A legkisebb tenyészértékű apának a 23579-es számú tenyészbika bizonyult, melynek ivadéka a választási súly esetén nagyságrendileg 11 kg-mal, 205 napra korrigált választási súly esetén pedig mintegy 13 kg-mal voltak kisebbek a populáció átlagánál. A többi apa tenyészértéke mindkét tulajdonság esetén egymáshoz hasonló volt.

5. táblázat

Tenyész bikák becsült tenyészértékei a vizsgált tulajdonságokban

Apa száma (1)	n*	VS (kg)				KVS (kg)			
		M1	M2	M3		M1	M2	M3	
				Direkt (2)	Anyai (3)			Direkt	Anyai
20474	16	-0,8	-2,1	-2,2	+1,7	-3,2	-3,2	-3,2	+2,4
20477	26	+6,3	+3,5	+3,5	-2,7	+3,9	+3,9	+3,9	-3,0
22077	103	+10,9	+12,7	+12,8	-9,7	+14,3	+14,3	+14,4	-10,8
22107	79	+6,1	+4,9	+5,0	-3,8	+6,8	+6,8	+6,9	-5,2
23579	85	-5,2	-11,0	-11,1	+8,4	-13,6	-13,6	-13,3	+10,3
23583	41	+0,3	-1,1	-1,1	+0,9	-2,6	-2,6	-2,6	+2,0
24655	84	+3,0	+1,0	+1,0	-0,8	+3,9	+3,9	+3,9	-3,0
24656	32	+3,0	+0,9	+1,0	-0,8	+0,8	+0,8	+0,8	-0,6
25384	76	+3,7	+1,9	+1,9	-1,4	+1,6	+1,6	+1,6	-1,2
25633	6	-22,9	-6,9	-7,1	+5,3	-8,2	-8,2	-8,4	+6,3
25634	19	-4,4	-3,8	-3,8	+2,9	-3,6	-3,6	-3,6	+2,7
FÁ	567	190,6±2,7				235,2±3,1			

*ivadékok száma (4); VS = választási súly (5); KVS = 205-napra korrigált választási súly (6); M1, M2, M3 = alkalmazott modellek (7); FÁ = főátlag (8)

Table 5. The breeding value of sires on the estimated traits

registration number of sires (1); direct (2); maternal (3); number of progeny of sire (4); weaning weight (5); 205-day weight (6); M1, M2, M3 = used models (7); grand mean (8)

6. táblázat

Tenyészbikák rangsora a vizsgált tulajdonságokban

Apa száma (1)	n*	VS (kg)				KVS (kg)			
		M1	M2	M3		M1	M2	M3	
				Direkt (2)	Anyai (3)			Direkt	Anyai
20474	16	8	8	8	4	8	8	8	4
20477	26	2	3	3	9	3	3	3	9
22077	103	1	1	1	11	1	1	1	11
22107	79	3	2	2	10	2	2	2	10
23579	85	10	11	11	1	10	11	11	1
23583	41	7	7	7	5	7	7	7	5
24655	84	6	5	6	6	4	4	4	8
24656	32	5	6	5	7	6	6	6	6
25384	76	4	4	4	8	5	5	5	7
25633	6	11	10	10	2	11	10	10	2
25634	19	9	9	9	3	9	9	9	3

*ivadékok száma (4); VS = választási súly (5); KVS = 205-napra korrigált választási súly (6); M1, M2, M3 = alkalmazott modellek (7)

Table 6. The rank of sires on the estimated traits

registration number of sires (1); direct (2); maternal (3); number of progeny of sire (4); weaning weight (5); 205-day weight (6); M1, M2, M3 = used models (7)

7. táblázat

Rangkorrelációs értékek az apák különböző modellekkel felállított rangsora között

r	VS-M2	VS-M3D	VS-M3A	KVS-M1	KVS-M2	KVS-M3D	KVS-M3A
VS-M1	0,97*	0,98*	-0,98*	0,96*	0,96*	0,96*	-0,96*
VS-M2		0,99*	-0,99*	0,98*	0,99*	0,99*	-0,99*
VS-M3D			-0,99*	0,96*	0,97*	0,97*	-0,97*
VS-M3A				-0,96*	-0,97*	-0,97*	0,97*
KVS-M1					0,99*	0,99*	-0,99*
KVS-M2						0,99*	-0,99*
KVS-M3D							-0,99*

