

A MAGYARTARKA ÜSZŐK ÉS TEHENEK TERMÉKENYSÉGÉNEK ÉRTÉKELÉSE

KOMLÓSI ISTVÁN – HÚTH BALÁZS

ÖSSZEFOGLALÁS

A vizsgálat célja volt a magyartarka üszők és tehenek termékenységet befolyásoló hatások jellemzése, a tulajdonságok öröklődhetőségi értékének becslése, mely lehetővé teszi egy tenyésztékbecslő modell kialakítását, s a szelekció végrehajtását. A termékenységi mutatók közül 10 071 üsző sikeres termékenyüléséhez szükséges termékenyítések számát, a termékenyítést követő 56. napig viszsza-nem ivarzók arányát (NR56) és 8598 tehén 19 802 termékenyüléséhez szükséges termékenyítések számát, az üres napok számát és az NR56-ot értékelték. Az üszők termékenyülését szignifikánsan ($p < 0,05$) befolyásolta a tenyésztet, év-évszak, az inszeminátor, a termékenyítő bika, az üsző életkora. A tehén termékenyülését ezen kívül szignifikánsan ($p < 0,05$) befolyásolta a laktáció sorszáma, az állandó környezet és a laktációs tejtermelés. Az üszők 65,3%-a fogamzott az első termékenyítésre, a sikeres fogamzáshoz szükséges termékenyítések száma $1,61 \pm 1,023$ volt. Első termékenyítésre a tehenek 50,2%-a fogamzott, a sikeres fogamzáshoz $1,88 \pm 1,165$ termékenyítés volt szükséges. Az üszők termékenyülésében nagyobb évenkénti ingadozás volt tapasztalható mint a tehenek termékenyülésében. A magyartarka üszők optimális tenyésztésbeveteli életkora termékenység szempontjából 24 hónap. Az ellések számának növekedésével a tehenek sikeres fogamzásához szükséges termékenyítések száma növekedett ($p < 0,05$). Az üszők nyáron és télen, a tehenek viszont nyáron és ősszel később fogamzottak, mint az év más szakában ($p < 0,05$). Az üszők mindkét szaporodásbiológiai mutatószámának h^2 értéke 0,006 volt, a közöttük lévő genetikai korreláció igen szoros ($-0,95$). A tehenek termékenységi mutatószámának h^2 értéke 0,018–0,041 között változott. Az üszők termékenységi mutatóinak alacsony h^2 értéke, és a tehénkori termékenységgel való laza összefüggése miatt ($r=0,14$), a fajtában csak a tehenek NR56 és az üres napok száma alapján számított tenyésztérbecslés javasolható a szelekcióban.

SUMMARY

Komlósi, I. – Húth, B.: THE EVALUATION OF HEIFER AND COW FERTILITY IN THE HUNGARIAN FLECKVIEH CATTLE BREED

This present study aims at characterizing factors affecting the fertility of Hungarian Fleckvieh heifers and cows, and estimating genetic parameters that facilitates breeding value evaluation as well as selection. The authors evaluated the number of inseminations for the successful conception of 10071 heifers; the non-return rate of heifers until 56 days (NR56); the number of inseminations for 8598 cows' 19802 conceptions, the number of days open and NR56. The heifers conceptions were significantly ($p < 0.05$) affected by the following factors: herd, year and season, inseminator, fertilizing bull, heifers's age. Beyond those the conception of cows were significantly ($p < 0.05$) affected by the number of lactation, permanent environment, and milk production during lactation. The heifers's 65.3% conceived at first insemination, 1.61 ± 1.023 inseminations were necessary for achieving successful conception. 50.2% of cows conceived at first insemination, and the number of inseminations necessary for successful conception was 1.88 ± 1.165 . The conception rate of heifers shows bigger fluctuation per year than that of cows. Regarding fertility, the optimal age for breeding is 24 months. The number of inseminations for successful conception of cows increased with the number of calvings ($p < 0.05$). Heifers conceived more easily in spring and autumn ($p < 0.05$); cows, however, did in spring and winter. The h^2 of the heifers' two traits were 0.006 with a very strong genetic correlation (-0.95) between them. The h^2 for cow fertility traits varied between 0.018–0.041. Due to the low h^2 for heifer fertility and their low correlation with cow fertility ($r=0.14$), the authors recommend that selection be based on cows' NR56 and days open only for this breed.

BEVEZETÉS

A kvótával szabályozott tejpiacon a fajlagos hozamok egyoldalú növelése helyett a költségcsökkentés lehetséges módja a biológiailag stabil, hosszú hasznos élettartammal bíró tehénállományok kialakítása. Az erre való tenyésztői igény irányította a figyelmet a termelési költségek csökkentéséhez hozzájáruló funkcionális tulajdonságok javítását célzó szelekcióra. E tulajdonságcsoportba tartozik – többek között – a hasznos élettartam, a szomatikus sejttség, a perzisztencia, a termékenység, az ellés lefolyása, a holtellés és a vetélés.

A termékenység hasznosítási típusoktól függetlenül a legfontosabb gazdasági értékmérő tulajdonságok közé tartozik. Tejelő hasznosításban gazdasági értéke a tejmenyiséget, tőgygyulladásra való hajlamot követi (Sun és mtsai, 2009). Komlósi és mtsai (2010) a hazai holstein-fríz állományokban a termékenység gazdasági értékét a harmadik legfontosabbnak (16,6%) ítélték meg. Az osztrák tarka szelekciós indexében a fitness tulajdonságok 46%-os súllyal szerepelnek, a 38%-os tejtermelési és 16%-os hústermelési gazdasági súlyok mellett (Fuerst és Gredler, 2009). A termékenység a húsmarhatartásban is a legfontosabb értékmérők közé sorolható (Bormann és mtsai, 2006). A gyenge termékenyülőképesség növeli a két ellés közötti időt, a felhasznált termékenyítőanyag mennyiségét, esetlegesen az állatorvosi beavatkozás szükségességét is. Egyes tanulmányok a terméketlenséget a legfontosabb selejtezési okként tartják számon (Westell és mtsai, 1992; Olori és mtsai, 2002). Fuerst és Gredler (2009) közlése szerint Ausztriában ez 24%-os mértékű.

A nagy tejtermelésre végzett szelekció a termékenység romlását okozta (Stefler és mtsai, 1995; Banos és mtsai, 2004), nemzedékenként közel 3%-kal, ami hosszútávon nem tartható (Thaler, 1998). A termékenység és a tejtermelés között Van Raden és mtsai (2004) 0,35-ös negatív genetikai korrelációt állapított meg. A termékenységet szinten tartani, vagy javítani a termékenységre végzett szelekció nélkül nem lehetséges.

A tejelő tehenészetekben tapasztalható szaporodásbiológiai problémák okai ma a viszonylag nagy állomány létszámok, az ivarzó egyedek kiválogatásának elégtelen technikai és személyi feltételei, a nagy tejtermelés, anyagcsereforgalmi zavarok, takarmányozási hibák, s a mesterséges termékenyítéssel kapcsolatos hibák (Gábor és Szász, 2003).

A termékenység összetett biológiai tulajdonság, melyet befolyásol az első ivarzás ideje, az involúciós idő, az ivarzás azonosítása, a termékenyítés eredményessége, az embrió életképessége, a magzat megmaradása. A tulajdonság összetettségét fejezi ki a nagyszámú mutató, melyet a szakma a tulajdonság leírására alkotott. Az Interbull értékelés során mindezeket 5 csoportba sorolják (Jorjani, 2007). A termékenyítési mutatószámok ún. eredményességi mutatókra és időköz mutatókra oszthatók. Az egyes mutatók között szoros, pozitív korreláció állapítható meg, ami az üres napok száma és a fogamzáshoz szükséges termékenyítések száma között például 0,77 (Chang és mtsai, 2006). Az eredményességi mutatók, az NR56, NR60, NR90, vagy a fogamzáshoz szükséges termékenyítések száma a termékenyülőképesség megítéléséhez korábban állnak rendelkezésre mint az egyes események közötti időt jellemző mérőszámok. Az NR56 az első termékenyítést követő 56. napig a vissza nem ivarzást fejezi ki.

