

# ÁLLATTENYÉSZTÉS és TAKARMÁNYOZÁS

(HUNGARIAN JOURNAL OF) ANIMAL PRODUCTION

ENGLISH SUMMARIES VOL. 58. 4. 2009.



Állattenyésztés - tartás - takarmányozás  
Animal production: breeding - keeping - feeding



AGROINFORM

A Földművelésügyi és Vidékfejlesztési Minisztérium tudományos folyóirata

## TARTALOM – CONTENT

<i>Zsuppán Zsuzsa – Bene Szabolcs – Domokos Zoltán – Szabó Ferenc:</i> Húsmarha állományok néhány reprodukciós, élettartam, és növekedési tulajdonságának értékelése. 2. Közlemény: Charolais tehének első elési életkorának és élettartamának vizsgálata (Some reproduction, longevity and growth traits of the beef cattle populations. 2 <sup>nd</sup> Paper: Study of age at first calving and the longevity of Charolais cows) . . . . .	293
<i>Khatab, A.S. – Omer, A. E. – Emam, A.I – Tózsér J.:</i> Estimation of direct and maternal genetic effects for body weight at different ages for Holstein-Friesian calves in Egypt (Direct és anyai genetikai hatások vizsgálata különböző korú Holstein-Fríz borjak testsúlyára Egyiptomban) . . . . .	305
<i>Füller Imre – Stefler József – Bene Szabolcs – Kiss Balázs – Fördös Attila – Szabó Ferenc – Polgár J. Péter:</i> Hízalási és vágási paraméterek öröklődhetősége és tenyészértéke a mai kettőshasznosítású magyar tarka fajtában (Heritability and breeding value of fattening and slaughter parameters of dual purpose Hungarian Simmental) . . . . .	315
<i>Nagy Barnabás – Bene Szabolcs – Fördös Attila – Szabó Ferenc:</i> Különböző fajtájú tenyészkanccák élősúlya és testméretei. 2. Közlemény: A gidrán (Data to the body measurements and live weight of brood mares of different breeds. 2 <sup>nd</sup> Paper: The Gidran) . . . . .	327
<i>Bene Szabolcs – Nagy Barnabás – Polgár J. Péter – Szabó Ferenc:</i> Különböző fajtájú tenyészkanccák élősúlya és testméretei. 3. Közlemény: Regressziós modellek és populációgenetikai paraméterek a gidrán fajtában (Body measurement and live weight data of brood mares of different breeds. 3 <sup>rd</sup> Paper: Regression models and population genetic parameters in the Gidran breed) . . . . .	341
<i>Németh, Tímea – Komlósi, István – Molnár, András – Kusza, Szilvia – Lengyel, Attila – Kukovics, Sándor:</i> Differences between goat breeds based on body measurements in Hungarian populations (A magyar kecske állományok testméret különbségei) . . . . .	353
<i>Pajor Ferenc – Németh Szabina – Barcza Farkas – Gulyás László – Póti Péter:</i> Néhány tőgy és tőgybimbó morfológiai tulajdonság kapcsolata a szomatikus sejt számmal magyar parlagi kecske fajtában (The relationship between certain udder and teat morphologic traits and somatic cell count in Hungarian native goat breeds) . . . . .	369
<i>Tóth Tamás – Beke Károly – Cenkvári Éva:</i> Hazai természetű kukorica hibridek keményítőtartalmának bendőbeli lebonthatóság vizsgálata <i>in situ</i> eljárással (Examination of rumen starch degradability of Hungarian corn hybrids by <i>in situ</i> method) . . . . .	379
<b>Szemle (Miscellaneous):</b>	
Könyvismertetés: A tej szerepe a humán táplálkozásban (Szerk.: Kukovics Sándor) . . . . .	326
EAAP hírei . . . . .	352
A sertéságazat helyzete és jövőbeni kilátásai (MTA konferencia) . . . . .	368

# HÚSMARHA ÁLLOMÁNYOK NÉHÁNY REPRODUKCIÓS ÉLETTARTAM, ÉS NÖVEKEDÉSI TULAJDONSÁGÁNAK ÉRTÉKELÉSE

## 2. Közlemény: CHAROLAIS TEHENEK ELSŐ ELLÉSI ÉLETKORÁNAK ÉS ÉLETTARTAMÁNAK VIZSGÁLATA

ZSUPPÁN ZSUZSA – BENE SZABOLCS – DOMOKOS ZOLTÁN – SZABÓ FERENC

### ÖSSZEFOGLALÁS

A húsmarhatartás eredményessége szempontjából fontos, hogy a tehenek rendszeresen borjazzanak, jó legyen az életteljesítményük, vagyis nagyszámú borjút hozzanak a világra és neveljenek fel. Az életteljesítményt a szaporulattal együtt a hasznos élettartam, azaz az első borjazás és a selejtezés közötti időszak hossza határozza meg.

Ebből kiindulva, a szerzők célja az volt, hogy képet kapjanak a hazai charolais állományok első ellési, selejtezési életkoráról, hasznos élettartamáról. Az értékelésben 1982 és 1993 között született, 2766 tehén adatát dolgozták fel. Az adatbázis elemzéseit az MS Excel (2002) és az SPSS for Windows (1998) programokkal végezték.

A vizsgált tulajdonságok főátlaga és hibája (SE) a következők szerint alakult: első ellési életkor  $2,76 \pm 0,02$ ; teljes élettartam  $8,41 \pm 0,18$ ; és a hasznos élettartam  $5,65 \pm 0,18$  év. Azt tapasztaltuk, hogy az apa, a tenyésztési körzet, a tehén születési éve, a tehén születési hónapja szignifikánsan ( $P < 0,001$  illetve  $P < 0,01$ ) befolyásolta a vizsgált tulajdonságokat. A genotípus csak az első ellési életkorra hatott bizonyíthatóan. A selejtezési életkor csökkenést (11,05 évről 4,72 évre) mutatott az 1982. évi születésűektől az 1993. évi születésűek felé haladva. A hosszabb hasznos élettartamot a keresztezett tehenek érték meg. E tulajdonság is csökkenést mutatott (8,17 évről 2,16 évre) az értékelt születési időszakban.

Az első ellési életkor örökölhetőségi értéke 0,46; a teljes élettartamé 0,21; és a hasznos élettartam  $h^2$  értéke 0,25.

### SUMMARY

*Zsuppán, Zs. – Bene, Sz. – Domokos, Z. – Szabó, F.: SOME REPRODUCTION, LONGEVITY AND GROWTH TRAITS OF THE BEEF CATTLE POPULATIONS. 2nd PAPER: STUDY OF AGE AT FIRST CALVING AND THE LONGEVITY OF CHAROLAIS COWS*

Reproduction and longevity are important traits which have a significant impact on the profitability of beef cattle farming. The lifetime production is determined by the longevity and the period between a cow's ages at first calving and at culling.

The aim of the study was to evaluate the age at first calving (AFC), the age at culling (AC) and the longevity (L) of charolais beef cows in Hungary. A database consisting of 2,766 cows born between 1982-1993 was evaluated. Data were analysed using MS Excel (2002) and SPSS for Windows (1998).

The overall mean value and standard error of age at first calving, age at culling and longevity were:  $2.76 \pm 0.02$  year,  $8.41 \pm 0.18$  year and  $5.65 \pm 0.18$  year, respectively. The result was found to be significantly affected by the sire, the breeding zone, the birth year, and the birth month of the cows ( $P < 0.001$  and  $P < 0.05$ ), respectively. The genotype statistically effected only the AFC. Age at culling showed a decreasing trend (from 11.05 years to 4.72 years) for the birth years of cows from 1982 to 1993. Longer longevity and age at culling were reached by the crossbred cows than the purebreed ones. This trait also showed a decreasing trend (from 8.17 years to 4.72 years).

Heritability was evaluated of age at first calving, age at culling and longevity: 0.46; 0.21; 0.25, respectively.

## BEVEZETÉS

Árutermelő viszonyok között a húshasznosítású tehenek hosszabb hasznos élettartamának gazdasági, pénzügyi előnye a rövidebb élettartamhoz képest mindenképpen megmutatkozik. Bár a selejtezés ideje, az élettartam hossza tenyésztői döntéstől függ, a jó tehenek egyben hosszú hasznos élettartamúak is.

A tehenek produktív élettartama az első ellés és a selejtezés között eltelt idő, melynek alakulását az első ellési és a selejtezési életkor befolyásolja. Emiatt az említett életkorok elemzése fontos információt nyújt a hasznos élettartamról.

Az első ellési életkorral több külföldi és hazai kutató foglalkozott, mely munkák eredményeit részletesen korábbi cikkünkben (*Zsuppán és mtsai, 2008*) mutattuk be. A felsorolt publikációkban néhány általános összefüggés, és több fajtára vonatkozó konkrét eredmény is található. E helyen csupán a charolais tehenekre vonatkozó fontosabb megállapításokat foglaltuk össze.

*Ráki és Szajkó (1986)* charolais tehenek első ellési életkorát 35. hónapnak találták. Az OMMI, az 1998–2003 közötti években, a termelésellenőrzött húshasznú, charolais tehenek átlagos első ellési életkorát 2,87 (34,4 hónapos) évnek találta.

*Domokos (2000)* szerint a charolais tehenek első ellési életkora a 30–34. hónap.

Franciaországban, az *Institut de l'Élevage (2003)* jalogny-i kísérleti állomásán két, 52 charolais tehénből álló állományt vizsgáltak. Az egyik csoportban a tehenek első ellési életkora a 3. év, míg a másikban a 2. év volt. Ezen tehenek borjainak növekedése a választásig, kb. 6. hónapos korig, valamint az első termékenyítési eredmények kevésbé jó eredményeket mutattak.

*Tózsér (2003)* szerint a charolais üszők extenzív nevelésében, a „klasszikus” időben, a két éves korban történő fedeztetés és a három éves korban történő elletés vált általánossá.

*Erdei és mtsai (2005)* vizsgálataiban, a charolais tehenek első ellési életkora 3,02 év (36,2 hónap) volt. A fajta, illetve a genotípus, valamint a születés éve szignifikánsan ( $P < 0,01$ ) befolyásolta az életkor és az élettartam tulajdonságokat, míg a születés hónapja csak az első ellési életkora hatott bizonyíthatóan.

*Institut de l'Élevage (Guerrier)* és az F.B.C. (France Bovins Croissance) Intézet (2006), 4366 blonde d'aquitaine és 7118 charolais tenyésztet termelésellenőrzött húshasznú tehenét vizsgálta, első ellési életkor, átlagos első ellési életkor, valamint az ellések hónaponkénti eloszlása alapján. A charolais fajtában, a tehenek 1%-a ellett először 24. hónapos kornál fiatalabban, 3%-a 24–27.-, 9%-a 26–31., 51%-a 32–35.-, 36–39.-, 30%-a, 40–43.-, 3%-a, míg 2%-a 44–47.- és 1%-a 48. hónapos kornál idősebben ellett először. Az átlagos első ellési életkor 34,54 hónap volt.

A különböző szerzők által közölt életkor, élettartam adatokat előző cikkünk (*Zsuppán és mtsai, 2008*) első táblázatában foglaltuk össze.

Az élettartam kifejezetten gyengén öröklődő tulajdonság, alakulását erőteljesen befolyásolják a környezeti tényezők, a tartási, a takarmányozási és a szaporítási megoldások.

Az élettartam tulajdonságok, genetikai paraméterek, variancia komponensek becslésével már eddig is több szerző foglalkozott.

*Bodó (1979)* egy vizsgálata szerint, a kiselejtezett tehenek átlagos életkora 7,75 év, amely 4,7 borjú/év termelésének felel meg. Az első ellés után 20%-ot selejteznek.

Varga (1990) a törzskönyvezett húshasznosítású állomány 1988-as selejtezési adatait vizsgálva úgy találta, hogy a charolais teheneket 7,9. évesen selejtezték.

Gianlorenço és mtsai (2003) canchim tehenek selejtezési életkorának becsült örökölhetőségi értékét 0,24-nek találták. Mello és mtsai (2006) ugyanezen tehenek selejtezési életkorának  $h^2$  értékét 0,22-nek találták.

Erdei és mtsai (2005) vizsgálatában a charolais tehenek selejtezési életkora, a saját adatfeldolgozás eredményei alapján, 10,89 év volt. A hasznos élettartam esetében megközelítette a nyolc évet, 7,91 évnek mutatkozott.

Tózsér (2003) úgy találta, hogy a korai tenyésztésbe vétel kihatással lehet az állat hasznos élettartamára is. A francia tenyésztők számára nem elsődleges szempont a hosszú életkor, mert selejtezőkor a 7–8. éves tehen vágóértéke még elfogadható, ami pedig pótolja azt az esetleges veszteséget, melyet az életkor növekedése esetén, a több borjú születéséből adódó haszon biztosított volna. Az említett esetben a korai tenyésztésbe vétel nem rövidítette meg a tehenek élettartamát, a fajtára jellemző életkort általában elérték, és az állomány több, mint 20%-át 10. éves kor után selejtezték, emellett évente leellettek és borjaikat is felnevelték. Élettani szempontból is előnyös, a két éves korban történő tenyésztésbe vétel mert a módszer rámás, jól vemhesülő, nagy élettartamú teheneket eredményez.

Castro-Pereira és mtsai (2007) canchim tehenek első ellési életkorának örökölhetőségi értékét 0,09-nek találták. Eredményeik szerint a születés utáni növekedési tulajdonságokra való szelekció csökkentheti az első ellési életkort.

Baldi és mtsai (2008) becsült variancia, kovariancia komponenseket,  $h^2$  értéket vizsgáltak. Az általuk közölt első ellési életkor  $h^2$  értéke  $0,10 \pm 0,05$ ; a selejtezési életkor pedig  $0,06 \pm 0,00$  körül alakult. A genetikai korrelációk azt mutatták, hogy a növekvő kifejlétkori testsúlyra való szelekció csökkenti a selejtezési életkort, de az első elléskori súly, nem befolyásolta az első ellési életkort. A testméretekre és a testsúlyra irányuló szelekció, hosszabb hasznos élettartamot eredményezhet.

Az irodalmi adatok értékelése alapján megállapítható, hogy a charolais fajta első ellési, kiesési életkorára és élettartamára vonatkozóan hazánkban eddig nem végeztek vizsgálatokat. E tulajdonságok örökölhetőségére is csak a külföldi irodalomban található adatok. A fentiekből kiindulva jelen vizsgálatunk célja annak megállapítása, hogy hogyan alakul a charolais tehenek első ellési életkora, hasznos és teljes élettartama, a tehen születési éve és hónapja, a tenyésztési körzet valamint a genotípus szerint. Ugyancsak célunk volt vizsgálni e tulajdonságok variancia komponenseit és örökölhetőségét.

## ANYAG ÉS MÓDSZER

Vizsgálatunkat a Magyar Charolais Tenyésztők Egyesülete által rendelkezésre bocsátott adatbázis alapján végeztük. Az értékelésben 1982–1993 között született és tenyésztésbe vett, már ellett 2766 tehen, valamint 112 tenyészbika adata szerepelt. Az adatgyűjtés utolsó éve 2005. volt, így a legidősebb tehen is 14 évet töltött termelésben. A tehenek adatait a következő megoszlásban vizsgáltuk: 1793 fajtatiszta, 654 magasvérségű, 319 keresztezett charolais. A hasznos élettartam értékelésére, csak a már kiselejtezett tehenek adatait használtuk fel.

A vizsgált tulajdonságok az első ellési életkor, a hasznos és a teljes élettartam voltak. Az első ellési életkor, a születés és az első ellés dátuma között eltelt idő, a hasznos élettartam, az első ellés és a selejtezés időpontja között eltelt idő, míg a teljes élettartam, a születés és a selejtezés időpontja közötti időszak.

Az értékelt tényezők között a tenyészkörzetet, a tehén születési évét és hónapját valamint a genotípust mint fix hatást, az apát, mint véletlen genetikai hatást vizsgáltuk. Többtényezős varianciaanalízis felhasználásával kerestük a választ arra, hogy mely tényezők hathatnak statisztikailag ( $P < 0,05$ ) igazolhatóan az első ellési életkorra, a hasznos élettartamra és a teljes élettartamra.

Az elemzés felállított matematikai modellje az alábbi:

$$Y_{ijklm} = \mu + S_i + H_j + Y_k + M_l + G_n + e_{ijklm}$$

ahol:  $Y_{ijklm}$  = az i-edik apától;  
 j-edik tenyésztési körzetben;  
 k-edik évben;  
 l hónapban született;  
 m genotípusú tehén első ellési életkora, hasznos és teljes élettartama;  
 $\mu$  = átlag;  
 $S_i$  = a bika véletlen hatása;  
 $H_j$  = a tenyészkörzet fix hatása  
 $Y_k$  = a születési év fix hatása;  
 $M_l$  = a születési hónap fix hatása;  
 $G_n$  = a genotípus fix hatása;  
 $e_{ijklm}$  = véletlen hiba

Az adatok előkészítését MS Excel (2002) programmal végeztük, a statisztikai elemzések elkészítéséhez az SPSS 9.0 (1998) for Windows programot használtuk.

Az adatbázis 32 tenyészetből származó tehének adatát tartalmazta. Ezekből, és az azonos tájegységhez tartozó települések figyelembevételével, 3 tenyészkörzetbe soroltuk az állományt. (1. táblázat).

1. táblázat

A tenyészetek tenyészkörzetek szerinti besorolása

Kód (1)	Tenyészkörzet (2)	Ide tartozó települések (3)	Tenyészetek száma (4)	Tehén-létszám (5)
2	Dél-Dunántúl	Kereki, Tab, Siófok, Hajmás, Kaposvár, Regöly, Szakály, Bár	10	261
7	Miskolc környéke	Miskolc, Léh, Encs, Szirmabesenyő, Szerencs, Abaujszántó, Szikszó, Halmaj, Selyeb, Taktaszada, Megyaszó, Sajólászlófalva	12	2193
10	Kecskemét környéke	Kecskemét, Lajosmizse, Ballószög, Fülöpháza, Kunpeszér	10	312
Összesen (6):			32	2766

Table 1: The assignment of the farms to breeding regions code (1); name of breeding region (2); the townships in breeding zone (3); number of farms (4); number of cows (5); total (6)

## EREDMÉNYEK

Az értékelt húsmarha állomány teljes adatbázisában szereplő tehének száma 6603 volt (2. táblázat) l. a következő oldalon. Ezek közül az 1982 és 1993 között született 2766 tehén adatát dolgoztuk fel. Az 1993. után született, és 5 ivadákszám alatti apák adatait nem vettük figyelembe. Az összesen tenyésztésbe vett 6603 tehén selejtezése, az 1–12. ellés után – sorban – 14–9–6–7–6–5–4–3–2–2–1–1% volt. Több tehén volt, amely 14 évig maradt termelésben.

Az alapadatok statisztikai elemzésének eredménye szerint az apa, a tenyésztési körzet, a tehén születési éve, a tehén születési hónapja alapján képzett csoportok közötti különbségek mindhárom tulajdonság esetében szignifikánsak voltak ( $P < 0,001$  illetve  $P < 0,01$ ), míg a genotípus csupán az első ellési életkor esetében mutatott ugyanilyen statisztikailag is igazolható különbséget. Az elemzés eredményét a 3. táblázatban tüntettük fel.

3. táblázat

A vizsgált tényezők hatása

Variancia forrása (1)	Osztályok (2)	Első ellési életkor, (3) év (4)	Teljes élettartam, (5) év (4)	Hasznos élettartam, (6) év (4)
Apa (7)	112	***	***	***
Genotípus (8)	3	**	NS	NS
Tenyésztési körzet (9)	3	***	***	***
Tehén születési éve (10)	12	***	***	***
Tehén születési hónapja (11)	4	***	***	**

\*\*\* $P < 0,001$ \*\* $P < 0,01$ 

Table 3.: Effects of traits

source of variance (1), classes (2), age at first calving (3), year (4), age at culling (5), longevity (6), sire (7), genotype (8), breeding region (9), birth year of cow (10), birth month of cow (11)

A 4. táblázatban foglaljuk össze a vizsgált tulajdonságok adatait.

Az első ellési életkor, a születés évétől viszonylag függetlenül, közel azonos. Eredményeink tendenciájukban megegyeznek az OMMI (1998–2004) által közölt adatokkal, melyek szerint a fajtatiszta charolais tehének első ellési életkora átlagosan 34,6. hónapos (2,8. év), illetve a keresztezett egyedeké 33. hónaposra korra (2,75. év) tehető.

A tenyészkörzetek között jelentős eltéréseket tapasztaltunk. Az első ellési életkor alapján a fiatalabb tehének a 10. körzetben (Kecskemét környéke) voltak. Élettartam és élettartam tulajdonságok esetén leggyengébb eredményeket a 2-es (Dél-Dunántúl) körzetben tapasztaltuk. A hasznos és teljes élettartam alakulása a 7. körzetben (Miskolc környéke) bizonyult a legjobbnak. E különbség magyarázatként megemlíthető, hogy a tenyésztésbe vételkori és selejtezőkori életkort, ebből adódóan a hasznos élettartamot is, a felnevelési, tartási, takarmányozási, gondozási tényezők, továbbá a tenyésztői döntések nagymértékben módosíthatják.







A hasznos és teljes élettartam esetében az évek előrehaladtával folyamatosan csökkenő tendencia figyelhető meg. A legmagasabb életkort (11,05) az 1982-es születésű állatok érték el, míg legrövidebb ideig (4,72) az 1993-as születésűek éltek. A hasznos élettartam alakulásában is megfigyelhető ugyanez a csökkenés, amíg az 1982-es évjárat még 8,17 évet töltött termelésben, addig az 1993-as, az értékelés lezárásáig, 2005. év végéig csupán 2,16-ot (4. táblázat), pedig ezek az egyedek elvileg 12 évet élhettek volna. A csökkenő hasznos élettartam magyarázata, hogy a '90-es évek elején, a húsmarha létszám általánosan csökkent hazánkban. A gazdaságok szigorúbb selejtezést végeztek, és kiselejtettek olyan állatokat, amelyeket még az állományban hagyhattak volna.

A genotípus tekintetében a keresztezett tehének hosszabb hasznos és teljes élettartamot értek el, valamint korábban is borjiztak először mint fajtatiszta társaik.

A vizsgált életkor és élettartam adatok a születés hónapjának függvényében, arra utalnak, hogy az őszi hónapokban született egyedek átlagosan 2,67 évesen borjiztak először, míg a téli születésűek 2,82 évesen. Ez 0,15 év különbség, ami a termékenyítés és az elletés szezonális szervezéséből adódhat.

A különböző vizsgált tulajdonságok közötti statisztikailag igazolható különbséget (a,b,c,d,e,f,g =  $P \leq 0,05$ ) az azonos betűt nem tartalmazók adják, melyek szig-

4. táblázat

A vizsgált tulajdonságok alakulása

Hatások (1)	Osztály (2)	Létszám, $\bar{n}$	Első ellési életkor, (3) év (4)	Teljes élettartam, (5) év (4)	Hasznos élettartam, év (6)
Főátlag (7)			2,76±0,02	8,41±0,18	5,65±0,18
Genotípus (8)	1.	1793	2,81±0,02 <sup>a</sup>	8,19±0,19 <sup>a</sup>	5,38±0,19 <sup>a</sup>
	2.	654	2,79±0,02 <sup>b</sup>	8,32±0,21 <sup>b</sup>	5,53±0,22 <sup>b</sup>
	3.	319	2,69±0,03 <sup>c</sup>	8,71±0,30 <sup>a</sup>	6,03±0,31 <sup>a</sup>
Tenyésztési körzet (9)	2.	261	2,86±0,04 <sup>a</sup>	6,50±0,38 <sup>a</sup>	3,65±0,39 <sup>a</sup>
	7.	2193	2,75±0,02 <sup>a</sup>	9,71±0,16 <sup>b</sup>	6,96±0,16 <sup>b</sup>
	10.	312	2,67±0,04 <sup>b</sup>	9,01±0,34 <sup>a</sup>	6,34±0,34 <sup>a</sup>
Tehén születési éve (10)	1982.	73	2,89±0,06 <sup>a</sup>	11,05±0,51 <sup>f</sup>	8,17±0,52 <sup>h</sup>
	1983.	135	2,90±0,05 <sup>abc</sup>	10,73±0,41 <sup>f</sup>	7,83±0,41 <sup>h</sup>
	1984.	157	2,72±0,04 <sup>a</sup>	11,00±0,35 <sup>f</sup>	8,29±0,35 <sup>h</sup>
	1985.	135	2,81±0,04 <sup>abc</sup>	9,70±0,34 <sup>e</sup>	6,89±0,34 <sup>g</sup>
	1986.	180	2,70±0,04 <sup>abc</sup>	9,72±0,32 <sup>e</sup>	7,02±0,32 <sup>g</sup>
	1987.	228	2,71±0,03 <sup>a</sup>	9,24±0,29 <sup>de</sup>	6,53±0,30 <sup>fg</sup>
	1988.	245	2,71±0,03 <sup>bc</sup>	8,50±0,29 <sup>d</sup>	5,79±0,29 <sup>ef</sup>
	1989.	272	2,82±0,03 <sup>d</sup>	7,47±0,27 <sup>c</sup>	4,65±0,28 <sup>de</sup>
	1990.	375	2,65±0,03 <sup>ab</sup>	6,91±0,24 <sup>c</sup>	4,26±0,24 <sup>bc</sup>
	1991.	338	2,91±0,03 <sup>d</sup>	6,39±0,25 <sup>bc</sup>	3,49±0,25 <sup>bc</sup>
	1992.	351	2,73±0,03 <sup>cd</sup>	5,44±0,28 <sup>ab</sup>	2,71±0,28 <sup>ab</sup>
1993.	277	2,56±0,03 <sup>a</sup>	4,72±0,30 <sup>a</sup>	2,16±0,31 <sup>a</sup>	
Tehén születési hónapja (11)	Tél (12)	698	2,82±0,02 <sup>c</sup>	8,74±0,21 <sup>a</sup>	5,92±0,21 <sup>a</sup>
	Tavaszi (13)	1233	2,78±0,02 <sup>c</sup>	8,65±0,20 <sup>a</sup>	5,87±0,19 <sup>a</sup>
	Nyár (14)	223	2,77±0,03 <sup>b</sup>	8,23±0,26 <sup>a</sup>	5,46±0,27 <sup>a</sup>
	Ősz (15)	612	2,67±0,03 <sup>a</sup>	8,01±0,22 <sup>a</sup>	5,34±0,22 <sup>a</sup>

Table 4.: Age and longevity according to traits effects (1), as in Table 3 (2–6; 8–11); overall mean value (7), winter (12); spring (13); summer (14); autumn (15)

nifikánsan különböznek egymástól (a többi nem). Ezt Post Hoc test alkalmazásával és Tukey-próbával végeztük.

Az 5. táblázat, becsült variancia és kovariancia komponenseket, valamint az örökölhetőségi értékeket tartalmazza. A táblázatban látható, hogy az első ellési életkor örökölhetősége 0,46, közepes. A teljes és hasznos élettartam kifejezetten gyengén örökölődő tulajdonságok. Mindkét vizsgált tulajdonság esetén kicsi az örökölhetőségi értéke.

5. táblázat

**A becsült variancia komponensek, genetikai paraméterek**

Paraméterek (1)	Első ellési életkor (2)	Teljes élettartam (3)	Hasznos élettartam (4)
Genetikai variancia (5)	0,02	0,68	0,55
Hiba variancia (6)	0,11	8,33	8,23
Fenotípusos variancia (7)	0,13	9,01	8,78
Örökölhetőség (8)	0,46	0,21	0,25

Table 5. : Variance components and heritability values parameters (1), age at first calving (2), age at culling (3), longevity (4), genetic variance (5), residual variance (6), phenotypic variance (7), heritability (8)

A 6. táblázatban apánként láthatók a vizsgált tulajdonságok átlagtól való eltérései. Az alkalmazott statisztikai módszer szignifikáns hatást mutat, ezért az egyes ivadékcsoportok között kapott különbségekre figyelemre méltók. Az egyszerűbb szemléltetés érdekében a táblázatban, csak a 15 feletti ivadékszámú apák szerepelnek. PI: a 9245-ös apa hasznos élettartama -2,03 év, míg a 11 928-as számú tenyészbikáé +3,51 év, 5,54 év különbséget jelentve a két ivadékcsoport között.

6. táblázat

**A vizsgált tulajdonságok átlagtól való eltérése apánként**

KLSZ (1)	Ivadékszám (n) (2)	Első ellési életkor, (3) év (4)	Teljes élettartam, (5) év (4)	Hasznos élettartam, (6) év (4)
6529	22	-0,34	0,36	0,70
6531	28	-0,39	1,16	1,55
6532	27	-0,34	0,42	0,76
7203	33	-0,15	-0,44	-0,30
7204	174	-0,05	0,57	0,62
7419	22	-0,26	-0,93	-0,67
7488	23	-0,19	-0,18	0,01
7897	25	-0,30	0,26	0,55
7903	22	-0,41	0,61	1,02
7910	19	-0,01	-0,97	-0,96
8083	52	0,03	0,48	0,45
8465	28	0,05	-0,66	-0,71
8539	73	-0,06	-0,84	-0,89

a 6. táblázat folytatása

KLSZ (1)	Ivadékszám (n) (2)	Első ellési életkor,(3) év (4)	Teljes élettartam, (5) év (4)	Hasznos élettartam, (6) év (4)
9241	15	0,08	-0,72	-0,80
9245	15	-0,32	-2,03	-1,71
9246	37	0,20	-1,40	-1,61
9247	29	0,09	-1,09	-1,18
9249	20	0,04	-1,43	-1,47
9298	22	0,02	-0,24	-0,27
9359	115	-0,17	4,15	4,32
9569	64	-0,24	-0,49	-0,26
9570	108	-0,10	0,34	0,44
9707	53	-0,03	-0,95	-0,92
9709	17	-0,02	-1,32	-1,30
9817	29	0,17	-3,36	-3,53
9819	22	0,12	-1,12	-1,24
9821	28	0,06	-1,31	-1,37
9823	31	0,06	-1,17	-1,23
10094	19	0,00	-2,08	-2,09
10202	17	0,11	0,07	-0,04
10210	19	-0,11	-1,11	-0,99
10211	23	-0,08	-0,22	0,31
10212	45	-0,26	0,77	1,03
10213	136	-0,21	0,38	0,59
10214	74	-0,22	1,08	1,30
10529	20	0,01	-2,10	-2,11
10925	18	0,17	-2,79	-2,95
10926	20	0,09	-0,99	-1,08
10927	41	0,05	-0,66	-0,71
10931	64	0,18	-0,74	-0,92
10932	49	0,19	-0,48	-0,67
10933	32	0,14	-0,51	-0,65
10935	25	0,40	-0,67	-1,07
11233	24	0,11	-1,22	-1,34
11235	101	-0,07	-0,22	-0,14
11345	32	0,01	-0,50	-0,51
11495	23	0,25	0,71	0,46
11617	29	0,22	-0,65	-0,87
11664	116	-0,16	0,08	0,25
11928	21	0,57	3,51	2,94
11988	67	-0,03	-0,33	-0,30
12063	19	-0,16	0,54	0,71
12105	17	0,16	0,83	0,67

a 6. táblázat folytatása

KLSZ (1)	lvadékszám (n) (2)	Első ellési életkor,(3) év (4)	Teljes élettartam, (5) év (4)	Hasznos élettartam, (6) év (4)
12106	21	0,01	0,31	0,29
12107	23	0,38	0,85	0,48
12240	25	-0,07	-1,55	-1,48
12241	18	0,04	0,16	0,12
12242	19	0,19	0,73	0,54
12245	20	0,04	-0,46	-0,50
12249	24	-0,04	0,12	0,15
12399	15	0,23	0,38	0,16
12615	21	0,15	-0,32	-0,46

Table 6.: Progeny group differences from mean values  
identity number of sire (1), highest number of progeny (2), as in Table 3. (3–6)

## KÖVETKEZTETÉSEK

Vizsgálatunkban igazolódtott, hogy a charolais tehének életkorát, élettartamát, a tenyésztői döntések mellett, az apa, a tenyésztési körzet, a tehén születési éve és hónapja szignifikánsan befolyásolják ( $P < 0,001$  illetve  $P < 0,01$ ). A genotípus csak az első ellési életkorra hatott bizonyíthatóan.

A vizsgálatban szereplő állomány, az első ellési életkor alapján, meglehetősen homogén volt, közöttük pár hónapos eltérés volt. Vizsgálatunk eredményei, tendenciájukban, a volt OMMI által közölt adataival megegyeznek.

A tenyészkörzetek között jelentős eltéréseket tapasztaltunk. E különbség magyarázataként megemlíthető, hogy a tenyésztésbevitelkori és selejtezőskori életkort, ebből adódóan a hasznos élettartamot is, a felnevelési, tartási, takarmányozási, gondozási tényezők, továbbá a tenyésztői döntések nagymértékben meghatározzák.

A hasznos és teljes élettartam esetében, az évek előrehaladtával, folyamatosan csökkenő tendencia figyelhető meg, ami a húsmarha állomány létszámának csökkenésével és a szigorúbb selejtezéssel magyarázható.

A vizsgált életkor és élettartam adatok a születés hónapjának függvényében, arra utalnak, hogy az őszi hónapokban született egyedek általában fiatalabb korban ellettek először, mint a téli hónapokban születettek.

Az első ellési életkor közepesen, a teljes és hasznos élettartam gyengén örökölődőnek mutatkozott.

## IRODALOM

- A szarvasmarhatenyésztés éves eredményei, 1998–2003, OMMI
- Baldi, F. – Alencar, M.M. de – Freitas, A.R. de – Barbosa, R.T. (2008): Parâmetros genéticos para características de tamanho condição corporal, eficiência reprodutiva e longevidade em fêmeas da raça Canchim. R. Bras. Zootec., 37. 2. 247–253. ISSN 1516–3598.
- Bodó I. (1979): A világ húsmarhafajtáinak és típusainak jellemzői. II. A charolais. Taurina Híradó, 2. 13–17.
- Castro-Pereira, V.M. de – Alencar, M. M. de – Barbosa, R. T. (2007): Estimativas de parâmetros genéticos e de ganhos direto e indireto à seleção para características reprodutivas e de crescimento em um rebanho de raça Canchim. R. Bras. Zootec., Ago 36. 4. 1029–1036. ISSN 1516–3598.
- Domokos Z. (2000): A charolais szarvasmarha. Kistermelők Lapja. 44. 1. 9.
- Erdei, I. – Márton, D. – Ábrahám, T. – Lengyel, Z. – Benedek, Zs. – Török, M. – Szabó, F. (2005): Húshasznosítású tehének első ellési életkorának és élettartamának vizsgálata. Állattenyésztés és Takarmányozás, 54. 2. 97–107.
- Gianlorenzo, V. K. – Alencar, M.M. de – Toral, F.L.B. – Paula Mello, S. de – Freitas, A.R. de – Barbosa, P.F. (2003): Heridabilidades e correlações genéticas de características de machos e fêmeas, em um rebanho bovino da raça Canchim. R. Bras. Zootec., 32. 6. suppl. 1. 1587–1593. ISSN 1516–3598.
- Institut de l'Élevage (Guerrier, J.), F.B.C. (France Bovins Croissance) (Campagne 2006): Résultats du Contrôle des Performances bovins allaitants. www.inst-elevage.asso.fr.
- Institut de l'Élevage (2003): Avancer l'âge au 1er vêlage dans un grand troupeau charolais de qualité. - Bilan d'activité 2003-Unité de Programme "Reproduction". www.inst-elevage.asso.fr
- Kress, D.D. – Hauser, E.R. – Chapman, A.B. (1969): Efficiency of production and cow size in beef cattle. J. Animal. Sci., 29. 373–383.
- Lesmeister, J.L. – Burfening, P.J. – Blackwell, R. L. (1973): Date of First Calving in Beef Cows and Subsequent Calf Production. J. Animal. Sci., 36. 1–6.
- Mello, Paula, S. de – Alencar, M.M. de – Toral, F.L.B. – Gianlorenzo, V.K. (2006): Estimativas de parâmetros genéticos para características de crescimento e produtividade em vacas de raça Canchim, utilizando-se inferência bayesiana. R. Bras. Zootec., 35. 1. 92–97. ISSN 1516–3598.
- Ráki, Z. – Szajkó, P. (1986): Egyhasznú húsmarha konstrukciók összehasonlító ökonómiai értékelése. II. A különböző húsmarha konstrukciók tenyésztési és termelési paramétereinek értékelése. Vágóállat és Hústermelés, 16. 4. 14–19.
- Tózsér J. (2003): A charolais fajta és magyarországi tenyésztése. Mezőgazda Kiadó, Budapest
- Varga, G. (1990): A törzskönyvezett húshasznosítású szarvasmarha állomány tenyésztési és termelési eredményeiről. Vágóállat és Hústermelés, 20. 7. 39–47.
- Zsuppán Zs. – Bene Sz. – Balika S. – Szabó F. (2008): Húsmarha állományok néhány reprodukciós, élettartam és növekedési tulajdonságának értékelése. 1. Közlemény: Blonde d'aquitaine tehének első ellési életkorának és élettartamának vizsgálata egy tenyészetben. Állattenyésztés és Takarmányozás, 57. 6. 497–506.

Érkezett: 2008. augusztus  
 Szerzők címe: Zsuppán, Zs. – Bene, Sz. – Szabó, F.: Pannon Egyetem, Georgikon Kar  
 Authors' address: University of Pannonia, Faculty of Georgikon  
 H-8360 Keszthely, Deák F. u. 16.  
[zsuppanzs@yahoo.com](mailto:zsuppanzs@yahoo.com)  
 Domokos, Z.: Charolais Tenyésztők Egyesülete  
 National Association of Hungarian Charolais Cattle Breeders  
 H-3525 Miskolc, Vologda u. 3.  
[domokos.zoltan@charolais.hu](mailto:domokos.zoltan@charolais.hu)

## ESTIMATION OF DIRECT AND MATERNAL GENETIC EFFECTS FOR BODY WEIGHT AT DIFFERENT AGES FOR HOLSTEIN-FRIESIAN CALVES IN EGYPT

KHATTAB, A.S. – OMER, A. E. – EMAM, A.I – TÓZSÉR J.

### SUMMARY

Three thousand one hundred seventy one Holstein-Friesian calves were obtained from a herd of Holstein-Friesian cattle kept at Sakha Experimental farm, Ministry of Agriculture, Egypt during the period from 1981 to 2002. These animals were used to estimate phenotypic and genetic parameters for growth traits, birth weight (BW), weaning weight (WW), body weight at 6 months of age (BW-6), body weight at 12 months of age (BW-12), body weight at 18 months of age (BW-18) and body weight at 24 months of age (BW-24). The records were analyzed by Multiple Trait Animal Model (MTAM). The model included the fixed effects of month and year of birth, sex and parity of the dam and random effects of direct genetic, maternal genetic, permanent maternal environmental effects and error.

Direct heritability estimates for BW, WW, BW-6, BW-12, BW-18 and BW-24 were 0.21, 0.29, 0.18, 0.16, 0.27 and 0.25, respectively. Maternal heritability estimates for the same traits were 0.13, 0.09, 0.05, 0.04, 0.01 and 0.01, respectively. All genetic, permanent maternal and environmental correlations among the growth traits we studied were positive, while the direct and maternal genetic correlations among all traits were negative and ranged from -0.06 and -0.84.

### ÖSSZEFOGLALÁS

*Khatab, A.S. – Omer, A. E. – Emam, A.I – Tózsér J.: DIRECT ÉS ANYAI GENETIKAI HATÁSOK VIZSGÁLATA KÜLÖNBÖZŐ KORÚ HOLSTEIN-FRÍZ BORJAK TESTSÚLYÁRA EGYIPTOMBAN*

3171 holstein-fríz borjú teljesítményét elemezték a Sakha-i Kísérleti Farmon (Egyiptom) 1981–2002 között azért, hogy becsüljék a fenotípusos és a genetikai korrelációkat, valamint a tenyésztési értékeket a következő jellemzőkre: születési súly (SZS), választási súly (VS), hatodik hónapos súly (S-6), éves kori súly (S-12), 18. hónapos súly (S-18), 24. hónapos súly (S-24). Az elemzésre ún. több tulajdonságon alapuló egyed modellt használtak (Multiple Trait Animal Model, MTAM), amelynek felépítése a következő volt: fix hatások (születési év és hónap, ivar, ellések száma) és random hatások (direkt genetikai hatás, anyai genetikai hatás, folytonosan ható anyai környezeti hatás és a hiba).

