



## Limousin választott borjak testméreteinek elemzése döntési fa eljárással egy törzstenyészetben

DEMÉNY MÁRTON<sup>1\*</sup>, TARR BENCE<sup>2</sup>, SZŰCS MÁRTON<sup>1</sup>, TŐZSÉR JÁNOS<sup>3</sup>

<sup>1</sup>Limousin és Blonde d'Aquitaine Tenyésztők Egyesülete, Budapest

Email: demenymarton@gmail.com

<sup>2</sup>Magyar Agrár- és Élettudományi Egyetem, Szent István Campus, Műszaki Tudományok Intézet, Gödöllő

ORCID: <https://orcid.org/0009-0004-1790-9234>

<sup>3</sup>Széchenyi István Egyetem, Albert Kázmér Mosonmagyaróvári Kar, Állattudományi Tanszék

Mosonmagyaróvár

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-5632-1765>

\*Corresponding author/Levelező szerző

Received/Érkezett: 2024.09.08.

Revised/Átdolgozva: 2024.10.10.

Accepted/Elfogadva: 2024.10.16.

### ÖSSZEFOGLALÁS

A testméretek elemzése fontos szerepet játszik mind az élősúly becslés mind pedig a tenyészállat kiválogatás és minősítés szempontjából. Minden olyan módszer mely segíti a korai tenyészállat kiválogatást, nem csak hatékony eszköz a tenyésztői munkában, de költségmegtakarítást is jelent. Jelen tanulmányban egy limousin törzstenyészetből származó összesen 311 (146 bika és 165 üsző) választott borjú testméreteit (marmagasság, farmagasság, háthosszúság, marszélesség, csípőszélesség, ülőgumótávolság) elemezzük (2021 és 2022 év között) döntési fa eljárással. Vizsgálataink során azt találtuk, hogy az életkor és a testméretek között a korrelációs értékek  $r_{rang} = 0,02$ -től,  $r_{rang} = 0,36$  -ig változtak ( $n=311$ ,  $P \leq 0,01$ ). Ugyan akkor az élősúly vonatkozásban, ugyan ezek az értékek az alábbiak voltak:  $r_{rang} = 0,32$ ;  $r_{rang} = 0,77$  ( $n=311$ ,  $P \leq 0,01$ ). Megállapíthatjuk, hogy ebben az életkorban, a választott borjak esetében az egyes testméretek alakulására az élősúly nagyobb befolyással bírt, az életkorhoz képest. Az is megállapítható, hogy a CHAID elemzés alkalmas a testméretek és az élősúly közötti összefüggéseinek feltárására, melynek külön előnye, hogy megjeleníti a homogén csoportok jellemzőit.

*Kulcsszavak: testméretelemzés, választási súly, limousin, CHAID, döntési fa*

### 1. BEVEZETÉS

#### 1.1 Testméretek felvételének jelentősége, a felvétel módszerei

A lineáris testméretek vizsgálata hasznos információt nyújt a húsmarhák tenyésztésre vagy hizlálásra való alkalmasságáról, mivel a testméretek öröklődőképessége általában jobb, mint a küllembírálati – testalakulást leíró – pontszámok öröklődőképességi értékei. A húsmarhák testméretei - mind a *Bos Indicus*, mind a *Bos Taurus* esetében - bizonyítottan pozitívan korrelálnak (közepes vagy magas együttthatóval) a gazdaságilag fontos tulajdonságokkal (Gunawan és Jakaria, 2010; Marle-Köster et



al., 2000; Xu et al., 2022). Szoros és pozitív korrelációk vannak a választás előtti korban és választás után végzett mérések között is (Orheruata és Olutogun, 1994). Brown és Shrode (1971) többváltozós lineáris regresszióval kimutatták, hogy a testméretek és a testalakulás jellemzőinek különböző kombinációi szignifikánsan nagyobb eltérést magyaráznak az átlagos napi súlygyarapodásban és a faggyúvastagságban, mint a választási súly és az életkor önmagában.

A húsmarhák testméreteinek mérése túlnyomórészt hagyományos módon, mérőszalaggal és mérőbottal történik, és jellemzően 3-5 percet vesz igénybe állatonként (Tózsér et al., 1995; Ouédraogo et al., 2020). Tekintettel a mellkas körméret és az élősúly közötti szoros összefüggésre, egyes kutatásokban egy erre használható speciális mérőszalagot használtak, amely az állat testtömegének becslésére szolgáló referenciaskálát tartalmaz (Sales et al., 2009; Abreuet et al., 2015). Az állaton végzett közvetlen mérések azonban jelentős stresszreakciókat válthatnak ki a húsmarháknál, ami hatással van a szarvasmarhák jóllétére, takarmányfelvételére és növekedésére, és balesetveszélyt is jelenthet a méréseket végző technikusok számára (Augspurger és Ellis, 2002; Petherick et al., 2009; Li et al., 2022). A stressztényezők mérséklése érdekében megjelentek a modern digitális technikák az érintés nélküli súlymérésre, például kétdimenziós CCD-kamera (Kongsro, 2014; Shi et al., 2016) vagy háromdimenziós kamera (Wongsriworaphon et al., 2015) felhasználásával. A mérések gyakoriságának csökkentése szempont a vizsgálatok során, mely az állatjólléti elvekkel is összhangban van, ugyanakkor így jobban beilleszthetővé teszi ezt a munkafolyamatot a tenyésztés napi megszokott munkái közé.

### **1.2 Faktor- és főkomponens-analízis módszerének néhány eredménye, tenyésztési adatokon**

A faktoranalízist tejelő és húsmarhák esetében is egyaránt alkalmazták – az 1970-es évektől kezdődően – a gazdaságilag fontos tulajdonságok csoportjainak elemzésére. Napjainkban molekuláris módszerekkel is kombinálják. Lewis et al. (2011) egy evolúciós vizsgálatban használták az SNP eredményekhez, Moravčíková et al. (2017) pedig a természetes szelekció modellezésére. Boiligon et al. (2016) nem csak a mért tulajdonságokra, hanem kilenc választási és éves szarvasmarha tulajdonságának becsült tenyészértékére is használt főkomponens-analízist (PCA) nelore szarvasmarháknál. Bonifazi et al. (2022) genomikai módszerekkel becsült tenyészértékeket limousin szarvasmarhák választási súlyának nagy nemzetközi adatbázisa alapján. A PCA-t a holstein-fríz szarvasmarha (Castano et al., 2016) és a red sindhi tejelő szarvasmarhafajta (Mello et al., 2019) termelési és szaporodási tulajdonságainak elemzésére is felhasználták. A holstein-fríz és a magyar tarka teheneken PCA segítségével végzett két elemzés eredményei (Tózsér et al., 2001) egyértelműen megerősítették, hogy a faggyúlerakódásra és a zsírszöveti sejtszerkezetre vonatkozó változókat be kell vonni az előrejelzésekre szolgáló modellbe. Tózsér et al. (1997) limousin tenyész bikajelöltek teljesítményvizsgálatának eredményeit értékelte ezzel a statisztikai módszerrel. Szintén faktoranalízist alkalmaztak a szarvasmarha-állományokat fertőző betegségek előfordulási esélyeinek vizsgálatára, például a tejelő teheneknél a tőgygyulladás és a sántaság korai felismerésének meghatározására (Miekley et al., 2013), ahogy a Norvég vörös marhát érintő betegségek előfordulási gyakoriságának vizsgálatára is (Zarnecki et al., 1985).

