

BLONDE D'AQUITAINE BORJAK VÁLASZTÁSI EREDMÉNYE*

2. Közlemény: GENETIKAI PARAMÉTEREK, TENYÉSZÉRTÉKEK

BENE SZABOLCS — BALIKA SÁNDOR — LENGYEL ZOLTÁN —
NAGY BARNABÁS — ZSUPPÁN ZSUZSA — SZABÓ FERENC

ÖSSZEFOGLALÁS

A szerzők 27 tenyészbika és 1173 tehén, 1993 és 2005 között született 3250 ivadékának (1575 bikaborjú és 1675 üszőborjú) választási súlyát, súlygyarapodást és 205. napos súlyát vizsgálták két hazai blonde d'aquitaine tenyészetben. A vizsgálat során variancia és kovariancia komponenseket, örökölhetőségi értékeket, valamint korrelációs együtthatókat számítottak. Az értékelést apamodellel és egyedmodellel végezték.

A választási súly, súlygyarapodás és a 205. napos súly direkt örökölhetősége (h^2_d) 0,55–0,57 közötti, anyai örökölhetősége (h^2_m) 0,32–0,34, közepes. A direkt és az anyai genetikai hatás közötti korreláció (r_{dm}) negatív, –0,57 és –0,66 közötti. Az anyai genetikai és az anyai állandó környezeti hatás együtt kisebb mértékben járult a fenotípushoz, mint a direkt genetikai hatás ($h^2_m + c^2 < h^2_d$). Az anyai állandó környezeti hatásának a fenotípushoz való hozzájárulása nem megbízható, (c^2) 2–3%. A hiba aránya a fenotípusban (e^2) 0,34–0,37 között változott.

A bikák két különböző modellel becsült tenyészértékei alapján felállított rangsorában a rang korreláció szoros pozitív összefüggést mutatott ($r_{rang}=0,97, 0,96, 0,95; P<0,01$).

A vizsgált blonde d'aquitaine tenyészetekben, a 2002-es évtől, az állomány borjúnevelőképességére számolt tenyészértékének javulása figyelhető meg.

SUMMARY

Bene, Sz. – Balika, S. – Lengyel, Z. – Nagy, B. – Zsuppán, Zs.Ms. – Szabó, F.: WEANING RESULTS OF BLONDE D'AQUITAINE BEEF CALVES. 2nd Paper: GENETIC PARAMETERS, BREEDING VALUES

Weaning weight, pre-weaning daily gain and 205-day weight of 3250 Blonde d'Aquitaine calves (1575 male and 1675 female) born from 27 sires between 1993–2005 were analysed in two herds in Hungary. Variance, covariance components, heritability values and correlation coefficients were estimated. Two models, sire model and animal model were used for breeding value estimation.

The direct heritability (h^2_d) of weaning weight, pre-weaning daily gain and 205-day weight was between 0.55 and 0.57. The maternal heritability (h^2_m) of these traits was 0.32 and 0.34. The direct-maternal correlations (r_{dm}) were medium and negative –0.57 and –0.66. Contribution of the maternal heritability and maternal permanent environment to phenotype are smaller than that of direct heritabilities ($h^2_m + c^2 < h^2_d$). The proportion of the variance of maternal permanent environment in the phenotypic variance (c^2) was small (2–3%). The ratio of the residual variance to the phenotypic variance was between 0.34 and 0.37.

The rank-correlation between the breeding values of the sires estimated with the two models was strong and positive ($r_{rank}=0.97, 0.96, 0.95; P<0.01$).

The genetic value of the examined Blonde d'Aquitaine herds for weaning results increased from year 2002 during the examined period.

* A munkát az OTKA (T042630), NKFP (4/0057/2004) és az NKFP (4/0025/2005) támogatta

BEVEZETÉS ÉS IRODALMI ÁTTEKINTÉS

A blonde d'aquitaine Franciaország harmadik legnagyobb létszámú és növekvő jelentőségű húsmarhafajtája, amelyet hazánkban is tenyésztünk. A választási eredmények alakulása e fajta esetében is fontos, hiszen a tehének egyetlen hozama a választott borjú, ezért az a hízó alapanyag, illetve a vágómarha előállítás gazdaságosságát nagymértékben befolyásolhatja. A választási súly a borjú örökölt növekedési erélyének és a tehének borjúnevelőképességének mutatója — fontos értékmérő tulajdonság és tenyészérték-becslési, valamint szelekciós kritérium — ezért fontos e tulajdonságok értékelése és azok genetikai paramétereinek becslése. A fajtatiszta blonde d'aquitaine állomány ugyan kisebb, mint a korábban importáltaké (charolais, limousin, hereford, angus), de a tehénlétszám hazánkban is növekszik, így e fajta nálunk is egyre fontosabbá válik.

A választási tulajdonságok genetikai paramétereinek, variancia és kovariancia komponenseinek becslésével számos külföldi és hazai kutató foglalkozott (*Willham*, 1972; *Johnnson és Morant*, 1984; *Trus és Wilton*, 1988; *Cubas és mtsai*, 1991; *Meyer*, 1992, 2002, 2004; *Meyer és mtsai*, 1993; *Núnez-Dominguez és mtsai*, 1993; *Szabó*, 1993; *Eler és mtsai*, 1995; *Falconer és mtsai*, 1996; *Van Vleck és mtsai*, 1996; *Cameron*, 1997; *Lee és mtsai*, 1997ab; *Baschnagel és mtsai*, 1998; *Pariacote és mtsai*, 1998; *Dodenhoff és mtsai*, 1999; *Carnier és mtsai*, 2000; *Marques és mtsai*, 2000; *Szőke és Komlósi*, 2000; *Albuquerque és Meyer*, 2001; *Duangjinda és mtsai*, 2001; *Ferraz és mtsai*, 2002; *Rosales-Alday és mtsai*, 2002; *Silveira és mtsai*, 2002; *Tózsér és mtsai*, 2002; *Lengyel és mtsai*, 2003, 2004; *Lengyel*, 2005; *Bene és mtsai*, 2006a). Ezen munkák eredményeit részletesen korábbi cikkünkben (*Bene és mtsai*, 2006b) mutattuk be. A felsorolt publikációkban néhány általános összefüggés, és több fajtára vonatkozó konkrét eredmény is található.