A direkt örökölhetőségek: SZS (0,21), VS (0,29), S-6 (0,18), S-12 (0,16), S-18 (0,27) és S-24 (0,25). Az anyai örökölhetőségek pedig – az előző sorrenddel megegyezően – a következők: 0,13, 0,09, 0,05, 0,04, 0,01 és 0,01. Ezek az eredmények arra utalnak, hogy mind a direkt, mind az anyai genetikai hatások fontosak a születési és a választási súlyok esetében. Valamennyi genetikai, anyai és környezeti korreláció, a vizsgált növekedési jellemzők mindegyikére, pozitív volt. A direkt és az anyai genetikai korrelációk valamennyi relációban negatívnak bizonyultak: –0,06-tól, –0,84-ig.

## INTRODUCTION

Holstein-Friesian cattle are the most reported dairy cattle in Egypt and contribute about 60% of all red meat production (Oudah, 2001). Growth traits, such as birth, weaning and yearling weights in cattle, are important in selection programs. Selection is effective for increasing weaning weight and yearling weight. Maternal ability can be improved only slightly by selection for weaning weight (Koch et al., 1994).

Animal model used to analyze maternally influenced traits of dual-purpose and beef cattle (e.g. birth and weaning weights) typically include direct and maternal effects and a permanent environmental effect of the dam (Meyer, 1997, 2000).

The objectives of the present study are to estimate phenotypic and genetic parameters associated with direct and maternal genetic effects on birth weight, weaning weight, body weight at 6, 12, 18 and 24 month of age for Holstein-Friesian calves kept on Sakha Farm, using a multi trait animal model.

## MATERIAL AND METHODS

### *Source of data and management*

The data used in the present investigation were collected from the history sheets of Holstein-Friesian cows maintained on Sakha Farm, belonging to the Animal Production Research Institute, Ministry of Agriculture, Dokki, Cairo, Egypt. The data comprised 3,171 calves, progeny of 141 sires collected during the period from 1981 to 2002. Calves were allowed to suckle their dam's colostrums for the first three days after birth. Afterwards, they were artificially reared on milk twice daily (before cooling) on the age basis till weaning at the age of 15 weeks. An amount of 400 kg of natural milk was available for each calf during the suckling period. In addition to milk, green fodder was given to the calves *ad lib.*, according to the schedule applied under the feeding and management system of the Animal Production Research Institute (APRI), Egypt. Green feeds in winter was Berseem (*Trifolium alexandrinum*) and green maize or elephant grass was offered in summer. The concentrates (*calf meal*) and hay were offered to calves from the beginning of the third or fourth week of age according to their age. Calves were weighed for the first time within 24 hours from birth and also at weaning at the age of 15 weeks. Weight was recorded before eating or drinking. Weights of calves were recorded to the nearest 2 kg. Data of the analysis included calf, sire and dam identity codes, date of calving, sex of the calf, birth date, dam parity (from first to eight), birth weight, weaning weight (BW) and body weight (WW) at 6, 12, 18 and 24 (BW-6, BW-122, BW-18, BW-24) months of age.

### *Analysis*

The Multi Trait Animal Model (MTAM) was used to analyses growth traits studied. The model included direct and maternal genetic, permanent environmental effects and errors as random effects, month and year of birth, sex



of calf and dam parity, as fixed effects. Estimates of variance components and genetic parameters were estimated by using Program of VCE4 (Version 4.2.4) and PEST program both were written by *Groeneveld et al.* (1998). *Table 1.* shows the data structure considered in the analysis.

*Table 1.*  
Structure of data used in analysis, and no. of iterations

Observations (1)	Numbers (2)
No. of records (3)	3171
No. of sires (4)	141
No. of dams (5)	889
Animal in relationship matrix ( $A^{-1}$ ) (5)	2150
Mixed Model Equations (MME) (6)	27120
No. of iterations (7)	15540

1. táblázat: Adatszerkezet, az ún. vegyes modellű egyenletek és az iterációk száma  
megfigyelések (1), esetszámok (2), borjak száma (3), apák száma (4), anyák száma (5), egyedek a rokonsági mátrixban (5), vegyes modellű egyenletek (6), iterációk (7)

## RESULTS AND DISCUSSION

### Means

Unadjusted means for BW, kg, WW, kg, BW-6, kg, BW-12, kg, BW-18, kg and BW-24, kg were 31.5-, 90-, 124-, 228-, 334- and 440 kg, respectively (*Table 2.*). The present means of BW, WW and BW-12 are higher than those reported by *Sadek et al.* (2005) working on Holstein-Friesian calves in Egypt, and 30.3, 74.4 kg and 219.4 kg, respectively. Also, the present means of BW-6 and BW-12 are higher than those (113.9 and 124.6 kg, respectively) reported by *Bagci et al.* (1999) working on Friesian calves in Turkey. While, *Badawy et al.* (2002) working on 313 Friesian calves in Egypt, reported that BW -6 and BW-12 were 152.2 kg and 223 kg, respectively. The present mean of BW-18 was higher than that reported by *El-Feel* (1984) (325.7 kg) working on Baladi calves in Upper Egypt.

The coefficients of variability (CV %) for BW was 15.22 %, while the CV % for WW, BW-6, BW-12, BW-18 and BW-240 ranged from 3.53 to 5.49% (*Table 2*). *Oudah* (2001) using another set of that herd found that CV % for BW and WW were 13.4 and 9.17%. The present results indicate that CV% decreased slightly with age. In this respect, *Groen and Vos* (1995) working on 631 Black and White heifers, found that CV % for body weight at birth, at 10th, 20th, 30th, 40th and at 50th weeks and average daily gain ranged from 7.6 to 11.2% and decreased with increase in age. The difference between present results and other investigators may be due to differences in the genotype, management and number of records.

Table 2.

Statistic of the evaluated weight data (n = 3171)

Traits (1)	Means (8)	SD (9)	CV% (10)	Min. (11)	Max. (12)
BW, kg (2)	31.53	4.80	15.22	20	47
WW, kg (3)	90	4.30	4.75	80	99
BW-6, kg (4)	124	6.80	5.49	104	149
BW-12, kg (5)	228	10.64	4.67	125	335
BW-18, kg (6)	334	12.70	3.81	228	370
BW-24, kg (7)	440	15.50	3.53	260	520

2. táblázat: Az értékelt adatok statisztikai jellemzői tulajdonságok (1), születési súly (BW)(2), választási súly (WW)(3), hatodik hónapos súly (BW-6)(4), éves kori súly (BW-12)(5), 18. hónapos súly (BW-18)(6), 24. hónapos súly (BW-24)(7), átlag (8), szórárs (9), variációs együttható (10), minimum (11), maximum (12),

### Direct and maternal heritability

Estimates of direct heritability for BW, WW, BW-6, BW-12, BW-18 and BW-24 by using MTAM were 0.21, 0.29, 0.18, 0.16, 0.27 and 0.25, respectively (Table 3.). The present estimates are within the range reported by many authors working on different breeds of dairy and beef cattle by using animal model. In this respect, *Ulutas et al.* (1998) working on Welsh Black cattle, using single trait animal model, found that direct  $h^2$  for birth weight, 100th day weight, 200th day weight, 300th day weight and 400th day weight were 0.12, 0.31, 0.27, 0.28 and 0.42, respectively. *El-Awady* (2003) working on Friesian calves, using MTAM, found that direct  $h^2$  estimates for birth and weaning weight were 0.30 and 0.34, respectively. *Atil et al.* (2005) analysed 566 Friesian calves, using repeatability AM, reported that direct heritability estimates for BW and WW were 0.28 and 0.13, respectively. Also, *Szabó et al.* (2008) in a study on 7032 purebred Hungarian Fleckvieh calves, found that direct  $h^2$  for weaning weight, pre weaning daily gain and 205th day weight were between 0.37 and 0.42.

Table 3.

Direct heritability estimates (on diagonal), genetic correiation (below diagonal), permanent environmental correiation (above diagonal) and environmental correiation (between parentheses) for growth traits of Holstein-Friesian calves\*

Variables (1)	BW (2)	WW (3)	BW-6 (4)	BW-12 (5)	BW-18 (6)	BW-24 (7)
BW	<b>0.21</b>	0.44(0.60)	0.87(0.10)	0.86(0.08)	0.68(0.08)	0.76(0.08)
WW	0.75	<b>0.29</b>	0.30(0.79)	0.80(0.38)	0.90(0.38)	0.82(0.32)
BW-6	0.37	0.66	<b>0.18</b>	0.60(0.44)	0.94(0.28)	0.95(0.29)
BW-12	0.46	0.49	0.88	<b>0.16</b>	0.45(0.44)	0.66(0.56)
BW-18	0.24	0.44	0.29	0.56	<b>0.27</b>	0.80(0.40)
BW-24	0.22	0.40	0.30	0.46	0.66	<b>0.25</b>

\*Standard errors ranged from (0.01 to 0.09) (A standard hibák 0,01 és 0,09 között változtak)

3. táblázat: A direkt örökölhetőségek (átló), genetikai korrelációk (átló alatt), fenotípusos korrelációk (átló felett), környezeti korrelációk (zárójelben) a vizsgált növekedési paraméterek vonatkozásában holstein-fríz borjak esetében változók (1), l. az 1. táblázatban (2–7)

According to moderate of direct  $h^2$  estimates for BW and WW in the present study, it could be concluded the possibility of genetic improvement for BW and WW through sire selection. *Oudah and El-Awady* (2006) analysed 1184 Friesian calves, using MTAM, found that direct  $h^2$  estimates for BW, WW and pre-weaning average daily gain were 0.24, 0.28 and 0.28, respectively. The same authors constructed four selection indexes involving all combinations of three or two traits. They found that index incorporating weaning weight and pre weaning average daily gain was the best ( $R_{IH} = 0.53$ ). These results indicate that genetic improvement for pre weaning growth traits of Friesian calves could be achieved through multiple trait selection indices.

Additionally, the present estimates of direct  $h^2$  increased from birth (0.21) to weaning (0.29) and decreased after weaning until yearling (0.18) and increased faster after that. Similar, results were obtained by *Albuquerque and Meyer* (2001) with Nelore cattle, who found that direct  $h^2$  estimates decreased from 0.28 at birth to 0.12–0.13 at about 150th days of age, stayed more or less constant at 0.14–0.16 until 270th of age and increased with age after that, up to 0.25–0.26. They concluded that the lowest direct  $h^2$  estimates occurred for weights around 180–210th days when the largest maternal  $h^2$  estimates were found.

Maternal  $h^2$  estimates decreased from birth (0.13) to weaning (0.09) and the estimates decreased slowly with age and being 0.05, 0.04, 0.01 and 0.01 for BW-6, BW-12, BW-18 and BW-24, respectively (*Table 4.*). The present results shows that the maternal  $h^2$  were higher at birth and weaning than at older ages. This may be due to the uterine environment and the maternal colostrums that may contribute to the maternal genetic effects. Holstein-Friesian animals of that herd were weaned at 15th week of age and results showed that maternal genetic effects start to decrease in importance close after weaning.

According to the magnitude of direct and maternal  $h^2$  estimates for BW and WW, the present results indicated that direct and maternal genetic effects and their covariance are important for birth and weaning weights. Similarly, *Albuquerque and Meyer* (2001) reported that maternal effect  $h^2$  estimates increased from birth (0.01) to 180–210th days of age (0.07–0.08), then the estimates decreased slowly

Table 4.

Estimates of maternal heritability (on diagonal) and genetic correlation between direct and maternal (below diagonal) among different traits studied

Variables (1)	BW (2)	WW (3)	BW-6 (4)	BW-12 (5)	BW-18 (6)	BW-24 (7)
BW	0.13					
WW	-0.31	0.09				
BW-6	-0.20	-0.67	0.05			
BW-12	-0.40	-0.84	-0.47	0.04		
BW-18	-0.51	-0.84	-0.20	-0.50	0.01	
BW-24	-0.72	-0.13	-0.10	-0.06	-0.45	0.01

4. Táblázat: Becsült anyai örökölhetőségek (átló) és a genetikai korrelációk a direkt és az anyai hatások között (az átló alatt) a vizsgált tulajdonságokban változók (1), l. az 1. táblázatban (2–7)

with age, decreasing faster 300th days of age for Nelore cattle. In addition, *El-Awady et al.* (2005) concluded that the maternal components play a great role in the growth traits from birth to weaning in Egyptian calves. Also, *Szabó et al.* (2008) reported that the maternal heritability for weaning weight, pre-weaning daily gain and 205th day weight was between 0.06 and 0.07 for Hungarian Fleckvieh calves.

*Lee et al.* (2000) concluded that maternal effects may not be needed in models for genetic evaluations for post weaning growth performance traits of 18th month and slaughter weights of Korean native cattle, but they may be of some importance for yearling weight. In addition, *Falconer and Mackay* (1997) concluded that maternal effects are prenatal and postnatal influences, i.e. mainly the nutrition of the mother on her young. Error of measurement is another source of variation, though it is usually quite relative. When a characteristic can be measured in units of length or weight, it is usually measured so accurately that the variance attributable to measurement is negligible in comparison with the rest of the variance. Also, *El-Awady* (2003) using another set of that herd, found that maternal  $h^2$  estimates for birth weight and weaning weight were 0.17 and 0.14, respectively. The same author concluded that the direct  $h^2$  of BW and WW are approximately 2.5 times higher than their respective maternal part. He concluded that the inclusion of both types of maternal effects (genetic and permanent environmental) provide a better chance for genetic improvement and higher accuracy of the index for growth traits from birth to weaning than models with animal or permanent environmental or maternal effect only.

### Correlations

Estimates of direct genetic correlation between growth traits studied are positive, highly significant and ranged from 0.22 to 0.88 (*Table 3*). Similar results are obtained by *Albuquerque and Meyer* (2001), *Lengyel et al.* (2001), *Oudah* (2001), *Badawy et al.* (2002), *El-Awady* (2003), *Atil et al.* (2005) and *El-Awady et al.* (2005) and ranged from 0.10 to 0.97. Genetic correlation between BW and each of WW, BW-6, BW-12, BW-18 and BW-24 are 0.75, 0.37, 0.46, 0.24 and 0.22, respectively. These results show that genetic direct correlations decreased with increasing age. The higher direct genetic correlation between BW and WW indicates a positive relationship between pre- and postnatal direct genetic effects, and suggested that selection for higher birth weight would cause a correlated increase in weaning weight and body weight at different ages.

Genetic correlation between weaning weight and BW-6, BW-12, BW-18 and BW-24 were positive and being 0.66, 0.49, 0.44 and 0.40, respectively (*Table 3*). The present results indicate that using the weaning weight of Holstein-Friesian calves as an early selection criterion will increase body weight at 6, 12, 18 and 24 months of age. Estimates of genetic correlation between yearling weight and each of BW-18 and BW-24 were 0.56 and 0.46, respectively. *Lee et al.* (2000) with Korean native cattle concluded that estimates of direct genetic correlations among yearling, 18th month and slaughter weights were large enough that there would be no need to measure more than one of these traits.

Estimates of permanent environmental correlations among all traits studied are positive, highly significant and ranged from 0.30 to 0.95 (*Table 3*). Similar results

were obtained by Meyer *et al.* (2000), Albuquerque and Meyer (2001), El-Awady (2003) and Atil *et al.* (2005). The high permanent environments among growth traits studied showed that these traits are affected by permanent environmental factors and these factors are the cause of low or medium  $h^2$  estimates and then it is therefore important to improve these factors and to adjust the records for these factors before estimating genetic parameters.

Also, El-Awady *et al.* (2005) concluded that the permanent environmental effect due to the dam are of considerable importance in Egyptian buffaloes calves and could be just as important as genetic maternal effects. Aziz *et al.* (2005) with Japanese Black cattle, using random regression model, reported that the ratio of animal permanent environmental variance to phenotypic variance decreased from 0.41 at birth to 0.21 at 90th days of age, and then increased gradually up to 0.40 at 270th days of age and oscillated around this value up to the end of the test period.

All environmental correlations among growth traits were generally similar to the corresponding genetic and permanent environmental correlations in direction and were lower in magnitudes and ranged from 0.08 to 0.79 (Table 3.). The present estimates were higher than those reported by Koch *et al.* (1994), Lee *et al.* (2000) and Atil *et al.* (2005) and ranged from 0.04 to 0.32. The present results show that the environmental correlation between birth weight and weaning weight was 0.60 and between WW and other growth traits ranged from 0.32 to 0.79 (Table 3.). These results indicate that to improve the environmental factors, such as the feeding system, the recording system and methods of suckling, will improve growth traits, especially weight at weaning, which can be used as an early selection criterion.

Falconer and Mackay (1997) concluded that nutritional and climatic factors are the most common external causes of environmental variations, and they are at least partly under experimental control. Also, the same authors stated that genetic and environmental sources of variations affect the characters through different physiological mechanisms.

#### *Direct and maternal correlations*

Estimates of direct and maternal genetic correlations among growth traits are negative and ranged from  $-0.06$  to  $-0.84$  (Table 4.). These negative genetic correlations could be due to a negative direct influence of the dams on the maternal ability of their female offspring through differential feeding (e.g., Koch, 1972). Also, this negative correlation may be the result of an adaptation of the animals to the dry tropical environmental, where food resources are scarce (Tawah *et al.* 1993). Similar results are reported by many authors working on different breeds of dairy and beef cattle in different countries (i.e., Mohuiddin, 1993, Lee *et al.*, 2000; El-Awady, 2003; Atil *et al.*, 2005 and El-Awady *et al.*, 2005).

In this respect, Mohuiddin (1993) concluded that the negative correlation between direct and maternal genetic effects suggest that many of genes which favor the milking and mothering ability of a cow are partly detrimental for growth of the young calf. Meyer (1997) suggested that inflated estimates of direct maternal correlations for weaning weight might be caused to some extent by unaccounted sources of variation. She showed in Hereford cattle that inclusion of the regression

on maternal phenotyping for weaning weight in the animal model could explain that part of the direct maternal covariance as being environmental. In addition, the uterine environment and maternal colostrums may also contribute to maternal genetic effects. Also, *El-Awady* (2003) working on Holstein-Friesian calves and using a multi trait animal model, found that direct and maternal genetic correlations among birth weight, weaning weight and average daily gain were negative and ranged from  $-0.02$  to  $-0.59$ . He concludes that future selection plans for growth traits need to consider maternal effects in the models, in order to optimize expected total response over the long run.

Table 5.

Range of predicted breeding values of calves (PBV'C), sires (PBV'S) and dams (PBV'D) and their accuracy

Traits (1)	PBV'C (8)			PBV'S (9)			PBV'D (10)		
	Min. (5)	Max. (6)	$r_{it}$ (7)	Min.	Max.	$r_{it}$	Min.	Max.	$r_{it}$
BW (2)	-6.81	2.18	0.67 to 0.71	4.08	3.41	0.78 to 0.96	-5.32	2.11	0.69 to 0.74
WW (3)	-4.10	4.28	0.77 to 0.79	-5.03	11.20	0.93 to 0.97	-3.41	5.01	0.80 to 0.81
BW-6 (4)	-1.14	2.07	0.74 to 0.75	-3.99	2.22	0.77 to 0.95	-1.85	1.11	0.67 to 0.74
BW-12 (5)	-9.26	6.50	0.81 to 0.90	-12.50	12.40	0.95 to 0.96	-5.50	4.20	0.68 to 0.70
BW-18 (6)	-12.88	13.85	0.82 to 0.96	-15.20	18.50	0.94 to 0.97	-10.40	9.50	0.67 to 0.75
BW-24 (7)	-20.42	23.12	0.78 to 0.90	-25.40	34.49	0.92 to 0.95	-14.30	15.20	0.60 to 0.69

5. táblázat: A borjak, a tenyészbikák és a tehének tenyészértékeinek szélsőértékei és azok megbízhatósága

I. az 1. táblázatban (1-7), borjak tenyészértéke (PBV'C)(8), tenyészbikák tenyészértéke (PBV'S) (9), tehének tenyészértéke (PBV'D)(10),

### Conclusion

Results indicated that direct heritability estimates for birth and weaning weights were moderate, whereas those due to maternal effects were low. Genetic correlations between weights for different ages were positive. It is suggested that pre weaning growth and weaning weight could be used to select for weights at later ages, which have a positive effect on weights at later ages. Negative genetic correlations between direct and maternal effects among all traits indicated that selection plans for growth traits need to consider maternal effects on the analyses models, in order to optimize expected total response over the long run. Further studies on mothering ability and milk production of dams are warranted.

## REFERENCES

- Albuquerque, L. G. – Meyer, K.* (2001): Estimates of covariance function for growth from birth to 630 days in Nelore cattle. *J. Anim. Sci.*, 79. 2776–2789.
- Atil, H. – Khattab, A.S. – Badawy, L.* (2005): Genetic parameter of birth and weaning weights for Friesian calves by using an animal model. *Arch. Tierz.*, 48. 261–269.
- Aziz, M. A. – Nishida, S. – Suzuki, K. – Nishida, A.* (2005): Estimation of direct and maternal genetic and permanent environmental effects for weights from birth to 365 days of age in a herd of Japanese Black cattle using random regression. *J. Anim. Sci.*, 83. 519–530.
- Badawy, L. – Kassab, M. – Khattab, A. S.* (2002): Phenotypic and genetic parameters for growth traits in Friesian calves in Egypt. *J. Agric. Res. Tanta Univ.*, 28. 252–259.
- Bagci, H. – Ugur, F. – Kafabayir, A.* (1999): The growth characteristics of Holstein Friesian calves fed with various amounts of concentrates feed. Conference of Animal Science. Ege Univ., Izmir, 21–24 September, Turkey
- El-Awady, H. G.* (2003): Maternal components as related to direct components for some growth traits of Friesian calves in Egypt. *J. Agric. Sci., Mansoura Univ., Egypt*, 28. 393–399.
- El-Awady, H. G. – Shalab, N. – Kawther, A. Mourad* (2005): Variance of breeding values for some growth traits of Egyptian buffaloes. *J. Agric. Res. Mansoura Univ., Egypt*, 30. 300–305.
- El-Feel, F.M. M.* (1984): Special studies on the Egyptian cattle under Minia environmental conditions. Ph.D. Thesis, Faculty of Agric., Minia Univ., Egypt
- Falconer, D.S. – Mackay, F. C.* (1997): Introduction to quantitative genetic. Fourth Edition, Longman
- Groen, A. F. – Vos, H.* (1995): Genetic parameters for body weight and growth in Dutch Black and White replacement stock. *Livest. Prod. Sci.*, 41. 201–206.
- Groeneveld, E. – Kobae, M. – Wang, T.* (1998): PEST User, Manual. A Software Package for multivariate and estimation. Department of Agriculture Science, University of Illinois, 50.
- Keskin, I. – Zulkadi U. – Aytekin. – Khattab, A. S.* (2008): Estimation of phenotypic and genetic parameters for birth weight in Brown Swiss calves in Turkey. (submitted for publication)
- Koch, R.M. – Cundiff, L. V. – Gregory, K.E.* (1994): Cumulative selection and genetic change for weaning or yearling weight or for yearling weight plus muscle score in Hereford cattle. *J. Anim. Sci.*, 72. 864–881.
- Lee, L. W. – Choi. – Jung, Y.H. – Keawn, J. F. – Van Vleck, L.D.* (2000): Parameters estimates for direct and maternal genetics effects on yearling, eighteen month and slaughter weights of Korean Native cows. *J. Anim. Sci.*, 78. 1414–1421.
- Lengyel, Z. – Szabó, F. – Komlósi, I.* (2001): Effects of year, season, number of calving and sex on weaning performance of Hungarian Simmental beef calves. The 52<sup>nd</sup> Annual Meeting of the EAAP, Budapest, Hungary, 26–29th August
- Meyer, K.* (1997): Estimates of genetic parameters for weaning weight of beef cattle accounting beef cattle environmental variance. *Livest. Prod. Sci.*, 52. 187–199.
- Meyer, K. – Graser, H.U. – Chiangmai, A.* (2000): Estimates of genetic parameters for growth and skeletal measurements in Thai Swamp buffalo. *Anim. Sci.*, 70. 399–406.
- Mohuiddin, G.* (1993): Estimates of genetic and phenotypic parameters of some performance traits of beef cattle. *A: B:A.*, 61. 495–522.
- Oudah, E. Z.M.* (2001): Environmental and genetic effects on birth weight, weaning weight and average daily gain in Friesian calves in Egypt. The 52<sup>nd</sup> Annual Meeting of the EAAP, Budapest, Hungary
- Oudah, E.Z.M. – El-Awady, H.G.* (2006): Selection index for genetic improvement of pre weaning growth traits in Friesian calves in Egypt. *Pakistan J. of Biological Sci.*, 9. 723–728.
- Sadek, M. H. – Shemeis, A. R. – Shalaby, N.* (2005): Different models for estimating genetic parameters for growth traits of Holstein Friesian under semitropical conditions. *Egypt. J. Anim. Prod.*, 42. 11–17.
- Szabó, F. – Füller, I. – Fördös, A. – Bene, S.* (2008): Weaning performance of beef type Hungarian Fleckvieh calves. 1<sup>st</sup> Scientific Days of Animal Breeding in Gödöllő, 11–12th April
- Tawah, G.T. – Mbah, D. A. – Reye, J. E. O. – Oumate, H.* (1993): Genetic evaluation of birth and weaning weights of Gudali and two breed synthetic Wakwa beef cattle population under selection in Cameroon. *Anim. Prod.*, 57. 73–79.
- Ulutas, Z. – Dewi, A. P. – Saatci, M.* (1998): Estimation of direct and maternal parameters for weight of Welsh Black cattle. *British Society of Animal Sci., ISB, No.*, 906. 252–262.

Erkezett: 2009. január

*Szerzők címe:* *Khattab, A.S. – Emam, A.I.:*

*Authors' address:* Animal Production Department, Faculty of Agric.,  
Tanta Univ., Egypt  
(Állattenyésztési Tanszék,  
Mezőgazdaságtudományi Kar, Tanta Egyetem,  
Egyiptom)

*Omer, A.E.:*

Animal Production Research Institute. Ministry of Agric., Egypt  
(Állattenyésztési Kutatóintézet, Mezőgazdasági Minisztérium,  
Egyiptom)

*Tőzsér, J.:*

Institute of Animal Husbandry,  
Szent István University, H-2103 Gödöllő, Páter K. u. 1. Hungary  
(Állattenyésztés-tudományi Intézet, Szent István Egyetem,  
Gödöllő)



## HIZLALÁSI ÉS VÁGÁSI PARAMÉTEREK ÖRÖKLŐDHETŐSÉGE ÉS TENYÉSZÉRTÉKE A MAI KETTŐSHASZNOSÍTÁSÚ MAGYAR TARKA FAJTÁBAN

FÜLLER IMRE – STEFLER JÓZSEF – BENE SZABOLCS – KISS BALÁZS – FÖRDŐS ATTILA – SZABÓ FERENC – POLGÁR J. PÉTER

### ÖSSZEFOGLALÁS

A szerzők 27 magyar tarka fajtájú tenyészbika 352 fajtatiszta bika ivadékanak hizlalási, vágási és csontozási adatait értékelték Harvey's LSML programmal, apamodell alkalmazásával. Az értékelt paraméterek: izmoltsági pontszám (1–9), az életnap-, hizlalás alatti-, ill. a nettó testtömeg-gyarapodás (g/nap), a vágási %, az EUROP izmoltság és faggyú pontérték, valamint a féltetek színhús %-a.

A számított öröklődhetőség az élő állapotban értékelt izmoltság és a hasított testek EUROP izmoltság esetében eltérő,  $h^2=0,36$ , illetve 0,52, az EUROP faggyússág  $h^2$  értéke 0,36. A testtömeg gyarapodási adatok ( $h^2=0,53$  a hizlalás alatt, illetve 0,59 az életnapra vonatkoztatva) értéket mutatnak, egybe esve a színhús százalék (0,57) öröklődhetőségi adattal. A vágási százalék ( $h^2=0,27$ ) gyenge öröklődhetőségű.

Az izmoltsági pontszámokban legjobb és leggyengébb bika (–0,84; +0,80) tenyészértéke között 1,64 pont különbség volt. A hizlalás alatti gyarapodásban ez a különbség elérte a 200 g/nap értéket, életnapra vetítve pedig a napi 176 g-ot. A vágási százalék ivadékcsoport átlagai közötti (57,98; 60,04%) szélsőérték különbség 2,06%. A vágáskori életkor 13–26 hónapos intervallumban közepes, negatív összefüggést mutat a gyarapodási mutatókkal.

### SUMMARY

*Füller, I. – Stefler, J. – Bene, Sz. – Kiss, B. – Fördös, A. – Szabó, Sz. – Polgár, J. P.: HERITABILITY AND BREEDING VALUE OF FATTENING AND SLAUGHTER PARAMETERS OF DUAL PURPOSE HUNGARIAN SIMMENTAL*

Data consisting of 27 Hungarian Simmental bulls and their 352 purebred progenies for fattening, slaughtering and boning were evaluated by authors. Harvey's LSML programme and sire model were used for modelling.

Muscularity score (1–9), the live, under fattening, and netto daily weight gains (g/day), and the dressing percentages (%), gave the EUROP muscularity and fat cover scores, and the boneless meat percentages (%) of measured carcasses.

The heritability evaluated for muscularity measured in live condition and that of carcasses, qualified by EUROP, differed. Heritability estimates for these traits and fat covering qualified by EUROP were 0.36 ; 0.52 and 0.36 respectively.

Heritability of weight gain ( $h^2=0.53$  under fattening, and 0.59 in daily gain resp.) showed the same approximate value as the boneless percentage, which was 0.57. Heritability of dressing percentage was low ( $h^2=0.27$ ).

In the muscularity score, the difference in breeding value between the best and the worst bulls (–0.84; +0.80) was 1.64 points. Under the fattening period, this difference reached up to 200 g/day, and for live days, this quantity was 176 g/day.

The minimum and maximum values between the overall mean of progeny groups in dressing percentage was 2.06%. Age at slaughtering between 13–26 months is medium, negatively correlated with all growth traits.

## BEVEZETÉS ÉS IRODALMI ÁTTEKINTÉS

A kettőshasznosítású szarvasmarha fajták tenyésztékbecslése számos elméleti és gyakorlati problémát vet fel. A nagyszámú, ugyanakkor gyakran egymással is antagonista tulajdonságban megjelenő örökítőérték kifejezése és esetleg összevont értékelése kompromisszumokkal terhelt. Nagy különbségek vannak az egyes rész tulajdonságok (tejtermelőképeség, hústermelőképeség, fitness tulajdonságok) mérhetőségében, teljesítményvizsgálati rendszerében, egyáltalán a begyűjthető adatok körében. Végezetül hiányosak az egyes rész tulajdonságok genetikai paramétereire (örökölhetőség, korrelációk, varianciák) vonatkozó ismereteink is. Különösen annak tükrében, hogy a fajták teljesítménye az utóbbi évtizedekben ugrásszerűen megnőtt, és a korábban szerényebb teljesítmények mellett meghatározott genetikai paraméterek érvényessége tekintetében komoly aggályok merülnek fel.

Mindez magyarázza azt, hogy a fajtacsoportban intenzív kutatómunka folyik a hiányzó ismeretek pótlására, e nélkül ugyanis a versenyképesség megőrzése a fajták közötti konkurenciában aligha lehetséges.

A kettős hasznosítású hegyi tarka tenyészpulációk teljes körű tenyésztékbecslését a legtöbb ország a tej-, hús- és fitness tenyészték pontszámok összevont (GZW) értékelésével végzi. A tej tenyészték becslése kezdődött meg először, majd a hazai magyar tarka szarvasmarha állomány hús irányú tenyésztékbecslése, a német és osztrák példa nyomán, közös adatbázisban történő futtatással valósult meg, 2005-től. A hazai tenyészbikák fitness tenyészték számításához szükséges eljárások kifejlesztése és az adatkonvertálás jelenleg folyamatban van. A munkát, a Kaposvári Egyetem, a Pannon Egyetem és a Debreceni Egyetem munkatársainak közreműködésével, a Magyar Tarka Tenyésztők Egyesülete koordinálja.

A különböző genotípusú hízómarhák hizlalás alatti teljesítményével, vágási és kitermelési mutatóival számos külföldi és hazai kutató foglalkozott, közülük 37 szerző közleményeinek eredményeit korábbi munkáinkban (*Polgár és mtsai*, 2005; *Bene és mtsai*, 2008, 2009ab) részletesen bemutattuk.

A különböző hizlalási, vágási, ill. csontozási tulajdonságok genetikai paramétereiről, illetve a tenyészbikák e tulajdonságokban becsülttenyésztékéről jóval kevesebb a szakirodalomban fellelhető információ. *Rumph és mtsai* (2007) 6795 szimentáli apaságú vágómarha vágási mutatóinak genetikai paramétereit egyedmodellel értékelték az 1992–2001 közötti időszakban, és a vágási tulajdonságok örökölhetőségét 0,12–0,32 értékre becsülték. *Crews és mtsai* (2004) az Amerikai Szimentáli Szövetség adatbázisán értékelték a hizlalási és a vágási–csontozási mutatók közti összefüggéseket, laza, illetve közepes szorosságú összefüggéseket állapítva meg. *Shanks és mtsai* (2001) 9604 szimentáli apaságú vágómarha csontozása során az alábbi örökölhetőségi értékeket ( $h^2$ ) állapították meg: karkasz súly 0,35; vágási % 0,24; márványozottság 0,36. *Crews és mtsai* (2003) szimentáli apaságú 5750 hízóbika és 1504 hízóüsző vágási tulajdonságainak örökölhetőségét vizsgálták. A karkasz súly a  $h^2$  értéke 0,48, a rostélyos keresztmetszeté 0,46, a márványozottságé pedig 0,54 volt. *Hickey és mtsai* (2007) 8 fajtából álló populációban az EUROP faggyússági pont örökölhetőségét 0,00–0,40, az EUROP izmoltság

pontét 0,04–0,36, a karkaszúlyét pedig 0,06–0,65 értékűnek becsülték. *Ríos-Utrera és mtsai* (2005) 14 vágási tulajdonság genetikai paramétereit becsülték, és a karkasz súly 0,27, a vágási % 0,41, színhús % 0,19, összes csont súlya pedig 0,26 h<sup>2</sup> értéket mutatott. *Krejcová és mtsai* (2007) 6420 cseh tarka bika növekedését vizsgálták 12. napos kortól 120. napos korig. 8 életkor kategóriát alakítottak ki, és a napi súlygyarapodás kategóriánkénti h<sup>2</sup> értéke 0,05–0,29 között változott.

A fentiekből megállapítható, hogy a szakirodalomban számos olyan korábbi vizsgálat található, amelyekben különböző genotípusú vágómarhák hizlalási, vágási és csontozási mutatóit, illetve ezek populációgenetikai paramétereit értékelték. Az újabb vizsgálatok száma – elsősorban hazánkban, húsmarhafajtákra, ill. genotípusokra vonatkozóan – azonban meglehetősen kevés. Mivel az örökölhetőségi értékek a környezettől, a vizsgált állománytól függően eltérőek lehetnek, indokolt azok folyamatos vizsgálata. Ezért munkánk célja különböző hazai tenyészetekből származó magyar tarka hízbikák hizlalási, vágási és csontozási mutatóinak értékelése – ill. ezek populációgenetikai paramétereinek becslése – és azok szakirodalmi adatokkal való összevetése volt.

## ANYAG ÉS MÓDSZER

A vizsgálatban 27 kettőshasznú magyar tarka fajtájú tenyészbika 352 fajtatizs-ta bika ivadékának hizlalási, vágási és csontozási adatait értékeltük.

A bikák hizlalása 6. hónapos kortól félintenzív takarmányozással, átlagos üzemi körülmények között történt a Magyar Tarka Tenyésztők Egyesületének 9 tagtenyészetében. A bikák *ad libitum* kukorica szilázst, valamint naponta 1,5–2 kg réti szénát és 100 kg élőtömegenként 1 kg gazdasági abrakkeveréket kaptak.

A bikák 13. és 26. hónapos kor között, átlagosan 526±68 napos korban kerültek vágásra. A vágóhidra történő szállítás előtt, az Egyesület bírálói, az állatok izmoltsági pontszámát 1–9 pontig terjedő skálán értékelték. A vágás, a Zalahús Rt. és a KO-BOR Hús Kft. vágóhidjain, azonos technológiával történt.

A vizsgálatokba csak azokat a bikákat (apákat) vettük be, amelyek után legalább 10 levágott és 3 kicsontozott növendék bika adatai rendelkezésre álltak.

Vizsgáltuk az élő állaton megállapított izmoltsági pontot (1–9), az életnap-, hizlalás alatti-, ill. nettó testtömeg-gyarapodást (gramm/nap), a vágási %-ot (vágott test tömege/vágás előtti testtömeg × 100), az EUROP izmoltság és faggyússág pontértékét, valamint a színhús %-ot (továbbiakban hús %-ot).

Az EUROP izmoltsági pont értékelésekor az „E” kategóriát 1-essel, a „P” kategóriát pedig 5-össel jelöltük. Az EUROP faggyússági pont esetén a legsoványabb féltestet 1-essel a legfaggyúsabbat pedig 5-össel jelöltük.

A populációgenetikai paramétereiket és a tenyészértékeket *apamodellel* (*Szőke és Komlósi*, 2000 szerint) becsültük. Az értékelt tényezők között a tenyészetet és a vágáskori életkort – hónaponként kategorizálva –, mint fix hatást, az apát pedig mint véletlen genetikai hatást vizsgáltunk.

A felhasznált modell általános alakja a következő volt:

$$Y_{ijk} = \mu + S_i + F_j + A_k + e_{ijk}$$

(ahol:  $Y_{ijk}$  = az  $i$ -edik apától,  $j$ -dik tenyészetben,  $k$ - éves korban, a vizsgált tulajdonság;  $\mu$  = az összes megfigyelés átlaga;  $S_i$  = a bika véletlen hatása;  $F_j$  = a tenyészet fix hatása;  $A_k$  = a vágáskori életkor fix hatása;  $e_{ijk}$  = hiba)

A munka során becsültük a genetikai varianciát – ivadékcsoportok közötti variancia (*among v. between*) – ( $V_g$ ), valamint a környezeti (hiba) varianciát – ivadékcsoporton belüli variancia (*within*) – ( $V_k$ ). A fenotípusos varianciát ( $V_f$ ) a genetikai variancia ( $V_g$ ) és a környezeti (hiba) variancia ( $V_k$ ) összegeként határoztuk meg:

$$V_f = V_g + V_k = (4 \times V_{ga}) + V_k$$

Az örökölhetőségi értéket ( $h^2$ ) a genetikai variancia ( $V_g$ ) és a fenotípusos variancia ( $V_f$ ) hányadosaként számítottuk ki:

$$h^2 = \frac{V_g}{V_f} = \frac{4 \times V_{ga}}{V_f} = \frac{4 \times V_{ga}}{[(4 \times V_{ga}) + V_k]}$$

Az adatok előkészítését Microsoft Excel XP programmal, az adatok értékelését pedig *Harvey's (1990) Least Square Maximum Likelihood Computer Program* mal végeztük el.

## EREDMÉNYEK ÉS ÉRTÉKELÉSÜK

A vizsgált tulajdonságok fontosabb statisztikai jellemzőit az *1. táblázatban* foglaltuk össze.

Az értékelt magyar tarka növendék bikák élő állapotban megállapított átlagosan 6,35 pontos izmoltsága, a vágott testek 2,69 pontos (U–R közötti) átlagos értékéhez hasonló minősítése kettős hasznú állományban kifejezetten jó teljesítményre utal. A hizlalás alatti és az egy életnapra jutó testtömeg-gyarapodás (1250 és 1180 g/nap) az irodalmi adatokkal egyező, de az üzemi hizlalási gyakorlat által elvárt értéket meghaladó mértékű. A vágási kihozatal 59,11%, a jobb féltestekből csontozással nyert színhús aránya 70,9%. Az EUROP faggyússág mértéke a 2-es és 3-as kategória között volt.

Az apamoddellel számított öröklődhetőség ( $h^2$ ) az élő állapotban értékelt izmoltság és a karkasz EUROP izmoltsága esetében eltérő,  $h^2=0,36$ , illetve 0,52 értékű, vagyis a vágott test izmoltságát kissé jobban öröklődőnek találtuk mint az élő állaton, pontozással meghatározott izmoltságot. A testtömeggyarapodási adatok az irodalomban fellelhető értékeknél némileg magasabb ( $h^2=0,53$  a hizlalás alatt, illetve 0,59 az életnapra vonatkoztatva) értéket mutatnak. A színhús százalékos öröklődhetősége 0,57 (*2. táblázat*). A vágási százalék (0,27) örökölhetőségét gyengébbnek találtuk. A kapott eredmények részben hasonlóak ahhoz, amit munkájuk során *Shanks és mtsai (2001)*, *Crews és mtsai (2004)*, *Ríos-Utrera és mtsai (2005)*, *Hickey és mtsai (2007)*, valamint *Rumph és mtsai (2007)* tapasztaltak.

