

A MAGYAR TARKA FAJTA TEJTERMELÉSI PERZISZTENCIÁJÁNAK ÉRTÉKELÉSE

KOMLÓSI ISTVÁN – HÚTH BALÁZS

ÖSSZEFOGLALÁS

A magyar tarka fajtában perzisztenciára eddig nem folyt közvetlen szelekció. A szerzők célja volt a fajta e tulajdonságának értékelése, a szelekciót lehetővé tevő paraméterek kiszámítása, és egy tenyészértékbecslési modell kialakítása. Az 58 863 tehén első 3 laktációs 107 192 termelési adata az 1976–2008 évekre terjedt ki, az átlagos 305 napos tejtermelése 3809,1 kg volt 1147,68 kg szórással. A perzisztenciát a perzisztencia értékszám fejezte ki: a 305 napos standard laktációs tejmenynyiség/ (a legnagyobb havi befejt tejmenynyiség $\times$ a havi befejések száma).

A szerzők a varianciakomponenseket és a tenyészértéket egyedmodellel értékelték. A perzisztencia értékszámot érdemben ($P < 0,001$) befolyásolta a tenyészet, az év-évszak, a laktáció sorszáma, a nyitott napok száma, a 305 napos laktációs tejmenynyiség és az állandó környezet (pe). Az első laktációban egyenletesebb volt a perzisztencia, a második, harmadik laktációban kevésbé. A nyitott napok növekedésével romlott a perzisztencia, már a második, harmadik laktációban ez nagyobb mértékű volt. Az első laktációban a laktációs tejmenynyiséggel nagyobb mértékben javult a perzisztencia mint a későbbiekben.

A perzisztencia habár jelentős évek közötti változást mutatott, de az 1977–2008. évekre vonatkozóan javulás figyelhető meg. A perzisztencia értékszám öröklődhetőségi értéke 0,08, az ismételhetségi érték pedig 0,24 volt. A laktációként becsült h^2 érték ennél magasabb, mert az állandó környezeti hatást a modell nem tartalmazta. A h^2 értékek: 0,17, 0,22 és 0,20 voltak az 1., 2., és 3. laktációban. Hatékonyabb szelekció végezhető a 2. és 3. laktációs perzisztencia alapján. A szelekcióban indokolt az egyéb tejértékmérőkre alkalmazott 3 laktációs ismétlődhetőségi egyedmodell használata.

SUMMARY

Komlósi, I. – Huth, B.: EVALUATION OF THE PERSISTENCY FOR THE HUNGARIAN FLECKVIEH

No selection for persistency in the Hungarian Fleckvieh has been developed. This study aims to calculate genetic parameters and to establish breeding value evaluation models for selection purposes. The data consisted of the 107,192 lactation records of 58,863 cows. The first 3 lactation data were taken from 1976–2008. During these 33 years, the 305-d average milk yield (MY) was 3809.1 kg with 1147.68 standard deviation. The persistency was expressed by dividing the 305-d MY by the peak yield $\times$ number of test days. The variance components and the breeding values were calculated by animal model. The herd, year-season, lactation number, days open, 305-d MY and the permanent environment significantly ($P < 0.001$) influenced the persistency. A better persistency was observed in the first lactation compared to the second and the third ones. A larger number of days open decreased the persistency, which was more pronounced in the 2nd and 3rd lactations. Higher MY increased persistency by far more in the 1st lactation than in the later lactations. Irrespective of the fluctuation between the years, an increasing tendency could be observed from 1977 to 2008. The heritability of persistency was 0.08 with 0.24 repeatability. The h^2 was 0.17, 0.22 and 0.20 for the first 3 lactations, when the model did not include the permanent environment. Effective selection can be carried out relying on the 2nd and 3rd lactation data. It is recommended that, for bull selection, the repeatability model based on the first 3 lactations, including the other milk traits, be applied.

BEVEZETÉS ÉS IRODALMI ÁTTEKINTÉS

A tejtermelésre irányuló szelekció hatására növekvő fajlagos hozamok a termeléssel közvetett kapcsolatban álló, a termék-előállítás gazdaságosságát nagyban meghatározó ún. funkcionális (fitnesz) tulajdonságok leromlásához vezettek. E tulajdonságcsoportba tartozik a hasznos élettartam, a szomatikus sejtszám, a perzisztencia, a termékenység, az ellés lefolyása és a vetélés. Egy kvótával szabályozott tejiacón, a fajlagos hozamok egyoldalú növelése helyett, a költségcsökkentés másik lehetséges alternatívája a biológiailag stabil, hosszú hasznos élettartamú tehénállományok kialakítása. Az erre való tenyésztői igény vezetett a termelési költségek csökkentéséhez hozzájáruló funkcionális tulajdonságok javítására irányuló szelekcióhoz. *Sölkner és mtsai* (2000) az osztrák tarka tej:hús:funkcionális tulajdonságainak gazdasági súlyát 37:18:45-ben határozták meg. A másodlagos érték-mérőkkal együtt a perzisztencia jelentősége is nőtt. *Dekkers és mtsai* (1996), gazdasági értékét a termelési tulajdonságok értékének 5%-ban határozták meg, de a 13%-ot is elérheti, a laktáció hosszától függően (*Rekaya és mtsai*, 2000). A német és osztrák tarka marha szelekciós indexében a perzisztencia 2%-os súllyal szerepel, Ausztriában a szelekciós index része 1992-től (*Miesenberger és Fuerst*, 2006).