A hazai kutatók közül a legtöbb tulajdonság örökölhetőségére vonatkozóan *Szabó* (1993) közöl információt. *Tózsér és mtsai* (2002) limousin állományokban a választási súly örökölhetőségét 0,14-nek, *Lengyel és mtsai* (2003) 0,22-nek találták.

Ma a külföldi szakirodalomban sokat vizsgált kérdés a direkt és az anyai genetikai hatás közötti kapcsolat. A két hatás közötti kovariancia, illetve korreláció a szakirodalomban különböző előjelű és mértékű. *Dodenhoff és mtsai* (1999) charolais, hereford, limousin és szimentáli állományban $-0,12$, $-0,37$, $-0,18$ és $-0,10$ korrelációs értékről számolnak be a választási súly esetén.

Roso és mtsai (2005) keresztezett blonde d'aquitaine állományban a direkt és anyai genetikai hatás közti kovarianciát $-0,63$ -nak találták a választás előtti súlygyarapodás esetén.

Az anya állandó környezeti varianciájának az aránya a fenotípusban különböző nagyságrendű lehet. Ennek értékét *Baschnagel és mtsai* (1998), *Carnier és mtsai* (2000), *Duangjinda és mtsai* (2001), *Ferraz és mtsai* (2002), *Lee és mtsai* (1997b), *Meyer* (1992, 2004), *Núnez-Dominguez és mtsai* (1993), *Van Vleck és mtsai* (1996) 0 és 10% közöttinek találták. *Meyer* (2004) Ausztrália hereford populációjában végzett vizsgálatai szerint az anya állandó környezeti hatásának a fenotípushoz való hozzájárulása a választási súly esetén 21%.

Nunez-Dominguez és mtsai (1993) angus állományban 11%, *Pariacote és mtsai* (1998) hereford fajtában 14%-nak találta a választási súly esetében.

Az irodalmi adatok értékelése, szintézise alapján megállapítható, hogy a blonde d'aquitaine fajta választási eredményére vonatkozóan hazánkban eddig nem végeztek populációgenetika vizsgálatokat. Ugyancsak csekély, az erre utaló külföldi vizsgálatok száma is. Az irodalmi adatokból és más fajták esetében végzett vizsgálatok eredményéből kiindulva, jelen munkánk célja, a választási súly, a súlygyarapodás és a 205. napos súly variancia és kovariancia komponenseinek, valamint genetikai paramétereinek becslése apamodell és egyedmodell segítségével, két hazai blonde d'aquitaine állományban. Cél volt továbbá két modell összehasonlítása és a genetikai trend megállapítása is.

ANYAG ÉS MÓDSZER

Vizsgálatunkat két hazai blonde d'aquitaine tenyészet — a Dörögdi Mező Kft. (Taliándörögd) és az „Új Élet” Mezőgazdasági Szövetkezet (Martonvásár-Baracska) — adatbázisa alapján végeztük, melyet a blonde d'aquitaine fajta tenyésztését is felügyelő, Limousin Tenyésztők Egyesülete bocsátott a rendelkezésünkre. A vizsgálatainkban három tulajdonságot értékeltünk, nevezetesen a választási súlyt, a súlygyarapodást és a 205. napos súlyt. Az értékelésben 27 tenyészbika és 1173 tehén, 1993 és 2005 között született 3250 ivadéknak (1575 bikaborjú és 1675 üszőborjú) adatai szerepeltek. A vizsgált populáció rokonság szerinti összetételét az 1. táblázat ismerteti.

1. táblázat

A vizsgált populáció összetétele

Megnevezés(1)	n
Összes egyed(2)	3777
Összes borjú(3)	3250
Apa(4)	27
Anya(5)	1173
Apai nagyapa(6)	3
Anyai nagyapa(7)	20
Összes nagyapa(8)	23
Apai nagyanya(9)	4
Anyai nagyanya(10)	429
Összes nagyanya(11)	433
Borjú saját teljesítmény nélkül(12)	0

Table 1.: The composition of the examined population

designation(1), number of animals in total(2), number of animals with records(3), sires(4), dams(5), paternal grand sire(6), maternal grand sires(7), total grand sires(8), paternal grand dams(9), maternal grand dams(10), total grand dams(11), calf without own performance(12),

A genetikai paraméterek és a tenyészértékek becslését apamoddellel és egyedmoddellel végeztük.

Az *apamodellben* alkalmazott modellek fix hatásokat (környezeti hatások) és véletlen genetikai hatást (apa) tartalmaztak (2. táblázat). Az adatok értéke-

lését *Harvey's (1990) Least Square Maximum Likelihood Computer Program*-mal végeztük el.

A borjak életkora — születéstől választásig — kovariáló hatásként szerepelt a választási súly és a választás előtti napi súlygyarapodás esetében. Itt az alkalmazott modell általános alakja az alábbiak szerint írható fel:

$$Y_{ijklmnop} = \mu + S_i + F_j + Y_k + E_l + C_m + I_n + b(X_{ijklmno} - \bar{X}) + e_{ijklmnop}$$

ahol:

$Y_{ijklmnop}$ = az i-edik apától, j-dik tenyészetben, k-adik évben, l évszakban, m éves tehéntől, n ivarú, o korú választott borjú választási súlya, életnapra jutó súlygyarapodása.

