

dc_192_11

MTA DOKTORI ÉRTEKEZÉS

**JUH ÉS SZARVASMARHA TENYÉSZTÉSI
PROGRAMOK FEJLESZTÉSÉT
MEGALAPOZÓ KUTATÁSOK**

Komlósi István

2012

1.	BEVEZETÉS – A TENYÉSZTÉSI PROGRAM	4.
2.	CÉLKITŰZÉSEK	11.
3.	MÓDSZERTANI VIZSGÁLATOK	13.
3.1.	A származási és teljesítményadatokat hatása a genetikai paraméterekre és a szelekciós előrehaladásra.....	13.
3.1.1.	Bevezetés és célkitűzés	13.
3.1.2.	Anyag és módszer	18.
3.1.3.	Eredmények és értékelésük	22.
3.1.4.	Következtetések	41.
3.2.	Párosítási terv klaszteranalízissel	43.
3.2.1.	Bevezetés és célkitűzés	43.
3.2.2.	Anyag és módszer	44.
3.2.3.	Eredmények és értékelésük	46.
3.2.4.	Következtetés	49.
4.	JUHTENYÉSZTÉSI VIZSGÁLATOK	50.
4.1.	A vizsgált fajták bemutatása és tenyészcélja	51.
4.2.	Hét juh fajta pedigreelemzése és populációszerkezetének jellemzése	57.
4.2.1.	Bevezetés és célkitűzés	57.
4.2.2.	Anyag és módszer	59.
4.2.3.	Eredmények és értékelésük	62.
4.2.4.	Következtetések	78.
4.2.5.	Melléklet	79.
4.3.	A magyar merinó és a suffolk értékmérő tulajdonságainak gazdasági értékelése	93.
4.3.1.	Bevezetés és célkitűzés	93.
4.3.2.	Anyag és módszer	95.
4.3.3.	Eredmények és értékelésük	102.
4.3.4.	Következtetések	109.
4.4.	Értékmérő tulajdonságok paraméterbecslése és a szelekciós előrehaladás	110.
4.4.1.	Bevezetés és célkitűzés	110.
4.4.2.	Anyag és módszer	127.
4.4.3.	Eredmények és értékelésük	137.
4.4.4.	Következtetések	178.
4.5.	Az egyes fajtákra vonatkozó főbb megállapítások	180.
5.	VIZSGÁLATOK A SZARVASMARHATENYÉSZTÉSBEN	184.
5.1.	A holstein-fríz és a kettőshasznú magyartarka termelési és fitness tulajdonságainak gazdasági értékelése	184.
5.1.1.	Bevezetés és célkitűzés	184.
5.1.2.	Anyag és módszer	189.
5.1.3.	Eredmények	200.
5.1.4.	Eredmények értékelése	206.
5.1.5.	Következtetések	210.

5.2.	A magyartarka úszók és tehenek termékenységének értékelése ...	211.
5.2.1.	Bevezetés és célkitűzés	211.
5.2.2.	Anyag és módszer	217.
5.2.3.	Eredmények és értékelésük	219.
5.2.4.	Következtetések	228.
5.3.	A magyartarka ellés lefolyásának és holtellésének értékelése	229.
5.3.1.	Bevezetés és célkitűzés	229.
5.3.2.	Anyag és módszer	236.
5.3.3.	Eredmények és értékelésük	240.
5.3.4.	Következtetések	253.
5.4.	A magyartarka fajta tejtermelési perzisztenciájának értékelése ..	255.
5.4.1.	Bevezetés és célkitűzés	255.
5.4.2.	Anyag és módszer	258.
5.4.3.	Eredmények és értékelésük	260.
5.4.4.	Következtetések	264.
5.5.	A magyartarka tejtermelőképesége és egyes fitness tulajdonsága közötti összefüggés	265.
5.5.1.	Bevezetés és célkitűzés	265.
5.5.2.	Anyag és módszer	265.
5.5.3.	Eredmények és értékelésük	266.
5.5.4.	Következtetések	268.
6.	ÚJ TUDOMÁNYOS EREDMÉNYEK	270.
6.1.	Az adatszerkezet hatása a becsült genetikai paraméterekre	270.
6.2.	Párosítási terv klaszteranalízissel	271.
6.3.	Vizsgálatok a juhtenyésztésben	271.
6.4.	Vizsgálatok a szarvasmarhatenyésztésben	274.
7.	ÖSSZEFOGLALÁS	279.
8.	IRODALOMJEGYZÉK	286.
	Köszönetnyilvánítás	316.

1. BEVEZETÉS – A Tenyésztési Program

“We cannot suppose that all the breeds were suddenly produced as perfect and as useful as we see now them; indeed, in several cases, we know that this has not been their history. The key is man’s power of accumulative selection: nature gives successive variations; man adds them up in certain directions useful to him. In this sense he may be said to make for himself useful breeds” (C. DARWIN (1859): On the origin of species, p. 30).

Kutatásaimat 1987-től elsősorban a juhtenyésztésben végeztem, melyben meghatározó szerepe volt Dr. Veress László professzor úrnak. Az ő kezdeményezésére posztgraduális tanulmányokat folytattam Ausztráliában, ahol a kvantitatív genetika, a tenyésztési programok tervezése és a biometria területén fejleszthettem ismereteimet Dr. John W. James és Dr. Brian Kinghorn, majd pedig Dr. John Gibson professzorok tanítványaként. Azóta is az ő szemléletük hatja át a kutatómunkámat, mely a juhtenyésztés mellett kiterjedt a sertés-, ló- és szarvasmarha-tenyésztés területére is. Vizsgálataim a tenyésztési program egyes elemeinek fejlesztésére irányultak.

A tenyésztési program a következő elemekből áll: 1. a tenyészcél és a tenyészcél gazdasági értékének a meghatározása, 2. a szelekciós kritériumok meghatározása, 3. adatfelvételezés, 4. tenyészértékbecslés, 5. szelekció, 6. párosítás, 7. a tenyészállatok felszaporítása, 8. a szelekció eredményének értékelése.

A **tenyészcél** és a **tenyészcél gazdasági értékének** a meghatározása. A tenyészcél a fejleszteni kívánt értékmérő tulajdonságokat jelenti. A tenyészcél az az ideális állat, amellyel a tenyésztő a legtöbb gazdasági eredményt érheti el adott gazdasági környezetben. A gazdasági érték egy adott tulajdonság egységnyi változásával járó eredményváltozása. A tenyészcélban azon értékmérő tulajdonságok fogalmazódnak meg, amelyek vagy hozamnövelőek, vagy költségcsökkentőek, továbbá van genetikai varianciájuk, tehát genetikai eszközökkel az adott fajtában fejleszthetők, s az adott cél genetikai eszközökkel elérhető. Ugyanakkor nincs feltétlenül gazdasági jelentőségük, például a házi kedvencek esetében. A fejleszteni kívánt tulajdonságok száma az ismert $1/\sqrt{n}$ összefüggés miatt korlátozott, s tekintettel kell lennünk a tulajdonságok közötti genetikai kapcsolat milyenségére is. Amennyiben a korreláció iránya kedvezőtlen, ezen tulajdonságokat külön fajtákban vagy vonalakban indokolt fejleszteni. Mivel leendő tenyészállatok megformálásáról van szó, amelyek több éven keresztül ivadékokat

állítanak elő, a tenyészcél megfogalmazásakor ismernünk kell a várható piaci igényeket, s ezáltal a cél az árutermelő szintjén fogalmazódik meg. A bio-ökonómiai modellek a tulajdonságok gazdasági értékeinek kiszámítására általánosan használt és hatékony eszközök, amelyek a tulajdonságok közötti biológiai összefüggéseken és adott tartási-takarmányozási-piaci környezethez tartozó profitfüggvényeken alapulnak, s rendszerint génáramlási (gene-flow) modelleket tartalmaznak. A bio-ökonómiai modellekben feltételezzük a költségek és árak ismeretét. Ha a piaci helyzet bizonytalan, vagy a költségek, árak nem ismertek, úgy a tulajdonságonként elvárt előrehaladás (desired gain) megközelítés alkalmas a gazdasági érték meghatározására. Ugyanakkor ez a tőkeerős, több tenyésztővel rendelkező, több piacon jelen lévő állattenyésztési vállalkozások eszköze is. A bizonytalan piaci helyzetben ezt a megközelítést a *conjoint* piackutatási analízis egészítheti ki, amikor is a lehetséges vásárlói kör kedveltségi termékrangsora határozza meg a fejlesztendő tulajdonságok sorrendjét. Általános célként a tenyésztő-árutermelő vállalkozásának gazdasági fenntarthatósága jelölhető meg. A kérdés a rövidtávú, vagy a hosszú távú fenntarthatóság.

Szintén kérdésként merülhet fel, hogy kinek a gazdasági érdeke fogalmazódik meg a tenyészcélban. A tenyésztőé, az árutermelőé, a feldolgozóé vagy a fogyasztóé? Konszolidált esetben az árutermelő és a fogyasztó érdeke megegyezik, melyhez a piac többi szereplője igazodik. Előfordul, hogy gazdaságpolitikai célból egy-egy értékmérő tulajdonság gazdasági értékét a valós piaci viszonyoktól eltérítik, ami viszont csak átmeneti lehet.

A teljes tenyészérték (aggregate genotype) a tenyészcélban lévő fejlesztendő értékmérő tulajdonságok megállapított additív genetikai értéke, azaz a tenyészértéke és a gazdasági érték szorzatának összege:

$$H = v_1g_1 + v_2g_2 + \dots v_ng_n$$

ahol H a teljes tenyészérték, $v_1, v_2, \dots, v_n$ az 1., 2., ...n-edik értékmérő tulajdonság gazdasági értéke, g_1, g_2, g_n az 1., 2., ... n-edik tulajdonság additív genetikai értéke.

Szelekciós kritériumok meghatározása. A szelekciós kritérium az a tulajdonság, melyre az adatfelvételezés irányul, s ami alapján a szelekció a tenyészcélban megfogalmazott tulajdonságokra nézve elvégezhető. A szelekciós kritérium mérhető és

megegyezhet a tenyészcéllal is. Attól el is térhet, de e kettő között genetikai korrelációnak kell lenni, amin keresztül a közvetett szelekció érvényesül. A szelekciós kritériumra (x), mint információforrásra tekintünk.

A szelekciós kritériumok alkotják a szelekciós indexet:

$$I = b_1x_1 + b_2x_2 + \dots + b_nx_n$$

ahol, I az indexpontszám b_1 az x_1 szelekciós kritérium súlyozó faktora. A cél a H és az I közötti korreláció (r_{HI}) maximalizálása. A szelekciós kritériumok számának növelésével a korreláció is növekszik, szintúgy a rokon teljesítmények ismeretével.

Az adatfelvételezés a szelekciós kritériumokra irányul. Ennek a rendjét fajonként, hasznosítási irányonként a teljesítményvizsgálati kódexek szabályozzák. Az adatfelvételezés talán leglényegesebb eleme a származásazonosítás, mely nemcsak az egyedet köti a teljesítményéhez, hanem rokonokat, nemzedékeket is összeköt. Mivel minden adat költség, fontos, hogy csak olyan adatok felvételezésére kerüljön sor, amelyeket felhasználunk az egyedek közötti genetikai különbség megállapítására és hozzájárulnak a fajta eredménynövelő képességéhez. A teljesítményvizsgálatot a szubjektív módszerekről az objektív módszerekre való áttérés, a műszerek mérési tartományának, pontosságának növekedése, a minél korábbi életkorban való adatfelvétel jellemzi, szem előtt tartva a költség/haszon elvét. Ez mondható el a saját- és ivadékteljesítmény-vizsgálat összevetéséről is. Az ivadékteljesítmény-vizsgálat csak abban az esetben indokolt, ha a költség és az időegységre vetített genetikai előrehaladást szembeállítva a sajátteljesítmény-vizsgálat azonos mutatóival, nagyobb eredmény érhető el. A teljesítményvizsgálat és a tenyészértékbecslési módszer egymást kiegészítik, egymást feltételezik. Amit nem mérünk, az közvetlenül nem is fejleszthető. Az adatfelvételezés a tulajdonság mellett, a tulajdonságot lényegesen befolyásoló környezeti tényezőkre is kiterjed.

Paraméterbecslés. Mind a tenyészcélbeli tulajdonságok körének a meghatározásához, mind a szelekciós index szerkesztéséhez, a tenyészérték és az előrehaladás becsléséhez egyaránt szükségesek a genetikai paraméterek. A tenyésztési program ezen szakaszában a (ko)varianciakomponensekből becsüljük az öröklődhetőségi értéket, az ismételhetőségi értéket és a korrelációkat. A becslések úttörőjeként meg kell említenünk Charles

Roy Henderson (1911-1989) nevet, aki Lenoy Hazelnek (1911-1992), a szelekciós index megalkotójának volt doktorandusza. A becsléshez maximum likelihood alapú (ML), restricted maximum likelihood (REML), derivativ free maximum likelihood (DFREML) vagy Bayes alapú módszerek alkalmasak. Az ML alapú becsléseknél megkülönböztetünk fix és random hatásokat. Ha a kezelések szintjeinek hatásaiból akarunk következtetéseket levonni, úgy a kezeléseket fix hatásokként kezeljük. Ha a tényezők adott populáció változékonyságának reprezentánsai, akkor a tényezőket random hatásokként kezeljük. A kétféle tényezőt tartalmazó modellek az úgynevezett vegyes modellek (mixed models). A varianciakomponens becslés és a fix hatások becslése iteratív eljárás. Ha feltételezünk egy paraméter (varianciakomponens) szintet, a kérdés, hogy mi annak a valószínűsége, hogy az a populáció valódi paramétere. A kezdeti feltevés után minden következő paraméter az előző számítás eredménye. Ha több fix hatás van jelen a modellben, az ML a paraméterbecslés hibájához vezethet. Erre a REML módszer a megoldás, mellyel az adatok a fix hatások legkisebb négyzete szerint korrigálhatók, majd megállapítható, hogy mi a valószínűsége annak, hogy a feltételezett paraméter a valódi paraméter. A REML módszerben a várható értékek deriválása szükséges. A deriválás nélküli módszerrel (DFREML) különböző hiba (ko)varianciák és genetikai (ko)varianciák kombinációjában keressük a log likelihood maximumát az adatokra. A cél a globális maximum keresése. A Bayes statisztikában minden tényező, paraméter random. A Bayes statisztika alkalmazásával célunk, hogy a paraméter valódi értéke körüli bizonytalanságot valószínűséggel megbecsüljük. Amennyiben a vizsgálni kívánt paraméter egy adott tulajdonság öröklődhetősége (h^2), úgy az $f(h^2|y)$ sűrűségfüggvény meghatározásához a Bayes-tételt alkalmazzuk, amely az események feltételes valószínűségét írja le, ahol y az adatokat jelenti. A konfidencia intervallumok, a teljes ismeretlen paraméter-eloszlás becslésére a Monte Carlo Markov Láncok (MCMC) módszere alkalmas, így meghatározhatjuk azt az intervallumot, amelyikbe az öröklődhetőség a legnagyobb valószínűséggel (adott biztonsággal) esik. A Bayes statisztika állattenyésztésben való elterjesztése Daniel Gianola nevéhez fűződik, továbbá Agustin Blasco is jelentős szerepet vállal a módszer megismertetésében. Mivel a paraméterek (ko)variancia hányadosok, s függenek a környezettől, az alapító populáció varianciájától és a szelekciótól, ezért időszakonként, fajtánként szükség van a paraméterek aktualizálására.

Tenyészértékbecslés. A kvantitatív tulajdonságok fejlesztését, a szelekciót a fajtatiszta tenyésztésben, elsősorban a gének additív hatásaként megjelenő úgynevezett általános tenyészértékre alapozzuk. Ez a tenyészérték mindig egy bázishoz viszonyított, tehát viszonylagos. A domináns és episztatikus génhatásoknak a különleges tenyészérték kialakításában van szerepe, amelyet az általános tenyészértékkel együtt a keresztezésekben használunk fel. A tenyészérték becslő modellek fejlesztési célja, hogy minél pontosabban becsülhessük az adott életkorban kifejeződő géneket, elkülönítve a fenotípusban a genetikai és a környezeti hatásokat. Erre példaként említhető a laktációs modell és a test-day, vagy befejeési nap modell a tejelő szarvasmarha-tenyésztésben. A tenyészértékbecslés általános eszköze a szintén Henderson nevéhez kötődő BLUP (Best Linear Unbiased Prediction, Legjobb Lineáris Torzítatlan Előrejelzés). A (ko)varianciakomponensek és a tenyészérték becslésére azonos modelleket alkalmazunk. A modell kialakításánál célunk a lehető legtöbb azonosítható szignifikáns környezeti hatás, valamint a rokonság ismerete.

A modelleket eddig csak a fenotípusos adatokon alkalmaztuk, a tejelő szarvasmarha-tenyésztésben azonban a genomalapú tenyészérték általánossá válásának lehetünk tanúi. Több tízezer SNP (egypontos nukleotid polimorfizmus) referencia populációban megállapított polimorfizmus hatását általánosítják adott időintervallumban, adott rokonsági viszonyban álló régióbeli populációra. A populációgenetika és a molekuláris genetikai eszközök együttes felhasználása a tenyészérték becslésében (GA-BLUP) és a genomszelekcióban a tenyésztési programok új, perspektivikus, egyelőre beláthatatlan előrehaladással kecsegtető ígéretes eszközei. A tenyészértékbecslés megbízhatóságának mérésére a megbízhatósági együtthatót használjuk, amely a becsült és a valóságos tenyészérték összefüggésének szorosságát fejezi ki 0 és 1 között. A megbízhatóság a h^2 -től, a rokonsági foktól és a rokonok számától függ, rendszerint 0,7 fölött elfogadható, de elfogadási szintje, a forgalmazhatósági szint, a tenyésztő döntése. Minél alacsonyabb az öröklődhetőség, annál több rokonra, elsősorban ivadéokra van szükség a megbízható tenyészértékhez. A megbízhatóság növekedésével a becsült tenyészérték egyre inkább megközelíti a valós tenyészértéket. A fiatal apaállatok tenyészértéke között kisebb a különbség, mint az idősebb, több ivadékkal bíró apaállatok között.

Szelekció. A tenyészcélnak megfelelő, rövid és középtávon legnagyobb előrehaladás a becsült tenyészérték alapján végzett szelekcióval érhető el. Mivel a fenotípus a környezeti hatások, az additív génhatások mellett a gének kölcsönhatásának is eredője, a fenotípusos szelekció a génkölcsönhatásoknak kedvez. A génkölcsönhatások figyelmen kívül hagyása – hosszú távon nem ismert – következménnyel járhat. A piaci versenyben viszont a vállalkozások (tőkeerőtől függően) a rövid és középtávú céljaikat tartják elsősorban szem előtt. A több tulajdonságra végzett szelekció leghatékonyabb eszköze a szelekciós index. A szelekciós index alapján a szelekciós intenzitásnak megfelelően a tenyésztésre szánt egyedeket válogatjuk ki. Mivel változhat a tenyészcél, annak gazdasági értéke, a korrelációk, az öröklődhetőségi értékek, – amelyek mindegyike szükséges a szelekciós index számításához – az indexeket nemzedékenként felül kell vizsgálni. A szelekció nemcsak a populáció teljesítményére, hanem annak varianciájára is hat.

Párosítás. A kiválogatott egyedeket párosítjuk. A párosítási terv keretében az előrehaladás maximalizálása mellett ma már cél a beltenyésztettség minimalizálása is. E kettős feladatra, a kompromisszum keresésére számítási megoldások, számítógépes programok léteznek. A beltenyésztettség alakulását több mutatószámmal fejezhetjük ki, amelyek révén a beltenyésztettséget a populációban folyamatosan nyomon követjük.

A tenyészállatok felszaporítása. A kiváló genetikai értékű állatok (azok ivarsejtjeinek, testi sejtjeinek, embrióinak) felszaporításával a szelekciós intenzitás növelhető, esetlegesen a generációs intervallum is csökkenthető, így a genetikai előrehaladás növelhető. Ismert technikák, technológiák a mesterséges termékenyítés in-vivo vagy in-vitro, a petesejt kinyerése, maturáltatása ivaréres előtti nőivarúakból (akár magzatból), a szuperovuláltatás, az embrióátültetés, embriódarabolás valamint klónozás. A genetikai előrehaladás mellett számolnunk kell a genetikai variancia csökkenésével, a beltenyésztettség növekedésével is.

A szelekciós előrehaladás számítása. Az ivadéknemzedék és az előző ivadéknemzedék teljesítményét összehasonlítva állapítjuk meg tenyésztőmunkánk sikerességét vagy sikertelenségét. Ha az előrehaladás az elvártak szerint alakul, a programot fenntartjuk, folytatjuk. Ha az előrehaladás és vele együtt a beltenyésztettség nem az elvártak szerint

alakulna, a tenyésztési programot az elejétől át kell tekintenünk és a hátráltató elemet felül kell vizsgálnunk. A becsült előrehaladás a szelekciós intenzitás, a tenyészérték megbízhatósága és a genetikai szórás szorzata. Az évenkénti előrehaladás fordítottan arányos a generációs intervallummal. Mivel a hímivarban nagyobb a tenyészérték megbízhatósága és nagyobb a szelekciós intenzitás, a hímivar nagyobb mértékben befolyásolja az előrehaladást de a beltenyésztettséget is. Az évenkénti előrehaladáshoz való hozzájárulását árnyalhatja a természetes pároztatás, vagy a mélyhűtött spermával való termékenyítés az eltérő generációs intervallum miatt. A szaporaság növelése, a tenyészutánpótlásra meghagyható (felnevelt és alkalmas) állományhányad növelése, így a nagyobb lehetséges szelekciós intenzitás, mindkét ivarban segíti az előrehaladást. Mivel a termékenység, a szaporaság, a felnevelési arány, a hosszú hasznos élettartam alapvetően befolyásolják a szelekciós intenzitást és a generációs intervallumot, a szelekciós előrehaladás további növelésében, a tenyésztési program gazdaságosságában való szerepük felértékelődött.

2. CÉLKITŰZÉSEK ^{dc_192_11}

1. A rendelkezésre álló származási és teljesítményadatok, azok pontossága alapvetően befolyásolják a tenyésztési program sikerét. Ugyanakkor a szelekció során változnak azok a genetikai paraméterek, amelyeket a teljesítmény és származási adatokból számítunk. Ennek elemzésére számítógépes szimulációval vizsgálni kívánom a genetikai variancia, az öröklődhetőségi érték, a szelekciós előrehaladás, a beltenyésztési együtttható változását, a valótlan és hiányos származási adatok, valamint, a szelekció során több nemzedéken keresztül rendelkezésre álló teljesítmény és származási adatok hatását $0,2$ és $0,5 h^2$ értékű tulajdonságra.

2. A párosítás tervezésében a szelekciós előrehaladás maximalizálása mellett a beltenyésztési együtttható lehetséges minimalizálására törekszünk. Ez alól kivétel a beltenyésztett vonalak kialakítása. A párosítást, a nagyszámú adatok figyelembe vétele miatt, számítógépes programok segítik. Az ismert programok lineáris gazdasági értékű tulajdonságokban maximalizálják az előrehaladást, korrektív párosítást azonban nem tesznek lehetővé. Olyan megoldást kell tehát keresnünk, amely a korrektív párosítást lehetővé teszi nagyszámú tulajdonság egyidejű fejlesztése mellett.

3. Adott fajta fejlesztésének előfeltétele a genetikai erőforrások ismerete. A genetikai erőforrások populációgenetikai mutatószámokkal jellemezhetők. Célom a magyar merinó, a német húsmerinó, az ile de france, a suffolk, a német feketefejú, a texel, a lacaune fajták populációszerkezetének jellemzése ismert mutatószámok alapján. Ezzel lehetővé válhat a fajták genetikai erőforrásainak ésszerű használata.

4. A gazdasági állatoknak gazdasági környezetben kell helytállniuk, ezért vizsgálnunk kell, hogy egy-egy fajta értékmérő tulajdonságai hogyan járulnak hozzá a fajta gazdaságos tartásához. A számításokat a magyar merinóra – mint meghatározó fajtára – és a húsfajták egyik meghatározó fajtájára a suffolkra kívánom elvégezni, mely alapján a módszer a többi fajtára is alkalmazható.

5. A hazai juhtenyésztésben a magyar merinó értékmérő tulajdonságaira nézve utoljára Nagy (1999) REML módszerrel becsült genetikai paramétereket. A többi hazai juhajtában országos szintű adatokon nem folyt paraméterbecslés. A genetikai

paraméterek időszakonkénti újraszámítását az allélgyakoriságot megváltoztató tényezők fennállása indokolja. Célom a genetikai paraméterek kiszámítása a magyar merinó, a német húsmerinó, az ile de france, a suffolk, a német feketefejű, a texel, a lacaune értékmérő tulajdonságaira nézve. Becsülni kívánom továbbá az eddig elért genetikai előrehaladást is. Mindezek alapot teremthetnek a fajták tenyésztési programjának újratervezéséhez.

6. Gazdasági szempontból a tejhasznú és kettőshasznú szarvasmarhafajták értékmérő tulajdonságait hazánkban bio-ökonómiai modellel eddig még nem értékelték. Célként fogalmazható meg a holstein-fríz és a magyartarka fajták értékmérő tulajdonságainak jól kezelhetőségét befolyásoló tényezők figyelembe vételével a tulajdonságok gazdasági értékének kiszámítása, megteremtve ezzel az alapot a szelekciós index súlyozások megváltoztatásához.

7. A kettőshasznú magyartarka fajta fitness tulajdonságainak kvantitatív genetikai értékelésére eddig még nem került sor a rendelkezésre álló, legújabb statisztikai módszerekkel. Ezért vizsgálni kívánom a magyartarka üszők és tehenek termékenységet, az ellés lefolyását, a holtellését, a tejtermelés perzisztenciáját befolyásoló hatásokat, becslem a tulajdonság öröklődhetőségi értékét, mely lehetővé teszi tenyészértékbecslő modell kialakítását és a szelekció végrehajtását. Adott szelekciós index megszerkesztése feltételezi az elsődleges és másodlagos értékmérők közötti összefüggések ismeretét is, ezért kiszámítom a tejmenyiség, a perzisztencia, a hosszú hasznos élettartam, az üresen állási napok száma, az ellés lefolyása, a holtellés tulajdonságok közötti genotípusos és fenotípusos korrelációkat, mely lehetőséget teremt a szimultán szelekció alkalmazásához.

3. MÓDSZERTANI VIZSGÁLATOK

3.1. A SZÁRMAZÁSI ÉS TELJESÍTMÉNYADATOK HATÁSA A GENETIKAI PARAMÉTEREKRE ÉS A SZELEKCIÓS ELŐREHALADÁSRA

3.1.1. BEVEZETÉS ÉS CÉLKITŰZÉS

Az állattenyésztés egyre több területén terjed a számítógépes szimulációval végzett kutatás. „A szimuláció olyan kísérlet, amelynek célja a valóságos körülményeket megközelítő viszonyok létrehozása, a vizsgált események valóságos körülmények között várható valószínű magatartásának vizsgálata, hipotézisek ellenőrzése, különböző hatások következményeinek kimutatása” (Csáki, 1976). Csáki (1976) leírása szerint szimuláció során valós megfigyelésekből matematikailag megfogalmazzuk és felépítjük a valóságban is létező modellt, majd a modellen kísérletet hajtunk végre a jelenség teljesebb megértése érdekében. Jellegük alapján determinisztikus és sztochasztikus modellek különíthetők el. A determinisztikus modelleknél meghatározott szintek vizsgálatára kerül sor, a véletlen hatások figyelmen kívül hagyásával. A sztochasztikus modellek a véletlen hatások által befolyásolt folyamatok leírására alkalmazhatók, az eredményt a valószínűség befolyásolja. Itt a véletlen jelenségek szimulálása véletlen számokkal oldható meg. Ebben a körben legelterjedtebb a Monte-Carlo szimulációs módszer. A szimuláció nem tekinthető az analitikus módszerek versenytársának, hanem kiegészíti azok lehetőségeit olyan területeken, ahol az analitikus módszerek jelenlegi ismereteink szerint korlátokba ütköznek, illetve a szimuláció a gyorsabb problémamegoldás eszköze számításigényes feladatoknál (Csáki, 1976).

Az állattartásban, nemesítésben a szimuláció ma néhány főbb kutatási területen került előtérbe. A determinisztikus modellek alkalmazása elsősorban az életfolyamatok, termelési folyamatok vizsgálatára jellemző. Blackburn és mtsai (1991) az anyajuhok kifejtett kori súlya (60,70, 80 és 90 kg), a vágási súlya (55, 60 és 65 kg), három takarmányozási mód és kétféle árképzés hatását vizsgálták a termelés jövedelmezőségére. White és mtsai (1983) szimulációs programja lehetővé teszi egy juhállomány teljes körű vizsgálatát, melynek része a klíma, a legelő évszak szerinti hozama, a juh élettani állapota szerinti energiaigénye, valamint hozamai utáni árbevétele.

A sztochasztikus szimulációk alkalmasak a különböző tenyésztértékbecslési eljárások összehasonlítására. *Munoz-Serrano és mtsai* (1992) az egyedek, valamint az egyes állományok közötti genetikai kapcsolat szorosságának hatását vizsgálták a BLUP (Legjobb Lineáris Torzítatlan Előrejelzés) módszerrel végzett becslés megbízhatóságára. *Mallinckrodt és mtsai* (1992) az adat felvételezésekor előforduló hibák hatását elemezték a tenyésztértékbecslés megbízhatóságára. A szelekció hosszú távú hatásának vizsgálata is költségtakarékosabb szimulációval, mint valós kísérletekkel (*Boer és mtsai*, 1994). Értékeléskor azonban csak óvatos következtetések vonhatók le.

Gyakran felmerül a kérdés, hogy egy tulajdonságra végzett tenyész kiválasztás milyen más tulajdonságokban eredményez változást. *Stranden és mtsai* (1993) két tulajdonság közötti összefüggés változását vizsgálták a szelekció során. Ugyancsak jól használható a módszer a nehezen kezelhető genetikai hatások (pl. nagyhatású gének, dominancia) vizsgálatában (*Hoeschele*, 1988). *Verrier és mtsai* (1994) 30 generációs szimuláció alapján megállapították, hogy a nagy populációkban a BLUP egyedmodell, kis populációkban pedig a saját és családteljesítmény alapján végzett együttes tenyész kiválasztás eredményez nagyobb genetikai előrehaladást. Az egyedmodell alkalmazása révén a beltenyésztettség nő, a genetikai változékonyság csökken, így kis populációkban az egyedi és családteljesítményt ötvöző szelekciót ajánlják.