### **1.3 Döntési fa és egyéb eljárások alkalmazásának lehetőségei**

A döntési fa eljárásra alapuló elemzéseknek a szarvasmarha tenyésztés kutatási területén számos példája létezik. Piwczyński et al. (2013) 1257 holstein tehenek esetében vizsgálták az ellés lefolyást és a holtellések arányát befolyásoló tényezőket, ahol döntési fa modellt (classification tree model)



használtak. Az eredmények azt mutatták, hogy a Chi négyzetre és entrópia függvényre (entropy function) alapozott döntési fa elemzéssel lehet a legjobban kimutatni a könnyűellés variabilitását. Grzesiak et al. (2023) a napi testtömeggyarapodást vizsgálták 680 szimentáli és 373 limousin hízó borjú esetében, ahol a mesterséges neuron hálózatok (artificial neural networks), a logisztikus regresszió (logistic regression) és a döntési fa (decision tree) modellek közül a véletlenszerű osztályozás (random forest) volt a leghatékonyabban használható modell. Négy lengyelországi holstein-fríz telepen összesen 1342 ellés alapján a nehézellést leginkább befolyásoló tényezők meghatározására négy modellt hasonlítottak össze (CART, CHAID, QUEST, GLM) Zaborski et al. (2017), mely során meghatározták a nehézellést leginkább befolyásoló tényezőket (bika tenyésztési érték, tehén kora, farm kategória besorolása, évszak), és arra jutottak, hogy mind a négy osztályozási modell megfelelő a nehézellés előrejelzésére. Egy másik tanulmány a döntési fák felhasználási lehetőségeit vizsgálta a marhahús porhanyósságának előrejelzésére/kategorizálására használt modellek fejlesztéséhez, a tenyésztési tényezők ( $q = 10$ ) és a hasított test jellemzői ( $q = 12$ ) alapján (Gagaoua et al., 2019). Ehhez 308 fiatal bikától származó húsminta 55 °C-on grillezett ribeye steak (a magas hátszín, valamint a rostélyos középső része) porhanyósságát vizsgálták. A regressziós és osztályozási C&RT módszert alkalmazták, amely lehetővé tette a porhanyósság előrejelzését a 1) a nevelési tényezők, 2) a hasított test jellemzői vagy 3) mindkettő alapján. Sharma et al. (2024) azokat a környezeti tényezőket vizsgálták melyek hatással vannak a tejelő tehének laktációs tejhozamára. A különböző tényezők befolyásoló hatásának meghatározására regressziós fa módszert használtak, mely során megállapították, hogy az életkor, a laktáció hossza, az ellés ideje közül a laktáció hossza a legmeghatározóbb környezeti tényező. Akşahan és Keskin (2015) a testméretek és a hízalás végsúlyja között kerestek összefüggéseket 103 fiatal (holstein, szimentáli, brown swiss és keresztezett) bika esetében, melynek meghatározásához regressziós fa modellt használtak. Az eredmények alapján ennek a modellnek a használatát javasolják a hízalás végsúlyának előrejelzéséhez.

A döntési fa elemzés előnyeire vonatkozó fenti megállapítások alapján jelen tanulmány célja a limousin fiatal bikák testméret paramétereinek CHAID elemzéssel történő jellemzése volt egy magyarországi nukleusz tenyészetben, valamint a testméretek lehetséges szerepének feltárása a korai szelekció során.

## 2. ANYAG ÉS MÓDSZER

A méretfelvételezések a *Limousin és Blonde D'Aquitaine Tenyésztők Egyesületének* meghatározott tenyésztési programja szerint történt, mely kötelező érvényű a törzstenyészetek számára. Az állatok minősítését az egyesület munkatársa végezte.

A testméretek a tenyésztési, és a korai szelekció szempontjából fontos paraméterek szerint lettek megválasztva, melyek hasznos információkat nyújtanak a tenyésztőknek. A vizsgált paramétereket ugyan az a szakember mérte meg, megfelelő szintű tanulás után. A testméretek felvételének helyéről és módjáról az 1. táblázat tájékoztat, az eszközök pedig az 1. képen láthatók.

*1. táblázat: A testméretfelvételezés helye és módja*

<b>Testméretek</b>	<b>Mérési pontok</b>	<b>Eszköz</b>
Marmagasság, MM	A talaj és a mar függőleges távolsága	Mérőbot
Farmagasság, FM	A talaj és a far függőleges távolsága	Mérőbot
Háthosszúság, HH	A mar (elülső lábak vonalától) és a csípő (külső csípőszöglet vonaláig) mért távolság	Mérőszalag
Marszélesség, MSZ	A mar legszélesebb pontjai között mért távolság	Mérőszalag
Csípőszélesség (Far-1), CS	A külső csípőszögletek között mért távolság	Mérőszalag
Ülőgumó távolság (Far-3), ÜGT	Az ülőgumók között mért távolság	Mérőszalag

*1. kép: Mérőeszközök: a mérőbot és a mérőszalag*

Vizsgálataink során egy Veszprém vármegyében található Nemesvámos melletti 305 tehén törzstenyészet eredményeit értékeltük. A tenyészetben pontos és szakszerű tenyésztői munka folyik. Az állatokat két telepen tartják, egyiken a teheneket melyhez kiterjedt legelőhálózat is tartozik, másikon a választott borjakat, növendék üszöket és a sajátteljesítménybe (STV) állított bikákat. A tehenek tartása legelőre alapozott, ahol a borjak választásig a tehén alatt maradnak, és a növendéktáphoz borjú óvodában jutnak hozzá. A növendék üszők tenyésztésbe vételig, mélyalmos istállóban és legelőn vannak. A választott borjak szintén mélyalmos istállóban, a megfelelő takarmányozás és a növekedés utánkötése érdekében (2. és 3. kép).



*2. kép: Legelőre alapozott állattartás a törzstenyészet területein*

A törzstenyésztő a szükséges takarmányokat a gazdaságon belül állítja elő, mind a szálas (széna, lucernaszéna), mind pedig a szemestakarmányból készült saját recept által összeállított és takarmánykeverőben elkészített tápokot.

A tanulmányban a tenyészet 2021 és 2022-ben választott borjainak az eredményeit dolgoztuk fel, összesen 311 üsző és bikaborjú adatait. A borjakat életkorhoz kötve évente több alkalommal átlagosan 213 napos korban választják le. A választást követően 2 héten belül megtörténik a méretfelvételezés, majd a minősítést és származás ellenőrzést követően kiválasztásra kerülnek a továbbtenyésztésre megtartott üszők és bikák. A fennmaradt növendék üsző állomány tenyészállatként kerül értékesítésre, míg a legígéretesebb bikák STV után tenyészbikaként kerülnek a piacra, a többi vágóállatként kerül eladásra.

A tenyészet induló törzsállományát Franciaországból vette, tovább szelektálva a ráma, könnyű ellés, a jó szervezeti szilárdság és a széles far, mint a limousin tenyész típus legfontosabb tulajdonságaira. Tenyészbikáit azóta is első sorban Franciaországból pótolja, kiegészítve saját tenyésztésű állataival. A kiváló tenyésztői munka és az állomány tenyészcélnak megfelelő fejlődése jól megfigyelhető a választott borjak évjáratokat követő paraméterein, tulajdonságain.



*3. kép: Istállózás technológiája az Imár Bt. telepén*

A vizsgálatban szereplő küllemi tulajdonságok statisztikai jellemzőit és megoszlását és az egyes kategóriákba tartozó választott borjak számát a 2. táblázat mutatja.



