

LIMOUSIN BORJAK VÁLASZTÁSI EREDMÉNYE*

2. Közlemény: GENETIKAI PARAMÉTEREK, TENYÉSZÉRTÉKEK

BENE SZABOLCS — BALIKA SÁNDOR — LENGYEL ZOLTÁN — SZABÓ FERENC

ÖSSZEFOGLALÁS

A szerzők 55 limousin tenyészbika és 1838 tehén, 1992 és 2005 között született 6046 ivadéknak (3079 bikaborjú és 2967 üszőborjú) választási súlyát, súlygyarapodást és 205. napos súlyát vizsgálták három hazai tenyészetben. A vizsgálat során variancia és kovariancia komponenseket, örökölhetőségi értékeket, valamint korrelációs együtthatókat számítottak. Az értékelést apamoddellel és egyedmoddellel végezték.

A választási súly, a súlygyarapodás és a 205. napos súly direkt örökölhetősége (h^2_d) 0,29–0,35 közötti közepes, anyai örökölhetősége (h^2_m) 0,18–0,24 közötti, gyenge. A direkt és az anyai genetikai hatás közötti korreláció (r_{dm}) negatív, –0,62 és –0,69 közötti. Az anyai genetikai és az anyai állandó környezeti hatás együtt majdnem akkora mértékben járult hozzá a fenotípushoz, mint a direkt genetikai hatás ($h^2_m + c^2 \leq h^2_d$). Az anyai állandó környezeti hatásnak hozzájárulása a fenotípushoz (c^2) 0,07–0,08. A hiba aránya a fenotípusban (e^2) közepes, 0,55–0,59 között változott.

A bikák két különböző modellel (apamodell, egyedmodell) becsült tenyészértékei alapján felállított rangsorában, a rang korreláció szoros, pozitív összefüggést mutatott ($r_{rang}=0,92, 0,91, 0,92; P<0,01$).

A vizsgált limousin tenyészetekben, az 1999-es évtől, az állomány választási súlyra számolt direkt tenyészértékének javulása figyelhető meg.

SUMMARY

Bene, Sz. – Balika, S. – Lengyel, Z. – Szabó, F.: WEANING RESULTS OF LIMOUSIN CALVES. 2nd Paper: GENETIC PARAMETERS, BREEDING VALUES

The weaning weight, pre-weaning daily gain and 205th day weight of 6046 Limousin calves (3079 male and 2967 female) born from 55 sires between 1992–2005 were analyzed in three herds in Hungary. Variance, covariance components, heritability values and correlation coefficients were estimated. Two models, the sire model and the animal model, were used for breeding value estimation.

The direct heritability (h^2_d) of weaning weight, pre-weaning daily gain and 205th day weight was between 0.29 and 0.35. The maternal heritability (h^2_m) of these traits was 0.18 and 0.24. The direct-maternal correlations (r_{dm}) were medium and negative, –0.62 and –0.69. Contribution of the maternal heritability and maternal permanent environment to phenotype is nearly as high as that of direct heritabilities ($h^2_m + c^2 \leq h^2_d$). The proportion of the variance of the maternal permanent environment in the phenotypic variance (c^2) was small (0,07–0,08). The ratio of the residual variance to the phenotypic variance was between 0.55 and 0.59 and medium.

The rank-correlation between the breeding values of the sires estimated with the two models was strong and positive ($r_{rang}=0,92; 0,91; 0,92; P<0,01$).

The breeding value for weaning weight of the examined Limousin herds has increased since 1999.

* A munkát az NKFP4-025/2005 támogatta

BEVEZETÉS ÉS IRODALMI ÁTTEKINTÉS

A húsmarhatartás és tenyésztés eredményeit a reprodukciós teljesítmény és a növekedési tulajdonságok nagymértékben meghatározzák a limousin fajtában is. A húshasznú választott borjú a húsmarha ágazat terméke, ennél fogva a választási súly alakulása a gazdasági eredményt jelentősen befolyásolja. A választási súly a borjú saját örökölt növekedési erélyének és a tehén borjúnevelő képességének mutatója, ezért fontos követelmény, hogy a választási súly tenyészérték-bebecslése a lehető legpontosabb legyen. A 205. napos választási súly esetében is fontos a pontos tenyészérték-bebecslés, mivel az a tehénszelekciós indexben jelentős hatással szerepel (*Balika és Tőzsér, 2000*).