A tenyésztértékbecslés és a szelekció alapját a becsült genetikai paraméterek képezik. A paraméterek pontosságát a rögzített tenyésztési és termelési adatok befolyásolják. A származási adatok hibája, hiánya, a pedigreben rendelkezésre álló nemzedékek származási adatai, a termelési adatok mennyisége jelentős hatással vannak a genetikai paraméterekre.

Irányító szelekció hatására a variancia csökken (*Sorensen és Kennedy*, 1984), amely befolyásolja a szelekciós differenciált, az öröklődhetőséget. Véges nagyságú populációban a véletlen párosítás is az additív genetikai variancia csökkenését okozza a beltenyésztettség miatt (*Falconer*, 1981). A szelekció növelheti a becsült varianciák hibáját, ami növeli a paraméter bizonytalanságát (*Schenkel és Schaeffer*, 2000).

Szelekció során nemcsak a variancia, hanem a kovariancia, és ennek következtében a korreláció is változik. *Kruger* (1991) szimulációval igazolta, hogy a szelekciós

intenzitás növekedése a tulajdonságok közötti genetikai korreláció csökkenését okozza. *Strandén és mtsai* (1993) szerint egyirányú szelekció során kevésbé csökken a korreláció, mint a többirányú szelekció során. A korreláció csökkenését a szelekciós intenzitás mellett befolyásolja a kezdeti genetikai és környezeti korreláció valamint a szelekciós súly is. Ugyanezt a csökkenést igazolta gyakorlati megfigyelései alapján *Buchmann és Breciani* (1998). *Molnár és Komlósi* (1999) szimulációs vizsgálatokkal támasztották alá, hogy a korreláció változását indexszelekció során a korrelációtörő egyedek kiválasztása okozza. *Falconer* (1989) szelekció során a negatív korreláció kialakulásának magyarázatát a pleiotróp hatású gének fixálódásában adta meg. Ezek a gének fixálódás után nem, vagy csak kis mértékben járulnak hozzá a korrelatív tulajdonságok (ko)varianciájához. Bekövetkezhet az az állapot, amikor nullától eltérő öröklődhetőségük ellenére, szimultán szelekcióban előrehaladás nem tapasztalható. Ez a tény is indokolja a genetikai paraméterek időszakonkénti újraszámítását.

A németországi holstein állományban a valótlan származás mértéke az 1980-as években 4-23% között változott (*Geldermann és mtsai*, 1986), Dániában 5-15% (*Beechinor és Kelly*, 1987), az Egyesült Királyságban 10% (*Visscher és mtsai*, 2002). Az ausztrál juhtenyésztésben ennek a nagyságrendjét *Alexander és Mottershead* (1983) 12%-ra, az USA-ban *Laughlin és mtsai* (2003) 10%-ra becsülte. A brazilai gir szarvasmarhafajtában *Baron és mtsai* (2002) már 36%-os valótlan apaságról tesz említést. *Senneke és mtsai* (2004) valós adatokra épülő szimulációban a valótlan apai származás (5-50%) hatását kutatták a becsült genetikai paraméterek pontosságára. A valótlan azonosítás mértékének növekedése a genetikai variancia és az öröklődhetőségi érték csökkenését okozza a fenotípusos variancia változatlansága mellett. Ez utóbbi azért nem változik, mert ugyanazon adatok képezik az elemzés alapját. Míg a fenotípusos érték változatlansága mellett, a genetikai variancia csökken, csökken az öröklődhetőségi érték is. Az öröklődhetőség csökkenése arányos a valótlan származás mértékének négyzetével (*Van Vleck*, 1970a). A valótlan származás nemcsak a tényleges genetikai előrehaladást (*Israel és Weller*, 2000), hanem a becsült előrehaladást is csökkenti (*Van Vleck*, 1970b). Az egyed tenyésztértékén túlmenően az egyedmodellbeli becslés során torzíthatja rokonai tenyésztértékét is (*Baron és mtsai*, 2002). Ha létezik a bika x év kölcsönhatás, például választási súlynál, annak a varianciakomponensét is befolyásolja a valótlan származás (*Lee és Pollak*, 1997).

Az ismeretlen származású egyedeket a pedigrében az alapító nemzedék tagjainak tekintjük, és a genetikai előrehaladást az alapító nemzedéktől számítjuk. Tehát, ha valamely több nemzedéken keresztül szelektált nemzedék egyedének a szülője ismeretlen, az egyed az alapító nemzedékhez fog tartozni. A szelekció révén, a feltételezett genetikai előrehaladás miatt, ez az egyed viszont nagyobb genetikai értékű, mint a tényleges fajtaalapító nemzedék egyedei, s az ismeretlen származású egyed alapító nemzedékbe kerülésével növekszik az alapító nemzedék genetikai átlaga, csökkentve ezzel a számított genetikai előrehaladást. A szemlézett tanulmányok elsősorban a hiányos származásnak a számított beltenyésztettségre gyakorolt hatását elemezték (*Woolliams és Mäntysaari*, 1995; *Lutaaya és mtsai*, 1999). Az angol szarvasmarha például 10%-ban ismeretlen apai származású (*Sanders és mtsai*, 2006). A hiányos pedigré információ *Sorensen és Kennedy* (1984) elemzése alapján az öröklődhetőségi érték alulbecslését okozza. Az ismeretlen apai származás a genetikai variancia (*Clément és mtsai*, 2001) és a szelekciós előrehaladás csökkenéséhez vezethet (*Harder és mtsai*, 2005).

A Magyar Juh és Kecsketenyésztő Szövetség Törzskönyvezési Szabályzata (2009b) szerint ismeretlen származású egyed az adott fajta „E” törzskönyvébe kerülhet be. A törzskönyvi minimum paraméterek teljesítésekor ivadékaik kerülhetnek be a fajta „B” törzskönyvébe és csak második generációs ivadékaik az „A” törzskönyvbe. Az ismeretlen származás fajtatizsza, törzskönyvezett állományokban két nemzedékben nem fordulhat elő. Fajtatizsza tenyészállat előállítására csak a fajta „A” törzskönyvében szereplő, két nemzedékben ismert származású, fajtatizsza apaállat használható fel. Őshonos fajtnál, ha a fajtafenntartáshoz az „A” törzskönyv kosai nem elegendőek, ismeretlen származású, de a fajta minimum paramétereit teljesítő kos tenyésztésbe állítható.

A rendelkezésre álló adatmennyiség befolyásolja az adott értékmérő tulajdonság becslést h^2 értéket. *Heydarpur és mtsai* (2008) szimulációban vizsgálták a fenotípusos adat, és a származásra vonatkozó információ hiányának az anyai nevelőképesség paraméterbecslésének megbízhatóságára gyakorolt hatását. Az anyai ismert teljesítmény hiánya (0, 10%, 50%, 80% és 90%) nagymértékben befolyásolja nemcsak a paraméter nagyságát, hanem a szórását is. *Maniatis és Pollott* (2003) kimutatták, hogy az anyai permanens környezeti variancia a valótlan ismert származás mértékének növekedésével

csökken. Az anyai, vagy nagyanyai teljesítményadat hiánya adott tulajdonság direkt-anyai korrelációjának nemcsak a nagyságrendjét, hanem az előjelét is befolyásolja, így tévesen becsült tenyésztértékhez és tenészkiválasztáshoz vezethet. Az adat hiánya azokban a tulajdonságokban jelentkezhethet, amelyekre korábban nem folyt adatfelvételezés és újonnan kerültek a szelekció homlokterébe. Ilyenek például a fitness vagy az állatok egészségügyi állapotát jelző tulajdonságok.

A rendelkezésre álló irodalmi forrásmunkák csak a valótlannal azonosított apai származás arányára szorítkoznak, nem térnek ki a valótlannal anyai származás hatására. Mindamellet, mindössze egy ismert irodalom taglalta az ismeretlen származás több nemzedéken keresztüli kumulatív hatását (*Schenkel és mtsai*, 2002).

A jelen tanulmány célja a genetikai variancia, az öröklődhetőségi érték, a szelekciós előrehaladás, a beltenyésztési együtttható alakulásának vizsgálata volt szimulált adatokon végzett szelekció során, 1. tíz nemzedéken keresztül valós, ismert származási és teljesítmény adatok mellett; 2. öt nemzedéken keresztül eltérő mértékű valótlannal származási adatok mellett; 3. öt nemzedéken keresztül eltérő mértékű ismeretlen származási adatok mellett; 4. eltérő nemzedékszámú származási adat ismerete mellett; 5. eltérő nemzedékszámú teljesítmény adat ismerete mellett.

3.1.2. ANYAG ÉS MÓDSZER

A célkitűzésben feltett kérdések megválaszolásához a sztochasztikus szimulációt alkalmaztuk. A szimulációs programot, a paraméterek becslését útbaigazításom alapján Dr. Posta János készítette.

A szimuláció során feltételeztük, hogy a kvantitatív tulajdonságot nagyszámú, kishatású gén határozza meg, s érvényesek a *Falconer és Mackay* (1996) által összefoglalt kvantitatív genetikai elméletek. Az i -edik egyed fenotípusa:

$$y_i = \mu + g_i + e_i$$

ahol μ az állomány átlag, g_i az egyed additív genetikai értéke vagy tenyésztési érték, és e_i , az egyedre ható véletlenszerű környezeti hatás. Feltételeztük továbbá, hogy az alapító nemzedék g_i és e_i értékei normális eloszlásúak, nulla várható értékkel, σ_g és σ_e szórásokkal. Az ivadék genetikai értéke:

$$g_{ivadék} = 1/2 \cdot g_{apa} + 1/2 \cdot g_{anya} + g_m$$

ahol g_{apa} az apa, g_{anya} az anya additív genetikai értéke, g_m pedig a mendeli mintavételezési érték. Matematikailag a g_m várható értéke $E(g_m)$ zérus, de egyedenként eltérő, mert véletlenszerű, hogy az egyed a szülő adott lókuszon lévő két alléljából melyiket öröklí. A g_m értékeit a varianciája határozza meg, mely az alapító nemzedékben, beltenyésztettség hiányában:

$$E(\sigma_{g_m}^2) = 1/2 \cdot \sigma_{g_0}^2$$

ahol $\sigma_{g_0}^2$ az alapító nemzedék genetikai varianciája a szelekciót megelőzően.

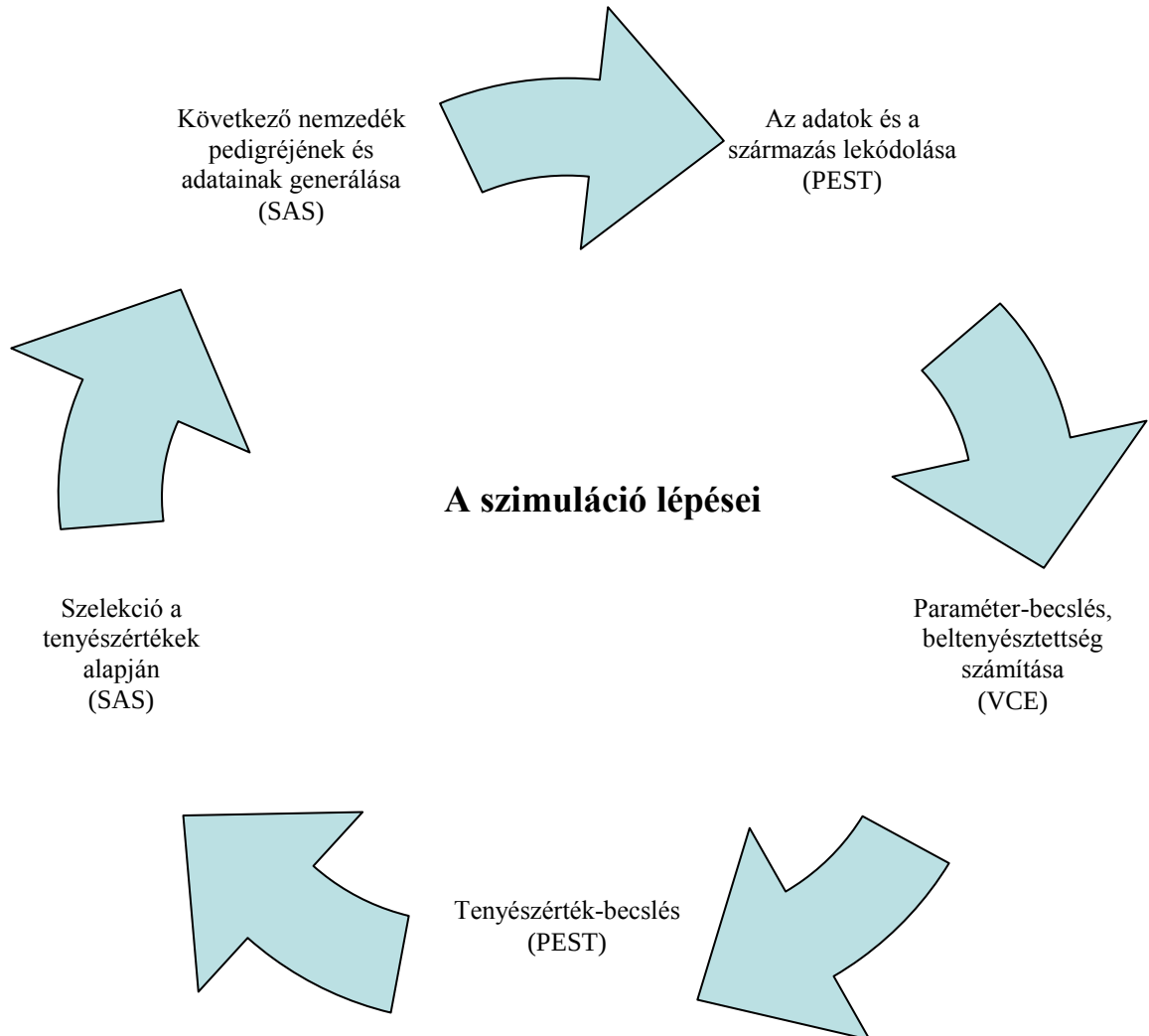
A szelekció előtti genetikai variancia (alapító egyedek közötti genetikai variancia) az alábbi szerint bontható fel:

$$\sigma_{g_0}^2 = 1/4 \cdot \sigma_{g_{apa}}^2 + 1/4 \cdot \sigma_{g_{anya}}^2 + \sigma_{g_m}^2 \text{ (Gibson, 1995)}$$

A szelekciót követően az egyedek közötti genetikai variancia csökken a szelekciós intenzitástól függően, ami Bulmer-hatásként ismert (*Bulmer*, 1971, 1976). Ha feltételezzük, hogy a tulajdonságokat kevés számú nagyhatású és nagyszámú kishatású gén befolyásolja, továbbá a szelekció kezdetén a varianciára nagy hatást kifejtő nagyhatású gén fixálódik, a nagyszámú kishatású gén és alléljaik – és ezek közel végtelen számú kombinációja viszont – fenntartják a varianciát. A szelekcióval csak a

szülői variancia változik, a mendeli mintavariancia – amely az allélok véletlenszerű kombinációjából adódik – nem, csak beltenyésztettség következtében. A beltenyésztettség hatását a mendeli varianciára *Heydarpour és mtsai* (2008) ajánlása alapján figyelmen kívül hagytuk.

A sztochasztikus szimuláció során 12000 egyedből álló, nem átfedő nemzedékeket hoztunk létre. Az alapító nemzedéket 6000 nőivarú, és 6000 hímivarú egyed alkotta. Ezek közül választottunk ki 3000 nőivarút és 75 hímivarút továbbtenyésztésre. Az 1:40 párosítási arány mellett, egy nőivarút mind a 4 alkalommal random módon párosítottunk, egy párosításból 1 ivadékot hoztunk létre, ami ismét 12000 egyedet jelentett 1:1-es ivararánnal. Ezekből ismételtén kiválasztottunk 3000 nőivarú és 75 hímivarú tenyészutánpótlást a tenyészérték alapján. A nőivarúak esetében ez 50%-os, a hímivarúaknál 1,25%-os kiválasztási hányadot eredményezett. A szimulációkat a SAS programcsomaggal (SAS Institute, 2004) végeztük. A genetikai paramétereket, és a beltenyésztettséget a REML (restricted maximum likelihood) alapú VCE-5 (*Kovac és Groeneveld*, 2003) programmal becsültük. Az egyedmodell alapján a BLUP tenyészértéket, és a tenyészértékek megbízhatóságát a PEST (*Groeneveld és mtsai*, 1990) programmal becsültük. Az egyedmodellben az egyed fenotípusát az ivar, az egyed additív genetikai hatása és a véletlen hiba befolyásolta. A vizsgálatokat kis (0,2) h^2 értéknél 4-es alapító nemzedékbeli genetikai varianciával és nagy (0,5) h^2 értéknél 10-es alapító nemzedékbeli genetikai varianciával, 5 illetve 10 nemzedéken keresztül folytatott szelekció során végeztük el. A fenotípusos alapító variancia így minden esetben 20 volt. A véletlen hatások kiküszöbölésének érdekében minden szimulációt ötvenszer megismételtünk. A szimuláció lépéseit a 3.1. ábrán mutatom be.



A 10 nemzedéken keresztül végzett szelekció hatása

A 12000 alapító egyedből kiindulva 10 ivadéknemzedéket hoztunk létre. Az ivadékoknak ismert volt a származása és a termelési adata. Vizsgáltam a genetikai variancia, a h^2 érték, genetikai előrehaladás és a beltenyésztettség változását 1:40-es párosítási aránynál.

A valótlan származási adat hatása 5 nemzedéken keresztül végzett szelekcióval

A valótlan származási adatok genetikai paraméterekre és a beltenyésztettségre gyakorolt hatását öt ivadéknemzedéken keresztül vizsgáltam. A valótlan származáshoz a pedigrét 0%, 10% és 20% valótlan apai származással hoztuk létre. A következő nemzedéket

létrehozó szülőket a valótlán származással becsült tenyészárték alapján választottuk ki, az ivadékok genotípusát és fenotípusát a valódi származási adatok alapján becsült tenyészárték felhasználásával hoztuk létre.

Az ismeretlen származási adat hatása 5 nemzedéken keresztül végzett szelekcióval

Az ismert apákat 0%, 10%, 20% arányban 0-val, ismeretlen származással helyettesítettük. A létrehozott ivadék viszont az ismert szülők genetikai értékét „örökölte”.

A pedigrében lévő ismert nemzedékek számának a hatása

Az alapító nemzedékből kiindulva 10 ivadéknemzedéket hoztunk létre, így 11 nemzedék állt rendelkezésre. Ezt követően csak az utolsó három nemzedék termelési adata (36000 egyed) és a növekvő számú (5.-11.-ig) ismert szülői nemzedék – azaz származási adat – mellett becsültük a három nemzedékben a genetikai paramétereket, a beltenyésztési együtthatót, és a tenyészárték megbízhatóságát.

Az ismert teljesítményadattal rendelkező nemzedékek számának hatása

Az alapító nemzedéket követően 5 ivadéknemzedéket hoztunk létre. Így ismert volt 6 nemzedék származási és termelési adata. Ezt követően becsültük a mutatókat (V_g , h^2 , F_x , és a tenyészárték megbízhatóságát) úgy, hogy a legidősebb (alapító) nemzedéktől kezdődően nemzedékenként töröltük a teljesítményadatokat, míg végül csak a legfiatalabb nemzedék teljesítményadata maradt.

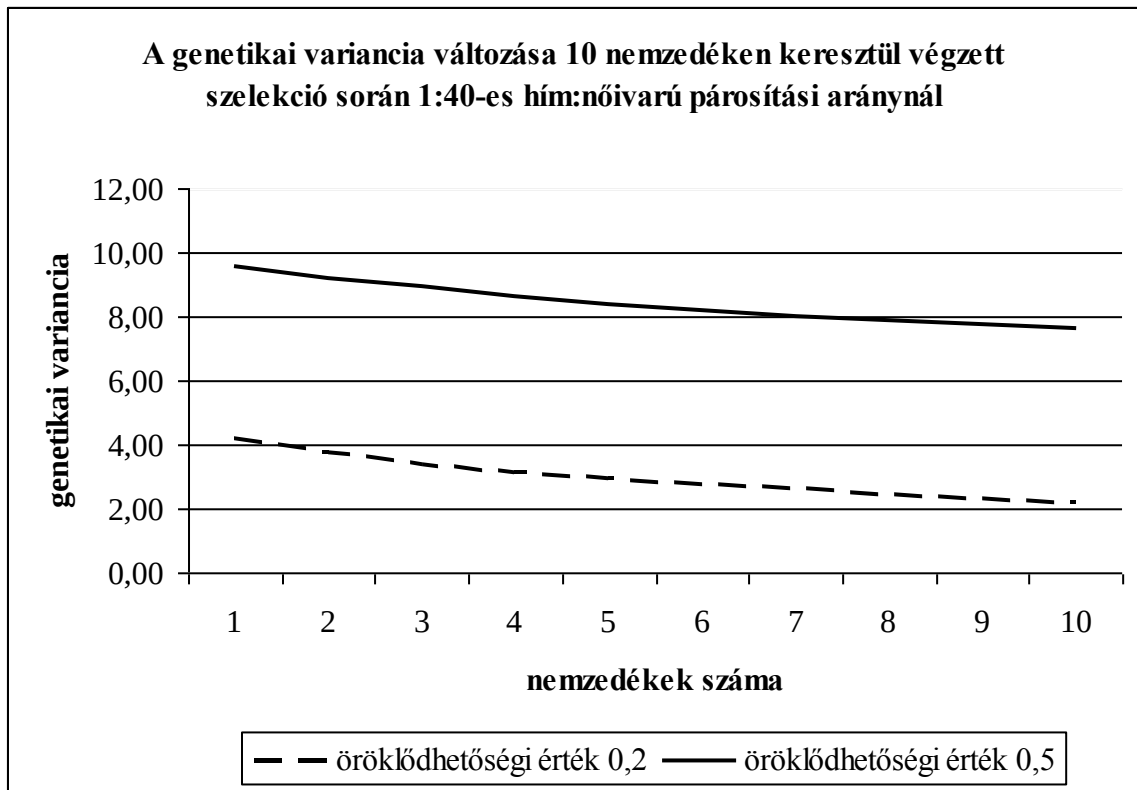
A genetikai varianciák különbözőségének kimutatására F-próbát, a genetikai előrehaladásra nézve t-próbát alkalmaztam. Az 5. nemzedékre az egyedszám 72000-re növekedett, melynél az F varianciarányados már 1,3%-nyi szórásnégyzet különbségnél is 5%-os szinten szignifikáns. A kétoldali kritikus t-érték 72000-es elemszámnál, 5%-os hibavalószínűség mellett 1,96. Ha az előrehaladásban a különbség legalább 0,2 kg, maximálisan 10 kg szórást feltételezve (ami vizsgálatainkban az 5 kg-ot sosem haladta meg), ilyen elemszámnál (12000 és 72000) már szignifikánsnak bizonyul. Az öröklődhetőségi értékek különbözőségének véletlentől való eltérésére nézve az átlagtól 3 szóráségysegnyi távolságot használtam. Kontrollként az ismert, valós származású, szelektált állomány szolgált.

A 10 nemzedéken keresztül végzett szelekció hatása

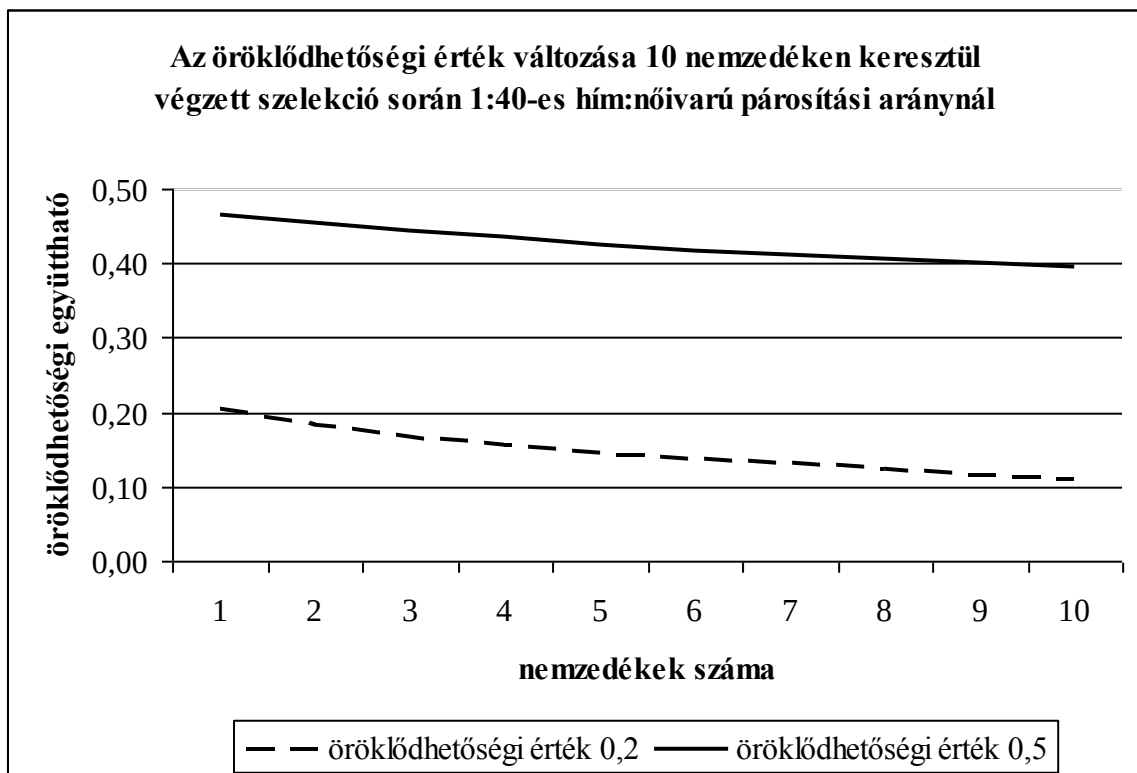
Hiánytalan pedigré és teljesítmény adat mellett 10 nemzedéken keresztül követtem nyomon a különböző mutatók változását 1:40-es párosítási arány mellett. A genetikai variancia az első ivadéknemzedéktől folyamatosan csökkent. A 0,2-es h^2 értéknél (az alapító nemzedék genetikai varianciája 4) az első nemzedék varianciájának 52%-ára, 0,5-es h^2 -nél (az alapító nemzedék genetikai varianciája 10) 80%-ára (3.2. ábra). Mivel az alapító variancia ($\sigma_{g_0}^2$) a mendeli variancia ($\sigma_{g_m}^2$) képzésének alapja, ami hozzáadódik az ivadékok varianciájához, így képezve a genetikai varianciát, a nagyobb alapító variancia nemzedékeken keresztüli csökkenése kisebb mértékű. *Gibson és Dekkers* (1998) számításai szerint a potenciális szülők 5%-át kiválasztva már a kezdeti nemzedékekben lecsökken a kiindulási variancia 70%-ára, majd azt követően nem változik. Jelen szimulációs vizsgálatban a variancia a szelekció során folyamatosan, szignifikáns mértékben csökkent a 10. nemzedékre ($P < 0,01$).

Az öröklődhetőségi érték a 0,2-es generált h^2 értéknél a 10. nemzedékben az első nemzedékben számított 54%-ára ($s_h^2 = 0,003-0,006$), a 0,5-es generált h^2 értéknél a 10. nemzedékben az első nemzedékben számított 85%-ára csökkent ($s_h^2 = 0,006-0,01$) (3.3. ábra), szignifikáns mértékben. Az alapító nemzedékhez képest (20) a genetikai előrehaladás 0,2-es h^2 -nél 29%-os ($P < 0,05$), a 0,5-ös h^2 -nél 70%-os ($P < 0,05$) volt, alátámasztva azt az ismert tényt, hogy nagyobb h^2 érték nagyobb szelekciós előrehaladást eredményez (3.4. ábra). A kis h^2 értékű tulajdonságra végzett szelekcióban a beltenyésztettség nagyobb mértékben növekedett, a 10. nemzedékben 1,833%-ra, a nagy h^2 értékű tulajdonságra végzett szelekcióban pedig 1,589%-ra (3.5. ábra). A beltenyésztettség nagyobb mértékben növekszik kis h^2 értékű tulajdonságra végzett szelekcióban, mint a nagy h^2 értékű tulajdonságra végzett tenyészkiválasztásban, mert a rokon információknak nagyobb súlya van az egyedek kiválasztásánál, a család szelekció érvényesül. Több tulajdonságra végzett szelekciónál, ha a kis h^2 értékű tulajdonságok részaránya nő az indexben, akkor várhatóan nő a beltenyésztettség is. Manapság, a fitness tulajdonságok – amelyek h^2 értéke köztudottan kicsi – indexbe kerülése várhatóan nagyobb mértékben növeli adott fajta beltenyésztettségét.