2. táblázat: A vizsgálatban szereplő adatok statisztikai jellemzői és megoszlása

	N	Életkor (nap)		Súly (kg)		MM (cm)		FM (cm)		HH (cm)		MSZ (cm)		CS (cm)		ÜGT (cm)		
		Átlag	Szórás	Átlag	Szórás	Átlag	Szórás	Átlag	Szórás	Átlag	Szórás	Átlag	Szórás	Átlag	Szórás	Átlag	Szórás	
Ivar	Bika	146	213,53	22,20	263,00	39,97	108,07	4,71	116,97	4,93	60,16	4,42	24,90	3,21	32,71	3,07	12,14	1,16
	Üsző	165	213,38	26,01	249,01	39,50	107,53	4,80	116,39	5,03	59,10	4,53	24,93	2,84	32,37	2,94	12,85	1,06
Születési év	2021	115	227,85	24,47	252,33	32,53	106,94	4,85	115,90	5,07	61,36	5,33	23,75	2,27	30,78	2,66	11,89	1,25
	2022	196	205,00	19,77	257,48	44,15	108,28	4,65	117,11	4,88	58,57	3,56	25,60	3,19	33,55	2,70	12,89	0,93
Hónap	Jan.	13	193,46	9,09	245,38	42,51	104,54	3,23	114,15	3,13	58,15	1,72	23,92	2,06	30,69	2,02	12,54	0,66
	Feb.	16	226,38	7,90	299,44	30,52	111,31	2,94	120,44	3,79	60,94	3,43	25,25	2,02	34,50	1,79	12,69	0,95
	Márc.	23	200,17	22,01	267,78	42,43	108,09	4,40	117,61	4,65	59,26	3,40	24,65	2,12	33,35	2,33	12,48	0,85
	Ápr.	21	234,00	16,68	301,00	38,91	112,43	4,56	121,81	4,62	60,62	2,96	25,43	1,54	35,10	1,97	13,43	1,08
	Máj.	31	201,68	9,48	241,84	31,27	108,39	4,72	116,58	5,20	57,16	3,62	24,48	1,82	32,61	1,89	12,97	1,05
	Jún.	55	220,00	32,47	248,47	40,45	108,62	4,81	117,07	4,94	60,64	5,73	24,13	2,33	32,33	2,32	12,44	1,05
	Júl.	40	227,45	22,91	237,40	34,92	107,55	4,59	115,95	5,06	61,65	5,62	24,03	3,22	32,43	3,14	11,73	1,38
	Aug.	20	220,15	12,65	253,45	29,59	106,55	4,84	115,45	4,96	62,30	3,81	26,10	3,57	33,65	3,36	12,25	1,16
	Szept.	27	189,78	16,47	232,59	38,57	103,33	4,85	112,59	5,08	59,37	4,05	26,74	4,15	33,37	3,26	12,59	1,45
	Okt.	24	217,75	23,59	268,88	27,24	108,58	2,24	117,92	2,15	58,63	3,33	27,58	4,45	32,33	3,77	12,88	0,85
	Nov.	24	198,33	9,26	249,54	31,61	105,88	3,54	114,46	3,92	55,83	2,35	23,54	2,21	28,25	2,03	12,25	1,15
	Dec.	17	221,47	7,49	269,00	28,85	107,65	3,74	117,18	3,32	58,76	3,03	24,35	2,18	32,18	1,74	12,65	0,86
Összesen:	311	213,45	24,25	255,58	40,27	107,78	4,76	116,67	4,98	59,60	4,50	24,91	3,02	32,53	3,00	12,52	1,16	

A statisztikai vizsgálatokhoz az SPSS. 24.-es program csomagot (SPSS Inc., Chicago, IL) használtuk (alap statisztikák megadása, korreláció számítása, CHAID eljárás (Chi-squared Automatic Interaction Detector). A vizsgált tulajdonságok közötti összefüggések számszerűsítésére Spearman korrelációkat számítottunk, legalább  $\alpha=0,05$  szint mellett. A 3. táblázatban foglaltuk össze az alkalmazott elemző módszer főbb jellemzőit.

3. táblázat: A CAHID elemzés jellemzői

Növekedési modell	CHAID
Függő változó	Például: MM (cm)
Független változók	Életkor (nap), Élősúly (kg), Farbúbmagasság (cm), Háthosszúság (cm), Marszélesség (cm), Far-1 szélesség (cm), Far-3 szélesség (cm), Születés éve: 2020 (1), 2021 (2) Születés hónapja: (1,2,3,4,5,6,7,8,9,10,11,12) Ivar: (hímivar: 1, nőivar: 2)
Maximum leágazás száma	3
Fő csomópontok minimum száma	100
Alcsomópontok minimum száma	50



### 3. EREDMÉNYEK ÉS ÉRTÉKELÉS

A 4. táblázat adatai alapján szembe tűnő, hogy az életkor és a testméretek között a korrelációs értékek  $r_{\text{rang}} = 0,02$  -től,  $r_{\text{rang}} = 0,36$  -ig változtak ( $n=311$ ,  $P \leq 0,01$ ). Az élősúly vonatkozásban, ugyan ezek az értékek az alábbiak voltak:  $r_{\text{rang}} = 0,32$ ;  $r_{\text{rang}} = 0,77$  ( $n=311$ ,  $P \leq 0,01$ ). Megállapíthatjuk, hogy ebben az életkorban, a választott borjak esetében az egyes testméretek alakulására az élősúly nagyobb befolyással van, mint az életkor.

Az általunk tapasztalt hasonló eredményekre jutott Rashid et al. (2016), akik különböző korcsoportot vizsgálva azt találták, hogy a testméretek között a testtömeg és a mellkas körméret (HG) ( $r=0,95$ ) között van a legmagasabb értékű korrelációs együttható, a legalacsonyabb pedig a fülhossz és a testtömeg között ( $r=0,70$ ). Az adatok életkor szerinti csoportosítása azt mutatta, hogy a mellkas körméret és a testsúly korrelációs együtthatója minden korcsoportban hasonló volt. Sakar et al. (2020) yerli kara (anatóliai fekete) szarvasmarhák élőtömegének becslésére tett kísérletet, melyet a testméretekből lineáris regressziós modellekkel számoltak, a születés és 12 hónapos kor között. A legmagasabb korrelációs együttható értéket az élősúly és a mellkas körméret között találták, ahol az  $R^2$  értékek hasonlóan alakultak (64%, 77,1%, 75,4% és 77,1%), minden időszakban, a születéskor, és a 3, 6 és 12 hónapos korban egyaránt. A fentiek alapján alátámasztható, hogy a választott borjak egy éves koráig az egyes testméretek alakulása nagyobb befolyással van az élősúlyra, mint az állatok életkora.

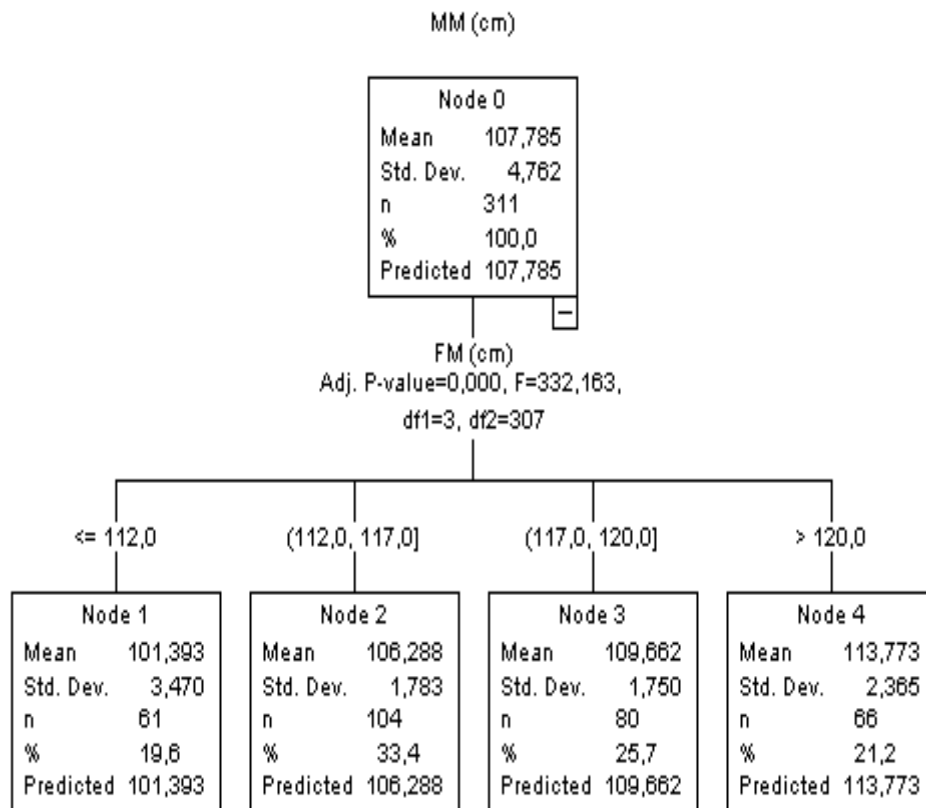




4. táblázat: A vizsgált testméretek közötti Spearman (rang) korrelációs együtthatók értéke (n=311)