Az NR, a fogamzáshoz szükséges összes termékenyítések számánál korábban áll rendelkezésre, korábbi szelekciót tesz lehetővé (Wall és mtsai, 2003). A termékenyítési index a fogamzáshoz szükséges termékenyítések számát fejezi ki állomány szinten. A termékenyítések száma hiányos adatrögzítés esetén kevésbé megbízható. A termékenyítések száma és az NR56 között szoros a korreláció ($r = -0,94$, Wall és mtsai, 2003). A vemhesülési arány, állomány mutatószám, mely a 100 termékenyített egyed közül vemhesült egyedek arányát fejezi ki, az ivadékcsoportok összehasonlítására is alkalmas. Ugyancsak állományra jellemző mutatószám az első termékenyítésre vemhesültek aránya és az ellési százalék. Az időköz mérőszámok közül, pl. a két ellés közti idő számításához két ellés szükséges, ami csak a második elléskor hozzáférhető adat. Az első és utolsó termékenyítés közötti idő, vagy az első termékenyítés és fogamzás közötti idő (szerviz periódus), mely már üszőkorban is rendelkezésre áll, vagy az elléstől az első termékenyítésig eltelt idő, üres napok száma (elléstől az újravemhesülésig eltelt idő), szintén a két ellés közötti időnél korábban rendelkezésre álló mérőszámok (Thaler, 1998). Az időközök alkalmazásának használatát az indokolja, hogy a tenyésztő minél rövidebb idő alatt szeretné vemhesíteni a tehenét, mely alól kivétel lehet a nagy tejtermelésű egyed, egy nyújtott laktációval. A nagy tejtermelésű egyedeket gyakran később termékenyítik, és a fogamzásra is több lehetőséget kapnak (Pasman és Reinhardt, 1998), későbbi vemhesítésüket gazdasági számításokkal igazolta de Vries (2006). Ezért a vemhesítés időpontjának megválasztása egyedi döntéseket kíván. A szaporodásbiológiai mutatók egységes hazai értelmezését látták szükségesnek Kovács és mtsai (2010). Egy mutatószámmal a tulajdonság komplexum nem jellemezhető, ezért több szerző termékenyülési index használatát javasolta (Fuerst és Gredler 2009; Doormal és mtsai, 2007; Pryce és mtsai, 2000).

A termékenységi modellekben rendszerint figyelembe vett hatások a tenyészet, év, évszak, az üsző kora, a tehen életkora, az inszeminátor (Wall és mtsai, 2003; Fuerst és Gredler, 2009). Kuhn és mtsai (2006) ezen kívül a termékenyítő bika életkorát, a mesterséges termékenyítő állomást, a bika beltenyésztettségét, az üsző beltenyésztettségét, s az embrió beltenyésztettségét is befolyásoló hatásnak ítélte meg. Kuhn és Hutchinson (2008) egy későbbi tanulmányukban ezen kívül fontosnak tartották még a tejtermelést, a tejelő napok számát, a tehen állandó környezeti hatását is, mint befolyásoló tényezőket. Mrode és Coffey (2009) szerint a termékenységi modellek ha tartalmazzák a tejmenynységet (tehát korrigáltak a tejmenynységre) nő a becslés pontossága, főleg a fiatal bikáké és azoké a teheneké, melyeknek kevés adata áll rendelkezésre. Azok a modellek, melyek nem tartalmazzák a tejmenynységet a genetikai trendet rendszerint felülbecsülik.

Az egyed életkora és az elléskori klinikai rendellenességek nagyobb mértékben befolyásolják a fogamzóképeséget mint a tejmenynység (Fonseca és mtsai, 1983). A tejmenynység hátrányos hatása a fogamzásra fajtánként eltér, a jersey egyedeket ez kevésbé érinti mint a holstein-frizeket.

A termékenységi mutatók öröklődhetőségi értéke rendszerint alacsony (0,1–0,2) kifejezve a tulajdonság összetettségét, ennek ellenére jelentős mértékű a genetikai variancia (Philipsson, 1981). A mutatók öröklődhetőségi értékét néhány szerző számításai alapján az 1. táblázatban mutatjuk be. A termékenyítések szá-

1. táblázat

Termékenységi mutatószámok becslült öröklődhetőségi értékei

Termékenységet kifejező mutatószámok (1)	Korcsoport (2)		Becslési mód (3)	Fajta (4)	Szerzők(5)
	Üsző(6)	Tehén (7)			
Termékenyítések száma (8)	0,021	0,022	LM	simm	Gredler és mtsai (2007)
		0,004-0,008	LM	hf	Berry és mtsai (2007)
		0,02	LM	hf	Banos és mtsai (2004)
		0,04	TM	nr	Chang és mtsai (2006)
		0,038-0,050	TM	hf	González-Recio és mtsai (2005)
		0,03	TM	nr	Heringstad és mtsai (2003)
	0,014	0,012	LM	simm	Gredler (2008)
	0,012	0,015	PCG	hf	Liu és mtsai (2007)
NR56	0,000	0,000-0,006	LM	hf	Berry és mtsai (2007)
	-	0,027	TM	nr	Andersen-Ranberg és mtsai (2005b)
		0,02	LM	hf	Banos és mtsai (2004)
		0,040	LM	simm	Gredler és mtsai(2007)
		0,008-0,012	LM	hf	Berry és mtsai (2007)
		0,026	PCG	hf	Liu és mtsai (2007)
		0,04	TM	nr	Chang és mtsai (2006)
		0,035	LM	simm	Gredler és mtsai(2007)
Két ellés közötti idő(10)		0,022	TM	nr	Andersen-Ranberg és mtsai (2005b)
		0,03	LM	hf	Banos és mtsai (2004)
		0,125	LM	ast	Gutiérrez és mtsai (2002)

Table 1.: Heritability of fertility measures

fertility measures(1), age group(2), estimation method(3), breed(4), authors(5), heifer(6), cow(7), number of inseminations(8), days open(9), calving interval(10)

simm: Simmental, hf: Holstein-friesian, nr: Norwegian Red, ast: Asturiana de los Valles

LM: Linear model, TM: threshold model, PCG: Preconditioned conjugate gradients

ma és az NR56 üsző és tehénkorban hasonló öröklődhetőségű (*Gredler és mtsai*, 2007; *Gredler*, 2008; *Liu és mtsai*, 2007). Az idézett kutatók a h^2 érték széles intervallumát becsülték 0,000-tól 0,125-ig. Úgy tűnik, a becsült h^2 értékek a tulajdonságoktól, fajtától, becslő modellektől függetlenek. *Jansen és mtsai* (1987) arra a következtetésre jutottak, hogy az üsző és tehén termékenység genetikailag nem azonos tulajdonság. *Roxström és mtsai* (2001) valamint *Andersen-Ranberg és mtsai* (2005a) közepes pozitív, 0,54 és 0,67 közötti korrelációt állapítottak meg az üszők és első laktációs tehének termékenysége között. Az üszőkorai fogamzó-képesség és a fogamzási élettéljesítmény között *Morris és Cullen* (1994) 0,92-es, *Mwansa és mtsai* (2000) pedig 0,97-es igen szoros korrelációt számítottak, így korcsoportonként mutatjuk be a h^2 értékeket. Kevesebb adat állt rendelkezésre az üszők termékenységére vonatkozóan. A két korcsoport értékeinek mértéke között a szemlézett közlemények alapján nem állapítható meg különbség. *Koots és mtsai* (1994) szerint a húsmarhafajtákban a nagyobb genetikai variabilitás következtében a termékenységi tulajdonságok öröklődhetősége nagyobb, amit *Gutiérrez és mtsai* (2002) számításai is igazolhatnak. *Bormann és mtsai* (2006) viszont az angus fajta termékenyülési arányának h^2 értékét nem találta nagyobbak a tejelő fajtákhoz képest.

Lényeges különbség h^2 értékben sem a tejelő fajták között, sem a becslési módban nem mutatkozott. Az NR56-ot, mint kategórikus tulajdonságot threshold (küszöb) modellel értékelve kisebb a becslési hiba mint a lineáris modellel, esetenként a különbség nem szignifikáns. A lineáris modellt azonban a robosztussága, az adatszerkezettel szembeni kisebb érzékenysége miatt a tenyésztérbecslésben előnyben részesítik (*Andersen-Ranberg és mtsai*, 2005b).