μ = az összes megfigyelés átlaga

C_m = a tehén elléskori életkorának fix hatása

S_i = a bika véletlen hatása

I_n = az ivar fix hatása

F_j = a tenyészet fix hatása

b = regressziós koefficiens

Y_k = a születési év fix hatása

$e_{ijklmnop}$ = véletlen hiba

E_l = az születési évszak fix hatása

A 205. napra korrigált választási súly értékelési módja az előzőtől annyiban különbözik, hogy a borjak életkorát, mint kovariánst nem építettük be a modellbe. A modell a következőképp alakult:

$$Y_{ijklmnop} = \mu + S_i + F_j + Y_k + E_l + C_m + I_n + e_{ijklmnop}$$

2. táblázat

A becslésre alkalmazott modellek apamodell esetén

X		Y		
Variancia forrása(1)	Osztályok(2)	Választási súly, kg(3)	Súlygyarapodás, g/nap(4)	205. napos súly, kg(5)
Apa (S)(6)	27	****	****	****
Tenyészet (F)(7)	2	NS	NS	NS
Tehén kora (C)(8)	13	****	****	****
Évjárat (Y)(9)	13	****	****	****
Évszak (E)(10)	3	****	****	****
Ivar (I)(11)	2	****	***	****
b_1 (vál. életkor)(12)	—	****	****	—

* = $P < 0,1$; ** = $P < 0,05$; *** = $P < 0,01$; **** = $P < 0,001$

— = a modell ezt a hatást nem tartalmazza (13)

Table 2.: The statistical models in sire model

source of variance(1), classes(2), weaning weight, kg(3), pre-weaning daily gain, g/day(4), 205-day weight, kg(5), sire(6), herd(7), age of dams(8), year(9), season(10), sex(11), covariant (age of calves at weaning)(12), the model doesn't include this effect(13)

Az egyedmodellel végzett értékelések során a modellben fix hatásként szerepelt a tenyészet, az anya elléskori életkora, az ellés éve, az ellés évszaka és az ivar. A választási súly és a súlygyarapodás esetén figyelembe vettük a választási életkor hatását is, mint kovariánst. Az *egyedmodell* általános alakja az alábbi volt:

$$y = Xb + Zu + Wm + Spe + e$$

ahol:

y = a megfigyelés vektora (tulajdonság),

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.

Egyedmodell esetén a variancia és kovariancia komponenseket, a genetikai paramétereket, valamint a tenyésztértékeket a DFREML (Meyer, 1998) és az MTDFREML (Boldman és mtsai, 1993 szerinti) programokkal becsültük.

Az apamodell és az egyedmodell összehasonlításakor vizsgáltuk, hogy miképpen alakul az egyedek tenyésztértéke és rangsora a különböző modellek esetén. A modellnek az apák rangsorára gyakorolt hatást rangkorreláció számítással határoztuk meg. Ehhez az SPSS 9.0 (1996) programot használtuk.

A blonde d'aquitaine fajta választási eredményeinek genetikai trendjét a becsült tenyésztértékek születési évre vonatkozó átlagai alapján állapítottuk meg. Az egyedmodell minden egyes egyedre (apára, anyára és ivadékra) becsül tenyésztértéket. A genetikai trend meghatározásához az azonos évben született egyedek direkt genetikai és anyai genetikai hatáson alapuló tenyésztértékeit átlagoltuk, majd a kapott pontokat koordináta-rendszerben ábrázoltuk. A grafikonokon a „0” érték a populáció főátlagát szemlélteti.

EREDMÉNYEK

Az átlagos választási eredményeket a 3. táblázat foglalja össze. A vizsgált blonde d'aquitaine borjak átlagos választási súlya 243 kg, súlygyarapodása 1,007 kg/nap, 205. napos súlya 244 kg, és átlagos választáskori kora 204 nap volt.

3. táblázat

A vizsgált borjak választási eredményei

Megnevezés(1)	Választási súly, kg(2)	Súlygyarapodás, kg/nap(3)	205. napos súly, kg(4)	Választási életkor, nap(5)
$\bar{x}$	243	1,007	244	204
s	51,64	0,18	37,03	41,57
CV%	21,25	17,87	15,18	20,38

Table 3.: Overall results of weaned calves
 designation(1), weaning weight, kg(2), pre-weaning daily gain, kg/day(3), 205-day weight, kg(4), age of calves at weaning, day(5)

Variancia és kovariancia komponensek, genetikai paraméterek

A 4. táblázat, a kétféle modellel (apa- és egyedmodell) becsült variancia és kovariancia komponenseket, valamint a genetikai paramétereket tartalmazza.