Spearman korreláció		Súly (kg)	MM (cm)	FM (cm)	HH (cm)	MSZ (cm)	CS (cm)	ÜGT (cm)
Életkor, nap	Korrelációs együttható, r	0,396**	0,350**	0,365**	0,501**	0,016	0,138*	-0,163**
	Szignifikancia érték	0,000	0,000	0,000	0,000	0,781	0,015	0,004
Élősúly (kg)	Korrelációs együttható, r	-	0,761**	0,769**	0,445**	0,566**	0,558**	0,322**
	Szignifikancia érték		0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
MM (cm)	Korrelációs együttható, r		-	0,924**	0,431**	0,453**	0,560**	0,322**
	Szignifikancia érték			0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
FM (cm)	Korrelációs együttható, r			-	0,452**	0,433**	0,569**	0,329**
	Szignifikancia érték				0,000	0,000	0,000	0,000
HH (cm)	Korrelációs együttható, r				-	0,190**	0,352**	-0,064
	Szignifikancia érték					0,001	0,000	0,264
MSZ (cm)	Korrelációs együttható, r					-	0,671**	0,478**
	Szignifikancia érték						0,000	0,000
CS (cm)	Korrelációs együttható, r						-	0,384**
	Szignifikancia érték							0,000

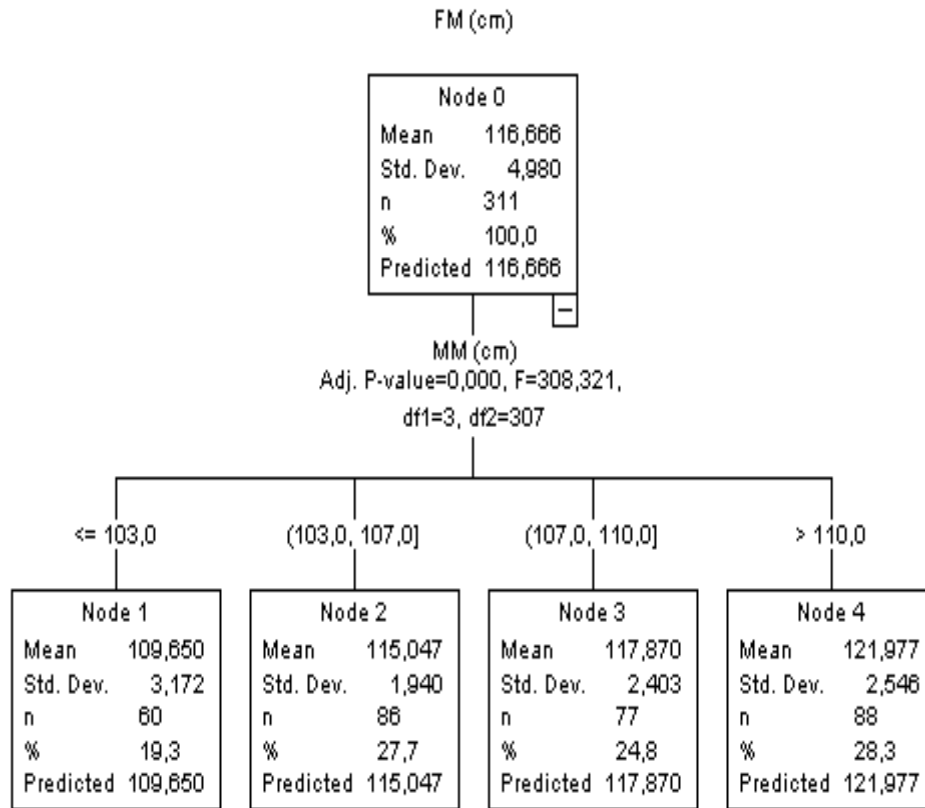
A CHAID elemzés a marmagasság tekintetében csak egyszintű mélységig jutott el, ahol a farmagasság szerepelt. Tehát a marmagasság alakulását a mért tulajdonságok közül, csak a farmagasság befolyásolja. Ez nem meglepő, ugyanis a rangkorreláció a két paraméter között, igen szoros volt (0,92,  $P \leq 0,01$ ).



1. ábra: CHAID elemzés a marmagasságra ható paraméterekről

Látható, hogy a farbúbmagasság alapján ( $\geq 112$  cm, 112-117 cm, 117-120 cm,  $\leq 120$  cm) négy homogén csoportot (csomópont: 1-4) határozott meg a program egyre növekvő átlagos marmagassági értékekkel: 101 cm, 106 cm, 109 cm, 113 cm (1. ábra). Az adatok arra is utalnak, hogy ebben a tenyészetben jelentős különbségek lehetnek a marmagasságban (101 cm, 113 cm) a hasonló életkorú állatok között.

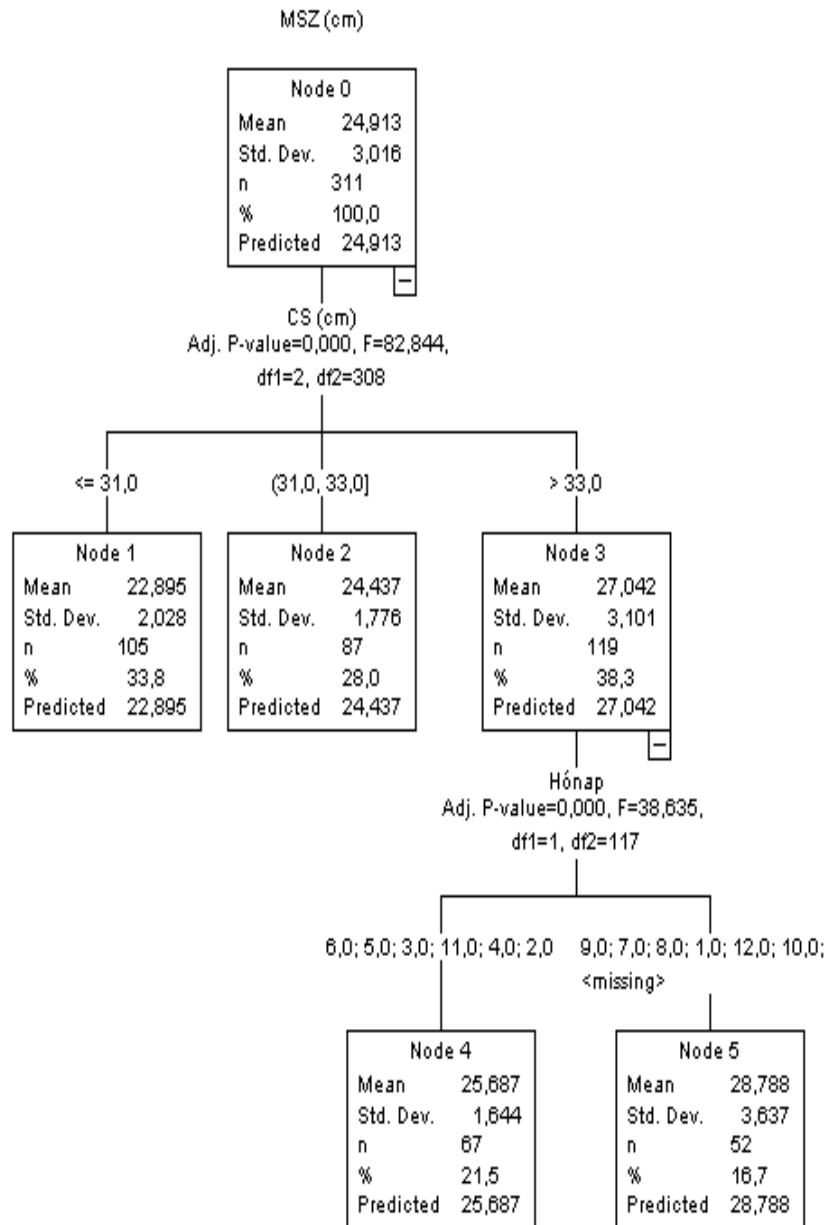
A 2. ábra a marmagasság alapján kialakított csoportok eredményeit foglalja össze a farbúbmagasságra vonatkozóan. Ebben az esetben is négy homogén csoport került kialakításra:  $\geq 103$  cm, 103-107 cm, 17-110 cm,  $\leq 110$  cm. A négy csoport esetében az átlagos farbúbmagasság értékei 109 cm -től (1. csomópont), 121 cm-ig (4. csomópont) alakultak. A vizsgált állományban 88 egyed (28%) volt olyan, amelynek a farbúbmagasságának átlagértéke 121 cm volt, legalább 110 cm -es marmagassággal. Ha olyan borjakat keresnénk az állományunkban, amelyek marmagassága és farbúbmagassága egyaránt nagyobb, mint egy átlagos állat hasonló adatai, akkor ezeket az egyedeket a 4. csomópontba tartozó állatok között találhatjuk.