A perzisztencia a tehén maximális tejtermelésének folyamatos fenntartó képessége és ebből a szempontból a laktációs görbe három szakaszra osztható. A tejtermelés növekedő szakasza a csúcstermelés eléréséig, a csúcstermelés időszaka, majd pedig a tejtermelés csökkenése.

A közel lapos laktációs görbe jól perzisztáló, a csúcstermelés után meredeken csökkenő tejtermelés gyengén perzisztáló tehénre utal. Azonos laktációs tejtermelés mellett a jól perzisztáló holsteinekre kevésbé jellemzőek az anyagcsereforgalmi és szaporodásbiológiai rendellenességek (*Bar-Anan és mtsai*, 1985), a termelési csoportok közötti mozgatás is ritkább. Az alacsonyabb csúcsteljesítmény kisebb élettani terhet is jelent, a takarmány nagyobb hányada biztosítható tömeg-takarmánnyal (*Stefler és mtsai*, 1995, *Tamminga*, 2000, cit. *Harder és mtsai*, 2006). Egy húshasznú állományban a jó perzisztencia a borjúnevelő képességre is előnyösen hat, nagyobb súllyal választható le a borjú.

A tulajdonságra végzett szelekció közvetett hatékonyságát *Harder és mtsai* (2006) az anyagcsere-betegségek csökkentésében nem tudták megerősíteni, viszont kimutatták a jól perzisztáló egyedek kisebb hajlamát a láb- és lábvég, valamint a szaporodásbiológiai betegségekre. *Appuhamy és mtsai* (2007) megállapították, hogy a növekvő perzisztenciával kevesebb tőgygyulladás jár együtt.

A perzisztencia kifejezésére használt mérőszámok, a gamma függvény (*Wood*, 1970; *Tekerli és mtsai*, 2000), a Wilmink-függvény (*Wilmink*, 1987), egyéb nemlineáris regressziós egyenletek (*Batra és mtsai*, 1987), a csúcsteljesítmény mértéke és ideje (*Ferris és mtsai*, 1985), a perzisztencia-értékszám (*Stefler és mtsai*, 1995; *Tekerli és mtsai*, 2000), a Dohy-féle perzisztencia-hibapontszám (*Stefler és mtsai*, 1995), a befejési eredmények variációs koefficiense (*Tekerli és mtsai*, 2000). *Grossmann és mtsai* (1999) a tulajdonságot olyan napok számában határozták meg, ameddig a tehén az állandó tejmenyiséget, annak szintjétől függetlenül fenntartja. A random regressziós (RR) befejési nap tenyésztértékbecslési modell lehetővé tette az egyedenkénti laktációs görbe becslését, s az előző mutatókhoz képest, melyek a laktáció során kumulált adatokon alapulnak, a RR az

egyes befejekes alkalmával fellépő környezeti hatásra korrigál, így megbízhatóbb. A modellel a laktáció bármely napjához tartozó termelési tenyésztértékek különbségéből perzisztencia értékszám határozható meg (Van der Linde és mtsai, 2000; Jakobsen és mtsai, 2002), ami rendszerint a laktáció 60. és a 280. napján számított tejmenyiség tenyésztértékbeli különbsége. Számítható még a 60. és a 280. nap között termelt tejmenyiségbeli eltérés az egyed és az állományátlag között, a 201. és a 305. nap között termelt tej és az 1–101. nap között termelt tej hányadosa, vagy a 201. és a 305. nap között termelt tej és a standard laktációs tejmenyiség hányadosa is. A laktációs görbe alakjának szelekcióval való megváltoztatására ez utóbbi három közül az első tűnik a leghatékonyabbnak (Jamrozik és mtsai, 1997). Gengler (1996) szerint, ha a perzisztencia mérőszáma független a tejmenyiségtől, akkor arra hatékony szelekció végezhető.

A perzisztencia modellekben rendszerint a következő hatások szerepelnek: tenyészet, év, évszak, laktáció sorszáma vagy az egyed életkora, esetlegesen a laktáción belüli életkor, nyitott napok száma vagy vemhességi napok száma, vemhességi állapot (Jamrozik és mtsai, 1998; Tekerli és mtsai, 2000; Van der Linde és mtsai, 2000).