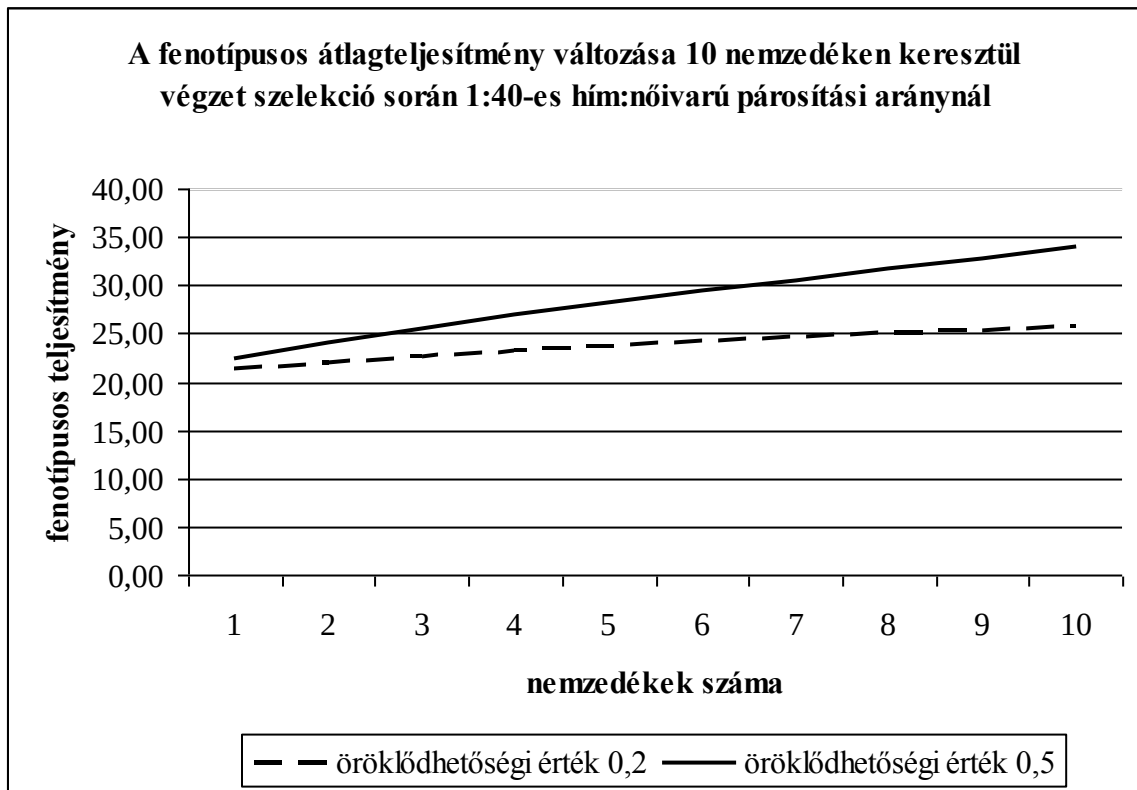
3.2. ábra



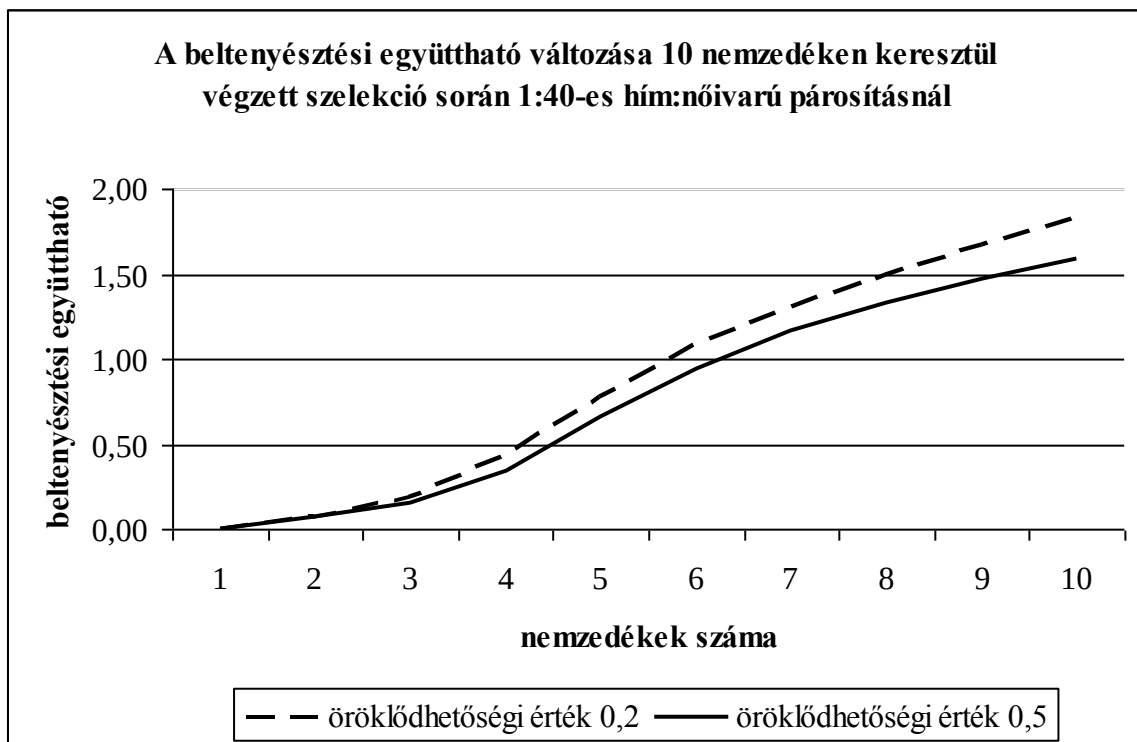
3.3. ábra



3.4. ábra



3.5. ábra



A valótlan származás hatásának értékeléséhez különböző mértékben módosítottuk a származási adatokat. A 0,2-es szimulált h^2 értéknél a genetikai variancia csökkenése az 5. szelektált nemzedékben valós szülők ismeretében 26%, 10% valótlan apai származás mellett már 34% a variancia csökkenése (3.1. táblázat), 20% valótlan származás már 36% variancia csökkenést jelent ($P < 0,05$). A valótlan származás mértékének növekedésével csökken a genetikai variancia. A 0,5-es kiindulási h^2 értéknél az 5. szelektált nemzedékben a genetikai varianciacsökkenés mértéke mindössze 12%, a 0,2-es h^2 értéknél tapasztalt 26%-hoz képest. A varianciacsökkenés mértéke 10-11%, tehát nem jelenthető ki, hogy a valótlan származás 0,5-es h^2 értékű tulajdonságra végzett szelekcióban csökkentené a variabilitást. *Harder és mtsai* (2005) azt állapították meg, hogy a kis (0,1) h^2 értéknél a varianciát a valótlan származás nagyobb mértékben csökkenti mint közepes (0,25) h^2 értéknél. A valótlan azonosítás csökkenti a tenyésztékek közötti különbséget, a kisebb tenyésztékű egyedé növekszik, a nagyobb tenyésztékű egyed tenyésztéke csökken *Geldermann és mtsai* (1986) megállapítása szerint. Ez számításaink szerint inkább a kis h^2 értékű tulajdonságra lehet jellemző.

3.1. táblázat **A genetikai variancia változása eltérő valótlan apai származás ismeretében 5 nemzedéken keresztül végzett szelekció során 1 apaállat 40 anyaállat párosításnál eltérő kiindulási öröklődhetőségi értéknél**

h^2	Valótlan származás aránya (%)	Nemzedékek száma				
		1.	2.	3.	4.	5.
0,2	0	3,72	3,37	3,13	2,92	2,74
	10	3,71	3,26	2,96	2,68	2,45
	20	3,72	3,23	2,88	2,62	2,37
0,5	0	9,54	9,17	8,92	8,64	8,39
	10	9,53	9,19	8,92	8,73	8,50
	20	9,53	9,22	9,02	8,76	8,54

Valós származás ismeretében a 0,2-es öröklődhetőségi érték az 5. szelektált nemzedékben 17%-kal csökkent, a valótlán származásnál, annak mértékétől függetlenül pedig 33%-kal (3.2. táblázat). A 10% és 20%-os valótlán származás mértéke között h^2 érték változásában nem tapasztalható különbség. A 0,5-es h^2 -nél az 5. ivadéknemzedékben 6,5%-al csökkent az öröklődhetőségi érték az alapító nemzedék öröklődhetőségi értékéhez képest, ami alacsonyabb mértékű csökkenés a 0,2-es h^2 értéknél tapasztaltnál.

3.2. táblázat **Az öröklődhetőségi érték változása eltérő valótlán apai származás ismeretében 5 nemzedéken keresztül végzett szelekció során 1 apaállat 40 anyaállat párosításnál eltérő kiindulási öröklődhetőségi értéknél**

h^2	Valótlán származás aránya (%)	Nemzedékek száma				
		1.	2.	3.	4.	5.
0,2	0	0,18	0,17	0,16	0,15	0,15
	10	0,18	0,16	0,15	0,13	0,12
	20	0,18	0,16	0,14	0,13	0,12
0,5	0	0,46	0,45	0,44	0,43	0,43
	10	0,46	0,45	0,45	0,44	0,43
	20	0,46	0,45	0,45	0,44	0,43

Van Vleck (1970a) képlete alapján a valótlán származás mértékének növekedésével a h^2 várható értéke csökken. Számításaik szerint 10%-os valótlán származásnál a 0,2 h^2 érték 10 ivadék mellett 0,08-ra, 20% valótlán származásnál 0,06-ra csökken, ami 20 és 40%-os csökkenést jelent. Szimulációnkban a 33%, e két érték közötti, viszont ez tartalmazza a szelekció miatt bekövetkező variancia csökkenést is. Senneke és mtsai (2004) 5% és 50% között változtatva a valótlán apai származás hatását azt tapasztalták, hogy az öröklődhetőség a valótlán származás mértékével lineárisan csökken 0,2-ről 0,03-ra. Az alacsony heritabilitás a származásazonosítási hibára is utalhat. Dechow és mtsai (2008) tanulmányukban az állományon belüli öröklődhetőség és a valótlán származás közötti összefüggést vizsgálták, s az idézett szerzőkkel megegyezően arra a megállapításra jutottak, hogy a valótlán származás mértékének növekedésével csökken a heritabilitás.

Ez lehetőséget ad azoknak a tényezőknek a kiszűrésére, amelyekben a származás pontatlan.

3.3. táblázat **A fenotípusos átlagteljesítmény változása eltérő valótlan apai származás ismeretében 5 nemzedéken keresztül végzett szelekció során 1 apaállat 40 anyaállat párosításnál eltérő kiindulási öröklődhetőségi értéknél**

h^2	Valótlan származás aránya (%)	Nemzedékek száma				
		1.	2.	3.	4.	5.
0,2	0	21,25	22,02	22,64	23,19	23,70
	10	21,25	21,92	22,45	22,90	23,30
	20	21,25	21,90	22,41	22,84	23,22
0,5	0	22,40	24,09	25,54	26,88	28,15
	10	22,41	24,07	25,51	26,84	28,11
	20	22,40	24,07	25,52	26,85	28,12

A szelekciós előrehaladás az 5. nemzedékre, valós szülői származás ismeretében 11,5% volt, valótlan apai szülői származásnál, 0,2-es h^2 -nél 9,3% és 9,6% között változott (3.3. táblázat). A genetikai előrehaladás 0,5 h^2 értéknél 25,6%. A valótlan szülői származás növekedése (20%-ig) nem okozott szignifikáns csökkenést az előrehaladás mértékében, a változás századokban figyelhető csak meg. Kis h^2 értékű tulajdonságra végzett szelekcióban nagyobb jelentősége van a pedigrének, az abban előforduló hiba az előrehaladást is csökkenti. Geldermann és mtsai (1986) ivadékvizsgált német fríz bikák valótlan származás azonosítása miatt a szelekciós előrehaladásban 0,2-es h^2 értéknél 16,9%-kal, 0,5-es h^2 értéknél pedig 8,7%-kal kisebb értéket állapítottak meg a hibátlan azonosításhoz képest. Ezeknél az értékeknél a jelen szimuláció alacsonyabb értékeket eredményezett.

3.4. táblázat **A beltenyésztési együttható (F_x %) változása eltérő valótlan apai származás ismeretében 5 nemzedéken keresztül végzett szelekció során 1 apaállat 40 anyaállat párosításnál eltérő kiindulási öröklődhetőségi értéknél**

h^2	Valótlan származás aránya (%)	Nemzedékek száma				
		1.	2.	3.	4.	5.
0,2	0	0,0	0,075	0,188	0,432	0,781
	10	0,0	0,081	0,211	0,457	0,808
	20	0,0	0,084	0,216	0,458	0,812
0,5	0	0,0	0,069	0,157	0,343	0,650
	10	0,0	0,062	0,146	0,296	0,619
	20	0,0	0,063	0,147	0,321	0,625

A beltenyésztési együttható 0,2-es h^2 -nél az 5. szelektált ivadéknemzedékre a populációban valós származás ismeretében 0,781%, ami a valótlan szülői származás arányával egyidejűleg 0,808% -ra illetve 0,812%-ra növekedett (3.4. táblázat). A 0,5-es h^2 -nél a beltenyésztési együttható az 5. nemzedékre a valós szülők ismeretében 0,65%, kisebb, mint a 0,2 h^2 értékű tulajdonságnál számított. Ilyen nagyságú öröklődhetőségi értéknél a számított beltenyésztési együttható változása nem köthető a valótlan szülői származás változásához.

A becsült tenyésztési megbízhatósága a valós származás ismeretében 61,2%, amely a valótlan származás esetén 60,3% és 61,2% között van (3.5. táblázat). A becsült tenyésztési átlagos megbízhatósága a valós származás ismeretében 0,5 h^2 értéknél 76,6%, ami a valótlan származás esetében 75,9% és 76,7% között változott, de a valótlan származás mértékéhez a változás nem köthető.

3.5. táblázat **A becsült tenyészték megbízhatóságának (%) változása eltérő valótlan apai származás ismeretében 5 nemzedéken keresztül végzett szelekció során 1 apaállat 40 anyaállat párosításnál eltérő kiindulási öröklődhetőségi értéknél**

h^2	Valótlan származás aránya (%)	A becsült tenyészték megbízhatósága (%)
0,2	0	61,2
	10	61,2
	20	61,0
0,5	0	76,6
	10	76,7
	20	76,7

A valótlan származás a tenyészték számított átlagos megbízhatóságát nem változtatta meg. *Christensen és mtsai* (1982) rámutattak arra, hogy a tenyészték megbízhatósága az ivadék fenotípusa ismeretében függ az öröklődhetőségi értéktől, az ivadékok számától és a valótlan származás mértékétől. A valótlan származás növekedése megállapításuk szerint csökkenti a megbízhatóságot, amit, mint a tenyészték megbízhatóságát kell értelmeznünk. A jelen dolgozatban számított átlagos megbízhatóságot ez nem befolyásolta, de az egyedenkénti ivadékszám változásával képletszerűen ez is változik. Megbízható származás esetén a tenyészték megbízhatósága növekszik, mely állandó tesztkapacitás mellett lehetővé teszi az ivadékvizsgálati létszám csökkentését, az ivadékvizsgált apaállatok számának növelését (*Geldermann és mtsai*, 1986). Annak ellenére, hogy a valótlan származás csökkenti a tenyészték valóságába vetett bizalmat, a származást figyelembe nem vevő (egynemzedékes) szelekciós indexszel és a fenotípusos szelekcióval szemben a BLUP alapú szelekció *Long és mtsai* (1990) szerint nagyobb előrehaladást eredményez.

A Magyar Juh- és Kecsketenyésztő Szövetség (2009a) juhajtókra vonatkozó tenyésztési programja alapján „amennyiben a tenyésztőnél tenyésztésre meghagyott egyedek kevesebb mint 10%-ánál valótlan származást állapítottak meg, a valótlan származású egyedek származási adatait a törzskönyvből törölni kell. 10-20% közötti valótlan származás esetén a vizsgált ellési ciklusban született összes nem bizonyított származású egyed származási adatait a törzskönyvből törölni kell. A 20% feletti valótlan származás

hamis adatközlésnek minősül és a tenyészállat előállítási jog megvonásával jár, és a származásellenőrzési vizsgálat alapján bizonyított származású egyedek kivételével a vizsgált ellési ciklusból származó összes egyed származási adatait a törzskönyvből törölni kell. Az 50% feletti valótlan származás a tenyésztési program szabályainak súlyos megsértését jelenti, ezért az elnökség köteles azonnal felfüggeszteni a rendes tagsági viszonyt, és az adott ellési ciklusból származó összes egyed származási adatait a törzskönyvből törölni kell.” Tehát elméletileg 20% fölötti valótlan származás törzstenyésztésben nem is fordulhat elő. Mesterséges termékenyítésnél *Weller és mtsai* (2004) az inszeminátort és a termékenyítő állomás címkézési hibáját jelölték meg a valótlan származás okaként.

Az ismeretlen származási adat hatása 5 nemzedéken keresztül végzett szelekcióval

Az ismert apák arányát 10 és 20%-ban cseréltük ismeretlenre az egyes ivadéknemzedékekben, miután az ismert szülők tenyésztértéke alapján létrehoztuk az ivadékokat. Az ivadékok tenyésztértékének meghatározásakor viszont már az ismeretlen szülővel számoltunk, tehát az egyed ismeretlen szülő esetén nem rendelkezett rokoni információval. A szimuláció eredményeit a 3.6.-3.10. táblázatok tartalmazzák. Már az első ivadéknemzedékben eltérés mutatkozik a becsült varianciában az egyes hiányzó arányok között (3.6. táblázat). A 0,2-es h^2 értéknél ismert szülők esetében a genetikai variancia az 5. ivadéknemzedékre az első ivadéknemzedék varianciájának 74%-a. Az ismeretlen szülők arányának növekedésével a variancia csökkent. 10% ismeretlen apa esetén 55%-a, 20%-os ismeretlen apa esetén pedig már 46%-a az első ivadéknemzedék varianciájának ($P < 0,05$). Míg a 0,2-es h^2 értéknél a variancia a szelekció során 74%-ra, 55%-ra és 46%-ra csökkent, kisebb, de szignifikáns ($P < 0,05$) csökkenés állapítható meg a 0,5-es h^2 értéknél. Ezek a hányadosok 88%, 84% és 81%. A varianciacsökkenés mintázata egyezik a 0,2-es h^2 értéknél tapasztalttal. Nagyobb alapító genetikai varianciánál ismeretlen szülői származás esetében kisebb arányban csökkent a genetikai variancia, mint az alacsony alapító varianciánál. Az öröklődhetőségi érték csökkenése követte az ismeretlen apa arányának a növekedését (3.7. táblázat). A kis szimulált h^2 értéknél 53%-ára, illetve 43%-ára, nagy h^2 értéknél 73%-ára, illetve 67%-ára csökkent.

3.6. táblázat **dc 192 11**
A genetikai variancia változása eltérő ismeretlen szülői származás ismeretében 5 nemzedéken keresztül végzett szelekció során 1 apaállat 40 anyaállat párosításánál eltérő kiindulási öröklődhetőségi értéknél

h^2	Ismeretlen származás aránya (%)	Nemzedékek száma				
		1.	2.	3.	4.	5.
0,2	0	3,72	3,37	3,13	2,92	2,74
	10	3,48	2,95	2,58	2,23	1,91
	20	3,25	2,67	2,18	1,81	1,51
0,5	0	9,54	9,17	8,92	8,64	8,39
	10	9,30	8,98	8,38	8,05	7,81
	20	8,71	8,29	7,81	7,57	7,03

3.7. táblázat **Az öröklődhetőségi érték változása eltérő ismeretlen szülői származás ismeretében 5 nemzedéken keresztül végzett szelekció során 1 apaállat 40 anyaállat párosításánál eltérő kiindulási öröklődhetőségi értéknél**

h^2	Ismeretlen származás aránya (%)	Nemzedékek száma				
		1.	2.	3.	4.	5.
0,2	0	0,18	0,17	0,16	0,15	0,15
	10	0,17	0,14	0,13	0,11	0,09
	20	0,16	0,13	0,11	0,09	0,07
0,5	0	0,46	0,45	0,44	0,43	0,43
	10	0,48	0,42	0,39	0,37	0,35
	20	0,45	0,41	0,37	0,34	0,30

A fenotípusos átlagteljesítmény változás 0,2-es h^2 értéknél az 5. ivadéknemzedék és az első ivadéknemzedék között ismert szülőknél 11% volt, ez az előrehaladás 10% ismeretlen apánál lecsökkent 7%-ra, 20% ismeretlennél 5%-ra ($P < 0,05$) (3.8. táblázat). Az ismeretlen arány független volt a szülők genetikai értékétől, és kis h^2 értékű tulajdonság esetében a kiválasztásnál a szülői-rokoni információ nagyobb jelentőséggel bírt. Valamely átlagos fenotípusú, ismeretlen származású, de (származási adatai

ismeretében) kiváló genetikai értékű egyed kiválasztásának esélye kisebb, mint egy átlagos fenotípusú, ismert származású, átlagosnál jobb genetikai értékű egyedé. Nagy h^2 érték esetében ismert szülőnél az 5. nemzedékre becsült előrehaladás 26%, 10%-ban ismeretlen apa előfordulásakor 23%, 20%-ban ismeretlen apa esetében pedig 22% ($P < 0,05$). A következő nemzedéket létrehozó hím- és nőivarú egyedeket a tenyésztérték alapján választottuk ki. Ez alapján a tenyészutánpótlásba a hímivarúak közé nem kerültek be olyan hímivarúak, amelyeknek a szülője ismeretlen lett volna, s a kiválasztott nőivarúak között is csak 1%-ának volt ismeretlen az apja. Következésképpen már ilyen csekély mértékű ismeretlen arány is 4-6%-os csökkenést okozhat az előrehaladásban.

3.8. táblázat **A fenotípusos érték változása eltérő ismeretlen szülői származás ismeretében 5 nemzedéken keresztül végzett szelekció során 1 apaállat 40 anyaállat párosításnál eltérő kiindulási öröklődhetőségi értéknél**

h^2	Ismeretlen származás aránya (%)	Nemzedékek száma				
		1.	2.	3.	4.	5.
0,2	0	21,25	22,02	22,64	23,19	23,70
	10	21,25	21,81	22,22	22,53	22,76
	20	21,25	21,73	22,04	22,23	22,34
0,5	0	22,40	24,09	25,54	26,88	28,15
	10	22,41	24,00	25,34	26,54	27,65
	20	22,41	23,95	25,21	26,33	27,34

Kisebb h^2 értéknél nagyobb a beltenyésztettség, mint nagy h^2 értéknél (3.9. táblázat). Ez a viszony az ismeretlen szülők arányának növekedésével is megmaradt. Mindkét öröklődhetőségi értéknél a számított beltenyésztési együttható csökkenése az 5. nemzedékben az ismeretlen szülő arányának növekedését követte. A csökkenés azonban a nagy h^2 értékű tulajdonságban nagyobb mértékű (0,24 a 0,12-dal szemben). A kis h^2 értékű tulajdonságnál elsősorban családszelekció folyik, míg a nagy h^2 értékű tulajdonságnál jellemző eljárás az egyedi szelekció. A pedigreben lévő ismeretlen egyedek előfordulásakor még kevésbé számít a rokoni információ a nagy h^2 értékű tulajdonságban becsült tenyészértéknél.

dc 192 11
**A beltényesztési együttható változása eltérő ismeretlen apai
származás ismeretében 5 nemzedéken keresztül végzett szelekció
során 1 apaállat 40 anyaállat párosításnál eltérő kiindulási
öröklődhetőségi értéknél**

h ²	Ismeretlen származás aránya (%)	Nemzedékek száma				
		1.	2.	3.	4.	5.
0,2	0	0,0	0,075	0,188	0,432	0,781
	10	0,0	0,068	0,197	0,443	0,753
	20	0,0	0,060	0,165	0,378	0,662
0,5	0	0,0	0,069	0,157	0,343	0,650
	10	0,0	0,058	0,125	0,265	0,526
	20	0,0	0,039	0,095	0,205	0,412

Adott hímváru egyed több pedigribeli kapcsolatot jelent, s egyetlen apai származás ismeretlenné válásával ennek a kapcsolatnak az ismerete szűnik meg.

Az ismeretlen apa arányának a növekedésével a tenyészték megbízhatóságának csökkenését (3.10. táblázat) támasztják alá *Harder és mtsai* (2005) megállapításai is. Kis h² értéknél a csökkenés nagyobb mértékű. Az egyed ismeretlen szülői származása esetén, a szülő „elveszíti” az ivadékat, s az hatást gyakorol az ivadékszám megbízhatóságára. *Schenkel és mtsai* (2002) is a modellilleszkedés hibájának (MSE) növekedésére hívták fel a figyelmet ismeretlen származás előfordulásakor. Az ismeretlen származás csökkenti, míg a valótlán származás nem befolyásolja a becsült megbízhatóságot. Míg a valótlán származásnál a szülők ivadékat „cserélnek”, (random valótlán azonosítást feltételezve) s a szülőnkénti átlagos ivadékszám nem változik, ismeretlen szülőnél, a szülő „elveszti” ivadékat.

3.10. táblázat **A becsült tenyészték megbízhatóságának (%) változása eltérő arányú ismeretlen apai származásnál 5 nemzedéken keresztül végzett szelekció során 1 apaállat 40 anyaállat párosításnál eltérő kiindulási öröklődhetőségi értéknél**

h^2	Ismeretlen származás aránya (%)	A becsült tenyészték megbízhatósága (%)
0,2	0	61,2
	10	56,9
	20	52,5
0,5	0	76,6
	10	73,8
	20	73,0

Az ismeretlen apa nagyobb mértékben befolyásolja a becsült paramétert, mint az ismeretlen anya (*Cantet és mtsai*, 2000; *Nilforooshan és mtsai*, 2008). Az apák nagyobb számú ivadékaik révén a kezelési csoportok között mind nemzedéken belül, mind nemzedékek között több genetikai kapcsolatot biztosítanak. A féltestvérek közötti rokonság is „megszűnik”, s ez csökkenti a rokonsági kovarianciát. Ez a hiba a kis ivadékszámú szülők tenyésztékét nagyobb mértékben érinti. Jelen számításokban az ismeretlen szülő nagyobb mértékben csökkentette az előrehaladást, mint a valótlán szülő, ami eltér *Sanders és mtsai* (2006) megállapításától. Az eltérő következtetésnek az lehet az oka, hogy *Sanders és mtsai* (2006) determinisztikus modellt alkalmaztak, már ivadékkal rendelkező szülőt feltételeztek, s egy nemzedékben vizsgálták a valótlán és ismeretlen származás hatását. A jelen tanulmányban több nemzedéken keresztül végeztünk sztochasztikus szelekciót, s adott ismeretlen származású hímvivarúnak a nagy szelekciós intenzitás miatt nem volt esélye továbbtenyésztésre, s ez a nőivarúak esetében is csak legfeljebb 1% volt.

Juhtenyésztésben a pontos származás ismeretéhez természetes pároztatás esetén, háremszerű vagy kézből való pároztatást kell alkalmazni, az ellést követően pedig a bárányt azonosítani kell. Mindez növeli a technológiai és munkaerő költséget. Az adott koshoz beosztott háremben az anyák termékenyülését kockáztatja a kos változó termékenyítőképessége, az anyák ellés utáni gyakori zaklatása azok tejtermelését

csökkentheti. Vadpároztatás vagy csoportos pároztatás esetén is szükség lehet a származás ismeretére, a tenyésztértékbecslésre. *Henderson* (1988) a tenyésztértékbecslés megbízhatóságának növeléséhez kifejlesztette az átlagos rokonsági mátrix módszerét. Az eljárás hatékonyabbnak bizonyult, mint a termékenyítő apaállatok genetikai csoportként való kezelése (*Sullivan*, 1995). Az átlagos rokonsági mátrix egy apaállatcsoportban lévő egyedektől való származást a termékenyítési időszak hossza, az apaállat párzási viselkedése, fertilitása alapján valószínűsíti. A módszer gyakorlati megvalósítása során az új-zélandi Sheep Improvement Limited keretében pedigre mintavételezést alkalmaznak. A szülőket meghatározott valószínűséggel rendelik az ivadékokhoz, a tenyésztértékbecslést nagy számban megismétlik különböző szülőkombinációkra az adott valószínűség mellett, végül pedig átlagolják a tenyésztértékeket (*Dodds és mtsai*, 2005). *Cardoso és Tempelman* (2003) hierarchikus Bayes módszert alkalmaztak ilyen esetekre, amellyel a *Henderson*-féle *a priori* valószínűség mellett figyelembe vehetőek a bizonyítottan ismert apától származó ivadékok teljesítményadatai is, s ez alapján a származási valószínűség az apai csoportban korrigálható.

Az ismeretlen származás kezelésének másik, gyakran használt módja a genetikai csoportok képzése vagy fantom szülők használata (*Mrode*, 1996). A genetikai csoportok képzésénél a származási hely, a születési év ismeretében az egyedek egy az ismeretlen származási kódtól eltérő genetikai csoportkódot, származási kódot kapnak, s a pedigreben ez szerepel. A fantom szülőkódnál pedig minden egyed származásában ismeretlenként szereplő kódot felvált egy korábban ki nem osztott, s szülőivaronként eltérő származási kód az ivadék születési éve szerint.

A valótlan vagy ismeretlen származás mértékének csökkentésére korábban a vércsoport alapú származásellenőrzést alkalmazták, amit a DNS mikroszatellit alapú származásellenőrzés váltott fel a gyakorlatban. Mindezek növelik a tenyészállat-előállítás költségét. A nagy valószínűséggel történő származásazonosításhoz nagyszámú polimorf markerre van szükség, mely minimalizálja ugyan, de teljesen nem zárja ki a valótlan származást, részben a genotipizálási hibák, vagy azonos allélhordozás miatt. A DNS mikroszatellit alapú származásellenőrzés a valótlan származást *Heyen és mtsai* (1997) szerint már 5 markernél 1% alá csökkentheti, viszont *Sherman és mtsai* (2004) 86%-ban valószínűsítették a biztos anyai és apai származást 11 markerrel 26 potenciális

apaállat esetében. A genotípezési költségek csökkentése céljából (amivel fokozódik a pontos származás bizonytalansága) és a szelekciós előrehaladás maximalizálása érdekében *Dodds és mtsai* (2005) módszert dolgoztak ki, s a DNS mikroszatellitek felhasználása számszerűsíthető gazdasági eredménnyel jár (*Ron és mtsai*, 1996).

A pedigrében lévő ismert nemzedékek számának a hatása

A pedigrében a 3 legfiatalabb nemzedék termelési adata és 5 nemzedékre kiterjedő származási adata mellett nemzedékenként az alapító 11. nemzedékig növeltük a rendelkezésre álló származási adatok számát. A számítások eredményeit $0,2 h^2$ értékre a 3.11. a $0,5 h^2$ -re a 3.12. táblázat tartalmazza. Az 5.-nél több nemzedék ismerete 2%-nyi variancianövekedést okozott, ami ilyen nagy elemszámnál már szignifikáns ($P < 0,05$), de a becsült h^2 értéknél egyik kiindulási öröklődhetőségnél sem tapasztalható különbség. A becsült beltenyésztési együttható mindkét esetben növekedett a többnemzedékes származás ismeretével, amit *Weigel és Lin* (2000) adatai is alátámasztanak. Az 1960-ig ismert amerikai holstein-fríz pedigré alapján az átlagos beltenyésztési együtthatót 4,9 %-ban, 1985-ig ismert pedigré alapján pedig 0,7 %-ban állapították meg. A becsült tenyésztési megbízhatóságában a kis h^2 értékű tulajdonságnál 4%-os növekedés tapasztalható, nagy h^2 értéknél az 5-nél több szülői nemzedéknek ilyen hatását nem észleltem, viszont a becsülő modell illeszkedése javult (az AG log likelihood érték növekedett).

Az anyai oldalon a származás több nemzedéken keresztüli ismerete különösen fontos az anyai nevelőképesség megítélésénél (*Roehe és Kennedy*, 1993). A húsmarha választási súlyában becsült negatív direkt és anyai genetikai kovariancia okát *Meyer* (1992) a hiányos származás ismeretének tulajdonítja.