2. ábra: CHAID elemzés a farbűbmagasságra ható paramétereiről

A 3. ábra a marszélességet befolyásoló tényezőket és a kialakított homogén csoportokat szemlélteti (csomópontok száma: 6, végcsomópontok száma: 4, mélység: 2). Az ábrán látható, hogy a marszélesség legszorosabb kapcsolatban a far-1 szélességgel volt, három csoportra bontva (1. csomópont: 22,8 cm, n= 105; 2. csomópont: 24,4 cm, n= 87; 3. csomópont: 27,0 cm, n= 119) azt. A far-1 és a marszélesség közötti korrelációt, elég meghatározónak tekintjük (n=311,  $r_{\text{rang}} = 0,67$  ( $P \leq 0,01$ )).

Az elemzés egy második szintet (mélységet) is kimutatott marszélesség vonatkozásában. A 3. csomópontban lévő 119 egyed – a születési hónap alapján – még két homogén csoportra (4. csomópont, 25,6 cm, n= 67; 5. csomópont, 28,7 cm, n= 52) lehetett felosztani. Mivel a 4-es és az 5-ös csomópont távolabb van a kezdő csomóponttól (marszélesség, 1. csomópont, n=311), ezért a születés hónapjának befolyásoló szerepe kisebb a marszélességre, mint a far-1 méret hatása. Úgy véljük, hogy egy homogén csoport ilyen jellegű további bontásának, jelentős szakmai jelentősége lehet a gyakorlati tenyésztő munkában.



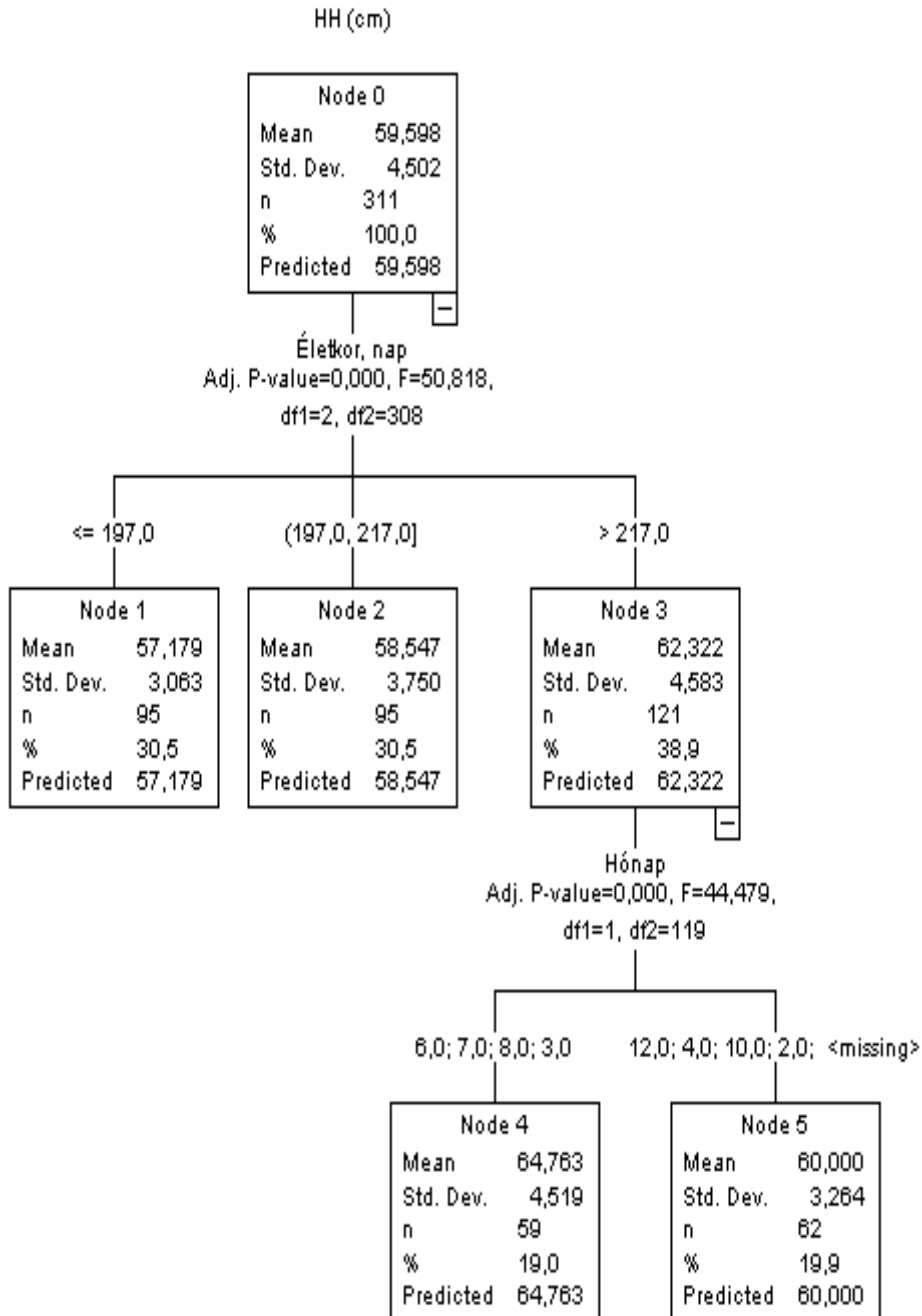
3. ábra: CHAID elemzés a marszélességre ható paraméterekről

A 4. ábra a háthosszúságot befolyásoló tényezőket és a kialakított homogén csoportokat szemlélteti (csomópontok száma: 6, végcsomópontok száma: 4, mélység: 2). A háthosszúságra irányuló szelektációs munkának az a jelentősége, hogy ennek a testtájnak növelése megnöveli az értékes húsrészek mennyiségét pl. rostélyos nagysága. Az ábra jól mutatja, hogy a vizsgált jellemzők közül az életkornak volt a legnagyobb hatása a háthosszúság alakulására. A két paraméter között az alábbi korrelációt számítottuk ( $n=311$ ,  $r_{\text{rang}}=0,50$  ( $P \leq 0,01$ )). A homogén csoportok átlagértékeinek (57,1 cm; 58,5 cm; 62,3 cm) alakulása is arra utal, hogy minél idősebb az állat, annál nagyobbak a háthosszúság átlagértékei.

Az életkor alapján csoportosított egyedek közül (1.-3. csomópontok), a 3. csoportot (62,3 cm,  $n=121$ ) – a születés hónapja szerint – még további két homogén csoportra lehetett bontani (4. csomópont, 64,7 cm,  $n=59$ ; 5. csomópont, 60,0 cm,  $n=62$ ). A szakmai jelentősége az elemzésnek



az, hogy 311 egyed közül, van 121 borjú, amelyek háthosszúságának alakulását az életkoron kívül a születés hónapja is befolyásolja.