A tulajdonságban közölt öröklődhetőségi értékek nem csak azért különböznek, mert a genotípusonkénti, környezetenkénti variancia eltér, hanem a tulajdonság mérőszáma és az alkalmazott modellek is különböznek. A perzisztencia öröklődhetőségét Wood (1970) és Muir és mtsai (2004) 0,18-ban, Rekaya és mtsai (2000) 0,14-ben határozták meg a holstein-fríz fajtában. Tekerli és mtsai (2000) a perzisztencia különböző mérőszámainak ismételtetőségét 0,06 és 0,20 között állapították meg. Van der Linde és mtsai (2000) az első laktációs tejmenyiség perzisztencia öröklődhetőségére 0,13-at, a zsír és fehérje mennyiségre 0,08-at közölt. Ezek az értékek a harmadik laktációig emelkedtek 0,18-ra illetve 0,14-re. Jamrozik és mtsai (1998) random regressziós módszerrel nagyobb h^2 értékeket ismertettek, melyek a három laktációban 0,30, 0,37 és 0,39 voltak. A laktáció elején és végén a h^2 érték alacsonyabb, a közepén magasabb, s perzisztencia mérőszámok szerint változó 0,09 és 0,20 között (Jakobsen és mtsai, 2002). A tej, a fehérje és zsírmennyiség laktációs görbéje eltérő, ezek különböző laktációbeli görbéje is eltérő, ennek megfelelően a három tulajdonság laktációnkénti perzisztenciája különböző tulajdonságként kezelhető (Jamrozik és mtsai, 1998).

A tejmenyiség perzisztenciája szoros (0,8–0,9) korrelációban van a zsír és fehérjemennyiség perzisztenciájával (Jakobsen és mtsai, 2002). Muir és mtsai (2004) az átlagosnál korábban fogamzó üszők első laktációs tejtermelését kiegyenlítettebbnek találta, megerősítve Bar-Anan és mtsai (1985) 0,42-es korrelációját. Ez a tulajdonság pozitív korrelációban volt a csúcstermelés kezdő napjával ($r_g = 0,54$), a laktációs tejtermeléssel ($r_g = 0,21$), a nehézzellessel ($r_g = 0,43$) (a nehezebben ellők később érik el a csúcstermelést, jobban perzisztáltak), és a fogamzási rátával ($r_g = 0,32$). Pozitív pleiotróp génkapcsolat feltételezhető a tejtermelés, a tejtermelés perzisztenciája, és a fogamzóképeség között (Bar-Anan és mtsai, 1985). Az osztrák tarka funkcionális élettartama is nő a perzisztenciára végzett szelekcióval, amit a két tulajdonság közötti 0,2-es genetikai korreláció jelez (Willam és mtsai, 2002).

Megállapítható, hogy a jól perzisztáló tehén később éri el a csúcsteljesítményt, alacsonyabb csúcsteljesítményt ér el, de a kiegyenlített tejtermelés a laktációs tejmenyiségre előnyösen hat, szintúgy a fogamzóképeségre. A jól perzisztáló

tehénnek stabilabb az anyagcsere egyensúlya, kevésbé hajlamos a tőgygyulladásra, a láb-, lábvég és szaporodásbiológiai betegségekre.

A magyar tarka fajtában közvetlen szelekció eddig nem folyt, a perzisztenciára a német és osztrák hegyitarka fajtaváltozatok tenyésztési programjában viszont 17 éve szelekciós tulajdonság. Az alacsony létszámú hazai aktív populáció következményeként, a genetikai előrehaladás fenntartása érdekében, a tenyésztők több évtizede támaszkodnak a legkiválóbb osztrák és német nemesítésű tenyészállatokra tenyészbika-előállításban. A tulajdonság megnövekedett jelentősége és a tenyésztési programok harmonizációja is indokolja a perzisztencia értékelését, a szelekciót lehetővé tevő paraméterek kiszámítását, és egy tenyészértékbecslési modell kialakítását.

ANYAG ÉS MÓDSZER

A pedigrében 194 846 egyed szerepelt, az 58 862 tehén 4199 apától származott. Az összesen 107 191 termelési adat 1976-tól 2008-ig folyó évekre terjedt ki, az átlagos 305 napos tejtermelés 3809,1 kg volt 1147,68 kg szórással. A tehének első 3 laktációját értékeltük, mivel a fajtában a tej értékmérő tulajdonságaira végzett tenyészértékbecsléskor is a Magyar tarka Tenyésztők Egyesülete 3 laktációs egyedmodellt alkalmaz. Az egyedek 984 tenyészetből származtak. A perzisztencia értékszámot az ÁT Kft. számította a 305 napos standard laktációs tejmenyi-

1. ábra: A magyar tarka perzisztencia értékszámának eloszlási görbéje 1976-tól 2008-ig terjedő évek adatai alapján

