

Néhány tényező hatása a Magyarországon tenyésztett angus tehének első elléskori életkorára

Some effects on the age at first calving in Angus cows bred in Hungary

MÁRTON Judit – BENE Szabolcs – SZABÓ Ferenc

ÖSSZEFOGLALÁS

A szerzők a Magyarországon tenyésztett angus tehének első elléskori életkorát (EEK) vizsgálták. Ez a tulajdonság kulcsfontosságú a húsmarhatartás gazdasági fenntarthatósága szempontjából, mivel szoros kapcsolatban áll a hatékonysággal és a jövedelmezőséggel. A tanulmány eredményei alapján a tehén születési éve és évszaka, valamint az apai hatás jelentős mértékben befolyásolja az ivadékok első elléskori életkorát. A 23 éves vizsgálati időszak során nem találtak fenotípusos vagy genetikai változásokat az évek múlásával. Azonban az a tény, hogy a korábbinál magasabb öröklődhetőségi értékeket, valamint a tenyészbikák ivadékcsoportjai között viszonylag nagy különbséget tapasztaltak, arra utal, hogy az angus populációban az első elléskori életkor alapján szelekció lehetséges.

Kulcsszavak: angus, első elléskori életkor, genetikai trend, öröklődhetőség, tenyésztérték

SUMMARY

Objective: The aim of this study was to examine the age at first calving (AFC) in Hungarian Angus herds for its population genetic parameters, heritability, breeding values, phenotypic and genetic trends.

Methods: The study was conducted on the basis of data from 2,955 registered cows, born between 1998 and 2021, classified into five groups based on different Angus types, and 200 breeding bulls (sires of the cows). A general linear model (univariate analysis of variance) was used to examine various effects on AFC. Population genetic parameters and breeding values were estimated using the best linear unbiased prediction (BLUP) method, and linear regression analysis was applied to calculate phenotypic and genetic trends.

Results: The average AFC obtained was 28.1 ± 0.1 months (standard deviation = 5.3 months), showing a relatively large variance (CV = 18.9%). The environmental factors that influenced the development of the phenotype were the cow's birth season (28.99%, $p < 0.01$), cow's birth year (28.7%, $p < 0.01$), the cow's sire (18.32%, $p < 0.01$), the herd (11.77, $p < 0.05$). The cow's colour variant (8.10%, $p > 0.05$) was not significant and did not influence the AFC in this study. The direct heritability of AFC ($h^2 = 0.51 \pm 0.06$) was higher than data in the literature (0.38 ± 0.05); however, the maternal heritability was low ($h^2_m = 0.00 \pm 0.03$). The correlation between direct and maternal genetic effects was strong and negative ($r_{dm} = -0.97 \pm 1.00$). The phenotypic trend of AFC increased by +0.03 months per year, which was not statistically significant. The genetic trend calculation showed no significant changes.

Conclusions: The AFC in Angus cows is strongly influenced by the calving cycle, emphasizing the importance of selecting an appropriate season for calving. The relatively high heritability of AFC and herd differences suggests potential for genetic improvement through targeted breeding programs. Incorporating AFC as a specific selection criterion, alongside traits like reproductive efficiency or longevity, could enhance breeding strategies. Environmental factors and international cooperation may further support improvements in through genetic selection and husbandry technologies.

Keywords: Angus, age at first calving, genetic trend, heritability, breeding value

1. Bevezetés és irodalmi áttekintés

A húsmarha állományok jövedelmezőségét és fenntarthatóságát a tehének első elléskori életkora (EEK) jelentősen befolyásolja, mivel közvetlen hatással van a tehén reprodukzív és produktív teljesítményére. A húsmarhatartás gazdasági fenntarthatósága szempontjából meghatározó kérdés a reprodukciós teljesítmény. *Pulina és mtsai* (2021) tanulmánya alapján a marhahús ágazat legfőbb korlátja a kedvezőtlen szaporulat, az élősúlyonkénti viszonylag kis húskibocsátás, a jelentősen alacsonyabb termelékenység, hosszabb termelési ciklus a többi állatfajhoz képest. Az ellési időszakban korábban ellő üszők megközelítőleg eggyel több borjút adnak életük folyamán, a későbbi ellő társaiknál. A tehéntartás és borjúnevelés jövedelmezőségét is jelentősen befolyásolja a hasznos élettartam és az első elléskori idő (*Damiran és mtsai*, 2018). Az EEK nem csupán a környezeti adottságoktól, biológiai tényezőktől, genetikai háttértől függ, hanem sok esetben a vezetői döntéstől is, amely figyelembe veszi a gazdasági hatékonyságot és a hosszú távú termelési célokat is. Befolyásolhatja a tenyésztők azon aggodalma is, hogy az korábbi EEK növelheti az ellési nehézségek kockázatát, valamint csökkentheti az újra vemhesülés sikerességét, ennél fogva kedvezőtlen hatással lehet a tehén későbbi teljesítményére (*Short és mtsai*, 1994; *Hickson és mtsai*, 2010).

López-Parades és mtsai (2018) blonde d'aquitaine tehének vizsgálata folyamán megállapította, hogy az EEK 3 évről 2 évre való csökkentése a takarmányozási költség -21,24 USD/év, a termelési költség -26,52 USD/év mérséklését és levágott borjanként +25,80 USD/év extraprofitot eredményez a tehén hasznos élettartama alatt. A korai EEK (22-24 hónap) jelentős előnyökkel jár a húsmarhatenyésztésben, gyorsabb megtérülést biztosíthat, növelheti a borjak és a megtermelt hús mennyiségét, csökkentheti a tehének selejtezési, pótlási arányát. Ha az EEK 24 hónap vagy annál rövidebb volt, akkor 0,7 borjúval többet választottak le a tehének 6,5 éves korára a 36 hónapos korra leellő üszőkkel szemben. A korábban ellő üszők a negyedik életévük végére 36,15 dollár, a tehén teljes élettartamára vonatkoztatva 500 USD/tehén nyereséget értek el (*Day és Nogueira*, 2013).

A megfelelő takarmányozás és a genetikai szelekció kulcsfontosságú tényezők az EEK optimalizálásában, különösen a mérsékelt éghajlatú régiókban. Az *Irish Cattle Breeding Federation* (ICBF) és a *The Agriculture and Food Development Authority* (Teagasc) adatai alapján az EEK 36 hónapról 24 hónapra történő csökkentésével kisebb (-12%) karbon lábnyom 11,2 kg CO₂ eq/kg élősúly (24 hónapos EEK); 12,7 kg CO₂ eq/kg élősúly (36 hónapos EEK); így 114 €/tehén/év megtakarítás érhető el. *Moorey és Biase* (2020) az USDA, az Agriculture Marketing Service adatait vizsgálva, az Amerikai Egyesült Államokban 1,6 millió üsző ellése 23-27 hónapos kor után 210 millió dolláros veszteséget jelent a marhahús termelőknek, a marhahúságazatnak a késői tenyésztésbe vétel következményeként.