4. táblázat

A becsült genetikai paraméterek, variancia és kovariancia komponensek

Tulajdonság(1)	Paraméterek(2)	Apamodell(18)	Egyedmodell(19)
Választási súly(3)	σ_a^2 direkt additív genetikai variancia(6)	136	645
	σ_m^2 anyai genetikai variancia(7)	—	360
	σ_{gm} direkt-anyai kovariancia(8)	—	-318
	σ_{pe}^2 anyai állandó környezeti variancia(9)	—	30
	σ_e^2 hiba variancia(10)	958	415
	σ_p^2 fenotípusos variancia(11)	—	1132
	h_a^2 direkt örökölhetőség(12)	0,36±0,11	0,57±0,17
	h_m^2 anyai örökölhetőség(13)	—	0,32±0,07
	r_{gm} direkt-anyai genetikai korreláció(14)	—	-0,66±0,09
	c^2 állandó környezeti var. aránya a fenotípusban(15)	—	0,03±0,03
	e^2 a hiba var. aránya a fenotípusban(16)	—	0,37±0,12
	$h_m^2 + c^2$	—	0,32
	h_T^2 teljes örökölhetőség(17)	—	0,31
Súlygyarapodás(4)	σ_a^2 direkt additív genetikai variancia(6)	31034*	0,0165
	σ_m^2 anyai genetikai variancia(7)	—	0,0100
	σ_{gm} direkt-anyai kovariancia(8)	—	-0,0079
	σ_{pe}^2 anyai állandó környezeti variancia(9)	—	0,0007
	σ_e^2 hiba variancia(10)	24790*	0,0103
	σ_p^2 fenotípusos variancia(11)	—	0,0300
	h_a^2 direkt örökölhetőség(12)	0,33±0,10	0,56±0,17
	h_m^2 anyai örökölhetőség(13)	—	0,34±0,07
	r_{gm} direkt-anyai genetikai korreláció(14)	—	-0,61±0,10
	c^2 állandó környezeti var. aránya a fenotípusban(15)	—	0,02±0,03
	e^2 a hiba var. aránya a fenotípusban(16)	—	0,35±0,11
	$h_m^2 + c^2$	—	0,34
	h_T^2 teljes örökölhetőség(17)	—	0,32
205. napos súly(5)	σ_a^2 direkt additív genetikai variancia(6)	130	697
	σ_m^2 anyai genetikai variancia(7)	—	410
	σ_{gm} direkt-anyai kovariancia(8)	—	-307
	σ_{pe}^2 anyai állandó környezeti variancia(9)	—	30
	σ_e^2 hiba variancia(10)	1064	434
	σ_p^2 fenotípusos variancia(11)	—	1265
	h_a^2 direkt örökölhetőség(12)	0,33±0,10	0,55±0,17
	h_m^2 anyai örökölhetőség(13)	—	0,32±0,07
	r_{gm} direkt-anyai genetikai korreláció(14)	—	-0,57±0,11
	c^2 állandó környezeti var. aránya a fenotípusban(15)	—	0,02±0,03
	e^2 a hiba var. aránya a fenotípusban(16)	—	0,34±0,11
	$h_m^2 + c^2$	—	0,32
	h_T^2 teljes örökölhetőség(17)	—	0,35

* = g/nap-ban becsülve(20)

Table 4.: Genetic parameters, variance and covariance components traits(1), parameters(2), weaning weight(3), pre-weaning daily gain(4), 205-day weight(5), additive direct genetic variance(6), maternal genetic variance(7), direct maternal genetic covariance(8), maternal permanent environmental effect(9), residual variance(10), phenotypic variance(11), direct heritability(12), maternal heritability(13), direct-maternal genetic correlation(14), the ratio of the permanent environmental variance to the phenotypic variance(15), the ratio of the residual variance to the phenotypic variance(16), total heritability(17), sire model(18), animal model(19), * = estimated in g/day(20)

A táblázatban látható, hogy a direkt additív genetikai hatás és az anyai genetikai hatás közötti kovariancia mindhárom tulajdonságban negatív volt, így a két hatás közötti korreláció előjele is negatív. A korrelációs együttható, $r_{dm} = -0,57$ és $-0,66$ között változott, azaz a két hatás között szoros negatív összefüggés van, ami hasonló Cubas és mtsai (1991), Baschnagel és mtsai (1998), Rosales-Alday és mtsai (2002), valamint Roso és mtsai (2005) eredményeihez. Eltérés mutatkozik viszont Meyer (1992) és Núñez-Domínguez és mtsai (1993) vizsgálataitól, akik pozitív értékeket tapasztaltak.

A választási súly, a súlygyarapodás és a 205. napos súly direkt örökölhetősége apamoddellel becsülve $h^2_d = 0,36, 0,33, 0,33$, míg egyedmodellel becsülve $h^2_d = 0,57, 0,56, 0,55$. Ezen értékek nagyobbak a legtöbb szakirodalomban található vizsgálat (Baschnagel és mtsai, 1998; Dodenhoff és mtsai, 1999; Lengyel, 2005, stb.) eredményeinél. A vizsgált tulajdonságok anyai örökölhetősége $h^2_m = 0,32-0,34$ közötti. A kapott eredmények részben hasonlóak ahhoz, amit Meyer (1992), Van Vleck és mtsai (1996), valamint Espasandin és mtsai (2002) vizsgálataik során tapasztaltak.

Az anya állandó környezeti hatásának aránya a fenotípusban (c^2) 2–3% közötti, hibája miatt nem megbízható.

Az anyai genetikai hatás és az anyai állandó környezeti hatás együttesen ($h^2_m + c^2$) 0,32–0,34 közötti értéket mutatott, ami hasonló ahhoz, amit Lengyel (2005) hazai limousin, Lee és mtsai (1997b) USA-beli szimmentáli, valamint Duangjinda és mtsai (2001) kanadai hereford állományokban tapasztaltak. Kisebbség viszont, mint amit Meyer és mtsai (1992, 1993) ausztrál hereford, valamint Van Vleck és mtsai (1996) USA-beli angus állományokban kaptak eredményül.

A vizsgált tulajdonságok teljes örökölhetősége $h^2_T = 0,31-0,35$ közötti, ezen érték hasonló, mint amit vizsgálataik során Meyer (1992) kapott.

A hiba variancia a fenotípusban (e^2) 0,34–0,37 között változott.

Tenyészértékek

Az 5. táblázat a vizsgált apák becsült tenyésztértékét tartalmazza apamoddellel, valamint egyedmodellel az additív direkt- és az anyai genetikai hatás szerint. A direkt additív genetikai hatás alapján becsült tenyésztértékek szerint a vizsgált apák közül a legjobb a 17032-es számú volt, melynek tenyésztértéke a populáció átlagához képest +43 kg, +0,22 kg/nap és +45 kg-mal volt nagyobb. A leggyengébb apának a 9251-es számú tenyészbika bizonyult, melynek tenyésztértéke a vizsgált tulajdonságokban –43 kg, –0,3 kg/nap és –56 kg volt.