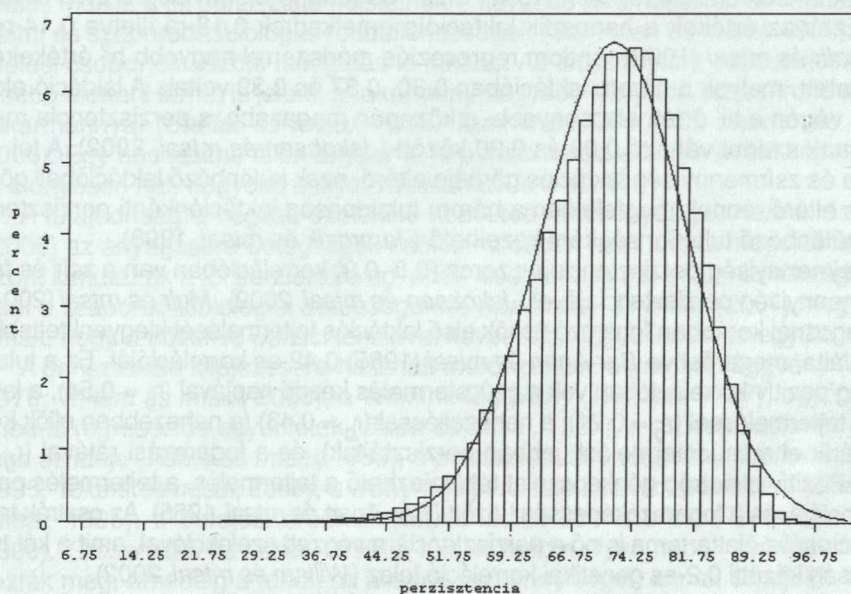


Fig. 1: Distribution of the persistency value for the Hungarian Fleckvieh based on data between years of 1976 and 2008

(The persistency value = 305-d milk yield / (peak yield x number of testday during the 305 interval)

ség (a legnagyobb havi befejt tejmenyiség szorozva a havi befejések számával) képlettel. A perzisztencia értékszám 80 fölött jónak, 60–80 között közepesnek, 60 alatt gyengének minősül (Szajkó, 1984). Az átlagos perzisztencia a vizsgált időszakban $71,8 \pm 8,93$ volt, 13,1 minimum és 99,8 maximum értékkel.

A 107 191 megfigyelés előzetesen szűrt megfigyelés. Az értékelésből kizártuk azokat a laktációkat, ahol a fejési időszak 100 napnál rövidebb, illetve 400 napnál hosszabb, ahol a két ellés közötti időszak (az adott laktációhoz tartozó) kisebb mint 300 nap, illetve nagyobb mint 730 nap, a nyitott napok száma kisebb mint 5, vagy nagyobb mint 180 nap, s a perzisztencia értékszám kisebb mint 10. A kizárás az adatok 39,7%-át érintette. A korlátokat részben szakirodalmi adatok, részben a nem normális ellés után (koraellés) kezdődő laktációk, vagy az esetlegesen nem regisztrált ellés kizárása indokolta. A perzisztencia eloszlását az 1. ábra mutatja be.

A Kolmogorov-Smirnov teszt értéke 0,04, a nagy elemszám miatt a perzisztencia normalitástól való szignifikáns eltérést mutatta ($P < 0,01$). Az érték sem logaritmikus, sem négyzetgyökös transzformáció után nem csökkent. A lineáris modell robosztus a normalitástól való eltéréssel szemben. Ha az alapadatok nem normális eloszlásúak is, a tenyésztértek a legtöbb tulajdonságban normál eloszlású (Van Raden, 2006). Az adatszerkezet (tenyészetenkénti, évenkénti, évszakonkénti termelési adatok száma) vizsgálata alapján az alábbi modellt illesztettük az adatokra:

$$Y_{ijklmnop} = \mu + \text{tenyészet}_i + \text{év-évszak}_j + \text{laktáció sorszáma}_k + \text{nyitott napok száma (laktáció sorszáma}_i) + 305 \text{ napos laktációs tejmenyiség (laktáció sorszáma}_m) + \text{állandó környezet}_n + \text{egyed}_o + \text{hiba}_{ijklmnop}$$

Ahol:

$Y_{ijklmnop}$	= a 107 192 perzisztencia megfigyelés
tenyészet _i	= a tenyészet fix hatása, 1,2,...984
év-évszak _j	= az év és évszak összevont fix hatása, 1, 2,...128
laktáció sorszáma _k	= a laktáció sorszámanak fix hatása 1, 2, 3
nyitott napok száma _i	= a nyitott napok számának fix kovariáló hatása az adott (laktáció sorszáma _m) laktációban
305 napos laktációs tejmenyiség (laktáció sorszáma _m)	= a 305 napos standard laktációs tejmenyiség fix kovariáló hatása az adott laktációban
állandó környezet _n	= az 58 863 tehén állandó környezeti random hatása
egyed _o	= az 194 846 egyed random genetikai hatása
hiba _{ijklmnop}	= a 107 192 megfigyeléshez tartozó hiba random hatása

A modellekben szokásosan figyelembe vett tenyészet-év-évszak osztályok hatásának megbízható becsléséhez nem minden esetben állt rendelkezésre az osztályonként 15 megfigyelésszám. Ez indokolta a tenyészet, és év-évszak hatások megbontását.