1. táblázat

## A vizsgálat alapstatisztikája

Tulajdonság (9)	Létszám (10)	Átlag (11)	s	CV%	min	max
Izmoltság (pont) (1)	352	6,35	1,28	20,17	3	9
Élet napi testtömeg-gyarapodás (g/nap) (2)	352	1180	171	14,50	779	1764
Hizlalás alatti testtömeg-gyarapodás (g/nap) (3)	352	1250	215	17,23	736	2090
Nettó testtömeg-gyarapodás (g/nap) (4)	352	661	103	15,58	374	1003
Vágási százalék (%) (5)	352	59,11	2,20	3,72	43,47	68,09
EUROP izmoltság (pont) (6)	352	2,69	0,68	25,25	1	4
EUROP faggyú (pont) (7)	352	2,52	0,51	20,27	1	4
Hús-százalék (%) (8)	68	70,90	2,09	2,95	66,16	74,97

Table 1: The means and basic statistics of the examined traits

score of muscle development (score) (1), daily gain during life (g/day) (2), daily gain during the fattening (g/day) (3), daily gain of the carcass (g/day) (4), dressing percent (%) (5), EUROP conformation class (score, E=1) (6), EUROP fat class (score) (7), meat yield (%) (8), traits (9), number of animals (10), mean (11)

2. táblázat

## A vizsgált paraméterek genetikai variáciája és öröklődhetősége

Tulajdonság (9)	Additív genetikai variancia (10)	Környezeti variancia (11)	Öröklődhetőség ( $h^2$ ) (12)
Izmoltság (1)	0,20	1,45	0,36 ± 0,19
Élet napi testtömeg-gyarapodás (2)	3425,62	9558,21	0,59 ± 0,26
Hizlalás alatti testtömeg-gyar. (3)	5575,76	19826,50	0,53 ± 0,24
Nettó testtömeg-gyarapodás (4)	1324,90	3680,41	0,59 ± 0,26
Vágási % (5)	39,03	427,15	0,27 ± 0,17
EUROP izmoltság (6)	0,08	0,30	0,52 ± 0,24
EUROP faggyú (7)	0,02	0,18	0,36 ± 0,20
Hús % (8)	112,79	334,51	0,57 ± 0,56

Table 2: Genetic parameters of the examined traits

as in Table 1 (1–9); additive genetic variance (10); residual variance (11); heritability (12);

A vizsgált tulajdonságok apánkénti ivadékcsoportjainak értékelése a 3. táblázatban került bemutatásra. A féltestvércsoportok közül a 15 510 központi lajstromszámú (KPLSZ) bika (Ménésbirtok Tarka Profil) utódai kapták a legmagasabb élő izmoltsági pontszámot (7,12 pont), míg a hasított test EUROP izmoltsága számos bika utódai esetében magasabb értéket mutatott. Az élet napi testtömeg-gyarapodás átlagosan 1171 g, ennél 100 grammal nagyobb értéket találtunk a 17367-es (Ménésbirtok Ajtony Rabatt) bika utódainál. Ugyanennek a bikának az utódai esetében volt a legnagyobb a hizlalás alatti gyarapodás mértéke is, 1384 g/nap.

3. táblázat

## A vizsgált tulajdonságok átlagértékei apánként (átlag±SE)

KPLSZ (9)	Érlelt ivadékok létszáma (10)	Izmoltság (pont) (1)	Előnapos testtömeggyarapodás (g/nap) (2)	Hizlalás alatti testtömeggyarapodás (g/nap) (3)	Nettó testtömeggyarapodás (g/nap) (4)	Vágási százalék (%) (5)	EUROP izmoltság (pont) (5)	EUROP fajgyű (pont) (7)	Hűs százelek (%) (8)
13999	29	6,62±0,20	1151±22	1218±31	640±14	58,71±0,40	2,86±0,12	2,31±0,09	70,22±0,77
15570	13	7,12±0,27	1230±33	1324±46	679±21	58,46±0,51	2,95±0,18	2,35±0,12	71,35±0,77
15511	13	5,91±0,27	1118±29	1192±41	627±18	59,31±0,49	2,77±0,16	2,51±0,11	71,10±0,77
15669	15	6,74±0,26	1094±28	1184±39	604±17	58,70±0,47	2,55±0,15	2,37±0,11	70,43±0,77
15670	16	6,31±0,25	1109±26	1206±37	607±16	58,27±0,45	3,23±0,14	2,25±0,10	70,43±0,77
15671	10	5,48±0,30	1105±32	1165±45	606±20	58,48±0,52	2,89±0,17	2,60±0,12	71,43±0,77
15672	11	5,79±0,29	1103±30	1186±42	607±19	58,72±0,50	2,83±0,16	2,45±0,11	70,35±0,77
15894	10	6,49±0,30	1130±31	1214±44	631±20	58,91±0,51	2,99±0,17	2,60±0,12	70,76±0,85
15895	15	6,33±0,26	1140±27	1186±37	620±16	57,98±0,45	2,85±0,14	2,31±0,10	—
15885	10	6,54±0,30	1167±30	1213±43	647±19	58,74±0,50	3,05±0,16	2,50±0,11	—
16113	11	6,57±0,29	1251±31	1350±43	722±19	60,04±0,50	2,62±0,17	2,85±0,11	70,51±0,71
16114	19	6,47±0,24	1126±27	1211±38	628±17	59,04±0,45	2,98±0,15	2,64±0,10	70,32±0,62
16242	11	6,63±0,29	1219±44	1364±58	687±27	59,09±0,57	2,90±0,22	2,52±0,13	70,35±0,77
16243	12	5,85±0,28	1130±31	1293±43	618±19	58,69±0,51	2,94±0,17	2,58±0,11	—
16244	11	6,23±0,29	1201±32	1304±44	677±20	59,12±0,51	2,88±0,17	2,57±0,12	69,73±0,71
16403	12	5,80±0,28	1131±30	1182±42	635±19	59,02±0,50	2,22±0,16	2,44±0,11	72,10±0,77
16454	16	6,80±0,25	1156±32	1232±44	632±20	58,41±0,48	2,80±0,17	2,35±0,11	72,32±0,77
16455	14	6,20±0,27	1119±30	1189±42	632±18	59,15±0,50	2,15±0,16	2,52±0,11	70,46±0,77
16456	10	5,95±0,30	1160±31	1238±43	655±19	59,00±0,50	2,55±0,17	2,63±0,11	71,56±0,77
16700	10	6,31±0,30	1158±32	1211±44	646±20	58,68±0,51	3,00±0,17	2,59±0,12	70,80±0,77
16890	11	6,57±0,29	1255±30	1304±42	687±19	58,46±0,50	2,83±0,16	2,45±0,11	72,64±0,77

a 3. táblázat folytatása

KPLSZ (9)	Értékelt ivadékok létszáma (10)	Izmoltság (pont) (1)	Életnapi testtömeg gyarapodás (g/nap) (2)	Hízulás alatti testtömeg gyarapodás (g/nap) (3)	Nettó testtömeg gyarapodás (g/nap) (4)	Vágási száralék (%) (5)	EUROP izmoltság (pont) (6)	EUROP fagyú (pont) (7)	Hús-száralék (%) (8)
16930	14	6,63±0,27	1196±31	1282±43	672±19	58,91±0,49	2,73±0,17	2,40±0,11	71,34±0,77
16931	15	6,37±0,26	1257±28	1321±39	707±17	59,49±0,47	2,93±0,15	2,49±0,10	71,26±0,85
17043	10	6,25±0,30	1235±33	1293±45	677±20	58,86±0,52	2,83±0,17	2,41±0,12	-
17044	13	6,11±0,27	1150±30	1169±42	645±19	59,43±0,49	3,14±0,16	2,30±0,11	71,71±0,77
17337	10	6,01±0,30	1247±33	1349±46	688±20	58,72±0,52	2,60±0,18	2,68±0,12	-
17367	11	6,51±0,29	1271±32	1384±45	708±20	59,25±0,52	2,52±0,17	2,36±0,12	-
<b>Összesen</b>	<b>352</b>	<b>6,31±0,11</b>	<b>1171±16</b>	<b>1251±22</b>	<b>651±10</b>	<b>58,86±0,24</b>	<b>2,81±0,08</b>	<b>2,47±0,05</b>	<b>71,01±0,33</b>

Table 3. The means of the examined traits ascribed by sires as in Table 1 (1-8); identity number of sire (9); number of animals in the tested paternal half-sib group (10)

4. táblázat

A vizsgált apák tenyésztései

KPLSZ (9)	Értékelt ivadékok létszáma (10)	Izmoltság (pont) (1)	Életnapi testtömeg gyarapodás (g/nap) (2)	Hízulás alatti testtömeg gyarapodás (g/nap) (3)	Nettó testtömeg gyarapodás (g/nap) (4)	Vágási száralék (%) (5)	EUROP izmoltság (pont) (6)	EUROP fagyú (pont) (7)	Hús-száralék (%) (8)
13399	29	+0,30	-20	-32	-11	-0,17	+0,05	-0,16	-0,79
15510	13	+0,80	+59	+74	+28	-0,42	+0,14	-0,12	+0,35
15511	13	-0,41	-53	-58	-24	+0,44	-0,03	+0,04	+0,10
15669	15	+0,42	-76	-67	-47	-0,18	-0,26	-0,10	-0,58
15670	16	+0,00	-62	-45	-45	-0,61	+0,43	-0,22	-0,58
15671	10	-0,84	-66	-84	-45	-0,40	+0,06	+0,13	+0,42
15672	11	-0,53	-68	-64	-45	-0,16	+0,02	-0,02	-0,66

# 4 táblázat folytatása

KPLSZ (9)	Értékelt ivadékok létszáma (10)	Izmoltság (pont) (1)	Életnapi testtömeg-gyarapodás (g/nap) (2)	Hizlalás alatti testtömeg-gyarapodás (g/nap) (3)	Nettó testtömeg-gyarapodás (g/nap) (4)	Vágási százalék (%) (5)	EUROP izmoltság (pont) (6)	EUROP fagyjú (pont) (7)	Hús-százalék (%) (8)
15894	10	+0,17	-41	-37	-21	+0,03	+0,18	+0,13	-0,24
15895	15	+0,01	-31	-64	-31	-0,89	+0,04	-0,16	-
15985	10	+0,23	-3	-37	-4	-0,13	+0,25	+0,03	-
16113	11	+0,25	+81	+99	+70	+1,16	-0,18	+0,17	-0,40
16114	19	+0,15	-45	-39	-23	+0,16	+0,17	+0,16	-0,69
16242	11	+0,31	+48	+114	+36	+0,21	+0,09	+0,05	-0,66
16243	12	-0,47	-41	+43	-34	-0,18	+0,13	+0,11	-
16244	11	-0,08	+30	+54	+26	+0,25	+0,07	+0,10	-1,28
16403	12	-0,52	-39	-68	-16	+0,15	-0,59	-0,03	+1,10
16454	16	+0,48	-14	-19	-19	-0,46	-0,01	-0,12	+1,31
16455	14	-0,12	-52	-62	-19	+0,28	-0,65	+0,05	-0,55
16456	10	-0,37	-11	-13	+3	+0,12	-0,25	+0,06	+0,55
16700	10	-0,01	-12	-40	-5	-0,19	+0,20	+0,12	-0,21
16890	11	+0,25	+84	+54	+35	-0,41	+0,02	-0,02	+1,63
16930	14	+0,31	+25	+32	+21	+0,04	-0,08	-0,07	+0,33
16931	15	+0,06	+86	+70	+56	+0,61	+0,12	-0,05	+0,25
17043	10	-0,07	+64	+43	+26	-0,02	+0,03	-0,06	-
17044	13	-0,21	-21	-82	-7	+0,55	+0,34	-0,14	+0,70
17337	10	-0,31	+77	+98	+37	-0,16	-0,01	+0,21	-
17367	11	+0,20	+100	+133	+57	+0,37	-0,28	-0,09	-

Table 4. Breeding values of the sires in the examined trails as in Table 1 (1-8), as in Table 3 (9-10)



A nettó testtömeg gyarapodása, vagyis az életnapra jutó csontoshús-termelés legnagyobb értékét nem az előzőekben bemutatott bikák leszármazottai, hanem a 16 113 KPLSZ-ű (Bonyhádi Vallomás Lehel) bika utódai érték el. A 722 g egy napra jutó nettó-gyarapodás a legnagyobb, 60,04%-os vágási százalékkal esik egybe.

Az apai féltestvér csoportonként értékelt faggyússág korrigált értékeinek főátlagja 2,47. Az átlagos színhús kitermelés 71,01% volt, de tulajdonságban a legnagyobb (72,64%) értéket egy olyan tenyészbika (KPLSZ 16890, Ménesbirtok Arató Gebas) érte el, amely az eddig értékelt paraméterek egyikében sem végzett az élen. Hizlalási teljesítménye kiváló, míg vágási kitermelése 58,46% volt, ami kevesebb, mint a korábbi szabványban az extra kategória alsó határa (58,5%).

A kapott eredmények arra utalnak, hogy a hústermelőképesség javítására irányuló szelekcióban nem számíthatunk a különböző rész tulajdonságok hasonló tendenciájú változására. Emiatt a szelekció irányát illetően ökonómiai elemzéseket kell végezni annak eldöntésére, hogy mely rész tulajdonságok javítása eredményezi a leggyorsabb és legérzékenyebb profitot.

A vizsgált tenyészbikák tulajdonságaira megállapított tenyésztértékeket a 4. táblázatban foglaltuk össze. Az izmoltsági pontszámban a legjobb és a leggyengébb bika tenyésztértéke között több mint másfél pont (+0,8 és -0,84) különbség volt. A hizlalás alatti gyarapodásban ez a különbség elérte a 200 g/nap értéket (-67 és +133 g), életnapra vetítve pedig a 176 g-ot (-76 és +100 g). A vágási % különbsége a legkisebb és legnagyobb csoportátlag között 2,05% (-0,89 és +1,16%).

Az értékelt tulajdonságok korrelációs együtthatóit az 5. táblázatban foglaltuk össze. Az élő állaton bírált izmoltság a gyarapodási adatokkal, valamint az EUROP izmoltsági pontszámmal gyenge, de szignifikáns ( $P < 0,01$ ), pozitív irányú összefüggést mutat. A gyarapodási adatok és az EUROP faggyússági pontszám összefüggése szintén bizonyított, pozitív irányú. Szoros, negatív összefüggést mutat a hónapokban mért vágáskori életkor az életnapra és a hizlalás alatti gyarapodás adataival. A vágási százalék az élő izmoltsági pontszámmal és a nettó gyarapodás (csontoshús termelés) napi értékével van statisztikailag bizonyítható, gyenge pozitív összefüggésben.

5. táblázat

Az értékelt tulajdonságok közti korrelációk

	Izmoltság (pont) (1)	Életnapra testtömeg-gyarapodás (g/nap) (2)	Hizlalás alatti testtömeg-gyarapodás (g/nap) (3)	Nettó testtömeg-gyarapodás (g/nap) (4)	Vágási százalék (%) (5)	EUROP izmoltság (pont) (6)	EUROP faggyú (pont) (7)
Vágási életkor (hónap) (8)	0,08	-0,68**	-0,62**	-0,68**	-0,04	0,22	-0,24**
1.		0,16**	0,15*	0,19**	0,16**	0,20**	0,00
2.			0,90**	0,96**	0,07	-0,11*	0,26**
3.				0,87**	0,08	-0,09	0,24**
4.					0,31**	-0,05	0,27**
5.						0,21**	0,03
6.							0,07

\* =  $P < 0,05$ ; \*\* =  $P < 0,01$

Table 5: The correlations between the examined traits as in Table 1. (1–7) age at slaughtering (month) (8)

## KÖVETKEZTETÉSEK

A viszonylag nagy létszámú, azonos körülmények között hizlalt, eltérő apaságú hízó bikák hizlalási mutatóinak értékelése összességében azt mutatta, hogy figyelemreméltó különbségek vannak az egyes apaállatok örökítőértéke között. A hizlalási és vágási paraméterek átlageredményei (hizlalás alatti átlagos gyarapodás 1250 g/nap, vágási % 59,11, színhús arány a féltestekben 70,9%) magas színvonalú, az egyedi különbségekre alapozott szelekció pedig reménykeltő a ketős hasznosítású magyar tarka versenyképességét illetően.

A tesztelt állomány adataiból számított  $h^2$  értékek a vágási % esetében azonosak a fajtára évtizedekkel ezelőtt megállapított értékekkel, míg a többi paraméter a várható értékek felső határát közelítően alakult. Ennek oka nagy valószínűséggel az egységesen végrehajtott, a környezeti tényezők zavaró hatását minimalizáló ivadékvizsgálati rendszer, az azonos ivar, és az apai féltestvércsoportok magas genetikai értéke.

Esély van arra, hogy a bikák helyes megválasztásával, a tejtermelés mellett, a hizlalási és vágási paraméterek szinten tartása, esetleg javítása is megvalósítható. Ehhez azonban további vizsgálatok szükségesek.

## FELHASZNÁLT IRODALOM

- Bene Sz. – Fekete Zs. – Fördös A. – Füller I. – Rádli A. – Török M. – Wagenhoffer Zs. – Polgár J. P. – Szabó F. (2008): Különböző genotípusú növendék vágómarhák hizlalási és vágási eredménye. 1. Közlemény: Hizlalási és vágási eredmények. Állattenyésztés és Takarmányozás, 58. 1. 23–40.
- Bene Sz. – Fekete Zs. – Fördös A. – Wagenhoffer Zs. – Polgár J. P. – Szabó F. (2009a): Különböző genotípusú növendék hízó bikák és hízó üszők vágott test összetétele és minősége. 2. Közlemény: A vágott test összetétele és minősége. Állattenyésztés és Takarmányozás, 58. 2. 129–145.
- Bene Sz. – Fekete Zs. – Zsuppán Zs. – Kiss B. – Polgár J. P. – Wagenhoffer Zs. – Husvéth F. – Szabó F. (2009b): Különböző genotípusú növendék vágómarhák húsmínőségi eredménye. Állattenyésztés és Takarmányozás, 58.
- Crews, D. H. – Pollak, E. J. – Weaber, R. L. – Quaas, R. L. – Lipsey, R. J. (2003): Genetic parameters for carcass traits and their live animal indicators in Simmental cattle. J. Anim. Sci., 81.1427–2433.
- Hedrick, H. B. – Thompson, G. B. – Krause, G. F. (1969): Comparison of feedlot performance and carcass characteristics of half-sib bulls, steers and heifers. J. Anim. Sci., 29.687–694.
- Hickey, J. M. – Keane, M. G. – Kenny, D. A. – Cromie, A. R. – Veerkamp, R. F. (2007): Genetic parameters for EUROP carcass traits within different groups of cattle in Ireland. J. Anim. Sci., 85.314–321.
- Krejčová, H. – Mielenz, N. – Pribyl, J. – Schüller, L. (2007): Estimation of genetic parameters for daily gains of bulls with multi-trait and random regression models. Arch. Tierz., 50.1.37–46.
- Lengyel, Z. – Husvéth, F. – Polgár, J. P. – Szabó, F. – Magyar, L. (2003): Fatty acid composition of intramuscular lipids in various muscles of Holstein-Friesian bulls slaughtered at different ages. Meat Sci., 65.593–598.
- Polgár J. P. – Wagenhoffer Zs. – Grubics Zs. – Hornyák Z. – Török M. – Lengyel Z. – Szabó F. (2005): Red angus  $F_1$  és  $R_1$  hízómarhák vágási és csontozási eredményeinek értékelése. Állattenyésztés és Takarmányozás, 54.2.109–120.
- Ríos-Utrera, A. – Cundiff, L. V. – Gregory, K. E. – Koch, R. M. – Dikeman, M. E. – Koohmaraie, M. – Van Vleck, L. D. (2005): Genetic analysis of carcass traits of steers adjusted age, weight, or fat thickness slaughter endpoints. J. Anim. Sci., 83.764–776.
- Rumph, J. M. – Shafer, W. R. – Crews, D. H. – Enns, R. M. – Lipsey, R. J. – Quaas, R. L. – Pollak, E. J. (2007): Genetic evaluation of beef carcass data using different endpoint adjustments. J. Anim. Sci., 85.1120–1125.
- Shanks, B. C. – Tess, M. W. – Kress, D. D. – Cunningham, B. E. (2001): Genetic evaluation of carcass traits in Simmental-sired cattle at different slaughter end points. J. Anim. Sci., 79. 595–604.
- Szőke Sz. – Kornósi, I. (2000): A BLUP modellek összehasonlítása. Állattenyésztés és Takarmányozás, 49. 3. 231–245.

Érkezett: 2008. október

Szerzők címe: *Füller I.*  
Magyartarka Tenyésztők Egyesülete  
Association of the Breeders of Hungarian Simmental Cattle  
H-7150 Bonyhád, Zrínyi út 3.  
info@magyartarka.axelero.net

*Stefler J.*  
Kaposvári Egyetem Állattudományi Kar  
University of Kaposvár, Faculty of Animal Science  
H-7400 Kaposvár, Guba S. u. 40.  
stefler.jozsef@ke.hu

*Bene Sz. – Kiss B. – Fördős A. – Szabó F. – Polgár J. P.*  
Pannon Egyetem Georgikon Kar  
University of Pannonia, Georgikon Faculty  
H-8360 Keszthely, Deák F. u. 16.  
pp@georgikon.hu

## KÖNYVISMERTETÉS

### A TEJ SZEREPE A HUMÁN TÁPLÁLKOZÁSBAN

Szerkesztette: Kukovics Sándor

A 608 oldal terjedelmű könyv 39 szerző kisebb-nagyobb tanulmányát tartalmazza a tej szerepéről. Különlegessége a könyvnek, hogy szerzői az agrár- (termelés, tejminőség, feldolgozás, élelmiszerbiztonság), az egészségügy (alergia, gyógyászat stb.) és a diétetika elismert szakértői. A könyv megemlékezik †Szakály Sándor munkásságáról.

A könyv hét főfejezetben és ezen belül 42 alfejezetben tárgyalja a különböző tudnivalókat nemcsak a tehéntejről, hanem a kisállatok tejéről is. Újdonsága a könyvnek, hogy mind az állattudományok, mind a humán tudományok szempontjából körüljárja a teljes témakört.

A kiadvány az Agrármarketing Centrum, az NKTH, valamint a Tej Terméktanács, az Agroeurope Kft., az Egészségügyi Minisztérium és a Magyar Juhtejgazdasági Egyesület támogatásával és az Állattenyésztési és Takarmányozási Kutatóintézet közreműködésével készült, a Melania Kiadói Kft. kiadásában. (Megjelent nyomtatásban és CD-ROM-on, 2009. augusztusban.)

# KÜLÖNBÖZŐ FAJTÁJÚ TENYÉSZKANCÁK ÉLŐSÚLYA ÉS TESTMÉRETEI

## 2. Közlemény: A GIDRÁN

NAGY BARNABÁS – BENE SZABOLCS – BEM JUDIT – FÖRDŐS ATTILA – SZABÓ FERENC

### ÖSSZEFOGLALÁS

A szerzők négy hazai gidrán tenyészetben – Gyűrűs, Csákvár, Marócpusztá és Lulla – 75 kifejlett tenyészkanca élő súlyát és 22 testméretét vették fel, majd értékelték. Meghatározták a relatív testméreteket és néhány testarány indexet is. A tenyészetek összehasonlítását egytényezős varianciaanalízissel végezték. Az élő súly és a testméretek között korrelációs értékeket határoztak meg.

A testméretek főátalaga a következő volt: élő súly 563,4 kg, bottal mért marmagasság 162,5 cm, szalaggal mért marmagasság 167,6 cm, hátközép-magasság 154,2 cm, farbúb-magasság 161,2 cm, mellkasmélység 75,3 cm, bielerpont-magasság 87,2 cm, törzshosszúság 165,7 cm, ferde törzshosszúság 170,3 cm, nyakhosszúság 93,9 cm, háthosszúság 87,9 cm, farhosszúság 53,7 cm, vállszélesség 43,0 cm, mellkasszélesség 47,2 cm, far I.–II.–III. szélesség 56,7–53,4–22,8 cm, övméret 192,7 cm, szárkörméret bal mellső- hátsó 19,9–22,4 cm, fejhosszúság 61,3 cm, homlokszélesség 23,1 cm.

Statisztikailag igazolható különbségeket találtak a tenyészetek között csak néhány testméret esetén találtak. Ezek a méretek elsősorban a kondícióval, tápláltsági állapottal összefüggő testméretek (övméret, far II. szélesség, ferde törzshosszúság, mellkasszélesség) voltak, amelyek az élő súlyal közeles szorosságú, pozitív ( $r = 0,56-0,77$ ;  $P < 0,01$ ) korrelációt mutattak.

A testméretek szórás értékei 2,1–5,6 cm, cv% értékei pedig 2,3–7,5% között változtak (kivétel a far III. szélesség).

A fentiek alapján megállapítható, hogy a hazánkban tenyésztett, kifejlett gidrán tenyészkanca állomány testméretét nagyfokú egységesség, hasonlóság (homogenitás) jellemzi.

### SUMMARY

*Nagy, B. – Bene, Sz. – Bem, J. – Fördös, A. – Szabó, F.: DATA TO THE BODY MEASUREMENTS AND LIVE WEIGHT OF BROOD MARES OF DIFFERENT BREEDS. 2nd paper: THE GIDRAN*

The live weight and 22 specific body measurements of 75 adult brood mares from the Gidran breed in 4 studs – Gyűrűs, Csákvár, Marócpusztá and Lulla – were evaluated. Furthermore, the relative body measurements and selected body measure indices were determined. For comparing the studs, one way ANOVA was used. The correlation between the live weight and body measurements was analyzed.

The overall mean values of body measurements were as follows: live weight 563.4 kg, height at withers with a stick 162.5 cm, height at withers with tape 167.6 cm, height of back 154.2 cm, height at rump 161.2 cm, depth of chest 75.3 cm, height of the Bieler point 87.2 cm, length of body 165.7 cm, diagonal length of body 170.3 cm, upper neck measure 93.9 cm, length of back 87.9 cm, length of rump 53.7 cm, width of breast 43.0 cm, width of chest 47.2 cm, 1<sup>st</sup>, 2<sup>nd</sup>, 3<sup>rd</sup> width of rump 56.7–53.4–22.8 cm, circumference of chest 192.7 cm, circumference of cannon bone left front-rear 19.9–22.4 cm, length of head 61.3 cm, width of head 23.1 cm.

Only some differences between herds in the evaluated body measurements – first of all body measurements, which relate with the kilter and the nutrition status (circumference of chest, 2<sup>nd</sup> width of rump, diagonal length of body, width of chest) – were significant. Between the mentioned traits and live weight, medium positive correlation ( $r = 0.56-0.77$ ;  $P < 0.01$ ) was found.

The standard deviation and cv% values of body measurements were between 2.1–5.6 cm and 2.3–7.5%, respectively (excluding 3<sup>rd</sup> width of rump).

In conclusion, it can be said that the Gidrán population bred in Hungary is quite homogenous, as for the most important body measurements.

## BEVEZETÉS ÉS IRODALMI ÁTTEKINTÉS

A gazdasági állatok, köztük a lovak testméreteinek felvétele alapvető fontosságú, ha az állat küllemét értékelni szeretnénk. A testméretekből elsősorban a testarányokra, fejlettségre következtethetünk, de azok más tulajdonságokkal (pl. élősúly) is összefüggenek. Emellett a testméretek felvételével juthatunk olyan szilárd, objektíven mért alapokhoz, amelyek segítséget nyújthatnak akkor, ha például a fajtajelleget akarjuk megítélni, vagy a szelekciós előrehaladást akarjuk becsülni. A testméretek a törzskönyvek vezetéséhez, valamint a fajtastandard-ek kialakításához is nélkülözhetetlenek. Emellett a testméretek fontos szelekciós szempontként is szolgálhatnak.

A hazai tudományos szakirodalomban fellelhető adatok 50 éve íródott szak- és tankönyvekből (*Döhrmann*, 1926; *Hámori*, 1946; *Schandl*, 1955; *Neuschulz*, 1956; *Ócsag és Fehér*, 1976) származnak. A lovak élősúlyának és testméretének vizsgálata – különösképpen a hazai lófajták tekintetében – szinte teljesen hiányzik a hazai tudományos folyóiratokból.

A hazai és nemzetközi szakirodalomban fellelhető, különböző fajtájú lovak küllemét, testméreteit, ill. élősúlyát bemutató forrásmunkákat cikksorozatunk első részében (*Bene és mtsai*, 2009) részletesen bemutattuk, így azokat itt nem részletezzük.

A fentiek tükrében vizsgálatunk célja a gidrán tenyészkancák élősúlyának és testméreteinek felvétele, illetve kiértékelése volt. A gidrán fajtában kapott eredményeink közül jelen munkánkban az abszolút és relatív testméreteket, a testarány indexeket, valamint a testméretek és az élősúly között számított korrelációs értékeket mutatjuk be.

## ANYAG ÉS MÓDSZER

Munkánk során négy hazai gidrán tenyészetben (Gyűrűs, Csákvár, Marócpusztas és Lulla) 75 kifejlett (4,5 évnél idősebb) tenyészkanca élősúlyát és 22 testméretét vettük fel, majd értékeltük. A testméretfelvételezés hagyományos eszközökkel, mérőbottal, mérőszalaggal és tolómérővel történt (*1. ábra*). A szárkörméretet 0,1 cm, a többi testméretet 0,5 cm pontossággal mértük le. Egy-egy testméretet minden esetben ugyanaz a személy vett fel (két ismétlésben, ha nagy különbség volt a két mérés között, akkor három ismétlésben). A méretek felvételének sorrendje kancánként nem azonos sorrendben történt. Az élősúlyt hordozható állatmérleg segítségével mértük, a mérési pontosság 500 kg felett  $\pm 2$  kg volt. A testméreteket, azok felvételének módját, valamint a mérési pontokat előző munkánkban (*Bene és mtsai*, 2009) részletesen bemutattuk.

Mivel a mérés kori életkornak az értékelt tulajdonságokra nem volt statisztikailag igazolható hatása, az élősúlyt és a testméreteket tenyészetenként egytényezős varianciaanalízissel (F-próba) hasonlítottuk össze. Azokban az esetekben, ahol az F-próba szignifikáns különbséget mutatott, a tenyészetek közti különbségek kimutatására – az eltérő létszámok miatt – Tukey tesztet használtunk.

Az adatok előkészítését Microsoft Excel 2003 programmal, az adatbázis kiértékelését pedig az SPSS 9.0 statisztikai programcsomaggal végeztük el.

1. ábra. Testmérések felvétele Marócpusztán



Figure 1: Intaking body measurements in Marócpusztá

## EREDMÉNYEK ÉS ÉRTÉKELÉSÜK

Az 1. táblázatban a kifejlett gidrán tenyészkancák élősúlyát és magassági méreteit mutatjuk be. A tenyészetek között nagyon kis különbségeket találtunk, csak a szalaggal mért marmagasság, a mellkasmélység és a bielerpont-magasság különbözött statisztikailag igazolhatóan. Az élősúly, de különösen a testméretek esetén a szórás, és cv% értékek nagyon kicsik voltak. Ez alapján elmondható, hogy a hazai gidrán tenyészkanca állományt nagyfokú egységesség jellemzi.

Vizsgálatunk eredménye alapján a kifejlett gidrán tenyészkancák élősúlya  $563,4 \pm 46,70$  kg volt. A legkisebb élősúlyú kanca 463 kg, míg a legnagyobb 656 kg élősúlyt mutatott. A kapott eredmény nagyobb annál, mint amit Schandl (1955) a gidrán fajta jellemzésében leírt, viszont hasonló az Ócsag és Fehér (1976) által közölt értékekhez.

A bottal mért marmagasság  $162,5 \pm 3,72$  cm (152–170 cm szélső értékekkel), a szalaggal mért marmagasság pedig  $167,6 \pm 4,42$  cm (158–175 cm szélső értékekkel) értékeket mutatott. A szakirodalomban fellelhető adatok (Hámori, 1946; Schandl, 1955; Bodó és Hecker, 1992; Mihók és mtsai, 2001; Ócsag és Fehér, 1976; Jónás és mtsai, 2006) 153–165 cm közöttiek. Ezekből megállapítható, hogy az általunk mért marmagassági értékek hasonlóak a szakirodalomban fellelhető adatokhoz. A bottal és szalaggal mért marmagasság között a különbség 5,1 cm

A kifejlett gidrán tenyészkancák élősúlya és magassági méretei

Testméret (1)	Tenyészet (2)				Összesen (3)	P
	Gyűrűs	Osákvár	Marócpusztá	Lulla		
Létszám (n) (4)	32	16	22	5	75	
Élősúly (kg) (5)	550,4	560,1	577,1	596,8	563,4	NS (P=0,069)
– szórás (6)	41,32	47,58	49,63	43,35	46,70	
– cv%	7,51	8,50	8,60	7,26	8,29	
– Min. – Max.	463–624	466–640	474–656	530–650	463–656	
Marmagasság bottal (cm) (7)	162,9	160,5	163,2	164,2	162,5	NS (P=0,071)
– szórás (6)	3,88	4,37	2,73	2,17	3,72	
– cv%	2,38	2,72	1,67	1,32	2,29	
– Min. – Max.	154–170	152–170	157–169	161–166	152–170	
Marmagasság szalaggal (cm) (8)	167,0 <sup>ab</sup>	166,0 <sup>a</sup>	168,9 <sup>ab</sup>	171,4 <sup>b</sup>	167,6	P<0,05 (P=0,041)
– szórás (6)	4,17	6,01	3,04	1,78	4,42	
– cv%	2,50	3,62	1,80	1,04	2,64	
– Min. – Max.	158–174	158–175	164–174	169–174	158–175	
Hátközép-magasság (cm) (9)	154,9	152,5	153,8	155,9	154,2	NS (P=0,145)
– szórás (6)	3,60	4,86	3,14	2,70	3,80	
– cv%	2,32	3,18	2,04	1,73	2,46	
– Min. – Max.	144–160	144–160	149–160	153–160	144–160	
Farbúb-magasság (cm) (10)	161,7	159,3	161,0	164,8	161,2	NS (P=0,058)
– szórás (6)	4,05	4,45	4,12	2,80	4,23	
– cv%	2,50	2,79	2,56	1,70	2,62	
– Min. – Max.	152–169	152–168	153–170	162–168	152–170	
Mellkasmélység (cm) (11)	74,2 <sup>a</sup>	76,3 <sup>b</sup>	75,8 <sup>b</sup>	77,1 <sup>b</sup>	75,3	P<0,05 (P=0,021)
– szórás (6)	3,55	2,09	1,70	1,43	2,85	
– cv%	4,78	2,74	2,24	1,86	3,78	
– Min. – Max.	66–81	72–81	73–79	76–79	66–81	
Bielerpont-magasság (cm) (12)	88,6 <sup>a</sup>	84,2 <sup>b</sup>	87,3 <sup>a</sup>	87,1 <sup>ab</sup>	87,2	P<0,01 (P=0,000)
– szórás (6)	3,33	2,97	2,46	1,24	3,33	
– cv%	3,75	3,52	2,81	1,43	3,82	
– Min. – Max.	81–96	77–90	83–93	85–88	77–96	

az azonos betűt nem tartalmazók egymástól szignifikánsan (P<0,05) különböznek (13)

Table 1: Live weight and height body measurements of brood mares from Gidran breed body measurement (1); herd (2); total (3); number of animals (4); live weight (5); standard deviation (6); height at withers with measuring stick (7); height at withers with measuring tape (8); height of back (9); height at rump (10); depth of chest (11); height of Bieler-point (12); treatments without the same superscript differ significantly (P<0.05) (13)



volt. Ez az eredmény kisebb a szakirodalomban fellelhető 6–14 cm-es (Tátray, 1918) értékeknél.

A hátközép magasság  $154,2 \pm 3,80$  cm, a farbúbmagasság pedig  $161,2 \pm 4,23$  cm volt. A kapott értékek alátámasztják azt a szakirodalmi megállapítást, hogy kifejlett állatok esetén a marmagasság a farbúbmagasságot 1–2 cm-rel meghaladja.

A mellkasmélység és a bielerpont-magasság esetén szignifikáns különbségeket találtunk a tenyészetek között. Nevezetesen a legkisebb mellkasmélységet a gyűrűsi kancákon mértük ( $74,2 \pm 3,55$  cm), a bielerpont-magasság ( $88,6 \pm 3,33$  cm) pedig ebben a tenyészetben volt a legnagyobb. Mivel a testkapacitás, a rámásság a mellkasmélységgel – és vele együtt a bielerpont-magassággal – jól leírható, a kapott értékeknek megfelelően, a gyűrűsi kancákon mértük a legkisebb élő súlyt ( $550,4 \pm 41,32$  kg). A másik három tenyészet e tulajdonságokban egymástól nem különbözött. Mellkasmélységre kapott eredményeink nagyobbak azoknál az értékeknél, melyeket Schandl (1955) a „Lótenyésztés” c. tankönyvében mutatott be.

A 2. táblázatban a hosszúsági- és fejméreteket tüntettük fel. Statisztikailag igazolható különbséget a tenyészetek között csak nyakhosszúságban, farhosszúságban, valamint homlokszélességben találtunk.

A gidrán kancák törzshosszúságának átlaga 165,7 cm, annak szórása pedig 5,48 cm volt. A legrövidebb törzsű kancát (154 cm) Marócpusztán, a leghosszabb törzsűt (180 cm) pedig Csákváron mértük. A ferde törzshosszúság  $170,3 \pm 5,54$  cm értéket mutatott, 160–185 cm szélső értékekkel. A törzshosszúság és a ferde törzshosszúság között 4,6 cm különbséget találtunk, mely kisebb a gyakorlatban használatos 10–12 cm-es értékeknél. A két hosszúsági méret különbsége a lullai tenyészetben volt a legnagyobb (5,2 cm). A legnagyobb élő súlyt (596,8 kg) szintén e tenyészetben mértük. Ez alátámasztja azt a megállapítást, miszerint a ferde törzshosszúság az állat kondicionális állapotának jellemzésére is alkalmas.

A gidrán kancák törzshosszúsága Schandl (1955) szerint 155–164 cm, Ócsag és Fehér (1976) szerint pedig 161 cm. Az általunk megállapított 165,7 cm-es érték nagyobb.

A nyakhosszúság tekintetében a gyűrűsi kancák szignifikánsan kisebb méretet (91,5 cm) mutattak, mint a másik három tenyészetben – Csákváron 94,6 cm, Marócpusztán 96,0 cm, Lullán 97,6 cm – mért egyedek. E testméretben a két szélsőérték (80–113 cm) közti különbség 33 cm volt, az összes testméretet figyelembe véve itt találtuk a legnagyobb eltérést a legkisebb és legnagyobb értékek között.

A háthosszúság jelentősége a lótenyésztésben viszonylag nagyobb, mint más gazdasági állatfajok esetén, hiszen a sportlovak – így a gidrán is – elsősorban háttas hasznosításúak. A túl rövid, vagy túl hosszú hát a háttas használatot kedvezőtlenül befolyásolhatja. A háthosszúság  $87,9 \pm 4,11$  cm értéket mutatott, a tenyészetek közti különbség alig 1 cm volt. A legrövidebb (80 cm) és a leghosszabb (100 cm) hátú lovat egyaránt Gyűrűsön mértük.

A kifejlett gidrán tenyészkanca farhosszúságának átlaga 53,7 cm, annak szórása 3,25 cm volt. A gyűrűsi (53,1 cm), csákvári (53,5 cm) és marócpusztai (53,8) kancák e méret tekintetében egymástól nem különböztek, viszont statisztikailag igazolhatóan kisebbek voltak annál, mint amit a lullai tenyészetben tapasztaltunk (57,6 cm).