A választási tulajdonságok genetikai paramétereinek, variancia és kovariancia komponenseinek bebecslésével számos külföldi és hazai kutató foglalkozott. Ezen munkák eredményeit korábbi közleményeinkben (*Bene és mtsai, 2006; 2007ab*) részletesen összefoglaltuk, így azokat itt nem részletezzük.

Jelen vizsgálatunk célja a választási súly, a súlygyarapodás és a 205. napos súly variancia és kovariancia komponenseinek, valamint genetikai paramétereinek bebecslése volt apamodell és egyedmodell segítségével. Cél volt továbbá két modell összehasonlítása és a genetikai trend megállapítása is.

ANYAG ÉS MÓDSZER

Vizsgálatunkat három hazai limousin tenyészet adatbázisa alapján végeztük, melyet a Limousin Tenyésztők Egyesülete bocsátott a rendelkezésünkre. Három tulajdonságot értékeltünk, nevezetesen a választási súlyt, a választás előtti napi súlygyarapodást (továbbiakban súlygyarapodás) és a 205. napra korrigált választási súlyt (továbbiakban 205. napos súly). Az értékelésben 55 tenyészbika és 1838 tehén 1992 és 2005 között született 6046 ivadékanak (3069 bikaborjú és 2967 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)	7158
Összes borjú(3)	6046
Apa(4)	55
Anya(5)	1838
Apai nagyapa(6)	8
Anyai nagyapa(7)	34
Összes nagyapa(8)	42
Apai nagyanya(9)	16
Anyai nagyanya(10)	558
Összes nagyanya(11)	574

Table 1: The composition of the population designation(1), number of animals in total(2), calves in total(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)

A genetikai paraméterek és a tenyésztértékek becslését apamoddell és egyedmodelllel végeztük.

Az *apamodell* (Szőke és Komlósi, 2000) során alkalmazott modellek fix hatásokat (környezeti hatások: tenyészet, tehén kora elléskor, születési év, évszak, borjú ivara) és véletlen genetikai hatást (apa) tartalmaztak. A borjak életkora — születéstől választásig — kovariáló hatásként szerepelt a választási súly és a választás előtti napi súlygyarapodás esetében (Szabó és mtsai, 2006; 2007). Az adatok értékelését *Harvey's* (1990) *Least Square Maximum Likelihood Computer Program*-mal végeztük el.

A paraméterek és tenyésztértékek becslését *egyedmodelllel* is elvégeztük. Az alkalmazott modell mindegyik tulajdonság esetén 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.

Az apamodell és az egyedmodell összehasonlításakor azt vizsgáltuk, hogy az egyedek tenyésztértéke és rangsora hogyan alakul a különböző modellek alapján. Az összehasonlítást *Núñez-Dominguez és mtsai* (1995), *Lengyel és mtsai* (2004), valamint *Lengyel* (2005) vizsgálataihoz hasonlóan, rangkorreláció számítással végeztük.

A limousin 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 és anyai hatáson alapuló tenyésztértékeit átlagoltuk, majd a kapott pontokat koordinátarendszerben ábráztuk.

Az adatok előkészítéséhez a Microsoft Excel XP és a Microsoft Word XP programokat használtuk. A variancia és kovariancia komponenseket, a genetikai paramétereket, valamint a tenyésztértékeket a DFREML (*Meyer*, 1998) és az MTDFREML (*Boldman és mtsai*, 1993) programmal becsültük. A rangkorreláció számításához az SPSS 9.0 (1996) programot használtuk.

EREDMÉNYEK

Variancia és kovariancia komponensek, genetikai paraméterek

Az 2. táblázat a kétféle modellel (apa- és egyedmodell) becsült variancia és kovariancia komponenseket, valamint a genetikai paramétereket tartalmazza.

A táblázatban látható, hogy a direkt additív genetikai hatás és az anyai genetikai hatás közötti korreláció előjele negatív ($r_{dm}=(-0,62)-(-0,69)$), azaz a két hatás között szoros negatív összefüggés van. Ez 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-Dominguez és mtsai (1993) vizsgálataitól, akik pozitív értékeket tapasztaltak.