*p<0,01; VS = választási súly (1); KVS = 205-napra korrigált választási súly (2); M1, M2, M3 = alkalmazott modellek (3)

Table 7. Rank correlation values between the ranks of sires

weaning weight (1); 205-day weight (2); M1, M2, M3 = used models (3)

Azon bikák (pl.: 23579, 25633), melyek anyai hatásra becsült tenyésztértékei átlag felettié voltak, a direkt hatásra becsült tenyésztértékek esetén utolsók lettek a rangsorban, és ez fordítva is igaz volt (pl.: 22077, 22107). Ez a két hatás közti erős negatív korrelációval ($r_{dm} = 0,88-0,90$) magyarázható. Az eredmények azt is tükrözik, hogy az a bika (pl.: 22077), melynek választási súlyra becsült tenyésztértékei jók voltak, tenyésztértékei a 205-napos súly estében is hasonlóan jónak bizonyultak.

A vizsgálatban szereplő 11 tenyészbika apa- és egyedmodellel becsült direkt (és anyai) tenyésztértékét összehasonlítva látható, hogy a tenyésztértékek között abszolút értékben jelentős eltérések lehettek, sőt, előjelváltás (javító - rontó hatás) is előfordulhat (pl. a 23583-as bika esetében). Ezért rangkorreláció segítségével azt is megvizsgáltuk, hogy az említett különbség okoz-e eltérést az apák rangsorában. Az eredményeket a 7. táblázat mutatja. A különböző modellel becsült direkt rangsorok alapján kapott rangkorrelációs együtthatók (r_{rang}) minden esetben 0,90 feletti szoros és pozitív irányú, statisztikailag megbízható ($p < 0,01$) kapcsolatot mutattak. Ez azt jelenti, hogy a rangsor kevésbé változik, akár apa-, akár egyedmodellel becsüljük a tenyésztértékeket. Az anyai és a direkt rangsorok között minden esetben -0,90-nél kisebb, szoros negatív irányú összefüggést találtunk, mely az r_{dm} értékek ismeretében várakozásainknak megfelelő volt. Vizsgálatai során Lengyel (2004) hasonlóan szoros összefüggésekről számolt be fajtatiszta limousin állományok választási adatainak apa- és egyedmodellel történő értékelését követően.

KÖVETKEZTETÉSEK ÉS JAVASLATOK

A vizsgált gazdaságban a charolais borjak választási eredményei a korábbi vizsgálatokhoz hasonlóan alakultak. A 205 napra korrigált választási súly megfelelt a fajta hazai elvárásainak, de a választási súly - feltehetően a korai választás következtében (az átlagos választási életkor csupán 160 nap volt) - kisebb volt annál, mint amit a fajtában rejlő potenciál következtében elvárhatnánk. A nagyobb gazdasági eredmény elérése céljából javasolható, hogy az értékesítésre szánt borjak választása három, vagy akár négy héttel később történjen. Ezt alátámasztja az is, hogy a választási életkornak 60% feletti szerepe volt a választási súly tulajdonság kialakításában.

A környezeti tényezők hatásának vizsgálata során az előzetesen várt eredményeket kaptuk. Vizsgálatunk ismételten megerősíti azokat a korábbi tudományos eredményeket, gyakorlati tapasztalatokat és megállapításokat, melyek szerint a javakorabeli tehenek nagyobb borjakat nevelnek, mint a fiatal, vagy öreg egyedek, a tavaszi borjak nagyobbak, mint a nyári születésűek, a bikaborjak pedig jobb választási mutatószámokkal rendelkeznek, mint az üszőborjak. Ezek a szarvasmarha tejtermelésének sajátosságaival, a tavaszi legelők jobb állapotával, illetve a fajban megfigyelhető ivari dimorfizmussal magyarázhatók.