A kifejtett gidrán tenyészkancák hosszúsági- és fejméretei

Testméret (1)	Tenyészet (2)				Összesen (3)	P
	Gyűrűs	Csákvár	Maróc-pusztá	Lulla		
Létszám (n) (4)	32	16	22	5	75	
Törzshosszúság (cm) (5)	165,2	167,4	164,4	168,6	165,7	NS (P=0,225)
– szórás (6)	5,09	6,71	4,92	5,03	5,48	
– cv%	3,08	4,01	3,00	2,98	3,31	
– Min. – Max.	156–172	156–180	154–172	161–175	154–180	
Ferde törzs-hosszúság (cm) (7)	169,8	172,1	169,1	173,8	170,3	NS (P=0,165)
– szórás (6)	5,14	6,82	4,94	4,66	5,54	
– cv%	3,03	3,96	2,92	2,68	3,25	
– Min. – Max.	162–179	160–185	160–178	167–180	160–185	
Nyakhosszúság (cm) (8)	91,5 <sup>a</sup>	94,6 <sup>ab</sup>	96,0 <sup>ab</sup>	97,6 <sup>b</sup>	93,9	P<0,01 (P=0,005)
– szórás (6)	5,34	7,05	3,05	2,79	5,48	
– cv%	5,84	7,45	3,17	2,86	5,84	
– Min. – Max.	80–100	82–113	90–100	93–100	80–113	
Háthosszúság (cm) (9)	88,5	85,7	88,4	89,0	87,9	NS (P=0,115)
– szórás (6)	4,17	5,13	3,13	1,58	4,11	
– cv%	4,71	5,99	3,54	1,78	4,67	
– Min. – Max.	80–100	80–96	82–92	87–91	80–100	
Farhosszúság (cm) (10)	53,1 <sup>a</sup>	53,5 <sup>a</sup>	53,8 <sup>a</sup>	57,6 <sup>b</sup>	53,7	P<0,05 (P=0,034)
– szórás (6)	3,41	3,12	2,76	2,51	3,25	
– cv%	6,43	5,82	5,14	4,36	6,05	
– Min. – Max.	46–59	49–59	50–60	54–60	46–60	
Fejhosszúság (cm) (11)	60,3	62,3	61,6	62,2	61,3	NS (P=0,081)
– szórás (6)	3,09	2,33	2,28	3,19	2,80	
– cv%	5,13	3,74	3,70	5,13	4,57	
– Min. – Max.	55–66	58–66	54–66	60–67	54–67	
Homlokszélesség (cm) (12)	22,6 <sup>a</sup>	23,2 <sup>ab</sup>	23,5 <sup>b</sup>	23,8 <sup>b</sup>	23,1	P<0,01 (P=0,001)
– szórás (6)	0,80	1,18	0,79	0,57	0,97	
– cv%	3,55	5,10	3,38	2,40	4,19	
– Min. – Max.	21–24	21–26	22–25	23–25	21–26	

az azonos betűt nem tartalmazók egymástól szignifikánsan (P<0,05) különböznek (13)

Table 2: Length and head measurements of brood mares from Gidran breed as in Table 1 (1–4); length of body (5); standard deviation (6); diagonal length of body (7); length of neck (8); length of back (9); length of rump (10); length of head (11); width of head (12); treatments without the same superscript differ significantly (P<0.05) (13)

A fejhosszúság mind a négy tenyészetben hasonlóan alakult ( $61,3 \pm 2,80$  cm). A homlok szélességben azonban szignifikáns eltérést találtunk a tenyészetek között annak ellenére, hogy e méretben a különbségek alig haladták meg a 0,5 cm-t. A legkeskenyebb (21 cm) és a legszélesebb (26 cm) homlokú kancát egyaránt Csákváron mértük. E méret főátlaga és szórása  $23,1 \pm 0,97$  cm volt.

A 3. táblázatban a szélességi- és körméretetek láthatók. Mivel a kifejlett tenyész kancák kondíciójától e méretek nagyobb mértékben függhetnek, mint az előzőekben bemutatottak, ebben a méretcsoportban több testméret esetén is szignifikáns különbségeket találtunk a tenyészetek között. Nevezetesen a váll szélesség, a mellkasszélesség, a far III. szélesség és az övméret statisztikailag igazolhatóan különbözött a tenyészetek között.

A váll szélesség tekintetében a gyűrűsi kancák (42,0 cm) szignifikánsan kisebb értéket mutattak, mint a másik három tenyészetben lévők – Csákvár 44,2 cm, Marócpusztá 43,0 cm, Lulla 45,3 cm. Hasonló mondható el a mellkasszélesség esetén is, a gyűrűsi egyedek ebben a méretben is 2–3 cm-rel kisebbek voltak, mint a másik három tenyészetben lévők. A váll szélesség és mellkasszélesség főátlaga és szórása  $43,0 \pm 2,36$  cm, ill.  $47,2 \pm 3,55$  cm volt.

A far I. szélesség tekintetében nem találtunk statisztikailag igazolható különbséget a tenyészetek között. A legkisebb méretet mutató kancát (49 cm) Csákváron, a legnagyobb méretet mutatót pedig Marócpusztán (63 cm) mértük. A kifejlett gidrán tenyész kancák far I. szélességének átlaga 56,7 cm volt.

A far II. szélességben a lullai kancák szignifikánsan nagyobb értéket (55,4 cm) mutattak, mint a másik három tenyészetben lévők – Gyűrűs 53,1 cm, Csákvár 53,2 cm, Marócpusztá 53,5 cm.

A far III. szélesség szintén statisztikailag igazolhatóan különbözött a tenyészetek között. A legnagyobb cv% értéket (11,38%) e méret esetén tapasztaltuk.

Az övméret esetén a lullai kancák mutatták a legnagyobb értéket (199,1 cm), jóval felülmúlva a másik három tenyészetben lévő egyedeket (Gyűrűs 191,1 cm, Csákvár 193,8 cm, Marócpusztá 192,8 cm). Az övméret főátlaga és szórása  $192,7 \pm 5,62$  cm volt. A kapott érték nagyobb annál, mint ami *Hámori* (1946), *Schandl* (1955), *Ócsag és Fehér* (1976), valamint *Bodó és Hecker* (1992) munkájában szerepel. Emellett eredményünk hasonló *Mihók és mtsai* (2001), valamint *Jónás és mtsai* (2006) által közölt értékekhez, akik a gidrán kancák övméretét 185–200 cm közöttinek becsülték.

Szárkörméretben nem találtunk különbséget a tenyészetek között, a bal mellső lábon mért érték  $19,9 \pm 0,76$  cm (cv% = 3,79%), a bal hátsó lábon mért érték pedig  $22,4 \pm 0,87$  cm (cv% = 3,89%) volt. A szárkörméretre kapott eredményeink hasonlók *Schandl* (1955), *Mihók és mtsai* (2001), valamint *Jónás és mtsai* (2006) által közölt értékekhez, viszont nagyobbak annál, mint amit *Hámori* (1946), *Ócsag és Fehér* (1976), valamint *Bodó és Hecker* (1992) munkájukban közöltek.

A bottal mért marmagasság százalékában kifejezett, relatív testméreteket – tájékoztató jelleggel – a 4. táblázatban mutatjuk be. A relatív méretek között számottevő különbséget egyik testméret esetén sem tapasztaltunk, a tenyészetek közti különbségek még az abszolút értékben mért értékeknél is kisebbek voltak.

A kifejtett gidrán tenyészkanca szélességi- és körméretei

Testméret (1)	Tenyészet (2)				Összesen (3)	P
	Gyűrűs	Csákvár	Marócpusztá	Lulla		
Létszám (n) (4)	32	16	22	5	75	
Vállszélesség (cm) (5)	42,0 <sup>a</sup>	44,2 <sup>b</sup>	43,0 <sup>ab</sup>	45,3 <sup>b</sup>	43,0	
– szórás (6)	1,90	2,05	2,57	2,17	2,36	P<0,01 (P=0,001)
– cv%	4,53	4,63	5,98	4,79	5,50	
– Min. – Max.	39–47	42–49	37–48	42–48	37–49	
Melkasszélesség (cm) (7)	45,5 <sup>a</sup>	49,0 <sup>b</sup>	47,8 <sup>ab</sup>	49,7 <sup>b</sup>	47,2	
– szórás (6)	2,81	4,26	3,02	3,31	3,55	P<0,01 (P=0,002)
– cv%	6,17	8,69	6,32	6,66	7,52	
– Min. – Max.	41–53	43–56	41–54	45–53	41–56	
Far I. szélesség (cm) (8)	56,4	56,3	57,2	58,3	56,7	
– szórás (6)	2,22	3,22	2,05	1,99	2,43	NS (P=0,251)
– cv%	3,93	5,73	3,58	3,41	4,28	
– Min. – Max.	51–60	49–61	54–63	56–61	49–63	
Far II. szélesség (cm) (9)	53,1	53,2	53,5	55,4	53,4	
– szórás (6)	2,02	1,88	2,49	0,96	2,13	NS (P=0,163)
– cv%	3,80	3,53	4,65	1,74	3,99	
– Min. – Max.	48–57	50–57	48–58	54–57	48–58	
Far III. szélesség (cm) (10)	25,2 <sup>a</sup>	22,0 <sup>b</sup>	20,5 <sup>c</sup>	20,4 <sup>bc</sup>	22,8	
– szórás (6)	1,61	1,26	1,47	1,14	2,60	P<0,01 (P=0,000)
– cv%	6,37	5,75	7,17	5,59	11,38	
– Min. – Max.	22–29	20–24	18–23	19–22	18–29	
Ovméret (cm) (11)	191,1 <sup>a</sup>	193,8 <sup>ab</sup>	192,8 <sup>ab</sup>	199,1 <sup>b</sup>	192,7	
– szórás (6)	4,92	5,03	5,69	7,33	5,62	P<0,05 (P=0,017)
– cv%	2,58	2,59	2,95	3,68	2,91	
– Min. – Max.	179–202	183–203	181–201	191–206	179–206	
Szárkörméret (bal első) (cm) (12)	19,8	20,0	20,0	20,2	19,9	
– szórás (6)	0,86	0,70	0,56	1,09	0,76	NS (P=0,769)
– cv%	4,32	3,52	2,80	5,42	3,79	
– Min. – Max.	17,6–21,2	19,0–21,5	18,6–20,9	19,1–22,0	17,6–22,0	
Szárkörméret (bal hátsó) (cm) (13)	22,2	22,6	22,5	22,5	22,4	
– szórás (6)	0,99	0,75	0,75	0,88	0,87	NS (P=0,360)
– cv%	4,47	3,31	3,32	3,91	3,89	
– Min. – Max.	20,0–23,9	20,5–23,5	21,2–24,6	21,8–24,0	20,0–24,6	

az azonos betűt nem tartalmazók egymástól szignifikánsan (P<0,05) különböznek (13)

Table 3: Width and circumference measurements of brood mares from Gidran breed as in Table 1 (1–4); width of breast (5); standard deviation (6); width of chest (7); 1<sup>st</sup> width of rump (8); 2<sup>nd</sup> width of rump (9); 3<sup>rd</sup> width of rump (10); hearth girth (11); cannon girth – front left (12); cannon girth – rear left (13); treatments without the same superscript differ significantly (P<0.05) (14)

4. táblázat

A kifejlett gidrán tenyészkancák relatív testméretei\*

Relatív testméret (kg/cm, ill. %) (1)	Tenyészet (2)				Összesen (3)
	Gyűrűs	Csákvár	Maróc- puszta	Lulla	
Élő súly (4)	337,9	349,0	353,6	363,5	346,7
Marmagasság szalaggal (5)	102,5	103,4	103,5	104,4	103,1
Hátközép-magasság (6)	95,1	95,0	94,2	94,9	94,9
Farbúb-magasság (7)	99,3	99,3	98,7	100,4	99,2
Mellkasmélység (8)	45,5	47,5	46,4	47,0	46,3
Bielerpont-magasság (9)	54,4	52,5	53,5	53,0	53,7
Törzshosszúság (10)	101,4	104,3	100,7	102,7	102,0
Ferde törzs-hosszúság (11)	104,2	107,2	103,6	105,8	104,8
Nyakhosszúság (12)	56,2	58,9	58,8	59,4	57,8
Háthosszúság (13)	54,3	53,4	54,2	54,2	54,1
Farhosszúság (14)	32,6	33,3	33,0	35,1	33,0
Vállszélesség (15)	25,8	27,5	26,3	27,6	26,5
Mellkasszélesség (16)	27,9	30,5	29,3	30,3	29,0
Far I. szélesség (17)	34,6	35,1	35,0	35,5	34,9
Far II. szélesség (18)	32,6	33,1	32,8	33,7	32,9
Far III. szélesség (19)	15,5	13,7	12,6	12,4	14,0
Övméret (20)	117,3	120,7	118,1	121,3	118,6
Szárkörméret (bal első) (21)	12,2	12,5	12,3	12,3	12,2
Szárkörméret (bal hátsó) (22)	13,6	14,1	13,8	13,7	13,8
Fejhosszúság (23)	37,0	38,8	37,7	37,9	37,7
Homlokszélesség (24)	13,9	14,5	14,4	14,5	14,2

\*a bottal mért marmagasság százalékában (25)

Table 4: Relative body measurements of brood mares from Gidran breed

body measurement (1); herd (2); total (3); live weight (4); height at withers with measuring tape (5); height of back (6); height at rump (7); depth of chest (8); height of Bieler-point (9); length of body (10); diagonal length of body (11); length of neck (12); length of back (13); length of rump (14); width of breast (15); width of chest (16); 1<sup>st</sup> width of rump (17); 2<sup>nd</sup> width of rump (18); 3<sup>rd</sup> width of rump (19); hearth girth (20); cannon girth – front left (21); cannon girth – rear left (22); length of head (23); width of head (24); in percentage of height at withers measured with stick (25)

Az 5. táblázatban az egymással anatómiailag összefüggő testrészek arányát kifejező testalkati, testalakulási indexek találhatók.

A kvadratikussági index (98,1) és a tömegességi index (46,3) mind a négy tenyészetben hasonlóan alakult. A szakirodalomban erre vonatkozó adatokat az angol félvér, illetve anglo-arab fajtacsoportba tartozó lovak esetén nem találtunk, ezért az eredményeket más csoportba tartozó fajták fellelhető adataival hasonlítottuk össze. Így a kvadratikussági index mintegy 10%-kal nagyobb, a tömegességi index pedig mintegy 4%-kal kisebb volt annál, mint amit *Druml és mtsai* (2008) nóri (pinzgau) lovak esetén tapasztaltak. A nóri lovakétól a legnagyobb eltérés a súlyindexben mutatkozott, nevezetesen az általunk a gidrán fajtában mért

145,2% és a nóriiban *Druml és mtsai* (2008) által mért 192,0% között majdnem 50% volt az eltérés. A különbség a két fajta közti típus- és hasznosításbeli különbségekkel magyarázható.

A zömökségi index (113,2) kisebb, a mellkas index (22,3) pedig nagyobb volt annál, mint amit *McManus és mtsai* (2005) campeiro fajtájú kancákban mértek.

A túlnőttégi index 99,2 a szerkezeti index 2,3 értékű volt.

A test index 86,0% értéket mutatott. *Cabral és mtsai* (2004) szerint – akik mangalara marchador kancák test indexét értékelték – ha ez az érték 85–88% közé esik, akkor a ló arányos.

5. táblázat

A kifejllett gidrán tenyészkancák testarány indexei

Testarány index (1)	Tenyészet (2)				Összesen (3)
	Gyűrűs	Csákvár	Marócpusztá	Lulla	
Kvadratikussági index (4)	98,6	95,9	99,3	97,4	98,1
Tömegességi index (5)	45,5	47,5	46,4	47,0	46,3
Röhrer-f. testtömegindex (6)	337,9	349,0	353,6	363,5	346,7
Súlyindex (6)	142,6	150,5	144,8	149,2	145,2
Túlnőttégi index (8)	99,3	99,3	98,7	100,4	99,2
Fejforma index (9)	266,8	268,5	262,1	261,3	265,4
Zömökségi index (10)	112,5	112,6	114,0	114,6	113,2
Test index (11)	86,4	86,4	85,3	84,7	86,0
Mellkas index (12)	22,0	22,8	22,3	22,8	22,3
Szerkezeti index (13)	2,2	2,3	2,3	2,4	2,3
„Spannung”	28,2	33,3	29,6	34,9	30,2

Table 5: The body measure indices of brood mares from Gidran breed

name of body measurement index (1); herd (2); total (3); quadratic index (4); weight index (5); weight index by Röhrer (6); caliber index (7); overbuilt index (8); the index of head (9); stubby index (10); body index (11); chest index (12); conformation index (13)

A 6. táblázatban – szintén tájékoztató jelleggel – az élősúlyt és a felvett 22 testméretet kancacsaládonkénti bontásban mutatjuk be. Sajnos sok esetben egy kancacsaládot csak egy-egy kanca képviselt, így a szignifikancia vizsgálatot a családok között nem végeztünk.

A legtöbb testméretben csak nagyon kis különbség volt a családok között. Ezek alapján megállapítható, hogy a gidrán kancacsaládok között a kifejllett tenyészkancák testméreteit illetően számottevő különbség nincs.

A 7. táblázatban az élősúly és a különböző testméretek között számolt korrelációs értékeket mutatjuk be.

Az élősúly a legtöbb testmérettel szignifikáns kapcsolatot mutatott. A legszorosabb korrelációt, várakozásainknak megfelelően, az övméret ( $r = 0,77$ ;  $P < 0,01$ ), a II-es farszélesség ( $r = 0,65$ ;  $P < 0,01$ ), a vállszélesség ( $r = 0,57$ ;  $P < 0,01$ ), valamint a ferde törzshosszúság és a mellkasszélesség ( $r = 0,56$ ;  $P < 0,01$ ) esetén találtuk. E testméretek – különösképpen az övméret, a far II. szélesség és a ferde törzs-

6. táblázat

A gidrán kancák átlagos élősülya és testméretbeli kancacsatladoinként

Kancacsatlád* (1)	Létszám (2)	Élősúly (kg) (3)	Marmagasság bot-tal (cm) (4)	Marmagasság szalagál (cm) (5)	Hátközép magasság (cm) (6)	Farbub magasság (cm) (7)	Mellkasmélység (cm) (8)	Bőletpont-magasság (cm) (9)	Törzshosszúság (cm) (10)	Ferde törzshosszúság (cm) (11)	Nyakhosszúság (cm) (12)	Háthosszúság (cm) (13)	Farthosszúság (cm) (14)	Vállszélesség (cm) (15)	Mellkasszélesség (cm) (16)	Far I. szélesség (cm) (17)	Far II. szélesség (cm) (18)	Far III. szélesség (cm) (19)	Övméret (cm) (20)	Szárkörméret bal első (cm) (21)	Szárkörméret bal hátsó (cm) (22)	Felhosszúság (cm) (23)	Homlok szélesség (cm) (24)
M1	2	548	161	166	153	159	75	85	162	167	90	83	52	43	54	55	52	24	193	19	22	62	23
M2	9	575	163	168	154	160	77	86	168	173	95	87	54	45	49	57	53	21	94	20	23	63	23
M3	6	556	164	169	154	162	76	88	166	170	97	88	54	42	47	57	55	22	193	20	22	61	23
M4	8	533	160	164	151	159	74	86	163	169	93	85	52	43	47	56	53	22	189	20	23	62	23
M5	1	521	158	160	151	159	69	89	156	162	89	88	49	43	45	53	51	24	188	19	22	57	22
M6	5	599	164	171	156	164	77	88	166	170	95	89	57	43	47	59	55	23	194	20	23	64	24
M7	12	557	162	167	153	161	74	88	165	169	91	87	53	43	46	56	53	23	192	20	22	59	23
M8	2	535	165	167	158	165	75	90	165	171	95	86	55	43	44	55	53	27	191	20	22	61	23
M9	8	554	164	167	155	162	77	87	166	171	94	92	55	42	47	56	53	23	191	20	23	62	23
M10	1	610	166	168	155	166	70	96	168	171	90	85	51	44	51	59	57	26	195	21	23	59	21
M11	3	576	159	165	153	158	72	87	166	169	94	90	49	43	47	57	54	26	193	20	22	59	23
M12	1	528	164	172	157	163	76	88	160	164	100	90	51	42	44	56	54	23	191	19	23	64	23
M13	1	554	159	161	149	153	77	82	164	167	99	88	51	40	45	54	48	27	196	19	20	57	22
M14	1	564	163	167	153	161	76	87	157	163	96	88	54	43	45	57	53	20	194	20	23	62	24
M15	2	628	168	173	158	167	77	91	169	174	97	91	60	45	49	60	56	22	198	21	24	64	24
M16	2	567	163	168	155	163	76	88	169	173	83	89	56	42	46	58	57	27	191	20	22	60	23
N5	2	553	163	170	158	163	77	86	171	177	102	93	54	41	47	59	53	23	192	20	23	64	24
N6	2	613	163	169	153	162	77	86	166	171	97	90	54	43	46	57	55	22	199	20	23	59	24
N7	1	650	166	174	160	168	78	88	170	175	100	90	60	46	53	61	56	22	206	22	24	67	25
N9	1	508	164	168	153	159	78	86	163	165	91	90	52	43	45	55	57	24	191	18	20	63	22
N14	4	568	163	170	154	163	75	88	167	171	94	86	52	44	49	56	54	21	195	19	22	60	23
N16	1	546	161	167	154	161	76	85	171	177	97	87	52	44	45	57	54	27	189	20	22	64	24
Σ	75	563	163	168	154	161	75	87	166	170	94	88	54	43	47	57	53	23	193	20	22	61	23

\*M = mészőlegység, N = nőlegység

Table 6/ Live weight and body measurements of brood mares born Gidrán brood as by mare-families (M - from Mészőlegység, N from nőlegység family), number of mare-family (1), number of animals (2), live weight (kg) (3), height at withers measured with stick (cm) (4); as in Table 4 (5-24)

7. táblázat

Az élő súly és a testméretek közti korrelációk

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	
20	0,39*	0,39*	0,40*	0,44*	0,28#	0,19	0,56*	0,54*	0,38*	0,36*	0,34*	0,57*	0,56*	0,58*	0,65*	-0,03	0,77*	0,52*	0,30*	
1	0,83*	0,86*	0,86*	0,51*	0,68*	0,30*	0,32*	0,52*	0,38*	0,34*	0,11	-0,01	0,39*	0,29*	0,06	0,38*	0,54*	0,48*		
2		0,77*	0,77*	0,74*	0,50*	0,51*	0,37*	0,38*	0,56*	0,25#	0,41*	0,20	0,09	0,31#	0,26#	-0,09	0,39*	0,44*	0,44*	
3			0,87*	0,87*	0,33*	0,68*	0,30*	0,31#	0,44*	0,39*	0,31#	0,10	0,01	0,32#	0,23#	0,19	0,36*	0,58*	0,49*	
4				0,35*	0,66*	0,66*	0,27*	0,29#	0,49*	0,39*	0,26#	0,26#	0,08	0,31#	0,33*	0,10	0,44*	0,56*	0,46*	
5					-0,28#		0,39*	0,42*	0,46*	0,28#	0,50*	0,28*	0,19	0,33*	0,15	-0,2#	0,51*	0,30*	0,20	
6							0,00	-0,01	0,18	0,18	-0,05	-0,12	-0,17	0,15	0,20	0,27#	-0,01	0,35*	0,36*	
7								0,97*	0,30#	0,35*	0,36*	0,41*	0,34*	0,45*	0,47*	0,18	0,52*	0,33*	0,21	
8									0,32#	0,32*	0,40*	0,41*	0,34*	0,49*	0,50*	0,14	0,51*	0,43*	0,27#	
9										0,17	0,24#	0,27*	0,11	0,28#	0,23#	-0,04	0,31#	0,38*	0,37*	
10											0,37*	0,08	0,03	0,35*	0,22*	0,07	0,28#	0,33*	0,27#	
11												0,24#	0,16	0,32#	0,18	-0,33*	0,35*	0,34*	0,33*	
12													0,54*	0,23#	0,48*	-0,24#	0,63*	0,25#	0,19	
13														0,32#	0,43*	-0,29#	0,59*	0,19	0,08	
14															0,67*	0,03	0,49*	0,50*	0,32#	
15																0,00	0,58*	0,44*	0,30#	
16																	-0,07	0,01	-0,16	
17																			0,43*	0,27#
18																				0,74*

\*P&lt;0,05; #P&lt;0,01

+marmagasság boltai (1); marmagasság szalaggal (2); hátközép-magasság (3); láb- és marmagasság (4); mellkasmélység (5); belsőpont-magasság (6); törzshosszúság (7); lenti törzshosszúság (8); nyakhosszúság (9); háthosszúság (10); farhosszúság (11); vállszélesség (12); mellkaszélesség (13); far I. szélesség (14); far II. szélesség (15); far II. szélesség (16); övméret (17); szárkörméret (bal oldal) (18); szárkörméret (bal oldal) (19); élő súly (20)

Table 7. Correlations between live weight and body measurements

height at withers measured with stick (1); height at withers with measuring tape (2); height of back (3); height at rump (4); depth of chest (5); height of beltopoint (6); length of body (7); diagonal length of body (8); length of neck (9); length of back (10); width of breast (11); width of chest (12); width of chest (13); 1st width of rump (14); 2nd width of rump (15); 3rd width of rump (16); hearth girth (17); cannon girth -- front left (18); cannon girth -- rear left (19); live weight (20);



hosszúság – kiváló mutatói az állat kondicionális állapotának, így az élősúlyt nagyobb mértékben befolyásolhatják, mint azok a testméretek, amelyeket a csontváz különböző pontjai között veszünk fel (pl. far I. szélesség, marmagasság, nyak-hosszúság stb.).

Az övméret a mellkasszélességgel ( $r = 0,59$ ;  $P < 0,01$ ), a vállszélességgel ( $r = 0,63$ ;  $P < 0,01$ ) és a mellkasmélységgel ( $r = 0,51$ ;  $P < 0,01$ ) közepes szorosságú szignifikáns kapcsolatot mutatott.

A magassági méretek – nevezetesen a bottal és szalaggal mért marmagasság, a hátközép-magasság és a farbúb-magasság – egymással szoros pozitív ( $r = 0,74-0,87$ ;  $P < 0,01$ ) kapcsolatban álltak.

A far III. szélesség és a legtöbb testméret között nem találtunk kapcsolatot.

### KÖVETKEZTETÉSEK, JAVASLATOK

Négy hazai tenyészetben – Gyűrűs, Csákvár, Marócpusztá és Lulla –, 75 kifejlett gidrán tenyészkanca élősúlyának és 22 testméreteinek felvétele, valamint kiértékelése során kapott eredményeink részben az eddigi információkhoz hasonlóan, részben azoktól eltérően alakultak. Nevezetesen a bottal mért marmagasság, az övméret, valamint a szárkörméret – mint a gyakorlatban leggyakrabban mért testméretek – a szakirodalomban fellelhető értékekhez hasonlóak voltak. A törzshosszúság, a mellkasmélység és az élősúly azonban nagyobb volt azoknál az adatoknál, amiket a forrásmunkákban találtunk.

A tenyészetek között statisztikailag igazolható különbségeket csak néhány testméret esetén találtunk. Ezek a méretek elsősorban a kondícióval, tápláltsági állapottal összefüggő testméretek (övméret, far II. szélesség, ferde törzshosszúság, mellkasszélesség) voltak, amelyek az élősúllyal közepes szorosságú, pozitív ( $r = 0,56-0,77$ ;  $P < 0,01$ ) korrelációt mutattak. A csontos váz különböző pontjai között felvett testméretek mind a négy tenyészetben egymáshoz hasonlók értékeket mutattak.

A testméretek szórás értékei 2,1–5,6 cm között, cv% értékei pedig 2,3–7,5% között változtak (kivétel a far III. szélesség).

A legfontosabb testarány indexekben valamint a – bottal mért marmagasság százalékában számított – relatív testméretekben nem találtunk számottevő különbséget a tenyészetek között.

A fentiek alapján megállapítható, hogy a hazánkban tenyésztett, kifejlett gidrán tenyészkanca állomány testméretét nagyfokú egységesség, hasonlóság jellemzi.

A gyakorlatban leggyakrabban használt három testméreten – bottal mért marmagasság, szárkörméret, övméret – kívül nagyon kevés a fellelhető információ a hazai szakirodalomban a gidrán tenyészkanca abszolút és relatív testméretei, valamint testarány indexei illetően. E tekintetben jelen vizsgálatunk eredményei adatokat szolgáltathatnak a kifejlett gidrán tenyészkanca küllemének, testméreteinek pontosabb megítéléséhez, ezáltal megteremtve a lehetőséget a más fajtákkal történő, objektív küllemi összehasonlításra. Emellett az általunk mért adatok figyelembe vétele ajánlható a fajtastandard kialakításakor is.

Az élősúly az övmérettel és a szélességi méretekkel mutatta a legszorosabb korrelációt, így az élősúly testméretekből történő becslésekor a regressziós egyenletekben, e méreteket célszerű alkalmazni.

## KÖSZÖNETNYILVÁNÍTÁS

Ezúton szeretnénk megköszönni a gidrán tenyészetek és tenyésztők, nevezetesen *Vörös József* és *Kovács Emese* (Gyűrűs), *Horváth Józsefné* és *Kopócs Tamás* (Csákvár), *Dallos Andor* és *Pataki Gergely* (Marócpusztá), valamint *Keller Pál* és *Keller András* (Lulla) munkáját, akik készségesen segítettek a testméret-felvételések megszervezésében, a mérés lebonyolításában, valamint a törzskönyvi adatok összegyűjtésében.

Külön szeretnénk megköszönni *Vránovics Károly* és az *Agro Legato Kft.* segítségét, akik rendelkezésünkre bocsájtották az Iconix FX21 típusú hordozható digitális állatmérleget, amely a kancák élősúlyának leméréséhez nélkülözhetetlen volt.

### FELHASZNÁLT IRODALOM

- Bene Sz. – Nagy B. – Szabó F.* (2009): Különböző fajtájú tenyészkanca élősúlya és testméretei. 1. közlemény: Irodalmi áttekintés. Állattenyésztés és Takarmányozás, 58. 3. 213–230.
- Bodó I. – Hecker W.* (1992): Lótenyésztők kézikönyve. Mezőgazda Kiadó, Budapest, 123–167.
- Cabral, G. C. – de Almeida, F. Q. – Quirino, C. R. – de Azevedo, P. C. N. – Batista Pinto, L. F. – Santos, E. M.* (2004): Avaliação morfológica de equinos da raça Mangalarga Marchador: índices de conformação e proporções corporais. R. Bras. Zootec., 33.6.1798–1805.
- Döhrmann H.* (1926): Magyarország állattenyésztése. II. kötet: Lótenyésztés. "Pátria" Irodalmi Vállalat és Nyomdai Rt., Budapest, 23–33.
- Druml, T. – Baumung, R. – Sölkner, J.* (2008): Morphological analysis and effect of selection for conformation in the Noriker draught horse population. Liv. Sci., 115.2–3.118–128.
- Hámori D.* (1946): Lótenyésztés. Atheneum Kiadó, Budapest, 143–172.
- Jónás S. – Hajba N. – Mihók S. – Vörös J.* (2006): A gidrán ló monográfiája. Center-Print Nyomda, Debrecen, 41.
- McManus, C. – Falcão, R. A. – Spritze, A. – Costa, D. – Louvandini, H. – Dias, L. T. – Teixeira, R. A. – de Mello Rezende, M. J. – Garcia, J. A. S.* (2005): Caracterização morfológica de equinos da raça Campeiro. R. Bras. Zootec., 34.5.1553–1562.
- Mihók S. – Pataki B. – Kalm, E. – Ernst J.* (2001): Gazdasági állataink – Fajtan. Ló és számár. Mezőgazda Kiadó, Budapest, 23–25., 54., 85–103., 206.
- Neuschulz, H.* (1956): Pferdezücht (Haltung und Sport). Deutscher Bauernverlag, Berlin, 25–172.
- Ócsag I. – Fehér D.* (1976): Lótenyésztés. In: *Horn A. (szerk.): Állattenyésztés II. Mezőgazdasági Kiadó, Budapest. 384–397.*
- Schandl J.* (1955): Lótenyésztés. Mezőgazda Kiadó, Budapest, 13–18., 97–138.
- Tátray J.* (1918): A lótenyésztés és a ló külső formáinak (alakulásainak) ismertetése. "Pátria" Irodalmi Vállalat és Nyomdai Rt., Budapest. 110.

Érkezett: 2008. október

Szerzők címe: Nagy B.

Authors's address: „Alkotmány” Mezőgazdasági Zrt.  
„Alkotmány” Agricultural Stock Company  
H-8800 Nagykanizsa, Miklósfá út 70.  
nagy-barnabas@freemail.hu

*Bene Sz. – Bem J. – Fördös, A. – Szabó F.*  
Pannon Egyetem Georgikon Kar  
University of Pannonia, Georgikon Faculty  
H-8360 Keszthely, Deák F. u. 16.  
bszbb@freemail.hu

## KÜLÖNBÖZŐ FAJTÁJÚ TENYÉSZKANCÁK ÉLŐSÚLYA ÉS TESTMÉRETEI

### 3. Közlemény: REGRESSZIÓS MODELLEK ÉS POPULÁCIÓGENETIKAI PARAMÉTEREK A GIDRÁN FAJTÁBAN

BENE SZABOLCS – NAGY BARNABÁS – BEM JUDIT – POLGÁR J. PÉTER – SZABÓ FERENC

#### ÖSSZEFOGLALÁS

A szerzők négy hazai gidrán tenyészetben – Gyűrűs, Csákvár, Marócpusztá és Lulla – 75 kifejlett tenyészkanca élősúlyát és 22 testméretét vették fel és értékelték. Regressziós egyenleteket dolgoztak ki az élősúly testméretekéből történő becslésére. Az élősúly és a testméretek néhány populációgenetikai paraméterét apamoddellel becsülték meg.

Az élősúly becslésére szolgáló elméleti (legpontosabb) modellbe a mellkasmélységet, a farhoszsúságot, a háthosszúságot, a mellkasszélességet, a far I. szélességet és az övméretet építette be az alkalmazott regressziós eljárás. Az illeszkedési érték 0,73 volt.

Az élősúly becslésére a gyakorlatban is könnyedén használható regressziós modellhez az övméret, a far II. szélesség és a bal mellső szárkörméret ismerete szükséges. Az illeszkedési érték ez esetben 0,70 volt.

Az élősúly ( $h^2 = 0,60$ ), a szalaggal mért marmagasság ( $h^2 = 0,47$ ), a mellkasmélység és a bielerpont-magasság ( $h^2 = 0,52-0,57$ ), a hosszúsági méretek ( $h^2 = 0,40-0,63$ ), a far II. szélesség ( $h^2 = 0,49$ ), valamint az övméret ( $h^2 = 0,45$ ) közepes örökölhetőségi értéket mutattak.

A mének között az élősúly és a legtöbb testméret esetén csak nagyon kis különbség mutatkozott. A méneknek az értékelt tulajdonságokban mutatott hasonló tenyészértéke ismételt felhívja a figyelmet a fajtára jellemző nagyfokú homogenitásra.

#### SUMMARY

*Bene, Sz. – Nagy, B. – Bem, J. – Polgár, J. P. – Szabó, F.: BODY MEASUREMENT AND LIVE WEIGHT DATA OF BROOD MARES OF DIFFERENT BREEDS. 3<sup>rd</sup> paper: REGRESSION MODELS AND POPULATION GENETIC PARAMETERS IN THE GIDRAN BREED*

The live weight and 22 body measurements of 75 adult brood mares from the Gidran breed in 4 herds – Gyűrűs, Csákvár, Marócpusztá and Lulla – were evaluated. Using this database, regression equations were developed to estimate live weights from body measurements. Population genetic parameters of the examined traits were estimated with a sire model.

The used regression method – which can be used to predict the live weight from body measurements – is based on the depth of chest, length of rump, length of back, width of chest, 1<sup>st</sup> width of rump and hearth girth. This was the “academic” (best joint) model. The determination coefficient was 0.73.

For the “practical” regression model is needed the circumference of the chest, the 2<sup>nd</sup> width of the rump and the circumference of the cannon bone (front left). The determination coefficient was 0.73.

Live weight ( $h^2 = 0.60$ ), height at the withers measured with a tape ( $h^2 = 0.47$ ), depth measurements ( $h^2 = 0.52-0.57$ ), length measurements ( $h^2 = 0.40-0.63$ ), the 2<sup>nd</sup> width of the rump ( $h^2 = 0.49$ ) and the circumference of the chest ( $h^2 = 0.45$ ) showed medium heritability values.

Among the stallions, on the bases of live weight and body measurements, lower differences were found. The similar breeding values of stallions attract attention to their homogeneity, which is typical of this breed for the investigated traits.

## BEVEZETÉS ÉS IRODALMI ÁTTEKINTÉS

A közelmúltban a lótenyésztésben folyó szelekció elsősorban a küllem, a fenotípus és az ősök teljesítménye alapján történt. Napjainkban a tenyésztérbecslési eljárások fejlődésének következtében pontosabban lehet előre jelezni az ivadéknemzedék várható értékmérő tulajdonságait, azonban ma sem hagyható figyelmen kívül az egyed származása, külleme, illetve saját teljesítménye. A küllemi tulajdonságok többnyire jól öröklődnek, azok kialakításában az örökletes alapot a környezet csak kisebb mértékben befolyásolja. Ezért egy megfelelő apaállat kiválasztásával egy adott testméret, vagy egy adott küllemi tulajdonság eredményesen befolyásolható.

A hazai és nemzetközi szakirodalomban viszonylag nagy számban található információ a lovak különböző értékmérő tulajdonságainak populációgenetikai paramétereiről, azonban közülük csak néhány foglalkozik speciálisan a lovak küllemével, illetve a küllemi paraméterek, testméretek örökölhetőségével. A különböző fajtájú lovak élősúlyáról elsősorban szakkönyvek közölnek adatokat, az élősúlyt értékelő tudományos munkák száma viszonylag kevés. Ezeket forrásmunkákat cikk-sorozatunk első részében (Bene és mtsai, 2008) bemutattuk, így azokat itt nem részletezzük.

A tenyészkancák élősúlyának mérése és értékelése, az élősúly testméretekben történő becslése szinte teljesen hiányzik az elmúlt időszak hazai és nemzetközi szakirodalmából. Az ilyen információk különösen értékesek lehetnek olyan tenyészetek számára, ahol a lovak súlyának mérésére nincs lehetőség.

Jelen munkánk célja a testméret-felvételezés során nyert adatokból a kifejlett gidrán tenyészkancák élősúlyának regressziós egyenletekkel történő becslése, illetve az élősúly és a testméretek néhány genetikai paraméterének meghatározása volt.

## ANYAG ÉS MÓDSZER

Munkánk előző részében (Nagy és mtsai, 2008) négy hazai gidrán tenyészetben (Gyűrűs, Csákvár, Marócpusztá és Lulla) 75 kifejlett (4,5 évnél idősebb) tenyészkanca élősúlyát és 22 felvett testméretet értékeltük ki.

Jelen vizsgálatunkban ezen 75 tenyészkanca adatbázisát felhasználva, két többtényezős lineáris regressziós egyenletet – egy „elméletit” és egy „gyakorlatit” – dolgoztunk ki az élősúly testméretekben történő becslésére.

A lehető legpontosabb becslést adó modellt, az összes szignifikáns tényezőt az egyenletben hagyó, ún. „backward” módszerrel határoztuk meg. Mivel az így kapott egyenlet nagyon sok testméretet tartalmazott, a munka során ezt tekintettük „elméleti” (legpontosabb) modellnek.

A gyakorlatban könnyen alkalmazható, ún. „gyakorlati” modell meghatározásakor az volt a célunk, hogy segítségével néhány egyszerűen mérhető testméretből elfogadható pontossággal lehessen az élősúlyt megbecsülni. E lineáris regressziós egyenlet paramétereinek meghatározását „stepwise” módszerrel végeztük.

Munkánk második felében az élősúly és a testméretek néhány populációgenetikai paraméterét becsültük meg. A tenyészkanca állomány 24 apára visszavezethető apai féltestvér-csoportokból állt.

A populációgenetikai paraméterek becslését apamoddellel (Szőke és Komlósi, 2000) végeztük. Az alkalmazott vegyes modellek fix és random hatást is tartalmaztak. Fix hatásnak tekintettük a tenyészetet, véletlen hatásnak pedig az apát. Az életkort kovariánsként szerepeltettük a modellekben. Az alkalmazott modellek általános alakja az alábbiak szerint írható fel:

$$Y_{ijk} = \mu + S_i + H_j + b(x_{ijk} - X) + e_{ijk}$$

(ahol  $Y_{ijk}$  = az  $i$ -edik apától,  $j$  tenyészetben élő tenyészkanca élősúlya, marmagassága stb.;  $\mu$  = az összes megfigyelés átlaga;  $S_i$  = az apa hatása;  $H_j$  = a tenyészet hatása;  $b$  = életkor hatása;  $e_{ijk}$  = véletlen hiba)

A munka során két variancia komponenst becsültünk. Ezek a genetikai variancia (ivadékcsoportok közötti variancia – *among* v. *between*;  $V_g$ ), valamint a környezeti variancia (ivadékcsoporton belüli variancia – *within*;  $V_k$ ).

Az apamoddellel becsült genetikai varianciát ( $V_{ga}$ ) a következő képlet segítségével számítottuk ki (ahol  $k_1$  tényező a vizsgálati elemszámból és az apa szabadságfokából számított koeficiens):

$$V_{ga} = \frac{MS_{apa} - MS_E}{k_1}$$

Az alkalmazott apamoddellel becsült genetikai variancia ( $V_{ga}$ ) a teljes genetikai varianciának ( $V_g$ ) csak az egynegyed része. Ennek az az oka, hogy a genetikai varianciát csak az apa alapján becsültük:

$$V_g = 4 \times V_{ga}$$

A becsléskor kapott  $MS_E$  (hiba v. maradék) értéke megegyezik a környezeti variancia ( $V_k$ ) értékével. Azaz  $MS_E = V_k$ .