A maximális termelékenységi hatékonyság komplikációmentes 2 éves korra történő ellés, 5% alatti a borjú elhullás és 365 napos kétellés közötti idővel érhető el. Nagy-Britanniából származó adatok alapján a húshasznú üszők 8,5%-a ellik a várható 24 hónapos kor előtt (*Gates*, 2013). *Cushman és mtsai* (2013) megállapították, hogy a borjazási időszakban korábban ellő üszők hosszabb ideig maradtak az állományban és borjaikat nagyobb össz tömeggel választották le, mint későbbi ellő társaikét. *Hickson és mtsai* (2010) szerint az üszők EEK-ának 3 éves korról

2 éves korra történő csökkentése nagymértékben növeli a termékenységet, és a 2 éves üszöktől leválasztott borjak számát.

Az EEK és a többi reprodukciós tulajdonság kapcsolatáról számos adat áll rendelkezésre, sokrétű és gyakran egymásnak ellentmondó információval. *Twomey és Cromie* (2023) szerint az EEK nem befolyásolja a tehének teljesítményét az ellési időköz, az élettartam, az ellési nehézség és az elválasztási súly tekintetében. Az EEK és a második-harmadik ellés közötti idő +0,40 értékű genetikai korrelációja arra utal, hogy az üszők EEK szelekciója csökkenti az ellések közt eltelt időt (*Vergara és mtsai*, 2009). *Roughsedge és mtsai* (2005), valamint *Berry és Evans* (2014) negatív genetikai korrelációról számoltak be a nevezett tulajdonságokkal kapcsolatban. *Boligon és mtsai* (2010) az EEK és a választás utáni súlygyarapodás, illetve az éves súly között negatív genetikai korrelációt (-0,29, ill. -0,24) tapasztaltak. Az EEK és összes ellésszám közötti genetikai korreláció rámutatott arra, hogy a korábban ellő üszők életük folyamán több borjút adnak (*Lopez-Parades és mtsai*, 2018).

Magyarországon az angus fajta esetében kevés tulajdonságról rendelkezünk széleskörű populáció genetikai ismeretekkel (1. táblázat). Ezért vizsgálatunk elsődleges célja az EEK-t befolyásoló tényezők meghatározása volt. Emellett vizsgáltuk e tulajdonság öröklődhetőségét, a különböző környezeti tényezők hatását az EEK-ra, az ezzel kapcsolatos fenotípusos és genetikai trendeket, illetve az angus tenyészbikák tenyészértékét (TÉ) is meghatároztuk.

1. táblázat: Az első ellési életkor átlaga és öröklődhetősége a szakirodalomban

Fajta (1)	EEK (hónap) (2)	h^2 (3)	Forrás (4)
ABA, HER	33,12 - 24,96	-	<i>Dákay és mtsai</i> (2006)
RED, SIM	23,79 - 23,81	0,14 - 0,19	<i>Giess és mtsai</i> (2022)
ABA, CHA	24,85 - 35,41	0,17 - 0,23	<i>Brzáková és mtsai</i> (2020)
CRO	30,75	0,31	<i>Berry és Evans</i> (2014)
LIM	33,60	0,18	<i>Zsuppán és mtsai</i> (2010)
LIM	33,90	0,08	<i>Bene és mtsai</i> (2021)
ZEB	34,83	0,46	<i>Magaña és Segura</i> (1997)
NEL	34,71	0,10	<i>Boligon és Albuquerque</i> (2011)
CRO ZEB	44,13	0,37	<i>González-Murray és mtsai</i> (2021)
ABA	24,28	0,28	<i>Bormann és Wilson</i> (2010)

EEK = első ellési életkor (2); h^2 = öröklődhetőség (3); ABA= aberdeen angus (5); SIM = szimentáli (6); CHA = charolais (7); CRO = keresztezett (8); HER = hereford (9); LIM = limousin (10); RED = vörös angus (11); NEL = nellore (12); ZEB = zebu (13)

Table 1: Mean and heritability estimates of age at first calving for beef cows in the literature breed (1); age at first calving (month) (2); h^2 = heritability (3); source (4); ABA = Aberdeen Angus (5); SIM = Simmental (6); CHA = Charolais (7); CRO = crossed (8); HER = Hereford (9); LIM = Limousin (10); RED = Red Angus (11); NEL = Nellore (12); ZEB = Zebu (13)

2. Anyag és módszer

2.1. Az adatbázis

A MHAGTE törzskönyvezési és teljesítményvizsgálati adatai közül az 1998 és 2021 között született tehének EEK-át elemeztük. Az adatbázis 2955 törzskönyvezett angus és magas angus vérhányadú (>75%) tehenet tartalmazott (2. táblázat) öt különböző genetikai csoportban sorolva (Márton és mtsai, 2024). A vizsgált populáció egyedei 2106 angus tehén és 200 fajtatiszta angus tenyészbika ivadékaik voltak. Csak az ismert anyai és apai származású egyedeket vontuk be az elemzésbe. Az első ellés időpontjának meghatározásakor csak az élve született borjakat ellő teheneket vettük figyelembe (a vetéléseket és a holt elléseket figyelmen kívül hagytuk). Így összesen 199 kiugró értékű egyedet zártunk ki az értékelésből (19,0 hónap alatti EEK 2 esetben, ill. 46,0 hónapnál nagyobb EEK 179 esetben). Az adatokat a MHAGTE saját fejlesztésű szoftverének (MAGHTE registry) segítségével válogattuk le.

Az EEK a tehén születési dátuma és az első ellés dátuma közötti különbség alapján került meghatározásra.

2. táblázat: A kiinduló adatbázis szerkezete

Kiinduló paraméterek (1)	Felhasznált adatbázis (2)
Vizsgált időszak a tehének születési éve alapján (3)	1998-2021
Állományok száma (4)	5
Tehenek száma (5)	2955
A vizsgált apák száma (tehén apja) (6)	200
A nőivarú ivadékok apankénti minimális száma (7)	5
Egy apára jutó nőivarú ivadékok (tehén) átlagos száma (8)	15,0
A vizsgált anyaállatok száma (tehén anyja) (9)	2106

Table 2: The structure of the initial database

starting parameters (1); used database (2); examined period based on the cows' birth date (3); number of herds (4); number of cows (5); number of the examined sires (sire of cow) (6); minimum number of female progeny per sire (7); the average number of female progeny per sire (8); number of the examined dams (dam of cow) (9)

A genetikai csoportokat származás, színváltozat, méret és típus szerint különböztettük meg: 1. csoport: a kanadai és amerikai típusú vörös angus nagyramájú, modern típus; 2. csoport: hagyományos típusú vörös angus; 3. csoport: hagyományos, kizárólag brit típusú; 4. csoport: hagyományos brit típusú fekete és amerikai importból származó vörös angus; 5. egyéb csoport: a 4 csoportból származó egyedeinek halmaza.

Az adatbázis normalitását Kolgomorov-Smirnov tesztel, a homogenitást Levene tesztel vizsgáltuk. Az adatok előkészítését Microsoft Excel, ill. Word 2021 programokkal végeztük. Az értékelést és a korrelációs mátrix összeállítását az SPSS 27.0 szoftver segítségével hajtottuk végre (IBM, 2024).