A perzisztencia és a 305 napos laktációs tejmenyiség pozitív (0,18) fenotípusos korrelációban voltak, a perzisztencia nem volt független a tejmenyiségtől, mely indokolta a tejmenyiség korrelatív hatásának figyelembe vételét. A modell ismételhetőségi modell, mely a tehenet érő állandó környezeti hatást figyelembe veszi, s a becslés eredménye egy öröklődhetőségi érték, mely jelen esetben a 3 laktációra vonatkozik és egy ismételhetőségi érték. Az ismételhetőségi modell-

ben feltételezzük, hogy az egymást követő termelési ciklusok közötti genetikai korreláció 1.

Az ismételődhetőségi modell mellett a 3 laktációra külön öröklődhetőségi értéket becsültünk, és a modell nem tartalmazta a laktáció számát és az egyed állandó környezeti hatását.

A pedigrét a Pedigree Viewer (Kinghorn és Kinghorn, 2008) programmal ellenőriztük, mely kiterjedt mindkét kétivarú egyed, az egy egyed-egy szülőpár, és a lineáris származási kapcsolat ellenőrzésére. A hatások szignifikanciavizsgálatát a SAS 9.1. (2004) PROC GLM eljárással végeztük, a varianciakomponensek becsüléséhez a VCE6 (Groeneveld és mtsai, 2008), a tenyésztértékbecsüléshez a PEST (Groeneveld, 2006) programot használtuk. E két utóbbi program a REML eljárás alapján végzi a számításokat.

EREDMÉNYEK ÉS ÉRTÉKELEŚÜK

A 71,7 átlagos perzisztencia értékszám közepesnek mondható. Az egyedek 18,4%-a jól, 71,6%-a közepesen, 10%-a gyengén perzisztál. A vizsgált hatások szignifikánsan ($P < 0,001$) befolyásolták a tulajdonságot. Az első laktációban egyenletesebb a perzisztencia, a második, harmadik laktációban kevésbé (1. táblázat).

1. táblázat

A laktáció és az évszak hatása a perzisztencia értékszámra

Megnevezés(1)		Elemszám(2)	Átlag±szórás*(3)
Laktáció(4)	1.	47404	74,54±0,132a
	2.	35284	68,25±0,133b
	3.	24504	67,21±0,134b
Évszak(5)	tavas(6)	33066	69,25±0,275a
	nyár(7)	23333	69,80±0,277a
	ősz(8)	22088	71,82±0,278b
	tél(9)	28705	71,26±0,276b

Megjegyzés: * legkisebb négyzetes átlag és szórása; a különböző betűvel jelzettek szignifikánsan különböznek egymástól ($P < 0,001$)(10)

Table 1: The effect of lactation and season on the persistency value effect(1), number of observations(2), least squares means and standard deviation(3), lactation(4), season(5), spring(6), summer(7), autumn(8), winter (9), means with different letters differ at $P < 0.001$ (10)

Jamrozik és mtsai (1998) a kanadai holstein állomány perzisztenciáját (60. napi tejterménység/280. napi tejterménység) 71,0%, 53,7% és 51,2%-osként közölte az első három laktációra. Az első laktáció jobb perzisztenciáját az alacsonyabb kezdeti termelés okozza. Keown és mtsai (1986), valamint Tekerli és mtsai (2000) szerint az első laktációban a csúcstermelést is később éri el a tehén, s a későbbi csúcs elérése pozitívan befolyásolja a perzisztenciát (Muir és mtsai, 2004). Rao és Sundarasan (1979) szerint az elsőborjas tehenek tejelválasztási mirigyeinek aktivitása kisebb, mint a második, harmadik borjas teheneké. Mikó és Hódiné (2006) a holstein-fríz tehenek perzisztenciáját a nyolcadik laktációig vizsgálva folyamatosan csökkenőnek találta. A nyitott napok növekedésével szintén csökken a perzisten-

cia, a második és harmadik laktációban ez nagyobb mértékű (2. táblázat). A tenyészetek, év-évszak hatásokat a nagyszámú szint miatt nem tüntették fel.

2. táblázat

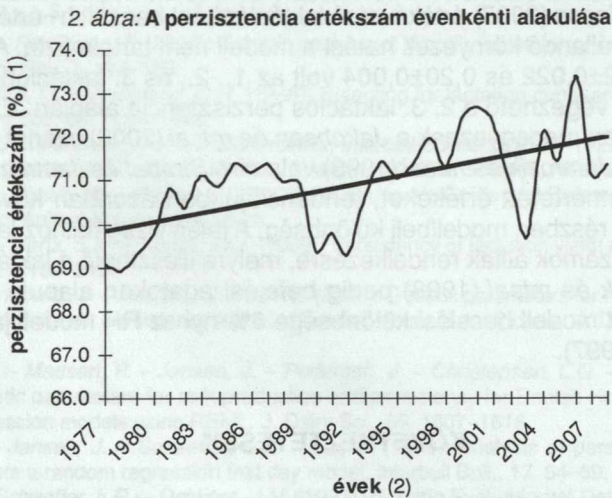
A perzisztencia értékszám lineáris regressziója a nyitott napok számára és a tejmennyiségre laktációnként