A 6. táblázat a két eltérő modellel figyelembe véve tartalmazza a tenyészbikák rangsorát a direkt és anyai hatásra becsült tenyésztértékek szerint. Megállapítható, hogy azon bikák, melyek anyai hatásra becsült tenyésztértékei a jók (pl. 12948, 9251), a direkt hatásra becsült tenyésztértékek esetén utolsók a rangsorban, és ez fordítva is igaz (pl. 17032, 13728). Ez a két hatás közti közepes, illetve szoros negatív korrelációval ($r_{dm} = -0,57$ és $-0,66$ közötti) magyarázható. De kivételnek tekinthető például a 14347-es apa, amelyik választási súlyra, anyai hatás alapján becsült tenyésztérték alapján 24. a rangsorban, míg direkt hatás alapján becsült tenyésztérték szerint a 25. helyen helyezkedik el.

A táblázatban megfigyelhető az is, hogy a két különböző modellel becsült direkt hatáson alapuló tenyésztértékek alapján felállított rangsorok között nincs jelentős eltérés, amit a 4. táblázat is igazolt.

A kapott eredmények alapján az is elmondható, hogy az a bika, melynek választási súlyra becsült tenyésztértékei jók, tenyésztértékei a napi súlygyarapodás és 205. napos súly estében is hasonlóak (pl. 16788-as bika, amelyik 3–4. helyen áll valamennyi tulajdonság esetén).

5. táblázat

A tenyészbikák becsült tenyésztértékei a vizsgált tulajdonságokban

Apa száma (1)	n	Választási súly, kg(2)			Súlygyarapodás, kg/nap(3)			205. napos súly, kg(4)		
		Apa- modell (5)	Egyedmodell(6)		Apa- modell (5)	Egyedmodell (6)		Apa- modell (5)	Egyedmodell(6)	
			Direkt (7)	Anyai (8)		Direkt (7)	Anyai (8)		Direkt (7)	Anyai (8)
9251	25	-19,34	-43,37	+14,89	-0,125	-0,267	+0,091	-25,59	-55,82	+16,81
11270	13	-14,67	-35,50	+14,34	-0,063	-0,154	+0,058	-12,86	-32,92	+11,20
11273	143	+3,14	-13,85	-5,04	-0,014	-0,069	-0,028	-3,84	-16,25	-5,55
11750	47	-12,48	-25,32	+9,99	-0,069	-0,133	+0,048	-13,82	-27,77	+9,11
12392	282	+1,95	-0,66	-4,66	+0,014	+0,001	-0,032	+3,49	-0,01	-6,15
12708	58	+6,32	+6,60	-30,58	+0,058	+0,008	-0,196	+10,04	+11,81	-38,56
12948	32	-1,14	-9,62	+16,09	-0,010	-0,055	+0,095	-4,44	-15,70	+21,63
13228	6	-7,32	-9,56	+4,44	-0,033	-0,043	+0,024	-4,31	-7,20	+3,47
13229	210	-7,90	-17,19	+2,02	-0,043	-0,092	+0,012	-7,13	-17,80	+2,45
13728	33	+16,56	+26,35	-17,30	+0,093	+0,140	-0,091	+19,27	+28,08	-19,24
13729	126	+7,93	+9,24	-12,86	+0,045	+0,049	-0,060	+10,06	+9,82	-13,31
13730	220	-10,64	-21,81	-3,34	-0,054	-0,108	-0,017	-11,11	-23,29	-4,68
14053	81	-12,91	-26,12	-1,49	-0,047	-0,100	-0,013	-11,55	-24,44	-2,23
14347	328	-16,40	-31,11	-22,93	-0,068	-0,135	-0,120	-14,58	-30,27	-26,13
15016	13	-8,78	-8,06	+1,48	-0,051	-0,055	+0,016	-7,22	-9,16	+1,70
15076	94	+10,26	+15,85	-37,69	+0,037	+0,047	-0,186	+7,20	+7,62	-38,21
15598	33	+4,22	+7,96	-12,10	+0,025	+0,042	-0,065	+6,91	+10,04	-12,23
15599	15	+8,94	+17,11	-15,76	+0,041	+0,069	-0,082	+8,47	+12,86	-17,24
15641	145	-17,07	-26,34	+6,94	-0,080	-0,126	+0,022	-15,44	-25,52	+2,86
15911	741	+10,53	+18,06	-33,66	+0,049	+0,079	-0,169	+10,04	+15,77	-36,20
16477	39	+9,32	+18,35	-9,05	+0,047	+0,096	-0,046	+9,90	+20,75	-9,13
16788	361	+14,30	+28,41	-14,01	+0,068	+0,134	-0,064	+13,19	+26,45	-11,64
17032	59	+19,23	+43,12	-21,26	+0,097	+0,219	-0,105	+18,49	+44,70	-19,66
17086	67	+11,24	+25,41	-12,53	+0,065	+0,120	-0,057	+14,64	+23,53	-10,35
17679	13	-7,96	-2,30	-4,92	-0,069	-0,060	-0,006	-11,15	-9,15	-4,65
17680	49	+7,60	+16,97	-8,37	+0,027	+0,062	-0,029	+4,48	+12,31	-5,41
17939	17	+12,59	+29,86	-14,72	+0,060	+0,140	-0,067	+10,17	+26,86	-11,81

Table 5.: The estimated breeding value of the investigated sire by animal model
identity number of sire(1), weaning weight, kg(2), pre-weaning daily gain, kg/day(3), 205-day weight, kg(4), sire model(5), animal model(6), direct(7), maternal(8)

A két modell összehasonlítása

A vizsgálatban szereplő 27 tenyészbika apa- és egyedmodellel becsült direkt tenyésztértékét összehasonlítva látható (5. táblázat), hogy a két tenyésztérték között abszolút értékben jelentős eltérés is lehet, így előjelváltás (javító-rontó hatás) is előfordul, pl. a 11273-as, vagy a 12392-es bika esetében. Ezért

rangkorreláció segítségével azt vizsgáltuk, hogy az említett különbség okoz-e eltérést az egyedek rangsorában.