2.2. Különböző tényezők hatásainak vizsgálata

Az EEK tulajdonságot befolyásoló különböző genetikai és környezeti tényezők fix és véletlenszerű hatását egyváltozós varianciaanalízissel (General Linear Modell - GLM, Anova Type III) értékeltük (3. táblázat), a BLUP modellel történő futtatás előtt. A modell összeállításakor az apa (a tehén apja) véletlenszerű hatásként, míg a többi vizsgált tényező (állomány, a tehén színváltozata, a tehén születési éve és a tehén születési évszaka) fix hatásként került figyelembe vételre. A becslési modell a következő volt:

$$\hat{y}_{hijkl} = \mu + S_h + F_i + C_j + Y_k + M_l + e_{hijkl}$$

(Ahol $\hat{y}_{hijkl}$ = az EEK becsült értéke „h” apától származó tehén esetében az „i” állományban, „j” színnel, „k” születési évben és „l” születési évszakban; μ = az összes megfigyelés átlaga; S_h = az apa véletlen hatása; F_i = az állomány fix hatása; C_j = a tehén színváltozatának fix hatása; Y_k = a születési év fix hatása; M_l = a születési évszak fix hatása; és e_{hijkl} = hiba.)

2.3. A populációgenetikai paraméterek becslése

A rendelkezésre álló adatbázis lehetővé tette egy egyszerűbb apamodell és egy összetettebb egyedmodell alkalmazását is. A populációgenetikai paraméterek meghatározása ezért GLM módszerrel (Bene és mtsai, 2021) és a BLUP egyedmodell (Best Linear Unbiased Prediction) (Henderson, 1975) használatával történt.

A GLM modell által meghatározott populációgenetikai paraméterek a következők voltak: σ_a^2 = apai (genetikai) variancia; σ_e^2 = hiba (egyéb környezeti) variancia; σ_p^2 = fenotípusos variancia; h_a^2 = direkt öröklődhetőség az apai variancia alapján becsülve.

Az öröklődhetőségi értéket (h^2) a genetikai variancia (σ_a^2) és a fenotípusos variancia (σ_p^2) hányadosaként számítottuk ki az alábbi képlet segítségével (Bene és mtsai, 2024):

$$h^2 = \frac{\sigma_a^2}{\sigma_a^2 + \sigma_e^2} = \frac{\sigma_a^2}{\sigma_p^2}$$

A BLUP modell segítségével létrehoztunk egy adatbázis és egy pedigré mátrixot. A GLM módszerhez viszonyítva a BLUP modell összetettebb, figyelembe veszi az egyes állatok genetikai hatásait (beleértve mind a közvetlen, mind az anyai hatásokat). Ez nagyobb pontosságot eredményez a tenyésztértékek becslésében, különösen a jól öröklődő tulajdonságok esetében. A BLUP ugyanazokat a fix hatásokat tartalmazza, mint a GLM módszer (állomány, valamint a tehén színváltozata, tehén születési éve és évszaka). A BLUP modell tartalmazza a pedigré adatokat (beleértve az apát, az anyát, a teljes és féltestvéreket, valamint a nagyszülőket), lehetővé téve a teljes családfa alapú becslést. Az alkalmazott egyedmodell a következő volt (Szűcs és mtsai, 2021):

$$y = X_b + Z_u + e$$

3. táblázat: A becsléshez alkalmazott modellek

A modell típusa (1)	GLM módszer (2)	BLUP egyedmodell (3)
Véletlen hatások (4)		
- apa (a tehén apja) (5)	+	–
- tehén (állat) (6)	–	+
- anyai genetikai hatás (7)	–	+
Fix hatások (8)		
- állomány (9)	+	+
- a tehén színváltozata (10)	+	+
- a tehén születési éve (11)	+	+
- a tehén születési évszaka (12)	+	+
Származási mátrix (13)		
- egyed (tehén) (14)	–	+
- apa (15)	–	+
- anya (16)	–	+
- teljes testvérek és fél testvérek (17)	–	+
- nagyszülők (18)	–	+
Vizsgált tulajdonság (19)		
- életkor az első elléskor (20)	+	+

+ = a modell tartalmazta ezt a hatást (21); – = a modell nem tartalmazta ezt a hatást (22)

Table 3: The applied models for the estimations

type of model (1); GLM method (2); BLUP animal model (3); random effects (4); sire (sire of the cow) (5); cow (animal) (6); maternal genetic effect (7); fixed effects (8); herd (9); colour variant of the cow (10); birth year of the cow (11); birth season of the cow (12); pedigree matrix (13); animal (cow) (14); sire (15); dam (16); full sibs and half sibs (17); grandparents (18); examined trait (19); age at first calving (20); + = the model included this effect (21); – = the model did not include this effect (22)

(Ahol y = a megfigyelés vektora, b = a fix hatások vektora, u = a véletlen hatások vektora, e = hiba vektor, X = a fix hatások előfordulási mátrixa és Z = az additív genetikai hatások előfordulási mátrixa.)

A populációgenetikai paramétereket az MTDFREML (Boldman és mtsai, 1993) program segítségével, Szőke és Komlósi (2000), valamint Szűcs és mtsai (2021) útmutatása alapján becsültük meg.

2.4. A tenyésztékek becslése

A tenyészbikák tenyésztértékét (TÉ) is megbecsültük az EEK tulajdonság tekintetében, amelyhez a GLM és a BLUP modelleket használtuk.

A GLM módszer az apák közötti genetikai különbségek alapján becsüli a TÉ-et, nem veszi figyelembe az állat saját genetikai vagy az anyai genetikai hatásokat. A TÉ-et a GLM módszerrel két lépésben határoztuk meg. Első lépésben kiszámítottuk, hogy egy adott bika ivadéakai az EEK tekintetében mennyiben különböznek

a más bikák ivadékainak teljesítményétől (EPD - estimated progeny difference), majd az így kapott értéket megszoroztuk kettővel (TÉ = EPD x 2).

$$EPD = (x_{pg} - X_{all})$$

(Ahol EPD = az ivadékcsoportok közötti különbség; x_{pg} = az apa ivadékcsoportjának átlagos teljesítménye, X_{all} = a kortárs ivadékpopuláció átlagos teljesítménye.)

A BLUP modell részletesebben becsüli meg a TÉ-et, figyelembe véve a direkt genetikai és anyai genetikai hatásokat. A BLUP egyedmodell közvetlenül becsüli a TÉ-t.

Munkánk során a TÉ-et mind a 200 tenyészbikára meghatároztuk, de terjedelmi okok miatt csak a 15 legtöbb ivadékkal rendelkező apára vonatkozó mutatjuk be.

2.5. A fenotípusos és genetikai trendek

A fenotípusos trend becslésekor az évenkénti EEK-t átlagoltuk, az átlagértékeket a születési év függvényében ábráztuk és lineáris regressziós elemzéssel meghatároztuk a fenotípusos trend irányát és mértékét. A függő változó (Y) az EEK átlaga, a független változó (X) a tehén születési éve volt. Meghatároztuk a meredekséget (b), a tengelymetszet (a) és az illeszkedés (R^2) értékét is.