A h^2 érték laktációként változik, későbbi laktációban nagyobb értéket mutatva (*Jansen és mtsai*, 1987), kivéve az üsző termékenységet, melynek h^2 értéke viszont nagyobb. A sikeres fogamzáshoz szükséges termékenyítések számát *González-Recio és mtsai* (2005) ordinális-küszöbérték, szekvenciális-küszöbérték, diszkrét proporcionális kockázati modellekkel értékelték, melynek során a tulajdonság h^2 értékét 0,04–0,05-nek becsülték.

A tejtermelési tulajdonságok közepes, pozitív korrelációban (0,56–0,61) vannak a két ellés közti idővel. *Bozó és mtsai* (1999) hazai holstein-fríznél ezt 0,47-nek számította.

A sovány, nyitott bordájú, magas, mély tehén később ivarzik. *Pryce és mtsai* (2000) a két ellés közti idő és a kondíciópontszám között –0,40-es genetikai korrelációt, a két ellés közti idő és az élesség között 0,47-es korrelációt számolt. A kifejezett tejelő jellegű tehének esetében gyakoribbak a szaporodásbiológiai betegségek is (*Rogers, és mtsai*, 1999), és tüdőgyulladásra is hajlamosabbak, ami hátrányosan hat a termékenyülésre (*Schrick és mtsai*, 2001). A klinikai tüdőgyulladás előfordulása is késlelteti a fogamzást (*Heringstad és mtsai*, 2006). A termékenységre végzett szelekció kedvező hatással van a szomatikus sejt szám csökkenésére, az élethosszra, és viszont (*Wall és mtsai*, 2003). *Wall és mtsai* (2003) felvetették a kisebb csúcstejtermelésre, a perzisztenciára végzett tenyész kiválasztás esetleges szerepét az energiamérleg, s így a termékenyülőképesség javításában. Több tanulmány felhívja a negatív energiamérlegre, mint a termékenyülést hátráltató tényezőre a figyelmet (*Domeq és mtsai*, 1997; *Veerkamp és mtsai*, 2000). Az ellést

követő első hónapban a kondíció csökkenése bír a termékenyülésre legnagyobb hatással (Pryce és mtsai, 2000). Wall és mtsai (2003) szerint a kondíció az ellést követő első termékenyítés idejére hat a legnagyobb mértékben ($rg = -0,63$).

Norvégiában 1974 óta, folyik tenyésztértékbecslés a fertilitásra (Ranberg és mtsai, 1998). A norvég vörös fajtában a vissza nem ivarzó üszők arányára végzett szelekció javította a termékenységet (Andersen-Ranberg és mtsai, 2005a). Brahman-shorhorn keresztezett állományban az üszők vemhesülési arányára végzett szelekció is hatékonynak bizonyult (Hetzel és mtsai, 1989). A termékenységre (üres napok száma) végzett tenyésztértékbecslést országos szinten az USA-ban 2003-ban kezdték meg (Van Raden és mtsai, 2004).

Banos és mtsai (2004) a két ellés közti időt, az elléstől első termékenyítésig eltelt időt, NR56-ot, összes termékenyítések számát a tejmennyiséggel és a kondíciópontszámmal kiegészítve fertilitás indexet alakított ki. Fuerst és Gredler (2009) a nőivarú fertilitás kifejezésére az NR-56 és az első és utolsó termékenyítés közötti idő, üsző (1/4) és tehén (3/4) tenyésztértékek összevonását javasolta az osztrák tarka fajtára. Doormal és mtsai (2007) a kanadai holstein-frízre az első termékenyítési életkornak, a vissza nem ivarzók arányának, az elléstől az első termékenyítésig eltelt időnek, az első termékenyítéstől a vemhesülésig eltelt időnek az együttesét tartotta indokoltan. Pryce és mtsai (2000) szerint az indexnek a két ellés közötti időt, kondíciópontszámot és az élességet célszerű tartalmaznia.

A vizsgálat célja, a magyartarka üszők és tehenek termékenységét befolyásoló hatások jellemzése és a tulajdonságok öröklődhetőségi értékének becslése, melyek lehetővé teszik egy tenyésztértékbecslő modell kialakítását, a tenyésztértékbecslést, s a szelekció végrehajtását.

ANYAG ÉS MÓDSZER

A Mezőgazdasági Szakigazgatási Hivatal Központhoz 2000 és 2009 között a TER rendszeren keresztül beérkezett és tárolt magyartarka reprodukciós adatokat értékeltük. Az adatok validálásához, a modellillesztéshez több szempontot vettünk figyelembe. Ha két termékenyítés közötti idő kevesebb volt mint 10 nap, a későbbi időpontot tartottuk meg, a vélhetően hibás ivarzás azonosítás miatt. Azokat az adatsorokat melyek 10-nél többszöri termékenyítéseket tartalmaztak, töröltük. Üszők esetében a 410 és 1010 napos első termékenyítéskori életkorú egyedeket vettük figyelembe. További feltételként határoztuk meg, hogy egy tenyészetben egy évjáratban legalább 10 ellést tartsanak nyilván, a tenyészetben összesen legalább 100 megfigyelést rögzítsenek, a vemhességi idő 273 és 293 nap között legyen, az üres napok száma pedig kevesebb legyen mint 250 nap. Ha az inszeminátor ismeretlen volt, az adatot töröltük. Legfeljebb az első 8 ellést értékeltük. Az állatok 283 tenyészetből származtak, a pedigre 153846 egyed tartalmazott, a nőivarúakat 318 inszeminátor 190 bika (üszöknél) illetve 173 bika (teheneknél) spermájával termékenyítette.

Az üszőmodell

$$Y_{ijklmn} = \mu + \text{tenyészet}_i + \text{év-évszak}_j + \text{inszeminátor}_k + \text{termékenyítő bika}_l + b1(\text{életkor}) + \text{egyed}_m + \text{hiba}_{ijklmn}$$

A tehénmodell

$$Y_{ijklmnop} = \mu + \text{tenyészet}_i + \text{év-évszak}_j + \text{inszeminátor}_k + \text{termékenyítő bika}_l + \text{egyed}_m + \text{laktáció sorszáma}_n + \text{állandó környezet}_o + b2(305 \text{ napos tejmennyiség}) + \text{hiba}_{ijklmnop}$$

ahol:

$Y_{ijklmn(op)}$	= a 10071 üsző összes termékenyítésének száma, NR56 kódja, illetve a 8598 tehén 19802 termékenyüléséhez tartozó összes termékenyítésének száma, NR56 kódja, üresenálló napjainak száma,
tenyészet _i	= a 268 illetve 283 tenyészet random hatása,
év-évszak _j	= az év és évszak összevont fix hatása, 42,
inszeminátor _k	= az inszeminátor random hatása, 318,
termékenyítő bika _l	= a termékenyítő bika fix hatása 190, illetve 173
egyed _m	= a 153846 pedigrében szereplő egyed random hatása,
laktáció sorszáma _n	= a laktáció sorszáma 1,...8,
állandó környezet _o	= a 8598 tehén állandó környezeti random hatása a tehén modellben,
b1(életkor)	= az életkor elsőfokú regressziója hónapban kifejezve, az üszőmodellben,
b2(305 napos tejmennyiség)	= a laktációs tejmennyiség elsőfokú regressziója
hiba _{ijklmn(op)}	= a 10071 valamint a 19802 megfigyeléshez tartozó hiba véletlen hatása

Apai fertilitás a modellekben fix hatásként szerepel, mert öröklődhetősége vagy nem különbözik nullától, vagy nem egyértelmű a megítélése (Liu és mtsai, 2007; Fuerst és Gredler, 2009). A pedigré-t a Pedigree Viewer (Kinghorn és Kinghorn, 2008) programmal ellenőriztük, mely kiterjedt a két különböző ivarkódú egyedekre, egy egyed nem több mint egy szülőpárra és a lineáris származási kapcsolatra. A hatások szignifikancia vizsgálatát a SAS 9.1. (2004) PROC GLM eljárással végeztük, a varianciakomponensek becsléséhez a PROC VARCOMP eljárást és a VCE6 (Groeneveld és mtsai, 2008), a tenyészértékbecsléshez a PEST (Groeneveld, 2006) programot használtuk. E két utóbbi program a REML eljárás alapján végzi a számításokat.