6. táblázat

A tenyészbikák rangsora

Apa száma (1)	n	Választási súly, kg (2)			Súlygyarapodás, g/nap (3)			205 napos súly, kg (4)		
		Apa-modell (5)	Egyedmodell(6)		Apa-modell (5)	Egyedmodell(6)		Apa-modell (5)	Egyedmodell(6)	
			Direkt (7)	Anyai (8)		Direkt (7)	Anyai (8)		Direkt (7)	Anyai (8)
17032	59	1	1	23	1	1	23	2	1	23
13728	33	2	4	22	2	2	22	1	2	22
16788	361	3	3	19	3	4	18	4	4	17
17939	17	4	2	20	5	3	20	5	3	18
17086	67	5	5	17	4	5	16	3	5	16
15911	741	6	7	26	7	7	25	7	7	25
15076	94	7	10	27	11	12	26	11	13	26
16477	39	8	6	15	8	6	15	9	6	15
15599	15	9	8	21	10	9	21	10	8	21
13729	126	10	11	18	9	11	17	6	12	20
17680	49	11	9	14	12	10	13	13	9	12
12708	58	12	13	25	6	8	27	8	10	27
15598	33	13	12	16	13	13	19	12	11	19
12392	282	14	14	11	14	14	14	14	14	14
12948	32	15	18	1	15	17	1	17	18	1
11273	143	16	19	13	16	19	12	15	19	13
13228	6	17	17	6	17	15	5	16	15	5
13229	210	18	20	7	18	20	8	18	20	7
17679	13	19	15	12	24	18	9	21	16	10
15016	13	20	16	8	20	16	7	19	17	8
13730	220	21	21	10	21	22	11	20	21	11
11750	47	22	22	4	25	24	4	24	24	4
14053	81	23	23	9	19	21	10	22	22	9
11270	13	24	26	3	22	26	3	23	26	3
14347	328	25	25	24	23	25	24	25	25	24
15641	145	26	24	5	26	23	6	26	23	6
9251	25	27	27	2	27	27	2	27	27	2

Table 6.: The rank of sires

identity number of sire(1), weaning weight, kg(2), pre-weaning daily gain, kg/day(3), 205-day weight, kg(4), sire model(5), animal model(6), direct(7), maternal(8)

Az eredményeket a 7. táblázat mutatja. A kapott rangkorrelációs együtthatók $r_{\text{rang}}=0,97, 0,96, 0,95$ ($P<0,01$) szoros pozitív kapcsolatot mutatnak a két modellel becsült tenyésztértékek alapján kialakult rangsorok között. Ez azt jelenti, hogy a rangsor kevésbé változik, akár apa-, akár egyedmodellel becsüljük a tenyésztértékeket.

A populáció genetikai értékének változása (genetikai trend)

Az 1., 2., és 3. ábra a vizsgált populáció additív direkt genetikai hatás alapján becsült tenyésztértékének változását mutatja, a választási tulajdonságok esetén, évek szerint. A vizsgált két hazai blonde d'aquitaine állományban, 2002-től, a direkt hatásra becsült genetikai érték javulása figyelhető meg.

A két modell összehasonlítása rangkorreláció alapján

		Apamodell(1)		
		Választási súly (VS)(3)	Súlygyarapodás (SGY)(4)	205. napos súly (KVS)(5)
Egyedmodell(2)	VS(3)	0,97**	—	—
	SGY(4)	—	0,96**	—
	KVS(5)	—	—	0,95**

**= $P < 0,01$;

Table 7.: The comparison of the models with rank-correlation
 sie model(1), animal model(2), weaning weight (VS)(3), pre-weaning daily gain (SGY)(4), 205-day weight(KVS)(5)

A súlygyarapodás a borjú növekedési erélyétől, és az anya tejtermelésétől (anyai hatás) függ. Napjainkban a tenyészbikák kiválasztása a sajátteljesítmény-vizsgálatok (STV) alatt mutatott súlygyarapodás alapján történik, az anyai hatásra (pl. tejtermelő képesség) kevés figyelmet fordítanak. A legtöbb hazai és külföldi vizsgálat a két hatás között negatív kapcsolatot eredményezett (r_{dm}). A negatív kapcsolat következménye, hogy a súlygyarapodás növelésére irányuló egyirányú szelekció hatására az anyai tenyészértékek folyamatosan romlanak, a két érték között a különbség nő (1., 2., 3. ábra).