Az EKK genetikai trendjét három különböző módon határoztuk meg (*Bene és mtsai, 2024*): az apák GLM alapú TÉ-ének, az apák BLUP alapú TÉ-ének, valamint az azonos évben született teljes populáció BLUP alapú TÉ-ének az átlagos értékéből indultunk ki. A tendencia elemzése során minden évre átlagoltuk az apák és a populáció TÉ-ét. Ezek az éves átlagok a függő változót képezték a regressziós elemzésben, míg a független változó a születési év volt. A fenotípusos trendek értékeléséhez hasonlóan meghatároztuk a regressziós egyenlet tengelymetszetét (a), a meredekséget (b), valamint az illeszkedés mértékét (R^2), valamint meghatároztuk ezek statisztikai megbízhatóságát is.

3. Eredmények és értékelésük

3.1. A környezeti tényezők hatása

Az EEK alapstatisztikai paramétereit a 4. táblázat mutatja be. Az angus tehenek EEK-ának az főátlaga ($\pm$ SE) a vizsgált állományban $28,1 \pm 0,1$ hónap volt. Ez az eredmény 5,02 hónappal kisebb annál, mint a *Dákay és mtsai (2006)* az angus fajtában tapasztaltak (33,12 hónap). *Byrne és mtsai (2022)* munkájában, Írországbán az angus üszők átlagos EEK-a 32 hónap volt és csupán 23%-uk ellett 24 hónapos korban. Eredményünk ugyanakkor elmarad a szakirodalmi hivatkozásokban megjelölt, jellemzően 22-24 hónapos EEK-tól (*Day és Nogueira, 2013; López-Paredes és mtsai, 2018; Byrne és mtsai, 2022; Hickson és mtsai, 2010; Giess és mtsai, 2022; Bormann és Wilson, 2010; Brzákóvá és mtsai, 2020*).

A vizsgálatban az angus üszők átlagos tenyésztésbe vételi életkora 18,6 hónap volt, amelyet úgy számítottunk ki, hogy a tehenek átlagos vemhességi idejének a hosszát (9,5 hónap) kivontuk az átlagos (28,1 hónapos) EEK-ból. Ez az érték 5-7 hónappal nagyobb, mint az optimálisnak tekintett 12-15 hónapos tenyésztésbe vételi kor (*Day és Nogueira, 2013*).

4. táblázat: Az angus tehének első ellési életkorának alapstatisztikai adatai

Paraméterek (1)	Első elléskori életkor (hónap) (2)
N	2955
Átlag (3)	28,1
Sztenderd hiba (SE) (4)	0,1
Szórás (SD) (5)	5,3
Variációs koefficiens (CV%) (%) (6)	18,9
Medián (7)	25,9
Minimum (8)	19
Maximum (9)	46
Kolgomorov-Smirnov teszt (p) (10)	0,00

Table 4: Descriptive statistics of the age at first calving in Angus cows

parameters (1); age at first calving (months) (2); mean (3); standard error (SE) (4); standard deviation (SD) (5); coefficient of variation (CV%) (6); median (7); minimum (8); maximum (9); Kolgomorov-Smirnov test (p) (10)

A vizsgált tényezők, azaz az apa ($p < 0,01$), az állomány ($p < 0,05$), a tehén születési éve ($p < 0,01$), ill. a tehén születési évszaka ($p < 0,01$) szignifikáns hatásúnak bizonyultak az EEK tulajdonságra. A tehén színváltozata nem mutatott statisztikailag igazolható hatást az EEK-ra (5. táblázat).

5. táblázat: Különböző tényezők hatása az első ellés korára

Tulajdonság (1)	Osztályok (3)	Első elléskori életkor (4)	
Hatások (2)		p	Arány a fenotípusban (%) (5)
A tehén apja (6)	200	<0,01	18,32
Állomány (7)	5	<0,05	11,77
A tehén színváltozata (8)	2	NS	8,10
A tehén születési éve (9)	24	<0,01	28,70
A tehén születési évszaka (10)	4	<0,01	28,99
Hiba (maradék) (11)	-	-	4,12
Összesen (12)	-	-	100,00

Table 5: The effect of different factors on the age at first calving

1trait (1); factors (2); classes (3); age at first calving (4); rate in phenotype (5); sire of cow (6); herd (7); colour variant of the cow (8); birth year of the cow (9); birth season of the cow (10); residual (11); total (12)

Az EEK-t meghatározó környezeti tényezők százalékos aránya a következő volt: tehén születési évszaka 28,99%, tehén születési éve 28,7%, tehén apja 18,32%, állomány 11,77%, egyéb környezeti hatások (hiba) 4,12%. A tehén születési éve és születési évszaka voltak a legjelentősebb tényezők, amelyek együttesen magyarázzák az EEK eltérések közel 60%-át. Ezen a környezeti tényezők hatásai a tartási és takarmányozási gyakorlatok, az időjárás és a legeltetés jelentős változásainak

6. táblázat: A környezeti tényezők hatása az első ellési életkorra

Tulajdonság (1)	N	Első ellés kori életkor (hónap) (2)	
Korrigált átlag ($\pm$ SE) (3)	2955	28,3 $\pm$ 0,3	
Környezeti tényezők (4)		Átlag $\pm$ SE (5)	Átlagtól való eltérés (6)
Állomány (kód) (7)			
- 1	243	29,0 $\pm$ 0,7	+0,7
- 2	710	30,0 $\pm$ 0,7	+1,7
- 3	93	26,8 $\pm$ 0,7	-1,5
- 4	1266	27,6 $\pm$ 0,4	-0,7
- 5	643	28,2 $\pm$ 0,5	-0,1
A tehén színváltozata (8)			
- Fekete (9)	1445	28,5 $\pm$ 0,4	+0,2
- Vörös (10)	1510	28,0 $\pm$ 0,4	-0,3
A tehén születési éve (11)			
- 1998	25	29,4 $\pm$ 2,4	+1,1
- 1999	18	24,9 $\pm$ 2,2	-3,4
- 2000	15	27,7 $\pm$ 1,9	-0,6
- 2001	36	25,8 $\pm$ 1,5	-2,5
- 2002	80	25,9 $\pm$ 1,5	-2,4
- 2003	37	31,1 $\pm$ 1,3	+2,8
- 2004	42	29,4 $\pm$ 1,5	+1,1
- 2005	37	30,1 $\pm$ 1,2	+1,8
- 2006	102	28,3 $\pm$ 1,0	+0,0
- 2007	60	29,5 $\pm$ 1,0	+1,2
- 2008	94	25,0 $\pm$ 0,7	-3,3
- 2009	113	27,4 $\pm$ 0,7	-0,9
- 2010	109	28,8 $\pm$ 0,7	+0,5
- 2011	197	30,2 $\pm$ 0,5	+1,9
- 2012	215	31,6 $\pm$ 0,5	+3,3
- 2013	187	30,5 $\pm$ 0,6	+2,2
- 2014	169	29,2 $\pm$ 0,6	+0,9
- 2015	201	28,0 $\pm$ 0,6	-0,3
- 2016	315	27,3 $\pm$ 0,5	-1,0
- 2017	252	27,8 $\pm$ 0,6	-0,5
- 2018	196	28,1 $\pm$ 0,6	-0,2
- 2019	160	28,4 $\pm$ 0,7	+0,1
- 2020	178	28,5 $\pm$ 0,7	+0,2
- 2021	117	27,1 $\pm$ 0,8	-1,2