EREDMÉNYEK ÉS MEGBESZÉLÉS

Az üszők 65,3%-a fogamzott az első termékenyítésre, a sikeres fogamzáshoz szükséges termékenyítések száma $1,61 \pm 1,023$ volt. Első termékenyítésre a tehén 50,2%-a fogamzott, a sikeres fogamzáshoz $1,88 \pm 1,165$ termékenyítés volt szükséges. Ellés után a tehenek átlagosan a 111. napon fogamzottak ($\pm 52,88$

nap). *Pasman és mtsai* (2006) a németországi holstein-fríz üszőknél 75,5%-os, harmadik laktációs teheneknél 61,7%-os első termékenyítési eredményességet közölt. Az osztrák tarka esetében is hasonló adatokat ismertetett *Fuerst és Gredler* (2009), az üszők 77,6%-a, a tehenek 65,6%-a fogamzott első termékenyítésre. A magyar-tarka 10%-kal alacsonyabb fogamzási aránya genetikai okokkal, az osztrák tarkával részben azonos genetikai háttere miatt nem magyarázható. Adatok hiányában mindazoknak a technológiai (üzemméretbeli), takarmányozási feltételek együttesének tekinthetők, melyek befolyásolják a fogamzást. Ezek lehetnek az ellési kondíció, ellés utáni egészségügyi állapot, szaporodásbiológiai rendellenességek, ezek kezelése, ivarzás megfigyelésének pontossága, termékenyítési idő, termékenyítési technika, bikafertilitás, előkészítés, hőmérséklet, páratartalom. A német és osztrák fogamzási és a hazai adatok különbözőségét a hazai nagyobb állományméret is okozhatja, mely az egyedi bánásmód lehetőségét háttérbe szorítja. Ennek ellenére indokolt a fogamzás sikerességét befolyásoló tényezők hazai, részletes felmérése.

Az üszők sikeres fogamzásához szükséges termékenyítésszám növekedése volt tapasztalható 2000 és 2004 között, majd azt követően csökkenés 2009-ig ($p < 0,05$). A vissza-nem ivarzők aránya követte a tendenciát (1. ábra).

A tehenek azonos mutatóiban a vizsgált években 2000 és 2008 között nem figyelhető meg változás, 2009-re javultak az eredmények ($p < 0,05$) (2. ábra).

Az üszők termékenységében nagyobb évenkénti ingadozás volt tapasztalható mint a tehenek termékenységében. Az üres napok számában nagyobb mértékű évenkénti változás állapítható meg (123–134 nap), mely az arányszámokban nem érzékelhető az eltérő lépték miatt (3. ábra). A 2003-ig tartó növekedést egy csökkenő tendencia váltotta fel. Ez kedvezően fog hatni a két ellés közti időre is.

1. ábra: Az üszők vissza-nem ivarzó arányának (NR56) és a termékenyítések számának alakulása évenként

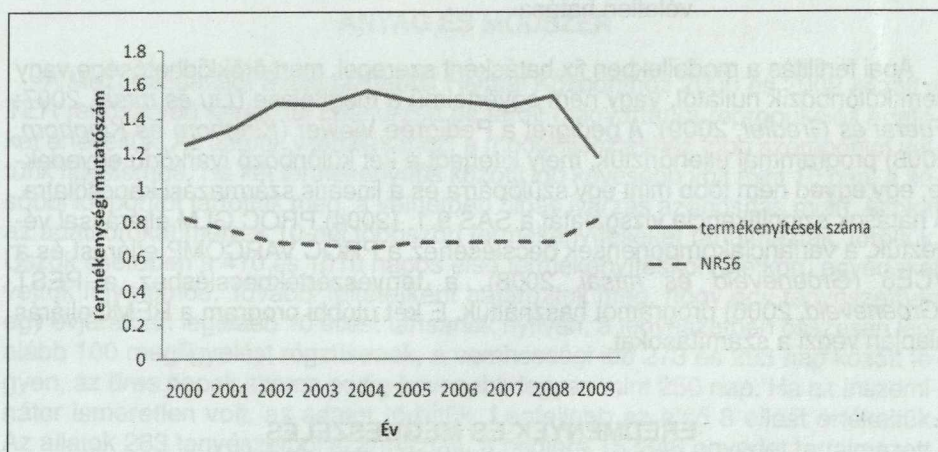


Figure 1.: The change of non-return rate (NR56) and number of inseminations for Hungarian Fleckvieh heifers by years
fertility measure (1) (vertical axis), number of inseminations (2) (continuous line), year (3) (horizontal axis)

2. ábra: Az tehenek vissza-nem ivarzó arányának (NR56) és a termékenyítések számának alakulása évenként

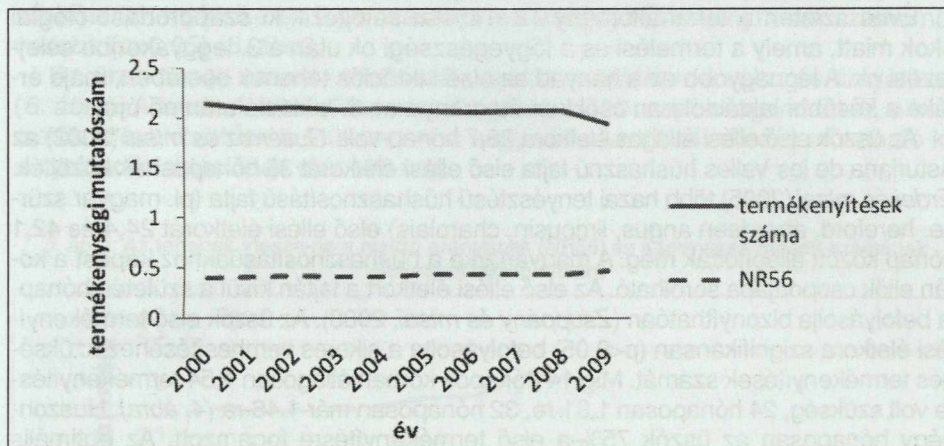


Figure 2.: The change of non-return rate (NR56) and number of inseminations for Hungarian Fleckvieh cows by years as in Figure 1. (1–3)

A fajtában a két ellés közötti idő az MGSZH 2009. évi zárási adatai alapján 408 nap, amely két nappal jobb a 2008. évinél (410 nap). A tíz legnagyobb laktációs tejtermelést elérő gazdaság (6542 kg laktációs átlagtermelés) esetében a két ellés közti idő mindössze 387 nap, tehát 21 nappal (egy ciklussal) rövidebb az országos átlagnál. Ez rávilágít arra, hogy egy állomány reprodukciós teljesítményét

3. ábra; Az üres napok számának évenkénti alakulása

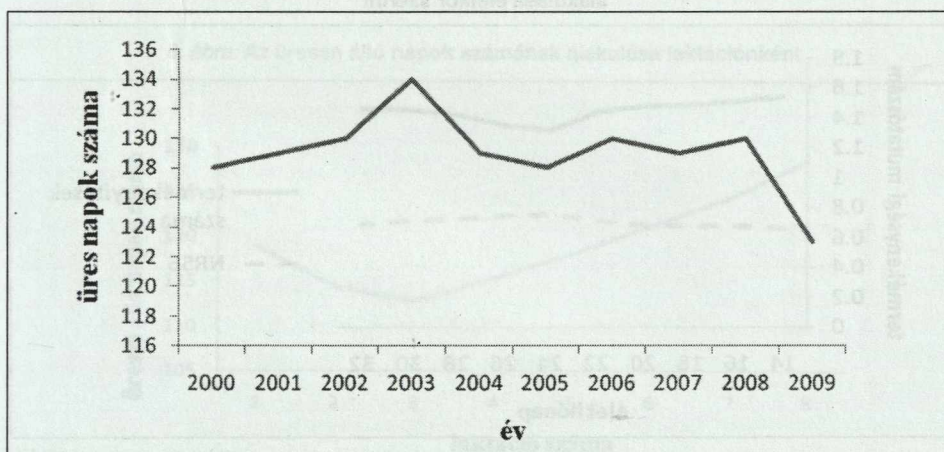


Figure 3.: The change of days open by years for the Hungarian Fleckvieh cows number of open days (1) (vertical axis), year (2) (horizontal axis)

a fajtában nem a tejtermelési szint korlátozza, hanem vélhetően technológiai és üzemszervezési okok is.

Éves szinten a tehénállomány 12–14%-át selejtezik ki szaporodásbiológiai okok miatt, amely a termelési és a tőgyegészségi ok után a 3. leggyakoribb selejtezési ok. A legnagyobb ez a hányad az első laktációs tehenek esetében, majd értéke a későbbi laktációkban csökken és aránya az 5. laktáció után nő újra.