3.11. táblázat **A pedigrében rendelkezésre álló nemzedékek számának hatása a becsült genetikai varianciára, az öröklődhetőségi értékre és a beltenyésztési együtthatóra 0,2 kiindulási h^2 érték esetén**

Genetikai mutatószámok	Pedigrében ismert nemzedékek száma						
	5	6	7	8	9	10	11
Genetikai variancia	0,553	0,557	0,559	0,560	0,563	0,565	0,565
h^2	0,0289	0,0291	0,0291	0,0293	0,0294	0,0295	0,0295
h^2 szórása	0,0038	0,0038	0,0038	0,0038	0,0038	0,0038	0,0038
Beltenyésztési együttható (%)	0,807	1,113	1,365	1,569	1,723	1,833	1,847
Becsült tenyésztési megbízhatósága (%)	42,1	42,1	42,8	43,8	44,7	45,7	46,4
AG Log likelihood	77609	86143	94727	103367	112047	120679	120679

3.12. táblázat

A pedigrében rendelkezésre álló nemzedékek számának hatása a becsült genetikai varianciára, az öröklődhetőségi értékre és a beltenyésztési együtthatóra 0,5 kiindulási h^2 érték esetén

Genetikai mutatószámok	Pedigrében ismert nemzedékek száma						
	5	6	7	8	9	10	11
Genetikai variancia	5,041	5,061	5,072	5,082	5,095	5,109	5,109
h^2	0,2821	0,2829	0,2834	0,2838	0,2843	0,2849	0,2849
h^2 szórása	0,0113	0,0109	0,0109	0,0109	0,0109	0,0109	0,0109
Beltenyésztési együttható (%)	0,598	0,908	1,123	1,291	1,446	1,589	1,457
Becsült tenyésztési megbízhatósága (%)	69,6	69,4	69,6	69,7	69,8	69,7	69,9
AG Log likelihood	72416	80849	89298	97770	106286	114864	114864

Az ismert teljesítményadattal rendelkező nemzedékek számának hatása

A rendelkezésre álló nemzedékenkénti adatmennyiségnek a becslésekre gyakorolt hatását az utolsó ivadéknemzedéktől kezdve vizsgáltuk a megelőző öt szülői nemzedék teljesítményadatának hozzáadásával. Az együttesen 6 nemzedék pedigre adatát minden esetben felhasználtuk. A számítások eredményeit a 3.13. táblázat tartalmazza. A szimulált genetikai variancia mindkét h^2 érték esetében a 6 nemzedék adatának felhasználásával volt legnagyobb pontossággal megbecsülhető, az ismert adathalmaz csökkenésével csökkent a variancia ($P < 0,05$) és vele a becsült h^2 érték is. A h^2 szórásának növekedése az adatmennyiség csökkenésével a nagy h^2 értéknél jellemzőbb. A becsült tenyészárték megbízhatósága mindkét esetben függ az adathalmaz nagyságától. *Quinn és mtsai* (2006) szerint 3 év adata, évenkénti 100 egyedre vonatkozóan elegendő a genetikai variancia, az öröklődhetőség és a korreláció becsléséhez. Efeletti egyedszám a paraméterek nagyságrendjét nem befolyásolja, a konfidencia intervallumot viszont szűkíti. A szerzők hangsúlyozzák a több nemzedékre visszamenő pedigre ismeretének fontosságát. A rendelkezésre álló adathalmaz nagyságának, *Quinn és mtsai* (2006) eredményeihez képest jelentősebb hatását állapítottam meg. *Maniatis és Pollott* (2003) és *Heydarpour és mtsai* (2008) szerint 10-50%-os hiányzó ismert anyai teljesítmény mellett a becsült anyai nevelőképesség még megbízható (a valós, 100%-ban ismert teljesítménynél becsülttől szignifikánsan nem különbözik). *Farkas* (2007) magyar lapály sertésben a hízekonysági tulajdonságokra nézve 1994 és 2004 között gyűjtött adatokon ötéves intervallumokra osztva vizsgálta a h^2 érték alakulását, és annak különböző mértékű változását tapasztalta.

Genetikai mutató	Teljesítményadattal rendelkező nemzedékek száma					
	1*	2	3	4	5	6 [#]
$h^2=0,2$						
Genetikai variancia	0,092	0,65	1,25	1,60	1,87	2,93
h^2 érték	0,005	0,034	0,062	0,082	0,095	0,145
h^2 érték szórása	0,004	0,006	0,004	0,003	0,003	0,001
Becsült tenyészték megbízhatósága (%)	20,4	46,4	54,2	57,0	58,7	63,0
$h^2=0,5$						
Genetikai variancia	2,21	4,64	5,90	6,44	6,78	8,39
h^2 érték	0,126	0,262	0,322	0,347	0,362	0,426
h^2 érték szórása	0,021	0,014	0,012	0,010	0,008	0,007
Becsült tenyészték megbízhatósága (%)	30,7	68,1	71,5	72,8	73,6	76,5

*legfiatalabb és # a legidősebb ivadéknemzedék

Az idézett szakirodalmi forrásmunkák egy nemzedéknyi szelekció hatására bekövetkező változásokról számoltak be többnyire determinisztikus eszközök alkalmazásával. Jelen vizsgálatunk sztochasztikus eszközök alkalmazásával több nemzedékre terjedt ki. A szimulált állomány és a kezelések idealizáltak voltak – úgymint a szimulált ivadéknemzedékben az állandó környezeti variancia, a beltenyésztettség figyelmen kívül hagyása, és a diszkrét nemzedékek, amelyek korlátozzák az eredmények valós helyzetre való alkalmazhatóságát. A paraméterek mértéke valós viszonyok mellett eltérhet, a tendenciák azonban potenciálisan érvényesek lehetnek. Az eredmények szerint a beltenyésztettség nagyobb mértékben növekszik kis h^2 értékű tulajdonságra végzett szelekcióban mint a nagy h^2 értékű tulajdonságra végzett tenyészkiválasztásban, mert a rokon információknak nagyobb súlya van az egyedek kiválasztásában. A valótlan származás mértékének növekedésével arányosan csökken a genetikai variancia. Kis h^2 értékű tulajdonságban ez nagyobb mértékű, ami szintén a pedigré nagyobb jelentőségére hívja fel a figyelmet kis h^2 -nél. A családselekció érvényesülése miatt a pedigrének nagyobb hatása van a beltenyésztettségre kis h^2 esetében, ezért a fitness tulajdonságok előtérbe kerülésével a beltenyésztettség foka feltehetően nagyobb mértékben növekszik. Szintén a pedigré jelentőségére vezethető vissza, hogy kis h^2 értékű tulajdonságnál a valótlan származás jelentősebb mértékben csökkenti a genetikai előrehaladást, mint a nagy h^2 értékű tulajdonságnál. A valótlan származási adat a tenyészérték számított átlagos megbízhatóságát nem módosította. Ez nem jelenti viszont azt, hogy ez az egyedi tenyészértékek megbízhatóságát nem befolyásolja, mert az függ a rokonok számától.

Az ismeretlen szülők arányának növekedésével a variancia csökken. Nagyobb alapító genetikai varianciánál ismeretlen származás esetében kisebb arányban csökken a genetikai variancia, mint az alacsony alapító varianciánál. Az ismeretlen származási adat a becsült előrehaladást, a becsült beltenyésztettségi együtthatót is csökkenti. Mindezek felhívják a figyelmet arra, hogy törekedni kell az ismeretlen szülők arányának mérséklésére. Erre ma már molekuláris genetikai származásazonosítási lehetőségeink is vannak. Igaz ezek, ha nagy valószínűséggel is, de csak valószínűsítik a származást, azonban matematikai eszközök segítségével az jól hasznosítható.

Az ötnél több nemzedéknyi származás ismerete, ha kis mértékben is, de növeli a becsült genetikai varianciát, a becsült paraméterek megbízhatóságát, ami indokolja a huzamos idejű pedigré figyelembevételét a becslésekben. Ezt a mai számítógépes alkalmazások időtakarékosan lehetővé teszik. Ugyanez vonatkozik a teljesítményadatok figyelembevételére is.

Az eddig közölt kutatási eredmények is egy-egy tulajdonságra terjednek ki, a tenyésztésben viszont leginkább többirányú szelekciót alkalmazunk. További kutatás tárgya a tényezők hatásának vizsgálata a korrelatív tulajdonságok esetében is.

3.2. PÁROSÍTÁSI TERV KLASZTERANALÍZISSEL

3.2.1. BEVEZETÉS ÉS CÉLKITŰZÉS

Kislétszámú populációkban a párosítás során elsődleges cél a rokonpárosítás elkerülése, a genetikai variabilitás fenntartása. Ezért a szelekció véletlenszerű, esetlegesen a fajtajelleg stabilizálása mellett a fitness tulajdonságokra végzett, irányító szelekció. Cél lehet az értékes allélok, allélkombinációk megtartása, melyhez gyakorlati megvalósítási lehetőséget kínáltak *Szőke és mtsai* (2004). Gazdaságos árutermeléshez tenyésztánpótlást biztosító nagy populációkban hosszú ideig elsődleges cél volt a rövid vagy középtávú szelekciós előrehaladás maximalizálása. A csupán maximális, rövidtávú előrehaladásra végzett szelekció a beltenyésztettség növekedéséhez, a genetikai variancia csökkenéséhez, ebből fakadóan a későbbiekben az előrehaladás csökkenéséhez vezet. Már 1995-ben az USA-ban az ayrshire, brown swiss, guernsey, holstein, jersey és tejelő shorthorn fajtában *Wiggans és mtsai* (1995) 2-5%-os beltenyésztettségéről számoltak be. Egyes egyedeknél ez már elérte az 50 %-ot. 1%-os beltenyésztettség növekedésével 29,6 kg tejmenyiség csökkenés járt együtt. Ezt elkerülendő több tenyésztési program az előrehaladás és a beltenyésztettség egyensúlyára törekszik (*Quinton és mtsai*, 1992). *Meuwissen* (1997) megközelítése a párosítandó szülők átlagos rokonsági fokának korlátozása, mely a következő nemzedék beltenyésztési együttthatóját határozza meg. A távoli rokonságban lévő szülők párosítása után cél az előrehaladás maximalizálása. *Meuwissen* (1997) módszerét kislétszámú populáció esetében *Fernández és mtsai* (2003) fejlesztették tovább, az eljárásnak a globális rokonsági fok minimalizálása nevet adták. A beltenyésztettség minél pontosabb becslésére a pedigre adatok mellett a fajta tenyésztési története és az egyedi genetikai marker adatok is felhasználhatók (*Hernández-Sánchez és mtsai*, 2004). A beltenyésztési együttthatók kiszámítása nagy populációkban számításigényes, melyhez *Sargolzaei és mtsai* (2005) egy gyors algoritmust fejlesztettek ki, a korábbi számítási idő így felére csökkent.

A beltenyésztési együtttható csökkentésére és az előrehaladás maximalizálására *Brisbane és Gibson* (1994) olyan számítási stratégiát ajánlott, amelyben a tenyésztánpótlás a rokonsági fokra korrigált egyedi és családteljesítményt magában

foglaló szelekciós index alapján választható ki. *Toro és Perez-Enciso* (1990) lineáris programozást használt a két feladat együttes megoldására. A számítógépes párosítást optimalizáló programokkal hatékonyan csökkenthető a beltenyésztettség és növelhető az előrehaladás (*Weigel és Lin*, 2000). Ilyen programok pl. a GENCONT (*Meuwissen*, 2002), a SELACTION (*Rutten és mtsai*, 2002), a MaxInSel (*Harsányi és Komlósi*, 2006). *Hinrichs és mtsai* (2006) egy gyors algoritmust dolgoztak ki (OSELECT) a nagyszámú párosítási kombinációk kezelésére.

A párosítás célja a tenyészcélban meghatározott tulajdonságok javítása a szelekciós indexbeli arányaiknak megfelelően. Célpárosítással az ivadékpopuláció átlagteljesítménye javul. Nagy populációban több értékmérő tulajdonság fejlesztése a cél, a nagy létszám miatt nagyszámú párosítási kombinációk áttekinthető csökkentésével egyidőben. A programok az ivadékcsoport tenyészértékét egy tulajdonságban, vagy több tulajdonságban a tenyészérték lineáris kombinációját (szelekciós indexet) maximalizálják. Nem adnak lehetőséget korrektív párosításra. A korrektív párosítás olyan tulajdonságok fejlesztését jelenti, amelyek közül legalább egy nem-lineáris gazdasági értékű tulajdonság (a tulajdonság pozitív, vagy negatív irányú egységnyi változásához nem egységnyi gazdasági érték tartozik) (*Allaire*, 1977).

Jelen fejezet célja, egy olyan megoldás bemutatása, amely a korrektív párosítást lehetővé teszi nagyszámú tulajdonság mellett. Ezáltal a beltenyésztettség minimalizálását követően a tenyészpárok kiválogatása egy-egy tulajdonságcsoport javítására lehetővé válik.

3.2.2. ANYAG ÉS MÓDSZER

Párosítás optimalizálásakor első feladat az összes tenyésztésre kijelölt állat két ivarcsoportja között a lehetséges párosítások elvégzése, fantom ivadékok létrehozása a pedigré ismerete alapján. A fantom ivadékok beltenyésztési együtthatója alapján kizárható az a párosítás, amely a megengedettnél nagyobb beltenyésztettséget eredményezne. A megmaradó potenciális párosításkombinációban az ivadékok várható tenyészértéke a szülők tenyészérték átlaga alapján kiszámítható. Az ivadéknemzedék tenyészértéke maximalizálható, az egy apaállattal való párosítások száma korlátozható.

Bognár (1999) magyar holstein-fríz bikapopulációra számított genetikai korrelációja alapján Cholesky dekompozíció módszerével létrehoztam egy 300-as tejelő szarvasmarha állomány tejfehérje, tejszír, tőgykompozit és lábkompozit tenyésztértékét. Négy tulajdonságra a Cholesky dekompozíció a következő:

$$L = \begin{matrix} & L_{11} & 0 & 0 & 0 \\ & L_{21} & L_{22} & 0 & 0 \\ & L_{31} & L_{32} & L_{33} & 0 \\ & L_{41} & L_{42} & L_{43} & L_{44} \end{matrix}$$

ahol L a tulajdonság genetikai szórása, és L_{21} a második tulajdonság szórásának és az első két tulajdonság genetikai korrelációjának szorzata. Az 1999/2 Tenyészbika Teljesítmény Összesítő HGI pontszám szerinti első 60 bikáját választottam ki lehetséges termékenyítő bikának. A tehénállomány 300 egyede 4 tulajdonságának tenyésztértékével alkotta a tehéncsoportot, a bikaállomány 60 egyede ugyanazon tulajdonságainak tenyésztértéke alkotta a bikacsoportot. A párosítási feladat megoldására egészértékű lineáris (integer) programozást alkalmaztam, amelyben a változó csak egész értéket vehet fel. Képlettel:

$$b \geq Ax$$

$$x = 0, 1$$

$$c^*x = Z \text{ max}$$

Mátrix formában az egyes párosítási kombinációk a következőképpen írhatók fel:

	d_1s_1	d_2s_1	d_3s_1	d_1s_2	d_2s_2	d_3s_2	x	b
d_1	1	0	0	1	0	0	?	1
d_2	0	1	0	0	1	0	?	1
d_3	0	0	1	0	0	1	?	1
s_1	1	1	1	0	0	0	?	2
s_2	0	0	0	1	1	1	?	2
c	1	2	3	2	3	4		$Z?$

ahol d_n , az n -edik nőivarú, s_n az n -edik hímivarú, d_ns_n pedig az n -edik nőivarú és n -edik hímivarú párosításából születendő ivadék, x a változó együtthatója, 0, vagy 1, tehát a megoldást a 0 és 1 számok halmaza adja. c a célfüggvény, jelen esetben a d_ns_n ivadék genetikai értéke, ami d_n és s_n szülők genetikai értékének az átlaga, a Z az ivadékok genetikai értékének összege. Párosításkor maximalizálni lehet adott szülő

dc_192_11
lehetséges párosításainak számát.

A párosításkombinációk csökkentése, a számítás gyorsítása végett mindkét ivarcsoport standardizált értékein klaszteranalízist végeztem, csoportonként nyolc klaszterrel. A klaszterek számának növelésével növekszik a tulajdonság-kombinációk száma, amellyel a klaszteranalízis elveszti előnyét a klaszteranalízis nélkül végzett lineáris programozásban. Alacsony klaszterszám esetén viszont nem ismerhető fel az állományban ténylegesen jelen lévő tulajdonság-kombináció. A klaszteranalízissel azonosított tehén és bika klasztereket (alcsoportokat) lineáris programozással párosítottam, maximalizálva az ivadékcsoporthoz HGI pontszámát.

3.2.3. EREDMÉNYEK ÉS ÉRTÉKELESLŐK

A 3.14. táblázat a tehéncsoport 8 klaszterének középértékeit tartalmazza. Az első klaszterbe azok a tehének kerültek, amelyeknek a tenyésztértéke minden tulajdonságban az átlaghoz képest 1 vagy 2 szórásegységgel kisebb, a minden tulajdonságban javításra szoruló tehének. A 7. klaszterbe azok a tehének kerültek, amelyek minden tulajdonságukban átlag feletti, s párosításhoz olyan bika, vagy bikacsoport ajánlható, mely elsősorban fehérjében és zsírban javít, például a 3. klaszter bikái (3.15. táblázat). A párosítási terv bemutatására kiválasztottam a 2. klasztert, amely 23 tehenet foglalt magába. Ezeket a teheneket elsősorban tőgykompozit tulajdonságukban szükséges javítani. A tőgykompozitot legnagyobb mértékben a 4. klaszter bikái javítják, ez jelen esetben 4 bikát foglal magában. Az adott tenyésztérték közlési időszakban ez a 3.16. táblázatban levő egyedeket jelentette. Láthatjuk, hogy ezeknek a bikáknak a tőgykompozit tenyésztértéke kiemelkedő. Lineáris programozással a 23 tehenet és a négy bikát párosítottam, melynek eredményét a 3.17. táblázat tartalmazza.

dc_192_11

3.14. táblázat

A tehéncsoport tenyészték klaszterközépértékei

Tulajdonság/klaszter	1. klaszter	2. klaszter	3. klaszter	4. klaszter
Fehérje kg	-2,1635	-0,5206	0,4446	-0,1396
Zsír kg	-1,7966	-0,8421	0,5694	-0,0710
Tőgykompozit	-1,1564	-1,7723	1,5937	-0,3684
Lábkompozit	-1,1422	-0,4984	-0,5166	-1,1562
	5. klaszter	6. klaszter	7. klaszter	8. klaszter
Fehérje kg	-1,0127	-0,1015	0,3950	1,2070
Zsír kg	-1,0896	-0,0514	0,3610	1,0950
Tőgykompozit	0,1520	-0,6728	0,7734	0,0532
Lábkompozit	0,4032	0,6737	1,0903	-0,2771

3.15. táblázat

A bikacsoport tenyészték klaszterközépértékei

Tulajdonság/klaszter	1. klaszter	2. klaszter	3. klaszter	4. klaszter
Fehérje kg	3,0332	2,1801	0,7583	0,2844
Zsír kg	3,1746	1,7385	1,0280	-0,0756
Tőgykompozit	-0,6000	-0,6649	1,4509	2,0256
Lábkompozit	1,6154	-0,1447	0,6154	1,3365
	5. klaszter	6. klaszter	7. klaszter	8. klaszter
Fehérje kg	0,6416	1,1848	1,2618	1,1730
Zsír kg	0,7152	1,7133	0,5480	0,6047
Tőgykompozit	0,6245	0,5303	0,3977	1,4273
Lábkompozit	1,7623	-0,0278	0,4006	-0,8638

3.16. táblázat

A párosításra kiválasztott második klaszter bikái

A bika neve	Fehérje kg tenyészárték	Zsír kg tenyészárték	Tőgykompozit tenyészárték	Láb és lábvég tenyészárték	HGI pontszám
1. Heccelő Starbuck	19	13	3,44	1,55	1079
2. Kényúr Winken	19	5	2,13	1,45	902
3. Chif- Chris	12	9	0,66	0,66	849
4. Kúszó Bova Glow	14	13	1,07	1,07	802

3.17. táblázat

A korrektív párosításra kiválasztott tehén és bikacsoport egyedi párosítása

Tehén		Bika	Tehén		Bika	Tehén		Bika
1.	x	1.	11.	x	2.	21.	x	1
2.	x	2.	12.	x	2.	22.	x	2
3.	x	1.	13.	x	1.	23.	x	2
4.	x	2.	14.	x	2.			
5.	x	2.	15.	x	2.			
6.	x	3.	16.	x	3.			
7.	x	3.	17.	x	1.			
8.	x	1.	18.	x	1.			
9.	x	2.	19.	x	1.			
10.	x	1.	20.	x	1.			

A jelen fejezetben a tenyészárték alapján végzett klaszterképzést és azt követő korrektív párosítást mutattam be a szelekciós előrehaladás maximalizálása céljából. A korrektív párosítás rendszerszemléletté fejlesztése William A. „Bill” Weeks amerikai küllemi bíráló és törzstenyésztő nevéhez fűződik, aki az 1940-es évek végén harmonikus küllemű tehenek tenyésztését tűzte ki célul (<http://www.aaa123456.com> hozzáférés: 2012. 01.20). Az aAa (Animal Analysis Associates) módszer a holstein-fríz 17 küllemi tulajdonságában a teheneket azon 6 szempont szerint osztályozza, hogy milyen tulajdonságát kell fejleszteni a harmonikus küllemű leány tenyésztéséhez, a bikákat

pedig a küllemi javító tulajdonságaik szerint. Ezzel lehetővé válik a párosítás. A fejezetben bemutatott módszer ennek a számítástechnikai megvalósítását teszi lehetővé. Ebben az esetben viszont a termelési tulajdonságok is figyelembe vehetők a genetikai előrehaladás maximalizálására.

3.2.4. KÖVETKEZTETÉS

Valamely nagy populáció klaszteranalízissel részpopulációkra osztható, s az egyes tulajdonságokat javítandó korrektív párosítás alapján a tenyésztő által kiválasztott tehén és bikapopuláció lineáris programozással a szelekciós előrehaladás maximalizálásával párosítható.

4. JUHTENYÉSZTÉSI VIZSGÁLATOK

A juhágazat Magyarországon ma több mint 7000 juhászcsaládnak segít a megélhetésben, ezen felül még azoknak is, akik az ágazatra épülő feldolgozó-, szállítóiparban, valamint a takarmány-előállításban dolgoznak. Megemlítendő az ágazatnak a gyepgazdálkodásban, a környezetvédelemben és a táj kulturállapotának fenntartásában elfoglalt helye. A juhászat létjogosultságát, fennmaradását hazánk ökológiai adottságai, a kiterjedt legelő- és gyepterületek, gyengébb termőképességű szántók hasznosítása is indokolja (Veress, 1996). A juhállomány jelentős részét olyan területen tartják, ahol a legelőink legjobb esetben öt-hat hónapig biztosítják az elégséges legeltetéshez és széna előállításához szükséges fűhozamot. Ezeket a régiókat világszerte többségében merinó, illetve merinó jellegű állománnyal hasznosítják (Szórádi és Mucsi, 2003; Radics és Seregi, 2005). A marginális, extenzív körülmények kiegészítő takarmányozás nélkül alacsony tejtermelésű és kevésbé szapora fajták tartását teszik lehetővé (Dickerson, 1969). A fajtaösszetétel megváltoztatására számos fajta importjával, fajta-összehasonlító kísérletekkel próbálkoztak a szakmai irányító szervezetek, kutatóhelyek. Ennek ellenére a hazai juhállomány közel 90%-át a merinó fajtacsoportba tartozó egyedek teszik ki. Ennek okai elsősorban az ökológiai adottságokban, a merinó alkalmazkodó képességében, a fajta tenyésztői ismertségében, a piac hosszú távú kiszámíthatóságának hiányában, az ágazati tőkehiányban kereshetők.

A juhtenyésztési ágazatot befolyásoló gazdasági változások a tenyészállat előállító törzstenyészetekre is hatással voltak. Ennek következménye a tenyészetek számának és a tenyészállatok számának csökkenése. Mindez érinti egy-egy fajta genetikai szerkezetét.

Bármely tulajdonság fejlesztésének az alapja a genetikai variabilitás, ami – a különböző környezeti feltételek mellett – szükséges a jelenlegi piaci igények kielégítéséhez, a fenntartható genetikai előrehaladáshoz és változó piaci igény esetén az alkalmazkodáshoz (Notter, 1999). A variabilitás viszont a fajtaalapítók véges száma, a genetikai drift és a szelekció miatt csökken. A hazánkban tenyésztett fajták közül csak az őshonos fajták és a magyar merinó tekinthetők zárt populációnak, nem számíthatunk migrációra, így az adott fajtában a genetikai variabilitásra nagyobb figyelmet szükséges fordítanunk. A magyar merinó létszámát tekintve még hosszú ideig meghatározó fajtája

lesz az országnak. A többi fajta esetében felmerülhet a kérdés, hogy képes-e hazai alapon önmagát fenntartani, vagy nagyobb mértékű importra van-e szükség a beltenyésztettség miatt. Az ehhez szükséges elemzések útmutatásul szolgálnak a tenyészállatok használatára, párosítási eljárás megválasztására is.

Vizsgálatom a magyar merinó, német húsmerinó, ile de france, suffolk, német feketefejú, texel és a lacaune fajták tenyészcéljára, populációszerkezetére, a magyar merinó és suffolk értékmérő tulajdonságainak a gazdasági értékelésére, és a 7 fajta szelekciós indexében szereplő tulajdonságok genetikai paramétereinek, valamint a genetikai előrehaladás számítására terjedtek ki. Mindezek szükségesek ahhoz, hogy felmérjük a fajták hazai tenyésztésének biológiai alapjait, a gazdasági környezetben való tenyésztés lehetséges feladatait.

A fajták fenntartója a Magyar Juh- és Kecsketenyésztő Szövetség, mely szervezet Tenyésztési Programjában (2010) meghatározza a fajták tenyészcélját. Ezek ismertetésére az alábbiakban kerül sor.

4.1. A VIZSGÁLT FAJTÁK BEMUTATÁSA ÉS TENYÉSZCÉLJA

Magyar merinó

Magyarországon a merinó 300 éves múltra tekint vissza. A merinó tenyésztés mindenkor az európai tenyésztési irányzatokhoz igazodott (*Veress és mtsai*, 1995). A fajtát finomgyapjú termelésre nemesítették, s ez volt az elsődleges tenyészcél a gyapjú világpiaci keresletének csökkenéséig az 1970-es években. A magyar merinó elődje a magyar fésűsmerinó a XX. század húszas-harmincas éveire alakult ki. A fajta nemesítésében szovjet merinó fajták vettek részt (*Sáfar és Domanovszky*, 2000). Az 1960-as évektől megkezdődött a fajta húsirányú nemesítése, amihez keresztezési partnerként a francia merinó précocé és német húsmerinó fajtákat használtak fel. Az 1970-es, 80-as években még kent, corriedale, ausztrál merinó, booroola merinó fajtákat is felhasználtak. Mindezeknek tulajdonítható a fajta heterogén genetikai alapja. Az önálló, egységes magyar merinó kialakítása az 1993-as törzskönyv létesítésével vette kezdetét. A Magyar Juh- és Kecsketenyésztő Szövetségnek (MJKSZ) 41 magyar merinót tenyésztő tagja 2009-ben 5783 záró anyajuh létszámmal (33%; merinó anyajuh létszám/összes anyajuh létszám) rendelkezett (MJKSZ, 2010). A fajta 2009-es országos szaporulati aránya 131%. Jelenlegi tenyészcél a hús- és gyapjútermelésű fajta

fenntartása. Elsődleges tenyészcél a szaporaság és báránynemelőképesség javítása az aszezonalitásra való hajlam erősítésével, a hústermelés és az izmoltság növelése, ami nem szoríthatja háttérbe az anyai tulajdonságokat. A gyapjútermelésben a merinóra jellemző finomgyapjú minőség megőrzése a cél. A magyar merinó törzskönyvbe kerülésének feltételeit a 4.1. táblázat tartalmazza.

4.1. táblázat **A magyar merinó törzskönyvbe kerülésének feltételei**

Tulajdonságok	Nőivar	Hímivar
Életkor első elléskor, maximum (hó):	30	-
1 napra jutó bárányszerinti testsúly, minimum (g/nap):	250	300
Testsúly éves korban, minimum (kg):	40	60
Nyírósúly éves korban, minimum (kg):	3,5	6,0
Fürtmagasság éves korban, minimum (cm):	6,0	8,0
Gyapjúfinomság, maximum (mikron):	28	28

A Magyar Juh-és Kecsketenyésztő Szövetség Tenyésztési Programja (2010)

Német húsmerinó

A német húsmerinó 1928 óta fajta, amelyet a német fésűsmerinóból a leicester és merinó précoce fajták felhasználásával alakítottak ki (*Veress és mtsai, 1995*) a növekedési erély, a húskitermelési arány, a húsformák, a koraérés szem előtt tartásával. Magyarországi tenyészcélja egyrészt megőrizni a származási helye szerinti tenyésztési és termelési tulajdonságait – amit folyamatos behozatal is biztosít –, másrészt a fajta szaporaságának, súlygyarapodó képességének és báránynemelő képességének javítása. A német húsmerinó alkalmas a magyar merinó hústermelő képességének javítására és keresztezésekben minőségi hízóbáránnyal végtermék előállítására (*MJKSZ, Tenyésztési programja, 2010*). A fajta szezonon kívüli ivarzásra hajlamos. A Magyar Juh- és Kecsketenyésztő Szövetségnek 29 német húsmerinót tenyésztő tagja 2009-ben 4109 záró anyajuh létszámmal (23%) rendelkezett (*MJKSZ, 2010*). 2009-es országos szaporulati aránya 138%. A német húsmerinó törzskönyvbe kerülésének feltételeit a 4.2. táblázat tartalmazza.

Tulajdonságok	Nőivar	Hímivar
Életkor első elléskor, maximum (hó):	30	-
Báránycori súlygyarapodás, minimum (g/nap):	280	340
Testsúly éves korban, minimum (kg):	50	65
Gyapjúfinomság, maximum (mikron)	-	30

A Magyar Juh-és Kecsketenyésztő Szövetség Tenyésztési Programja (2010)

Ile de france

A fajtát a dishley leicester és a rambouillet merinó keresztezésével állították elő Franciaországban (Kukovics, 2000a), egyesületét 1922-ben alapították. Kiváló hústermelő-képessége, a nyakalt törzs minősége következtében kedvelt befejező fajták közé sorolható. Csaknem egész éven át termékenyíthető, 8 havonta újraellethető. Szaporulati aránya átlagosan 140%.