2. táblázat

A becsült genetikai paraméterek

Tulajdonság(1)	Paraméterek(2)	Apamodell(19)	Egyedmodell(20)
Választási súly, kg(3)	σ_a^2 direkt additív genetikai variancia(7)	49	244
	σ_m^2 anyai genetikai variancia(8)	—	152
	σ_{gm} direkt-anyai kovariancia(9)	—	-118
	σ_{pe}^2 anyai állandó környezeti variancia(10)	—	61
	σ_e^2 hiba variancia(11)	757	494
	σ_p^2 fenotípusos variancia(12)	—	832
	h_a^2 direkt örökölhetőség(13)	0,21±0,05	0,29±0,07
	h_m^2 anyai örökölhetőség(14)	—	0,18±0,05
	r_{gm} direkt-anyai genetikai korreláció(15)	—	-0,62±0,10
	c^2 állandó körny. var. aránya a fenotípusban(16)	—	0,07±0,02
	e^2 a hiba var. aránya a fenotípusban(17)	—	0,59±0,05
	$h_m^2+c^2$	—	0,25
	h_T^2 teljes örökölhetőség(18)	—	0,17
Súlygyarapodás, kg/nap(4)	σ_a^2 direkt additív genetikai variancia(7)	1486*	0,0070
	σ_m^2 anyai genetikai variancia(8)	—	0,0045
	σ_{gm} direkt-anyai kovariancia(9)	—	-0,0039
	σ_{pe}^2 anyai állandó környezeti variancia(10)	—	0,0015
	σ_e^2 hiba variancia(11)	17807*	0,0110
	σ_p^2 fenotípusos variancia(12)	—	0,0201
	h_a^2 direkt örökölhetőség(13)	0,25±0,06	0,35±0,08
	h_m^2 anyai örökölhetőség(14)	—	0,22±0,05
	r_{gm} direkt-anyai genetikai korreláció(15)	—	-0,69±0,08
	c^2 állandó körny. var. aránya a fenotípusban(16)	—	0,08±0,03
	e^2 a hiba var. aránya a fenotípusban(17)	—	0,55±0,06
	$h_m^2+c^2$	—	0,30
	h_T^2 teljes örökölhetőség(18)	—	0,17
205. napos súly, kg(5)	σ_a^2 direkt additív genetikai variancia(7)	62	302
	σ_m^2 anyai genetikai variancia(8)	—	229
	σ_{gm} direkt-anyai kovariancia(9)	—	-165
	σ_{pe}^2 anyai állandó környezeti variancia(10)	—	72
	σ_e^2 hiba variancia(11)	870	533
	σ_p^2 fenotípusos variancia(12)	—	871
	h_a^2 direkt örökölhetőség(13)	0,22±0,05	0,31±0,07
	h_m^2 anyai örökölhetőség(14)	—	0,24±0,05
	r_{gm} direkt-anyai genetikai korreláció(15)	—	-0,63±0,09
	c^2 állandó körny. var. aránya a fenotípusban(16)	—	0,07±0,03
	e^2 a hiba var. aránya a fenotípusban(17)	—	0,55±0,05
	$h_m^2+c^2$	—	0,31
	h_T^2 teljes örökölhetőség(18)	—	0,19

*=g/nap-ban becsülve(21)

Table 2.: The estimated genetic parameters traits(1), parameters(2), weaning weight, kg(3), preweaning daily gain, kg/day(4), 205th day weight, kg(5), additive direct genetic variance(7), maternal genetic variance(8), direct maternal genetic covariance(9), maternal permanent environmental effect(10), residual variance(11), phenotypic variance(12), direct heritability(13), maternal heritability(14), direct-maternal genetic correlation(15), the ratio of the permanent environmental variance to the phenotypic variance(16), the ratio of the residual variance to the phenotypic variance(17), total heritability(18), sire model(19), animal model(20), *=estimated in g/day(21)

A választási súly, a súlygyarapodás és a 205. napos súly direkt örökölhetősége, apamodellel becsülve $h^2_d=0,21, 0,25, 0,22$, míg egyedmodellel becsülve $h^2_d=0,29, 0,35, 0,31$. Ezen értékek hasonlóak *Baschnagel és mtsai* (1998), *Dodenhoff és mtsai* (1999), *Splan és mtsai* (1998, 2002), valamint *Lengyel* (2005) eredményeihez.