(folytatás a következő oldalon)

A tehén születési szezonja (12)			
- Tél (13)	464	28,1±0,4	-0,2
- Tavasz (14)	1759	27,7±0,3	-0,6
- Nyár (15)	550	29,0±0,4	+0,7
- Ősz (16)	182	28,5±0,5	+0,2

Állománykód: 1 = kanadai, vörös; 2 = brit, vörös; 3 = brit, fekete; 4 = brit, vörös; 5 = egyéb (17)

Table 6: The effect of environmental factors on the age at first calving

trait (1); age at first calving (months) (2); adjusted overall mean ($\pm$ SE) (3); environmental factors (4); Mean ($\pm$ SE) (5); deviation from the overall mean (6); herd (code) (7); colour variant of the cow (8); black (9); red (10); birth year of the cow (11); birth season of cow (12); winter (13); spring (14); summer (15); Autumn (16); herd code: 1 = Canadian, red; 2 = British, red; 3 = British, black; 4 = British, red; 5 = other (17)

tudhatók be. Az apák hatása az ivadékok fenotípusos varianciájára 18,32% volt. Bene és mtsai (2021) magyarországi limousin üszők vizsgálatakor a tenyészet hatását (73,51%) találták a legmeghatározóbb környezeti tényezőnek, ez követte a tehén születési éve (13,02%), az apa (6,74%) és tehén születési évszaka (1,62%).

A környezeti tényezők hatását az EEK-ra a 6. táblázat foglalja össze. Az EEK becsült, korrigált átlagértéke a GLM módszer alapján 28,3±0,4 hónap volt.

A vizsgált állományok átlagos EEK-a eltérő volt. A 2-es számú állományban az EEK (30,0±0,7 hónap) +1,7 hónap átlagtól való eltéréssel, míg a 3-as állományban lévő üszöké (26,8±0,7) -1,5 hónap átlagtól való eltéréssel volt jellemezhető (azaz a két állomány EEK-ában 3,2 hónap különbség mutatkozott). Az 2-es állomány brit típusú vörös angus, a 3-as állomány hagyományos brit típusú fekete angus populáció voltak.

1999-ben az EEK 24,9 hónap, míg 2012-ben 31,6 hónap volt, mely 6,7 hónapos különbséget jelenti az évek között. Ezek az eltérések rámutatnak, hogy a különböző években tapasztalt környezeti, vagy gazdálkodási feltételek jelentősen befolyásolták a tehének szaporodási képességét. Például, a Központi Statisztikai Hivatal (KSH, 2024) 1999. évi és 2012. évi időjárási adatainak összehasonlítása azt mutatta, hogy a teljes csapadékmennyiség (804 és 384 mm), csakúgy, mint az esős napok száma (145 és 98), a fagyos napok száma (103 és 63), vagy a hóhullámmal érintett napok száma (1 és 33).

A tavaszi születésű egyedek EEK-a (27,7±0,3 hónap) 1,3 hónappal rövidebb volt, mint a nyári és 0,8 hónappal, mint az őszi évszakban születettek. Bene és mtsai (2021) szerint az évszakok és az EEK közötti különbségeknek az egyik lehetséges oka a magyarországi tartástechnológia, amely az állományok májusi legelőre hajtásával és őszi végi behajtásával hozható összefüggésbe. Az ellési és születési időszak egyes szaporodási tulajdonságokra gyakorolt jelentős hatása az éghajlati viszonyok és a takarmányozási módok évszakonkénti változásának tulajdonítható (Hammoud és mtsai, 2010). Az első ellés korát a tehének naptári ellési időszaka is befolyásolhatja (Brzákóvá és mtsai, 2020).

3.2. Populációgenetikai paraméterek

Az EEK tulajdonság h^2 értékei ($0,51 \pm 0,06$, ill. $0,38 \pm 0,05$) (7. táblázat) magasabbnak bizonyultak a szakirodalmi forrásokhoz képest. A szakirodalmi hivatkozásokból származó adatok alapján az EEK tulajdonság öröklődhetősége alacsony - $0,08$ (Bene és mtsai, 2021; Pardo és mtsai, 2020); $0,10$ (Boligon és Albuquerque, 2011); $0,14$ (Koots és mtsai, 1994; Giess és mtsai, 2022); $0,17$ (Brzákóvá és mtsai, 2020); $0,18$ (Zsuppán és mtsai, 2010) -, vagy mérsékelt - $0,24$ (Gutiérrez és mtsai, 2002); $0,28$ (Bormann és Wilson, 2010); $0,31$ (Berry és Evans, 2014); $0,37$ (González-Murray és mtsai, 2021); $0,46$ (Magaña és Segura, 1997).

7. táblázat: Az első ellési életkor populációgenetikai paraméterei

Paraméterek (1)	Első ellés kori életkor (2)	
	GLM módszer (3)	BLUP egyedmodell (4)
σ_d^2	21,49	9,77
σ_m^2	–	0,00
σ_{dm}	–	–0,01
σ_e^2	20,94	15,98
σ_p^2	42,43	25,74
h_d^2	$0,51 \pm 0,06$	$0,38 \pm 0,05$
h_m^2	–	$0,00 \pm 0,03$
r_{dm}	–	$-0,97 \pm 1,00$

σ_d^2 = additív genetikai variancia (5); σ_m^2 = anyai genetikai variancia (6); σ_{dm} = direkt-anyai kovariancia (7); σ_e^2 = hiba variancia (8); σ_p^2 = fenotípusos variancia (9); h_d^2 = direkt öröklődhetőség (10); h_m^2 = anyai öröklődhetőség (11); r_{dm} = direkt-anyai genetikai korreláció (12)

Table 7: Population genetic parameters of the age at first calving trait

parameters (1); age at first calving (2); GLM method (3); BLUP animal model (4); σ_d^2 = additive genetic variance (5); σ_m^2 = maternal genetic variance (6); σ_{dm} = direct maternal genetic covariance (7); σ_e^2 = residual variance (8); σ_p^2 = phenotypic variance (9); h_d^2 = direct heritability (10); h_m^2 = maternal heritability (11); r_{dm} = direct-maternal genetic correlation (12)

A direkt és anyai genetikai hatások közötti korreláció értéke erősen negatívnak bizonyult ($r_{dm} = -0,97 \pm 1,00$). Az 1,0 értékű standard hiba azonban azt jelzi, hogy ez a korreláció statisztikailag nem különbözik a nullától. A variancia többségét genetikai és egyéb nem állandó környezeti tényezők befolyásolják az általunk vizsgált angus populációkban. Az anyai genetikai hatás nem befolyásolta erősen az EEK-t.

3.3. Az apa hatása az első ellési életkorra

A GLM módszer alkalmazásával meghatározó különbségeket találtunk a tenyészbikák ivadékcsoportjainak EEK átlagértékei között (8. táblázat).