Az üszők első ellési átlagos életkora 28,7 hónap volt. *Gutiérrez és mtsai* (2002) az Asturiana de los Valles húshasznú fajta első ellési életkorát 35 hónaposnak közölték. *Erdei és mtsai* (2005) több hazai tenyésztésű húshasznosítású fajta (pl. magyar szürke, hereford, aberdeen angus, limousin, charolais) első ellési életkorát 24,4 és 42,1 hónap között állapították meg. A magyartarka a húshasznosításúakhoz képest a korán ellők csoportjába sorolható. Az első ellési életkort a fajtán kívül a születés hónapja befolyásolja bizonyíthatóan (*Zsuppány és mtsai*, 2008). Az üszők első termékenyítési életkora szignifikánsan ($p < 0,05$) befolyásolta a sikeres vemhesítéséhez szükséges termékenyítések számát. Míg 14 hónapos korban átlagosan 1,54 termékenyítésre volt szükség, 24 hónaposan 1,31-re, 32 hónaposan már 1,46-ra (4. ábra). Huszonnégy hónaposan az üszők 75%-a első termékenyítésre fogamzott. Az optimális tenyésztésbeveteli életkor a termékenység szempontjából 24 hónap. *Kuhn és mtsai* (2006) szerint holstein-fríz üszők termékenyülőképessége 15–16 hónapos korukig javul, majd csökken. A korai tenyésztésbevetel hatását különböző szerzők eltérően ítélik meg. Míg *Gutiérrez és mtsai* (2002) a fiatalon borjazott húshasznosítású tehenek későbbi két ellés közötti idejét rövidebbnek találták ($rg = 0,23$), *Tonhat és mtsai* (2000) pedig ennek ellenkezőjét ($rg = -0,22$) állapították meg. A fejetlen, túl fiatalon ellett üszők később ivarzanak másodjára, nyújtva ezzel a két ellés közötti időt. A környezeti, takarmányozási körülmények ennek megítélésben nem mellőzhetők, emellett a fajták közötti koraérésbeli különbségek is figyelembe veendők.

4. ábra: Az üszők vissza-nem ivarzó arányának (NR56) és a termékenyítések számának alakulása életkor szerint

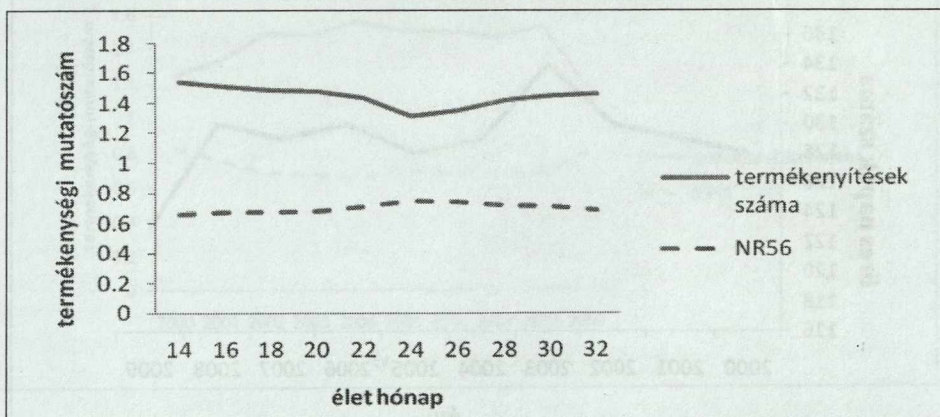


Figure 4.: The change of non-return rate (NR56) and number of inseminations for heifers by breeding age as in Figure 1 (1–2), age months (3) (horizontal axis)

Megállapítható, hogy a kor előrehaladtával (az ellések számának növekedésével) a tehenek sikeres fogamzásához szükséges termékenyítések száma növekszik ($p < 0,05$) (5. ábra).

Az üres napok száma, mint érzékenyebb mutatóban a változás árnyaltabb (6. ábra). A tehenek első ellés után átlagosan a 119. napon fogamzottak, a harmadik ellést követően a 113. napon, a negyedik elléstől növekedés mutatható ki, a nyolcadik laktációban már 128 nap.

5. ábra: Az tehenek vissza-nem ivarzó arányának (NR56) és a termékenyítések számának alakulása laktációnként

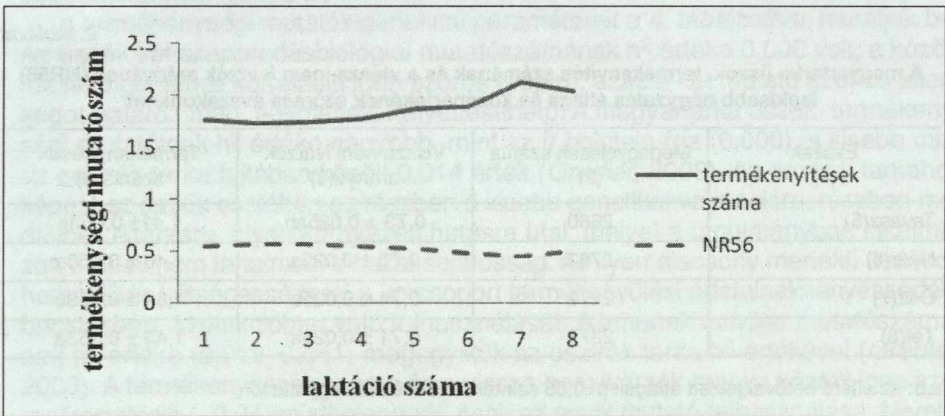


Figure 5.: The change of non-return rate (NR56) and number of inseminations for cows by lactations as in Figure 1. (1–2), number of lactations (3) (horizontal axis)

6. ábra: Az üresen álló napok számának alakulása laktációnként

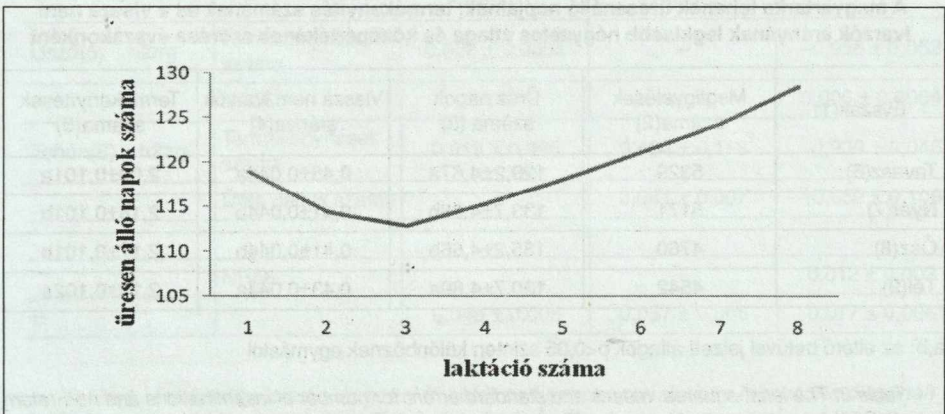


Fig. 6: The change of days open for cows by lactations number of open days (1) (vertical axis), number of lactations (2) (horizontal axis)

Az évszak hatását mutatjuk be az üszők (2. táblázat) és a tehenek (3. táblázat) termékenységi mutatóira. Nyáron és télen az üszők nehezebben fogamzanak mint ősszel ($p < 0,05$). Ősszel kevesebb termékenyítés (1,34) volt szükséges a sikeres ivarzáshoz, mint az év más szakában (1,40–1,43). A tehenek nyáron és ősszel termékenyültek később. Ezekben az évszakokban 3–4 nappal később fogamzottak. Kuhn és mtsai (2006) hasonlóan, az amerikai holstein-fríz üszők termékenyülő-képességét a nyári hónapokban találta a legalacsonyabbnak, ugyanakkor a termékenyítés hónapjának hatását az üszők esetében nem ítélték meg olyan mértékűnek, mint tehenek esetében. Jelen tanulmányban nem mutatható ki eltérő mértékű különbség a két korcsoport évszaki termékenyülő-képessége között.