A vizsgált tulajdonságok anyai örökölhetősége $h^2_m=0,18, 0,22, 0,24$. Ezek 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), $0,07-0,08$ közötti, nagy hibája miatt nem megbízható.

Az anyai genetikai hatás és az anyai állandó környezeti hatás együttesen ($h^2_m+c^2$) $0,25-0,31$ közötti értéket mutatott, ami hasonló ahhoz, amit *Lee és mtsai* (1997) USA-beli szimentáli, *Duangjinda és mtsai* (2001) kanadai hereford, valamint *Lengyel* (2005) hazai limousin állományokban tapasztaltak. A két hatás együtt majdnem akkora értéket mutatott, mint a direkt örökölhetőség (h^2_d).

A vizsgált tulajdonságok teljes örökölhetősége $h^2_T=0,17-0,19$ közötti. A hi-ba variancia a fenotípusban (e^2) $0,55-0,59$ között változott.

Tenyészértékek

A 3. táblázat a vizsgált apák becsült tenyészértékét tartalmazza apamodellel, valamint egyedmodellel az additív direkt és az anyai genetikai hatás szerint. A direkt additív genetikai hatás alapján becsült tenyészértékek szerint, a vizsgált apák közül legjobb a 13337-es számú volt, melynek tenyészértéke a populáció átlagához képest 41 kg, 231 g/nap, ill. 45 kg-mal volt nagyobb. A leggyengébb apának a 16851-es számú tenyészbika bizonyult, melynek tenyészértéke a vizsgált tulajdonságokban -26 kg, -178 g/nap, ill. -32 kg volt.

A 4. táblázat és az 1. ábra a két eltérő modellt figyelembe véve tartalmazza a tenyész bikák rangsorát. Megállapítható, hogy azon bikák, melyek anyai hatásra becsült tenyészértékei alapján jó helyezést értek el (pl. 16851, 16852), a direkt hatásra becsült tenyészértékek alapján utolsók a rangsorban, és ez fordítva is igaz (pl. 12473, 13336), ami a két hatás közti közepes negatív korrelációval (r_{dm}) magyarázható. De kivételnek tekinthető például a 12482-es apa, amely választási súlyra, direkt hatás alapján becsült tenyészérték alapján 8. a rangsorban, míg anyai hatás alapján becsült tenyészérték szerint a rangsor közepén (18.) helyezkedik el. Ugyancsak kivétel a 12484-es bika is, mely mindkét hatás alapján pozitív tenyészértékeket mutatott.

Az eredmények alapján az is elmondható, hogy az a bika, melynek választási súlyra becsült tenyészértékei jók, tenyészértékei a napi súlygyarapodás és 205. napos súly estében is hasonlóak (pl. 13336-os bika, amely direkt hatás esetén 2. helyen áll valamennyi tulajdonságban).