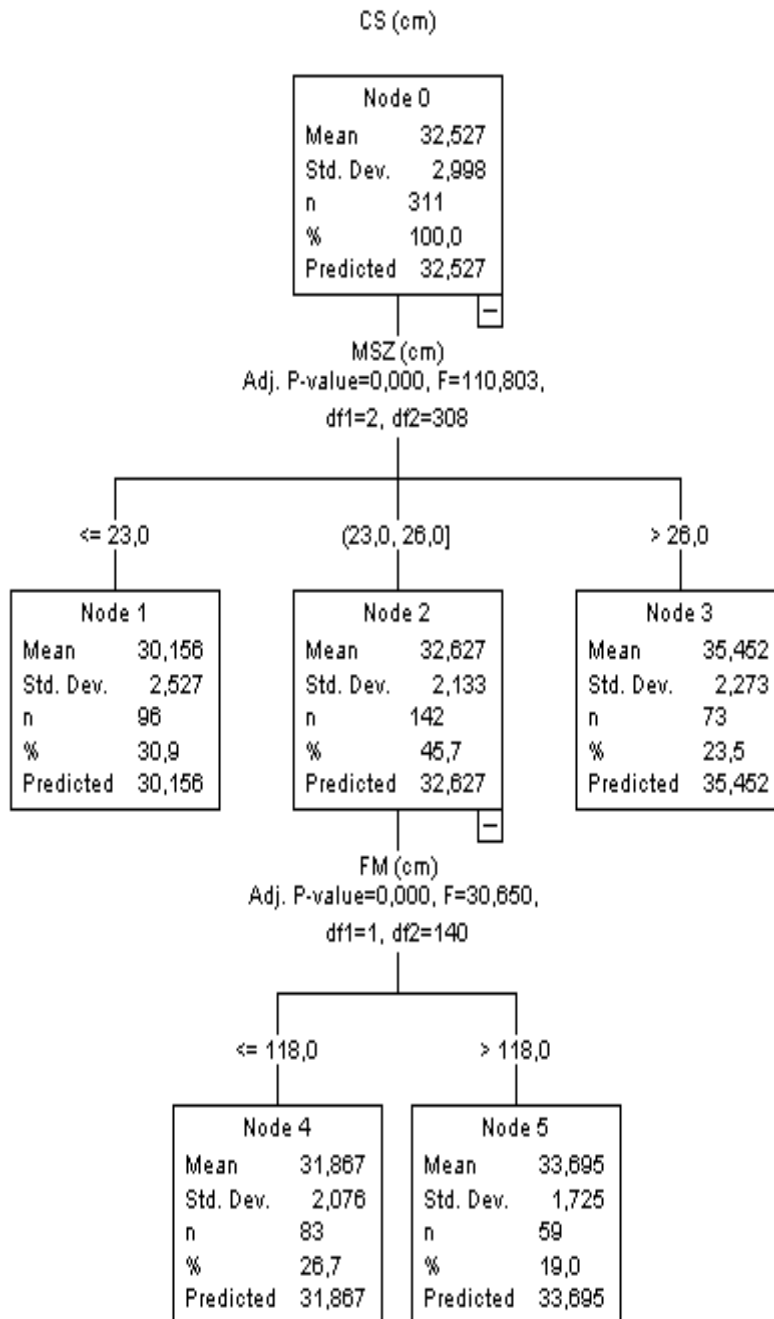


4. ábra: CHAID elemzés a háthosszúságra ható paraméterekről

A far-1 méretre ható tényezőket az 5. ábra összegzi. A marszélesség alapján kialakított három csoport közül, a 2. csomópontot, a farbúmagasság alapján még kettő csomópontra bontotta (4. csomópont, 5. csomópont) a program. A 2. csomópont esetében, tehát – a marszélességen kívül – a második befolyásoló tényező a far-1 méretre, a farbúmagasság volt. A far-1 és a farbúmagasság



között pozitív irányú, statisztikailag biztosított összefüggést határoztunk meg ( $n=311$ ,  $r_{\text{rang}}= 0,56$ ,  $P\leq 0,01$ ).

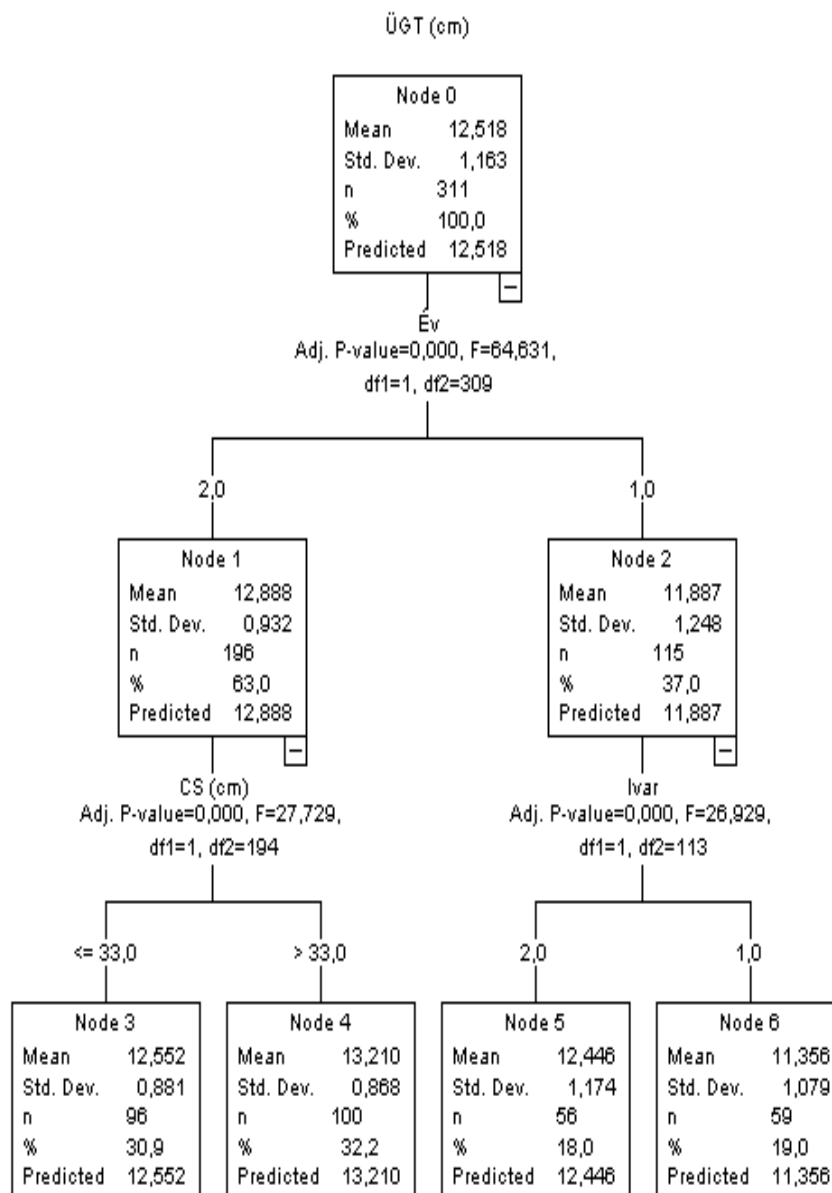


5. ábra: CHAID elemzés a csípőszélességre ható paraméterekről

Ebben a vizsgálatban a legösszetettebb ábrát a far-3 méret estében kaptuk (6. ábra). Az elemzés, meghatározó tényezőnek az évjárat hatását jelölte meg elsőként azzal, hogy a 311 egyed két csoportra osztotta (1. csomópont, 12,8 cm,  $n= 196$ ; 2. csomópont, 11,8 cm,  $n= 115$ ). Az elemzésben az 1. csomópontot (2021 év) a program – a Far-1 méret alapján – további két részre bontotta (3. és 4. csomópontok). Ezek alapján látjuk azt, hogy 196 olyan borjú szerepelt a vizsgálatban, amelyek far-



3 méretének alakulását az évjárat hatásán kívül, a far-1 méret alakulása is befolyásolta. Jelezzük, hogy a far-3 és a far-1 méret között,  $r_{rang} = 0,38$ -as ( $P \leq 0,01$ ) összefüggést határoztunk meg. Érdekes eredménynek tartjuk azt, hogy a 2. csomópontot (2020 év) alkotó 115 borjú esetében, második meghatározó paraméternek az ivarhatását állapította meg az elemzés (5. csomópont: üsző, 12,4 cm,  $n = 56$ ; 6. csomópont: bika, 11,3 cm,  $n = 59$ ). Azt a gyakorlati tapasztalatot, hogy az üszőborjak far-3 mérete nagyobb, mint az ugyan olyan életkorú bikaborjak far-3 mérete, a jelenlegi elemzés is megerősítette.