2. táblázat

A magyartarka üszők, termékenyítés számának és a vissza- nem ivarzók arányának (NR56) legkisebb négyzetes átlaga és középértékének szórása évszakonként

Évszak (1)	Megfigyelések száma (2)	Vissza nem ivarzók aránya(3)	Termékenyítések száma(4)
Tavaszi(5)	2660	$0,73 \pm 0,025ab$	$1,41 \pm 0,053a$
Nyár(6)	2762	$0,70 \pm 0,025a$	$1,40 \pm 0,053a$
Ősz(7)	2272	$0,74 \pm 0,025b$	$1,34 \pm 0,053b$
Tél(8)	2377	$0,71 \pm 0,025a$	$1,43 \pm 0,053a$

a,b: az eltérő betűvel jelzett átlagok $p < 0,05$ szinten különböznek egymástól

Table 2: The least-squares means and standard errors for number of inseminations and non-return rate (NR56) by seasons for Hungarian Fleckvieh heifers

a,b: means with different letters differ at $p < 0,05$; seasons (1), number of observations (2), non-return rate (3), number of inseminations (4), spring (5), summer (6), autumn (7), winter (8)

3. táblázat

A magyartarka tehenek üresenálló napjainak, termékenyítés számának és a vissza nem ivarzók arányának legkisebb négyzetes átlaga és középértékének szórása évszakonként

Évszak(1)	Megfigyelések száma(2)	Üres napok száma (3)	Vissza nem ivarzók aránya(4)	Termékenyítések száma(5)
Tavaszi(6)	5329	$129,2 \pm 4,67a$	$0,45 \pm 0,044a$	$2,09 \pm 0,101a$
Nyár(7)	5171	$133,7 \pm 4,66b$	$0,41 \pm 0,044b$	$2,18 \pm 0,101b$
Ősz(8)	4760	$135,2 \pm 4,66b$	$0,41 \pm 0,044b$	$2,17 \pm 0,101b$
Tél(9)	4542	$130,7 \pm 4,69a$	$0,43 \pm 0,044a$	$2,10 \pm 0,102a$

a,b: az eltérő betűvel jelzett átlagok $p < 0,05$ szinten különböznek egymástól

Table 3: The least-squares means and standard errors for number of inseminations and non-return rate (NR56) by seasons for Hungarian Fleckvieh cows

a,b: means with different letters differ at $p < 0,05$; seasons (1), number of observations (2), days open (3), non-return rate (4), number of inseminations (5), spring (6), summer (7), autumn (8), winter (9)

A variancia komponensek alapján üszőfertilítás szempontjából a legmeghatározóbbnak a tenyészet hatását, azt követően az inszeminátort, a termékenyítés évét, a termékenyítő bikát, az üsző életkorát és a termékenyítés évszakát ítéltük meg. *Kuhn és mtsai* (2006) holstein-fríz üszők termékenységét meghatározó tényezőnek ítélték meg az inszeminátort, az üsző életkorát, a termékenyítési naptári hónapot, a tenyészetet, a termékenyítő bika életkorát és a beltenyésztettségét. A magyartarka tehenek fertilitását sorrendben a következő tényezők határozzák meg: az inszeminátor, a tenyészet, a laktáció száma, a termékenyítés éve, a termékenyítő bika és az évszak. A termékenységi eredmények javítása legkézenfekvőbb eszközének a termékenyítési technológia, az inszeminátor eredményességének felülvizsgálata tűnik.

A termékenységi mutatók genetikai paramétereit a 4. táblázatban mutatjuk be. Az üszők két szaporodásbiológiai mutatószámának h^2 értéke 0,006 volt, a közöttük lévő genetikai korreláció igen szoros (–0,96), azaz a két mutató azonos jelentést határoz meg, egymással helyettesíthető. A magyartarka üszők termékenységi mutatóinak h^2 értéke nagyobb, mint az ír holstein-fríz (0,000), s kisebb mint az osztrák tarka fajtában közölt 0,014 érték (*Gredler*, 2008). Az osztrák tarkához képest az üszők esetében ez részben a kisebb genetikai variációra, részben modellbeli eltérésre, olyan környezeti hatásra utal, melyet a tanulmányban alkalmazott modell nem tartalmaz, s hazai sajátosság. Az ilyen alacsony mértékű üszőkor heritabilitás kétséggé teszi a korcsoport termékenyülési adatainak tenyészértékbecslésben, szelekcióban való felhasználását. A tehenek minden mutatószámának h^2 értéke (0,018–0,041) megegyezik az osztrák tarka h^2 értékével (*Gredler*, 2008). A termékenyítések száma és a vissza-nem ivarzők aránya közötti igen szoros korreláció (–0,94) miatt elegendő csak az egyik mutató felhasználása. Mivel a

4. táblázat

A termékenységi mutatók öröklődhetőségi értékei (átlón, kiemelve) és genetikai korrelációi (átlón kívül), azok szórásai magyartarka üszőkre és tehenekre

Korcsoport(1)	Mutatószám(2)	Termékenyítések száma(3)	Üres napok száma(4)	NR56
Üsző(5) h^2/rg	Termékenyítések száma	0,006 ± 0,0004	–	–0,956 ± 0,052
	NR56			0,006 ± 0,0004
Tehén(6) h^2/rg	Termékenyítések száma	0,018 ± 0,005	0,484 ± 0,113	–0,939 ± 0,046
	Üres napok száma		0,041 ± 0,007	–0,652 ± 0,109
	NR56			0,012 ± 0,003
R		0,046 ± 0,006	0,057 ± 0,006	0,017 ± 0,006

Table 4.: Heritability (on the diagonal in bold) and genetic correlations (above the diagonal) for fertility measures of Hungarian Fleckvieh heifers and cows
age groups (1), measures (2), number of inseminations (3), days open (4), heifer (5), cow (6); R: repeatability

vissza-nem ivarzó állapot hamarabb áll rendelkezésre, már az első termékenyítést követő 56. napon, korábbi szelekciót tesz lehetővé mint az összes termékenyítések száma. Az üres napok számának h^2 értéke közel négyszerese a két másik mutatószámban számított értéknek. Emiatt felhasználása indokolt, mert a megbízhatóságot növeli, s a korrelációja a két másik mutatóval közepes. Wall és mtsai (2003) szerint a mutatószámok (két ellés közti idő, első termékenyítésig eltelt napok száma, NR56, termékenyítések száma) közötti korreláció (0,45–0,67) lehetővé teszi azt, hogy bármely mutatóra végzett szelekció, a többi mutatóra is kedvező hatással lesz.

Azoknál a tenyészbikáknál, ahol rendelkezésre állt mind az üszőivadék, mind a tehenivadék tenyészértéke, a két tenyészérték közötti korrelációt 0,14-nek számítottuk. Az alacsony érték részben a tulajdonság alacsony öröklődhetőségi értékének, részben a két tulajdonság különbözőségének tulajdonítható. Bozó és mtsai (1999) a hazai holstein-fríz üszők és tehenek termékenysége között nem talált összefüggést. Ezzel ellentétben Kuhn és mtsai (2006) a két korcsoport termékenysége közötti genetikai korrelációt 0,39-nek, Fuerst és Grengler (2009) pedig 0,5 és 0,7 közötti értékben határozta meg. Tehát az üszőkori termékenységre végzett szelekció szerintük hatékony a későbbi életkorban tapasztalható termékenységre is. A magyartarka esetében viszont az üszőkori termékenység és a tehenkori termékenység közötti laza kapcsolat nem teszi indokoltá az üszőkori adatok felhasználását.

A küllemi tulajdonságokra végzett szelekció közvetetten hat a termékenységre, mint az élesség, körömszög, testmagasság, törzsmélység. Ezeket a tulajdonságokat eddig elsősorban, mint a tejtermelést, hosszú hasznos élettartamot támogató, előrejelző tulajdonságként kezeltük. Mivel bizonyított ezen tulajdonságok és a termékenység közötti összefüggés is, ezen tulajdonságok változtatásában a termékenységre való hatása is figyelembe vehető a későbbiekben.

Mivel a termékenységi tulajdonságok öröklődhetősége alacsony, marker tulajdonságok növelhetik a tenyészértékbecslés pontosságát és a szelekció hatékonyságát. Pasman és mtsai (2006) a tehen energiamérlegének megállapítására használt tej karbamid tartalmát e tekintetben megfontolásra ajánlotta. Az üresen álló napok számával az összefüggés szorosságát Pena (2006) 0,38-nak becsülte. Bozó és mtsai (1999) a termékenységi és a tejtermelési tulajdonságok közötti antagonisztikus kapcsolat feloldását a jobb anyagcserestabilitású tehenekre végzett szelekcióban látják, melyet a tejcukor transzformációjának javításán keresztül vélik kivitelezhetőnek.