A tenyészbikák becsült tenyészértékei

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)
10263	75	5,0	6,4	-16,7	46	69	-85	15,7	25,4	-28,5
11572	222	-2,2	-10,3	8,1	-4	-44	35	4,2	-0,2	1,8
12015	406	-2,7	-12,4	-10,2	-8	-54	-42	0,6	-7,6	-15,8
12470	99	5,5	11,9	-9,7	45	85	-63	2,9	6,6	-5,8
12471	37	2,0	3,3	-5,7	13	10	-25	-4,6	-9,6	-1,1
12473	37	11,6	23,5	-20,4	53	99	-86	6,0	12,5	-10,4
12481	130	3,1	8,3	1,2	30	63	-7	2,1	6,5	0,8
12482	101	5,6	11,4	1,7	43	77	-1	7,9	14,4	-0,5
12483	126	6,0	12,2	-0,1	44	75	-5	7,1	12,6	-0,7
12484	107	2,7	7,4	1,9	19	37	6	1,8	4,3	1,3
12485	101	10,3	16,1	-5,9	59	89	-39	10,2	15,9	-6,9
12946	194	-0,8	-6,3	-1,9	-1	-29	-18	-2,1	-8,7	-5,7
13098	371	4,1	1,4	-2,4	17	-4	-13	4,1	0,2	-5,2
13336	152	20,3	38,5	-30,8	112	212	-178	21,2	40,4	-35,0
13337	141	20,7	40,7	-34,6	116	231	-194	22,3	45,1	-37,5
13869	159	2,1	2,7	1,9	18	25	-12	-0,1	0,2	0,4
14051	27	1,7	-1,8	5,0	4	-19	26	-3,9	-11,4	9,5
14284	204	-5,7	-14,3	8,9	-16	-52	33	-3,2	-9,5	6,5
14473	183	-2,4	-6,2	-3,7	-9	-32	-13	-2,4	-6,7	-4,9
14474	248	-3,5	-6,7	4,2	-13	-28	8	-1,3	-2,6	-1,7
14475	116	-0,5	-3,5	-6,5	-4	-28	-27	-3,3	-8,9	-4,6
14476	223	-4,5	-11,3	5,8	-18	-56	23	-1,8	-6,9	1,9
14684	604	-6,7	-14,9	-7,2	-35	-76	-29	-9,2	-18,3	-9,8
15250	303	-6,6	-12,5	11,3	-41	-76	70	-11,0	-19,5	17,8
15601	27	6,2	-11,9	10,0	27	-85	76	3,5	-20,0	22,1
15602	27	-1,3	-7,6	4,8	-7	-41	19	-2,7	-9,8	5,5
16444	341	5,4	13,5	-5,9	21	61	-23	6,2	17,0	-9,0
16496	152	-0,8	-1,4	0,4	-11	-17	4	-2,2	-2,7	0,6
16497	84	1,9	6,5	-1,6	15	42	-17	6,2	15,5	-8,0
16850	60	-13,7	-20,6	15,2	-105	-158	122	-16,6	-25,8	24,1
16851	80	-16,5	-26,2	21,0	-114	-178	156	-20,1	-31,7	34,5
16852	50	-15,8	-20,7	13,7	-112	-151	104	-18,0	-24,6	19,2
17027	117	0,7	-1,6	6,2	-8	-28	43	-5,9	-12,7	15,4
17028	73	1,0	2,3	1,7	-7	-9	16	-7,6	-12,6	9,9
17031	161	1,4	2,2	-0,9	12	27	-20	2,6	4,9	-3,4
17560	96	-7,8	-17,0	2,0	-39	-82	11	-11,5	-21,6	2,5
17561	85	-8,3	-15,4	-2,4	-47	-86	-2	-11,1	-19,7	-2,3
17941	34	-1,6	-4,7	2,3	-10	-26	15	-2,5	-7,2	3,9
17942	38	-5,3	-13,1	6,4	-23	-51	28	-3,3	-8,3	4,5

Table 3.: The estimated breeding values of sires
identity number of sire(1), weaning weight, kg(2), preweaning daily gain, kg/day(3), 205th day weight, kg(4), sire model(5), animal model(6), direct(7), maternal(8)

4. 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)
13337	141	1	1	39	1	1	39	1	1	39
13336	152	2	2	38	2	2	38	2	2	38
12473	37	3	3	37	4	3	37	9	9	35
12485	101	4	4	31	3	4	33	4	5	31
15601	27	5	29	5	10	35	4	12	35	3
12483	126	6	6	22	7	7	21	6	8	21
12482	101	7	8	18	8	6	19	5	7	20
12470	99	8	7	34	6	5	35	13	10	30
16444	341	9	5	30	11	10	29	8	4	33
10263	75	10	12	36	5	8	36	3	3	37
13098	371	11	17	27	14	16	24	11	14	28
12481	130	12	9	20	9	9	22	15	11	17
12484	107	13	10	16	12	12	17	16	13	16
13869	159	14	14	17	13	14	23	18	15	19
12471	37	15	13	29	16	15	30	30	27	22
16497	84	16	11	24	15	11	26	7	6	32
14051	27	17	20	11	18	19	10	29	29	8
17031	161	18	16	23	17	13	28	14	12	25
17028	73	19	15	19	22	17	13	32	30	7
17027	117	20	19	9	25	22	6	31	31	6
14475	116	21	21	32	20	23	31	27	25	26
16496	152	22	18	21	28	18	18	22	18	18
12946	194	23	24	25	19	24	27	21	24	29
15602	27	24	26	12	23	26	12	25	28	10
17941	34	25	22	14	27	20	14	24	21	12
11572	222	26	27	7	21	27	7	10	16	15
14473	183	27	23	28	26	25	25	23	19	27
12015	406	28	30	35	24	30	34	17	22	36
14474	248	29	25	13	29	21	16	19	17	23
14476	223	30	28	10	31	31	11	20	20	14
17942	38	31	32	8	32	28	9	28	23	11
14284	204	32	33	6	30	29	8	26	26	9
15250	303	33	31	4	35	32	5	34	33	5
14684	604	34	34	33	33	33	32	33	32	34
17560	96	35	36	15	34	34	15	36	36	13
17561	85	36	35	26	36	36	20	35	34	24
16850	60	37	37	2	37	38	2	37	38	2
16852	50	38	38	3	38	37	3	38	37	4
16851	80	39	39	1	39	39	1	39	39	1