Megnevezés(1)		Elemszám(2)	Regressziós együttható ±szórás(3)
Nyitott napok számának regressziója laktációnként(4) Laktáció(5)	1.	47404	-0,047±0,0009a
	2.	35284	-0,063±0,0011b
	3.	24504	-0,065±0,0013b
305 napos tejmennyiség (kg) regressziója laktációnként(6) Laktáció(5)	1.	47404	0,0031±0,00004a
	2.	35284	0,0026±0,00004b
	3.	24504	0,0024±0,00004c

Megjegyzés: a különböző betűvel jelzettek szignifikánsan különböznek egymástól (P<0,001) (7)

Table 2: The regression of persistency value on days open and milk yield by lactation effect(1), number of observations(2), regression coefficient and standard deviation(3), regression of persistency on days open by lactations(4), lactation number(5), regression of persistency on 305-d milk yield by lactations(6), note: regression coefficients with different letters differ at P<0.001(7)

A három laktációban a tejmennyiség alakulása 3618 kg, 4306 kg és 4489 kg. Az első laktációban a laktációs tejmennyiség növekedésével nagyobb mértékben javult a perzisztencia, mint a későbbiekben.



perzisztencia értékszám = -68,8 + 0,07 x év; P<0,001(1)

Fig 2: The magnitude of the persistency value over the years
persistency value= -68.8 +0.07 x year(1); years(2)

A perzisztencia habár jelentős évek közötti változást mutat, de az 1977–2008. évekre vonatkozóan javulás figyelhető meg (2. ábra). A magyar tarka fajtában hazánkban nem folyt a tulajdonságra közvetlen szelekció, viszont az apaállatok jelentős hányada német vagy osztrák tenyésztésű, ahol a perzisztencia 1992-től szelekciós tulajdonság. Így a javulás részben ezen bikák, s hazai tenyésztésű ivadékanak használatából ered, részben a tejtermelésre végzett szelekció korrelatív hatásának tulajdonítható. A perzisztencia és a tejmenyiség között genetikai korrelációt viszont *Strabel és Jamrozik* (2006) nem állapítottak meg.

A vizsgált állományban a nagyobb tejtermeléssel együtt járt a jobb perzisztencia ($r_p = 0,18$, $P < 0,001$). Azonos tejmenyiség mellett, egy jobban perzisztáló tehénnek alacsonyabb a csúcstermelése, azonos csúcstermelés mellett pedig a jobban perzisztáló tehénnek, nagyobb a laktációs termelése.

Az ellés évszaka szignifikánsan befolyásolta a tulajdonságot ($P < 0,001$), ami részben a takarmány összetételével, részben a nyári hőstresszel, téli alacsony hőmérséklettel függhet össze. Nyáron a hőstressz miatt később éri el a tehén a csúcstermelést, jobb perzisztencia várható. *Tekerli és mtsai* (2000) szintén kimutatták az évszak befolyásoló hatását a laktációs görbére, míg *Batra* (1986) csak az első laktációs tehének esetében találta csak szignifikánsnak az ellési hónap hatását. Az 1. táblázatbeli évszakok sorrendjében a tejtermelés 4223 kg, 3983 kg, 4099 kg és 4248 kg volt, a télen ellettek laktációs termelése volt a legmagasabb. A perzisztencia évszakonkénti alakulása csak részben követi a tejmenyiség évszakonkénti változását. Míg Törökországban a nyáron ellett holstein-frízeknek volt a legnagyobb a perzisztenciája, addig Magyarországon az ősszel és télen ellett magyartarkáknak. Törökországban a hónapon-évszakon belüli hőmérséklet különbség kisebb.

Az ismételthetőségi modellel becsült additív genetikai variancia 5,68, az állandó környezeti variancia 10,30, 49,92 hibavariancia mellett. Az öröklődhetőségi érték így $0,08 \pm 0,013$, az ismételthetőségi érték pedig $0,24$, mely megegyezik *Farhangfar és Rowlinson* (2007) értékével. A laktációként becsült h^2 érték ennél magasabb, mert az állandó környezeti hatást a modell nem tartalmazta. A h^2 értékek: $0,17 \pm 0,022$, $0,22 \pm 0,022$ és $0,20 \pm 0,004$ volt az 1., 2., és 3. laktációban. Hatékonyabb szelekció végezhető a 2. 3. laktációs perzisztencia alapján. Ezek az értékek nagyságukban megegyeznek a *Jakobsen és mtsai* (2002) szerint közöltekkel, de nem érik el a *Jamrozik és mtsai* (1998) valamint *Strabel és Jamrozik* (2006) tanulmányaiban ismertetett értékeket, tendenciájukban azonban követik azokat. A különbség oka részben modellbeli különbség. A jelen vizsgálathoz laktációs perzisztencia értékszámok álltak rendelkezésre, melyre illeszthető a laktációs egyedmodell, *Jamrozik és mtsai* (1998) pedig befejeési adatokon alapuló RR modellt használtak. A két modell becslési különbsége 6%-nyi az RR modell javára (*Jamrozik és mtsai*, 1997).