6. ábra: CHAID elemzés az üllőgumó távolságra ható paramétereiről



#### 4. KÖVETKEZTETÉSEK

Vizsgálataink azt mutatják, hogy az életkor és a testméretek között a korrelációs értékek  $r_{rang} = 0,02$ -től,  $r_{rang} = 0,36$ -ig változtak ( $n=311$ ,  $P \leq 0,01$ ). Az élősúly vonatkozásban, ugyan ezek az értékek az alábbiak voltak:  $r_{rang} = 0,32$ ;  $r_{rang} = 0,77$  ( $n=311$ ,  $P \leq 0,01$ ). Megállapíthatjuk, hogy ebben az életkorban, a választott borjak esetében az egyes testméretek alakulására az élősúly nagyobb befolyással van, mint az életkor.

A statisztikai elemzés szerint megállapítható, hogy a marmagasság alakulását a mért tulajdonságok közül, csak a farmagasság befolyásolja, ahol a rangkorreláció a két paraméter között, igen szoros volt ( $0,92$ ,  $P \leq 0,01$ ). Az adatok arra is utalnak, hogy ebben a tenyészetben jelentős különbségek vannak a marmagasságban (101 cm, 113 cm) a hasonló életkorú állatok között. Ezek a megállapítások hasonlóan igazak a farmagasság tulajdonságra is, ahol a CHAID elemzés során szintén egyszintű mélységben kizárólag a marmagasság négy homogén csoportja szerepelt, mint befolyásoló tényező.

Eredményeink alapján látható, hogy a marszélesség legszorosabb kapcsolatban a far-1 szélességgel van. A far-1 és a marszélesség közötti korreláció meghatározó ( $n=311$ ,  $r_{rang} = 0,67$  ( $P \leq 0,01$ )). A CHAID elemzés egy második szintet (mélységet) is kimutatott (4. csomópont, 25,6 cm,  $n=67$ ; 5. csomópont, 28,7 cm,  $n=52$ ), miszerint megállapítható, hogy a születés hónapjának befolyásoló szerepe kisebb a marszélességre, mint a far-1 méret hatása.

A far-1 méretre ható tényezők esetében, tehát – a marszélességen kívül – a második befolyásoló tényező a farbúbmagasság volt. A far-1 és a farbúbmagasság között pozitív irányú, statisztikailag biztosított összefüggést határoztunk meg ( $n=311$ ,  $r_{rang} = 0,56$ ,  $P \leq 0,01$ ).

További eredményeink szerint a háthosszúságot befolyásoló tényezők közül az életkornak volt a legnagyobb hatása a háthosszúság alakulására. A két paraméter között közepesen erős korrelációt számítottunk ( $n=311$ ,  $r_{rang} = 0,50$  ( $P \leq 0,01$ )). A homogén csoportok átlagértékeinek (57,1 cm; 58,5 cm; 62,3 cm) alakulása is arra utal, hogy minél idősebb az állat, annál nagyobbak a háthosszúság átlagértékei.

Vizsgálataink során a far-3 méret alakulására az évjárat hatása volt az elsődleges befolyásoló tényező. A CHAID elemzés további bontása alapján megállapítható, hogy 196 olyan borjú szerepelt a vizsgálatban, amelyek far-3 méretének alakulását az évjárat hatásán kívül, a far-1 méret alakulása is befolyásolta. A far-3 és a far-1 méret között,  $r_{rang} = 0,38$ -as ( $P \leq 0,01$ ) összefüggést határoztunk meg. Ugyanakkor érdekes eredmény, hogy a 2. csomópontot (2020 év) alkotó 115 borjú esetében, viszont az ivarhatás szerepelt, mint befolyásoló tényező. Így azt a gyakorlati tapasztalatot, miszerint az üszőborjak far-3 mérete nagyobb, mint az ugyan olyan életkorú bikaborjak far-3 mérete, a jelenlegi elemzés is megerősítette.

### **Analysis of Body Measurements of Limousin Weaned Calves Using a Decision Tree Method in a Hungarian Nucleus Farm**

#### **ABSTRACT**

Body measurement analysis is important for both live weight estimation and breeding animal selection and grading. Any method that helps early selection of breeding animals is not only an effective tool in genetic improvement, but also a cost saving, either. In the present study, the body measurements of a total of 311 calves (146 bulls and 165 heifers) selected from a Limousin nucleus





farm (between 2021 and 2022 years) were analysed using a decision tree method. It has been found that the correlation coefficient values between the age and body measurements varied from  $r_{\text{rank}} = 0.02$  to  $r_{\text{rank}} = 0.36$  ( $n=311$ ,  $P \leq 0.01$ ). At the same time, in relation to live weight, the same values were obtained:  $r_{\text{rank}} = 0.32$ ;  $r_{\text{rank}} = 0.77$  ( $n=311$ ,  $P \leq 0.01$ ). We can conclude that at this age period of the weaned calves, that the live weight of the calves had a greater influence on their evaluated body measurements than that of their age. Moreover, it also can be concluded that the CHAID analysis is suitable for exploring the relationship between the body measurement and live weight, with its particular advantage by the displaying the characteristics of homogeneous groups.

*Key words: Body parameters, weaning weight, Limousin, CHAID, decision tree*

## IRODALOMJEGYZÉK

- Abreu, B. A., Magalhães, C. J., Duayer, E., Machado, S. H. M., & da Silva, D. A. (2015). Variação da medida torácica obtida com a fita métrica tradicional com fator de correção e com a fita de pesagem para bovinos. *Acta Biomédica Brasiliensia*, 6(2), 42-48. <https://doi.org/10.18571/acbm.084>
- Akşahan, R., & Keskin, İ. (2015). Determination of some body measurements affecting fattening final live weight of cattle by the regression tree analysis. *Selçuk Tarım Bilimleri Dergisi*, 2(1), 53-59.
- Augspurger, N. R., & Ellis, M. (2002). Weighing affects short-term feeding patterns of growing-finishing pigs. *Canadian Journal of Animal Science*, 82(3), 445-448. <https://doi.org/10.4141/A01-046>
- Boiligon, A. A., Vicente, I. S., Vaz, R. Z., Campos, G. S., Souza, F. R. P., Carneiro, R., & Albuquerque, L. G. (2016). Principal component analysis of breeding values for growth and reproductive traits and genetic association with adult size in beef cattle. *Journal of Animal Science*, 94(12), 5014-5022. <https://doi.org/10.2527/jas.2016-0737>
- Bonifazi, R., Calus, M. P. L., ten Napel, J., Veerkamp, R. F., Michenet, A., Savoia, S., Cromie, A., & Vandenplas, J. (2022). International single-step SNPBLUP beef cattle evaluations for Limousin weaning weight. *Genetics Selection Evolution*, 54(1), 2-18. <https://doi.org/10.1186/s12711-022-00748-0>
- Brown, W. L., & Shrode, R. R. (1971). Body measurements of beef calves and traits of their dams to predict calf performance and body composition as indicated by fat thickness and condition score. *Journal of Animal Science*, 33(1), 7-12. <https://doi.org/10.2527/JAS1971.3317>
- Castano, D. P., Sardinha, L. A., Maiorano, A. M., Venturini, G. C., Nogueira, C. S., Ospina, A. M. T., & Silva, J. A. V. (2016). Principal components analysis for productive and reproductive traits of Holstein cattle. *Paper presented at the Proceedings of International Meeting of Advances in Animal Science*. 45139.
- Gagaoua, M., Monteils, V., & Picard, B. (2019). Decision tree, a learning tool for the prediction of beef tenderness using rearing factors and carcass characteristics. *Journal of the Science of Food and Agriculture*, 99(3), 1275-1283. <https://doi.org/10.1002/jsfa.9301>
- Grzesiak, W., Zaborski, D., Pilarczyk, R., Wójcik, J., & Adamczyk, K. (2023). Classification of daily body weight gains in beef calves using decision trees, artificial neural networks, and logistic regression. *Animals*, 13(12), 1956. <https://doi.org/10.3390/ani13121956>
- Gunawan, A., & Jakaria. (2010). Application of linear body measurements for predicting weaning and yearling weight of Bali cattle. *Animal Production*, 12(3), 163-168.