A fenotípusos varianciát ( $V_f$ ) a genetikai variancia ( $V_g$ ) és a környezeti variancia ( $V_k$ ) összegeként határoztuk meg:

$$V_f = V_g + V_k = (4 \times V_{ga}) + V_k$$

Az örökölhetőségi értéket ( $h^2$ ) a genetikai variancia ( $V_g$ ) és a fenotípusos variancia ( $V_f$ ) hányadosaként számítottuk ki:

$$h^2 = \frac{V_g}{V_f} = \frac{4 \times V_{ga}}{V_f} = \frac{4 \times V_{ga}}{(4 \times V_{ga}) + V_k}$$

Ezt követően a vizsgálatban szereplő 24 mén tenyészértékét is megbecsültük a vizsgált tulajdonságokban. Ennek eredményeit – táblázatos formában – csak a legtöbb tenyészkanca-ivadékkal rendelkező ménekre vonatkozóan mutatjuk be.

Az adatok előkészítését Microsoft Excel 2003 programmal, az adatok értékelését pedig az SPSS 9.0 (1998) statisztikai programcsomaggal végeztük el.

A többszörös lineáris regressziós egyenletek meghatározása az SPSS „stepwise” és „backward” módszereivel történt.

A populációgenetikai paraméterek, valamint a tenyésztékek becslését az SPSS *General Linear Model (GLM) Variance Components* funkciójával, ANOVA Type III-as módszerrel (amely gyakorlatilag megegyezik Harvey (1990) „Least Square Maximum Likelihood” eljárásával) végeztük.

## EREDMÉNYEK ÉS ÉRTÉKELESÜK

### Regresszióanalízis

Az 1. táblázatban az élősúly ( $\bar{y}$ ) becslésére meghatározott regressziós egyenleteket mutatjuk be.

A legfontosabb becslést adó modellben a mellkasmélység (MEM), a farhosszúság (FAH), a háthosszúság (HH), a mellkasszélesség (MESZ), a far I. szélesség (F1) és az övméret (ÖM) bizonyult szignifikáns hatásúnak, így ezek kerültek be a regressziós egyenletbe. E testméretek méréshez bot, szalag és tolmérő egyaránt szükséges, a méret-felvételezés a sok mérendő érték miatt időigényes.

1. táblázat

Az élősúly becslésére szolgáló regressziós egyenletek

Regressziós modell (1)	B	SE	Standard B	Szig. (2)	R <sup>2</sup>
Elméleti modell* (3)					
Konstans (4)	-706,338	111,706		P<0,01	0,73 (P<0,01)
Farhosszúság (FAH) (cm) (5)	3,159	1,031	0,220	P<0,01	
Mellkasmélység (MEM) (cm) (6)	-4,348	1,308	-0,265	P<0,01	
Háthosszúság (HH) (cm) (7)	1,662	0,787	0,146	P<0,05	
Mellkasszélesség (MSZ) (cm) (8)	2,213	1,050	0,168	P<0,05	
Far I. szélesség (F1) (cm) (9)	4,090	1,449	0,213	P<0,05	
Övméret (OM) (cm) (10)	4,905	0,789	0,590	P<0,01	
Gyakorlati modell# (11)					
Konstans (4)	-823,679	115,651		P<0,01	0,70 (P<0,01)
Övméret (OM) (cm) (10)	4,492	0,708	0,540	P<0,01	
Far II. szélesség (F2) (cm) (12)	5,831	1,874	0,266	P<0,01	
Szárkörméret* (SZ) (cm) (13)	10,549	4,780	0,171	P<0,05	

# = „stepwise” módszerrel becslve (14)

\* = „backward” módszerrel becslve (15)

\* = bal mellső lábón mért (16)

Table 1: Regression models to estimate the live weight regression model (1); significance (2); academic model (3); constant (4); length of rump (5); depth of chest (6); length of back (7); width of chest (8); 1<sup>st</sup> width of rump (9); hearth girth (10); practical model (11); 2<sup>nd</sup> width of rump (12); cannon girth (13); estimated with method “stepwise” (14); estimated with method “backward” (15); measured front left (16)

Ezért úgy gondoljuk, hogy ez a modell a gyakorlatban csak nehezen, hosszas mértést követően alkalmazható. Az illeszkedés ( $R^2$ ) 0,73 volt, ami kis mértékben ugyan, de meghaladja a gyakorlatban elfogadott 0,70-es szintet.

Az előbbieket következtében ezt a modellt „elméletinek” tekintettük ( $y_{elm}$ ), melyet képletes formában az alábbiak szerint írhatunk fel:

$$\hat{y}_{elm} = (3,159 \times FAH) - (4,348 \times MEM) + (1,662 \times HH) + (2,213 \times MSZ) + (4,090 \times F1) + (4,905 \times \ddot{O}M) - 706,338$$

A tapasztalatok alapján egy egyszerűbb, a gyakorlatban könnyedebben használható modellt is kialakítottuk. E modellbe („gyakorlati” modell;  $y_{gyak}$ ) az övméretet ( $\ddot{O}M$ ), a far II. szélességet ( $F2$ ) és a bal mellső szárkörméretet ( $SZ$ ) építette be az alkalmazott regressziós eljárás. E testméretek mérése viszonylag egyszerű, közülük kettő a gyakorlatban legáltalánosabban felvett méret. Az illeszkedés 0,70, ami csak 3%-kal kisebb az elméleti, legpontosabb modell esetén tapasztalt értéknél.

Ezek alapján tehát, a gyakorlat, a kifejlett gidrán tenyészkancák élősúlyának becslésére, a következő lineáris regressziós egyenletet használhatja:

$$\hat{y}_{gyak} = (4,492 \times \ddot{O}M) + (5,831 \times F2) + (10,549 \times SZ) - 823,679$$

Várakozásainknak megfelelően, az élősúly becslésére felírt regressziós egyenletekben, többnyire a kondícióval jobban összefüggő testméretek – övméret, far II. szélesség, mellkasszélesség stb. – szerepeltek. Ez megegyezik korábbi vizsgálatunk (*Nagy és mtsai, 2008*) eredményével.

### *Populációgenetikai paraméterek*

A populációgenetikai paraméterek becslését megelőzően megvizsgáltuk az apa, a tenyészet, és az életkor hatását az élősúlyra és a testméretekre (*2. táblázat*).

Az apának és a tenyészetnek a testméretek jelentős részére nem volt szignifikáns hatása. Ez alapján ismételtelen elmondható, hogy a kifejlett gidrán tenyészkanca állományt a küllemi tulajdonságok tekintetében nagyfokú hasonlóság (homogenitás) jellemzi.

Az életkornak egyik értékelte tulajdonságra sem volt statisztikailag igazolható hatása. Ennek magyarázatát kétféleképp adhatjuk meg.

Egyrésztől, a kifejlett korú tenyészkancák azon testméretei, amelyeket a csontos váz különböző pontjai között mérünk (pl.: far I. szélesség, törzshosszúság, farbúmagasság stb.) már kialakultak, azokat már sem az életkor, sem pedig a kondíció változása nem befolyásolja.

Másrésztől, a kondícióval szorosabb kapcsolatot mutató testméretek (övméret, far II. szélesség, szalaggal mért marmagasság stb.) a tápláltsági állapottól függően változnak, azaz elsősorban a takarmányozás színvonalától függenek, nem pedig az életkortól. Erre példaként az *1. ábrán* az élősúly és az életkor kapcsolatát mutatjuk be, vagyis az 5. éves kancák súlya 500–550 kg volt, de a 22. éves kancák esetén is hasonló értéket tapasztaltunk.

## Az apa, a tenyészet és az életkor hatása a vizsgált tulajdonságokra

Testméret (1)	Apa hatása (2)	Tenyészet hatása (3)	Életkor hatása (4)
Élősúly (5)	P<0,05	P<0,05	NS
Marmagasság bottal (6)	NS	NS	NS
Marmagasság szalaggal (7)	P<0,05	NS	NS
Hátközép-magasság (8)	NS	NS	NS
Farbúb-magasság (9)	NS	NS	NS
Mellkasmélység (10)	P<0,05	NS	NS
Bielerpont-magasság (11)	P<0,05	P<0,01	NS
Törzshosszúság (12)	P<0,05	P<0,10	NS
Ferde törzshosszúság (13)	NS	P<0,10	NS
Nyakhosszúság (14)	P<0,01	P<0,05	NS
Háthosszúság (15)	P<0,01	NS	NS
Farhosszúság (16)	NS	P<0,01	NS
Válszélesség (17)	NS	P<0,01	NS
Mellkasszélesség (18)	NS	P<0,01	NS
Far I. szélesség (19)	NS	NS	NS
Far II. szélesség (20)	P<0,05	P<0,10	NS
Far III. szélesség (21)	NS	P<0,01	NS
Övméret (22)	P<0,10	P<0,01	NS
Szárkörméret (bal első) (23)	NS	NS	NS
Szárkörméret (bal hátsó) (24)	NS	NS	NS
Fejhosszúság (25)	NS	NS	NS
Homlokszélesség (26)	P<0,10	P<0,01	NS

Table 2: The effect of sire, herd and age to the investigated traits

body measurement (1); effect of sire (2); effect of herd (3); effect of age (4); live weight (5); height at withers measured with stick (6); height at withers with measuring tape (7); height of back (8); height at rump (9); depth of chest (10); height of Bieler-point (11); length of body (12); diagonal length of body (13); length of neck (14); length of back (15); length of rump (16); width of breast (17); width of chest (18); 1<sup>st</sup> width of rump (19); 2<sup>nd</sup> width of rump (20); 3<sup>rd</sup> width of rump (21); hearth girth (22); cannon girth – front left (23); cannon girth – rear left (24); length of head (25); width of head (26)

A 3. táblázatban a genetikai variáciát, a környezeti variáciát, a fenotípusos variáciát, valamint az ezek alapján számított örökölhetőségi értékeket mutatjuk be.

A vizsgált tulajdonságok közül az élősúly ( $h^2 = 0,60$ ), a szalaggal mért marmagasság ( $h^2 = 0,47$ ), a mellkasmélység és a bielerpont-magasság ( $h^2 = 0,52-0,57$ ), a hosszúsági méretek ( $h^2 = 0,40-0,63$ ), a far II. szélesség ( $h^2 = 0,49$ ), valamint az övméret ( $h^2 = 0,45$ ) közepes örökölhetőségi értéket mutatott.

A magassági méretek ( $h^2 = 0,10-0,32$ ) és a szélességi méretek ( $h^2 = 0,10-0,20$ ) esetén gyenge örökölhetőségi értéket tapasztaltunk.

Három testméret – nevezetesen a far III. szélesség, a bal hátsó lábon mért szárkörméret, illetve a fejhosszúság – esetén a genetikai variáciát nullának becsültük.



1. ábra. Az élősúly összefüggése az életkorral

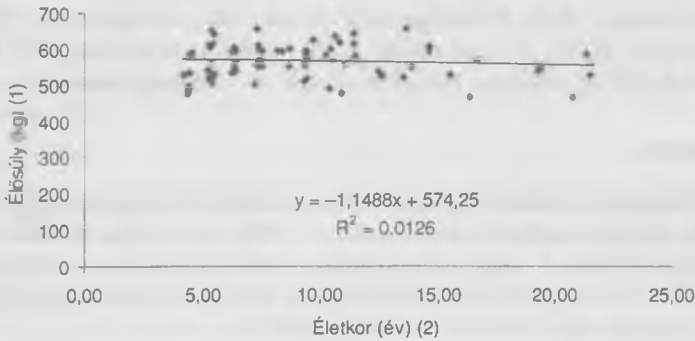


Figure 1: Correlation between live weight and age live weight (kg) (1); age (year) (2)

3. táblázat

Az élősúly és a testméretek genetikai paramétereit

Testméret (1)	Ivadék-csoportok közötti (genetikai) variancia (2)	Ivadék-csoporton belüli (környezeti) variancia (3)	Fenotípusos variancia (4)	h <sup>2</sup>
Élősúly (5)	2330,08	1542,06	3872,14	0,60
Marmagasság bottal (6)	5,68	11,81	17,49	0,32
Marmagasság szalaggal (7)	13,25	15,21	28,45	0,47
Hátközép-magasság (8)	5,15	12,81	17,97	0,29
Farbúb-magasság (9)	1,79	16,39	18,19	0,10
Mellkasmélység (10)	6,57	5,94	12,51	0,52
Bielerpont-magasság (11)	8,89	6,60	15,48	0,57
Törzshosszúság (12)	17,30	25,59	42,89	0,40
Ferde törzshosszúság (13)	9,48	27,67	37,16	0,26
Nyakhosszúság (14)	31,58	19,14	50,72	0,62
Háthosszúság (15)	20,13	11,72	31,85	0,63
Farhosszúság (16)	7,41	8,11	15,52	0,48
Vállszélesség (17)	0,48	4,59	5,07	0,10
Mellkasszélesség (18)	1,46	10,27	11,73	0,12
Far I. szélesség (19)	1,36	5,51	6,86	0,20
Far II. szélesség (20)	3,43	3,64	7,07	0,49
Far III. szélesség (21)	0,00	2,37	2,37	0,00
Övméret (22)	19,70	24,17	43,87	0,45
Szárkorméret (bal első) (23)	0,26	0,53	0,79	0,33
Szárkorméret (bal hátsó) (24)	0,00	0,80	0,80	0,00
Fejhosszúság (25)	0,00	8,65	8,65	0,00
Homlokszélesség (26)	0,47	0,68	1,15	0,41

Table 3: Genetic parameters of live weight and body measurements body measurement (1); variance among progeny groups (genetic variance) (2); variance within progeny groups (error variance) (3); phenotypic variance (4); as in Table 2 (5–26)

A szakirodalmi adatoknak megfelelően (*Rhoad, 1929; Hintz és mtsai, 1978; Huizinga és mtsai, 1990; Preisinger és mtsai, 1991; Koenen és mtsai, 1995; Zechner és mtsai, 2001; Dietl és mtsai, 2004; Posta és Komlósi, 2007 stb.*) a legtöbb testméret örökölhetősége vizsgálatunkban is közepesnek bizonyult.

### Tenyészértékek

A 4. táblázatban a gidrán fajtában fedező méneket és azok ivadékaiknak számát mutatjuk be tenyészetenkénti bontásban. Több olyan mén is bekerült az értékelésbe, melynek mind a négy tenyészetben voltak tenyészkanca-ivadékai.

Az 5. táblázatban a gidrán fajtában használt tenyészmenek tenyészértékét tüntettük fel a vizsgált élősúly és testméretek szerint.

4. táblázat

A tenyészkanca-ivadékok száma ménenként

Tenyészmen (1)	Tenyészet (2)				Összesen (3)
	Gyűrűs	Csákvár	Marócpusztá	Lulla	
787 Gidran II-4				2	2
1137 Gidran II-23	1				1
1548 Andor xx		1	2		3
1624 Gidran IV-21	3	2	7	1	13
1626 Gidran IV-49	1				1
1852 Gidran IV-62	5				5
2060 Gidran III-16	1				1
2394 Déva xx			2	1	3
2520 Diletant ox	1				1
2541 Gidran XXXII-15		1			1
2550 Gidran VI-2	4				4
2725 Gidran XXXVI-19	2				2
3161 Gidran XII-8		1			1
3203 Déva Gidran-13			1		1
3279 Gidran XXVII-79	3	5			8
3782 Razberg Gidran I-12	3		4		7
4053 Gidran XVIII-48		3			3
4102 Catalin Gidran IV-25	1				1
4103 Gidran XXXI-61	5	1	2	3	11
Gidran XXXIX	2				2
Gidran XXXV		1			1
Gidran XXXVII		1			1
Mersuch-XXII			1		1
MyColt xx			1		1
<b>Osszesen (3)</b>	<b>32</b>	<b>16</b>	<b>22</b>	<b>5</b>	<b>75</b>

Table 4: Number of brood mare progeny by stallions breeding stallion (1); herd (2); total (3)

A gidrán fajtaban tedező mének tenyészértéke

Apa azonosítója (1)	Mén- egység (3)	A gidrán fajtaban tedező mének tenyészértéke										4103 Gidran XXXI-61 (G XXIV tm)
		787 Gidran II-4 (G VI tm)*	1548 Andor xx	1624 Gidran IV-21 (G XI tm)	1852 Gidran IV-62 (G XIX tm.)	2394 Déva xx	2550 Gidran VI-2 (G XXIII tm.)	2725 Gidran XXXVI-19 (G XVIII tm.)	3279 Gidran XXVII-79 (G XXII tm)	3782 Razberg Gidran I-12 (G R I tm)	4053 Gidran XVIII-48	
Ivadékok száma (2)		2	3	13	5	3	4	2	8	7	3	11
Élő súly (5)	kg	-28,7	-35,7	30,2	25,5	10,1	6,9	4,4	-6,3	37,3	-47,5	-22,6
Marmagasság bottal (6)	cm	-0,5	0,5	0,4	-0,3	2,6	2,0	2,1	-1,8	1,4	5,7	-1,5
Marmagasság szalaggal (7)	cm	-2,8	-1,0	0,0	0,0	-0,1	2,2	4,2	-1,5	1,9	8,2	-2,1
Hátközép-magasság (8)	cm	-2,7	1,5	0,3	0,4	1,1	0,2	2,7	-0,5	1,6	4,5	-0,9
Farbub-magasság (9)	cm	-3,8	-0,6	0,7	0,0	3,5	-0,2	-0,1	-1,4	1,5	4,6	-0,7
Mellkasmélység (10)	cm	0,6	-0,4	0,0	-2,8	1,6	4,5	0,9	-0,2	0,8	1,6	-0,9
Bieleron-magasság (11)	cm	-1,2	1,0	0,3	2,4	1,0	-2,5	1,2	-1,6	0,5	4,1	-0,6
Torzshosszúság (12)	cm	1,9	-2,1	0,8	0,4	0,8	2,2	1,5	-1,6	2,1	-4,8	-5,1
Ferde törzshosszúság (13)	cm	1,9	-1,3	1,3	0,1	0,6	0,8	1,7	-2,1	1,5	-4,0	-4,6
Nyakhosszúság (14)	cm	0,8	0,2	0,3	0,0	-0,5	3,2	-2,8	-4,2	0,6	5,0	-4,0
Háthosszúság (15)	cm	2,3	-1,4	1,0	-1,1	-1,1	3,8	-1,0	-2,0	0,3	-5,9	-1,5
Farhosszúság (16)	cm	-2,2	-0,4	1,2	2,8	-2,8	2,9	-0,8	0,9	2,8	5,2	-0,3
Vállszélesség (17)	cm	1,5	-2,3	1,9	1,8	1,7	1,2	-1,4	-1,0	0,5	-1,3	0,3
Mellkasszélesség (18)	cm	-0,5	-0,5	0,3	1,7	1,2	0,6	-1,9	1,4	2,7	-3,2	0,1
Far I. szélesség (19)	cm	-0,1	-0,2	0,9	0,3	0,3	0,1	1,3	-1,9	1,5	-0,8	-0,8
Far II. szélesség (20)	cm	1,7	-0,4	1,4	1,8	0,6	-0,6	0,5	-1,4	2,5	-2,8	-0,9
Far III. szélesség (21)	cm	-1,0	0,5	0,3	0,4	-0,5	0,0	-0,6	1,0	0,1	-0,7	-0,2
Ovyméret (22)	cm	2,4	-3,0	2,0	-0,9	6,8	4,3	0,6	-1,8	4,4	-3,6	-1,0
Szárkörméret (bal első) (23)	cm	0,0	-0,1	0,1	0,4	0,1	-0,5	0,3	-0,2	0,2	0,5	-0,2
Szárkörméret (bal hátsó) (24)	cm	0,1	0,1	0,1	0,5	-0,4	-0,6	0,4	-0,2	-0,3	0,6	-0,5
Felhosszúság (25)	cm	1,2	-1,8	-1,3	-0,5	-1,6	2,2	0,1	-0,4	0,6	-1,1	-0,8
Homlok szélesség (26)	cm	-0,3	-0,5	0,4	-0,2	0,0	0,2	0,1	0,3	-0,3	-1,5	-0,1

\* tm = törzsmén (4) xx = angol tellivér (27)

Table 5: Breeding values of in Gidran breed used stallions

identity number of sire (1); number of progeny (2); unit (3); tm = tribe-stallion (4); as in Table 2 (5-26), English thoroughbred (27)

A mének között tenyésztétekben, az élősúly és a legtöbb testméret alapján, csak nagyon kis eltéréseket tapasztaltunk.

Munkánkban legtöbb tenyészkanca-ivadéka a „1624 Gidran IV-21” számú ménnek volt, és tenyésztéteke valamennyi tulajdonságban pozitív, azaz növelő hatású volt.

Az élősúlyban legnagyobb tenyésztéteket (+37,3 kg a populációátlaghoz képest) a „3782 Razberg Gidran I-12” számú mén mutatta. Tenyésztéteke valamennyi tulajdonság esetén meghaladta a populáció átlagát.

Ezzel szemben a szintén gyakran használt „4103 Gidran XXXI-61” számú mén tenyésztéteke szinte minden tulajdonság esetén negatív előjelű volt.

A kevesebb tenyészkanca-ivadékkal rendelkező mének közül a „787 Gidran II-4” számú mén magassági méretek esetén csökkentő, míg a hosszúsági méretek esetében növelő tenyésztéteket tapasztaltunk.

A gidrán fajtában használt két angol telivér mén közül a „1548 Andor” számú tenyésztéteke valamennyi tulajdonságban a populációátlaghoz állt közel, míg a „2394 Déva” tenyésztéteke farbúbmagasságban kiemelkedő volt.

### KÖVETKEZTETÉSEK, JAVASLATOK

Négy hazai tenyészetben – Gyűrűs, Csákvár, Marócpusztá és Lulla – 75 kifejlett gidrán tenyészkanca élősúlyának és 22 testméreteinek felvétele, valamint kiértékelése során kapott eredményeink alapján az alábbi következtetéseket és javaslatokat tehetjük:

- Az élősúly testméretekből történő becslésére meghatározott, a gyakorlatban is könnyen használható lineáris regressziós egyenlethez az övméret, a far II. szélesség és a bal mellső lábon mért szárkörméret ismerete szükséges. E testméretek viszonylag gyorsan és pontosan felvehetők, segítségükkel – mérleg hiányában – az élősúly kellő pontossággal becsülhető.
- Az élősúly, a mélységi és hosszúsági méretek, valamint az övméret örökölhetősége közepes ( $h^2 = 0,40-0,63$ ) volt. Ez lovak esetén adatokkal erősíti meg azt a szakirodalmi megállapítást, mely szerint az élősúly és a testméretek örökölhetősége viszonylag jó, azok kialakításában az örökletes alapot a környezet csak kisebb mértékben befolyásolja.
- A gidrán fajtában használt mének között, az élősúly és a testméretek tekintetében csak kisebb különbségeket találtunk. A méneknek az értékelt tulajdonságokban mutatott hasonló tenyésztéteke ismételten felhívja a figyelmet a fajtára jellemző nagyfokú homogenitásra.
- A 75 kifejlett tenyészkanca adatai alapján becsült regressziós egyenletek, populációgenetikai paraméterek és tenyésztétekek – annak ellenére, hogy számos hasznos információt hordozhatnak mind a gyakorlatban, mind pedig a tudományos területen dolgozó szakemberek számára – a populáció kis létszáma miatt csak tájékoztató jellegűnek tekinthetők.

## FELHASZNÁLT IRODALOM

- Bene Sz. – Nagy B. – Szabó F.* (2008): Különböző fajtájú tenyészkancák élősúlya és testméretei. 1. közlemény: Irodalmi áttekintés. Állattenyésztés és Takarmányozás
- Dietl, G. – Hoffmann, S. – Albrecht, S.* (2004): Parameter und Trends der Stutbuchaufnahme des Mecklenburger Warmblut Pferdes. Arch. Tierz., 47. 2. 107–117.
- 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 /Mimeo/
- Hámori D.* (1946): Lótenyésztés. Atheneum Kiadó, Budapest. 143–172.
- Huizinga, H. A. – Boukamp, M. – Smolders, G.* (1990): Estimated parameters of field performance testing of mares from the Dutch Warmblood riding horse population. Liv. Prod. Sci., 26. 4. 291–299.
- Koenen, E. P. C. – van Veldhuizen, A. E. – Brascamp, E. W.* (1995): Genetic parameters of linear scored conformation traits and their relation to dressage and show-jumping performance in the Dutch Warmblood riding horse population. Liv. Prod. Sci., 43. 1. 85–94.
- Nagy B. – Bene Sz. – Bem J. – Fördös A. – Szabó F.* (2008): Különböző fajtájú tenyészkancák élősúlya és testméretei. 2. Közlemény: A gidrán. Állattenyésztés és Takarmányozás, 58. 4. 351–361.
- Posta J. – Komlósi I. – Mihók S.* (2007a): Genetikai előrehaladás vizsgálata a magyar sportló populációban. Állattenyésztés és Takarmányozás, 56. 4. 313–323.
- Preisinger, R. – Wilkens, J. – Kalm, E.* (1991): Estimation of genetic parameters and breeding values for conformation traits for foals and mares in the Trakehner population and their practical implications. Liv. Prod. Sci., 29. 1. 77–86.
- Rhoad, A. O.* (1929): Relation between conformation and pulling ability of draft horses. J. Anim. Sci., 1929.182–188.
- Szőke Sz. – Komlósi I.* (2000): A BLUP modellek összehasonlítása. Állattenyésztés és Takarmányozás, 49. 231–246.
- Zechner, P. – Zohman, F. – Sölkner, J. – Bodó, I. – Habed, F. – Martie, E. – Bremf, G.* (2001): Morphological description of the Lipizzan horse population. Liv. Prod. Sci., 69. 2. 163–177.

Érkezett: 2009. január

Szerzők címe: *Bene Sz. – Bem J. – Polgár J. P. – Szabó F.*  
 Authors address: Pannon Egyetem Georgikon Kar  
 University of Pannonia, Georgikon Faculty  
 H-8360 Keszthely, Deák F. u. 16.  
 bszbb@freemail.hu

*Nagy B.*  
 „Alkotmány” Mezőgazdasági Zrt.  
 „Alkotmány” Agricultural Stock Company  
 H-8800 Nagykanizsa, Miklósfá út 70.  
 nagy-barnabas@freemail.hu

## TÁJÉKOZTATÁS

Az EAAP Titkárságának közlése szerint, a szervezet ez évi, Barcelonában augusztus végén megtartott konferenciájáról készült „Book of Abstracts”, az alábbi címről, költségmentesen letölthető:

[www.eaap.org/Barcelona/Book\\_Abstracts.pdf](http://www.eaap.org/Barcelona/Book_Abstracts.pdf)

A konferencián mintegy 1500 résztvevő volt, akik összesen 1200 előadásban és poszteren számoltak be kutatásaik eredményeiről.

A következő konferenciát (61st Ann. Meeting) Görögországban, Kréta szigetén, Heraklionban, 2010. augusztus 23–27. között rendezik.

Bővebb felvilágosítás: <http://www.eaap2010.org/>

## DIFFERENCES BETWEEN GOAT BREEDS BASED ON BODY MEASUREMENTS IN HUNGARIAN POPULATIONS

NÉMETH, TÍMEA – KOMLÓSI, ISTVÁN – MOLNÁR, ANDRÁS – KUSZA, SZILVIA – LENGYEL, ATTILA – KUKOVICS, SÁNDOR

### SUMMARY

The maintenance and the preservation are almost equally important with the improvement of local/indigenous breeds. The latter one task practically almost means only crossbreeding and breed replacement, which change the body characteristics of goats. Limited information is available about the influence of imported breeds on the morphological characteristics of Hungarian goats, therefore eleven body measurements; body weight (BW), wither height (WH), body length (BL), thorax depth (TD), thorax width (TW), pelvic width (PW), hip width (HW), head length (HL), ear length (EL), ear width (EW) and the distance between the eyes (DE) were taken from 983 does (from the second to the eighth lactations), kept on 17 farms. The goats were randomly selected from 7 breeds: Hungarian Milking White (HMW; n=198), Hungarian Milking Brown (HMB; n=182), Hungarian Milking Multicolour (HMM; n=202), Boer (n=15), Alpine (n=146), Saanen (n=216) and Nubian (n=24). The Nubian was the heaviest among the breeds ( $P<0.05$ ), and differed significantly from the others in all traits, except PW and HW. In these two traits, the Saanen had the highest measures; however, the PW of the Nubian and the Alpine and the HW of the Nubian, the Saanen and the Boer, did not differ significantly from the other breeds. The sizes of Hungarian breeds were lower than that of the Alpine, the Saanen, the Nubian and the Boer goats. The correlation was medium and strong between measurements ( $P<0.01$ ). The age and farm significantly influenced ( $P<0.001$ ) all traits except ear measurements, while breed did not affect WH, BL, TW and PW. Breed and farm interaction was significant on BW and BL.

### ÖSSZEFOGLALÁS

NÉMETH, T. – KOMLÓSI, I. – MOLNÁR, A. – KUSZA, SZ. – LENGYEL, A. – KUKOVICS, S.:  
A magyar kecske állományok testméret különbségei

A helyi/öshonos fajták fenntartása és megőrzése éppolyan fontos, mint a fajták termelésének javítása. Ez utóbbi a legtöbb esetben nem jelent mást, mint egy javító fajtaival történő keresztezést, ami azonban megváltoztatja a kecskék testalakulását, és ennek következtében fajtajellegüket is. A magyar kecskeállományt számos genetikai hatás érte az elmúlt 100 év alatt. Az 1930-as éveket követően, valamint az 1940-es évek vége és az 1960-as évek eleje között jelentős tenyésztési programok végrehajtására került sor, erre az időszakra tehető a magyar fehér és magyar barna fajta kialakulása (Kukovics, 2001). Az egyik a II. világháború, a másik a szövetkezetesítési program következményként szakadt meg. Az 1970-es, majd az 1980-as évek elején új tenyésztési programok indultak (számos fajta importjára került sor ekkor is), majd haltak el az országban. Az 1990-es évek második felében indultak el a mai tenyésztési programok, amelyekben a hazai fajták egységessé tétele és stabilizálása volt az elsődleges cél. Ezek mellett több import fajta hazai állományainak kialakítása és elszaporítása ugyancsak a célok között szerepelt. A hazai kecske állományok (fajták) termelésének javítása céljából mindegyik program keretében sor került import fajták egyedeinek használatára keresztezések révén, de ezen fajták hatásának megjelenését a különböző fenotípusos tulajdonságokban eddig nem vizsgálták.

A Magyarországon termelő kecskék morfológiai tulajdonságairól korlátozott ismeretek állnak rendelkezésre, a testméretek alakulásának közlésére utoljára egy fél évszázaddal ezelőtt (Bodó, 1959) került sor. A hiányos ismeretek tették szükségessé a hazai vegyes kecskepopuláció morfológiai felmérését, valamint a fajták egymásra hatásának, a hasonlóságok és különbségek feltárását. E testméret-felvételezési programhoz az egyedeket a Magyarországon ideiglenesen elismert fajtákból választ-

tottuk ki, így a vizsgálatba 17 gazdaságból, 198 tejelő fehér magyar (TFM), 182 tejelő barna magyar (TBM), 202 tejelő tarka magyar (TTM), 15 búr, 146 alpesi, 216 szánentáli és 24 núbiai, összesen 983 egyedet vontunk be. Az anyakecskék testsúlyán kívül mértük a marmagasságot, a testhosszt, a mellkas-mélységet és -szélességet, a far 1 és far 2 szélességet, valamint a fej hosszúságát, a szemtávolságot, illetve a fül hosszúságát és szélességét.

Az adatok feldolgozását SPSS for Windows 15.0 program, korreláció és parciális korreláció analízis, variancia analízis és főkomponens analízis segítségével végeztük el.

A kapott eredmények alapján megállapítottuk, hogy jelentős eltérés volt a magyar és az alpesi, búr, núbiai és szánentáli fajták egyedeinek testméretei között. A núbiai szinte minden méretben felülmúlta a többi fajtát ( $P < 0,05$ ), azonban a legnagyobb farméretekkel a szánentáli egyedek rendelkeztek. A magyar fajták esetében minden tulajdonságban egymáshoz hasonló méreteket figyeltünk meg, de a három fajta között a TTM egyedek átlagos méretei voltak a legalacsonyabbak. A magyar fajták minden méretben alulmaradtak az alpesi, szánentáli, búr és núbiai fajtákhoz képest.

A testméretek közti korrelációs együtthatók minden esetben közepes, illetve erős kapcsolatot mutattak ( $P < 0,05$ ). A korreláció a far 1 és far 2 méretek között volt a legerősebb. A testsúly közepesen korrelált a marmagasság, a testhossz és a mellkas méreteivel, valamint a far 1 és a far 2 nagyságával. A testsúlyra korrigált marmagasság és mellkas-mélység között negatív korrelációt találtunk.

A marmagasság és a farméretek, valamint a testhossz és mellkas-szélesség közti megfigyelt parciális korrelációk nem bizonyultak szignifikánsnak. A testméretek alakulására az életkor és a tenyészet szignifikáns ( $P < 0,001$ ) hatással volt, kivétel a fül méretei, ugyanakkor eredményeink szerint a fajta nem befolyásolta a marmagasságot, a testhosszt, a mellkas- és a far 2 szélességet. A fajta és a tenyészet együttes hatása a testsúlyt és a testhosszúságot számottevően befolyásolta.

Annak ellenére, hogy a TFM, illetőleg a TBM fajták termelésének javítása céljából jelentős hányadban használták (és jelenleg is használják) a szánentáli és az alpesi fajták egyedeit, a testméretek alakulásában ezek hatása nem mutatható ki. A magyar fajták fenntartása és megőrzése érdekében nem hagyható figyelmen kívül az egyedek fenotípusos tulajdonságainak meghatározása, valamint azok beépítése a tenyésztési programokba.

## INTRODUCTION

The interest in increased and efficient production is common worldwide and such production requires intensive breeds. Native breeds are crossed with improved ones even though the native breeds are best adapted to their local environments. Biodiversity has become increasingly topical in livestock breeding.

In 1999, there were 570 goat breeds worldwide, although the biodiversity index (the average number of breeds per one million animals for different species) was 0.8 for goats (compared to 1.2 for sheep, 0.9 for cattle). Forty-one percent of goat breeds are not at risk, while 34% of sheep breeds and 46% of cattle breeds are at risk or have already become extinct. The variability among goat breeds is the lowest in Europe and the highest in Africa. Nevertheless, the heaviest goat breeds with the largest litter size and highest milk production can be found in Europe (Galal, 2005).

While the analytical methods for the preservation of animal species (DNA molecular techniques, microsatellites, genetic maps, QTL) are being continuously developed, the measurement of morphological characteristics of animals is the easiest and fastest way to study differences among breeds. In some countries, scientists have already studied their own local goat breeds. Many of these goat breed descriptions were published in the second half of the last century. The assessment of body weight is the most common used measurement used to evaluate body development and in goat production. Correlations were observed between body weight and body length, wither height and heart girth in Beetal goats (Khan *et al.*,



2006), in Sahel (White Borno) does (*Mohammed and Amin*, 1996), in all ages of female and male Nigerian Red Sokoto goats (*Hassan and Ciroma*, 1992). In Creole and Creole x Nubian crossbred does, the correlation between body weight and abdominal perimeter was also high (*Vargas et al.*, 2007). High correlations between body weight and heart girth of 1–2 and 3–4 years old does were positive and highly significant, while body weight and body length correlated significantly at the age of 2–3 and 3–4 years. Body weights correlated with wither height in all ages above 2 years. The correlations between body length and wither height were high, positive and significant for all the age groups in the West African Dwarf goat (*Samuel Fajemilehin and Salako*, 2008). Studies of the body measurements of sheep were already reported in Hungary in the first decades of the last century and dealt with the relationship between wool production and body measurements of the most common kept breed, the Merino sheep. In some Hungarian studies, the authors observed a moderate correlation between body weight and body length, and the body weight and the chest girth of ewes. A low correlation was found between the wither height and all other body measurements of ewes (*Bedő*, 1994; *Póti and Bedő*, 1999), while in rams, the correlation between body weight and body length was low (*Tőzsér et al.*, 2002) in Merino sheep. *Gáspárdy et al.* (2001) and *Kukovics et al.* (2004) measured the various kinds of Tsigai breeds and collected their production traits, to establish the differences among the variants of the breeds. As pertains to the body measurements of adult goats kept in Hungary, the last study was published in 1959 by *Bodó*, as a PhD thesis. *Török et al.* (2007) weighed and measured Anglo-Nubian crossbred kids, to study the impacts on growth, such as crossing, the sex of the kid and those stemming from the farm itself.

*Mukherjee et al.* (1981; 1986) and *Singh et al.* (1987) reported the highest and most significant correlation between body weight and heart girth in various Indian goat breeds; however, the correlation between body weight and heart girth were stronger than that of body weight and wither height or body weight and age in the cases of Alpine, Angora, Beled, Nubian and Saanen goats (*Kafidi et al.*, 2000). The correlation depends on the age of the goats. Among females, the strongest correlation was between body weight and body length, and was observed at 5 year of age. However, in the case of 1–2 year old does, the strongest correlations were found between body weight and wither height, and also between body weight and heart girth, in Nigerian Red Sokoto goats (*Hassan and Ciroma*, 1992).

Principal component analysis (PCA) is also extensively used in body measurement studies. *Arthur and Ahunu* (1989) characterized and described changes in size and shape in the 2 breed types of crossbred West African hair sheep. In light lambs (*Caneque et al.*, 2004) and in 15 cattle populations (*Alberti et al.*, 2008), PCA was performed to study the relationship among carcass quality variables and meat quality measurements, while in young Charolais bulls (*Tőzsér et al.*, 1997), the type classification was analysed by this method. *Posta et al.* (2007) studied the conformation judgement, free jumping and movement analysis of Hungarian Sport horse mares using PCA.

The Hungarian goat sector experienced several peaks in population size over the last century. In the first half of the 20<sup>th</sup> century, two breeds dominated in the

pedigree studies (Hungarian White and Hungarian Brown). Both breeds had the effects of Saanen and Alpine breeds in their backgrounds, but the predominance of the goat population did not belong to separate breeds. In the mid-1970s and early part of 1980s, some goat populations were imported into the country belonging to various goat breeds, but these breeds were diluted into the local goat populations. The new wave of goat breeding started in second half of the 1990s. Several goat breeds (e.g. the Saanen, the Alpine, the Angora and the Toggenburg) had impacts on Hungarian domestic goat herds, but the most numerous breeds were local breeds (Kukovics, 2001).

At present, the Hungarian goat population consists of approximately 40 thousand does, kept on 6,000 farms, in small herd sizes. Eighty percent of the population belongs to the 3 local goat breeds, the so-called Hungarian Milking White, the Hungarian Milking Brown and the Hungarian Milking Multicolour, 20% belong to the Alpine, the Saanen, the Nubian and the Boer breeds.

The last study on the body measurements of goats was published in 1959 by Bodó, who evaluated the goat breeds kept in Hungary at that time. He observed that geographical conditions and nutritional and keeping methods influenced body measurements, especially the body weight and withers height of does. The body measurement indices taken were not adequate for estimating the milk production of does.

The maintenance and the preservation of native animal breeds and, more particularly, goat breeds, is one of the most important questions in modern agriculture, because the use of various exotic breeds is common for improving production abilities (e.g. milk yield) to increase the profitability of animal keeping. The body measurements of goats are very important characteristics of the breeds. Changing measurements would co-op with the various production traits and at the same time the breeds are mainly determined by these phenotypic characteristics. Taking into consideration all the maintenance tasks and the improvement duties, it is crucial to learn about the basic differences among the native and exotic breeds in a given country. In Hungary, most of the goat population belongs to Hungarian breeds, called local breeds, but the number of imported breeds and their progenies are increasing. In order to determine their effects on the Hungarian goat breeding stock, we intend to carry out a series of experiences using all the goat breeds bred in the country.

The present study was carried out to determine the morphological characteristics of goats, to find similarities and differences between breeds and to establish the relationships between several body measurements, including body weight in the goat breeds kept in Hungary.

## MATERIALS AND METHODS

Nine hundred eighty-three female goats, kept on 17 farms, were randomly selected from the Hungarian population. The does, belonging to 7 breeds, were as follows: Hungarian Milking White (HMW), Hungarian Milking Brown (HMB), Hungarian Milking Multicolour (HMM), Boer, Alpine, Saanen and Nubian. The age of does varied between 2 and 10 years.