1. ábra: A vizsgált populáció tenyészértékének változása a választási súly esetében

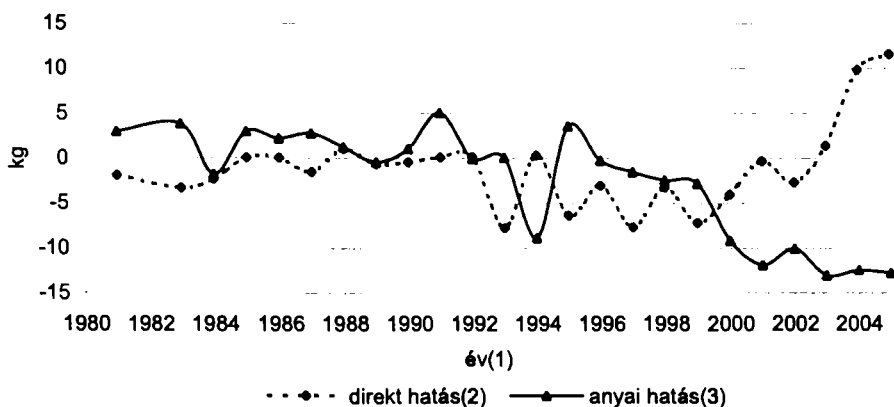


Fig. 1.: Change of the genetic value of the examined populations in the case of weaning weight year(1), direct effect(2), maternal effect(3)

Az egyedmodellel mindkét tenyészérték (direkt és anyai) becsülhető. Az anyai tenyészérték becslése egyrészt azért fontos, hogy az említett tendenciára felhívja a figyelmet, másrészt a bikaválasztás során segítsen olyan tenyészállatot kiválasztani, amellyel az adott körülményekhez igazodva úgy érhető el megfelelő választási súly és súlygyarapodás, hogy közben az anyai tulajdonságokat is figyelembe véve azok romlása elkerülhető.

2. ábra: A vizsgált populáció tenyésztértékének változása a súlygyarapodás esetén

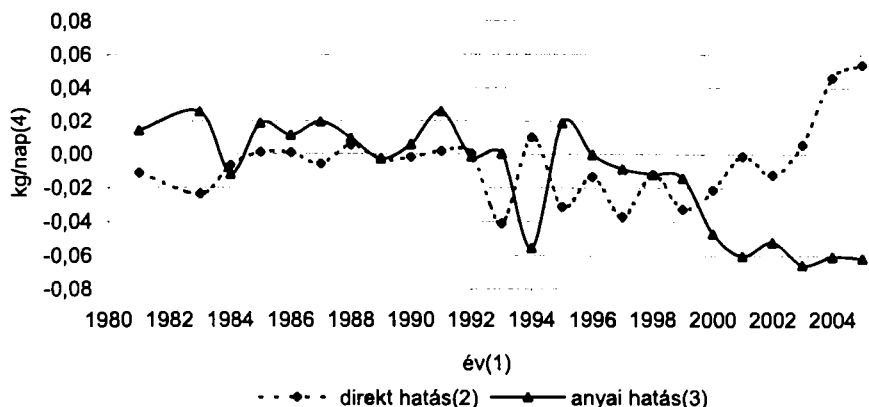


Fig. 2.: Change of the genetic value of the examined populations in the case of preweaning daily gain as in Fig. 1.(1–3), kg/day(4)

3. ábra: A vizsgált populáció tenyésztértékének változása a 205. napos súly esetén

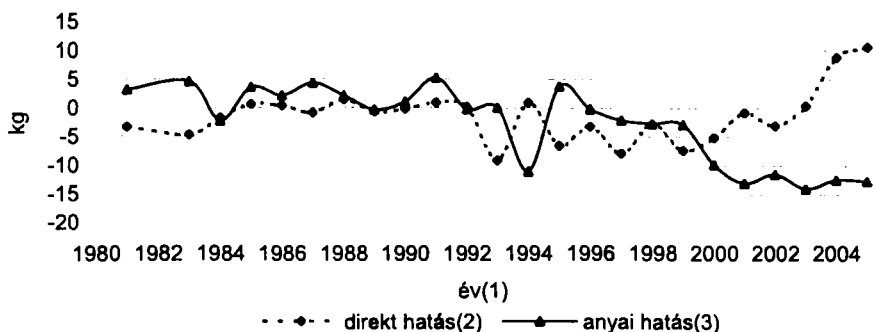


Fig. 3.: Change of the genetic value of the examined populations in the case of 205-day weight as in Fig. 1.(1–3)

KÖVETKEZTETÉSEK

A blonde d'aquitaine borjak választási eredményeinek vizsgálata során az additív direkt genetikai hatásra kapott örökölhetőségi érték ($h^2_d=0,55-0,57$) közepes. A vizsgált tulajdonságok anyai örökölhetősége gyenge-közepes ($h^2_m=0,32-0,34$). A direkt és az anyai genetikai hatás közötti korreláció előjele negatív, szorossága közepes, erős ($r_{dm}=-0,57$ és $-0,66$ közötti), ezért a szelekció során mind a két hatást együttesen célszerű figyelembe venni.

Az anyai állandó környezeti variancia (környezeti eredetű anyai hatás) aránya a fenotípusos varianciában (c^2) 0,02–0,03 között változott. Ez alapján elmondható, hogy az anya állandó környezeti hatása is fontos tényező, éppen

ezért a választási teljesítmények vizsgálata során azt is célszerű a modellbe építeni.

Az apa- és az egyedmodellel becsült tenyészértékeket összehasonlítva megállapítható, hogy abszolút értékben jelentős eltérések is lehetnek, esetenként előjelváltás (javító-rontó hatás) is előfordul. Ennek ellenére az apák közötti rangsor kevésbé változik, amit a rangkorrelációs értékek is alátámasztanak. Az eredmények alapján elmondható, hogy az apa- és egyedmodellel történő becsléssel eltérő populációgenetikai paramétereket kapunk.