KÖVETKEZTETÉSEK

A perzisztencia változása a laktációs görbe megváltoztatását jelenti, ami örökletes tulajdonság. A perzisztencia kifejezésére a szakirodalomban nagyszámú mutató ismert, ezek öröklődhetőségi értéke eltérő, alacsony, illetve közepes, de függ a laktáció sorszámától is.

A magyar tarka fajtában a perzisztencia javulása részben a német és az osztrák tenyésztésű apaállatok, s ivadéaik használatából, részben a tejmenyiségre végzett szelekció következtében javult. Ismétlődhetőségi egyedmodellel, a perzisztencia h^2 értéke 0,08, R értéke 0,24. Apaállatok szelekciójában indokolt az egyéb tejértékmérőkre alkalmazott 3 laktációs ismétlődhetőségi egyedmodell használata. A jelen modell alkotásához figyelembe vettük a szakirodalomban használt tényezőket, és újabb hatások figyelembe vételét a szakirodalom sem indokolja. Az RR modellre való áttéréssel a tulajdonság új alapon való meghatározása, és az öröklődhetőségi értékének növekedése várható. Szelekciós indexbe való illesztéséhez a tulajdonság gazdasági értékének meghatározása indokolt. Annak hiányában, a szelekcióban, tájékoztató jellegű közlése érdemes. Egy új szelekciós tulajdonság bevezetése, a korábbi indexben szereplő tulajdonságok szelekciós intenzitásának csökkenésével jár, aminek mértékét az új tulajdonság gazdasági súlya és a többi indexalkotó közötti korreláció határozza meg.

FELHASZNÁLT IRODALOM

- Appuhamy, J.A.D.R.N. – Cassel, B.G. – Dechow, C.D. – Cole, B. (2007): Phenotypic relationships of common health disorders in dairy cows to lactation persistency estimated from daily milk weights. *J. Dairy Sci.*, 90. 4424–4434.
- Bar-Anan, R. – Ron, M. – Wiggans, G.R. (1985): Associations among milk yield, yield persistency, conception and culling of Israeli Holstein dairy cattle. *J. Dairy Sci.*, 68. 382–386.
- Batra, T.R. (1986): Comparison of two mathematical models in fitting lactation curves for pureline and crossline dairy cows. *Can. J. Anim. Sci.*, 66. 405–414.
- Batra, T.R. – Lin, C.Y. – McAllister A.J. – Lee A.J. – Roy G.L. – Veseley, J.A. – Wauthy, J.M. – Winter K.A. (1987): Multitrait estimation of genetic parameters of lactation curves in Holstein heifers. *J. Dairy Sci.*, 70. 2105–2111.
- Dekkers, J.C.M. – Jamrozik, J. – Ten Hag, J.H. – Schaeffer, L.R. – Weersink, A. (1996): Genetic and economic evaluation of persistency in dairy cattle. *Proc. Int. Workshop on Genetic Improvement of Functional Traits in Cattle. Interbull Bull.*, 12. 97–102.
- Farhangfar, H. – Rowlinson, P. (2007): Genetic analysis of Wood's lactation curve for Iranian Holstein heifers. *J. Biol. Sci.*, 7. 127–135.
- Ferris, T.A. – Mao, I.L. – Anderson, C.R. (1985): Selecting for lactation curve and milk yield in dairy cattle. *J. Dairy Sci.*, 68. 1438–1448.
- Gengler, N. (1996): Persistency of lactation: review. *Interbull Bulletin*, 12. 97–102.
- Groeneveld, E. (2006): PEST Users's Manual. Institute of Animal Science, Neustadt
- Groeneveld, E. – Kovač, M. – Mielenz, N. (2008): VCE Users's Guide and Reference Manual Version 6.0. Institute of Animal Science, Neustadt
- Grossman, M. – Hartz, S.M. – Koops, W.J. (1999): Persistency of lactation yield: A Novel Approach. *J. Dairy Sci.*, 82. 2192–2197.
- Harder, B. – Bennewitz, J. – Hinrichs, D., Kalm E. (2006): Genetic parameters for health traits and their relationship to different persistency traits in German Holstein dairy cattle. *J. Dairy Sci.*, 89. 3202–3212.
- Jakobsen, J.H. – Madsen, P. – Jensen, J. – Pedersen, J. – Christensen, L.G. – Sorensen, D.D. A. (2002): Genetic parameters for milk production and persistency for Danish Holsteins estimated in random regression models using REML. *J. Dairy Sci.*, 85. 1607–1616.
- Jamrozik, G. – Jansen, J. – Schaeffer, L.R. – Liu, Z. (1998): Analysis of persistency of lactation calculated from a random regression test day model. *Interbull Bull.*, 17. 64–69.
- Jamrozik, J. – Schaeffer, L.R. – Dekkers, J.M. (1997): Genetic Evaluation of Dairy Cattle Using Test Day Yields and Random Regression Model. *J. Dairy Sci.*, 80. 1217–1226.
- Keown, J.F. – Everett, R.W. – Empet, N.B. – Wadell, L.H. (1986): Lactation curves. *J. Dairy Sci.*, 69. 769–781.
- Kinghorn, B. – Kinghorn, S. (2008): Pedigree Viewer. University of New England, Armidale