Table 4.: The rank of sires as in Table 4.(1–8)

1. ábra: A tenyészbikák rangsora a 205. napos súly alapján

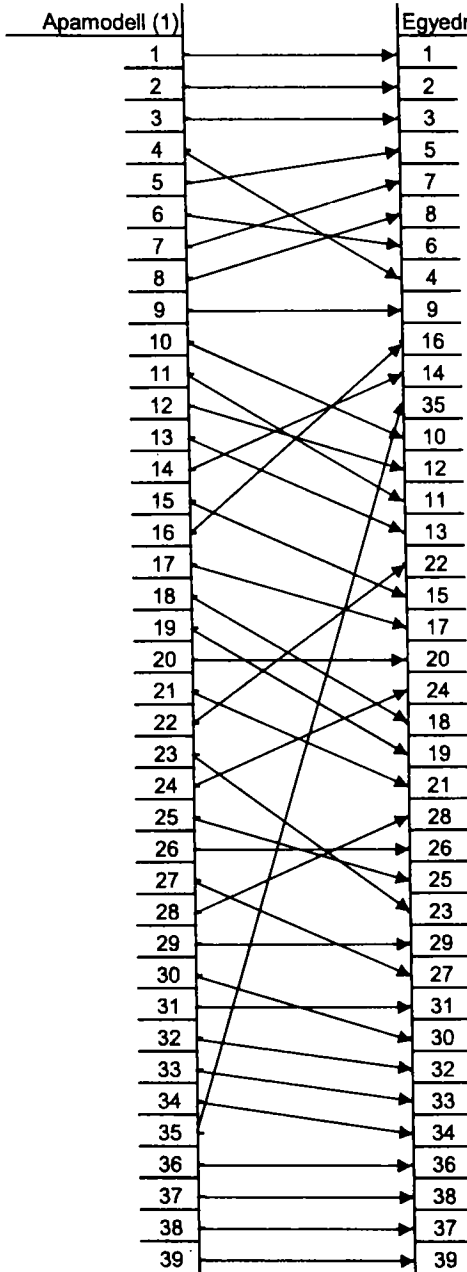


Fig. 1.: The rank line of sires in the basis of 205th day weight sire model(1), animal model(2)

A két modell összehasonlítása

A vizsgálatban szereplő 55 tenyészbika apa- és egyedmodellel becsült direkt tenyészértékét összehasonlítva látható (4. táblázat, 1. ábra), hogy a két tenyészérték között abszolút értékben jelentős eltérések lehetnek, sőt, előjelváltás (javító/rontó hatás) is előfordulhat (pl. a 11572-as, 15601-es, vagy a 17027-es bika esetében). Ezért rangkorreláció segítségével azt is megvizsgáltuk, hogy az említett különbség okoz-e eltérést az egyedek rangsorában.

Az eredményeket az 5. táblázat mutatja. A kapott rangkorrelációs együtthatók $r_{\text{rang}}=0,92, 0,91, 0,92$ ($P<0,01$) szoros pozitív kapcsolatot mutatnak a két modellel becsült tenyészértékek alapján kialakult rangsorok között. Ez azt jelenti, hogy a rangsor kevésbé változik, akár apa-, akár egyedmodellel becsüljük a tenyészértékeket.