A fajta magyarországi tenyészcélja az alkalmankénti import igénybevételével fenntartani a franciaországi tenyésztési és termelési tulajdonságait. Ezek a jó hústermelő-képesség, kiváló húsformák, aszezonalításra való hajlam, jó anyai nevelőképesség. A fajta mind fajtatisztán mind hús végtermék-előállításra alkalmas. A Magyar Juh- és Kecsketenyésztő Szövetségnek 17 ile de france fajtát tenyésztő tagja 2009-ben 1646 záró anyajuh létszámmal (9%) rendelkezett (MJKSZ, 2010). Az ile de france törzskönyvbe kerülésének feltételeit a 4.3. táblázat tartalmazza.

Tulajdonságok	Nőivar	Hímivar
Életkor első elléskor, maximum (hó):	30	-
Báránycori súlygyarapodás, minimum (g/nap):	280	320
Testsúly éves korban, minimum (kg):	45	65

A Magyar Juh- és Kecsketenyésztő Szövetség Tenyésztési Programja (2010)

Suffolk

Az angliai eredetű húsfajtát az USA-ba kerülését követően nagytestű, nagy marmagasságú, hosszú testű, szárazabb klímát jobban tűrő fajtává nemesítették. Az angol változat az 1960-70-es, az amerikai az 1980-as években került az országba (*Kukovics, 2000b, 2000c*). Hazai tenyészcélja a származási hely szerinti átlagteljesítmények, legelőkészségének, magas húskitermelési százalékanak, szaporulati arányának fenntartása, javítása, a magyar merinó, illetve más fajta anyaállományát keresztezve kiváló vágóbárányok előállítására. Az MJKSZ 28 suffolk fajtát tenyésztő tagja 2009-ben 1330 záró anyajuh létszámmal (8%) rendelkezett (*MJKSZ, 2010*). Országos szaporulati aránya 2009-ben 153% volt. A suffolk törzskönyvbe kerülésének feltételeit a 4.4. táblázat tartalmazza.

4.4. táblázat

A suffolk fajta törzskönyvbe kerülésének feltételei

Tulajdonságok	Nőivar	Hímivar
Életkor első elléskor, maximum (hó):	30	-
Báránypériódus súlygyarapodás, minimum (g/nap):	300	360
Testsúly éves korban, minimum (kg):	55	70

A Magyar Juh- és Kecsketenyésztő Szövetség Tenyésztési Programja (2010)

Német feketefejú

Németországban helyi fajták, elsősorban húsmarinó és különböző down fajtájú juhok, s a közelmúltban suffolkkal történő keresztezésével alakult ki ez a hústípusú fajta. Magyarországon jól honosodik (*Veress és mtsai, 1995*). A fajta hazai tenyészcélja a jó legelőkészség fenntartása, megőrizve németországi tenyésztési és termelési tulajdonságait. Szelekciós szempont a fajta szaporaságának és súlygyarapodó képességének javítása, végtermék előállításához terminál apai partner biztosítása (*MJSZ, Lengyel, 2000*). A Magyar Juh- és Kecsketenyésztő Szövetségnek 13 német feketefejú fajtát tenyésztő tagja 2009-ben 697 záró anyajuh létszámmal (4%) rendelkezett (*MJKSZ, 2010*). Szaporulati aránya 135%. A német feketefejú törzskönyvbe kerülésének feltételeit a 4.5. táblázat tartalmazza.

Tulajdonságok	Nőivar	Hímivar
Életkor első elléskor, maximum (hó):	30	-
Báránycori súlygyarapodás, minimum (g/nap):	300	350
Testsúly éves korban, minimum (kg):	55	70

A Magyar Juh- és Kecsketenyésztő Szövetség Tenyésztési Programja (2010)

Texel

A hollandiai Texel szigeten kialakított, népszerű végtermék-előállító húsjuh fajta, kiváló húsformákkal. Az S/EUROP vágójuh minősítést a fajta a teljesítménye alapján alakították ki. Úgynevezett „négysonkás” típus (Kukovics, 2000d). Közepesen korán érő, közepes növekedésű, jó tejtermelés és báránynvelés jellemzi, szezonálisan ivarzó fajta. Az MJKSZ 5 texel fajtát tenyésztő tagja 2009-ben 426 záró anyajuh létszámmal (2%) rendelkezett (MJKSZ, 2010). Országos szaporulati aránya 2009-ben 122% volt. Hazai tenyészcélja végtermék előállításra alkalmas keresztező fajta nemesítése, a végtermék hizóbáránycok hizodalmasságának és vágóértékének növelése érdekében. A texel törzskönyvbe kerülésének feltételeit a 4.6. táblázat tartalmazza.

Tulajdonságok	Nőivar	Hímivar
Életkor első elléskor, maximum (hó):	30	-
Báránycori súlygyarapodás, minimum (g/nap):	300	340
Testsúly éves korban, minimum (kg):	45	60

A Magyar Juh- és Kecsketenyésztő Szövetség Tenyésztési Programja (2010)

A legismertebb francia juhajtát 1847-ben törzskönyvezték először (Kukovics, 2000e). Tejtermelési tulajdonságainak fejlesztéséhez a keletfríz ajtát használták fel. A húsvaltozat kialakításában a szaporaság és a hústermelési tulajdonságok javítása volt a cél. Az ismertebb tejelő változat 180-210 nap alatt 170-190 liter termelésére képes. A fajta az 1980-as évek közepén került az országba. Hazai tenyészcélja a fajta származási helyétől eltérően, félintenzív tejtermelő illetve kettős hasznosítású (hús-tej) típus kialakítása, keresztező fajtaként jó báránynevelő képességű anyai populációk létrehozása. Az MJKSZ 7 lacaune ajtát tenyésztő tagja 2009-ben 1633 záró anyajuh létszámmal (9%) rendelkezett (MJKSZ, 2010). Országos szaporulati aránya 2009-ben 154% volt, laktációs tejtermelése 153 nap alatt 130 liter. A lacaune törzskönyvbe kerülésének feltételeit a 4.7. táblázat tartalmazza.

4.7. táblázat

A lacaune fajta törzskönyvbe kerülésének feltételei

Tulajdonságok	Nőivar	Hímivar
Életkor első elléskor, maximum (hó)	30	-
Báránykori súlygyarapodás, minimum (g/nap)	250	300
Testsúly éves korban, minimum (kg)	42	50
Tejtermelés 1. vagy 2. laktációban, minimum (kg)	75	
Anyai tejtermelés az 1. vagy 2. laktációban, minimum (kg)		125

A Magyar Juh- és Kecsketenyésztő Szövetség Tenyésztési Programja (2010)

4.2. HÉT JUHFAJTA PEDIGRÉELEMZÉSE ÉS POPULÁCIÓ-SZERKEZETÉNEK JELLEMZÉSE

4.2.1. BEVEZETÉS ÉS CÉLKITŰZÉS

A pedigréelemzés elméleti alapjait *Wright* (1931), *James* (1962, 1971, 1972), *MacCluer és mtsai* (1986) valamint *Lacy* (1989) fektették le. Nagy populációkra való széleskörű gyakorlati alkalmazását *Boichard* (2002) PEDIG, *Gutiérrez és Goyache* (2005) ENDOG, és *Cole* (2007) PyPedal számítógépes programjai tették lehetővé.

Valamely fajta genetikai szerkezetének jellemzésére több mutató alkalmas, melyek egymást kiegészítik. Hazai juhajtáink közül teljes populációsintű jellemzésre ezen mutatókat csak *Komlósi és mtsai* (2007) alkalmazták magyar merinóra. A Pannon fehér nyúl populációszerkezetét pedig *Nagy és mtsai* (2010) elemezték. A beltenyésztési együtttható a genetikai variabilitás csökkenésének, a recesszív allélok homozigóciájának lehetőségét adja meg (*Wright*, 1922). Az egyedi beltenyésztési együtttható értékét befolyásolja az ismert származás mértéke, a pedigré teljessége és annak pontossága. A pedigré teljessége befolyásolja a becsült tenyésztérték megbízhatóságát is, legalább 3-5 nemzedék ismerete szükséges a pontos eredményhez. A pedigrételjesség a varianciakomponensek megbízhatóságát is befolyásolja. Az anyai nevelőképesség és növekedési erély közötti korreláció becsléséhez legalább 3 nemzedék ismerete szükséges (*Maniatis és Pollott*, 2003). Ez minden pedigré alapú mutatószámnál kijelenthető, de az egyedi beltenyésztési együttthatónál a legnagyobb mértékben, annak ellenére, hogy hiányos pedigré esetére ismertek korrekciós módszerek (*Marshall és mtsai*, 2002; *Cassell és mtsai*, 2003). A beltenyésztési együtttható nemzedékenkénti 1%-os növekedését a szakirodalom még elfogadható mértékűnek tartja (*Buis és mtsai*, 1994). A mesterséges termékenyítés, ezen felül a szuperoovuláltatás és embriótranszfer és a megbízhatóbb BLUP alapú tenyésztérték használata a szarvasmarha-tenyésztésben felgyorsította a tenyésztett populációk beltenyésztettségét, csökkentve ezzel a variabilitást. A tenyésztők piaci környezetben rövid távú gyors előrehaladásra alapozzák tenyésztési programjaikat, hosszútávon veszélyeztetve ezzel az előrehaladást. *Dempfle* (1990) szerint 5 nemzedéken keresztül az indexszelekció a leghatékonyabb, 40 nemzedék alatt viszont az egyedi szelekcióval, a korlátozott családon belüli szelekcióval, a rokon egyedek kiválasztásának korlátozásával érhető el nagyobb előrehaladás. *Roughsedge és mtsai* (1999) szerint a tenyész kiválasztásban a rokonsági

fok csökkentése hatékony eszköz a genetikai variabilitás fenntartásában, hatékonyabb, mint az alapítói egyenérték növelése. A beltenyésztettség mértéke az effektív populációméret függvénye. Az effektív populációméretet – ami kifejezi, hogy a populáció mekkora hányada adja át génjeit a következő nemzedéknek – az egyedszám és párosítási arány határozza meg. Minimális, kritikus létszámát a *FAO* (1998) és *Hill* (2000) 50-ben állapította meg, *Meuwissen* (1999) azonban 50 és 100 közötti létszámot ajánl a drift és a mutáció hatásait is figyelembe véve. A 100 alatti effektív létszámnál a fitness csökkenése várható. *Sorensen és mtsai* (2005) szerint ez a szám nem köbe vésett érték, mert természetes populációkra állapították meg, s mesterséges szelekció esetén akár több száz nagyságrendű is lehet, *Franklin és Frankham* (1998) szerint legalább 500. Kísérleti állományokban ugyanakkor igen alacsony effektív populációméret mellett hosszú időn keresztül nem tapasztaltak fitness csökkenést (*Gilligan és mtsai*, 1997). Az effektív populációméret csökkenése viszont a becsült genetikai előrehaladás varianciáját növeli, így a becslés pontossága romlik (*Komlósi*, 1995).

Lacy (1989) forrásmunkájában az alapító egyenérték fogalmát *Boichard és mtsai* (1997) pedig az ősegyenérték fogalmát vezették be. A két fogalmat részletesen a következő részben fejtem ki. A pedigréanalízisben alkalmazott mutatók értelmezésének különbségére *Vígh és mtsai* (2008) összefoglaló közleményükben hívták fel a figyelmet. A gazdasági okokból megszűnő tenyészetek különböző genetikai értéket képviselnek. Kérdés, hogy vajon, a megszűnt tenyészetek genetikai állománya nem szorult volna-e megmentésre, vagy van-e rokoni kapcsolat a jelenleg még működő tenyészetek között. A tenyészetek közötti genetikai kapcsolat az országos tenyészérték becslésnek is feltétele, mert a tenyészet hatása csak genetikai kapcsolatok meglétekor függetleníthető. A fejezetben ezen kérdésekre is választ keresek.

Tenyészetek közötti genetikai kapcsolat mérésére több mutatószám használatos. *Nagy és mtsai* (1999, 2001) különböző módszereket ismertettek a genetikai kapcsolat mérésére, ezek az $X'Z$ mátrix, a gene-flow, genetikai drift variancia, kezelési egység variancia, a becsült tenyészérték becslési hibája (PEV, prediction error variance), és a tenyészetek közötti apaállat migráció voltak. Bármelyik módszert alkalmasnak vélték a genetikai kapcsolat azonosítására. *Nagy és mtsai* (1999) a magyar merinó tenyészetek között 11,7%-os kapcsolatot számítottak.

A fajták, tenyészetek közötti genetikai kapcsolat azonosítására pedig adatokon kívül, ma már a molekuláris marker adatok is használatosak (*Eding és Meuwissen, 2003*).

A vizsgálat célja a magyar merinó, a német húsmerinó, az ile de france, a suffolk, a német feketefejű, a texel, a lacaune fajták populációszerkezetének jellemzése ismert mutatószámok alapján. Ezzel lehetővé válhat egy-egy fajta genetikai erőforrásainak ésszerű használata.

4.2.2. ANYAG ÉS MÓDSZER

A Magyar Juh és Kecsketenyésztő Szövetség adatbázisában 7 törzskönyvi ellenőrzés alatt lévő fajta – a magyar merinó, a német húsmerinó, az ile de france, a suffolk, a német feketefejű, a texel, a lacaune – számítógépes adatbázisának létrehozásától kezdve 2009-ig rendelkezésre állt a származási adat, születési év, ivar, az egyedek legutolsó tenyészetének száma. A fajták 2009-ben 426-tól (texel) 5783-ig (magyar merinó) terjedő anyalétszámmal zártak. A vizsgált fajták összes és ivaronként létszámát a 4.8. táblázat tartalmazza.

4.8. táblázat A fajták egyedszám szerinti jellemzése a vizsgálati időszakra

Fajta	Időszak	Összes egyedszám	Tenyészanyák száma	Tenyéskosok száma
Magyar merinó	1977-2009	441537	98658	2442
Német húsmerinó	1980-2009	88588	18761	778
Suffolk	1983-2009	15117	3722	299
Német feketefejű	1981-2009	16575	3960	190
Ile de france	1983-2009	29369	6100	334
Texel	1990-2009	2391	753	66
Lacaune	1986-2009	10129	2624	155

A juhtenyésztési adatbázist az Országos Mezőgazdasági Minősítő Intézet 1988-ban létesítette, melyet jelenleg a Magyar Juh- és Kecsketenyésztő Szövetség gondoz. Létesítésekor, az akkor élő állatok törzskönyvi adatait rögzítették az adatbázisban, és azokat a jelenlegi is tartalmazza. A fajták jellemzésére az alábbi mutatók alapján kerül sor.

dc_192_11 **Beltenyésztési együttható (F_x)**

A programok a Wright-féle (1922) beltenyésztési együtthatót VanRaden (1992) vagy Meuwissen és Luo (1992) rokonsági mátrix algoritmusa alapján számítják ki.

Effektív populációlétszám (N_e)

Az effektív populációlétszám (Wright, 1931) azon egyedek száma, melyek ugyanolyan mértékű beltenyésztettséget eredményeznének, mint a vizsgált populáció beltenyésztettsége, feltételezve, ha azt ideális populációnak tekintenénk. Diszkrét nemzedékekre ismert az $N_e = 4N_mN_f/(N_m+N_f)$ képlete, tenyésztett populációkban viszont átfedő nemzedékekkel, eltérő generációs intervallummal találkozunk.

Ebben az esetben a számítása $N_e = \frac{1}{2\Delta F_y \cdot L}$, ahol ΔF_y a beltenyésztési ráta évenkénti változása, L pedig a generációs intervallum.

Generációs intervallum (GI)

A generációs intervallum a szülők átlagos életkora tenyészivadékaik megszületésekor (James, 1977). Az intervallum négyféle leszármazási úton számítható: apa-fiú, apa-leány, anya-fiú, anya-leány.

Pedigree teljesség index (PCI)

A pedigree teljesség index (MacCluer és mtsai, 1983) a beltenyésztettség azonosításának lehetőségét fejezi ki.

$PCI_{\text{egyed}} = \frac{2C_{\text{apa}}2C_{\text{anya}}}{2C_{\text{apa}} + 2C_{\text{anya}}}$, ahol a C_{apa} és C_{anya} az apai és anyai ágon számított valószínűségek, továbbá $C = \frac{1}{d} \sum_{i=1}^d a_i$, ahol a_i az ismert ősök száma az i -edik nemzedékben, d pedig a nemzedékek száma, számításomban ennek értéke 6.

Alapító egyenérték (alapító ősök effektív létszáma), f_e

Valamely fajta teljes génkészlete visszavezethető az alapítókra. Az alapítók, azok az egyedek melyeknek mindkét szülője ismeretlen. Minden k alapító valamilyen q_k arányban hozzájárul az adott fajta génkészletéhez, s q_k annak a valószínűsége, hogy a véletlenszerűen kiválasztott gén a k alapítótól származik. Az alapító egyenérték (founder equivalent) Lacy (1989) meghatározásában azoknak az alapítóknak a száma,

amelyek egyenlő mértékben járulnak hozzá az adott időben mért genetikai variabilitáshoz.

Az alapító egyenérték képlete: $f_s = 1 / \sum_{k=1}^f q_k^2$

Abban az esetben, amikor minden alapító várható hozzájárulása a genetikai variabilitáshoz $1/f$, az alapító egyenérték megegyezik az alapítók számával. Minden egyéb esetben az alapító egyenérték kisebb, mint a tényleges alapítók száma. Minél inkább azonos mértékű a szülőhasználat, annál nagyobb az alapító egyenérték. Minél kisebb az alapítók száma és minél nagyobb az egyes alapítók hozzájárulása a génkészlethez, annál nagyobb a beltenyésztettség.

Ősegyenérték (ősök effektív létszáma), f_a

Az alapító egyenérték nem fejezi ki a populáció története során felmerült esetleges palacknyak hatásokat, ami az intenzív szelekciónak kitett populációban jellemző. Ennek kiszámítására *Boichard és mtsai* (1997) ősegyenérték számot (effective number of ancestors) alakítottak ki. Az ősegyenérték az ősöknek az a legkisebb száma (nem feltétlenül alapítók), amelyek a vizsgált populáció teljes genetikai variabilitásáért felelősek. Ugyanazon variabilitás rokonokon keresztüli ismételt figyelembe vételét elkerülendő *Boichard és mtsai* (1997) a marginális hozzájárulás (p_k) fogalmát határozták meg.

A marginális hozzájárulás képlete: $p_k = q_k(1 - \sum_{i=1}^{n-1} a_i)$, ahol a_i a korábban ($n-1$ keresésben) már k egyed őseként azonosított egyedek genetikai hozzájárulásának mértéke a teljes variabilitáshoz.

Az ősegyenérték (ancestor equivalent) képlete pedig $f_a = 1 / \sum_{k=1}^f p_k^2$

Az ősegyenérték és az alapító egyenérték hányadosából a populációban lezajlott palacknyak hatásra következtethetünk.

Genetikai rokonság (átlagos rokonsági fok), AR

A fajtánkénti átlagos rokonsági fok nagy akkor, ha az egyedek közeli rokonságban állnak egymással, s kis esély van a nem rokon egyedek párosítására. Ugyanakkor a kis átlagos rokonsági fok és a nagy beltenyésztettség nagyarányú tenyészetben belüli

párosításra utal (*Gutiérrez és mtsai, 2003*). A rokonsági fok kiegészíti a beltenyésztési együttthatót és a jövőbeni beltenyésztettség mértékére utal.

A fajtán belüli – a 2000 és 2009-es években működő tenyészetek közötti – genetikai rokonság, AR (average relatedness, átlagos rokonság) mutatóval való jellemzését *Sölkner és mtsai* (1998) Ssf (Segresub) számítógépes programja tette lehetővé. Az átlagos rokonság a pedigré alapján számított egyedek közötti rokonságot átlagolja az egyes tenyészpárok (szubpopulációk) között. A program véges kapacitása miatt a vizsgálat csak limitált számú tenyésztetre terjedt ki. Ezek a leghosszabb ideig, de a vizsgált időszakban még fennálló, 50-nél több bányát elválasztó tenyészetek voltak. Az átlagos rokonság alapján a tenyészetek közötti genetikai kapcsolat a SAS 9.1.3 Service Pack 4 (2004) PROC CLUSTER UPGMA dendrogram megjelenítő programjával ábrázolható.

Szoftver

A populációk genetikai szerkezetét leíró mutatók kiszámítása a PEDIG (*Boichard, 2002*) és a POPREP (*Groeneveld és mtsai, 2009*) programcsomagok felhasználásával történt.

4.2.3. EREDMÉNYEK ÉS ÉRTÉKELESÜK

A fajtánkénti generációs intervallumot a 4.9. táblázat tartalmazza. A magyar merinó és az ile de france fajtában a leghosszabb a generációs intervallum, a legrövidebb pedig a német feketefejű fajtában. A kos leszármazási utak rövidebbek (3,1 és 4,0 év) mint az anyajuh leszármazási utak (3,5 és 4,9 év). Az utóbbi években az alacsonyabb tenyészállat ár miatt több tenyésztő fiatal, pedigréindexszel és saját teljesítménnyel rendelkező kosokat vásárol és állít tenyésztésbe. A választási súlyra végzett ivadékvizsgálat végén a kos közel 2 éves, a szaporasági teljesítményre végzettnél pedig közel 4 éves. Sajnos nem gyakorlat, hogy a tenyésztők várnának erre az eredményre, holott a szaporaság a legfontosabb gazdasági értékmérő tulajdonság. A rövid generációs intervallum a mélyhűtött szaporítóanyag használatát is kérdésessé teszi (*Norberg és Sorensen, 2007; Goyache és mtsai, 2003*). A kosnevelő anyáknál a leghosszabb az intervallum, ami az anyai teljesítmény figyelembe vételére utal a kos utánpótlás kiválasztásakor. *Huby és mtsai* (2003) hat francia húsjuh fajta generációs intervallumát kos-kos leszármazási úton 2,9-4,9 évnek, kos-jerke esetében 2,8-3,7 évnek, anyajuh-kos

esetében 4,1-4,7 évnek, anyajuh-jérke esetében pedig 3,9-4,5 évnek számították, tehát a francia fajtnál is a kos származási utakon rövidebb az intervallum. *Goyache és mtsai* (2003) a spanyol xalda juh fajtára is tendenciájában megegyező megállapítást tett. A fajta generációs intervallumát 2,97 évnek számították. *Norberg és Sorensen* (2007) a dániai texel, shropshire és oxford down fajtákra pedig 3,1-3,7 évet számítottak. Az évenkénti szelekciós előrehaladás a rövidebb generációs intervallumnál nagyobb. A hosszú hasznos élettartam kedvező gazdasági értéke miatt, a tenyésztők az anyajuhokat hosszabb ideig tartják tenyésztésben, az átlagos intervallum rövidítésére így csak az apai oldalon van lehetőség. Ez is indokolja a rövidebb kos intervallumot. Kis létszámú fajtnál a kos rövid ideig való tenyésztésben tartása szintén indokolt, mert így egy juhnek kevesebb féltestvére születik.

4.9. táblázat **A fajták generációs intervallumai (év) a négyféle leszármazási úton**

Fajta	Leszármazási út				Átlag
	Kos-kosbárány	Kos-jerkebárány	Anyajuh-kosbárány	Anyajuh-jerkebárány	
Magyar merinó	3,9	3,9	4,8	4,4	4,2
Német húsmerinó	3,9	4,0	4,3	4,0	4,1
Suffolk	3,6	3,5	4,0	3,9	3,7
Német feketefejű	3,3	3,5	3,7	3,6	3,5
Ile de france	3,6	3,8	4,9	4,5	4,2
Texel	3,1	3,5	3,9	3,5	3,6
Lacaune	3,7	3,7	3,6	3,3	3,6
Átlag	3,58	3,70	4,17	3,88	3,84

Az utolsó vizsgálati évben (2009) megszületett ivadékok pedigre teljességi indexének alakulását a 4.10. táblázat mutatja be. A pedigre teljességének értékelésekor a második nemzedékre vonatkozó index a német feketefejű esetében a legnagyobb. A további nemzedékek indexe a magyar merinónál nagyobb. A tenyészértékek számításakor legalább három nemzedékre ismert származás a minimális, ehhez képest a magyar merinó megfelelő indexe 0,91, a német feketefejűnél 0,89. A magyar merinó esetében

azonban még a hatodik nemzedékben is 0,79 a származási adatok teljességi indexe. Ha egy nagyszülő, vagy két dédszülő ismeretlen, a PCI 0,9. A hosszabb tenyésztési múlt miatt ezt a magyar merinó érte csak el a 4. nemzedékben. *Norberg és Sorensen* (2007) a dániai juhok beltenyésztési leromlásának számításába csak azokat az egyedeket vonta be, melyek PCI-e 0,9 feletti, *Li és mtsai* (2009) a finn juh populációszerkezeti számításainál 0,6-ben határozta meg a figyelembe veendő egyedek körét. A pedigre teljessége jelentősen befolyásolja a becsült beltenyésztési együtthatót (*Sigurdson és Jonmudson*, 1995), minél több az ismeretlenős, annál inkább alulbecsült az együttható (*Boichard és mtsai*, 1997).

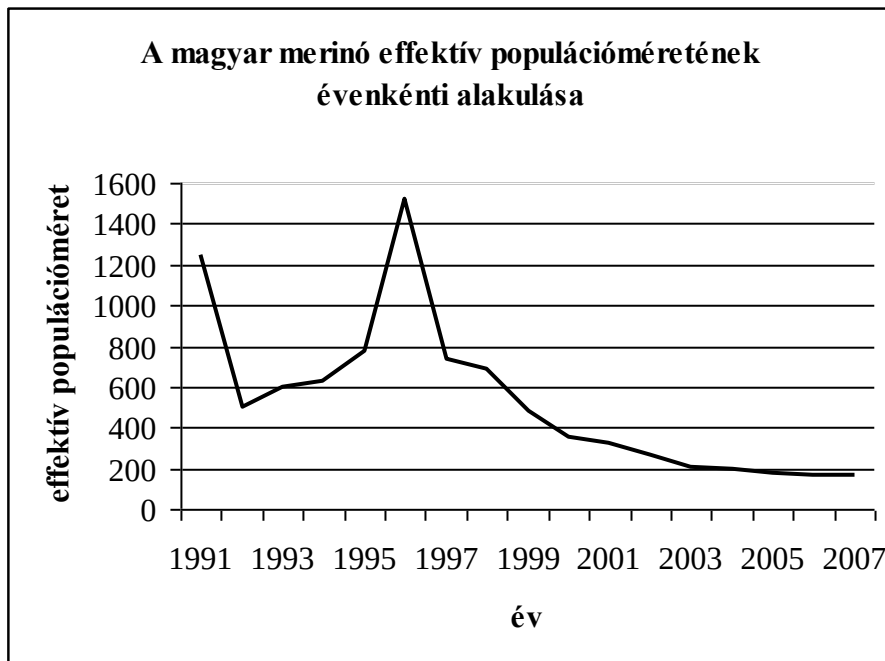
4.10. táblázat **A legutolsó évben született bárányok pedigre teljességi indexe generációnként fajták szerint**

Fajta	1 gen.	2 gen.	3 gen.	4 gen.	5 gen.	6 gen.
Magyar merinó	1,00	0,92	0,91	0,90	0,86	0,79
Német húsmerinó	1,00	0,98	0,89	0,79	0,67	0,57
Suffolk	1,00	0,94	0,84	0,74	0,64	0,56
Német feketefejú	1,00	1,00	0,89	0,76	0,64	0,54
Ile de france	0,99	0,93	0,77	0,63	0,52	0,44
Texel	1,00	0,89	0,66	0,50	0,40	0,34
Lacaune	1,00	0,82	0,65	0,52	0,42	0,35

Hat nemzedékig az átlagos ismert nemzedékek száma a magyar merinónál 5,38, a lacaune fajtánál 3,76, mely meghaladja a xalda pedigre ismertségét (*Goyache és mtsai* (2003)). Tenyésztéértébecslésben a teljesebb pedigre miatt a legtöbb rokoni információhoz a magyar merinó esetében jutunk. A magyar merinó effektív populációméretének alakulását a 4.1. ábra szemlélteti. A magyar merinó 1996-os kiemelkedő effektív populációmérete annak a következménye, hogy a bevezetett jerketámogatás az egyedek kötelező jelölésével és 3 éves tartási kötelezettséggel járt. Ismeretlen származású egyedek kerültek így be az aktív populációba. A fajtában az effektív populációméret 1996-tól folyamatosan csökken, 2005-ben már 200-nál

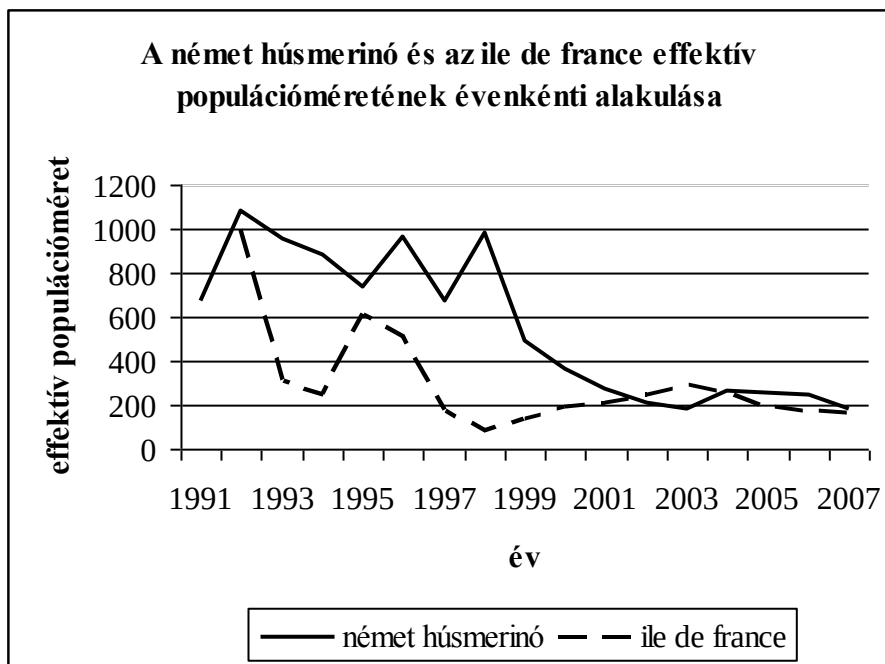
kevesebb, ami a genetikai variancia szűkülésére utal. A vizsgált fajták közül a magyar merinónál a legindokoltabb a csökkenés megfékezése, a nagyobb számú apaállat használatával, kiegyenlített családmérettel, szűkebb párosítási aránnyal.