8. táblázat: Az apa hatása az angus tehének első ellési tulajdonságára

Tulajdonság (1)	N	Első ellés kori életkor (hónap) (2)			
A tehén apja (Központi lajstromszám) (3)		GLM módszer (4)		BLUP egyedmodell (5)	
		Az ivadékok átlaga (±SE) (6)	TÉ _{GLM}	TÉ _{AMD}	TÉ _{AMM}
Korrigált főátlag (± SE) (7)	2955	28.3 ± 0.3			
20495	84	22,4 ± 1,0	−11,7	−6,2	+0,0
20501	40	29,2 ± 1,0	+1,8	−0,9	+0,0
20716	41	31,7 ± 1,0	+6,8	+4,8	−0,0
22666	50	24,1 ± 1,0	−8,5	−2,7	+0,0
23155	40	27,1 ± 1,0	−2,3	−2,2	+0,0
24100	39	28,9 ± 1,0	+1,3	−0,8	+0,0
24608	68	29,5 ± 1,0	+2,4	+0,8	−0,0
24626	44	30,6 ± 1,0	+4,6	+3,6	−0,0
24635	42	22,4 ± 1,1	−11,7	−5,9	+0,0
27934	35	29,4 ± 1,2	+2,2	+6,0	−0,0
27940	56	28,0 ± 1,1	−0,7	+3,2	−0,0
27946	56	28,6 ± 1,1	+0,7	+3,6	−0,0
30947	61	27,2 ± 1,0	−2,3	−1,6	+0,0
31117	68	28,0 ± 1,2	−0,6	+1,5	−0,0
34296	35	28,7 ± 1,2	+0,9	+0,7	−0,0
r _{rank}		TÉ _{GLM} TÉ _{AMD}		+0,86*	−0,86* −0,99*

* $p < 0,01$; N = ivadékok száma (8); TÉ_{GLM} = GLM módszerrel becsült tenyésztési érték (9); TÉ_{AMD} = BLUP egyedmodellel becsült direkt tenyésztési érték (10); TÉ_{AMM} = BLUP egyedmodellel becsült anyai tenyésztési érték (11); r_{rank} = Spearman-féle rangkorrelációs együttható (12)

Table 8: The effect of sire on the age at first calving trait of Angus cows

* $p < 0,01$; trait (1); age at first calving (month) (2); Sire of cow (registration number) (3); GLM method (4); BLUP animal model (5); Mean of progeny ($\pm$ SE) (6); adjusted overall mean ($\pm$ SE) (7); number of progeny (8); BV_{GLM} = breeding value estimated with GLM method (9); BV_{AMD} = direct breeding value estimated with BLUP animal model (10); BV_{AMM} = maternal breeding value estimated with BLUP animal model (11); r_{rank} = Spearman's rank correlation coefficient (12)

A tenyészbikák ivadékainak EEK-a jelentősen eltért. A 20716-os regisztrációs számú bika ivadékai átlagosan 31,7 $\pm$ 1,1 hónaposan ellettek (TÉ_{GLM} = +6,8 hónap), míg a 20495-ös bika ivadékai 22,4 $\pm$ 1,0 hónapos korukban (TÉ_{GLM} = -11,7 hónap). Az eltérés az előző két csoport között 9,3 hónap volt. Az ivadékcsoportok közötti és az apák TÉ-e között is nagy különbségeket tapasztaltunk.

A BLUP egyedmodell használatával a TÉ két szélső értéke (27934: +6,0 hónap és 20495: -6,2 hónap) volt, mely eltérés jelentős, egy év körüli (12,2 hónap) különbséget jelentett. Bene és mtsai (2021) limousin egyedek vizsgálatakor hasonló, 15,6 hónapos különbséget tapasztaltak. A BLUP egyedmodell esetében a szélső értékek közötti különbség kisebb volt, mint a GLM módszer esetében.

A Spearman-féle rangkorrelációs együttható ($r_{ho} = 0,86$; $p < 0,01$) viszonylagos egyezést jelzett a két módszer között. Ez a korreláció azonban nem feltétlenül tükrözi teljes mértékben a kevesebb ivadékkal, vagy szélsőséges értékekkel rendelkező apák rangsorolásának különbségeit. Az eredmény rámutat arra, hogy a modell továbbfejlesztése és a tenyésztértékebecslés pontosságának javítása érdekében érdemes lehet részletesebb genetikai információkat - például egyed szintű adatokat és anyai hozzájárulásokat - a vizsgálatokba bevonni.

3.4. Fenotípusos és genetikai trendek az első ellési életkor esetében

A becsült fenotípusos és genetikai trendeket a 9. táblázat tartalmazza. Az eredmények alapján a fenotípusos trend kismértékben növekvő irányú ($b = +0,03 \pm 0,05$) volt, de nem bizonyult szignifikánsnak. A fenotípusos trend illeszkedése ($R^2 = 0,02$; $p > 0,05$) sem volt statisztikai értelemben megbízható. Hasonlóképpen a genetikai trendek sem mutattak változást az évek előrehaladtával.

8. táblázat: Az apa hatása az angus tehének első ellési tulajdonságára

Trend (1)	Meredekség (2)			Tengelymetszet (3)				Illeszkedés (4)	
	Y	b	SE	p	a	SE	p	R ²	p
P	EEK	+0,03	0,05	>0,05	-37,11	107,84	>0,05	0,02	>0,05
GGs	EEK ^{TÉ}	-0,20	0,08	<0,05	403,27	163,47	<0,05	0,18	<0,05
GAS _d	EEK ^{TÉ}	+0,01	0,03	>0,05	-11,40	64,42	>0,05	0,00	>0,05
GAS _m	EEK ^{TÉ}	-0,00	0,00	>0,05	0,02	0,08	>0,05	0,00	>0,05
GAA _d	EEK ^{TÉ}	+0,00	0,01	>0,05	-0,63	21,89	>0,05	0,00	>0,05
GAA _m	EEK ^{TÉ}	-0,00	0,00	>0,05	0,00	0,03	>0,05	0,00	>0,05

P = fenotípusos trend (5); GGs = genetikai trend az apák tenyésztértéke alapján GLM módszerrel (6); GAS_d = genetikai trend az apák direkt tenyésztértéke alapján BLUP egyedmodell alkalmazásával (7); GAS_m = genetikai trend az apák anyai tenyésztértéke alapján BLUP egyedmodell alkalmazásával (8); GAA_d = genetikai trend az összes egyed direkt tenyésztértéke alapján BLUP egyedmodell alkalmazásával (9); GAA_m = genetikai trend az összes egyed anyai tenyésztértéke alapján BLUP egyedmodell alkalmazásával (10); EEK = első elléskori életkor átlaga (11); EEK^{TÉ} = átlagos tenyésztérték az EEK tulajdonságban (12); TÉ = tenyésztérték (13); X = születési év (14)

Table 9: Phenotypic and genetic trends in age at first calving

trend (1); slope (2); intercept (3); fitting (4); phenotypic trend (5); GGs = genetic trend in BV of sires using the GLM method (6); GAS_d = genetic trend in direct breeding value of sires using the BLUP model (7); GAS_m = genetic trend in maternal breeding value of sires using the BLUP model (8); GAA_d = genetic trend in direct breeding value of all animals using the BLUP model (9); GAA_m = genetic trend in maternal breeding value of all animals using the BLUP model (10); EEK = age at first calving (11); EEK^{TÉ} = average breeding value in age at first calving trait (12); BV = breeding value (13); X = birth year (14)

Bár hazai kutatások nem állnak rendelkezésre az EEK költség-haszon elemzéséről, eredményeink rávilágítanak annak lehetséges gazdasági hatásaira. Azonban az üszők fiatalabb korban történő elletése csökkentheti a felnevelési költségeket, növelheti a tehén élete során világra hozott és felnevelt borjainak számát, és javíthatja a húsmarhatartás jövedelmezőségét. Ezek az eredmények

összhangban vannak a nemzetközi tanulmányokkal, amelyek kimutatták, hogy a korábbi EEK csökkenti a termelési költségeket és az ökológiai lábnyomot.