- Miesenberger, J. – Fuerst, C. (2006): Experiences in selecting on total merit index in the Austrian Fleckvieh breed. *Biotechnology in Animal Husbandry*, 22., 17–27.
- Mikó, J.J.E. – Hódiné, Sz.M. (2006): A perzisztencia-értékszám alakulásának vizsgálata Holstein-fríz populációban. Európai Unió Kutatási és Oktatási Projektek Napja, c. konferencia, SZTE MFK Hódmezővásárhely, 2006. okt. 6.
- Muir, B.L. – Fatehi, J. – Schaeffer, L.R. (2004): Genetic Relationships Between Persistency and Reproductive Performance in First-Lactation Canadian Holsteins. *J. Dairy Sci.*, 87. 3029–3037.
- Rao, M. – Sundarasan, D. (1979): Influence of environment and heredity on the shape of lactation curves in Sahiwal cows. *J. Agric. Sci., Cambridge*, 92. 393–401.
- Rekaya, R. – Carabano, M.J. – Toro, M.A. (2000): Bayesian analysis of lactation curves of Holstein-Friesian cattle. *J. Dairy Sci.*, 83. 2691–2701.
- SAS Institute Inc. (2004) SAS/STAT R User's Guide, Version 9.1 SAS Institute Inc., Cary, NC.
- Schaeffer, L.R. – Jamrozik, J. – Kistemaker, G.J. – Van Doormaal, B.J. (2000): Experience with a test-day model. *J. Dairy Sci.*, 83. 1135–1144.
- Szajkó, L. (szerk. 1984): Szakosított tejtermelés. Mezőgazdasági Kiadó, Budapest, 51–53.
- Sölkner, J. – Miesenberger, J. – Willam, A. – Fürst, Ch. – Baumung, R. (2000): Total merit indices in dual purpose cattle. *Arch. Tierz.*, 43. 597–608.
- Steffler, J. – Holló, I. – Iváncsics, J. – Dohy, J. – Boda, I. – Bodó, I. – Nagy, N. (1995): Szarvasmarhatenyésztés. In: Állattenyésztés I. Szarvasmarha, juh, ló. Szerk: Horn, P., Mezőgazda Kiadó, Budapest, 17–302.
- Strabel, T. – Jamrozik, J. (2006): Genetic Analysis of Milk Production Traits of Polish Black and White Cattle Using Large-Scale Random Regression Test-Day Models. *J. Dairy Sci.*, 89. 3152–3163.
- Tammimga, S. (2000): Issues arising from genetic change: Ruminants. The Challenge of Genetic Change in Animal Production. Eds: W. G. Hill – S. C. Bishop – B. McGuirk – J. C. McKay – G. Simm and A. J. Webb, Br. Soc. Anim. Sci., Occ. Publ., No. 27: 55–62.
- Tekerli, M. – Akinci, Z. – Dogan, I. – Akcan, A. (2000): Factors Affecting the Shape of Lactation Curves of Holstein Cows from the Balikesir Province of Turkey. *J. Dairy Sci.*, 83. 1381–1386.
- Van der Linde, R. – Groen, A. – De Jong, G.D. (2000): Estimation of genetic parameters of milk production in dairy cattle. *Interbull Bulletin*, 25. 113–116.
- Van Raden, P.M. (2006): Normality and skewness of genetic evaluations. *Interbull Bulletin*, 35. 164–167.
- Willam, A. – Egger-Danner, C. – Sölkner, J. – Gierzinger, E. (2002): Optimization of progeny testing schemes when functional traits play important role in the total merit index. *Livest. Prod. Sci.*, 77. 217–225.
- Wilmink, J.B.M. (1987): Adjustment of test-day milk, fat and protein yield for age, season and stage of lactation. *Livest. Prod. Sci.*, 16. 335–348.
- Wood, P.D.P. (1970): A note on the repeatability of parameters of the lactation curve in cattle. *Anim. Prod.*, 12. 535–538.

KÖSZÖNETNYILVÁNÍTÁS

Köszönetünket fejezzük ki dr. Béri Bélának a kézirat előzetes lektorálásáért és a szakmai nyelvhezességére vonatkozó tanácsaiért.

Érkezett: 2009. augusztus

A szerzők címe: Komlósi, I.

Authors' address: Debreceni Egyetem

University of Debrecen, Faculty of Agriculture Sciences

H-4032 Debrecen, Böszörményi út 138.

Húth, B.

Magyartarka Tenyésztők Egyesülete

Association of Hungarian Simmental Breeders

H-7150 Bonyhád, Zrínyi út 3.