4.1. ábra

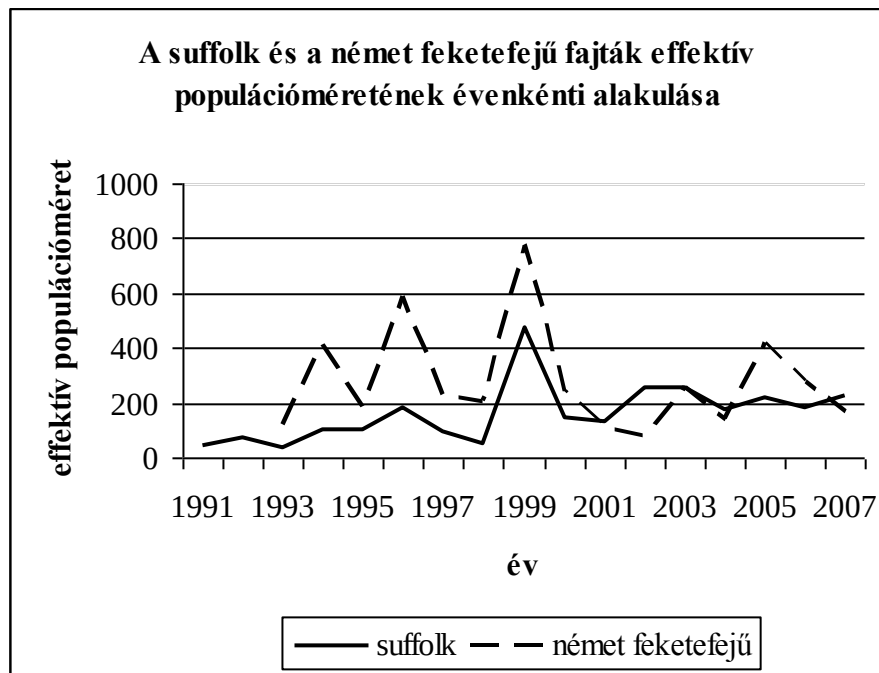


Hat további fajta effektív populációmérete látható a 4.2a.- 4.2c. ábrán.

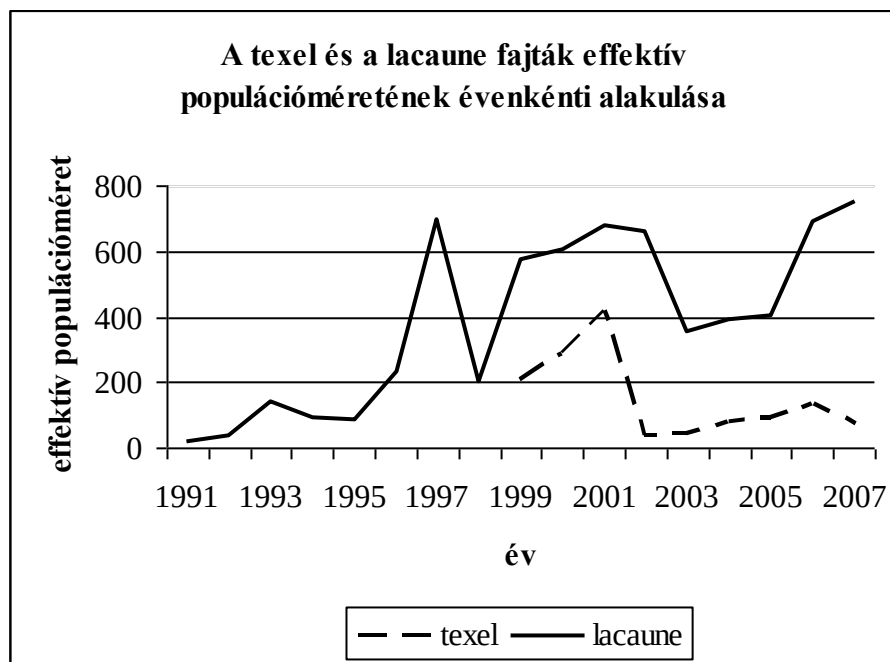
4.2a. ábra



4.2b. ábra



4.2c. ábra

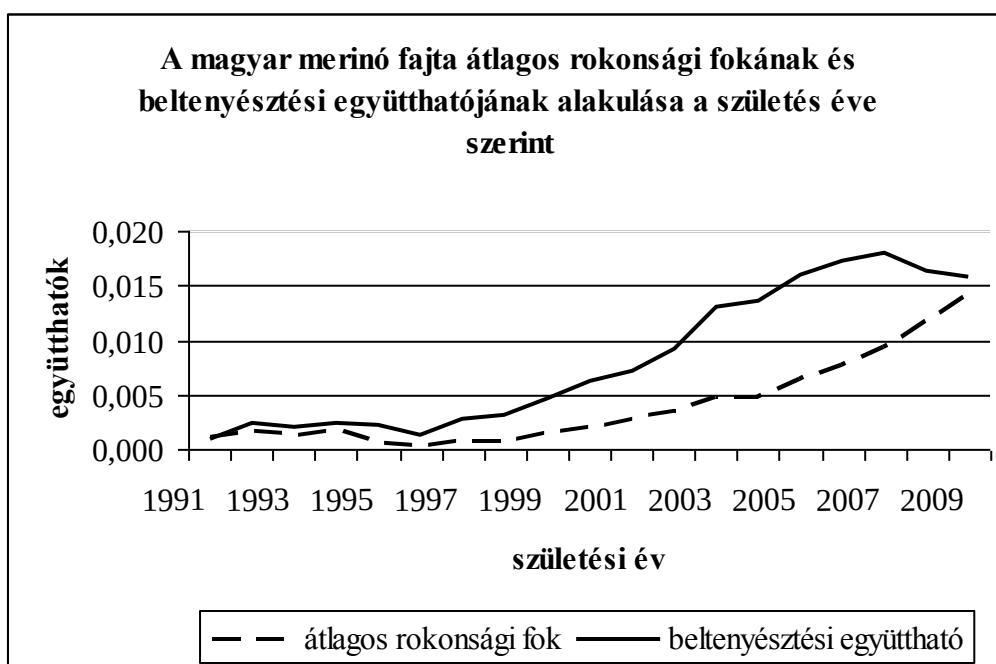


A német húsmerinó 1998-as tenyészállat behozatalát nem követte újabb nagyobb mértékű import, így a fajta effektív populációmérete folyamatosan csökkent. A lacaune fajta folyamatos importból meg-megújul, bővítve ezzel a szelekció lehetőségét. A hét fajta közül a texel effektív populációmérete a legkisebb, közel 50. Indokolt megvizsgálni a fajta jövőbeni szerepét, s piacképessége esetén tenyészállat importtal a

populációméretet növelni. *Li és mtsai* (2009) a finn juh effektív létszámát 119-nek, francia húsfajtáknál *Huby és mtsai* (2003) 120 (berrichon du cher) és 360 (limousin) közöttinek találták.

A magyar merinó beltenyésztési együttthatójának, rokonsági fokának évenkénti alakulása a 4.3. ábrán látható. A magyar merinó két mutatószáma folyamatosan, szignifikánsan ($P < 0,001$) növekszik, évente 0,1%-al, 2009-re elérte a populációsztű 1,5%-ot. A xalda juh átlagos beltenyésztési együttthatóját 1,5%-nak, átlagos rokonsági fokát pedig 1,8%-nak becsülték *Goyache és mtsai* (2003).

4.3. ábra



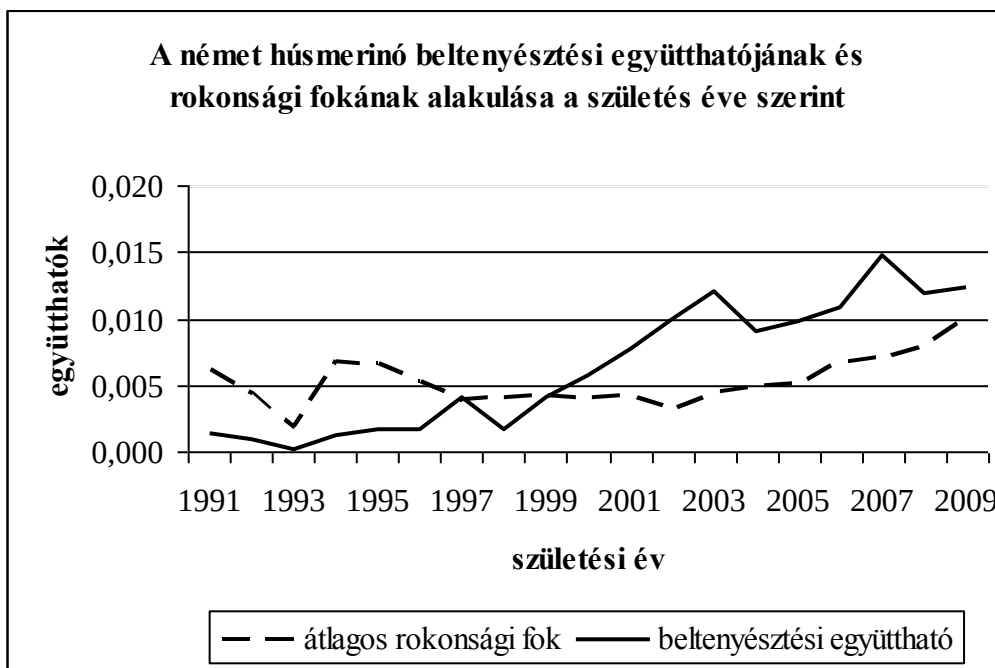
A német feketefejű és a texel fajták beltenyésztési együttthatója és a rokonsági foka a legmagasabb 2-3 illetve 6%-os, a többi fajtában 1-2 % közötti (4.4.-4.9. ábra). A növekedés mértéke a texel fajtában a legnagyobb a vizsgált években 0,2%/év ($P < 0,01$), 2008-ról 2009-re viszont 4%. Ez meghaladja azt az 1%-os növekedési szintet, ami a FAO útmutatóban szerepel (FAO, 1998). A dániai texel állományban is meghaladja az 1%-ot (1,1%, *Norberg és Sorensen*, 2007).

A suffolk fajtában ezekben az években a beltenyésztési együtttható nem változott ($P > 0,05$), az ile de france esetében növekedése csekély mértékű (0,07%/év, $P < 0,05$). A

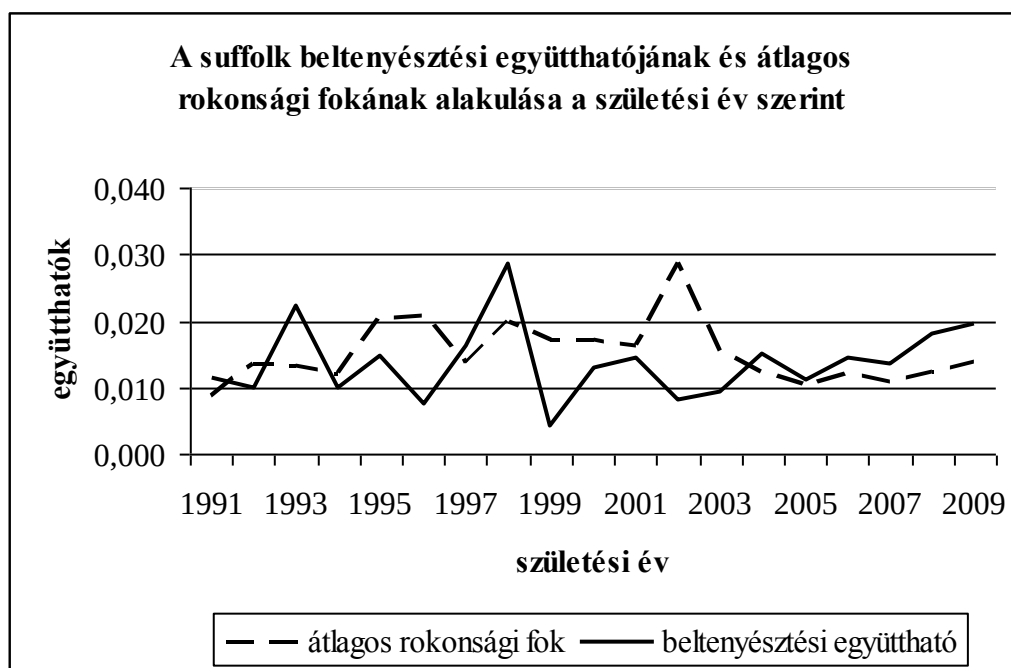
lacaune fajtánál a beltenyésztési együttható változatlan ($-0,04 \text{ \%/év}$, $P>0,05$), ami részben a tenyészállat importra, részben arra utal, hogy a beltenyésztett egyedek egyre távolabb kerültek a pedigrében a fiatalabb évjáratú egyedektől.

Nincs nagy különbség a beltenyésztési együttható és a rokonsági fok között, ami arra utal, hogy a tenyészetek között jellemző a tenyészállatcsere. A lacaune rokonsági foka magasabb a beltenyésztési együtthatónál, ezért várható a fajta beltenyésztettségének növekedése. Ha magas a rokonsági fok, a párosítási tervet körültekintően kell összeállítani. Az ivadéknemzedék minimális beltenyésztettségét, azaz a rokonegyedek párosítását optimalizáló, s lehetőség szerint elkerülő, amellet a szelekciós előrehaladást is növelő párosítási elméletét *Woolliams és Thompson* (1994) közölte, melyre, és saját korábbi munkájára (*Meuwissen*, 1997) alapozva *Meuwissen* (2002) párosítási szoftvert dolgozott ki.

4.4. ábra



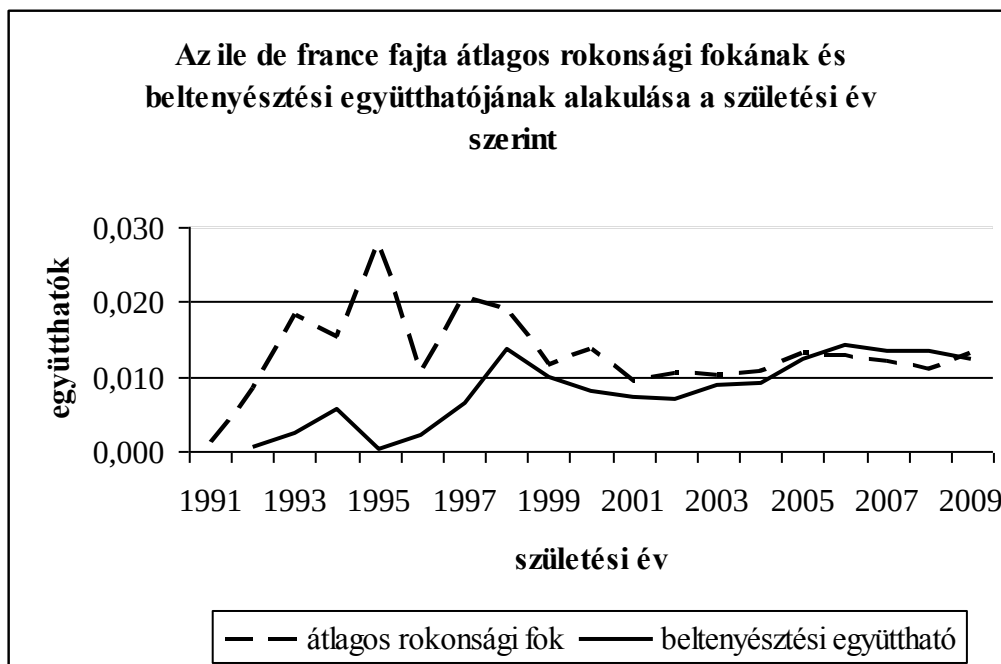
4.5. ábra



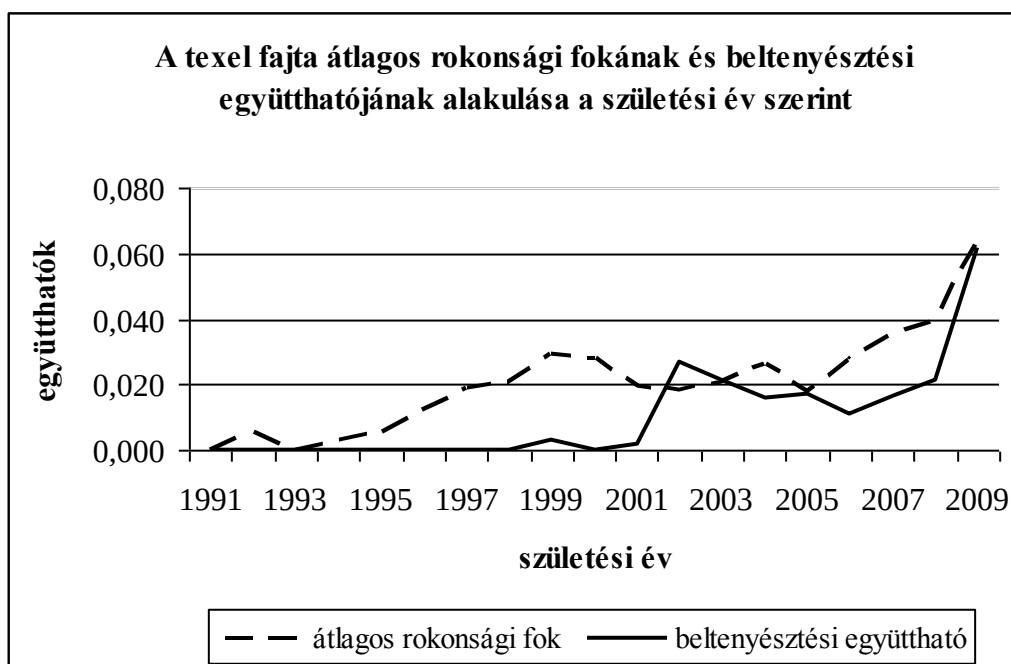
4.6. ábra



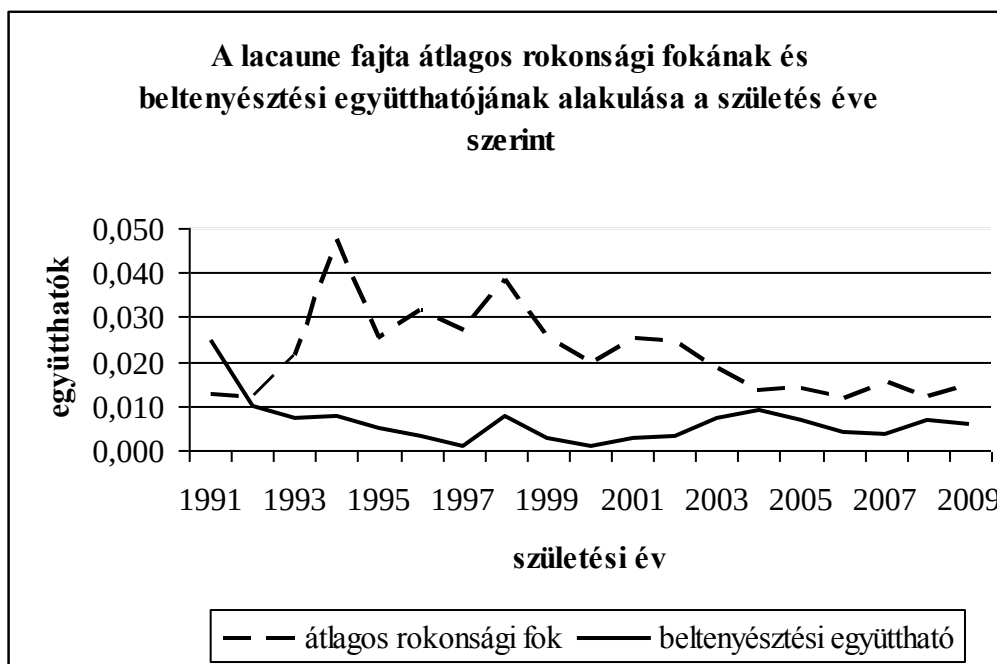
4.7. ábra



4.8. ábra



4.9. ábra



Az alapítók és ősök egyenérték számának megállapításához referencia állományt szükséges meghatározni, mely jelen esetben a 2000 és 2009 között született egyedeket jelentette. Az egyenérték azt fejezi ki, hogy néhány egyed túlzott mértékű használata miként csökkentette a genetikai variabilitást. Az ősegyenérték felső határa az alapító egyedek száma. A kisebb f_a/f_e arány a tenyésztés történetének hosszára is következtetni enged. Minél korábbra datálódik egy fajta tenyésztéstörténete, annál nagyobb valószínűséggel következik be palacknyak hatás, annál kisebb az arány. *Boichard és mtsai* (1997) szerint az ősegyenérték kevésbé érzékeny a pedigre teljességére, mint a beltenyésztési együttható.

A 2000 és 2009 között született magyar merinó egyedek 14137 alapítóra vezethetők vissza (4.11. táblázat). Annak ellenére, hogy ez a fajta rendelkezik a legtöbb alapítóval, a magyar merinóban a legkiegyenlítetlenebb az alapítók hozzájárulása a jelenlegi populáció génkészletéhez. Ebben a fajtában a legjellemzőbb az egyes egyedek túlzott mértékű használata. A magyar merinó jelenlegi populációját négyszer nagyobb számú egyed alapította, mint a német húsmerinóét, viszont sem az alapító-, sem az ősegyenértékben nem mutatkozik jelentős különbség a két fajta között. A vizsgált fajták közül a suffolk esetében a legkiegyenlítettettebb az apaállat használat. Az ősegyenérték és

az alapító-egyenérték aránya a fajtában a közelmúltbeli palacknyak hatásra utal. Ez a hatás legkevésbé az ile de france fajtánál, leginkább a suffolk fajtánál figyelhető meg. *Huby és mtsai* (2003) hat francia húsjuh fajtára kiterjedő vizsgálatában (berrichon du cher, blanc du massif central, charollais és limousin, roussin de la hague és a solognot) az alapítók számának és egyenértékének arányát 1,9-27,8 %-nak, az *fa/fe* arányát pedig 37,2-76,9%-nak találta. A francia fajták alapító egyenértékének és számarányának intervalluma közel megegyezik a hét, hazánkban tenyésztett fajta azonos arányával, az alacsonyabb francia *fa/fe* arány a fajták hosszabb tenyésztési múltjával, s zárt populációjával magyarázható. A hazai fajtákban folytatott, scrapie elleni mentesítés szintén palacknyak hatást válthatott ki. Az ARR/ARR genotípusú kosokra végzett szelekció *Alfonso és mtsai* (2006) számításai szerint a latxa feketefejú fajtában az alapítók 87%-ának elvesztését okozta.

4.11. táblázat **Fajtánkénti populációszerkezeti mutatószámok a 2000 és 2009 között született egyedekre**

Mutatószám/ fajta	Magyar merinó	Német húsmerinó	Suffolk	Német fekete- fejű	Ile de france	Tex- szel	Lacau- ne
Alapító egyedek száma	14137	2788	665	827	1152	244	708
Alapító egyenérték (<i>fe</i>)	193,5	136,3	94,4	75,8	57,4	29,6	54,3
Összege- nérték (<i>fa</i>)	128	117	56	65	52	27	36
<i>fa/fe</i> (%)	66,2	85,8	59,3	85,7	90,6	91,2	66,3

A genetikai variabilitás megadott %-áért felelős egyedek száma

- 10%	4	4	2	3	2	2	2
- 25%	12	13	7	8	6	3	4
- 50%	63	43	20	21	19	9	13

A fajták teljes genetikai variabilitásának a 10%-a 2-4, a 25%-a 3-13, az 50%-a 9-63 apaállatra vezethető vissza. Ez az arány szintén egyes apaállatok túlzott használatára utal. A létszám követi az alapító egyedek fajtabeli létszámát. A texel fajtában a legkisebb a genetikai variabilitás, ami a közeli tenyészállatimport szükségességét jelzi.

A teljes genetikai variabilitásért 50%-ban felelős ősök alapján végzett összehasonlításban a fajták genetikai alapjának sokféleségére következtethetünk. Eszerint a magyar merinó rendelkezik a legváltozatosabb genetikai alappal, ugyanakkor a számítógépes adatbázis létesítése óta a magyar merinó vesztett legtöbbet a genetikai variabilitásából. A xalda juh alapító egyenértékét 81,1-nek, az ősegyenértékét 40,2-nek, az 50%-os genetikai variabilitásért felelős ősök számát 13-nak találták *Goyache és mtsai* (2003). Rövid pedigre utal, ha magas az ősök aránya az alapítókhoz képest s közelíti a 100%-ot (*Gutiérrez és mtsai*, 2003). Ez a texel esetében is igazolható.

Azokban a fajtákban, amelyekben a variabilitás felét kevés számú egyed határozza meg, s nincs folyamatosan lehetőség akár tenyészállat, akár szaporítóanyag importra, a mesterséges termékenyítés helyett a természetes pároztatás javasolható, ugyanakkor meg kell jegyeznünk azt, hogy 1995 óta kevés tenyészet alkalmaz mesterséges termékenyítést (*Domanovszky*, 2010).

A magyar merinó törzstenyészetek fennállásának dinamikája látható a 4.2.5. Melléklet 4.10.-4.13. ábráin. Csak azokat a tenyészeteket mutatom be, ahol az utolsó évben azonosítóval ellátott bárányok választási súlya alapján 50 egyednél többet regisztráltak és a tenyészet legalább két évig állt fenn 1980 és 2009 között. Ez 156 tenyészetet jelentett. A 156-ból 38 tenyészet (24%) 5 évig, vagy annál rövidebb ideig működött. 1980-tól mindössze 1 tenyészet működik folyamatosan. 1985 és 1995 között 60 tenyészet létesült és 18 szűnt meg, 1996 és 2005 között 53 létesült és 87 tenyészet szűnt meg, 2006-tól pedig a 2 létesített tenyészettel szemben 23 megszűnt. Azt, hogy 1985 és 1995 között ilyen nagyszámban jöttek létre tenyészetek a rendszer- és tulajdonosváltással, feldarabolódással magyarázhatjuk. Az 1996 és 2005 közötti nagyszámú tenyészet létesítés és megszűnés a jerketámogatással és a hároméves tartási kötelezettség megszűnésével is magyarázható. A tenyésztési tevékenység feladása leginkább az ágazat gazdasági helyzetének romlásával magyarázható. A nagymértékű fluktuáció a tenyésztői fegyelmet egyrészt lazítja, másrészt a tenyészértékbecslési modellben eleve meghatározza, hogy a tenyészethatás a fix hatás helyett random hatásként kezelendő.

A tenyészetek közötti genetikai kapcsolat előfeltétele az országos, az egész fajtára kiterjedő tenyészértékbecslésnek. Ha egy tenyészet nincs genetikai kapcsolatban más

tenyésztéssel, a tenyészérték csak állományon belül értelmezhető. *Analla és mtsai* (1995) számításai szerint, a BLUP a fajta tenyészérték megállapítására csak akkor alkalmas, ha minden tenyészet genetikai kapcsolatban (közvetlenül vagy közvetetten) van egymással. Kapcsolat hiányában ugyanis a becslő modellben szereplő tenyészethatás torzítja a tenyészértéket.

A 2000 és 2009 között fennálló tenyészetek közötti genetikai kapcsolat a 4.2.5. Melléklet 4.14. ábráján látható. A 325086-os és a 373395-ös számú tenyészetek között a legszorosabb a genetikai kapcsolat és a 4418032-es tenyészet van a legkisebb genetikai rokonságban a többi tenyészettel. A kapcsolat tenyészállat-vásárlással, -cserével, vagy egy tenyészet részekre való tagolódásával alakul ki.

Egy tenyészet genetikai értékét a fajta fenntartása szempontjából annak egy adott tulajdonságbeli tenyészérték átlaga, a tenyészérték szórása, a többi tenyészettől való genetikai távolsága jelentheti. Minél nagyobb a tenyészet tenyészérték átlaga, annak szórása és genetikai távolsága a többi tenyészettől, annál nagyobb genetikai értéket képvisel. Abban az esetben viszont, ha a megszűnt tenyészet közeli rokonságban van egy jelenleg is működő tenyészettel, akkor tenyészanyaga a populáció szempontjából megőrződött. Ezt a nézőpontot alkalmazzuk egy adott fajta megőrzésénél, s ez alkalmazható egy tenyészet állományának megőrzésénél is. A 2000 és 2009 között, legalább 10 éves törzstenyészeti múlttal rendelkező, és megszűnt 26 tenyészet tenyészérték átlagát vizsgálva, közülük mindössze 4-nek volt országos átlagot meghaladó tenyészértéke választási súlyban (4.12. táblázat).

4.12. táblázat

**A 2000 és 2009 között megszűnt, országos választási súly
tenyésztékben átlag feletti magyar merinó tenyészetek átlagos
tenyésztéke, variációs együtthatója és a vizsgált tenyészetekkel
való rokonsági foka**

Tenyészetszám	A választási súly tenyészték átlaga (kg)	A választási súly tenyészték CV%-a	A tenyészetekkel való rokoni kapcsolat foka*
311331	0,1787	285	0,0075
331708	0,0518	2613	0,0052
363303	0,1110	535	0,0057
350927	0,0797	439	0,0069

*A 2000 és 2009 között vizsgált tenyészetek átlagos rokonsági foka 0,0037.

A négy átlagon felüli tenyészet közül legnagyobb genetikai variabilitással a 331708-as számú rendelkezett, s volt a legkisebb rokonságban a többi tenyészettel, tenyészték átlaga éppen meghaladta az országos átlagot. A fajta variabilitása szempontjából a tenyészet állományának megtartása indokolt. A 363303-as tenyészet magasabb tenyésztékkal bírt, jelentős genetikai variabilitással, s a második legkisebb rokonsággal a megszűnt tenyészetek közül. Ennek az állománynak a megőrzése is indokolt lett volna. A kérdés az, hogy ez a 4 tenyészet van-e olyan tenyészettel közeli rokonságban, amelyik még 2009-ben is fennállt. A 363303-as tenyészet több még aktív tenyészettel állt közelebbi genetikai kapcsolatban, mint a 331708-as, tehát a 331708-as tenyészet genetikai állománya kisebb eséllyel van jelen a 2009-ben aktív tenyészetekben (4.2.5. Melléklet 4.14. ábra).

Abban az esetben, ha az ilyen tenyészeteket gazdasági vagy egyéb okokból a megszűnés veszélye fenyegeti, a fajta érdeke azt kívánja, hogy a tenyésztő szervezet ezekből a tenyészetekből felvásárolja és kihelyezze az értékes tenyészállatokat olyan tenyészetekbe, ahol a legkisebb rokonság várható és a két tenyészet (a megszűnő, s az állatokat tovább tartó) tenyészcélja, környezeti feltétele leginkább egyező.