- Kongsro, J. (2014). Estimation of pig weight using a Microsoft Kinect prototype imaging system. *Computerization and Electronics in Agriculture*, 109, 32-35. <https://doi.org/10.1016/j.compag.2014.08.008>
- Lewis, J., Abas, Z., Dabousis, C., Lykidis, D., Paschou, P., & Drineas, P. (2011). Tracing cattle breeds with principal components analysis ancestry informative SNPs. *PLOS ONE*, 6(4), <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0018007>
- Li, J., Li, Q., Ma, W., Xue, X., Zhao, C., Tulpan, D., & Yang, S. X. (2022). Key Region Extraction and Body Dimension Measurement of Beef Cattle Using 3D Point Clouds. *Agriculture*, 12, 1012. <https://doi.org/10.3390/agriculture12071012>
- Marle-Köster, E., Mostert, B. E., & Westhuizen, J. (2000). Body measurements as selection criteria for growth in South African Hereford cattle. *Arch. Tierz. Dummerstorf*, <https://doi.org/10.5194/aab-43-5-2000>
- Mello, R. R. C., Sinedino, L. Del-Penho, Ferreira, J. E., Sousa, S. L. G., & Mello, M. R. B. (2019). Principal component and cluster analyses of production and fertility traits in Red Sindhi dairy cattle breed in Brazil. *Tropical Animal Health and Production*, 52, 273–281. <https://doi.org/10.1007/s11250-019-02009-7>
- Miekley, B., Traulsen, I., & Krieter, J. (2013). Principal component analysis for the early detection of mastitis and lameness in dairy cows. *Journal of Dairy Research*, 80(3), 335–343. <https://doi.org/10.1017/S0022029913000290>
- Moravčíková, N., Kukučková, V., Mészáros, M., Sölkner, J., & Kadlečík, O. (2017). Assessing footprints of natural selection through PCA analysis in cattle. *Acta Fytotechnica et Zootechnica*, 20(01), 23-27. <https://doi.org/10.15414/afz.2017.20.01.23-27>
- Orheruata, A. M., & Olutogun, O. (1994). Pre- and post-weaning phenotypic relationships between some N'Dama cattle linear measurements in the tropics. *Nigerian Journal of Animal Production*, 21. <https://doi.org/10.51791/njap.v21i1.1142>
- Ouédraogo, D., Soudré, A., Ouédraogo-Koné, S., Zoma, B. L., Yougbaré, B., Khayatzadeh, N., Mwai, O. A., Wursinger, M., & Sölkner, J. (2020). Breeding objectives and practices in three local cattle breed production systems in Burkina Faso with implication for the design of breeding programs. *Livestock Science*, 232, 103910. <https://doi.org/10.1016/j.livsci.2019.103910>
- Petherick, J. C., Doogan, V. J., Venus, B. K., & Holroyd, R. G. (2009). Quality of handling and holding yard environment, and beef cattle temperament: 2. Consequences for stress and productivity. *Applied Animal Behaviour Science*, 120, 28-38. <https://doi.org/10.1016/j.applanim.2009.05.009>
- Piwczyński, D., Nogalski, Z., & Sitkowska, B. (2013). Statistical modeling of calving ease and stillbirths in dairy cattle using the classification tree technique. *Livestock Science*, 154, 19-27. <https://doi.org/10.1016/j.livsci.2013.02.013>
- Rashid, M. M., Hoque, M. A., Huque, K. S., & Bhuiyan, A. K. F. H. (2016). Prediction of live weight for Brahman crossbred cattle using linear body measurements in rural areas. *Advances in Animal and Veterinary Sciences*, 4(2), 99-106. <https://doi.org/10.14737/journal.aavs/2016/4.2.99.106>
- Sakar, Ç. M., Ünal, İ., Okuroğlu, A., & Coşkun, M. İ. (2020). Prediction of live weight from chest girth from birth to 12 months of age in Yerli Kara cattle. *Black Sea Journal of Agriculture*, 3(3), 200-204.
- Sales, M. F. L., Paulino, M. F., Valadares Filho, S. C., Paulino, P. V. R., Porto, M. O., & Couto, V. R. M. (2009). Composição corporal e requisitos energéticos de bovinos de corte sob suplementação em pastejo. *Revista Brasileira de Zootecnia*, 38, 1355–1362. <https://doi.org/10.1590/S1516-35982009000700027>



- Sharma, R., Chaudhary, J. K., Hada, R., Gaur, P., Sharma, S., Singh, N. S., & Tolenkomba, T. C. (2024). Decision tree for 305-day milk yield in cross-bred cattle. *Asian Journal of Agricultural Extension, Economics & Sociology*, 42(1), 107-113. <https://doi.org/10.9734/ajaees/2024/v42i12353>
- Shi, C., Teng, G., & Li, Z. (2016). An approach of pig weight estimation using binocular stereo system based on LabVIEW. *Computerization and Electronics in Agriculture*, 129, 37–43. <https://doi.org/10.1016/j.compag.2016.08.012>
- Tőzsér, J., Nagy, A., Gerszi, K., Mézes, M., Domokos, Z., Kertész, I., & Fekete, T. (1995). A herekörméret, a mellkasszélesség és mélység, valamint az élősúly fenotípusos összefüggésének változása az életkor függvényében charolais fajtájú tenyészbika-jelölteknél. *Állattenyésztés és Takarmányozás*, 44(3), 203–210.
- Tőzsér, J., Balika, S., Bedő, S., Kovács, A., Gábrielné Tőzsér, Gy., & Mihályfi, I. (1997). Limousin tenyészbika-jelöltek sajátjeljesítmény vizsgálati eredményeinek értékelése főfaktoranalízissel. *Állattenyésztés és Takarmányozás*, 46(6), 493-498.
- Tőzsér, J., Hidas, A., Holló, I., Holló, G., Szűcs, E., & Bölcskey, K. (2001). Estimation of lean meat content in carcasses of cow by half carcass weight, weight of kidney and trimmed fat, and adipocyte diameter. *Acta Agronomica Óváriensis*, 43(2), 135–142.
- Wongsriworaphon, A., Arnonkijpanich, B., & Pathumnakul, S. (2015). An approach based on digital image analysis to estimate the live weights of pigs in farm environments. *Computerization and Electronics in Agriculture*, 115, 26–33. <https://doi.org/10.1016/j.compag.2015.05.004>
- Xu, L., Luo, H., Zhang, X., Lu, H., Zhang, M., Ge, J., Zhang, T., Yan, M., Tan, X., Huang, X., & Wang, Y. (2022). Factor Analysis of Genetic Parameters for Body Conformation Traits in Dual-Purpose Simmental Cattle. *Animals*, 12(18), 2433. <https://doi.org/10.3390/ani12182433>
- Zaborski, D., Proskura, W. S., & Grzesiak, W. (2017). Comparison between data mining methods to assess calving difficulty in cattle. *Revista Colombiana de Ciencias Pecuarias*, 30, 196-208.
- Zarnecki, A., Ronningen, K., & Sobu, H. (1985). The principal component analysis of the incidence of diseases in Norwegian Red Cattle. *Journal of Animal Breeding and Genetics*, 102(1-5), 106-116. <https://doi.org/10.1111/j.1439-0388.1985.tb00678.x>

©Copyright 2024 by the Authors.

The journal is Open Access (Platinum). This work is licensed under a [Creative Commons Attribution-NonCommercial-NoDerivatives 4.0 International License](https://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/).