Eleven body measurements were taken using primarily skeletal reference points to define the size of the goats. Body weight (BW) was measured in kg, while other body measurements were recorded in cm. Withers height (WH) was measured as the vertical distance from the ground to the top of the shoulder. Body length (BL) is the distance between the posterior and the anterior end of the body. Thorax depth (TD) was measured as the horizontal distance between the lower edge of the chest directly behind the forelegs and the top of shoulder, while thorax width (TW) is the distance between the right and left ribs. Pelvic and hip widths (PW and HW) were taken on pelvic and hip bones with arc compresses. Head length (HL) is the distance from the mid-point between the horns and the upper lip. Ear length (EL) is the distance between the upper and the lower edge of the ear. Ear width (EW) is the distance between the right and left edge of the ear. The distance between the eyes (DE) was recorded with a tape measure, following the contours of the face.

The measurements taken were not directly correlated to the actual condition of the given goats, and hardly change once the animal has reached adult age, which means that these measurements could provide us with good tools for distinguishing between breeds and finding constant relationships among body measurements.

The data were analyzed using SPSS for Windows 15.0 software. Those records, which were outside the  $\pm 3$  standard deviation interval from the mean, were considered outliers and consequently deleted before further analysis. Measurements were tested by breed for normality using the Kolmogorov-Smirnov Test, and all proved to be non-significantly different from the normality. For the Post-hoc test, the difference of least squares (LSE) was used. Levene's test of equality of error variance proved to be  $P > 0.05$ . The mean and standard error of the mean (SE) were presented to compare the breed and age groups. The relationships among the variables were studied using correlation analysis, first in all populations, then by breeds. Partial correlation provides a single measure of linear association between two variables while adjusting for the effects of one or more additional variables (Coakes, 2005). The relationship between measures controlled for body weight could be shown by using partial correlation. Univariate analysis of variance (UNIANOVA) was conducted on each trait, where effects considered were farm, breed, age and their two-way interactions. During the backward elimination, the least significant effects were omitted step-by-step, until only significant effects ( $P < 0.05$ ) remained. The following assumptions were tested to consider the application of factor analysis to extract principal components: The Kaiser-Meyer-Olkin measurement of sampling adequacy value was 0.836. As PCA is one of the seven methods of factor analysis allowed by the statistical program (Coakes, 2005), this method was used to reduce a large number of variables to a smaller set of underlying factors that summarize the essential information contained in the variables. The factors were rotated using Varimax with Kaiser Normalization to make interpretation more feasible. Values with highest variability were summarized in a factor, and the variables of factors were in correlation with the variables of other factors.

## RESULTS

*Mean and standard error of mean*

Nubian does were the heaviest among the breeds ( $P < 0.05$ ). This does differ significantly from those in other breeds in all traits, except PW and HW, where Saanen does had the highest measurements. PW of Nubian and Alpine and HW of Nubian, Saanen and Boer did not differ significantly from the data of other studied breeds. The BW ranged from 46.6 to 66.6 kg. Boer does have the longest and widest head, but their HL and DE did not differ from the measurements of Nubian does. The typical, long and wide ear of Nubian and Boer were significantly different from the other breeds and from each other, as well.

The average values of the does of the three Hungarian Milking breeds were similar in all measurements, but the BW of the HMM was different. The BL and TW of HMW were similar to HMB and HMM; however, a significant difference was observed between the last two breeds concerning this measurement. In PW and HW, the differences among HMM and the other breeds in the study were significant ( $P < 0.05$ ) (Table 1 and 2).

The BWs of the 3 year old does were similar to those of the older does up to 7 years of age, but the differences among does younger than 3 years and older than 7 years of age were significant. The thorax measures (depth and width) were similar between 4 and 7 year-old does. The PW and HW were different significantly in almost all age groups among them. The measurements defining the head (HL and DE) were different depending on age; however, the DE was similar from 4 to 7 years of age. There was no significant difference among age groups in EL (Table 3 and 4).

Table 1.

Least squares means and standard error for breed (a)

Breed (1)	n	BW (9)	WH (10)	BL (11)	TD (12)	TW (13)
		Mean±SE	Mean±SE	Mean±SE	Mean±SE	Mean±SE
HMW (2)	198	48.24±0.64b	65.26±0.32a	69.93±0.34ac	30.88±0.18a	18.16±0.19ac
HMB (3)	182	48.45±0.67b	65.00±0.34a	70.45±0.35c	31.06±0.19a	18.54±0.21c
HMM (4)	202	46.62±0.63a	64.73±0.32a	69.45±0.33a	30.69±0.18a	17.89±0.19a
Boer (5)	15	59.92±2.13c	66.64±1.08a	72.91±1.13b	31.17±0.61ab	19.87±0.65bd
Alpine (6)	146	52.73±0.75d	67.62±0.38b	73.89±0.40b	32.17±0.22b	19.51±0.23b
Saanen (7)	216	57.05±0.65c	66.47±0.33c	73.69±0.34b	31.99±0.18b	20.55±0.20d
Nubian (8)	24	66.64±1.71e	74.01±0.87d	76.31±0.91d	33.57±0.49c	22.86±0.53e

a, b, c, d, e: means in a column with different letters differ significantly ( $P < 0.05$ ) (14)

Abbr.: HMW: Hungarian Milking White (2); HMB: Hungarian Milking Brown (3); HMM: Hungarian Milking Multicolour (4); BW: body weight (9); WH: wither height (10); BL: body length (11); TD: thorax depth (12); TW: thorax width (13)

1. táblázat: A testméretek középértéke és középérték hibája (szórása) fajtánként (a) fajta (1), tejelő fehér magyar(2), tejelő barna magyar(3), tejelő tarka magyar(4), búr(5), alpesi(6), számentáli(7), núbiai(8), testsúly(9), marmagasság(10), testhossz(11), mellkas mélység(12), mellkas szélesség(13), a, b, c, d, e: az oszlopokban különböző betűkkel jelölt átlagok szignifikánsan különböznek egymástól ( $P < 0.05$ ) (14)

Table 2.

Least squares means and standard error for breed (b)

Breed (1)	n	PW(15)	HW(16)	HL(17)	EL(18)	EW(19)	DE(20)
		Mean±SE	Mean±SE	Mean±SE	Mean±SE	Mean±SE	Mean±SE
HMW(2)	198	16.28±0.11cb	17.69±0.10c	17.14±0.09a	13.65±0.19a	6.88±0.09a	12.69±0.08a
HMB(3)	182	16.12±0.12c	17.69±0.11c	17.23±0.09a	13.65±0.20a	7.03±0.09a	12.83±0.08a
HMM(4)	202	15.72±0.11a	17.31±0.10a	17.06±0.08a	13.40±0.19a	6.94±0.08a	12.79±0.07a
Boer(5)	15	16.94±0.38e	18.49±0.34bd	18.89±0.29b	21.33±0.65b	9.68±0.30b	14.20±0.26b
Alpine(6)	146	16.79±0.13d	18.33±0.12b	17.49±0.10c	14.46±0.23c	7.37±0.10c	12.89±0.09a
Saanen(7)	216	17.60±0.12e	19.00±0.10bd	17.69±0.09c	14.38±0.20c	7.53±0.09c	13.33±0.08c
Nubian(8)	24	16.87±0.31d	18.85±0.27d	18.62±0.24b	24.84±0.52d	11.00±0.24d	13.98±0.21b

a, b, c, d, e: means in a column with different letters differ significantly (P<0.05) (14)  
 Abbr.: PW: pelvic widths (15); HW: hip widths (16); HL: head length (17); EL: ear length (18); EW: ear width (19); DE: distance between the eyes (20)

2. táblázat: A testméretek középértéke és középérték hibája (szórása) fajtánként (b) mint az 1. táblázatban (1–8; 14), far 1 szélesség(15), far 2 szélesség(16), fejhossz(17), fülhossz(18), fülszélesség (19), szemtávolság(20),

Table 3.

Least squares means and standard error for age (a)

Age (1)	n	BW(9)	WH(10)	BL(114)	TD(12)	TW(136)
		Mean±SE	Mean±SE	Mean±SE	Mean±SE	Mean±SE
1	25	40.39±1.66a	63.21±0.85a	67.78±0.88a	28.46±0.47a	18.14±0.51a
2	193	46.93±0.65b	64.82±0.33a	69.76±0.35b	30.26±0.18b	18.93±0.20a
3	184	51.74±0.69c	66.44±0.35b	71.49±0.36c	31.13±0.20c	19.50±0.21f
4	175	56.95±0.71c	68.19±0.36c	73.28±0.38d	31.96±0.20d	20.13±0.22df
5	116	56.60±0.83c	67.67±0.42cde	72.43±0.44cd	32.05±0.24d	20.11±0.26df
6	119	55.34±0.85c	66.82±0.43be	73.01±0.45d	32.28±0.24d	19.82±0.26df
7	86	56.54±0.96c	68.53±0.49cd	73.02±0.51d	32.06±0.27d	19.79±0.29df
8	52	59.49±1.17d	68.21±0.59cd	73.34±0.62d	33.14±0.34e	20.87±0.36bc
9	18	58.38±1.96cd	68.66±0.99ce	73.53±1.04d	32.36±0.56e	19.27±0.60df

a, b, c, d, e, f: means in a column with different letters differ significantly (P<0.05) (14)  
 Abbr.: as in Table 1.

3. táblázat: A testméretek középértéke és középérték hibája (szórása) életkor szerint (a) életkor (1), mint az 1. táblázatban (9–14)

Analysis of Variance (Univariate Anova) and variability

Effects of age, breed and farm, and their interactions were estimated with univariate analysis of variance. The significance level of effects was presented in Table 5. Age and farm had significant effects (P<0.001) on all body measurements, except EL and EW. The breed had significant effects on BW, TD, HW, HL, EL, EW and DE. Breeds differed significantly between ages in BW. Several measures were

Table 4.

## Least squares means and standard error for age (b)

Age (1)	n	PW(15)	HW(16)	HL(17)	EL(18)	EW(19)	DE(20)
		Mean±SE	Mean±SE	Mean±SE	Mean±SE	Mean±SE	Mean±SE
1	25	15.38±0.30a	17.25±0.27a	16.91±0.23a	16.68±0.51	7.97±0.23ab	12.55±0.20a
2	193	16.13±0.12b	17.56±0.11a	17.22±0.09a	16.67±0.20	7.98±0.09ab	12.77±0.08af
3	184	16.51±0.12c	18.13±0.11b	17.50±0.09b	16.19±0.21	7.83±0.10a	12.98±0.08bc
4	175	17.31±0.13de	18.65±0.11cd	17.82±0.10c	16.58±0.22	8.05±0.10ab	13.37±0.08dc
5	116	17.12±0.15ef	18.52±0.13c	17.51±0.12b	16.27±0.25	7.90±0.12ab	13.30±0.10dc
6	119	16.80±0.15cf	18.27±0.14be	17.76±0.12bc	16.27±0.26	7.93±0.12ab	13.47±0.10dc
7	86	16.89±0.17cf	18.35±0.15bc	18.12±0.13de	16.30±0.29	8.03±0.14ab	13.27±0.12dc
8	52	16.93±0.21cdf	18.63±0.19ce	18.40±0.16de	16.70±0.36	8.13±0.17ab	13.82±0.14e
9	18	16.24±0.35cd	17.95±0.32abde	17.99±0.27bce	16.98±0.60	8.46±0.28b	13.21±0.24cf

a, b, c, d, e, f: means in a column with different letters differ significantly ( $P < 0.05$ ) (14)

Abbr.: as in Table 2.

4. táblázat: A testméretek középértéke és középérték hibája (szórása) életkor szerint (b) életkor (1), mint a 2. táblázatban (14–20)

Table 5.

## The age, breed and farm effects on body measurements

	BW (9)	WH (10)	BL (11)	TD (12)	TW (13)	PW (15)	HW (16)	HL (17)	EL (18)	EW (19)	DE (20)
age (1)	***	***	***	***	***	***	***	***	ns	ns	***
breed(2)	**	ns	ns	**	ns	ns	*	*	***	*	*
farm(3)	***	***	***	***	***	***	***	***	ns	ns	***
age × breed(4)	*	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns
age × farm (5)	***	ns	ns	**	***	**	**	**	ns	ns	ns
breed × farm(6)	*	ns	*	ns	ns	ns	ns	**	ns	*	ns

\* $P < 0.05$ ; \*\* $P < 0.01$ ; \*\*\* $P < 0.001$ ; ns=non significant

Abbr.: as in Table 1. and 2.

5. táblázat: Az életkor, a fajta és a tenyészet hatása a testméretekre életkor (1), fajta (2), tenyészet(3), életkor × fajta (4), életkor × tenyészet(5), fajta × tenyészet(6), mint az 1. táblázatban (9–13), mint a 2. táblázatban (15–20)

influenced differently at various ages on farms. Breed and farm interaction were significant for BW and B<sup>1</sup>, and for measurements of HL and EW.

The coefficient of variation was small ( $CV\% \leq 10$ ) in WH, BL, TD, HW, HL and DE of all breeds, and in PW, except for Saanen. Large coefficient of variation ( $20 < CV\% < 30$ ) was observed for BW of Boer, Saanen and Nubian does, in EL of HMW and HMM, and in EW of HMM. The coefficient of variation for the other measurements were moderate ( $10 \leq CV\% \leq 20$ ) in all breeds (Table 6).

Table 6.

Coefficient of variation of body measurements by breeds

Breed (1)	n	BW (9)	WH (10)	BL (11)	TD (12)	TW (13)	PW (15)	HW (16)	HL (17)	EL (18)	EW (19)	DE (20)
HMW(2)	198	17.22	6.15	6.40	7.48	10.74	7.60	6.83	7.46	21.43	18.88	8.50
HMB(3)	182	15.37	7.30	5.92	7.18	12.68	8.36	7.38	6.58	18.42	16.93	8.40
HMM(4)	202	17.47	6.57	6.78	9.25	13.13	8.56	7.41	6.88	23.21	21.31	7.75
Boer(5)	15	20.92	4.86	5.56	9.68	12.46	8.49	9.37	6.21	7.45	7.68	5.68
Alpine(6)	146	15.16	6.72	5.98	7.78	14.39	7.46	5.76	6.73	8.48	9.63	8.04
Saanen(7)	216	21.55	6.34	6.65	7.63	14.24	11.63	9.11	6.41	14.63	12.05	7.42
Nubian(8)	24	20.99	5.92	5.94	8.97	16.91	8.40	6.18	6.63	5.53	7.33	9.19

Abbr.: as Table 1. and 2.

6. táblázat: A testméretek variációs koefficiensei fajtánként mint az 1. táblázatban (1–13), mint a 2. táblázatban (14–20),

Correlation analysis

The correlations were significant ( $P < 0.05$  or  $P < 0.001$ ) and positive between all body measurements, thus any higher measurement was associated with a higher measurement in other traits (Table 7). The correlation was the strongest between EL and EW, indicating that EL increases as EW increases. The BW was moderately correlated with WH, BL, thorax measures (TD and TW), PW and HW and DE. Changes in BL correlated with WH, thorax measures (TD and TW), PW and HW and also with HL. The relationship between TD and TW was moderate. However, TD also correlated with PW and HW. Increased TW caused an increase in PW and HW. Correlation among other traits lay below 0.40.

The adjusting of measurements for BW decreased the level of relationships amongst them. No significant correlations were observed between TD and ear measurements (EL and EW), which were negatively correlated with HW and DE. Partial correlation between PW and EL, PW and DE, WH and HW were not significant (Table 7).

In the correlation analyses conducted by breed, 254 variable pairs were found to be significant. Among the significant relationships, EL – EW was the strongest in all 3 Hungarian breeds, while in Alpine and Nubian goats, the BW – TD correlations had the highest coefficient, in the Saanen breed the PW – HW correlations had the highest coefficient, and in Boer the BW – PW correlations had the highest coefficient.

BW correlated significantly with BL, TD, TW, PW, HW and HL in all breeds. The further relationships in the most important measurements (BL – PW, BL – HW, BL – HL, TD – TW, TD – HL, PW – HW, HW – HL) were also significant independent from breed. The significant correlations found in the 6 milking breeds were low or moderate between BW and DE; WH and BL, PW, HW; BL and TD, DE; TD and PW, HW, DE; HL and DE; while EL had a strong correlation with EW in HMW, HMB, HMM and Saanen goats. When the correlations were significant in all breeds, the relationships were the strongest in Boer (BW – BL, BW – TW, BW – PW, BW – HL, BL – PW, BL – HW, BL – HL, TD – TW, TD – HL, HW – HL) goats.

Table 7.

Correlation and partial correlation between body measurements (controlling for body weight); (n=983)

	WH(10)	BL(11)	TD(12)	TW(13)	PW(15)	HW(16)	HL(17)	EL(18)	EW(19)	DE(20)
BW(9)	0.48 ***	0.67 ***	0.59 ***	0.65 ***	0.56 ***	0.66 ***	0.39 ***	0.25 ***	0.29 ***	0.43 ***
WH(10)		0.48 ***	0.36 ***	0.20 ***	0.36 ***	0.33 ***	0.24 ***	0.23 **	0.23 **	0.25 **
BL(11)	0.24 ***		0.50 ***	0.45 ***	0.51 ***	0.53 ***	0.40 ***	0.21 ***	0.25 ***	0.38 ***
TD(12)	0.11 ***	0.17 ***		0.52 ***	0.44 ***	0.48 ***	0.36 ***	0.12 ***	0.14 ***	0.33 ***
TW(13)	-0.18 ***	0.03	0.21 ***		0.49 ***	0.50 ***	0.27 ***	0.21 ***	0.22 ***	0.26 ***
PW(15)	0.06	0.11 ***	0.07 *	0.10 ***		0.70 ***	0.27 ***	0.14 ***	0.14 ***	0.28 ***
HW(16)	0.01	0.16 ***	0.14 ***	0.13 ***	0.46 ***		0.34 ***	0.15 ***	0.17 ***	0.35 ***
HL(17)	0.07 *	0.21 ***	0.17 ***	0.02	0.02	0.12 ***		0.19 ***	0.20 ***	0.37 ***
EL(18)	0.13 ***	0.08	-0.03	0.06 *	-0.03	-0.02	0.10 ***		0.85 ***	0.17 ***
EW(19)	0.10 ***	0.07 *	-0.04	0.05	-0.07 *	-0.03	0.10 **	0.84 ***		0.16 ***
DE(20)	0.06	0.13 ***	0.10 ***	-0.02	-0.00	0.10 **	0.24 ***	0.07 *	0.04	

\*P&lt;0.05; \*\*P&lt;0.01; \*\*\*P&lt;0.001

Values above diagonal are Pearson-correlation coefficients; under diagonal, are partial correlation coefficients (21)

Abb.: as in Table 1. and 2.

7. táblázat: A testmérések közti korrelációk, és a testsúlyra korrigált parciális korrelációk (n=983) mint az 1. táblázatban (9-13), mint a 2. táblázatban (14-20), az alsó feleleti értékek a Pearson-korrelációs együtthatók, az első alatsnak a parciális korrelációs együtthatók (21)



The only expectation happened in the case of BW – TD, where Nubian and BW – HW, where Saanen goats had the highest coefficient. The correlation coefficients between PW and HW were similar in the cases of Saanen and Boer goats.

Among only the 6 milking breeds, the strongest significant correlations within variable pairs were observed in Saanen goat breed in the case of TD – PW, TD – HW, HL – DE; while the strongest relationships were found in BW – WH, BW – DE, WH – BL, WH – PW, BL – TD, BL – DE, TD – DE in Nubian goats. These two last breeds had the same coefficient in WH – HW pairs.

In two cases, the correlation was negative: in Alpine goats, the taller does had narrower thoraxes, while in Boer does, the animals with thinner heads had longer ears (*Table 8*).

Table 8.

Correlation coefficient between body measurements by breed

		HMW(2) 198	HMB(3) 182	HMM(4) 202	Boer(5) 15	Alpine(6) 146	Saanen(7) 216	Nubian(8) 24
BW (9)	WH(10)	0.51***	0.48***	0.51***	ns	0.34***	0.43***	0.61**
	BL(11)	0.55***	0.56***	0.66***	0.74**	0.57***	0.72***	0.70***
	TD(12)	0.57***	0.49***	0.49***	0.62*	0.66***	0.67***	0.78***
	TW(13)	0.46***	0.52***	0.42***	0.79***	0.52***	0.78***	0.53**
	PW(15)	0.48***	0.50***	0.56***	0.86***	0.53***	0.78***	0.45*
	HW(16)	0.56***	0.42***	0.51***	0.63*	0.61***	0.75***	0.48*
	HL(17)	0.34***	0.19**	0.48***	0.60*	0.45***	0.25***	0.42*
	EL(18)	ns	ns	ns	ns	ns	0.26***	ns
	EW(19)	ns	0.18*	0.18*	ns	0.19*	0.20**	ns
	DE(20)	0.33***	0.31***	0.29***	ns	0.27**	0.55***	0.62**
WH (10)	BL(11)	0.56***	0.35***	0.48***	ns	0.35***	0.41***	0.65***
	TD(12)	0.47***	0.28***	0.23***	0.64**	ns	0.47***	0.64***
	TW(13)	0.17*	0.16*	ns	ns	-0.17*	0.21**	0.44*
	PW(15)	0.28***	0.34***	0.26***	ns	0.33***	0.47***	0.49*
	HW(16)	0.23***	0.24***	0.22**	ns	0.27***	0.43***	0.43*
	HL(17)	0.16*	ns	0.30***	ns	0.27***	0.21**	0.64***
	EL(18)	ns	ns	ns	ns	ns	0.20**	ns
	EW(19)	ns	ns	ns	ns	0.25**	ns	ns
	DE(20)	0.21**	0.22**	ns	ns	0.24**	0.36***	0.57**
BL (11)	TD(12)	0.50***	0.44***	0.40***	ns	0.51***	0.48***	0.59**
	TW(13)	0.21**	0.34***	0.30***	ns	0.32***	0.55***	ns
	PW(15)	0.34***	0.30***	0.39***	0.76***	0.32***	0.66***	0.44*
	HW(16)	0.38***	0.36***	0.44***	0.63*	0.44***	0.60***	0.41*
	HL(17)	0.41***	0.27***	0.46***	0.55*	0.46***	0.21**	0.51*
	EL(18)	ns	0.24***	0.15*	ns	ns	0.18**	ns
	EW(19)	0.16*	0.21**	0.19**	ns	0.28***		ns
	DE(20)	0.31***	0.34***	0.33***	ns	0.27***	0.44***	0.58**

*cont. of Table 8.*

		HMW(2) 198	HMB(3) 182	HMM(4) 202	Boer(5) 15	Alpine(6) 146	Saanen(7) 216	Nubian(8) 24
TD(12)	TW(13)	0.38***	0.48***	0.51***	0.55*	0.54***	0.53***	0.53**
	PW(15)	0.38***	0.30***	0.36***	ns	0.33***	0.58***	0.50*
	HW(16)	0.47***	0.37***	0.41***	ns	0.35***	0.60***	0.42*
	HL(17)	0.33***	0.19*	0.31***	0.81***	0.48***	0.34***	0.59**
	EL(18)	ns	ns	ns	ns	ns	0.28***	ns
	EW(19)	ns	ns	ns	ns	ns	0.19**	ns
	DE(20)	0.25***	0.34***	0.25***	ns	0.17*	0.51***	0.63***
TW(13)	PW(15)	0.30***	0.25***	0.30***	0.60*	0.20*	0.71***	ns
	HW(16)	0.33***	0.19*	0.38***	ns	0.33***	0.69***	ns
	HL(17)	0.21**	0.15*	0.23***	0.53*	0.20*	0.18**	ns
	EL(18)	ns	ns	ns	ns	ns	0.29***	ns
	EW(19)	ns	0.15*	ns	ns	ns	0.20**	ns
	DE(20)	ns	0.16*	0.16*	ns	ns	0.42***	0.45*
PW(15)	HW(16)	0.58***	0.48***	0.54***	0.79***	0.55***	0.79***	0.70***
	HL(17)	0.19**	ns	0.32***	ns	0.35***	0.19**	0.58**
	EL(18)	ns	ns	ns	ns	ns	0.27***	ns
	EW(19)	ns	ns	ns	ns	0.24**	0.17*	ns
	DE(20)	ns	ns	0.21**	ns	ns	0.49***	ns
HW(16)	HL(17)	0.35***	0.23**	0.40***	0.63*	0.32***	0.18**	0.49*
	EL(18)	ns	ns	ns	ns	ns	0.22***	ns
	EW(19)	ns	ns	ns	ns	0.20*	0.17*	0.49*
	DE(20)	0.15*	0.21**	0.35***	ns	0.28***	0.50***	ns
HL(17)	EL(18)	ns	ns	ns	ns	ns	ns	0.54**
	EW(19)	ns	ns	ns	ns	0.41***	ns	0.52**
	DE(20)	0.31***	0.19*	0.33***	ns	0.31***	0.47***	0.42*
EL(18)	EW(19)	0.90***	0.88***	0.91***	ns	0.20*	0.72***	0.62***
	DE(20)	ns	ns	ns	-0.58*	0.18*	ns	ns
EW(19)	DE(20)	ns	ns	ns	ns	0.23**	ns	ns

Abbr: as in Table 1. and 2.

8. táblázat: A tesméretek közti korrelációk fajtánként mint az 1. táblázatban (1–13), mint a 2. táblázatban (15–20),

### Principal Component Analysis

An examination of the correlation matrix indicates that a considerable number of correlations exceeded 0.3, thus the matrix was suitable for factoring.

Using principal component analyses, measurements were aggregated into groups and only measurements with coefficients above 0.5 were used in factor description.

After varimax rotation, 8 factors were determined with a ratio of variance 93.9%. Factor I. comprised PW and HW, but BW was also a determining factor.

Table 9.

**Coefficient of the eigenvalues for the principal components based on body measurement**

Traits(1)	Factor I.	Factor II.	Factor III.	Factor IV.	Factor V.	Factor VI.	Factor VII.	Factor VIII.
Variance of eigenvalues %(2)	19.15	17.25	10.90	9.86	9.50	9.34	9.01	8.98
BW(9)	0.52	0.15	0.47	0.28	0.20	0.13	0.23	0.35
WH(10)	0.19	0.13	0.04	0.94	0.09	0.08	0.12	0.16
BL(11)	0.32	0.12	0.17	0.22	0.14	0.16	0.17	0.84
TD(12)	0.26	0.04	0.24	0.15	0.12	0.14	0.88	0.16
TW(13)	0.30	0.12	0.89	0.01	0.07	0.08	0.20	0.12
PW(15)	0.87	0.05	0.19	0.17	0.056	0.06	0.09	0.12
HW(16)	0.84	0.07	0.15	0.05	0.14	0.13	0.18	0.17
HL(17)	0.15	0.11	0.08	0.08	0.15	0.95	0.12	0.13
EL(18)	0.06	0.95	0.06	0.08	0.06	0.06	0.02	0.02
EW(19)	0.06	0.95	0.08	0.06	0.03	0.06	0.03	0.10
DE(20)	0.16	0.08	0.09	0.08	0.95	0.15	0.10	0.11

Abbr.: as in Table 1. and 2.

9. táblázat: A testméreteken alapuló főkomponens analízis sajátérték együtthatói tulajdonságok(1), sajátértékek változékonysága (%) (2), mint az 1. táblázatban (9–13), mint a 2. táblázatban (15–20)

Ear measures (EL and EW) contributed to Factor II., while Factor III. was determined by TW. Factor IV. was observed as WH and Factor V. was depended on DE. Factor VI. was related to HL, while TD was observed in Factor VII. Factor VII. was determined by BL (Table 9).

**DISCUSSION AND CONCLUSION**

Based on our results, several conclusions could be drawn. Some of these agreed with those reported by other authors, while a couple of them differed.

The relationship between BW and WH were stronger than reported by *Kafidi et al.* (2000). The correlation coefficient observed between BW and BL were between the results of *Vargas et al.* (2007) and *Khan et al.* (2006), while the correlation between BW and WH was similar to that reported by *Vargas et al.* (2007). The moderate correlations between BL and WH found by *Samuel Fajemilehin and Salako* (2008) were similar with our results. The coefficient of BW and TW, TD were higher than that of BW – WH in Alpine, Saanen and Nubian breeds, as mentioned by *Kafidi et al.* (2000).

According to our experiences, the TD and TW are more important measurements from a milk production point of view than that of thoracic perimeter, yet our measurements and the relations among them could not be compared to the results of other authors.

Age had a significant effect on body measurement, which conforms to the work of *Samuel Fajemilehin and Salako (2008)*, who found that age influenced BW and linear body measurements significantly up to the age group of 2–3 years in all the traits studied, but did not differ significantly for the age groups of 3–4 years and of 4–5 years in the West African Dwarf goat. *Kafidi et al. (2000)* also confirmed the effect of age on body weight for Saanen, Alpine, Nubian, Beler and Angora does, for which a moderate correlation was found.

The does belonging to Hungarian Milking breeds were different in BL, TW, PW and HW from the does belonging to the groups of Alpine, Saanen, Nubian, Boer breeds; these differences could be based on nutritional differences at early ages.

The difference between HMW and Saanen does and HMB and Alpine does in all body measurements were significant; however, these breeds were used in crossbreeding with local breeds to improve their milk production over the last several decades.

There were several discussions in Hungary during the last two years concerning whether the native breeds and imported breeds could be pooled together into two breeds (HMW and Saanen, as well as the Alpine and HMB and/or HMM). The results supported those opinions which said these were separate breeds and should not be pooled together into one plus one breeds. The results received also suggest that HMW and HMB might be the colour variants of the same breed, while HMM is a separate breed, the result of the inconsequential crossbreeding among breeds.

However, the use of imported breeds might be important from the point of view of the improvement of production traits. A change in body measurements would change the breeds themselves. For the maintenance and preservation of Hungarian breeds, the studied phenotypic traits should not be forgotten.

## REFERENCES

- Alberti, P. – Panea, B. – Sañudo, C. – Olleta, J.L. – Ripoll, G. – Ertbjerg, P. – Christensen, M. – Gigli, S. – Failla, S. – Concetti, S. – Hocquette, J.F. – Jailler, R. – Rudel, S. – Renand, G. – Nute, G.R. – Richardson, R.I. – Williams, J.L. (2008):* Live weight, body size and carcass characteristics of young bulls of fifteen European breeds. *Livest. Sci.*, 114. 19–30.
- Arthur, P.F. – Ahunu, B.K. (1989):* Changes in size and shape with time of crossbred West African hair sheep raised under tree-crop plantations. *Livest. Prod. Sci.*, 21: 3. 235–249.
- Bedő, S. (1994):* A különböző genotípusú juhok testméretei. *Állattenyésztés és Takarmányozás (Hungarian J. of Anim. Prod.)*, 43: 3, 243–258.
- Bodó L. (1959):* Magyarország kecsketenyésztése. PhD thesis, Gödöllő, Hungary
- Caneque, V. – Pérez, C. – Velasco, S. – Díaz, M. T. – Lauzurica, S. – Álvarez, I. – Ruiz de Huidobro, F. – Onega, E. – De la Fuente, J. (2004):* Carcass and meat quality of light lambs using principal component analysis. *Meat Sci.*, 67. 595–605.
- Coakes, Sheridan J. (2005):* Factor analyses. In: *SPSS: Analysis without Anguish: Version 12.0 for Windows*, John Wiley & Sons Australia Ltd. 154–167.
- Gal, A. (2005):* Biodiversity in goats. *Small Ruminant Res.*, 60. 75–81.
- Gáspárdy, A. – Eszes, F. – Bodó, I. – Koppány, G. – Keszthelyi, T. – Márton, F. (2001):* A cigája (berke) juhfajta hazai változatainak alaktani összehasonlító vizsgálata. *Állattenyésztés és Takarmányozás (Hungarian J. of Anim. Prod.)*, 50. 1. 33–42.
- Hassan, A. – Ciroma, A. (1992):* Bodyweight measurements relationship in Nigerian Red Sokoto goats. In: *Proc. of the 1st Biennial Conf. of the African Small Ruminant Res. Network. Nairobi, Kenya, 10–14 December 1990 (Ed.: Rey, B. – Lebbie, S.H.B. – Reynolds, L.)*

- Kafidi, N. – Baillargeon, J. – Pelletier, R. – Mellor, S. – Brochu, E. – Lapointe, J. – Sneek, L. – Baldassarre, H.* (2000): Use of body measurement to predict body weight in goats. In: Proc. of 7th Int. Conf. on Goats. France, 15–21 May, 222.
- Khan, H. – Muhammad, F. – Ahmad, R. – Nawaz, G. – Zubair, R. – Zubair, M.* (2006): Relationship of body weight with linear body measurements in goats. *J. Agric. Biol. Sci.*, 1. 3. 51–54.
- Kukovics S.* (2001): The Hungarian goat. In: Bodó, I. (ed), Living heritage – Old Historical Hungarian Livestock, Agroinform Kiadó, Budapest, 64–67.
- Kukovics, S. – Molnár, A. – Jávora, A. – Gáspárdy, A. – Dani, Z.* (2004): A hazai cigája juhállományok változatai és termelési különbségei, 1. Közlemény: A testméretek eltérései. *Állattenyésztés és Takarmányozás* (Hungarian J. of Anim. Prod.), 53. 6. 515–528.
- Mohammed, I. D. – Amin, J.D.* (1996): Estimating body weight from morphometric measurements of Sahel (Borno White) Goats. *Small Ruminant Res.*, 24. 1–5.
- Mukherjee, D.K. – Singh, S.K. – Mishra, H.R.* (1981): Phenotypic correlations of body weight with body measurements in grey Bengal goats. *Indian J. Anim. Sci.*, 51. 682–694.
- Mukherjee, D.K. – Singh, C.S.P. – Mishra, H.R. – Nath, S.* (1986): Body weight measurement relationships in Brown Bengal goats. *Indian J. Vet. Med.*, 10. 104–106.
- Posta, J. – Komlósi, I. – Mihók, S.* (2007): Principal component analysis of self performance testing of mares from Hungarian Sporthorse population. *Arch. für Tierzucht*, 50. 2. 125–135.
- Póti, P. – Bedő, S.* (1999): Különböző genotípusú juhek testméretének értékelése. *Állattenyésztés és Takarmányozás* (Hungarian J. of Anim. Prod.), 48. 6. 732–733.
- Samuel Fajemilehin, O.K. – Salako, A.E.* (2008): Body measurement characteristics of the West African Dwarf (WAD): Goat in deciduous forest zone of South-Western Nigeria. *Afr. J. Biotech.*, 7. 14. 2521–2526.
- Singh, N.H. – Mohanty, S.C. – Mishra, M.* (1987): Prediction of body weight from body measurement in Black Bengal goats: A note. *Indian J. Anim. Prod.*, 3. 1. 46–49.
- Török, M. – Molnár, A. – Németh, T. – Polgár J. P. – Szabó, F. – Kukovics, S.* (2007): Angol–núbiai keresztezett kecskék növekedésvizsgálata. *Állattenyésztés és Takarmányozás* (Hungarian J. of Anim. Prod.), 56. 1. 45–56.
- Tózsér, J. – Domokos, Z. – Gábrélné Tózsér, Gy. – Szűcs, E.* (1997): Charolais tenyészbika-jelöltek küllemi bírálati eredményének értékelése főfaktor-analízisei. *Állattenyésztés és Takarmányozás* (Hungarian J. of Anim. Prod.), 46. 5. 385–390.
- Tózsér, J. – Póti, P. – Bedő, S. – Mezőszentgyörgyi, D. – Sáfár, L.* (2002): Különböző genotípusú tenyészkosok testméreteinek értékelése. *Állattenyésztés és Takarmányozás* (Hungarian J. of Anim. Prod.), 51. 6. 567–575.
- Vargas, S. – Larbi, A. – Sánchez, M.* (2007): Analysis of size and conformation of native Creole goat breeds and crossbreeds used in smallholder agrosilvopastoral systems in Puebla, Mexico. *Trop. Anim. Health Prod.*, 39. 279–286.

*Arrived:* november 2008

*Szerzők címe:* Németh, T. – Molnár, A. – Kukovics, S.:

*Authors' address:* Research Institute for Animal Breeding and Nutrition  
Állattenyésztési és Takarmányozási Kutatóintézet  
H-2053 Herceghalom, Gesztenyés út 1.

*Komlósi, I. – Kusza, Sz.:*

University of Debrecen, Centre of Agricultural Sciences and Engineering  
Debreceni Egyetem, Agrár- és Műszaki Tudományok Centruma  
H-4032 Debrecen, Böszörményi út 138.

*Lengyel A.:*

Kaposvár University, Faculty of Animal Sciences  
Kaposvári Egyetem, Állattudományi Kar  
H-7400 Kaposvár, Guba Sándor utca 40.

Contact person: timea.nemeth@atk.hu

## A SERTÉSÁGAZAT HELYZETE ÉS JÖVŐBENI KILÁTÁSAI

TUDOMÁNYOS KONFERENCIA

A MAGYAR TUDOMÁNYOS AKADÉMIA SZÉKHÁZÁNAK  
DÍSZTERMÉBEN

2009. október 28. 10<sup>00</sup> óra

**Rendezők:**

*az MTA Agrártudományok Osztályának  
Állatnemesítési, Állattenyésztési és Takarmányozási  
Bizottsága,*

*a Magyar Állattenyésztők Szövetsége,*

*és a Magyar Agrártudományi Egyesület Állattenyésztők Társasága*

**Udovecz Gábor – Nyárs Levente:**

A sertéságazat versenyhelyei Magyarországon

**Rafai Pál – Kovács Melinda:**

Takarmányok mikotoxin szennyezettségének igazságügyi  
állatorvostani vonatkozásai

**Fenyvesi László – Mészáros György – Pazsiczki Imre:**

A műszaki technika szerepe a hatékony és környezetkímélő  
sertésstartás biztosításában

**Radnóczi László – Kövér György – Farkas János – Nagy István:**

A hazai sertésállományok genetikai potenciáljának értékelése,  
teljesítményvizsgálati eredményeik alapján

**Babinszky László – Halas Veronika:**

Kihívások és kutatási irányok a 21. század sertés takarmányozásában

## NÉHÁNY TŐGY ÉS TŐGYBIMBÓ MORFOLÓGIAI TULAJDONSÁG KAPCSOLATA A SZOMATIKUS SEJTSZÁMMAL MAGYAR PARLAGI KECSKE FAJTÁBAN

PAJOR FERENC – NÉMETH SZABINA – BARCZA FARKAS – GULYÁS LÁSZLÓ – PÓTI PÉTER

### ÖSSZEFOGLALÁS

A vizsgálatok célja a magyar parlagi kecskefajta tőgy és tőgybimbó méreteinek digitális videotechnikával történő értékelése, valamint a különböző morfológiai tulajdonságok és a szomatikus sejtszám közötti összefüggések vizsgálata. A felméréseket egy Mosonmagyaróvár melletti tejtermelő kecsketelepen végezték.

A gazdaságban magyar parlagi kecskék ( $n=30$ ) tőgyéről és tőgybimbóiról készítettek a laktáció első (1. mérés) és a második harmadában (2. mérés) digitális fényképeket. A tőgy (szélesség, mélység, ciszternális mélység) és a tőgybimbó (tőgybimbó hossz, tőgybimbó szélesség: alapi részen és a tőgybimbó végén) méreteit a digitális fotóról egy képelemző program segítségével határozták meg. A tőgybimbókat formájuk alapján három típusba sorolták: hengeres, átmeneti és tölcséres.

A laktáció második szakaszában vizsgált morfológiai tulajdonságok szignifikáns mértékben növekedtek az első méréshez viszonyítva ( $P<0,01$ ). A vizsgált morfológiai tulajdonságok közül a szomatikus sejtszámmal legszorosabb összefüggést a tőgybimbó hossza (1. mérés:  $r=0,65$ ,  $P<0,001$ ; 2. mérés:  $r=0,52$ ,  $P<0,001$ ), valamint a tőgybimbó alap szélessége (1. mérés:  $r=0,56$ ,  $P<0,001$ ; 2. mérés:  $r=0,43$ ,  $P<0,01$ ) esetén tapasztalták. A hengeres tőgybimbójú anyakecskék tejében találták a legkisebb szomatikus sejtszámot ( $P<0,05$ ).

A digitális képek vizsgálata lehetőséget ad a magyar parlagi kecske tőgybimbójának egységes elvek szerinti értékelésére.

### SUMMARY

*Pajor, F. – Németh Sz. – Barcza, F. – Gulyás L. – Póti, P.: THE RELATIONSHIP BETWEEN CERTAIN UDDER AND TEAT MORPHOLOGIC TRAITS AND SOMATIC CELL COUNT IN HUNGARIAN NATIVE GOAT BREEDS*

This study's aim was to evaluate the udder and teat conformation by video image analysis, and to search for correlations between udder and teat morphology and the somatic cell count.

Research was carried out with 30 Hungarian Native Goats on a commercial goat farm near Mosonmagyaróvár. Digital photos of udders and teats were taken by digital camera during the 1<sup>st</sup> third of lactation (1<sup>st</sup> measurement) and the 2<sup>nd</sup> third of lactation (2<sup>nd</sup> measurement). Measurements of udder (udder width, depth and cisternal depth) and teat (length of teat, width of teat at base, and at the end) were taken using an image analyzer program. The teats were divided into 3 types (cylinder, transitional and funnel) according to teat form.