A tehenek üres napjainak számára és a vissza-nem ivarzók arányára az anyag és módszerben leírt modell, s a számított genetikai paraméterek alapján tenyészértéket számítottunk, melynek eredményét a 7. ábrán mutatjuk be a tehenek születési éve szerint.

Az 1997-től születettek mindkét mutatójának tenyészértékében jelentős javulás tapasztalható a fajtában. Ez a vélhetően a fentebb is vázolt küllemi tulajdonságokra, egészségi állapotra végzett közvetett szelekciónak, s az importként használt, s termékenységre is szelektált osztrák tarka tenyészanyagának tulajdonítható. Az előzőek szerint a tehenek termékenységi mutatói, s közülük az NR56 és az üres napok száma alapján számított tenyészérték javasolható a magyartarka szelekciójában. Az NR56 alkalmazását a nemzetközi értékelésben való elterjedtsége

is indokolja. A két mutatószámbeli tenyésztértéket súlyozni szükséges, vagy egy termékenységi index, vagy egy teljes tenyésztérték indexbeli felhasználáshoz.

A hazai közvetlen szelekció feltétele vagy egy termékenységi index, vagy egy teljes tenyésztérték index alkalmazása, mely feltételezi a tulajdonság gazdasági súlyának ismeretét. A hazai holstein-fríz állományra *Komlósi és mtsai* (2010) a tehének fertilitásának súlyát 16,7%-ban határozták meg. Ennek kiszámítása a magyartarka fajtára is szükséges

7. ábra: A magyartarka tehének termékenységi mutató tenyésztértékeinek alakulása 1990 és 2007 között

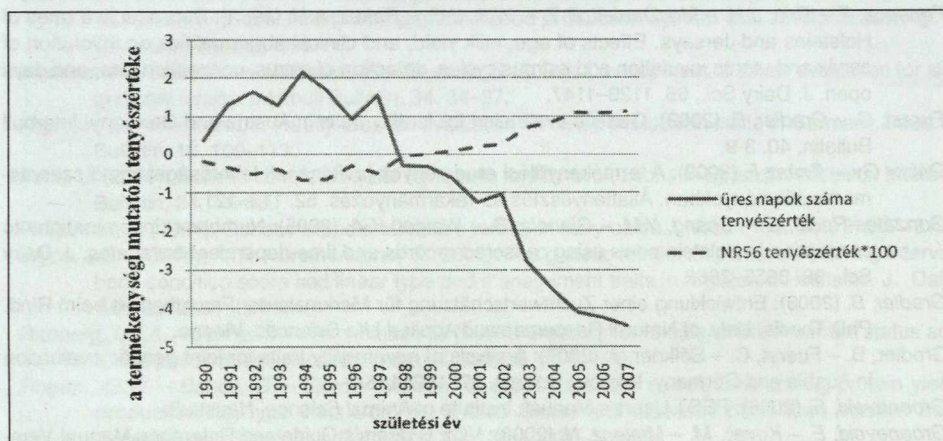


Fig. 7: The genetic response in non-return rate (NR56) and days open, between birth years of 1990 and 2007

breeding values of fertility measures (1) (vertical axis), breeding value of the number of open days (2) (continuous line), year of birth (3) (horizontal axis)

IRODALOM

- Andersen-Ranberg, I.M. – Klemetsdal, G. – Heringstad, B. – Steine, T. (2005a): Heritabilities, genetic correlations, and genetic change for female fertility and protein yield in Norwegian dairy cattle. *J. Dairy Sci.*, 88. 348–355.
- Andersen-Ranberg, I.M. – Heringstad, B. – Gianola, D. – Chang, Y.M. – Klemetsdal, G. (2005b): Comparison between bivariate models for 56-day nonreturn and interval from calving to first insemination in Norwegian Red. *J. Dairy Sci.*, 88. 2190–2198.
- Banos, G. – Brotherstone, S. – Thompson, R. – Woolliams, J.A. – Wall, E. – Coffey, M.P. (2004): Calculation of multiple trait sire reliability for traits included in a dairy cattle fertility index. *Anim. Sci.*, 79. 1–9.
- Berry, D.P. – Coughlan, S. – Evans, R.D. (2007): Preliminary genetic evaluation of female fertility in Ireland. *Interbull Bulletin.*, 37. 125–128.
- Bormann, M. – Totir, L.R. – Kachman, S.D. – Fernando, L.R. – Wilson, D.E. (2006): Pregnancy rate and first-service conception rate in Angus heifers. *J. Anim. Sci.*, 84. 2022–2025.
- Bozó S. – Kovács K. – Gábor Gy. – Györkös I. – Völgyi Cs.J. (1999): Holstein-fríz bikák termelési és szaporodásbiológiai tulajdonságokban, valamint selejtezési okokban kimutatott örökítő értékei közötti összefüggések. *Állattenyésztés és Takarmányozás*, 48. 301–313.

- Chang, Y.M. – Andersen-Ranberg, I.M. – Heringstad, B. – Gianola, D. – Klemetsdal, G. (2006): Bivariate analysis of number of services to conception and days open in Norwegian Red using a censored threshold-linear model. *J. Dairy Sci.*, 89. 772–778.
- De Vries, A. (2006): Economic value of pregnancy in dairy cattle. *J. Dairy Sci.*, 89. 3876–3885.
- Domecq, J.J. – Skidmore, A.L. – Lloyd, J.W. – Kaneene, J.B. (1997): Relationship between body condition scores and conception at first artificial insemination in a large dairy herd of high yielding Holstein cows. *J. Dairy Sci.*, 80. 113–120.
- Doormaal Van, B.J. – Kistemaker, G.J. – Miglior, F. (2007): Implementation of reproductive performance genetic evaluations in Canada. *Interbull Bulletin*, 37. 129–133.
- Erdei, I. – Márton, D. – Ábrahám, T. – Lengyel, Z. – Benedek, Z. – Török, M. – Szabó, F. (2005): A húshasznosítású tehenek első ellési életkorának és élettartamának vizsgálata. *Állattenyésztés és Takarmányozás*, 54. 97–107.
- Fonseca, F. – Britt, J.H. – MacDaniell, B.T. – Wilk, J.C. – Rakes, A.H. (1983): Reproductive rates of Holsteins and Jerseys. Effects of age, milk yield, and clinical abnormalities on involution of cervix and uterus, ovulation and estrous cycles, detection of estrus, conception rate, and days open. *J. Dairy Sci.*, 66. 1128–1147.
- Fuerst, C. – Gredler, B. (2009): Genetic evaluation for fertility traits in Austria and Germany. *Interbull Bulletin*, 40. 3-9.
- Gábor Gy. – Szász F. (2003): A termékenyülési eredmények javításának lehetőségei tejelő szarvasmarha állományokban. *Állattenyésztés és Takarmányozás*, 52. 112–121.
- González-Recio, O. – Chang, Y.M. – Gianola, D. – Weigel, K.A. (2005): Number of inseminations to conception in Holstein cows using censored records and time-dependent covariates. *J. Dairy Sci.*, 88. 3655–3662.
- Gredler, B. (2008): Entwicklung einer Zuchtwertschätzung für Merkmale der Fruchtbarkeit beim Rind. PhD Thesis, Univ. of Natural Resources and Applied Life Sciences, Vienna.
- Gredler, B. – Fuerst, C. – Sölkner, J. (2007): Analysis of new fertility traits for joint genetic evaluation in Austria and Germany. *Interbull Bulletin*, 37. 152–155.
- Groeneveld, E. (2006): PEST Users's Manual. Institute of Animal Science, Neustadt.
- Groeneveld, E. – Kovač, M. – Mielenz, N. (2008): VCE 6 Users's Guide and Reference Manual Version 6.0. Institute of Animal Science, Neustadt.
- Gutierrez, J.P. – Alvarez, I. – Fernandez, I. – Royo, L.J. – Dýez, J. – Goyache, F. (2002): Genetic relationships between calving date, calving interval, age at first calving and type traits in beef cattle. *Livest. Prod. Sci.*, 78. 215–222.
- Heringstad, B. – Chang, Y.M. – Andersen-Ranberg, I.M. – Gianola, D. (2006): Genetic analysis of number of mastitis cases and number of services to conception using a censored threshold model. *J. Dairy Sci.*, 89. 4042–4048.
- Heringstad, B. – Rekaya, R. – Gianola, D. – Klemetsdal, G. – Weigel, K.A. (2003): Genetic change for clinical mastitis in Norwegian cattle: A threshold model analysis. *J. Dairy Sci.*, 86. 369–375.
- Hetzel, D.J.S. – Mackinnon, M.J. – Dixon, R. – Entwistle, K.W. (1989): Fertility in a tropical beef herd divergently selected for pregnancy rate. *Anim. Prod.*, 49. 73–81.
- Jansen, J. – Van der Werf, J. – De Boer, W. (1987): Genetic relationships between fertility traits for dairy cows in different parities. *Livest. Prod. Sci.*, 17. 337–349.
- Jorjani, H. (2007): International genetic evaluation of female fertility traits in five major breeds. *Interbull Bulletin*, 37. 144–147.
- Kinghorn, B. – Kinghorn, S. (2008): Pedigree Viewer. University of New England, Armidale.
- Komlósi I. – Wolfová, M. – Wolf, J. – Farkas B. – Szendrei Z. – Béri B. (2010): Economic weights of production and functional traits for Holstein-friesian cattle in Hungary. *J. Anim. Breed. Gen.*, 127. 143–153.
- 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.
- Kovács A.Z. – Stefler J. – Szabari M. (2010): Szaporodásbiológiai mutatók egységes értelmezése. *Magyar Állattenyésztők Lapja*, 38. 2. 8–9.
- Kuhn, M.T. – Hutchison, J.L. (2008): Prediction of dairy bull fertility from field data: use of multiple services and identification and utilization of factors affecting bull fertility. *J. Dairy Sci.*, 91. 2481–2492.