Számos korábbi információval rendelkezünk arról, hogy erősen szelektált állományban (pl. jelen esetben, egy gazdaság adatainak feldolgozása esetén) a h^2 értékek eltérhetnek attól, mint amit nagy létszámú, országos méretű populációk esetén kaphatunk. Ennek következtében számításaink során a vizsgált értékmérő tulajdonságok örökölhetőségét - a szakirodalmi források egy részének eredményeitől eltérően - kicsinek ($h^2 = 0,12-0,14$) találtuk. Megállapítható, hogy a szóban

forgó választási tulajdonságok alakulására a környezet jóval nagyobb hatást gyakorolt, mint az örökletes genetikai háttér. A számított h^2 értékek csak arra a populációra igazak, amelyek adataiból meghatározásra kerültek, így azok felhasználást a nemesítő munka során csak a szóban forgó gazdaságban javasolhatjuk.

Véleményünk szerint az anyai genetikai hatás (szűkebb értelemben a tejtermelő-képesség genetikailag meghatározott része) számottevő fontosságú lehet a borjú fenotípusának alakulására, ugyanis eredményeink alapján mindkét tulajdonság esetén az anyai és a direkt örökölhetőség majdnem egyforma nagyságú volt. Ez a megállapítás ismételten felhívja a figyelmet a borjúnevelő-képesség fontosságára a húsmarha tenyésztésben.

A fajtatiszta charolais állomány adatainak a kiértékelése során az apamodellel és az egyedmodellel kapott eredmények (populációgenetikai paraméterek, tenyészértékek) egymástól ugyan különböztek, de ezek a különbségek az apák választási súly és 205 napra korrigált választási súly tulajdonság alapján becsült tenyészértéke alapján felállított rangsorában jelentős eltéréseket nem okoztak. Ezt igazolják az ide vonatkozó nagyon szoros rangkorrelációs értékek is.

Nem találtunk ugyanakkor nagymértékű különbségeket a gazdaságban használt tenyész bikák tenyészértékei között. Ha a vizsgált tulajdonságok szempontjából legjobb (leginkább javító hatású) 22077-es és legrosszabb (leginkább rontó hatású) 25633-as bika tenyészértékét kivesszük az értékelésből, a fennmaradó kilenc apa ivadéka között csak nagyon kis eltéréseket találhatunk. Az apák ilyenforma hasonlósága egyrésztől magyarázatot adhat a viszonylag kicsi örökölhetőségi értékekre, másrésztől pedig jól jellemzi a gazdaságban az apák kiválasztáshoz és használatához fűződő tenyésztői szemléletet is.

A három különböző BLUP modellel becsült paraméterek nagyon hasonlóak voltak egymáshoz. Az eredmények olyan szintű hasonlóságot mutattak, hogy nem láttuk értelmét annak, hogy a modellek közül kiválasszuk a legjobbat. Mindezekből az a következtetés vonható le, hogy az azonos körülmények között tartott állományok esetében - ahol a genotípus x környezet kölcsönhatás nem mérhető - az egyszerűbb modellek alkalmazásával is szakmailag megbízható tenyészértékeket kaphatunk.

Valószínűsíthetően a kis egyedszám miatt a kapott örökölhetőségi- és tenyészértékek hibavarianciája meglehetősen nagyra bizonyult. A dolgozatunkban bemutatott, ide vonatkozó eredmények ezért csak tájékoztató jellegűnek tekinthetők.