The udder and teat morphological traits during the 2<sup>nd</sup> third of lactation were significantly higher compared to the 1<sup>st</sup> third of lactation ( $P<0.01$ ). The strongest correlation between morphological traits and somatic cell count was shown for the teat length (1<sup>st</sup> measuring:  $r=0.65$ ,  $P<0.001$ ; 2<sup>nd</sup> measuring:  $r=0.52$ ,  $P<0.001$ ) and the teat width at the base (1<sup>st</sup> measuring:  $r=0.56$ ,  $P<0.001$ ; 2<sup>nd</sup> measuring:  $r=0.43$ ,  $P<0.01$ ). Moreover, those goats which have cylinder teats had the lowest somatic cell count ( $P<0.05$ ).

Examination of digital pictures give possibility to evaluate of Hungarian Native Goat teat by uniform precepts.

## BEVEZETÉS

Több hazai és külföldi kutató keresett összefüggéseket a tőgy és tőgybimbó morfológiai tulajdonságai és a tőgygyulladás között. Legtöbbjük a szarvasmarha tőgy és tőgybimbó alakulását értékelte, pl. hazánkban *Holló és Babodi* (1979), valamint *Süpek* (1994). A tőgygyulladás javítására irányuló nemesítő munka egyik fontos része a tőgy és tőgybimbó formájának javítása, ugyanis a morfológiai jellemzők közepesen, ill. jól öröklődnek ( $h^2$ : 0,3–0,7). Ez az oka annak, hogy így a megfelelő formára történő szelekcióval már 1–2 nemzedék alatt is jelentős változást lehet elérni (*McDaniel*, 1984), melyet *Jouzaitiene és mtsai* (2006) vizsgálatai is megerősítettek. *Rogers és Hargrove* (1993) megállapították, hogy magasabb tőgyfüggesztés, erősebb elülső tőgyfél illesztés, zártabb kivezető nyílású és rövidebb tőgybimbók esetén kevesebb szomatikus sejtszámra számíthatunk. *Gulyás és Iváncsics* (2000, 2001)  $n=406$  magas vérhányadú holstein-fríz tehéneknél történt vizsgálataik alapján szoros korrelációt tudtak kimutatni egyes tőgy morfológiai tulajdonságok (pl. tőgymélység) és a szomatikus sejtszám ( $r=0,62-0,88$ ) között. Továbbá szoros negatív korrelációt találtak a tőgybimbó csatorna (*ductus papillaris*) hossza és a szomatikus sejtszám között is ( $r=-0,58-0,89$ ). A fejhetőség és a tejtermelés kapcsolatban van a tőgy és a tőgybimbó alakjával. *Sobar és mtsai* (1994) megállapításai szerint a jól fejhető tehének tejének szignifikánsan alacsonyabb a szomatikus sejtszáma. A teknő tőgyű és a hengeres bimbójú tehéneknek nagyobb a tejtermelésük, és jobb a fejhetőségük is (*Singh és mtsai*, 1997). A tőgybimbóvég kráteres alakja és a tőgygyulladás között *Lojda és mtsai* (1980) összefüggést mutattak ki. *Ryniewicz* (1980) a tölcser formájú tőgybimbójú egyedeket hozta összefüggésbe a masztitisszel. *McDaniel* (1986) kutatásainak eredménye szerint a tehének a 6,5 cm-nél hosszabb, 2,5 cm-nél vastagabb, esetleg rendellenes formájú tőgybimbója könnyebben sérül, legideálisabbnak az enyhén kúpos végű tőgybimbót találta.

Fontos azonban, hogy a tőgybimbó alakulást csak a tőgygyulladásra még át nem esett állatokon értékelhetjük megbízhatóan, mert módosulás a korábbi tőgyegészségügyi problémák, vagy a rossz fejési technológia következtében is létrejöhet. Megjegyzendő, hogy a fattyúbimbók jelenlétét hajlamosító tényezőként tartják számon (*Janiczki*, 1980), további fontos szempont az, hogy ez öröklődik is.

A kiskérődzők tőgy és tőgybimbó alakulásának értékeléséről kevesebb közlemény született. *Montaldo és Martiznez-Lozano* (1993) vizsgálatai szerint ( $n=28$  alpesi x criolla,  $n=13$  anglo-núbiai x criolla), a nem gömb alakú tőgyű, valamint a kerekded (nem hengeres) tőgybimbójú kecskék esetében többször fordult elő masztitisz ( $P<0,05$ ), mint a gömb alakú, valamint hengeres tőgybimbójú egyedekben. A szomatikus sejtszám nagyságát az alkalmazott fejés technológia is befolyásolja. *Lu és mtsai* (1991) értékelte alpesi kecskék fejési mutatói ( $n=50$ ). Eredményeik azt mutatták, hogy a kecske számára az optimális vákuumnagyság: 45–52 kPa, a fejési ütem arány: 60:40, a fejési ütem szám: 90 szívás/perc. Magasabb vákuumnagyságon növekedett az átlagos és a maximális fejési sebesség ( $P<0,05$ ), a fejési idő csökkent, de a szomatikus sejtszám emelkedett. *Lopez és mtsai* (1999) canarian tejelő kecskék ( $n=52$ ) vizsgálatakor megállapították, hogy a fejések gyakorisága befolyásolta a tőgy ill. a tőgybimbó morfológiáját továbbá, hogy az egyszerű fejt állatok tőgye nagyobb tejmedencét és tőgytérfoga-



tot mutatott, a kétszer fejt egyedek esetében viszont a tőgybimbó hosszúsága és átmérője növekedett meg. *Perez és mtsai* (1984) szerint a mancha fajtájú juhok jobb és baloldali tőgybimbó paraméterei között nem volt szignifikáns különbség. Hasonló eredményeket kaptak *Kretschmer és Peters* (2002) kelet-fríz juh fajta esetén is.

Sok szerző a tej minőségének változásán kívül a tejmennyiség és a tőgy morfológiai jellemzőinek a kapcsolatát is vizsgálták (*Perez és mtsai*, 1984; *Rebello és mtsai*, 1991; *Peris és mtsai*, 1999).

A szubklinikai tőgygyulladás (magas szomatikus sejtszám) csökkenti a tej mennyiségét, valamint tejfeldolgozás szempontjából a minőségét is (*Dekkers*, 1995), továbbá változnak a tej beltartalmi értékei (savófehérje mennyiségének növekedése, kazein, laktóz és kalcium tartalom csökkenése), aminek hatására, a tejfeldolgozás során növekedik az alvadási idő, csökken az alvadék szilárdsága, ezért romlik a sajt minősége (*Szakály*, 2001). A kecsketej szomatikus sejtszáma fiziológiai okok miatt magasabb (500–1200e db/ml), mint a tehéntejé, és a különbség a két faj tejszekeréciójának különbözőségére vezethető vissza (*Haenlein*, 2002).

A különböző testméretek, így ezen belül a tőgy felvételezésére egyre gyakrabban használják a videotechnikát, legutóbb *Sipos és mtsai* (2006) a digitális videotechnika segítségével értékelték holstein fríz tehenek tőgybimbó méreteit.

Hazánkban ezideig kevés közlemény született a kiskérődzők tőgy és tőgybimbó morfológiájának témakörében, azok is többnyire juh fajban (*Kukovics és mtsai*, 1999ab; *Kukovics és mtsai*, 2006; *Németh és mtsai*, 2008). Ezért vizsgálatunk célja a magyar parlagi kecske tőgy és tőgybimbó morfológiai tulajdonságainak digitális videotechnikával történő értékelése, valamint a különböző morfológiai tulajdonságok összefüggésének a vizsgálata a tej szomatikus sejtszámával.

## ANYAG ÉS MÓDSZER

A vizsgálatokat egy Mosonmagyaróvár közelében lévő 250 anyakecskét tartó árutermelő telepen végeztük és abban 30, vegyes laktáció számú magyar parlagi kecske vett részt. Az állatokat április elejétől fejték. Az állomány április közepétől októberig legelőn volt a Duna árterén, és a tejelő állatok abrak kiegészítést (400 g/nap) is kaptak. A gazdaságban pásztoroló legeltetési módszert alkalmaztak.

A kecskéket naponta kétszer fejték, a fejés 2×12 fejőházban történt (vákuum-nagyság: 48 kPa, ütemarány: 60:40, ütemszám: 90/min). Az állományt jellemző laktációs napok szélsőértékei 280–300 nap, laktációs termelésük pedig 300–450 l volt.

A vizsgálat során fényképfelvételeket készítettünk a kecskék tőgyéről és tőgybimbójáról. A felvételeket a laktáció első harmadában (1. mérés, átlagosan 100. nap) és a második harmadában (2. mérés, átlagosan 200. nap) készítettük. A felvételeket CANON DSC-H2 típusú, 6 megapixel felbontású, digitális fényképezőgéppel készítettük. A tőgy és a tőgybimbók közelébe, a fénykép készítésekor, elütő színű, 1×1 cm-es jelölést helyeztünk, a későbbi kalibrálás érdekében. A tőgy és a tőgybimbó méreteit egy szoftver (*Mosoni*, 2000) segítségével állapítottuk meg.

A digitalizált fényképeken 4 pontot jelöltünk meg, amelyekből kettő szolgált a kalibrálásra, míg további kettővel a mérendő távolságokat határoztuk meg. A 4 jelölt pont alapján a szoftver automatikusan számította ki a különböző paramétereiket. A tőgy esetén három tulajdonságot vizsgáltunk: a tőgy mélységét, szélességét és a tőgy ciszternális mélységét (ciszternális mélység: tőgybimbó eredés és a tőgy legalsó pontja közötti távolság (Milerski és mtsai, 2006)). A tőgybimbókon szintén három paramétert vizsgáltunk: a tőgybimbó hosszát, a tőgybimbó szélességét az alapi részen és a tőgybimbó végén (azon a ponton, ahol a tőgybimbó vége keskenyedni kezd).

A tőgybimbókat alakjuk szerint három csoportba osztottuk: *hengeres*, *tölcséres*, valamint a kettő közötti *átmeneti*. Valamennyi egyed bal és jobb tőgybimbójának paramétereit értékeltük és összehasonlítottuk.

A tejminták gyűjtése kézzel történt, mindkét tőgyfélből külön-külön. Anyánként és tőgyfelenként 20 ml mintát, tartósító szerrel (bronopol és natamycin) ellátott tégelyekbe gyűjtöttünk. A minták átlagos beltartalom meghatározásra (zsírmentes szárazanyag, tejfehérje, tejszír, tejcukor, szomatikus sejtszám) spektrofotométer alkalmazásával történt (MilkoScan Combi Foss 5000, Foss Electric, ÁT Kft, Gödöllő).

Összefüggéseket vizsgáltunk az egyes tőgy és tőgybimbó morfológiai tulajdonságok, valamint a tej szomatikus sejtszáma között. A meghatározott tulajdonságok adatainak statisztikai értékeléséhez SPSS 14.0 programot használtunk. Alkalmazott statisztikai próbák: Kolmogorov-Szmirnov teszt, F és T teszt (ahol szükséges Welch korrekció), Levene teszt a varianciák homogenitásának vizsgálatára, ANOVA, LSD teszt, korreláció- analízis.

## EREDMÉNYEK ÉS ÉRTÉKELÉS

Az adataink eloszlás vizsgálatának – Kolmogorov-Szmirnov teszt – elvégzése után megállapítottuk, hogy a tőgy és a tőgybimbó méretek, a beltartalmi értékek, valamint a szomatikus sejtszám normál eloszlást mutattak. A vizsgált kecskék átlagos tej összetevőinek értékét az 1. táblázatban foglaljuk össze.

A magyar parlagi kecskék tejének beltartalmi értékei hasonlóak Csapó és Csapóné (2002) által közöltekhez. A beltartalmi értékek, a laktáció szakasza szerint, szignifikáns mértékben nem különböztek.

A magyar parlagi kecskék tőgy méreteinek alakulását, a laktáció szakaszai szerint, a 2. táblázat mutatja be.

Valamennyi vizsgált tulajdonság esetén, a laktáció második harmadában mért értékek szignifikánsan nagyobbak voltak, az első méréshez viszonyítva.

A magyar parlagi kecskék tőgybimbó méreteinek alakulását, a laktáció szakaszai szerint a 3. táblázatban mutatjuk be.

Vizsgálatunkban tőgybimbó méretet (tőgybimbó hossza, tőgybimbó alapjának és végének szélessége) vettük fel a bal és a jobb oldali tőgybimbókról, és statisztikailag igazolt különbségeket találtunk a két laktációs szakasz között. Hasonlóan a tőgy tulajdonságokhoz, mindegyik tőgybimbó tulajdonság a második méréskor szignifikánsan nagyobb volt, mint az első méréskor. Legnagyobb mértékben a tőgybimbó alap szélessége növekedett, mindkét tőgybimbó esetén (bal: 61%,

1. táblázat

**A vizsgált kecskék tejének beltartalmi értékei a laktáció szakaszai szerint (átlag±szórás, n=30)**

Laktáció szakasza(1)	Tejzsír, % (7)	Tejfehérje, % (8)	Tejcukor, % (9)	Szomatikus sejttség, 1000 db/cm <sup>3</sup> (10)
Laktáció első harmada(2)	3,64±0,83	2,98±0,21	4,33±0,17	618 ±551
Laktáció második harmada(3)	3,72±0,78	2,98±0,19	4,30±0,15	1051 ±891
F teszt (4)	1,12	1,20	1,34	2,61
P	N.S.	N.S.	N.S.	<0,05
T teszt(5)	0,39	0,01	0,68	2,26*
P	N.S.	N.S.	N.S.	<0,05

\*Welch's korrekció (6)

Table 1: Composition of milk of examined goats according to lactation stages (mean±sd) lactation stage(1), 1<sup>st</sup> third of lactation (1<sup>st</sup> measurement)(2), 2<sup>nd</sup> third of lactation (2<sup>nd</sup> measurement)(3), F-test(4), T-test (5), Welch's corrected t-test (6), milk fat (7), milk protein (8), lactose (9), somatic cell count, 1000/cm<sup>3</sup>(10)

2. táblázat

**A tőgy méretek alakulása a laktáció szakaszai szerint (átlag±szórás) (n=30)**

Laktáció szakasza (1)	Tőgy szélesség, cm (7)	Tőgy mélység, cm (8)	Cisztornális mélység, cm (9)
Laktáció első harmada (2)	6,39±0,76	7,34±0,96	1,26±0,28
Laktáció második harmada (3)	10,38±1,30	12,85±1,74	2,08±0,57
F teszt (4)	2,97	3,27	4,22
P	<0,05	<0,05	<0,05
T teszt (5)	14,48*	15,14*	7,05*
P	<0,001	<0,001	<0,001

\*Welch's korrekció (6)

Table 2: Conformation of udder according to lactation stage (mean±sd) as in Table 1. (1–6); udder width(7), udder depth(8), cisternal depth(9)

jobb: 60%, P<0,001), legkisebb mértékben pedig a tőgybimbó vég szélessége változott (bal: 24%, jobb: 27%, P<0,01).

A két tőgyfél eltérése befolyásolja a tejelő kecskék fejhetőségét. A magyar parlagi kecskék bal és jobb oldali tőgybimbók méretei közötti különbségeket a 4. táblázatban foglaljuk össze.

A statisztikai elemzés elvégzése után megállapítható, hogy sem az első, sem a második mérés során nem volt szignifikáns különbség a bal és a jobb oldali tőgybimbó méretek között. Az eredményeikhez hasonlóan Perez és mtsai (1984) és Kretschmer és mtsai (2002) sem találtak statisztikai különbséget a két tőgybimbó méretei között. A további számításokhoz mindkét tőgybimbó adatait felhasználtuk.

A vizsgált kecskék tőgy és tőgybimbó tulajdonságainak, valamint a tej szomatikus sejttségének összefüggéseit az 5. táblázatban mutatjuk be.

Mindhárom tőgybimbó tulajdonság pozitív összefüggést mutatott a szomatikus sejtstéssel. Legszorosabb összefüggést a tőgybimbó hossza és a szomatikus

3. táblázat

## A tőgybimbó méretek alakulása a laktáció szakaszai szerint (átlag±szórás, n=30)

Laktáció szakasza (1)	Bal tőgybimbó méretei (7), cm			Jobb tőgybimbó méretei (8), cm		
	Tőgybimbó hossz (9)	Tőgybimbó vég szélesség (10)	Tőgybimbó alap szélesség (11)	Tőgybimbó hossz (9)	Tőgybimbó vég szélesség (10)	Tőgybimbó alap szélesség (11)
Laktáció első harmada (2)	2,12±0,75	0,76±0,26	1,64±0,53	2,10±0,56	0,71±0,13	1,57±0,32
Laktáció második harmada (3)	3,06±0,82	0,94±0,21	2,64±0,60	2,89±0,74	0,90±0,29	2,51±0,57
F teszt (4)	1,17	1,52	1,28	1,78	4,71	3,17
P	N.S.	N.S.	N.S.	N.S.	<0,05	<0,05
T teszt(5)	4,64	3,09	6,77	4,63	3,34*	7,95*
P	<0,001	<0,01	<0,001	<0,001	<0,01	<0,001

\*Welch's korrekció (6)

Table 3: Conformation of teat size according to lactation stage (mean±sd) as in Table 1 (1–6); teat size measurement of left side(7), teat size measurement of right side(8), teat length(9), teat end width(10), teat base width(11)

4. táblázat

## A bal és a jobb tőgybimbó méretek különbségének értékelése a laktáció szakaszai szerint (n=30)

Tulajdonságok (1)	Laktáció első harmada(6)				Laktáció második harmada (7)			
	F teszt (8)	P	T teszt (9)	P	F teszt (8)	P	T teszt (9)	P
Tőgybimbó hossz, cm (2)	1,81	N.S.	0,11	N.S.	1,20	N.S.	0,85	N.S.
Tőgybimbó vég szélesség, cm (3)	3,89	<0,01	0,89*	N.S.	1,85	N.S.	0,69	N.S.
Tőgybimbó alap szélesség, cm (4)	2,83	<0,01	0,62*	N.S.	1,14	N.S.	0,82	N.S.

\* = Welch's korrekció (5)

Table 4: Left and right teat size according to lactation stages (mean±sd) traits (1), teat length (2), teat end width (3), teat base width (4), Welch's corrected t-test (5), 1<sup>st</sup> third of lactation (1<sup>st</sup> measurement) (6), 2<sup>nd</sup> third of lactation (2<sup>nd</sup> measurement) (7), F-test (8), T-test (9),

sejtszám között mértünk és közepesen szoros összefüggést kaptunk ( $r=0,65$ ;  $P<0,001$ ). Vagyis, minél hosszabb a tőgybimbó, annál nagyobb a tej szomatikus sejtszáma. További közepes összefüggést kaptunk a tőgybimbó alapi szélessége esetén ( $r=0,56$ ,  $P<0,001$ ).

A tőgy szélessége és a tej szomatikus sejtszáma között negatív, közepes szorosságú összefüggést ( $r=-0,53$ ;  $P<0,01$ ) kaptunk. Az összefüggés magyarázata az lehet, hogy a szélesebb tőgyű kecskéknek jobb lehet a tőgyszerkezete, így alacsonyabb a szomatikus sejtszáma, míg rosszabb tőgyszerkezet esetén nagyobb mennyiségű szomatikus sejt ürül a tejbe. A tőgy mélysége, ciszternális mélysége és a szomatikus sejtszám között laza, ill. közepes viszonyosságú pozitív összefüggést ( $r=0,35$ ;  $P<0,05$ , ill.  $0,52$ ;  $P<0,01$ ) tudunk kimutatni. A nagy

5. táblázat

A tőgy és tőgybimbó méretek összefüggései a szomatikus sejtszámmal (n=30)

	Tőgybimbó hossz, cm (1)	Tőgybimbó vég, cm (4)	Tőgybimbó alap, cm (5)	Tőgy szélesség, cm (6)	Tőgy mélység, cm (7)	Ciszternális mélység, cm (8)
Laktáció első harmada (2)	0,65***	0,44**	0,56***	-0,53**	0,35*	0,52**
Laktáció második harmada (3)	0,52***	0,28*	0,43**	-0,40*	0,21	0,38*

\*=P<0,05; \*\*=P<0,01; \*\*\*=<0,001

Table 5: Correlation calculated between udder and teat traits and somatic cell count teat length (1), 1<sup>st</sup> third of lactation (1<sup>st</sup> measurement) (2), 2<sup>nd</sup> third of lactation (2<sup>nd</sup> measurement) (3) teat end width (4), teat base width (5), udder width (6), udder depth (7), cisternal depth (8)

ciszternális mélységű tőgyű anyaatlakok gépi fejhetősége rosszabb, az oldalra irányuló tőgybimbók akadályozzák a tej kiáramlását.

Megfigyelhető, hogy az összefüggések szorossága a második mérés esetén kisebb, ami kapcsolatban lehet azzal, hogy a laktáció második harmadára a tőgybimbó méretek szignifikáns mértékben megnövekedtek, ez befolyásolhatta az összefüggések szorosságát.

A vizsgálat további részében arra kerestük a választ, hogy a különböző tőgybimbó típusok (hengeres, átmeneti és tölcséres) milyen hatással vannak a tej szomatikus sejtszámára, valamint a tőgybimbó méreteire (6. táblázat).

Jelentős különbség volt tapasztalható a hengeres és a tölcséres típusú tőgybimbókból fejt tej szomatikus sejtszámának nagysága között. A kedvezőtlen típusú, tölcsér alakú tőgybimbókból fejt tej szomatikus sejtszáma volt nagyobb. Az eredmény jelentőségét jól mutatja, hogy a hengeres tőgybimbótól eltérő tőgy-

6. táblázat

A szomatikus sejtszám és a tőgybimbó méretek alakulása a tőgybimbó típusa és a laktáció szakaszai szerint

	Tőgybimbó típus (1)	Szomatikus sejtszám, 1000 db/cm <sup>3</sup> (4)	Tőgybimbó hossz, cm (5)	Tőgybimbó vég szélesség, cm (6)	Tőgybimbó alap szélesség, cm (7)
Laktáció első harmada (2)	Tölcséres (n=18) (8)	840 ±568 <sup>A</sup>	2,46±0,63 <sup>ab</sup>	0,69±0,22	1,94±0,38 <sup>AB</sup>
	Átmeneti (n=21) (9)	573±238	1,98±0,72 <sup>a</sup>	0,70±0,22	1,55±0,48 <sup>A</sup>
	Hengeres (n=21) (10)	391±439 <sup>A</sup>	1,99±0,41 <sup>b</sup>	0,79±0,13	1,43±0,23 <sup>B</sup>
Laktáció második harmada(3)	Tölcséres (n=18) (8)	1507,26±1049 <sup>A</sup>	3,29±0,77 <sup>A</sup>	0,95±0,24	2,97±0,54 <sup>Aa</sup>
	Átmeneti (n=21) (9)	1001,88±719	2,87±0,80	0,95±0,21	2,55±0,55 <sup>a</sup>
	Hengeres(n=21) (10)	720,74±548 <sup>A</sup>	2,54±0,49 <sup>A</sup>	0,92±0,18	2,04±0,18 <sup>A</sup>

ab=P<0,05, AB=P<0,01

Table 6: Conformation of somatic cell count and teat size according to teat type and lactation stage (mean±sd) type of teat (1), 1<sup>st</sup> third of lactation (1<sup>st</sup> measurement) (2), 2<sup>nd</sup> third of lactation (2<sup>nd</sup> measurement) (3), somatic cell count, 1000/cm<sup>3</sup> (4), teat length (5), teat end width (6), teat base width (7), funnel(8), transitional (9), cylinder (10)

bimbók fogékonyabbak lehetnek a tőgygyulladásra, melyet *Montaldo és Martinez-Lozano* (1993) különböző keresztezett genotípusokon végzett kutatásai is már korábban megállapították. A variancia analízist elvégezve, szignifikáns hatást tudtunk kimutatni a tej szomatikus sejtszámának alakulására (1. és 2. mérés:  $P < 0,05$ ), továbbá a tőgybimbó alap szélességére (1. és 2. mérés:  $P < 0,001$ ) és a tőgybimbó hosszára (1. és 2. mérés:  $P < 0,05$ ) is (7. táblázat).

Az eredmények alapján a tölcséres tőgybimbók, összehasonlítva a hengeres tőgybimbókkal hosszabbak és az alapjuk szélessége is nagyobb volt. Jól láthatóan a különböző tőgybimbó méretek szoros összefüggésben vannak egymással, melyet szoros, pozitív korrelációs együtthatók erősítenek meg. Legszorosabb összefüggést, mindkét mérés esetén, a tőgybimbó hossza és a tőgybimbó alap szélessége között mértünk (1. mérés:  $r = 0,83$ ,  $P < 0,001$ ; 2. mérés:  $r = 0,81$ ,  $P < 0,001$ ). Vagyis a tőgybimbó hosszának növekedésével a tőgybimbó alapjának szélessége is arányosan növekedik. Mindez tehát lehetővé teszi a közvetett szelekció alkalmazását a tőgybimbó alap szélességének csökkentésére a tőgybimbó hosszúság mérése révén.

Az eredmények alapján megállapítható, hogy a gépi fejés szempontjából ideális tőgybimbó típusra történő szelekciót érdemes lenne hangsúlyosabban figyelembe venni a hazai kecsketenyésztés gyakorlatában, hasonlóan a francia és a spanyol tenyésztési programokhoz.

7. táblázat

**A tőgybimbó típus hatása a szomatikus sejtszáma és egyes tőgybimbó méretekre a laktáció szakaszai szerint**

Tőgybimbó típus (1)		Levene teszt-P	Átlagos négyzetes eltérés (Type III) (4)	Véletlen okozta átlagos négyzetes eltérés (hlba)(5)	F érték (df1,2)  2,57	P
Laktáció első harmada (2)	Szomatikus sejtszám, 1000 db/cm <sup>3</sup> (6)	N.S.	980	184	5,32	<0,01
	Tőgybimbó hossz, cm (7)	N.S.	1,44	0,36	4,04	<0,05
	Tőgybimbó vég szélesség, cm(8)	N.S.	0,06	0,04	1,46	N.S.
	Tőgybimbó alap szélesség, cm(9)	N.S.	1,34	0,14	9,49	<0,001
Laktáció második harmada (3)	Szomatikus sejtszám, 1000 db/cm <sup>3</sup> (6)	N.S.	3043	615	4,94	<0,01
	Tőgybimbó hossz, cm (7)	N.S.	2,69	0,48	5,56	<0,01
	Tőgybimbó vég szélesség, cm (8)	N.S.	0,01	0,04	0,14	N.S.
	Tőgybimbó alap szélesség, cm (9)	N.S.	4,20	0,20	20,56	<0,001

Table 7: Effect of teat type on somatic cell count and certain teat size according to lactation stage teat type (1), 1<sup>st</sup> third of lactation (1<sup>st</sup> measurement) (2), 2<sup>nd</sup> thrd of lactation (2<sup>nd</sup> measurement) (3), type III mean square (4), mean square error (5), somatic cell count, 1000/cm<sup>3</sup> (6), teat length (7), teat end width (8), teat base width (9)

## KÖVETKEZTETÉSEK

A mérési eredmények bizonyítják, hogy a magyar parlagi kecske bal és jobb oldali tőgybimbó méretei között egyik laktáció szakaszban sem tapasztalható szignifikáns különbség, hasonlóan korábbi forrásmunkák adataihoz. A laktáció második szakaszában vizsgált morfológiai tulajdonságok szignifikáns mértékben növekedtek az első méréshez viszonyítva. Az egyes tőgy és tőgybimbó tulajdonságok közül a legszorosabb összefüggést a szomatikus sejtszámmal a tőgybimbó hossza és a tőgybimbó alapjának szélessége, valamint a tőgy szélessége és ciszternális mélysége mutatta. A vizsgálatban mindkét méréskor, a hengeres tőgybimbó típus esetén tapasztaltuk a legkisebb szomatikus sejtszámot.

A digitális képek vizsgálata lehetőséget ad arra, hogy a magyar parlagi kecske tőgybimbójának értékelése egységes elvek szerint elvégezhető legyen elsősorban a gépi fejés szempontjából. Az irodalmi adatok és jelen dolgozat eredményei arra utalnak, hogy a megfelelő tőgybimbó formára történő szelekció lehetőséget adna a gépi fejére alkalmas tőgybimbó forma kialakítására, illetve a kecsketej minőségének javítására.

## IRODALOMJEGYZÉK

- Csapó, J. – Csapóné, K.Zs. (2002): Tej és tejtermékek a táplálkozásban. Mezőgazda Kiadó, Budapest, 88–103.
- Dekkers, J.C.M. (1995): Genetic improvement of dairy cattle for profitability. In: M. Ivan (Ed.) Animal Science Research and Development: Moving toward a new century. Centre for Food and Animal Research, Ottawa, 307–328.
- Gulyás L. – Iváncsics J. (2000): A szomatikus sejtszám és néhány tőgymorfológiai tulajdonság kapcsolata. Állattenyésztés és Takarmányozás, 49. 4. 331–339.
- Gulyás L. – Iváncsics J. (2001): Relationship between the somatic cell count and certain udder-morphologic traits. Arch. Tierz., 1. 15–22.
- Haenlein, G.F.W. (2002): Relationship of somatic cell counts in goat milk to mastitis and productivity. Small Rumin. Res., 45. 163–178.
- Holló I. – Babodi A. (1979): Különböző genotípusú tehének fejhetőségi tesztjei. Magyar Állatorvosok Lapja, 34. 6. 407–410.
- Janiczki C. (1980): cit. Somos Z. (1987). A tőgy morfológiai jellemzői és a masztitisz közötti kapcsolat. Szakmérnöki dolgozat, GATE, 38.
- Juozaitiene, V. – Juozaitis, A. – Micikeviciene, R. (2006): Relationship between Somatic Cell Count and Milk Production or Morphological Traits of Udder in Black-and-White Cows. Turk. J. Vet. Anim. Sci., 30. 47–51.
- Kretschmer, G. – Peters K.J. (2002): Investigation of udder form and milkability in East Friesian milk sheep to determine recording and selection activities for improving udder shape and dairy performance. 2nd Communication: Phenotypic correlations between udder and teats traits and development of a linear model for udder appraisal. Züchtungskunde, 74. 4. 300–313.
- Kukovics S. – Molnár A. – Ábrahám M. – Gál T. (1999a): A juhtej szomatikus sejtszámát befolyásoló tényezők. Állattenyésztés és Takarmányozás, 48. 6. 714–716.
- Kukovics S. – Molnár A. – Ábrahám M. – Németh T. – Komlósi I. (2006): Effects of udder traits on the milk yield of sheep. Arch. Tierz., 49. 165–175.
- Kukovics S. – Molnár A. – Gál T. – Ábrahám M. (1999b): Eltérő genotípusú juhok tőgyjellemei és azok hatása a tejtermelési tulajdonságokra. Állattenyésztés és Takarmányozás, 48. 6. 718–719.
- Lojda, L. – Stavikova, M. – Zakova, M. (1980): In: Bassalik-Chabielska, L. – Ryniewicz, Z. (ed.) (1980): Resistant factors and genetic aspects of mastitis control. Proc. Int. Conf., Jablonna, Poland, 261–276.
- Lopez, L. J. – Capote J. – Peris S. – Darmanin N. – Arguello A. – Such X. – Barillet F. – Zervas N.P. (1999): Changes in udder morphology as a consequence of different milking frequency during first and second lactacion in Canarian dairy goats. Proc. 6<sup>th</sup> Int. Symp. Milk. Small Rumin., 100–103.

- Lu, C.D. – Potchoiba, M.J. – Loetz, E.R. (1991): Influence of vacuum level, pulsation ratio and rate on milking performance and udder health in dairy goats. *Small Rumin. Res.*, 1–2. 1–8.
- McDaniel, B.T. (1984): A tej típusú szarvasmarha-tenyésztés programja. *ÁGOK-Agroinform*, Budapest, 22–45.
- Milerski, M. – Margetín, M. – Capistrák, A. – Apolen, D. – Špánik, J. – Oravcová, M. (2006): Relationships between external and internal udder measurements and the linear scores for udder morphology traits in dairy sheep. *Czech J. Anim. Sci.*, 9. 383–390.
- Montaldo, H. – Martínez-Lozano, F.J. (1993): Phenotypic relationships between udder and milking characteristics, milk production and California mastitis test in goats. *Small Rumin. Res.*, 12. 3. 329–337.
- Mosoni P. (2000): Terület és távolság mérő program, Gödöllő.
- Németh T. – Baranyai G. – Kukovics S. (2008): Distribution of external characteristics of Hungarian milking goat breeds. *Book of Abstracts of the 59<sup>th</sup> Annual Meeting of EAAP*, Vilnius, Lithuania, 195.
- Perez, L.J. – Gomez-Gil, J.L. – Garcia-Lopez, J. – Linares, J.P. (1984): A study on udder morphology in Mancha ewes. III. *Symphosium International de Ordeno Mecanio de Pequenos Rumiantes*, 583–591.
- Peris, S. – Caja, G. – Such, X. (1999): Relationship between udder and milking traits in Murciano-Granadina dairy goat. *Small Rumin. Res.*, 33. 2. 171–179.
- Rebello de Andrade C.S.C. – Carreiro, F.M. – Almeida L.M. – Eitam, M. (1991): Aptitude to machine milking of „Merino Beira Baxia” ewes. I. Morphological characteristic of the udder. *Proc. 4<sup>th</sup> Int. Sym. Machine Milking Small Rumin.*, 31–46.
- Rogers, G.W. – Hargrove, G.L. (1993): Absence of quadratic relationship between genetic evaluations for somatic cell scores and udder linear traits. *J. Dairy Sci.*, 76. 11. 3601–3606.
- Ryniewicz, Z. (1980): In: Bassalik-Chabielska, L. – Ryniewicz, Z. (ed.) (1980): Resistant factors and genetic aspects of mastitis control. *Proc. Int. Conf.*, Jablonna, Poland, 261–276.
- Singh, S.K. – Pandey, H.S. – Suman, C.L. – Sexana, M.M. (1997): Milkability and milk flow rate in relation to udder and teat shapes of crossbred cows. *Ind. J. Anim. Prod. Manag.*, 10. 1. 13–18.
- Sipos M. – Szentléleki A. – Zándoki R. – Mag L. – Tőzsér J. (2006): Holstein-fríz tehének tőgybimbó alakulásának értékelése digitális videokép-analízissel egy tenyészetben. *Állattenyésztés és Takarmányozás*, 55. 1. 1–11.
- Sobar, B. – Kavcic, S. – Kastelic, D. – Miklic, M. (1994): The relationship between milk yield, milkability and mastitis. *Mljekarstvo.*, 44. 2. 141–146.
- Süpek Z. (1994): A tőgygyulladások kialakulását befolyásoló tényezők. *Állattenyésztés és Takarmányozás*, 43. 6. 529–534.
- Szakály S. (szerk.) (2001): *Tejgazdaságtan*. Dinasztia Kiadó, Budapest. 281.

*Erkezett:* 2008. november

*Szerzők címe:* Pajor F. – Barcza F. – Póti P.:

*Authors' address:* Szent István Egyetem, Mezőgazdaság- és Környezettudományi Kar,  
Szent István University, Faculty of Agricultural and Environmental Sciences  
H-2103 Gödöllő, Páter Károly út 1.  
pajor.ferenc@mkk.szie.hu

*Németh Sz. – Gulyás L.:*

Nyugat-Magyarországi Egyetem, Mezőgazdaság- és Élelmiszertudományi Kar,  
University of West Hungary, Faculty of Agricultural and Food Sciences  
H-9200 Mosonmagyaróvár, Vár 2.



# HAZAI TERMESZTÉSŰ KUKORICAHIBRIDEK KEMÉNYÍTŐTARTALMÁNAK BENDŐBELI LEBONTHATÓSÁG VIZSGÁLATA *IN SITU* ELJÁRÁSSAL

TÓTH TAMÁS – BEKE KÁROLY – CENKVÁRI ÉVA

## ÖSSZEFOGLALÁS

Négy, bendőkanüllel ellátott holstein-fríz tinóval végzett *in situ* kísérletben, három észak-nyugat-magyarországi (Sarród, Kóny, Töltéstava) termőhelyről származó, különböző éréscsoportba (FAO 280–460 között) tartozó, 30 kukoricahibrid (lófogú, dent) szárazanyag- és keményítő lebontását vizsgálták a bendőben.

Megállapították, hogy a szárazanyag lebontás, illetve a bendőben le nem bomló (bypass) keményítőtartalom tekintetében az egyes kukoricahibridek között szignifikáns ( $P < 0,05$ ) különbségek vannak. A 24 órás bendőbeli inkubációval a vizsgált kukoricamagvak ( $n=30$ ) esetében a szárazanyag lebontás (szélső értékben) 58,7–76,3%, míg a bendőben le nem bomló keményítő mennyisége 13,7–30,3% között volt. Az irodalmi adatokkal összhangban, a különböző kukoricahibridek szárazanyag lebontásának mértéke és a bendőben le nem bomló keményítő mennyisége között szoros, negatív ( $r=-0,929$ ;  $P < 0,01$ ) összefüggést találtak. Annak megállapítására, hogy a keményítő bendőbeli lebonthatóságára az éréscsoportnak (igen korai, korai, közép- és késői érésű) van-e érdemleges hatása, további vizsgálatok szükségesek.

## SUMMARY

Tóth, T. – Beke, K. – Cenkvari, É.: EXAMINATION OF RUMEN STARCH DEGRADABILITY OF HUNGARIAN CORN HYBRIDS BY *IN SITU* METHOD

Dry matter degradability and rumen undegradable (bypass) starch content were evaluated for 30 corn hybrids (dent corns) originating from 3 North-Hungarian habitats (Sarród, Kóny, Töltéstava) belonging to various groups of maturity (FAO 280–460). The trial was conducted in 4, rumen-cannulated Holstein-Friesian steers by *in situ* techniques.

It was established that there were significant differences ( $P < 0.05$ ) between the corn hybrids concerning their dry matter degradability and rumen undegradable starch contents. After a rumen incubation of 24 hours, dry matter degradability were 58.7–76.3% (in extreme values) and the amounts of rumen undegradable (bypass) starch were of 13.7–30.3% for the corn varieties ( $n=30$ ), respectively. Similarly to published data, a correlation of  $r=-0.929$  ( $P < 0.01$ ) was found regarding the corn hybrids between the dry matter degradation and the amounts rumen undegradable (bypass) starch. It would be reasonable to perform further investigations concerning rumen degradability of starch of different maturity groups (very early, early, medium and late maturity, respectively).

## BEVEZETÉS

Az irodalmi adatok szerint a keményítő bendőbeli lebonthatóságát legnagyobb mértékben a keményítőforrás (takarmány) fajtája és annak keményítőtartalma, a takarmány érettségi és feldolgozottsági foka, a takarmányadag összetétele, továbbá a takarmányozás intenzitása befolyásolja. A rendelkezésre álló kísérleti eredmények arra utalnak, hogy a takarmányok keményítőjének bendőbeli lebonthatósága igen különböző lehet például a legfontosabb energiaforrások (szilázsok, gabonamagvak) keményítőjének bendőbeli lebonthatósága 42–94% között változhat (Okine és Kennelly, 2003). Ez a keményítő eltérő szerkezeti felépítésével magyarázható, de Lebzien és mtsai (2002) szerint magvak esetében, ezen túlmenően, a magvak eltérő morfológiai sajátosságaival, a mag fehérje- és zsírtartalmával, annak a magon belüli eloszlásával is összefügg.

A gabonamagvak (kukorica, búza, árpa, zab, cirok) *in situ* lebonthatóságára vonatkozóan számos irodalmi adat áll rendelkezésre (Hale, 1973; Theurer, 1986; Axe és mtsai, 1987; Cone és mtsai, 1989; Herrera-Saldana és mtsai, 1990). Nocek és Tamminga (1991) különböző szerzők által közölt adatok alapján, az árpadara keményítőjének bendőbeli lebonthatóságát az összes keményítőtartalom %-ában 83,2–97,0%-nak, a kukoricadaráéét 53,1–67,0%-nak, a zabdaráéét 89,6–99,0%-nak, a cirokdaráéét 51,0–57,3%-nak, míg a búzadaráéét 86,1–99,0%-nak találták, az *in situ* és *in vitro* vizsgálatok alapján. Schmidt és mtsai (2000) hazai adatokat közölnek, melyek szerint a fehérjementes szárazanyag nagy részét kitevő keményítő a szárított kukorica és a cirok esetében a többi gabonához (árpa, búza, rozs, zab) képest kisebb a gyorsan lebomló hányad, a lebontás sebessége, továbbá a lebontott mennyiség is.