IRODALOM

- Albuquerque, L.G. – Meyer, K.(2001): Estimates of covariance functions for growth from birth to 630 days of age in Nelore cattle. *J. Anim. Sci.*, 79. 2776–2789.
- Baschnagel, B.M. – Moll, J. – Künzi, N.(1998): Estimates of genetic parameters for weaning weight of Swiss Angus cattle fitting a sire x herd interaction as an additional random effect. 49th Ann. Meet. EAAP, Warsaw, Poland, G2.1
- Bene, Sz. – Füller, I. – Lengyel, Z. – Nagy, B. – Fördös, A. – Szabó, F.(2006b): Húshasznú magyar tarka borjak választási eredménye. 2. Közlemény: Genetikai paraméterek, tenyészértékek. *Állattenyésztés és Takarmányozás*, 55. 6. 505–519.
- Bene, Sz. – Füller, I. – Lengyel, Z. – Nagy, B. – Szabó, F.(2006a): Genetic parameters and breeding values of weaning results of Hungarian Fleckvieh beef calves. 57th Ann. Meet. EAAP, Session C4.29., 37. Antalya, Turkey
- 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
- Cameron, N.D.(1997): Selection indices and prediction of genetic merit in animal breeding. CAB international
- 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.
- Cubas, A.C. – Berger, P.J. – Healey, M.H.(1991): Genetic parameters for calving ease and survival at birth in Angus field data. *J. Anim. Sci.*, 69. 10. 3952–3958.
- 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. 4. 840–845.
- Duangjinda, M. – Bertrand, J.K. – Misztal, I. – Druet, T.(2001): Estimation of additive and nonadditive genetic variances in Hereford, Gelbvieh and Charolais by method R. *J. Anim. Sci.*, 79. 2997–3001.
- 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.
- Espasandin, A.C. – Urioste, J.I. – Rosa, G.J.M.(2002): Bayesian inference on genetic parameters of birth and weaning weights in the Angus population from Uruguay. VII. Wrld Congr. Genet. Appl. Livest. Prod., Montpellier, France
- Falconer, D.S. – Trudy, F.C.(1996): Introduction to quantitative genetics. Longman Group Ltd. Fourth Edition
- Ferraz, J.B.S. – Eler, J.P. – Dias, F. – Golden, B.L.(2002): (Co)variance component estimation for growth weights of Montana Tropical®, a brazilian beef composite. VII. Wrld Congr. Genet. Appl. Livest. Prod., Montpellier, France
- Johnsson, I.D. – Morant, S.V.(1984): Evidence of a negative relationship between heifer growth and first calf weaning weight in commercial beef herds. *J. Aust. Exp. Agric. Anim. Husb.*, 24. 10. 14.
- Lee, C. – Pollak, E.J.(1997a): Relationship between sire x year interactions and direct-maternal genetic correlation for weaning weight of Simmental Cattle. *J. Anim. Sci.*, 75. 68–75.
- Lee, C. – Van Tassel, C.P. – Pollak, E.J.(1997b): Estimation of genetic variance and covariance 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

- 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. 3. 199–211.
- Lengyel, Z. – Komlósi, I. – Balika, S. – Major, T. – Erdei, I. – Szabó, F.(2003): A hazai limousin állományok reprodukciós és választási eredményei. 1. közlemény: Apamodell. Állattenyésztés és Takarmányozás, 52. 1. 25–38.
- Marques, L.F.A. – Pereira, J.C.C. – Oliveira, H.N. – Silva, M.A. – Bergmann, J.A.G.(2000): Analyses of growth traits in Simmental breed in Brazil. Arquivo Brasileiro de Medicina Veterinaria e Zootecnica. 52. 5. 527–533.
- Meyer, K.(1992): Variance components due to direct and maternal effects for growth traits of Australian beef cattle. Livest. Prod. Sci., 31. 179–204.
- Meyer, K.(1998): DFREML. Version 3.0. User Notes
- Meyer, K.(2002): Estimates of covariance functions for growth of Australian beef cattle from a large set of field data. VII. Wrld Congr. Genet. Appl. Livest. Prod., Montpellier, France
- Meyer, K.(2004): Estimates of the complete genetic covariance matrix for traits in multi-trait genetic evaluation of Australian Hereford cattle. Austr. J. Agric. Res., 55. 195–210.
- Meyer, K. – Carrick, M.J. – Donnelly, B.J.P.(1993): Genetic parameters for growth traits of Australian beef cattle from a multibreed selection experiment. J. Anim. Sci., 71. 2614–2622.
- Núñez-Domínguez, 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.
- Pariacote, F. – Van Vleck, L.D. – MacNeil, M.D.(1998): Effects of inbreeding and heterozygosity on preweaning traits in a closed population of Herefords under selection. J. Anim. Sci., 76. 1303–1310.
- Rosales-Alday, J. – Montano-Bermudez, M. – Vega-Murillo, V.E.(2002): Mexican Simmental national genetic evaluation for growth traits. VII. Wrld Congr. Genet. Appl. Livest. Prod., Montpellier, France
- Roso, V.M. – Scenkel, 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.
- Silveira, J.C. – McManus, C. – Silva, L.O.C. – Mascioli, A.S. – Silveira, A.C.(2002): Genetic parameters for production and reproduction traits in Nellore cattle from herd in Matto Grosso do Sul state. VII. Wrld Congr. Genet. Appl. Livest. Prod., Montpellier, France
- Szabó, F.(1993): Fajtakülönbségek populációgenetikai elemzése a húsmarha tenyésztésben. Akadémiai Doktori Értekezés, Budapest
- Szőke, Sz. – Komlósi, I.(2000): A BLUP modellek összehasonlítása. Állattenyésztés és Takarmányozás, 49. 3. 231–245.
- Tózsér, J. – Balika, S. – Komlósi, I.(2002): Estimation de l' héritabilité du poids vif au sevrage pour la race Limousine. 9imes Renc. Rech. Ruminants, 9. 97.
- Trus, D. – Wilton, J.W.(1988): Genetic parameters for maternal traits in beef cattle. Can. J. Anim. Sci., 68. 1. 119–128.
- 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.

Érkezett: 2007. február

Szerzők címe: Pannon Egyetem, Georgikon Mezőgazdaságtudományi Kar

Authors' address: University of Pannonia, Georgikon Faculty of Agriculture
H-8360 Keszthely, Pf. 71.