Több német húsmerinó tenyészet létesült, mint amennyi megszűnt 1980 és 2009 között (4.2.5. Melléklet 4.15. és 4.16. ábra). 1985 és 1995 között 12 létesült, 6 szűnt meg, 1996 és 2005 között 51 létesült, míg 18 szűnt meg, 2005-től pedig 6 tenyészet létesült, s 11 szűnt meg. Addig, míg a magyar merinó tenyészetek nagy számban hagytak fel tevékenységükkel, a német húsmerinó fajtára inkább a tenyészetek létesítése a jellemző. Ennek ellenére csak egy tenyészet működik 1980-tól napjainkig. Négy, 2000-től megszűnt törzstenyészet választási súly tenyészérték átlaga, variációs koefficiense és a tenyészetekkel való átlagos rokonsági foka a 4.13. táblázatban látható. Három tenyészet a választási súlyban az országos tenyészérték átlagot meghaladó egyedeket állított elő. A megszűnt magyar merinó tenyészeteknél kisebb a tenyészérték varianciája, a tenyészetek homogénebbek.

4.13. táblázat **A 2000 és 2009 között megszűnt német húsmerinó tenyészetek választási súly tenyészértéke, variációs együtthatója és a fennálló tenyészetekkel való rokonsági foka**

Tenyészsorszám	A választási súly tenyészérték átlaga (kg)	A választási súly tenyészérték CV%-a	A tenyészetekkel való rokoni kapcsolat foka
311331	0,1964	171	0,0020
315599	0,0636	496	0,0039
315731	0,1736	216	0,0076
339731	-0,3564	64	0,0076

A 311331-es tenyészettel közeli genetikai kapcsolatban van a 320317-es jelenleg is fennálló tenyészet, a 315599-essel a 603948-as, a 315731-essel pedig a 304966-os tenyészet, tehát az átlagon felüli genetikai állomány nem veszett el (4.2.5. Melléklet 4.17. ábra). Ugyanakkor a nagy genetikai értéke, s a tenyészetekkel legkevésbé szoros kapcsolata miatt a 311331-es tenyészet önálló megőrzése indokolt lett volna. A fajtatenyészérték számításába az 1995 óta fennálló 375764-es tenyészet nem vonható be, mert nincs genetikai kapcsolata a többi tenyészettel, így erre a tenyészetre önállóan kell tenyészértéket számolni.

Az 1982-ben létesült 3 suffolk tenyészet közül 1 még jelenleg is fennáll. Ezen kívül az 1984-ben létesített is hosszú tenyésztési múltra tekint vissza (4.2.5. Melléklet 4.18.

ára). A vizsgált időszakban 32 törzstenyészetet létesítettek és 13-at számoltak fel. 1995-től nagy számban létesültek suffolk tenyészetek. A több mint 10 évig fennálló 360375-ös tenyészet közeli genetikai kapcsolatban van a 320223-as tenyészettel (4.2.5. Melléklet 4.19. ábra).

Huszonnyolc német feketefeju tenyészetet alapítottak és 15-öt szüntettek meg a vizsgált időszakban (4.2.5. Melléklet 4.20. ábra). A fajtában nincs olyan tenyészet, mely 1980 óta fennállna. A másfél évtized után megszűnő 375728-as tenyészet van legközelebbi kapcsolatban a jelenleg is fennálló 383109-es tenyészettel (4.2.5. Melléklet 4.21. ábra). A 321471-es jelentős számú tenyészutánpótlást nevelő, majd megszűnő tenyészet több jelenleg is fennálló tenyészettel volt kapcsolatban (pl. 370611, 320317).

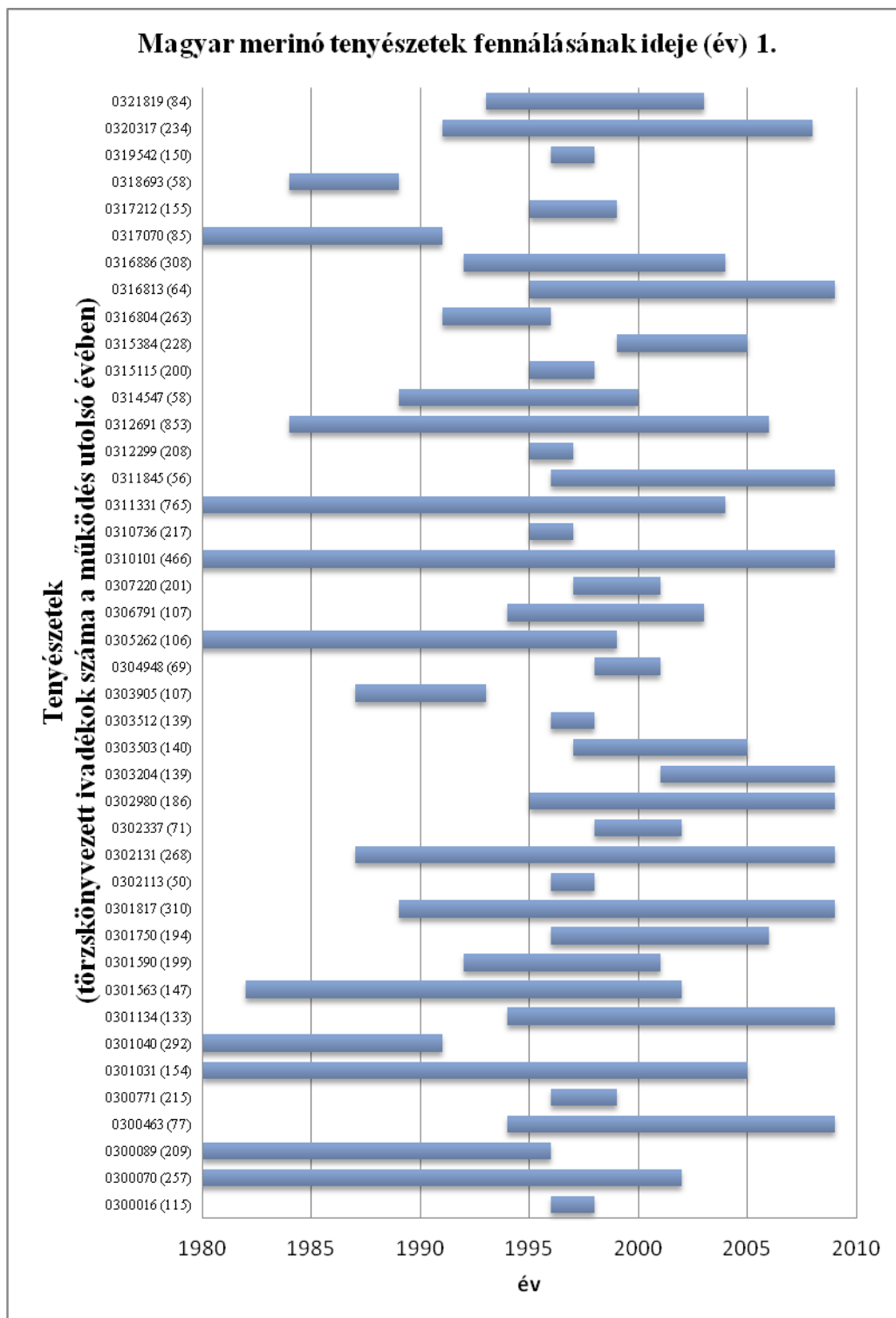
A 15 létesült ile de france tenyészetből 7 szűnt meg (4.2.5. Melléklet 4.22. ábra). A megszűnt tenyészetek között nem volt jelentős (50 feletti tenyészállatot előállító) tenyészet, ezért ezeket a megőrzés szempontjából nem vizsgáltam. A legnagyobb létszámú tenyészutánpótlást előállító tenyészet már 1980-ban is létezett. A két legrégebben fennálló tenyészet (322320, 336543) közötti kapcsolat nem a legszorosabb (4.2.5. Melléklet 4.23. ábra). 1985 óta 14 texel tenyészet létesült, amiből 10 meg is szűnt (4.2.5. Melléklet 4.24. ábra). A legnagyobb számú utánpótlást előállító tenyészet nincs genetikai kapcsolatban a többi hazai tenyészettel (4.2.5. Melléklet 4.25. ábra). A fajta 1986-os hazai megjelenése óta nem tudott elterjedni.

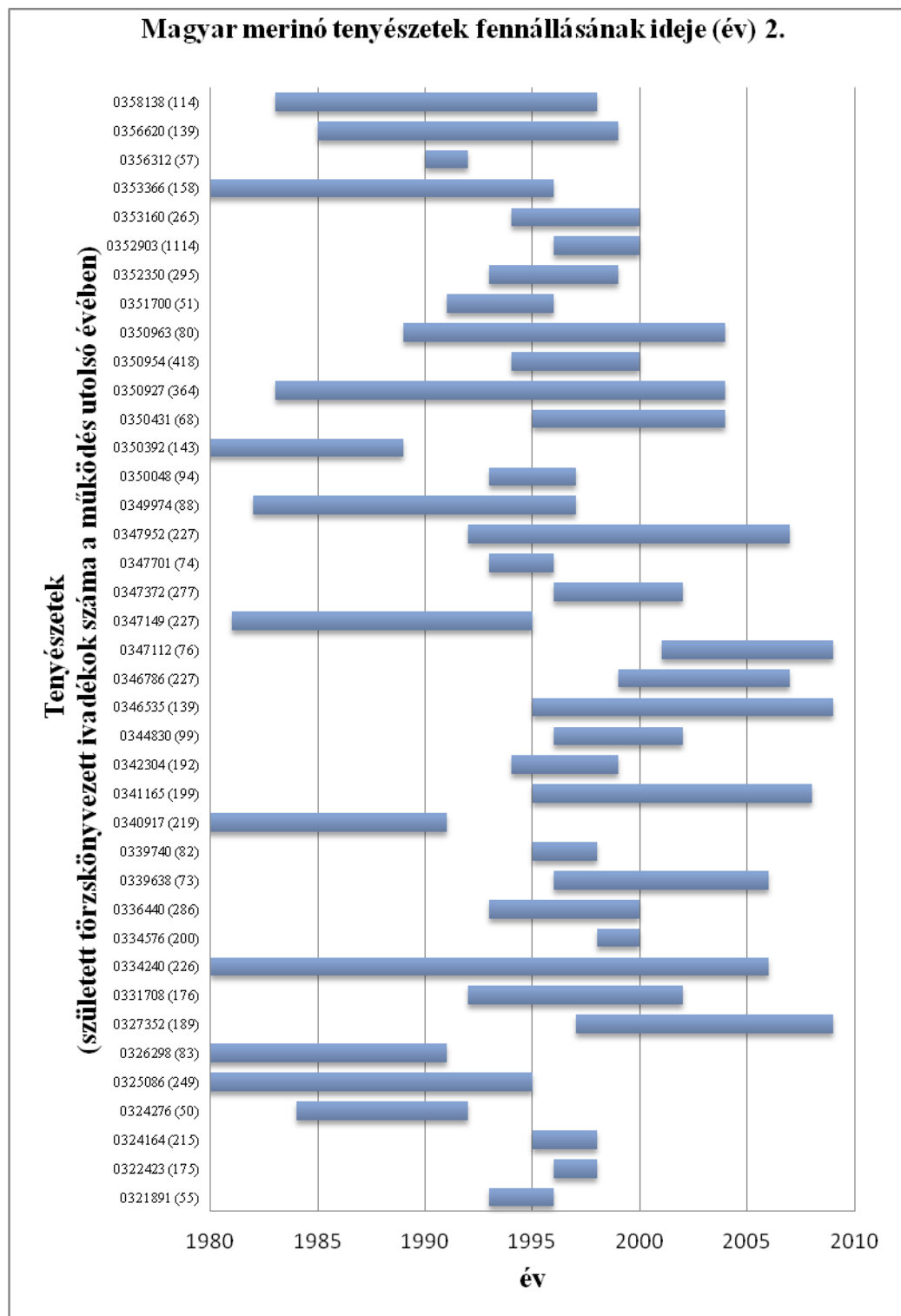
A lacaune tenyészetek közül 16 létesült, amiből 12-öt felszámoltak (4.2.5. Melléklet 4.26. ábra). Egyetlen tenyészet áll fenn folyamatosan a fajta hazánkba kerülése óta. A nagy létszámú megszűnt tenyészetek közül a 1204607-es és 366199-es genetikai kapcsolatban volt a jelenleg is fennálló tenyészetekkel (4.2.5. Melléklet 4.27. ábra). A hazai fajták tenyészetei genetikai kapcsolatban vannak egymással, tehát a tenyészethatás a modellbe foglalható, fajta tenyészérték számítható.

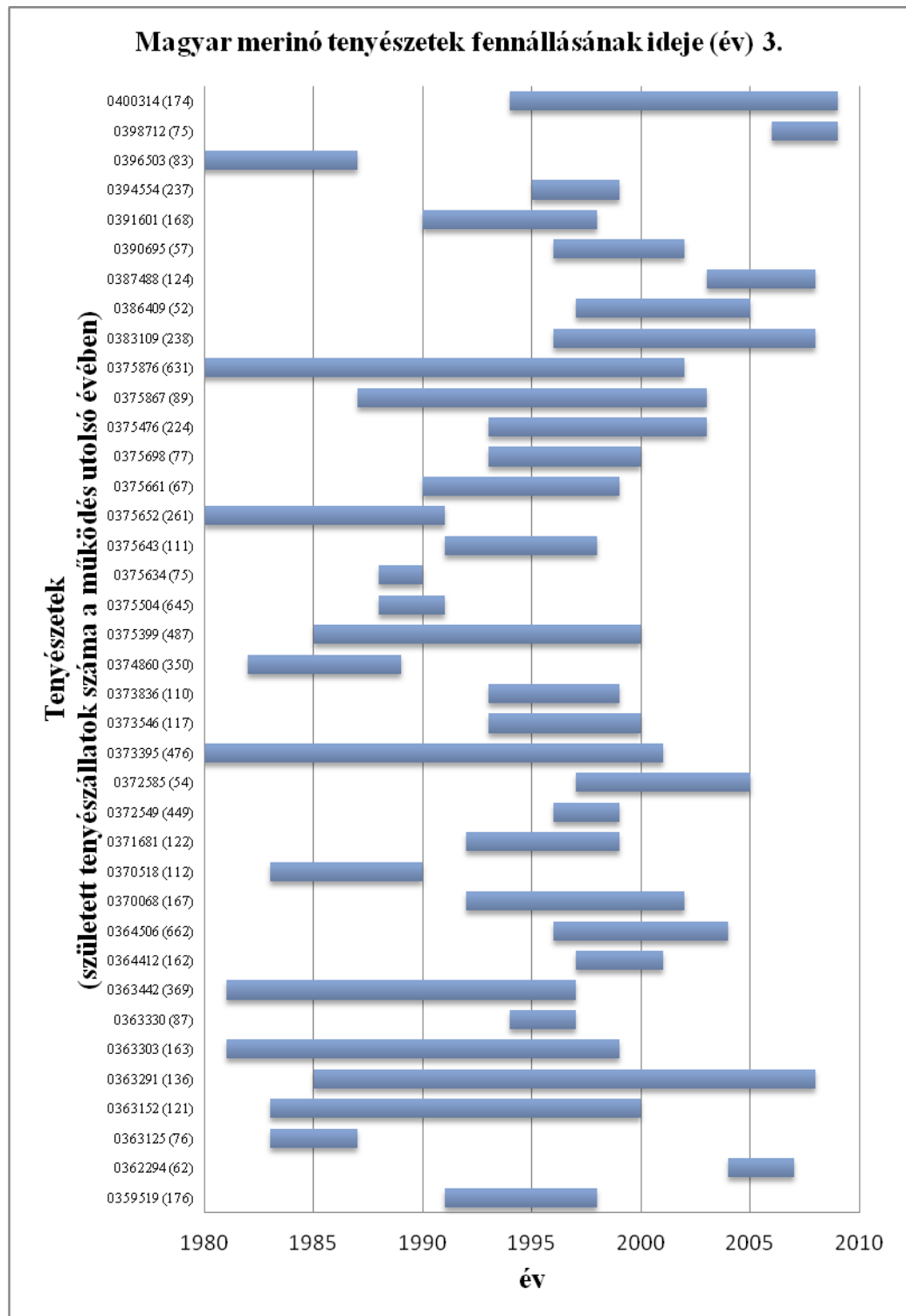
4.2.4. KÖVETKEZTETÉSEK

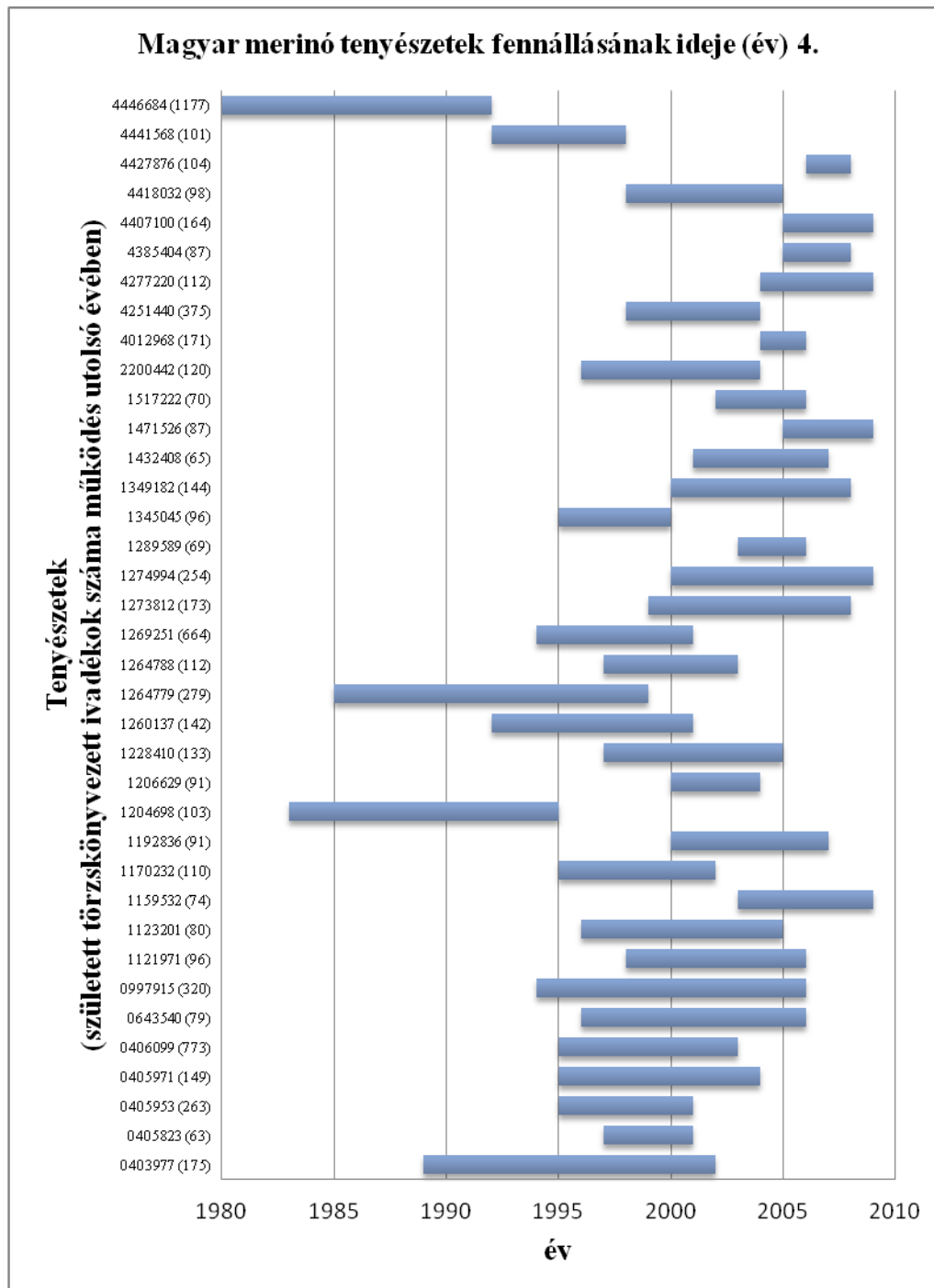
Az elemzések útmutatásul szolgálnak a tenyészállatok használatához, a párosítási arány megválasztásához is. Figyelembe véve a pedigré hiányosságát, – ami a magyar merinó 6. nemzedékében 21%-os, a texel esetében 66%-os – a beltenyésztési együtttható minden fajtában alábecsült, az effektív populációméret pedig felülbecsült. Ezt a 3.1. fejezet eredményei támasztják alá. A hét fajta közül a texel effektív populációmérete a legkisebb, közel 50. Indokolt megvizsgálnunk a fajta jövőbeni szerepét, s piacképessége esetén tenyészállat importtal célszerű a populációméretet növelni. A német feketefejű és a texel fajták beltenyésztési együttthatója és rokonsági foka a legmagasabb 2-3 illetve 6%-os. A növekedés mértéke a texel fajtában a legnagyobb (4%) 2008-hoz képest. A magyar merinó beltenyésztési együttthatója és átlagos rokonsági foka folyamatosan növekszik, 2009-re elérte a populációsintű 1,5%-ot. A fajták teljes genetikai variabilitásának 10%-a 2-4, 25%-a 3-13, 50%-a 9-63 apaállatra vezethető vissza. Ez az arány egyes apaállatok túlzott használatára utal. A magyar merinó rendelkezik a legváltozatosabb genetikai alappal, ugyanakkor a számítógépes adatbázis létesítése óta ez a fajta vesztett legtöbbet a genetikai variabilitásából. Azokban a fajtákban, amelyekben a variabilitás felét kevés számú egyed határozza meg, s nincs folyamatos importra lehetőség, akár tenyészállat, akár szaporítóanyag, szűk párosítási arány javasolható. Fajtánként eltérő, de jelentős a tenyészetek létesítésének és megszűnésének fluktuációja, ami a tenyésztési fegyelemre, a tenyésztési kultúra kialakulására hátrányosan hathat. Valamely tenyészet genetikai értékét a fajta fenntartása szempontjából annak egy adott tulajdonságbeli tenyészérték átlaga, a tenyészérték szórása, a többi tenyészettől való genetikai távolsága jelentheti. Minél nagyobb a tenyészet tenyészérték átlaga, annak szórása és genetikai távolsága a többi tenyészettől, annál nagyobb genetikai értéket képvisel. Abban az esetben viszont, ha a megszűnt tenyészet közeli rokonságban van egy jelenleg is működő tenyészettel, akkor tenyészanyaga a populáció szempontjából megőrződött. Ezt az egyébként fajtamegőrzésénél alkalmazott kritériumot alkalmazhatjuk adott tenyészet megőrzésénél is. Aktualitását az ágazat romló gazdasági helyzete jelenti. E szempont figyelembe vétele nélkül szűnt meg tenyészet, így génállománya a fajta szempontjából elveszett. Külföldi tenyész-utánpótlás híján a magyar merinóban alkalmazandó leginkább ez a szemlélet.