5. táblázat

A két modell összehasonlítása rangkorrelációval

Megnevezések(1)		Apamodel(2)		
		Választási súly (VS)(4)	Súlygyarapodás (SGY)(5)	205. napos súly (KVS)(6)
Egyedmodell(3)	VS(4)	0,92**	—	—
	SGY(5)	—	0,91**	—
	KVS(6)	—	—	0,92**

**= $P<0,01$;

Table 5.: The comparison of the models with rank-correlation designations(1), sire model(2), animal model(3), weaning weight (VS)(4), preweaning daily gain (SGY)(5), 205th day weight (KVS)(6)

A populáció genetikai értékének változása (genetikai trend)

Az 2., 3., és 4. ábra a vizsgált populáció tenyészértékének változását mutatja évek szerint. Direkt hatás esetén a legjobb tenyészértékeket az 1995–1998 közötti időszakban kaptuk. Ezt követően — feltehetően több, elsősorban anyai tulajdonságok szerint jó tenyészértékű bika használata következtében — a direkt tenyészértékek romlása, majd 1999-től, ill. 2002-től a választási tulajdonságok direkt hatásra becsült genetikai értékének javulása figyelhető meg.

2. ábra: A vizsgált populáció tenyészértékének változása a választási súly alapján

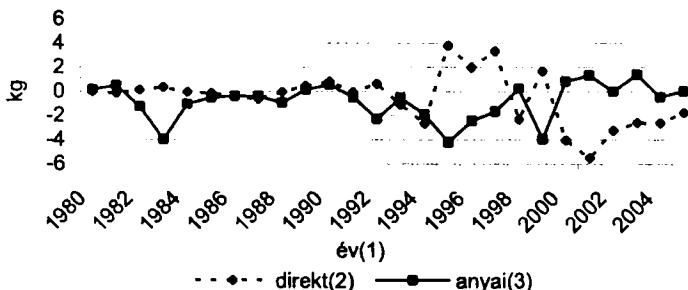


Fig. 2.: Change of the genetic in the basis of weaning year(1), direct effect(2), maternal effect(3)

3. ábra: A vizsgált populáció tenyésztértékének változása a súlygyarapodás alapján

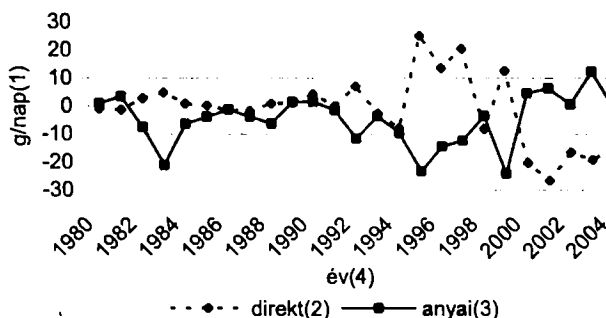


Fig. 3.: Change of the genetic in the basis of preweaning daily gain weight g/day(1), direct effect(2), maternal effect(3), year(4)

4. ábra: A vizsgált populáció tenyésztértékének változása a 205. napos súly alapján

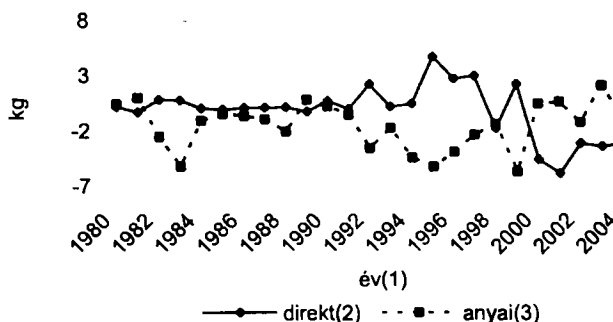


Fig. 4.: Change of the genetic in the basis of 205-day weight year(1), direct effect(2), maternal effect(3)

KÖVETKEZTETÉSEK

A limousin borjak választási eredményeinek vizsgálata alapján az additív direkt genetikai hatásra kapott örökölhetőségi érték ($h^2_d=0,29-0,35$) gyenge, közepes. A vizsgált tulajdonságok anyai örökölhetősége gyenge ($h^2_m=0,18-0,24$). A direkt és az anyai genetikai hatás közötti korreláció előjele negatív, szorossága közepes ($r_{dm}=-0,62$ és $-0,69$ közötti), ezért a szelekció során mind a két hatást együttesen célszerű figyelembe venni.