IRODALOMJEGYZÉK

- Bene Sz. (2007): Különböző fajtájú húshasznú tehének néhány értékmérője azonos környezetben. Doktori (PhD) értekezés, Keszthely
- Bene Sz. (2013): Különböző fajtájú ménék STV eredménye hazánkban 1998-2010 között. 6. közlemény: Populációgenetikai paraméterek, tenyészértékek. Állattenyésztés és Takarmányozás, 62. 21-36.
- Bene Sz. - Komlósi I. - Nagy B. - Lengyel Z. - Szabó F. (2007): Többfajtás húsmarha tenyészértékbecslés a választási eredmények alapján. Állattenyésztés és Takarmányozás, 56. 521-539.
- Boldman, K. G. - Kriese, L. A. - Van Vleck, L. D. - Kachman, S. D. (1993): A manual for use of MTDFREML. A set of programs to obtain estimates of variances and covariances. USDA-ARS, Clay Center, NE. USA

- Bölcskey K. - Enyedi S. - Lányi I.-né - Szuromi A. (1980): A tavaszi és az őszi születésű húsborjak választási teljesítménye. Állattenyésztés, 29. 225-231.
- Dodenhoff, J. - Van Vleck, L. D. - Gregory, K. E. (1999): Estimation of direct, maternal and grandmaternal genetic effects for weaning weight in several breeds of beef cattle. J. Anim. Sci., 77. 840-845.
- Eler, J. P. - Van Vleck, L. D. - Ferraz, J. B. S. - Lobo, R. B. (1995): Estimation of variances due to direct and maternal effects for growth traits of Nelore cattle. J. Anim. Sci., 73. 3253-3258.
- Fördős A. - Márton I. - Keller K. - Bene Sz. (2009): Angus borjak választási eredménye. 3. Genotípus x környezet kölcsönhatás. Állattenyésztés és Takarmányozás, 58. 55-64.
- Gáspárdy A. - Szabára L. - Sváb L. - Bodó I. (1998): Charolais borjak választási súlyának üzemi értékelése egyedi állatmodell alkalmazásával. Állattenyésztés és Takarmányozás, 47. 503-513.
- Guba S. (szerk.) (1985): A szarvasmarha tenyésztése. Mezőgazdasági Kiadó, Budapest. 103-105.
- Harvey, W. R. (1990): User's guide for LSLMW and MIXMDL PC-2 version Mixed Model Least-Squares and Maximum Likelihood Computer Program. The Ohio State University. Columbus, OH. USA
- Henderson, C. R. (1975): Best linear unbiased estimation and prediction under a selection model. Biometrics 31. 423-447.
- Jakubec, V. - Schlote, W. - Riha, J. - Majzlik, I. (2003): Comparing of growth traits of eight beef cattle breeds in the Czech Republic. Arch. Tierz., 46. 143-153.
- Kaps, M. - Herring, W. O. - Lamberson, W. R. (2000): Genetic and environmental parameters for traits derived from the Brody growth curve and their relationships with weaning weight in Angus cattle. J. Anim. Sci., 78. 1436-1442.
- Keeton, L. L. - Green, R. D. - Golden, B. L. - Anderson, K. J. (1996): Estimation of variance components and prediction of breeding values for scrotal circumference and weaning weight in Limousin cattle. J. Anim. Sci., 74. 31-36.
- Kovács A. - Szűcs E. - Völgyi Csík J. (1993): A tenyészkörzet, az évszak és az ivar szerepe a limousin borjak választási teljesítményében. Állattenyésztés és Takarmányozás, 42. 117-130.
- Kovács A. Z. (1997): Magyarországon tartott néhány húshasznosítású szarvasmarhafajta tejének összetétele. Állattenyésztés és Takarmányozás, 46. 175-187.
- Lee, C. - Van Tassel, C. P. - Pollak, E. J. (1997): Estimation of genetic variance and co-variance components for weaning weight in Simmental cattle. J. Anim. Sci., 75. 325-330.
- Lengyel Z. (2005): Húshasznú borjak választási eredményét befolyásoló környezeti és genetikai tényezők. Doktori (PhD) értekezés, Keszthely
- Lengyel Z. - Balika S. - Polgár J. P. - Szabó F. (2004): Hazai limousin állományok ellés lefolyásának és választási eredményeinek vizsgálata. 2. közlemény: Apa- és egyedmodell összehasonlítása. Állattenyésztés és Takarmányozás, 53. 199-211.
- Meyer, K. (1998): DFREML. Version 3.0. User Notes.
- Meyer, K. (1992): Variance components due to direct and maternal effects for growth traits of Australian beef cattle. Liv. Prod. Sci., 31. 179-204.
- Nagy B. - Bodó I. - Gera I. - Lengyel Z. - Török M. - Szabó F. (2004): Magyar szürke szarvasmarha állományok választási eredményei. Állattenyésztés és Takarmányozás, 53. 503-513.
- Nelsen, T. C. - Kress, D. D. (1981): Additive and multiplicative correction factors for sex and age of dam in beef cattle weaning weight. J. Anim. Sci., 53. 1217.
- Núñez-Dominguez, R. - Van Vleck, L. D. - Boldman, K. G. - Cundiff, L. V. (1993): Correlations for genetic expression for growth of calves of Hereford and Angus dams using a multivariate animal model. J. Anim. Sci., 71. 2330-2340.
- Núñez-Dominguez, R. - Van Vleck, L. D. - Cundiff, L. V. (1995): Prediction of genetic values of sires for growth traits of crossbred cattle using a multivariate animal model with heterogeneous variances. J. Anim. Sci., 73. 2940-2950.
- Pell, E. - Thyne, W. (1978): Factors influencing weaning weight and grade of West Virginia beef calves. J. Anim. Sci., 46. 596-603.