Az optimális EEK elérése érdekében célzott genetikai szelekciót, valamint a magyarországi termelési rendszerekhez igazított, továbbfejlesztett állománykezelési gyakorlatokat javasolunk. A tenyésztőknek érdemes fontolóra venni olyan szelekciós indexek alkalmazását, amelyek tartalmazzák az EEK-t, a gazdasági teljesítményt és a fenntarthatóság javítása érdekében.

4. Következtetések, javaslatok

Vizsgálatunk alapján az angus tehének első ellési életkorára gyakorolt fő hatást a tehének ellési évszaka jelentette. Ez az eredmény felhívja a figyelmet a megfelelő ellési időszak kiválasztásának fontosságára. Az EEK stagnáló fenotípusos és genetikai trendjei részben azzal is magyarázhatók, hogy az EEK laza genetikai kapcsolatot mutathat a jelenleg közvetlen genetikai szelekció alatt álló tulajdonságokkal, korlátozva ezzel a szelekció közvetett hatásait. A tenyésztőknek a jövőben célszerű lenne nagyobb figyelmet fordítaniuk erre a tulajdonságra, mérlegelve és figyelembe véve annak gazdasági jelentőségét és a reprodukciós hatékonyságra gyakorolt lehetséges kedvező hatását.

Az állományok közötti különbségek és az EEK tapasztalt közepes, vagy annál kissé jobb öröklődhetősége lehetőséget nyújt arra, hogy célzott tenyésztési programok kidolgozásával, szelekcióval javítsuk ezt a tulajdonságot. Ennek elérése érdekében az EEK-t speciális szelekciós kritériumként lehetne kezelni a tenyésztési programokban, figyelembe véve annak más tulajdonságokkal való összefüggéseit. Például az EEK-val szorosabb genetikai korrelációt mutató tulajdonságokat, mint a reprodukciós hatékonyság, vagy a hosszú élettartam, kiemelten lehetne kezelni a több tulajdonságra irányuló szelekciós indexekben.

A hazai populációra vonatkozó eredményeket a környezeti tényezők nagymértékben meghatározzák (éghajlat, tartástechnológia, takarmányozási technológia stb.), ugyanakkor felhívják a figyelmet az első ellési életkor csökkentési lehetőségére.

5. Köszönetnyilvánítás

A szerzők ezúton is köszönetet mondanak a Magyar Hereford, Angus, Galloway Tenyésztők Egyesületének és az egyesület munkatársainak a kiindulási adatbázisok rendelkezésre bocsátásáért.

6. Felhasznált irodalom

- Bene, Sz. – Kőrösi, Zs. J. – Bognár, L. – Polgár, J.P. – Szabó, F. (2024): Population genetic features of calving interval of Holstein-Friesian cows bred in Hungary. *Animals*, 14. 2513. <https://doi.org/10.3390/ani14172513>
- Bene, Sz. – Polgár, J. P. – Szűcs, M. – Márton, J. – Szabó, E. – Szabó, F. (2021): Environmental effects, population genetic parameters, breeding value, phenotypic and genetic trend for age at first calving of Limousin cows. *J. Cent. Eur. Agric.*, 22. 240–249. <https://doi.org/10.5513/JCEA01/22.2.3161>

- Berry, D. P. – Evans, R. D. (2014): Genetics of reproductive performance in seasonal calving beef cows and its association with performance traits. *J. Anim. Sci.*, 92. 1412–1422. <https://doi.org/10.2527/jas.2013-6723>
- Boldman, K. G. – Kriese, L. A. – Van Vleck, L. D. – Kachman, S. D. (1993): A manual for use of MTDFREML. A set of programs to obtain estimates of variances and covariances. USDA-ARS, Clay Center, NE.
- Boligon, A. A. – Albuquerque, L. G. (2011): Genetic parameters and relationships of heifer pregnancy and age at first calving with weight gain, yearling and mature weight in Nelore cattle. *Livest. Sci.*, 141. 12–16., <https://doi.org/10.1016/j.livsci.2011.04.009>
- Boligon, A. A. – Albuquerque, L. G. D. – Mercadante, M. E. Z. – Lôbo, R. B. (2010): Study of relations among age at first calving, average weight gains and weights from weaning to maturity in Nelore cattle. *Rev. Bras. Zootec.*, 39. 746–751. <https://doi.org/10.1590/S1516-35982010000400007>
- Bormann, J. M. – Wilson, D. E. (2010): Calving day and age at first calving in Angus heifers. *J. Anim. Sci.*, 88. 1947–1956. <https://doi.org/10.2527/jas.2009-2249>
- Brzákóvá, M. – Čítek, J. – Svitáková, A. – Veselá, Z. – Vostrý, L. (2020): Genetic parameters for age at first calving and first calving interval of beef cattle. *Animals*, 10. 2122. <https://doi.org/10.3390/ani10112122>
- Byrne, C. J. – McGee, M. – Harrington, M. – Kelly, A. – Kenny, D. A. (2022): Calving at two years of age. Teagasc, Grange Animal & Grassland Research and Innovation Centre, Dunsany, Co. Meath. <https://www.teagasc.ie/animals/beef/grange/beef2022-open-day/calving-at-two-years-of-age>
- Cushman, R. A. – Kill, L. K. – Funston, R. N. – Mousel, E. M. – Perry, G. A. (2013): Heifer calving date positively influences calf weaning weights through six parturitions. *J. Anim. Sci.*, 91. 4486–4491. <https://doi.org/10.2527/jas.2013-6465>
- Dákay, I. – Márton, D. – Keller, K. – Fördös, A. – Török, M. – Szabó, F. (2006): Study on the age at first calving and the longevity of beef cows. *J. Cent. Eur. Agric.*, 7. 377–388.
- Damiran, D. – Larson, K. A. – Pearce, L. T. – Erickson, N. E. – Lardner, B. H. A. Effect of calving period on beef cow longevity and lifetime productivity in western Canada. *Transl. Anim. Sci.*, 2. S61–S65. <https://doi.org/10.1093/tas/txy020>
- Day, M. – Nogueira, G. P. (2013): Management of age at puberty in beef heifers to optimize efficiency of beef production. *Anim. Front.*, 3. 6–11. <https://doi.org/10.2527/af.2013-0027>
- Gates, M. C. (2013): Evaluating the reproductive performance of British beef and dairy herds using national cattle movement records. *Vet. Rec.*, 173. 499. <https://doi.org/10.1136/vr.101488>
- Giess, L. K. – Boldt, R. J. – Culbertson, M. – Thomas, M. G. – Speidel, S. E. – Enns, R. M. (2022): 16 genetic parameter estimates for age at first calving in Simmental and Red Angus heifers. *J. Anim. Sci.*, 100. S9–S10. <https://doi.org/10.1093/jas/skac313.012>
- González-Murray, R. A. – Martínez, P. G. – Vigíl, V. – Yazar-Gunes, H. – Sánchez-Castro, M. A. – Enns, R. M. – Speidel, S. E. – Thomas, M. G. (2021): Heterosis effects on age at first calving in a multibreed beef cattle herd in Panama. *Trans. Anim. Sci.*, 5. S185–S188. <https://doi.org/10.1093/tas/txab169>
- Gutiérrez, J. P. – Alvarez, I. – Fernández, I. – Royo, L. J. – Díez, J. – Goyache, F. (2002): Genetic relationships between calving date, calving interval, age at first calving and type traits in beef cattle. *Liv. Prod. Sci.*, 78. 215–222. [https://doi.org/10.1016/S0301-6226\(02\)00100-8](https://doi.org/10.1016/S0301-6226(02)00100-8)
- Hammoud, M. H. – El-Zarkouny, S. Z. – Oudah, E. Z. (2010): Effect of sire, age at first calving, season and year of calving and parity on reproductive performance of Friesian cows under semiarid conditions in Egypt. *Arch. Zootech.*, 13. 60–82.
- Henderson, C. R. (1975): Best linear unbiased estimation and prediction under a selection model. *Biometrics*, 31. 423–447. <https://doi.org/10.2307/2529430>
- Hickson, R. E. – Lopez-Villalobos, N. – Kenyon, P. R. – Ridler, B. J. – Morris, S. T. (2010): Profitability of calving heifers at 2 compared with 3 years of age and the effect of incidence of assistance at parturition on profitability. *Anim. Prod. Sci.*, 50. 354–358. <https://doi.org/10.1071/an09180>