- Kuhn, M.T. – Hutchison, J.L. – Wiggans, G.R. (2006): Characterisation of Holstein heifer fertility in the United States. *J. Dairy Sci.*, 89. 4907–4920.
- Liu, Z. – Jaitner, J. – Pasman, E. – Rensing, S. – Reinhardt, F. – Reents, R. (2007): Genetic evaluation of fertility traits of dairy cattle using a multiple trait model. *Interbull Bulletin*, 37. 134–139.
- Morris, C.A. – Cullen, N.G. (1994): A note on genetic correlations between pubertal traits of males or females and lifetime pregnancy rate in beef cattle. *Livest. Prod. Sci.*, 39. 291–297.
- Mrode, R. – Coffey, M. (2009): Genetic analysis of evaluations for female fertility with production included. *Interbull Bulletin*, 40. 17–20.
- Mwansa, P.B. – Kemp, R.A. – Crews, D.H. – Kastelic, J.P. – Bailey, D.R.C. – Coulter, G.H. (2000): Selection for cow lifetime pregnancy rate using bull and heifer growth and reproductive traits in composite cattle. *Can. J. Anim. Sci.*, 80. 507–510.
- Olori, V.E. – Meuwissen, T.H.E. – Veerkamp, R.F. (2002): Calving interval and survival breeding values as measure of cow fertility in a pasture-based production system with seasonal calving. *J. Dairy Sci.*, 85. 689–696.
- Pasman, E. – Jaitner, J. – Reinhardt, F. – Rensing, S. (2006): Development of a new evaluation for sire and cow fertility. *Interbull Bulletin*, 34. 34–37.
- Pasman, E. – Reinhardt, F. (1998): Genetic evaluation for NR90 of Holstein cattle in Germany. *Interbull Bulletin*, 19. 109–113.
- Pena, J. (2006): Genetic correlated traits for female fertility evaluations in Spanish Holsteins. *Interbull Bulletin*, 34. 31–33.
- Philipsson, J. (1981): Genetic aspects of female fertility in dairy cattle. *Livest. Prod. Sci.*, 8. 307–319.
- Pryce, J.E. – Coffey, M.P. – Brotherstone, S. (2000): The genetic relationship between calving interval, body condition score and linear type and management traits in registered Holsteins. *J. Dairy Sci.*, 83. 2664–2671.
- Ranberg, I.M.A. – Steine, T. – Klementsdaal, G. (1998): Breeding for female fertility – current status and future possibilities in Norway. *Interbull Bulletin*, 18. 87–90.
- Rogers, G.W. – Banos, G. – Sander-Nielsen, U. (1999): Genetic correlations among protein yield, productive life, type traits from the United States and diseases other than mastitis from Denmark and Sweden. *J. Dairy Sci.*, 82. 1331–1338.
- Roxström, A. – Strandberg, E. – Berglund, B. – Emanuelson, U. (2001): Genetic and environmental correlations among female fertility traits and milk production in different parities of Swedish Red and White Dairy Cattle. *Acta Agric. Scand.*, 51. 7–14.
- SAS Institute Inc. (2004): SAS Online Doc. Version 8. SAS Institute Inc., Cary, NC.
- Schrick, F.N. – Hockett, M.E. – Saxton, A.M. – Lewis, M.J. – Dowlen, H.H. – Oliver, S.P. (2001): Influence of subclinical mastitis during early lactation on reproductive parameters. *J. Dairy Sci.*, 84. 1407–1412.
- Steffler J. – Holló I. – Iváncsics J. – Dohy J. – Boda I. – Bodó I. – Nagy N. (1995): Szarvasmarha-tenyésztés. In: Állattenyésztés I. Szarvasmarha, juh, ló. Szerk: Horn, P. Mezőgazda Kiadó, Budapest, 17–302.
- Sun, C. – Madsen, P. – Nielsen, U.S. – Zhang, Y. – Lund, M.S. – Su, G. (2009): Comparison between a sire model and an animal model for genetic evaluation of fertility traits in Danish Holstein population. *J. Dairy Sci.*, 92. 4063–4071.
- Thaler, G. (1998): Genetics and breeding for fertility. *Interbull Bulletin*, 18. 55–61.
- Tonhati, H. – Vascocellos, F.B. – Alburquerque, L.G. (2000): Genetic aspects of productive and reproductive traits in a Murrah buffalo herd in Sao Paulo, Brazil. *J. Anim. Breed. Genet.*, 117. 331–339.
- Van Raden, P.M. – Sanders, A.H. – Tooker, M.E. – Miller, R.H. – Norman, H.D. – Kuhn, M.T. – Wiggans, G.R. (2004): Development of a national genetic evaluation for cow fertility. *J. Dairy Sci.*, 87. 2285–2292.
- Wall, E. – Brotherstone, S. – Woolliams, J.A. – Banos, G. – Coffey, M.P. (2003): Genetic evaluation of fertility using direct and correlated traits. *J. Dairy Sci.*, 86. 4093–4102.
- Veerkamp R.F. – Oldenbroek, J.K. – Van Der Gaast, H.J. – Van Der Werf, J.H.J. (2000): Genetic Correlation Between Days Until Start of Luteal Activity and Milk Yield, Energy Balance, and Live Weights *J. Dairy Sci.*, 83. 577–583.

- Westell, R.A. – Burnside, E.B. – Schaeffer, L.R. (1992): Evaluation of Canadian Holstein-Friesian sires on disposal reasons of their daughters. *J. Dairy Sci.*, 65. 2366–2372.
- Zsuppány Zs. – Bene Sz. – Balika S. – Szabó F. (2008): Húsmarha állományok néhány reprodukciós, élettartam és növekedési tulajdonságának értékelése. 1. Közlemény: Blonde D'Aquitaine tehenek első ellési életkorának és élettartamának vizsgálata egy tenyészetben. *Állattenyésztés és Takarmányozás*, 57. 497–506.

KÖSZÖNETNYILVÁNÍTÁS

Köszönetünket fejezzük ki Dióssi Mártának, az adatok leválogatásában nyújtott segítségével, dr. Béri Bélának a kézirat előzetes lektorálásáért és a szakmai nyelvhelyességre vonatkozó tanácsaiért.

A szerzők címe: Komlósi I.

Author's address: Debreceni Egyetem

University of Debrecen Faculty of Agricultural and Food Sciences and
Environmental Management
H-4032 Debrecen, Böszörményi út 138.

Húth, B.

Magyartarka Tenyésztők Egyesülete

Association of Hungarian Simmentaler Breeders

H-7150 Bonyhád, Zrínyi út 3.