- Roso, V. M. - Schenkel, F. S. - Miller, S. P. - Wilton, J. W. (2005): Additive, dominance, and epistatic loss effects on preweaning weight gain of crossbred beef cattle from different *Bos taurus* breeds. *J. Anim. Sci.*, 83. 1780-1787.
- Splan, R. K. - Cundiff, L. V. - Van Vleck, L. D. (1998): Genetic parameters for sex-specific traits in beef cattle. *J. Anim. Sci.*, 76. 2272-2278.
- Szabó F. (szerk.) (1998): Húsmarhatenyésztés. Mezőgazda Kiadó, Budapest.
- Szabó F. - Balika S. - Szűcs M. - Bene Sz. (2007a): Limousin borjak választási eredményei, 1. közlemény, Környezeti hatások, Állattenyésztés és Takarmányozás, 56. 541-549.
- Szabó F. - Bene Sz. - Nagy L. - Erdei I. - Márton D. - Török M. - Lengyel Z. (2005): Néhány tényező hatása a húshasznú borjak választási súlyára. Állattenyésztés és Takarmányozás, 53. 15-25.
- Szabó F. - Domokos Z. - Lengyel Z. - Zsuppán Zs. - Bene Sz. (2007b): Charolais borjak választási eredménye. 1. Környezeti hatások. Állattenyésztés és Takarmányozás, 56.3. 213-223.
- Szabó F.- Gajdi J. (1993): Néhány tényező hatása a hereford borjak választási tömegére. Állattenyésztés és Takarmányozás, 42. 499-505.
- Szőke Sz. - Komlósi I. (2000): A BLUP modellek összehasonlítása. Állattenyésztés és Takarmányozás, 49. 231-246.
- Tőzsér J. - Dobra L. - Domokos Z. - Kertész I. - Zsoltész S. (1996): Charolais borjak választási teljesítményének értékelése egy törzstenyészetben. Állattenyésztés és Takarmányozás, 45. 349-357.
- Van Vleck, L. D. - Gregory, K. E. - Bennett, G. L. (1996): Direct and maternal covariances by age of dam for weaning weight. *J. Anim. Sci.*, 74. 1801-1805.
- Willham, R. L. (1972): The role of maternal effects in animal breeding: III. Biometrical aspects of maternal effects in animals. *J. Anim. Sci.*, 35. 1288-1293.
- Zándoki R. - Balázs F. - Márton I. - Tőzsér J. (2003): Az angus fekete és vörös színváltozatának választási teljesítményei egy tenyészetben. Állattenyésztés és Takarmányozás, 52. 203-213.

Érkezett: 2017. február

Szerzők címe: Kurucz E. - Bene Sz.

Pannon Egyetem, Georgikon Kar

Author's address: University of Pannonia, Georgikon Faculty

H-8360 Keszthely, Deák Ferenc u. 16.

bene-sz@georgikon.hu