Az anyai genetikai hatás kisebb mértékben járult hozzá a fenotípus kialakításához, ennek ellenére az anya hatása (ebbe beleértve az anyai genetikai és az anyai állandó környezeti hatását is) nem hanyagolható el a borjú fenotípusát illetően. Ugyanis a választási súly esetén az anyai örökölhetőség (az anya genetikai hatásának a fenotípushoz való hozzájárulása) és az anya állandó környezeti hatásának fenotípushoz való hozzájárulása összességében majdnem akkora, mint a direkt örökölhetőség ($h^2_m+c^2 \leq h^2_d$). Ez arra utal, hogy az anyai genetikai és az anyai állandó környezeti hatás együttesen legalább olyan fontos, mint a borjú genotípusa, amelyre már Meyer (1992) is felhívta a figyelmet.

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

- Balika, S. – Tőzsér, J.(2000): A limousin fajta magyarországi nyilvántartásának, törzskönyvezésének, teljesítményvizsgálatának és minősítésének szabályzata. In: Tenyésztési program, Limousin Tenyésztők Egyesülete, Budapest, 1–13.
- Baschnagel, 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,
- Bene, Sz. – Dákay, I. – Lengyel, Z. – Márton, D. – Nagy, B. – Szabó, F. (2007b): Hereford borjak választási eredménye. 2. Genetikai paraméterek, tenyészértékek. Állattenyésztés és Takarmányozás, 56. 3. 223–234.
- Bene, Sz. – Füller, I. – Lengyel, Z. – Nagy, B. – Fördös, A. – Szabó, F.(2006): Húshasznú magyar tarka borjak választási eredménye. 2. Közlemény: Genetikai paraméterek, tenyészértékek. Állattenyésztés és Takarmányozás, 55. 6. 505–519.
- Bene, Sz. – Márton, J. – Lengyel, Z. – Nagy, B. – Szabó, F.(2007a): Angus borjak választási eredménye. 2. Genetikai paraméterek, tenyészértékek. Állattenyésztés és Takarmányozás, 56. 1. 21–33.
- 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
- 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. 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. 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.
- 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
- 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. Colombus, OH (Mimeo)
- Lee, C. – Van Tassel, C.P. – Pollak, E.J.(1997): 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, 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. 3. 199–211.
- Meyer, K.(1992): Variance components due to direct and maternal effects for growth traits of Australian beef cattle. Liv. Prod. Sci., 31. 179–204.
- Meyer, K (1998): DFREML. Version 3.0. User Notes.
- 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.
- Núñez-Domínguez, 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.

- 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
- 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.
- Splan, R.K. – Cundiff, L.V. – Dikeman, M.E. – Van Vleck, L.D.(2002): Estimates of parameters between direct and maternal genetic effects for weaning weight and direct genetic effects for carcass traits in crossbred cattle. J. Anim. Sci., 80. 3107–3111.
- Szabó, F. – Balika, S. – Szűcs, M. – Bene, Sz.(2007): Limousin borjak választási eredménye. 1. Közlemény: Környezeti hatások. Állattenyésztés és Takarmányozás, 56. 6. 541–549.
- Szabó, F. – Füller, I. – Fördös, A. – Keller, K. – Nagy, B. – Nagy, L. – Bene, Sz.(2006): Húshasznú magyar tarka borjak választási eredménye 1. Környezeti hatások. Állattenyésztés és Takarmányozás, 55. 4. 333–342.
- Szőke, Sz. – Komlósi, I.(2000): A BLUP modellek összehasonlítása. Állattenyésztés és Takarmányozás, 49. 3. 231–245.
- Van Vleck, L.D. – Gregory, K.E. – Benett, G.L.(1996): Direct and maternal covariances by age of dam for weaning weight. J. Anim. Sci., 74. 1801–1805.

Érkezett: 2007. július

Szerzők címe: Bene, Sz. – Lengyel, Z. – Szabó, F.: Pannon Egyetem, Georgikon

Authors' address: Mezőgazdaságtudományi Kar
University of Pannonia, Georgikon Faculty of Agriculture
H-8360 Keszthely, Deák F. u. 16.
bszbb@freemail.hu

Balika, S.: Limousin Tenyésztők Egyesülete
Association of Hungarian Limousin Breeders
H-1134 Budapest, Lőportár u. 16.
limousin@freemail.hu