- Hungarian Central Statistical Office (2024): https://www.ksh.hu/docs/hun/xstadat/xstadat_eves/i_met004.html
- IBM Corporation (2020): IBM SPSS Statistics for Windows, Version 27.0. Armonk, NY, USA. <https://www.ibm.com/support/pages/how-cite-ibm-spss-statistics-or-earlier-versions-spss>
- Koots, K. R. – Gibson, J. P. – Smith, C. – Wilton, J. W. (1994): Analyses of published genetic parameter estimates for beef production traits. 1. Heritability. Anim. Breed. Abstr., 62. 309–338.
- López-Paredes, J. – Pérez-Cabal, M. A. – Jiménez-Montero, J. A. – Alenda, R. (2018): Influence of age at first calving in a continuous calving season on productive, functional, and economic performance in a Blonde d'Aquitaine beef population. J. Anim. Sci., 96. 4015–4027. <https://doi.org/10.1093/jas/sky271>
- Magaña, J. G. – Segura, J. C. (1997): Heritability and factors affecting growth traits and age at first calving of zebu beef heifers in South-Eastern Mexico. Trop. Anim. Health Prod, 29. 185–192. <https://doi.org/10.1007/BF02633021>
- Márton, J. – Szabó, F. – Zsolnai, A. – Anton, I. (2024): Genetic diversity and phylogenetic relationship of Angus breeds in Hungary and analyses of their production traits. Anim. Biosci., 37. 184–192. <https://doi.org/10.5713/ab.23.0157>
- Moorey, S. E. – Biase, F. H. (2020): Beef heifer fertility: Importance of management practices and technological advancements. J. Anim. Sci. Biotech., 11. 97. <https://doi.org/10.1186/s40104-020-00503-9>
- Pardo, M. – Elzo, M. A. – Gama, L. T. – Melucci, L. M. (2020): Genetic parameters for growth and cow productivity traits in Angus, Hereford and crossbred cattle. Livest. Sci., 233. 103952. <https://doi.org/10.1016/j.livsci.2020.103952>
- Pulina, G. – Acciaro, M. – Atzori, A. S. – Battaccone, G. – Crovetto, G. M. – Mele, M. – Pirlo, G. – Rassu, S. P. G. (2021): Animal board invited review – Beef for future: technologies for a sustainable and profitable beef industry. Animal, 15. 100358. <https://doi.org/10.1016/j.animal.2021.100358>
- Roughsedge, T. – Amer, P. R. – Thompson, R. – Simm, G. (2005): Genetic parameters for a maternal breeding goal in beef production. J. Anim. Sci., 83. 2319–2329. <https://doi.org/10.2527/2005.83102319x>
- Short, R. E. – Staigmiller, R. B. – Bellows, R. A. – Greer, R. C. (1994): Breeding heifers at one year of age: Biological and economic considerations. In: Fields, M. J. and Sands, R. S. (editors): Factors affecting calf crop. CRC Press, Boca Raton, p. 55–68. <https://doi.org/10.1201/9781003069119-4>
- Szőke, Sz. – Komlósi, I. (2000): A BLUP modellek összehasonlítása. Állatteny. Tak., 49. 231–246. https://real-j.mtak.hu/14114/3/allattenyesztes_2000_49_3.pdf
- Szűcs, M. – Szabó, F. – Márton, J. – Anton, I. – Zsolnai, A. – Bene, Sz. (2020). Hagyományos tenyésztérbecslési módszerek összehasonlítása limousin húsmarha fajtában. Állatteny. Tak., 69. 401–418. https://real-j.mtak.hu/16368/4/%C3%81TT%202020_4_FINAL.pdf
- Twomey, A. J. – Cromie, A. R. (2023): Impact of age at first calving on performance traits in Irish beef herds. J. Anim. Sci., 101. skad008. <https://doi.org/10.1093/jas/skad008>
- Vergara, O. D. – Elzo, M. A. – Cerón-Muñoz, M. F. (2009): Genetic parameters and genetic trends for age at first calving and calving interval in an Angus-Blanco Orejinegro-Zebu multibreed cattle population in Colombia. Livest. Sci., 126. 318–322. <https://doi.org/10.1016/j.livsci.2009.07.009>
- Zsuppán, Zs. – Bene, Sz. – Keller, K. – Balika, S. – Szabó, F. (2010): A húsmarha állományok néhány reprodukciós, élettartam, és növekedési tulajdonságnak értékelése 3. Közlemény: Limousin tehének első ellési életkorának és élettartamának vizsgálata három tenyészetben. Állatteny. Tak., 59. 23–32. https://real-j.mtak.hu/11967/1/ATET_2010.1.pdf

Szerzők címe: Márton, J.

Magyar Hereford, Angus, Galloway Tenyésztők Egyesülete

Authors' address: Hungarian Hereford, Angus, Galloway Association

H-7400, Kaposvár, Dénesmajor 2.

*Bene, Sz.**

Magyar Agrár- és Élettudományi Egyetem, Georgikon Campus

Hungarian University of Agriculture and Life Sciences, Georgikon Campus

H-8360 Keszthely, Deák Ferenc utca 16.

*levelező szerző, e-mail: bene.szabolcs.albin@uni-mate.hu

Szabó, F.

Széchenyi István Egyetem, Albert Kázmér Mosonmagyaróvári Kar

Széchenyi István University, Albert Kázmér Faculty of Mosonmagyaróvár

H-9200 Mosonmagyaróvár, Vár tér 2.