Megjegyzendő azonban, hogy ugyanazon növényfaj különböző fajtáinak, illetve hibridjeinek magjában található keményítő bendőbeli lebonthatósága között nagyok lehetnek az eltérések. Streeter és mtsai (1990a,b) a kukoricához hasonló, alacsonyabb bendőbeli lebonthatóságú különböző cirokfajták- és hibridek esetében szintén jelentős különbségeket tapasztaltak.

Irodalmi adatokból az is ismert, hogy a gabonamagvak keményítőtartalmának bendőbeli lebonthatóságát nemcsak az amilóz és az amilopektin egymáshoz viszonyított aránya (a keményítő 20–30%-át az egyenes szénláncú amilóz, és kb. 70–80%-át az elágazóláncú amilopektin alkotja), hanem az endospermium szerkezete, továbbá a keményítőt körülvevő fehérjemátrix egyaránt befolyásolja (Loose, 2000). A kukoricaszem típusa (lófogú-dent, illetve keményszemű-flint), továbbá a szem érettsége ugyancsak hatással van a keményítő bendőbeli lebonthatóságára (Philippeau és Michalet-Doreau, 1997; Pereira és mtsai, 2004). Az előbbi szerzők megállapították, hogy az érés előrehaladtával csökken a keményítő bendőbeli lebonthatósága, és a betakarítás idejének a keményszemű (flint) változatoknál nagyobb jelentősége van, mint a lófogú (dent) hibridek esetében. Huntington (1997) szerint a magasabb amilopektin tartalmú (waxy) genotípusok gyorsabban bomlanak le, ugyanakkor Cone (1991) ezzel ellentétes véleményen volt. Nem befolyásolta a keményítő bendőbeli lebonthatóságát az amilóz: amilopektin aránya Philippeau és mtsai (1998) vizsgálatában sem. Cone és Vlot (1990) felhívják a figyelmet arra, hogy az amilóz a zsírokkal stabil komplexeket képezhet és így ellenállóbb a különböző enzimekkel szemben.

A köztermesztésben lévő kukoricahibridek szárazanyag-, továbbá keményítő-tartalmának bendőbeli lebonthatóságáról viszonylag kevés nemzetközi publikáció áll rendelkezésre (Flachowsky és Lebzien, 1997; Philippeau és Michalet-Doreau, 1997; Philippeau és mtsai, 1999; Loose, 2000; Correa és mtsai, 2002; Pereira és mtsai, 2004), míg hazai adatok erre vonatkozóan ugyancsak korlátozottak (Tóth és Schmidt, 2003). Éppen ezért, vizsgálatunk legfontosabb célkitűzése annak megállapítása volt, hogy a hazai termesztésben szereplő, ún. lófogú (dent) szemtípusba tartozó néhány kukoricahibrid keményítőtartalmának bendőbeli lebonthatóságában van-e érdemleges mértékű különbség.

## ANYAG ÉS MÓDSZER

Az irodalmi adatok szerint a különböző kukoricafajták, illetve hibridek keményítőtjének bendőbeli lebonthatósága igen eltérő lehet, így egy korábbi kísérletünk (Tóth és Schmidt, 2003) folytatásaként 30, a hazai termesztésben szereplő kukorica szárazanyag-, illetve keményítőtartalmának bendőbeli lebonthatóságát értékeltük. A vizsgált kukoricahibridek mindegyike a lófogú (dent) szemtípusba tartozott, ami a hazai köztermesztés döntő részét képviseli. A kukoricahibrideket 2007-ben, kisparcellás kísérletekben, három Győr-Moson-Sopron megyei településen (Kóny, Sarród, Töltéstava) termesztették. A vizsgált kukoricahibridek megnevezését továbbá szárazanyag-, illetve kiindulási keményítőtartalmát az 1. táblázatban foglaltuk össze. A minták gyűjtésekor fokozottan ügyeltünk arra, hogy a legfontosabb éréscsoportokból (igen korai, korai, és középerésű) egyaránt szerepeljen minta.

A különböző kukoricahibridek keményítőtartalmának bendőbeli lebonthatóságát 4, bendőkanüllel ellátott holstein-fríz tinóval, az *in situ* módszer (Oldham, 1987) segítségével vizsgáltuk. A kísérletben szereplő állatok naponta 8 kg kukorica-szilázst, 4 kg búzaszalmát és 3 kg abrakkeveréket (66% kukoricadara, 32% extrahált napraforgódara, 0,5% egységes premix, 0,5% takarmánysó, 1% takarmánymész) fogyasztottak. A zsákocskák 40 mikron porozitású Scrynel műanyag-szövetből készültek, méretük 120 mm × 60 mm volt. Állatonként 8–8 zsákocskát helyeztünk a kanülnön át a bendőbe. Egy-egy zsákocskákba 2 g vizsgálandó anyagot mértünk be, és az inkubációs idő 24 óra volt. A zsákocskákat az inkubációt követően ötször átmostuk, majd 60 °C-on, a légszáraz állapot eléréséig szárítottuk. A kísérletet kétszeres ismétléssel végeztük.

A vizsgálatban szereplő valamennyi takarmányminta keményítőtartalmát körfokskalás polariméterrel (Carl Zeiss, Jena), a Magyar Takarmánykódex (2004) alapján vizsgáltuk.

A kísérleti eredmények statisztikai értékelését egytényezős varianciával (one-way ANOVA), az SPSS 12.0. for Windows program (SPSS Inc., Chicago, USA) segítségével végeztük el. A szórások homogenitás vizsgálatát Levene-teszt segítségével értékeltük. A statisztikai programban választható *post hoc* tesztek közül homogén szórások esetén az LSD, míg heterogén szórások esetében a Games-Howell próbákat alkalmaztuk (szignifikancia szint valamennyi esetben:  $P < 0,05$ ).

Mivel a vizsgálat legfontosabb célja a különböző hibridek közötti esetleges különbségek értékelése volt, ezért a biometria elemzést csak az azonos termőhelyen

termesztett, és egy időben betakarított hibridek esetében végeztük el. A három termőhely adatait a környezeti tényezők (pl. csapadék, hőmérséklet, talaj), továbbá az eltérő betakarítási idő miatt nem hasonlítottuk össze.

## EREDMÉNYEK

Az 1. táblázatban közölt adatokból látható, hogy a kukoricahibridek kiindulási átlagos keményítőtartalma a vizsgált termőhelyeken (Töltéstava, Kóny és Sarród) 64,52; 64,74 és 66,16% volt (sorrendben), azaz nem tért el egymástól jelentősebb mértékben. Az éréscsoportok (FAO-csoport) alapján ugyancsak nem lehet tendenciát felfedezni, mivel pl. az igen korai (pl. PR 39D81), a korai (pl. MV277) és a középérésű (pl. NK CISCO) hibridek között egyaránt lehet találni alacsonyabb kiindulási keményítőtartalmakat (61,25%, 58,77% és 61,85%, sorrendben). Az egyedi eltérések természetesen azt is jelentik, hogy a fajta hatáson kívül, a termőhelyi környezetnek és egyéb körülményeknek (pl. betakarítás ideje) alapvető szerepe lehet a keményítőtartalom alakulására. A táblázat adatai azt is igazolják, hogy a vizsgált kukoricahibridek átlagos szárazanyagtartalmában (88,30–88,96%) ugyan csak nem volt jelentős mértékű eltérés.

1. táblázat  
A vizsgálatban szereplő kukoricahibridek szárazanyag-  
és keményítőtartalma (szárazanyag %-ában)

Kukoricahibrid (1)	FAO csoport (2)	Keményítő (%) (3)	Szárazanyag (%) (4)
Kóny			
PR39D81	280	61,25	88,91
PR38V91	300	62,13	88,93
PR37D25	330	61,87	88,84
HUNOR	350	68,22	88,72
PR37M81	360	63,94	88,56
NK THERMO	370	67,72	88,10
OCCITAN	380	66,92	88,83
PR37W05	390	66,72	88,12
BURTON	430	66,79	88,46
NK CISCO	430	61,85	88,29
ATLAG (5)		64,74	88,57
Sarród			
LG 2285	280	57,79	88,87
GOLDACCORD	290	65,73	89,12
SZE 269	304	66,44	88,38
LG 2306	320	67,35	88,69
LG 3330	340	62,79	88,81
LATIZANA	350	70,00	88,32
LG 3362	370	66,23	88,66

az 1. táblázat folytatása

Kukoricahibrid (1)	FAO csoport (2)	Keményítő (%) (3)	Szárazanyag (%) (4)
LG 2372	380	70,92	88,40
LG 3409	400	67,21	88,55
LG 3475	460	67,19	85,25
ÁTLAG (5)		66,16	88,30
Töltéstava			
MV 251	280	63,84	88,82
LG 2305	290	66,26	88,73
MV 277	310	58,77	89,35
PR37D25	330	66,21	88,47
LG 3330	340	62,77	89,53
PR37M81	360	65,76	89,08
LG 2372	380	69,58	88,71
PR37W05	390	64,90	89,15
DKC 4664	390	64,24	89,27
DKC 5143	440	62,91	88,52
ATLAG (5)		64,52	88,96

Table 1: DM- and starch content of the examined corn hybrids (analysed value, in % of DM) corn hybrids (1), FAO group (2) starch content (3), dry matter (4), mean (5)

2. táblázat

**A Kőnyban termesztett kukoricahibridek *in situ* szárazanyag lebomlása (24 óras inkubáció)**

Száraz- anyag lebomlás (%) (1)	Kukorica- hibrid (2)	PR39 D81	PR38 V91	PR37 D25	HUNOR	PR37 M81	NK THERMO	OCCI- TAN	PR37 W05	BUR- TON	NK CISCO
58,72±4,55	PR39D81										
69,16±9,06	PR38V91	*									
65,90±5,48	PR37D25	*	*								
61,33±6,36	HUNOR	NS	*	*							
61,76±7,05	PR37M81	*	*	*	NS						
62,57±4,15	NK THERMO	*	*	*	NS	NS					
67,47±7,36	OCCITAN	*	NS	NS	*	*	*				
68,17±4,46	PR37W05	*	NS	NS	*	*	*	NS			
67,54±5,32	BURTON	*	NS	NS	*	*	*	NS	NS		
66,24±6,28	NK CISCO	*	NS	NS	*	*	*	NS	NS	NS	

\*P<0,05; NS=nem szignifikáns (3)

Table 2: *In situ* dry matter degradability of different corn hybrids from Kőny (24 hours long incubation) dry matter degradation (1) corn hybrids (2), P<0.05; NS=not significant (3)

3. táblázat

**A Kónyban termesztett kukorica-hibridek bendőben le nem bomló (bypass) keményítőtartalma (inkubációs idő: 24 óra, adatok a szárazanyag %-ában)**

Bypass keményítő (%) (1)	Kukorica-hibrid (2)	PR39 D81	PR38 V91	PR37 D25	HUNOR	PR37 M81	NK THERMO	OCCITAN	PR37 W05	BURTON	NK CISCO
27,97±3,08	PR39D81										
18,28±5,37	PR38V91	*									
25,82±4,15	PR37D25	*	*								
29,94±4,92	HUNOR	NS	*	*							
30,30±5,59	PR37M81	*	*	*	NS						
26,60±2,95	NK THERMO	NS	*	NS	*	*					
22,46±5,08	OCCITAN	*	*	*	*	*					
19,81±2,77	PR37W05	*	NS	*	*	*	*				
22,88±3,75	BURTON	*	*	*	*	*	*	NS	*		
24,32±4,52	NK CISCO	*	*	NS	*	*	*	NS	*	NS	

\*P<0,05; NS=nem szignifikáns (3)

Table 3: By-pass starch content of different corn hybrids from Kóny (incubation time: 24 hours, in % of DM)  
bypass starch (1), as in Table 2 (2–3)

A Kónyban termesztett kukorica-hibridek 24 órás bendőbeli inkubációja után mért szárazanyag lebomlását, illetve a bendőben le nem bomló keményítő mennyiségére vonatkozó adatokat a 2. és a 3. táblázatban foglaltuk össze. A vizsgált hibridek (n=10) átlagos szárazanyag lebonthatósága 64,89%±6,95 volt. Ehhez viszonyítva a legkisebb értéket a PR39D81 (FAO 280) (58,72%), míg a legnagyobbat a PR38V91 (FAO 300) (69,16%) érte el. A statisztikai elemzéskor a PR39D81 és a többi vizsgált hibrid szárazanyag lebonthatósága között – kivéve a HUNOR-t (FAO 350) – szignifikáns különbséget mértünk. A Kónyban termesztett hibridek átlagos bypass keményítőtartalma (n=10) 24,84%±5,75 volt. A bendőben le nem bomló (bypass) keményítőtartalom ugyancsak a PR38V91 (FAO 300) hibrid esetében volt a legalacsonyabb (18,28%), ugyanakkor a legnagyobb értéket a PR37M81 (FAO 360) adta (30,30%). A szárazanyag lebonthatóság, illetve a bypass keményítőtartalom adatainak statisztikai elemzése sem minden esetben egyezik meg egymással. Az azonban egyértelmű, hogy a nagyobb szárazanyag lebomlást mutató hibridek esetében alacsonyabb, míg a kisebb szárazanyag lebomlású hibridekben nagyobb bendőben le nem bomló keményítőtartalmat állapítottunk meg.

A Sarródon, kisparcellán termesztett hibridek *in situ* lebomlásának adatait a 4. és az 5. táblázatban foglaltuk össze. A vizsgált minták (n=10) átlagos szárazanyag lebomlása 71,34%±7,92, míg az átlagos bypass keményítőtartalom 19,65%±6,74 volt. Ez azt jelenti, hogy a Sarródon termesztett kukorica-hibridek két vizsgált paramétere jelentősen eltért a kónyi minták átlagértékétől. A sarródi minták esetében a legkisebb szárazanyag lebonthatóságot az LG2372 (FAO 380) (67,11%) esetében, míg a legnagyobb értéket az LG3330 (FAO 400) (76,49%) hibridre vonatkozóan állapítottuk meg. Annak ellenére, hogy az LG2285 (FAO 280)

4. táblázat

**A Sarródon termesztett kukoricahibridek *in situ* szárazanyag lebomlása (24 órás inkubáció)**

Száraz- anyag lebomlás (%) (1)	Kukorica- hibrid (2)	LG 2285	GOLD- ACCORD	SZE 269	LG 2306	LG 3330	LATI- ZANA	LG 3362	LG 2372	LG 3409	LG 3475
69,37±6,31	LG 2285										
74,83±9,05	GOLDACCORD	*									
68,05±6,97	SZE 269	NS	*								
68,87±6,69	LG 2306	NS	*	NS							
76,49±8,86	LG 3330	*	NS	*	*						
73,70±4,78	LATIZANA	*	NS	*	*	NS					
71,45±7,51	LG 3362	NS	NS	NS	NS	*	NS				
67,11±7,20	LG 2372	NS	*	NS	NS	*	*	*			
76,30±5,33	LG 3409	*	NS	*	*	NS	NS	*	*		
67,21±8,02	LG 3475	NS	*	NS	NS	*	*	*	NS	*	

\*P<0,05; NS=nem szignifikáns (3)

Table 4: *In situ* dry matter degradability of different corn hybrids from Sarród (24 hours long incubation) as in Table 2 (1–3)

5. táblázat

**A Sarródon termesztett kukoricahibridek bendőben le nem bomló (bypass) keményítőtartalma (inkubációs idő: 24 óra, adatok a szárazanyag %-ában)**

Bypass kemé- nyítő (%) (1)	Kukorica- hibrid (2)	LG 2285	GOLD- ACCORD	SZE 269	LG 2306	LG 3330	LATI- ZANA	LG 3362	LG 2372	LG 3409	LG 3475
28,41±5,85	LG 2285										
15,64±5,62	GOLDACCORD	*									
23,10±5,04	SZE 269	*	*								
20,68±4,44	LG 2306	*	*	*							
13,80±5,20	LG 3330	*	NS	*	*						
15,80±2,87	LATIZANA	*	NS	*	*	NS					
19,07±5,01	LG 3362	*	*	*	NS	*	*				
24,99±5,47	LG 2372	*	*	NS	*	*	*	*			
13,65±3,07	LG 3409	*	NS	*	*	NS	NS	*	*		
21,39±5,23	LG 3475	*	*	NS	NS	*	*	NS	*	*	

\*P<0,05; NS=nem szignifikáns (3)

Table 5: *By-pass starch content of different corn hybrids from Sarród (incubation time: 24 hours, in % of DM)* as in Table 3 (1–3)

6. táblázat

**A Töltéstaván termesztett kukoricahibridek *in situ* szárazanyag lebomlása (24 órás inkubáció)**

Száraz- anyag lebomlás (%) (1)	Kukorica- hibrid (2)	MV 251	LG 2305	MG 277	PR37 D25	LG 3330	PR37 M81	LG 2372	PR37 W05	DKC 4664	DKC 5143
65,28±6,04	MV 251										
62,56±4,94	LG 2305	NS									
69,77±5,51	MV 277	*	*								
69,53±4,67	PR37D25	*	*	NS							
64,27±7,05	LG 3330	NS	NS	*	*						
73,47±6,83	PR37M81	*	*	*	*	*					
63,97±5,30	LG2372	NS	NS	*	*	NS	*				
69,76±7,43	PR37W05	*	*	NS	NS	*	*	*			
72,65±7,59	DKC 4664	*	*	NS	NS	*	NS	*	NS		
64,14±7,84	DKC 5143	NS	NS	*	*	NS	*	NS	*	*	

\*P&lt;0,05; NS=nem szignifikáns (3)

Table 6: *In situ* dry matter degradability of different corn hybrids from Töltéstava (24 hours long incubation) as in Table 2 (1–3)

7. táblázat

**A Töltéstaván termesztett kukoricahibridek bendőben le nem bomló (bypass) keményítőtartalma (inkubációs idő: 24 óra, adatok a szárazanyag %-ában)**

Bypass kemé- nyítő (%) (1)	Kukorica- hibrid (2)	MV 251	LG 2305	MG 277	PR37 D25	LG 3330	PR37 M81	LG 2372	PR37 W05	DKC 4664	DKC 5143
21,85±3,80	MV 251										
29,23±3,86	LG 2305	*									
21,32±3,89	MV 277	NS	*								
19,92±3,05	PR37D25	NS	*	NS							
25,74±5,08	LG 3330	*	*	*	*						
20,32±5,23	PR37M81	NS	*	NS	NS	*					
28,68±4,22	LG2372	*	NS	*	*	*					
19,61±7,41	PR37W05	NS	*	NS	NS	*	NS	*			
20,99±5,82	DKC 4664	NS	*	NS	NS	*	NS	*	NS		
29,88±6,54	DKC 5143	*	NS	*	*	*	*	NS	*	*	

\*P&lt;0,05; NS=nem szignifikáns (3)

Table 7: *By-pass* starch content of different corn hybrids from Töltéstava (incubation time: 24 hours, in % of DM) as in Table 3 (1–3)



esetében a szárazanyag lebonthatóság 2,26%-kal nagyobb volt, mint az LG2372 hibridé, a legnagyobb bendőben le nem bomló keményítőtartalmat (28,41%) ebben a hibridben mértük. A legalacsonyabb bypass keményítőtartalma (13,65%) az LG3409-as, illetve a szárazanyag lebonthatósága az LG 3330-as hibridnek volt (13,80%).

A Töltéstaván termesztett kukorica hibridek bendőbeli lebomlásának adatait a 6. és a 7. táblázatban foglaltuk össze. A vizsgált minták ( $n=10$ ) szárazanyagának átlagos lebomlása  $67,54\% \pm 7,83$ , míg a bendőben le nem bomló keményítő mennyisége  $23,75\% \pm 6,37$  volt. Ezek az értékek a Kónyban, illetve a Sarródon vett minták átlagadatai közöttiek. A Töltéstaván termesztett, eltérő éréscsoportba tartozó hibridek közül a legkisebb szárazanyag lebomlást az LG2305 (FAO 290) (62,56%), míg a legnagyobb értéket a PR37M81 (FAO 360) (73,47%) esetében mértük. A DKC 4664 (FAO 390) hibrid szárazanyag lebomlása (72,65%) ez utóbbi értékhez ugyancsak közeli volt. A bendőben le nem bomló keményítő mennyisége, az alkalmazott inkubációs időt követően, a PR37W05 (FAO 390) (19,61%), továbbá a PR37D25 (FAO 330) (19,92%) hibridek esetében volt a legalacsonyabb. A legnagyobb bypass keményítőtartalmat a DKC 5143 (FAO 440) (29,88%) és a LG 2305 (29,23%) hibridek esetében mértük.

## AZ EREDMÉNYEK ÉRTÉKELESE

Saját adatainkkal egyezően, *Philippeau és mtsai* (1999) már korábban megállapították, hogy a szárazanyag, illetve a keményítő bendőbeli lebonthatósága, az egyes kukorica hibridektől függően, viszonylag széles határok között mozoghat. Vizsgálatukban a szárazanyag tényleges bendőbeli lebonthatósága szélső értékben 39,7–71,5%, míg a keményítőé 40,6–77,6% között volt. *Flachowsky és Lebzien* (1997) különböző kukoricafajták, illetve hibridek keményítőjének bendőbeli lebonthatóságát 63–86% közöttinek találták, *Loose* (2000) vizsgálataiban pedig ez az érték 50 és 90% között volt. *Pereira és mtsai* (2004) vizsgálatában a lófogú (dent) típusú kukorica hibridek szárazanyag lebomlása 63,3% volt a 24 órás bendőbeli inkubáció alatt, ugyanakkor a keményszemű (flint) kukorica hibridek esetében az említett érték csak 52,4% volt. Ezzel egyezően a keményítő bendőbeli lebonthatósága ugyancsak kisebb volt a keményszemű (flint) genotípusok esetében *Philippeau és mtsai* (1999) vizsgálatában.

Fontos megemlíteni, hogy a keményítő bendőbeli lebomlását – megegyezően más táplálóanyagok (pl. nyersfehérje, nyersrost) degradabilitásával – jelentős mértékben befolyásolja a takarmány bendőben tartózkodásának ideje is. Ismert, hogy ez utóbbit elsősorban a takarmányozás intenzitása határozza meg. Ebből az a következtetés vonható le, hogy a bendőbeli lebonthatóságra vonatkozó adatokat reálisan értékelni csak a takarmányozás intenzitásának ismeretében lehet, illetve összehasonlítani is csak az azonos takarmányozási szintre vonatkozó lebontási értékeket szabad. Ezt igazolja az a tény is, hogy a kukorica különböző fajtái és hibridjei közötti a legnagyobb lebonthatóságbeli különbséget a nagy tejtermelésű tehének takarmányozására jellemző 3-szoros intenzitási szinten (a napi takarmányadag metabolizálható energiatartalma háromszorosa az életfenntartás céljára szükséges metabolizálható energia mennyiségének) mérték (*Flachowsky és Lebzien*, 1997).

Kisebb mintaszámmal ( $n=8$ ) végzett előző kísérletünkben (Tóth és Schmidt, 2003) azt feltételeztük, hogy a korábbi érésű kukoricahibridek keményítőjének bendőbeli lebonthatósága kisebb, ennél fogva a bypass keményítő hányad nagyobb bennük, mint a későn érő fajtákban. Jelenlegi, nagyobb mintaszámmal ( $n=30$ ) végzett vizsgálati adataink azonban azt jelzik, hogy az egyes éréscsoportok adatai között (igen korai, korai, középérésű) nem lehet tendenciózus, illetve szignifikáns különbségeket megállapítani.

Korábbi kísérletünkkel (Tóth és Schmidt, 2003), illetve Matthe és mtsai (1999) még korábbi adataival összhangban, ebben a vizsgálatunkban is igazoltuk, hogy a különböző kukoricahibridek szárazanyag lebomlása, továbbá a bendőben le nem bomló (bypass) keményítőjének a mennyisége között igen szoros a korreláció. Jelenlegi vizsgálatunkban a két adatsor között szoros, negatív összefüggést,  $r=-0,929$  ( $P<0,01$ ) találtunk. Ez azt jelenti, hogy a bypass keményítő mennyisége azokban a hibridekben a legnagyobb, melyekben a szárazanyag lebomlás csak kismértékű. Így a szárazanyag bendőbeli lebonthatóságának ismeretében, mivel ezen belül a keményítő döntő részt (kb. 60–75%-ot) képvisel, nagy biztonsággal következtetni lehet a keményítő bendőbeli lebonthatóságára is. Philippeau és mtsai (1999) a kukoricamag keménysége és a bendőben lebomló keményítő mennyisége között állapított meg szoros korrelációt.

Arra vonatkozóan, hogy a különböző éréscsoportok (igen korai, korai, közép-es késői érésű) között a keményítőtartalom bendőbeli lebonthatóságában van-e érdemleges különbség, további vizsgálatokat kellene elvégezni.

### Köszönetnyilvánítás

Ezúton köszönjük meg Offenbeck János területi képviselőnek a minták begyűjtésében nyújtott segítségét.

### IRODALOM

- Axé, D.E. – Bolsen, K.K. – Harmon, D.L. – Lee, R.W. – Milliken, G.A. – Avery, T.B. (1987): Effect of wheat and high-moisture sorghum grain fed singly and in combination on ruminal fermentation, solid and liquid flow, site and extent of digestion and feeding performance of cattle. *J. Anim. Sci.*, 64. 3. 897–906.
- Cone, J.W. (1991): Degradation of starch in feed concentrates by enzymes, rumen fluid and rumen enzymes. *J. Sci. Food Agri.*, 54. 23–34.
- Cone, J.W. – Clinetheil, W. – Malstein, A. – Vantklooster, A.T. (1989): Degradation of starch by incubation with rumen fluid. A comparison of different starch sources. *J. Sci. Food Agri.*, 49. 2. 171–183.
- Cone, J.W. – Vlot, M. (1990): Comparison of degradability of starch in concentrates by enzymes and rumen fluid. *J. Anim. Physiol. and Anim. Nutr.*, 63. 142–148.
- Correa, C. E.S. – Shaver, R.D. – Pereira, M.N. – Lauer, J.G. – Kohn, K. (2002): Relationship between corn vitreousness and ruminal in situ starch degradability. *J. Dairy Sci.*, 85. 11. 3008–3012.
- Flechowaty, G. – Lebziern, P. (1997): Improvement of glucose supply for high performing cows. *Proc. of the 6<sup>th</sup> Int. Symp. Anim. Nutr.*, Kaposvár, Hungary, 64–87.
- Hale, W.H. (1973): Influence of processing on the utilization of grains (starch) by ruminants. *J. Dairy Sci.*, 37. 1075.
- Herrera-Saldana, R.E. – Huber, J.T. – Poore, M.H. (1990): Dry matter, crude protein and starch degradability of five cereal grains. *J. Dairy Sci.*, 73. 9. 2386–2393.
- Huntington, G.B. (1997): Starch utilization by ruminants: from basics to the bunk. *J. Anim. Sci.*, 75. 3. 852–867.

- Lebzien, P. – Matthé, A. – Flachowsky, G.* (2002): A keményítő jelentősége a tejelő tehenek glükóz-ellátásában. Takarmányozás, 5. 1. 14–18.
- Loose, K.* (2000): Ruminaler Abbau verschiedener Stärkequellen und duodenale Stärkeanflutung. Landbauforsch. Völkrode, 217. 14–24.
- Magyar Takarmánykódex (2004)
- Matthé, A. – Lebzien, P. – Flachowsky, G.* (1999): Influence of maize grain drying process on its in situ degradability in dairy cows. J. Anim. and Feed Sci., 8. 379–386.
- Nocek, J. – Tamminga, S.* (1991): Site of digestion of starch in the gastrointestinal tract of dairy cows and its effect on milk yield and composition. J. Dairy Sci., 74. 10. 3598–3629.
- Okine, E.K. – Kennelly, J.J.* (2003): How to cow makes lactose. Internet: [www.westerndairy-science.com/Lactose.html](http://www.westerndairy-science.com/Lactose.html)
- Oldham, J.D.* (1987): Towards a European Standard method for assessing protein degradability. Report of CEC-EAAP workshop. Brussels: 4 pp.
- Pereira, M.N. – Pinho, R.G. – Bruno, R.G. – Calestine, G.A.* (2004): Ruminal degradability of hard or soft texture corn grain at three maturity stages. Sci. Agri., 61. 4. 658–663.
- Philippeau, C. – Deschault de Mondredon, F. le – Michalet-Doreau, B.* (1999): Relationship between ruminal starch degradation and the physical characteristics of corn grain. J. Anim. Sci., 77. 1. 238–243.
- Philippeau, C. – Landry, J. – Michalet-Doreau, B.* (1998): Influence of the biochemical and physical characteristics of the maize grain on ruminal starch degradation. J. Agric. Food Chem., 46. 10. 4287–4291.
- Philippeau, C. – Michalet-Doreau, B.* (1997): Influence of genotype and stage of maturity of maize on rate of ruminal starch degradation. Anim. Feed Sci. and Techn., 68. 1/2. 25–35.
- Schmidt J. – Várhegyi J.-né – Várhegyi J. – Cenkvári É.* (2000): A kérérdzők takarmányainak energia- és fehérjeértékelése. Mezőgazda Kiadó, Budapest, 65–66.
- Streeter, M.N. – Wagner, D.G. – Hibberd, C.A. – Owens, F.N.* (1990a): The effect of sorghum grain variety on site and extent of digestion in beef heifers. J. Anim. Sci., 68. 1121–1132.
- Streeter, M.N. – Wagner, D.G. – Hibberd, C.A. – Owens, F.N.* (1990b): Comparison of corn with four sorghum grain hybrids: Site and extent of digestion in steers. J. Anim. Sci., 68. 3429–3440.
- Theurer, C.B.* (1986): Grain processing effects on starch utilization by ruminants. J. Anim. Sci., 63. 5. 1649–1662.
- Tóth T. – Schmidt J.* (2003): A fajta, valamint a nátrium-hidroxid kezelés hatása a kukorica és a gabonamagvak keményítőjének bendőbeli lebonthatóságára. Állattenyésztés és Takarmányozás, 52. 6. 573–581.

Érkezett: 2009. január

Szerzők címe: Tóth, T., Beke, K.:

Author's address: Nyugat-magyarországi Egyetem, Mezőgazdaság- és Élelmiszertudományi Kar  
University of West Hungary, Faculty of Agricultural and Food Sciences  
H-9200 Mosonmagyaróvár, Vár 2.

Cenkvári É.:

Szent István Egyetem, Állatorvostudományi Kar  
Szent István University, Faculty of Veterinary Science  
H-1078 Budapest, István u. 2.

## Poszter megrendelőlap



Megrendelem az alábbi posztereket 800 Ft/db + postaköltség.

- Ehető és mérgező gombák ... db
- Vadon termő gyógynövények ... db
- Gyomnövények Magyarországon ... db
- Bogarak Magyarországon ... db
- Őshonos magyar háziállatok ... db
- Magyarország fafajai ... db
- Magyarország védett növényei ... db
- Magyarország fontosabb pázsitfűvei ... db
- Takarmánynövényeink ... db
- Minősített hibrid, vörös- fehérbort adó szőlőfajták ... db
- Minősített hibrid csemegezőlőfajták ... db
- A szőlő károsítói ... db
- Zöldségfélék kártevői ... db
- Környezetünk madarai ... db
- Lepkék ... db
- Magyarország fogható halai I-II. ... db
- Magyarország védett halai ... db
- Hazai ragadozó madaraink ... db



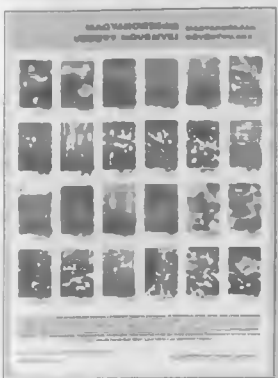
Név: .....

Cím: .....

Irányítószám:     e-mail: .....

Információ: Szabó Krisztina, telefon: 220-8331  
1149 Budapest, Angol u. 34. Tel./fax: 220-8331  
E-mail: kereskedelem@agroinform.com • www.agroinform.com

## Poszter megrendelőlap



Megrendelem az alábbi posztereket 800 Ft/db + postaköltség:

- Ehető és mérgező gombák ... db
- Vadon termő gyógynövények ... db
- Gyomnövények Magyarországon ... db
- Bogarak Magyarországon ... db
- Óshonos magyar háziállatok ... db
- Magyarország fafajai ... db
- Magyarország védett növényei ... db
- Magyarország fontosabb pázsitfűvei ... db
- Takarmánynövényeink ... db
- Minősített hibrid, vörös- fehérbort adó szőlőfajták ... db
- Minősített hibrid csemege-szőlőfajták ... db
- A szőlő károsítói ... db
- Zöldségfélék kártevői ... db
- Környezetünk madarai ... db
- Lepkék ... db
- Magyarország fogható halai I-II. ... db
- Magyarország védett halai ... db
- Hazai ragadozó madaraink ... db

Név: .....

Cím: .....

Irányítószám:     e-mail: .....

Információ: Szabó Krisztina, telefon: 220-8331

1149 Budapest, Angol u. 34. Tel./fax: 220-8331

E-mail: kereskedelem@agroinform.com • www.agroinform.com

## MEGRENDELŐLAP

A megrendelés visszavonásig érvényes

Előfizetési díj a 2009. évre: ÁFÁ-val **7000 Ft/év**

Ezúton megrendelem az **Állattenyésztés és Takarmányozás** című folyóiratot.

Az előfizetési díjat  csekken vagy átutalással befizetem.

Az előfizetési díjról  előre kérem a számlát, amelyet 8 napon belül kiegyenlítek.

Amennyiben a befizető neve, címe eltér a kézbesítési helytől, címtől kérjük közölje.

Példányszám . . . . . db

Megrendelő neve: . . . . .

Címe:     . . . . .

Számlázási név: . . . . .

Cím:     . . . . .

Ügyintéző: . . . . .

Telefon/Fax: . . . . .

E-mail: . . . . .

Dátum: . . . . . Aláírás . . . . .

A módosítást vagy az új megrendelést kérjük az Agroinform Kiadó és Nyomda Kft. címére postán, faxon vagy e-mailen feladni.

**Agroinform Kiadó és Nyomda Kft.**

1149 Budapest, Angol u. 34.

Telefon/Fax: 220-8331 • e-mail: kereskedelem@agroinform.com

Szabó Krisztina

# ÚTMUTATÓ A KÉZIRATOK ELKÉSZÍTÉSÉHEZ

Az Állattenyésztés és Takarmányozás kéthavonta megjelenő tudományos folyóirat, foglalkozik az állattermék-előállítás valamennyi ágával, beleértve az összes állatfajt, azok tenyésztését, tartását, takarmányozását és az életfolyamatokkal kapcsolatos minden kérdéskört. Közül elsősorban eredeti tudományos közleményeket, de egyes esetekben a tárgykörhöz tartozó szakirodalmi áttekintéseket és szükség szerint időszerű termeléspolitikai koncepciókat, szemle cikkeket. Tájékoztató céllal ismertet disszertációkat, beszámolókat tudományos rendezvényekről, összefoglalókat az egyetemek és a kutatóintézetek kiadványaiból. A cikkeket magyar vagy angol nyelven, az összefoglalókat, a táblázatokat és az ábraszövegeket mindkét nyelven közli.

A kéziratokat kettő példányban, nem szerkesztett változatban, írógéppel, vagy nyomtatóval jól olvashatóan leírva kell a szerkesztőség címére megküldeni. Csatolandó valamennyi szerző nyilatkozata arról, hogy hozzájárul a közlemény megjelenéséhez, és egyet ért annak tartalmával. A beérkezett kéziratokat a szerkesztőség (anonim) lektoráltatja, és amennyiben szükséges (ugyancsak anonim) visszaküldi a szerző(k)nek a végleges változat elkészítése érdekében.

Az elfogadott közlemények végső változatát elektronikus verzióban és egy kinyomtatott példányban kell a szerkesztőség címére beküldeni. A közlés költségmentes, az első szerző öt példányt kap a lap aktuális számából, és megkapja cikkét pdf kiterjesztésben.

Felvilágosítás a közléssel kapcsolatban, a szerkesztőségben:

Állattenyésztési és Takarmányozási Kutatóintézet, 2053 Herceghalom, Gesztenyés u. 1.,  
Tel.: 23-319-133/225; FAX: 23-319-133/120; E-mail: jgundel@atk.hu vagy szerk@atk.hu.

Az útmutató teljes szövege, az Állattenyésztés és Takarmányozás. 2004. 53. 2. számában a 193–195. oldalon olvasható, illetve az Internetről letölthető:

<http://www.atk.hu/magyar/MagyHaszUt.htm>

## GUIDE FOR AUTHORS

The Hungarian Journal of Animal Production is a bimonthly scientific journal dealing with all of the branches of animal production, including all of the species, their breeding, keeping and feeding, and the whole sphere of question's connected to their vital processes. Mainly original scientific papers, but in some cases also review articles and up-to-date production political conceptions are published. Information is given on dissertations, scientific meetings and on reports of universities and research institutes. Articles are published in Hungarian or English, summaries, texts of tables and figures in both languages.

Manuscripts should be sent in two copies, written in well readable in non-reduced form by typewriter or printer to the address of the editorial office. All authors have approved the paper for release and are in agreement with its content. Manuscripts are anonymously reviewed, and if necessary (also anonymously) returned to the author(s) for the formation of the final version.

The final versions of the accepted publications should be submitted in electronic version plus in one printed copies to the address of the editorial office. Publishing is free of charge, five exemplar of current journal and per e-mail the pdf version of paper are sent to the first author.

Publication related information may be obtained from the editorial office: Research Institute for Animal Breeding and Nutrition, H-2053 Herceghalom, Gesztenyés u. 1.,  
Phone: +36-23-319-133/225; FAX: +36-23-319-133/120; E-mail: jgundel@atk.hu or szerk@atk.hu.

Full text (in English) of guide for authors see on the Internet:

<http://www.atk.hu/english/AngHaszUt.htm>

## ÁLLATTENYÉSZTÉS és TAKARMÁNYOZÁS

**Főszerkesztő (Editor-in-chief):** GUNDEL János (Herceghalom)

**A szerkesztőség tanácsadó testülete (Editorial advisory board):**

**Elnök (President):** BODÓ Imre

BREM, G. (Ausztria)	FÉBEL Hedvig (Herceghalom)	RAFAI Pál (Budapest)
HABE, F. (Szlovénia)	FÉSÜS László (Herceghalom)	RÁTKY József (Herceghalom)
HODGES, J. (Ausztria)	HORN Péter (Kaposvár)	SCHMIDT János (Mosonmagyaróvár)
NOBORU, M. (Japán)	INCZE Kálmán (Budapest)	SZABÓ Ferenc (Keszthely)
VERSTEGEN, M.W.A. (Hollandia)	KESERŰ János † (Budapest)	SZAKÁLY Sándor † (Pécs)
	KOVACS József (Keszthely)	SZERDAHELYI Károly (Budapest)
	MARTON István (Budapest)	VÁRADI László (Szarvas)
	MÉZES Miklós (Gödöllő)	ZSILINSZKY László (Budapest)
	MIHÓK Sándor (Debrecen)	

**Szerkesztőség:  
(Editorial office):**

Állattenyésztési és Takarmányozási Kutatóintézet  
Research Institute for Animal Breeding and Nutrition  
2053 Herceghalom, Gesztenyés út 1.  
T/F: (+36) 23-319-133 E-mail: szerk@atk.hu <http://www.atk.hu>

**Felelős kiadó (Publisher):** BOLYKI István, ügyvezető igazgató

HU ISSN: 0230 1814

A lap a Földművelésügyi és Vidékfejlesztési Minisztérium tudományos folyóirata  
This is a scientific bimonthly journal of the Ministry of Agriculture and Regional Development

**A kiadást támogatja:  
(Sponsored by)** Földművelésügyi és Vidékfejlesztési Minisztérium,  
MTA Könyv- és Folyóiratkiadó Bizottsága

### Megjelenik évente hatszor

Előfizetési díj: 1 évre 7000,- Ft (ÁFA-val)

Kiadja és terjeszti az AGROINFORM Kiadó

Előfizethető a kiadónál, vagy átutalással a K&H 10200885-32614451 pénzforgalmi jelzőszámra  
Külföldön terjeszti a Batthyány Kultur-Press Kft., 1011 Budapest, Szilágyi Dezső tér 6.

T/F: (+36) 1-201-8891; (+36) 1-212-5303, E-mail: [batthyany@kultur-press.hu](mailto:batthyany@kultur-press.hu)  
Orders may be placed with Batthyány Kultur-Press Ltd., Szilágyi Dezső Square 6.  
H-1011 Budapest, or with any of its representatives abroad

Nyomta: AGROINFORM Kiadó és Nyomda Kft., 1149 Budapest, Angol u. 34.  
A nyomda felelős vezetője: STEKLER Mária  
Budapest, 2009/123