4.10. ábra



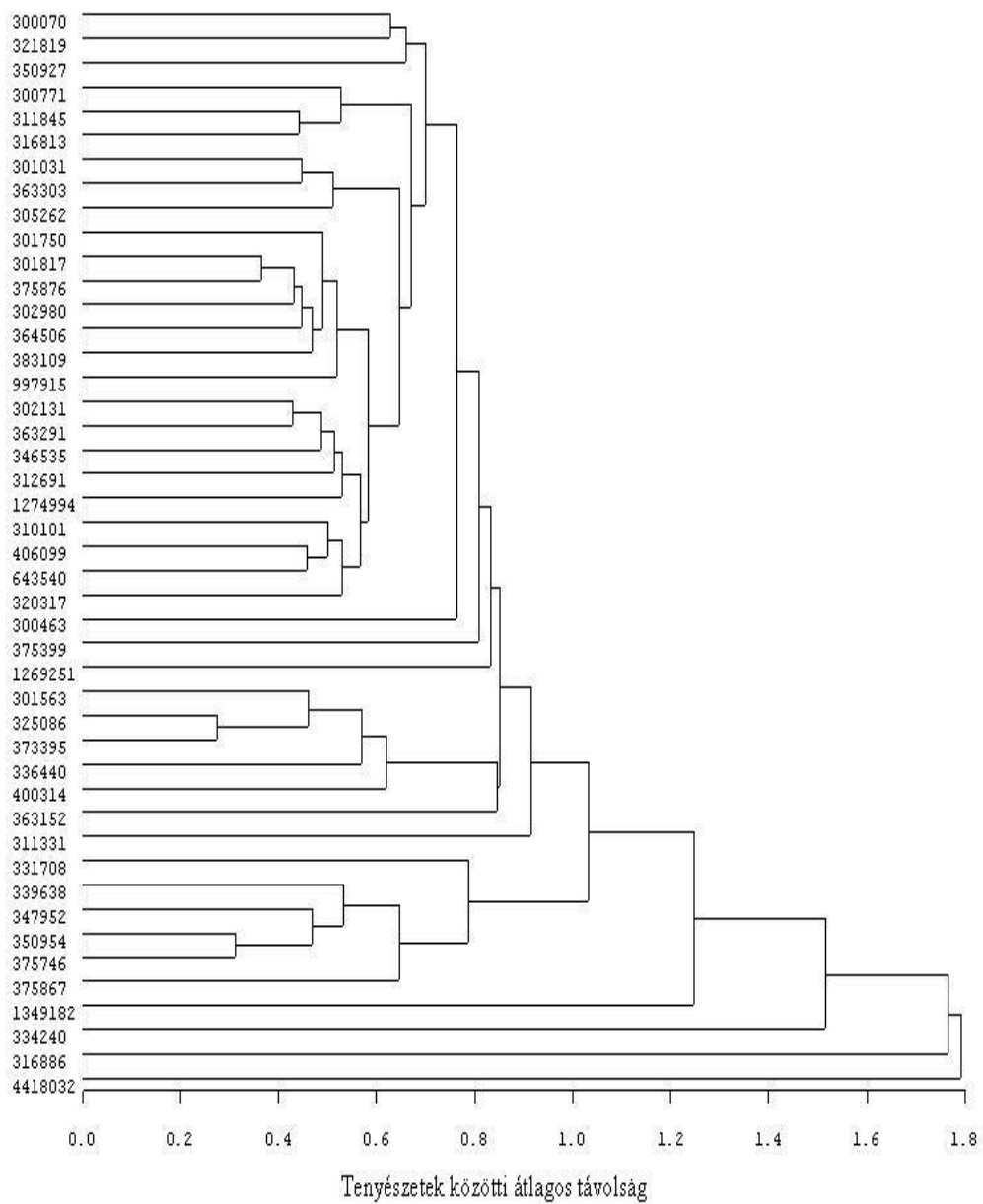


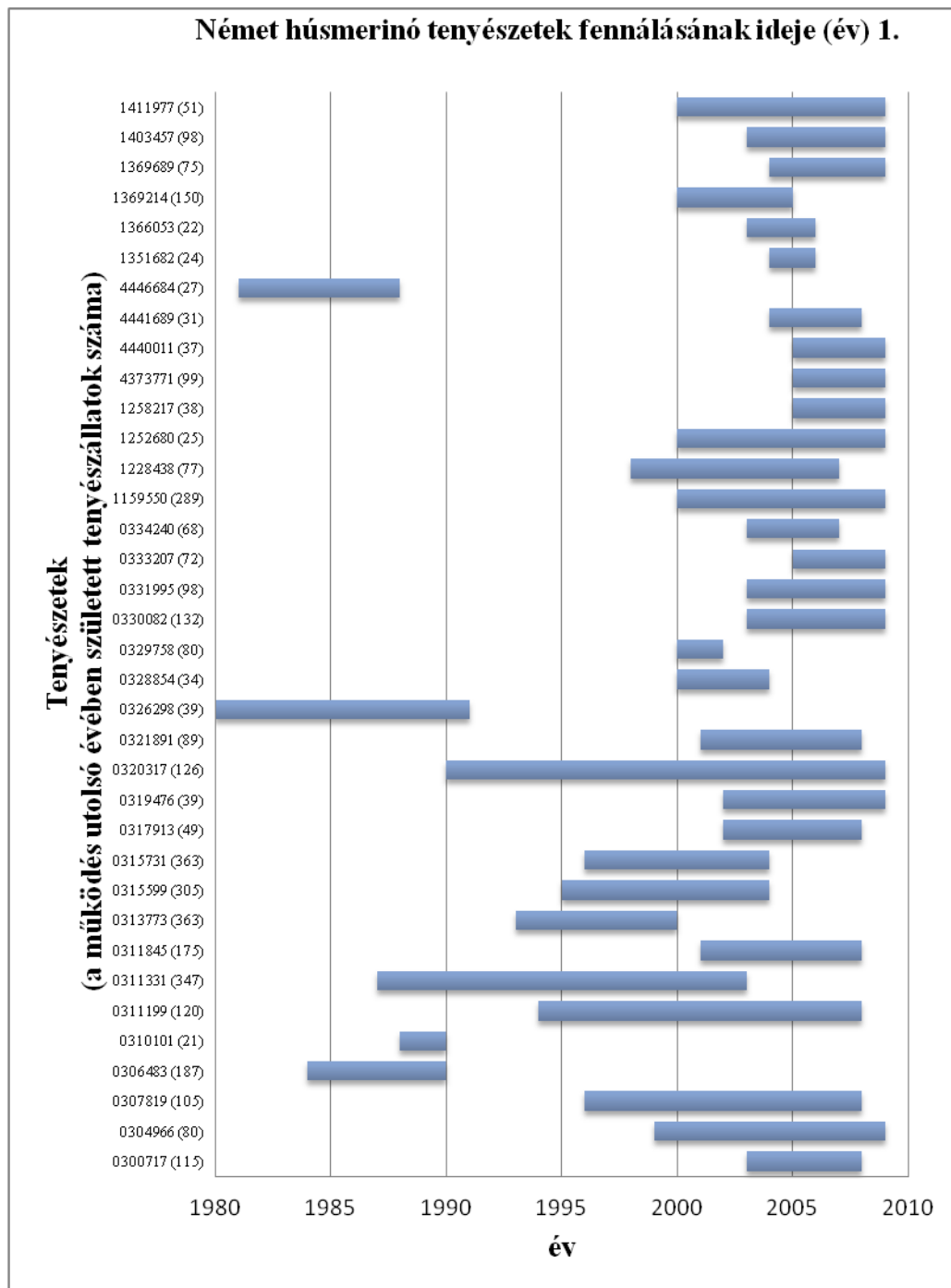


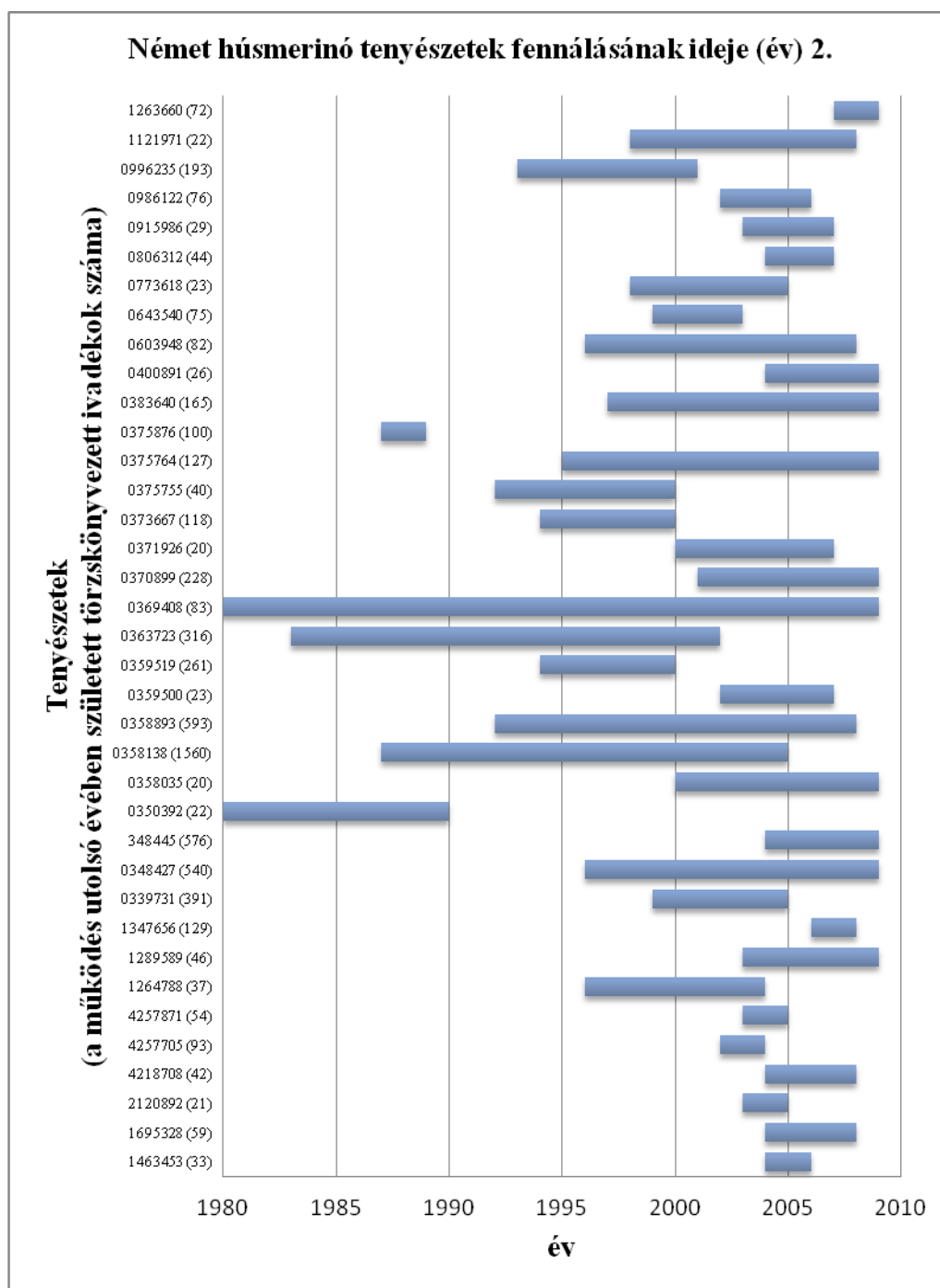


Magyar merinó tenyészetek közötti genetikai kapcsolat 2000 és 2009 között

Tenyészetek

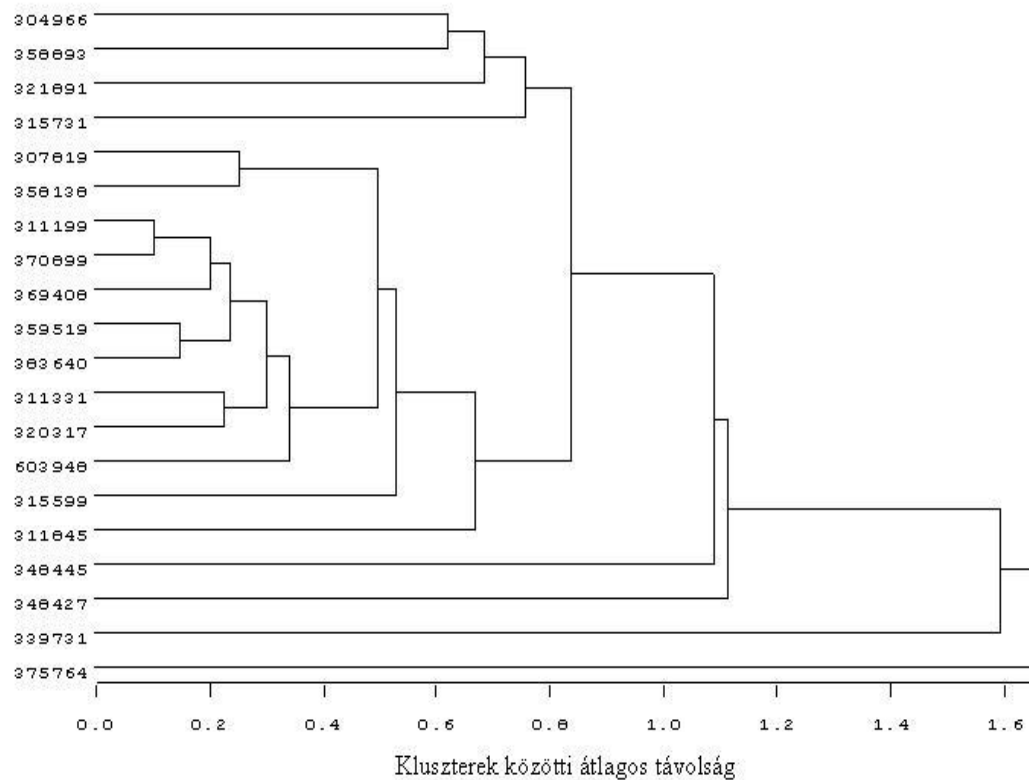




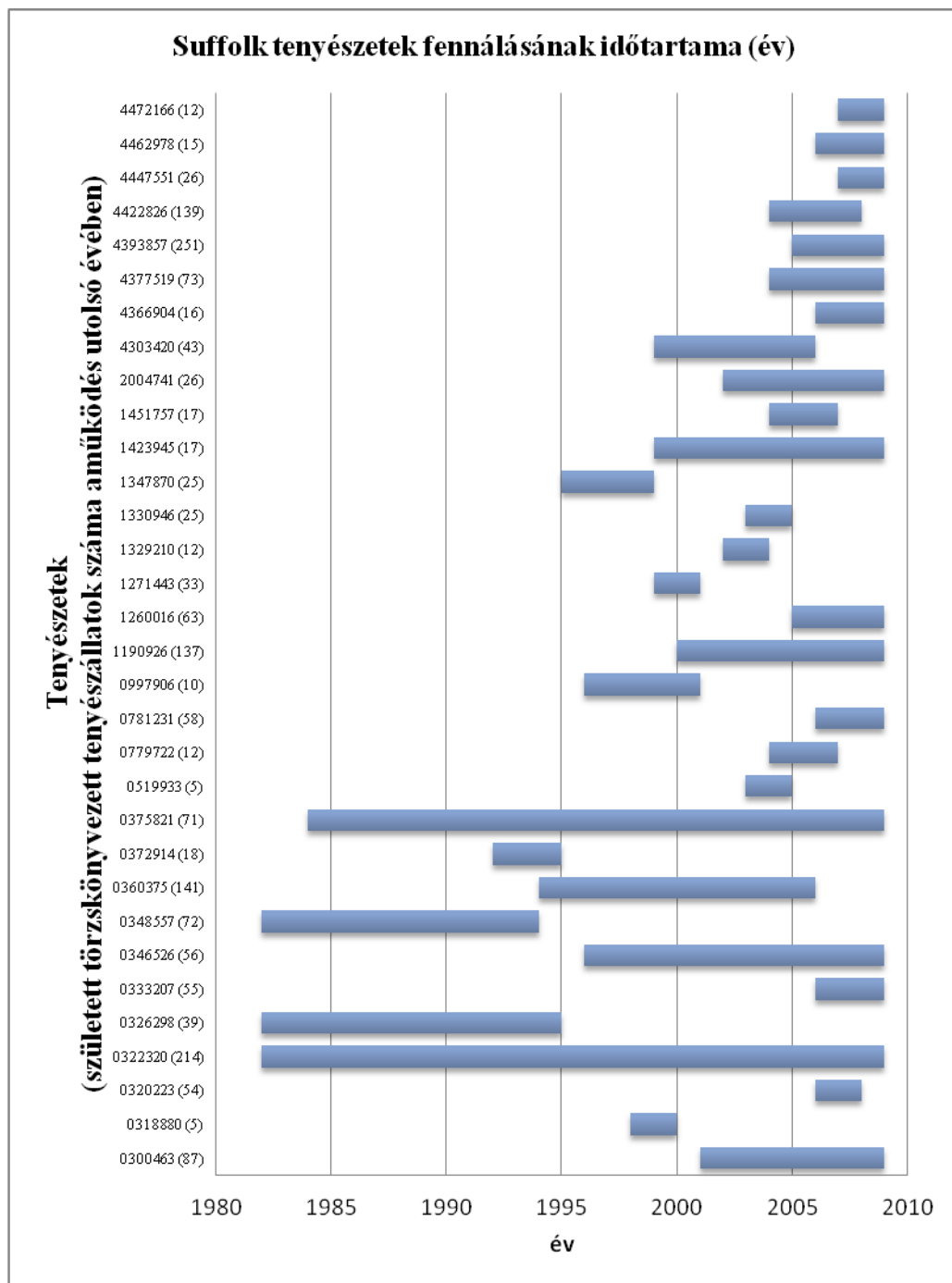


Német hústerminó tenyészetek közötti genetikai kapcsolat 2000-2009 között

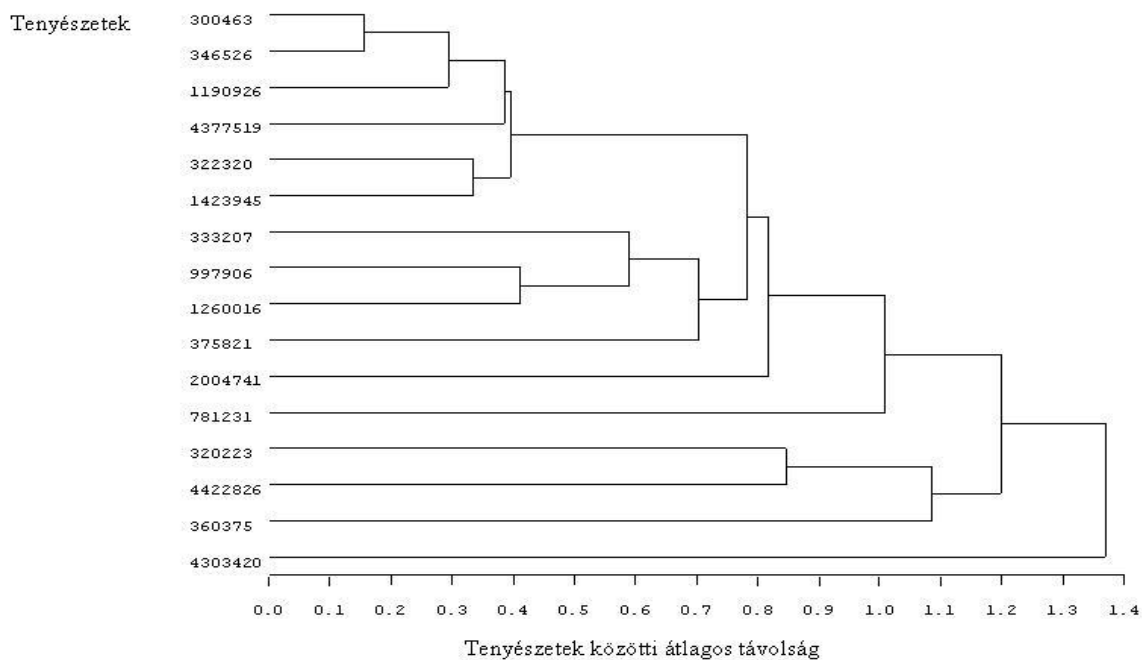
Tenyészetek



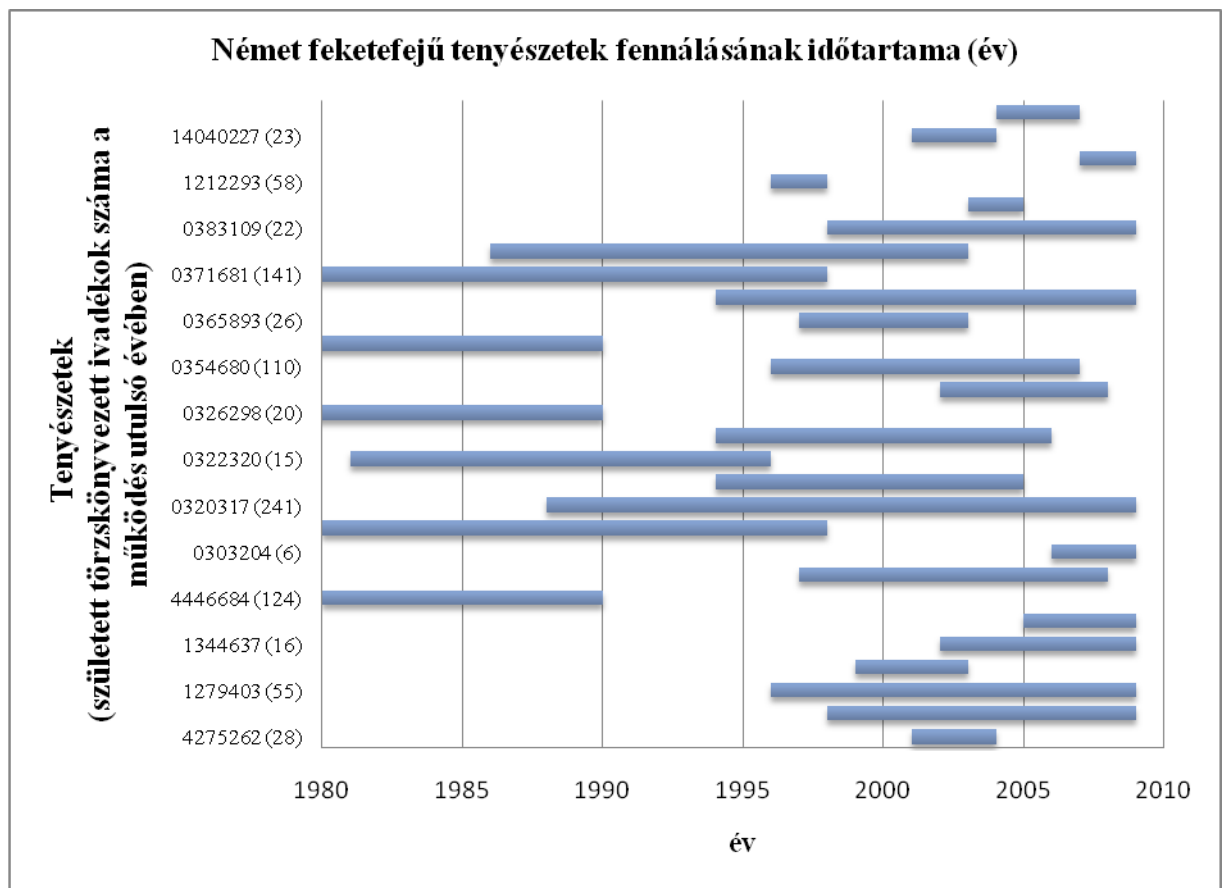
4.18. ábra



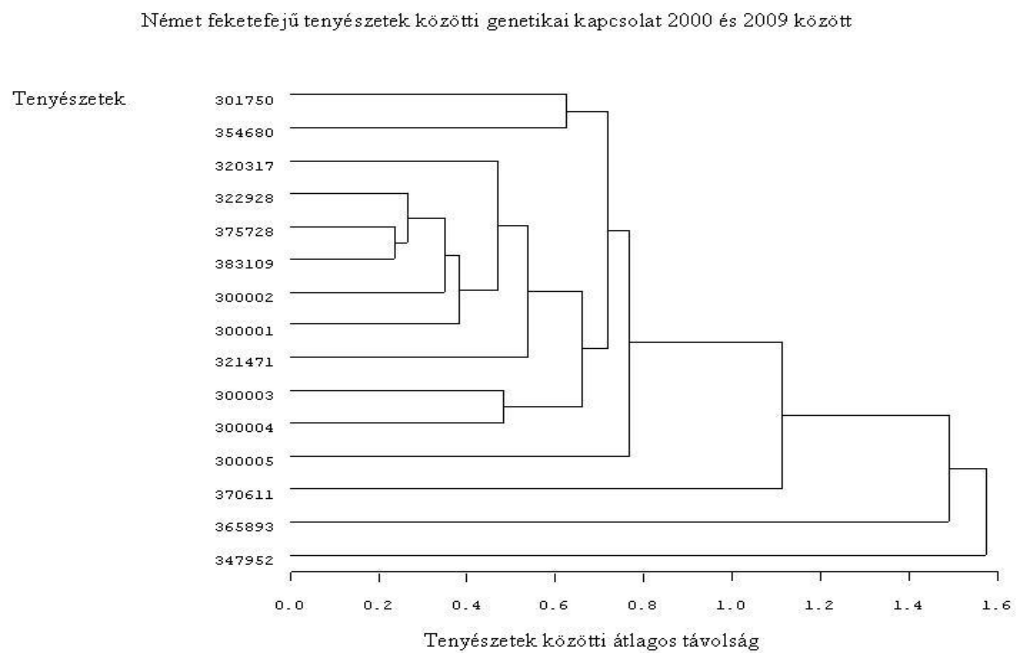
Suffolk tenyészetek közötti genetikai kapcsolat 2000 és 2009 között



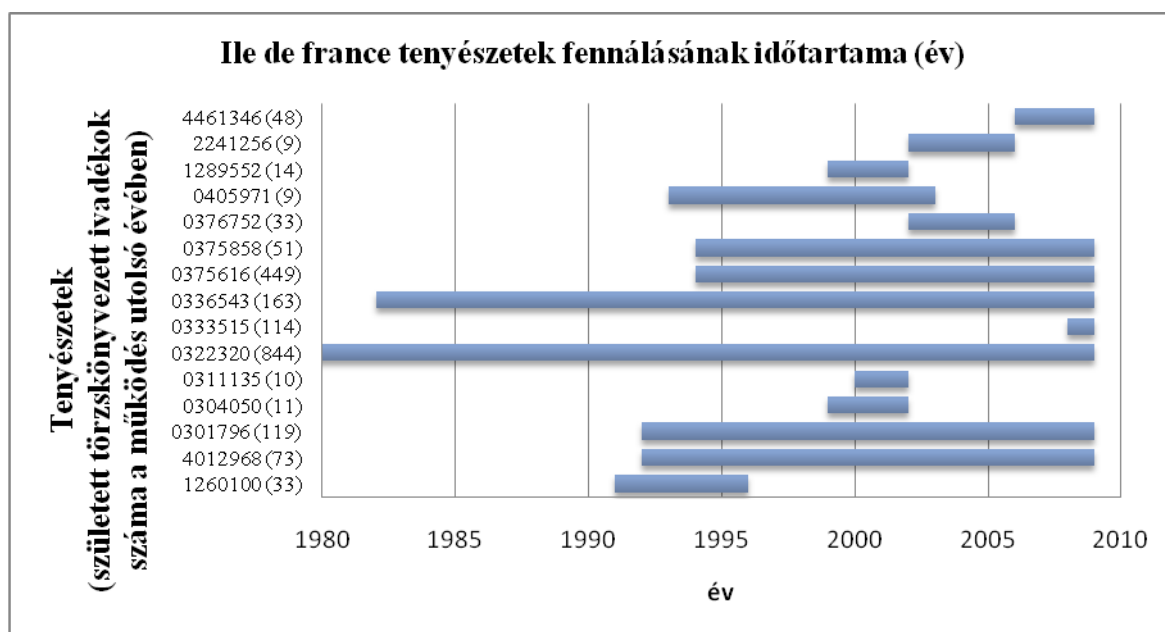
4.20. ábra



4.21. ábra

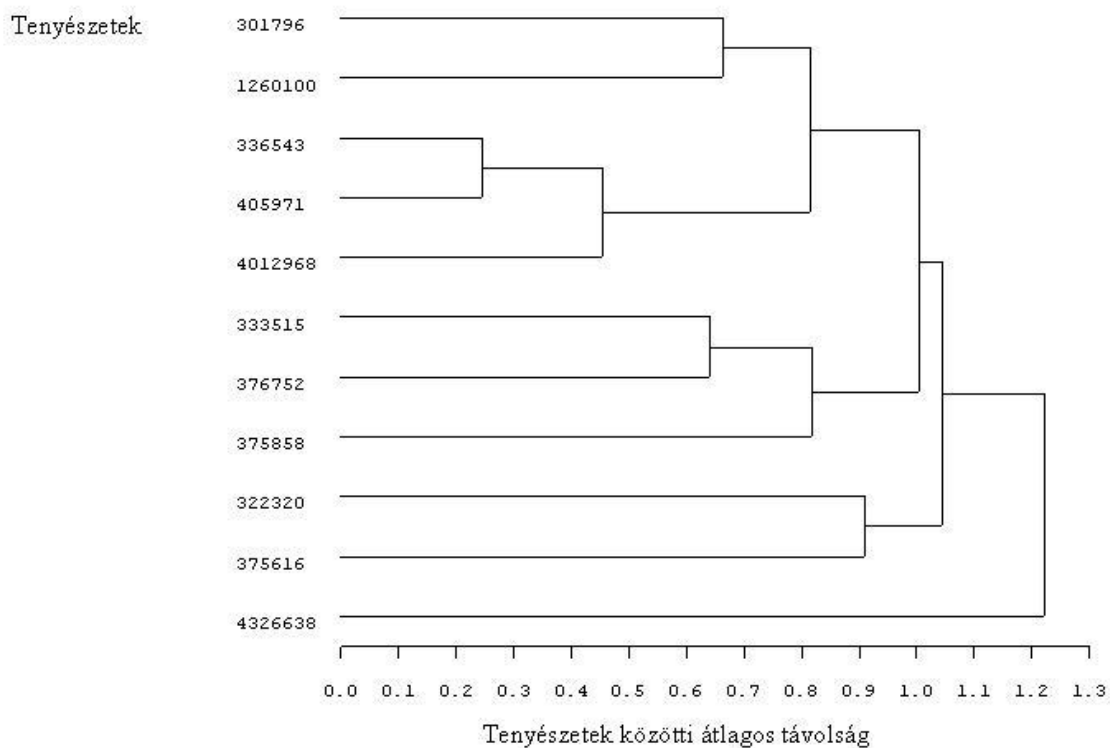


4.22. ábra

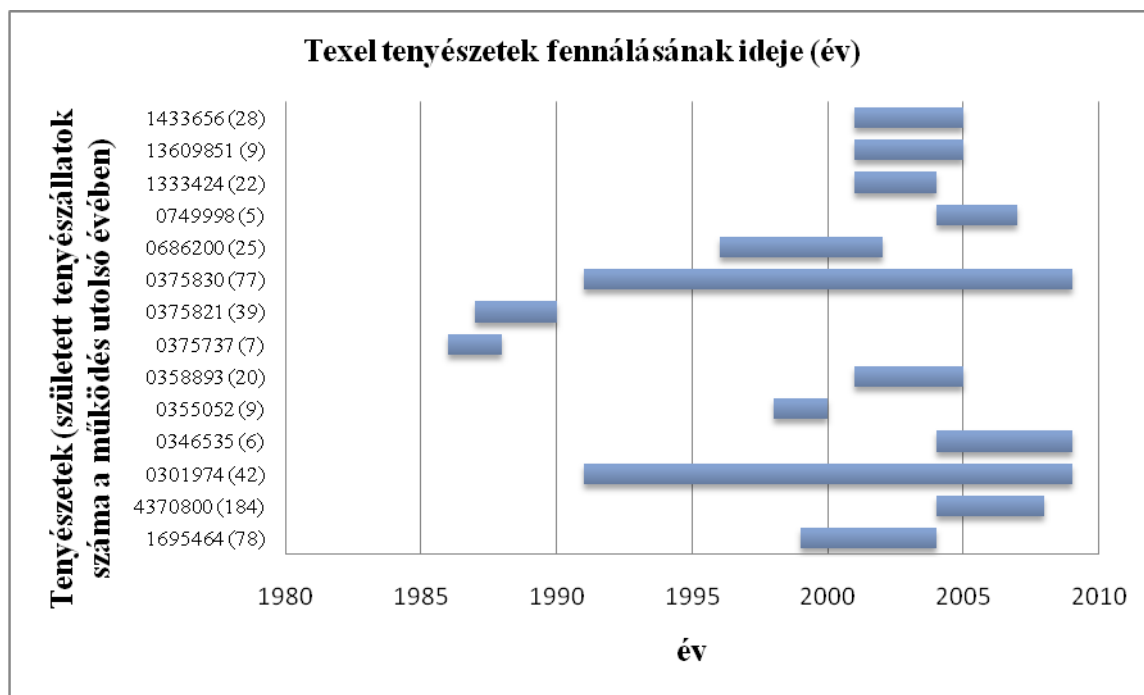


4.23. ábra

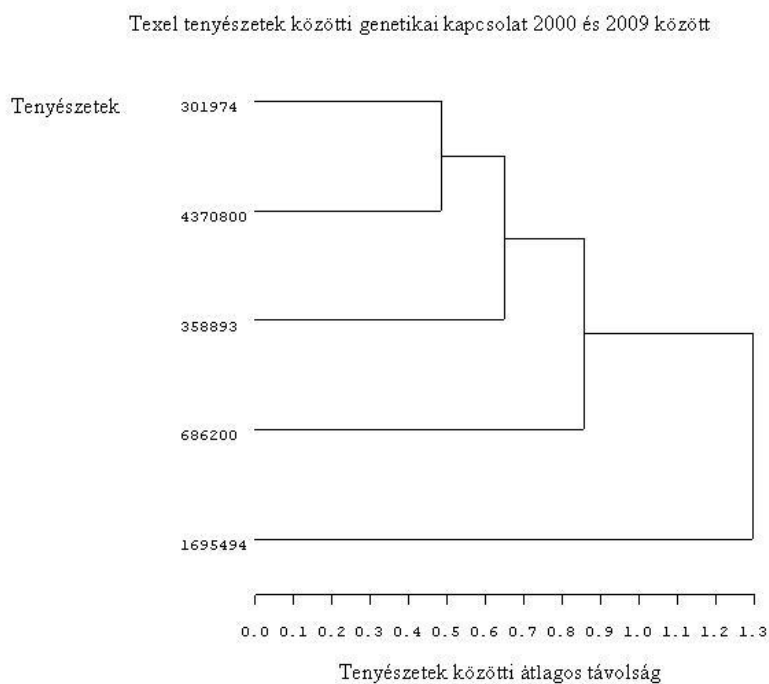
Ile de France tenyészetek közötti genetikai kapcsolat 2000 és 2009 között



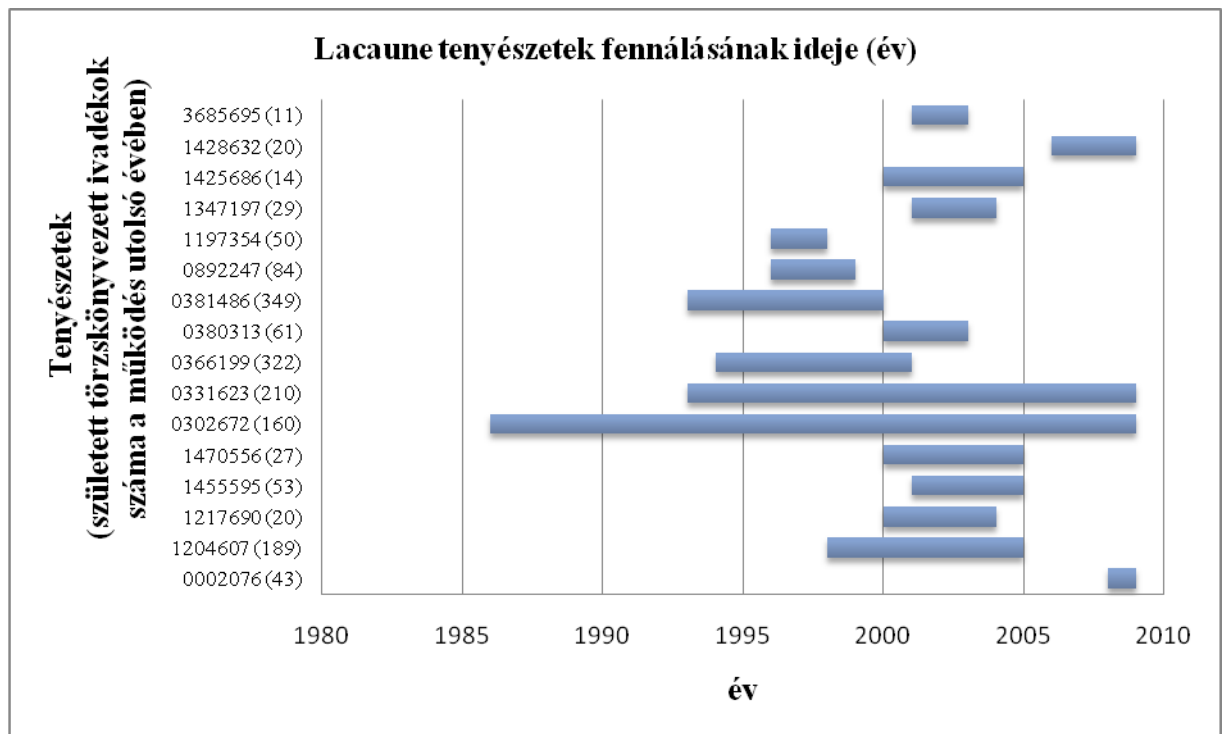
4.24. ábra



4.25. ábra

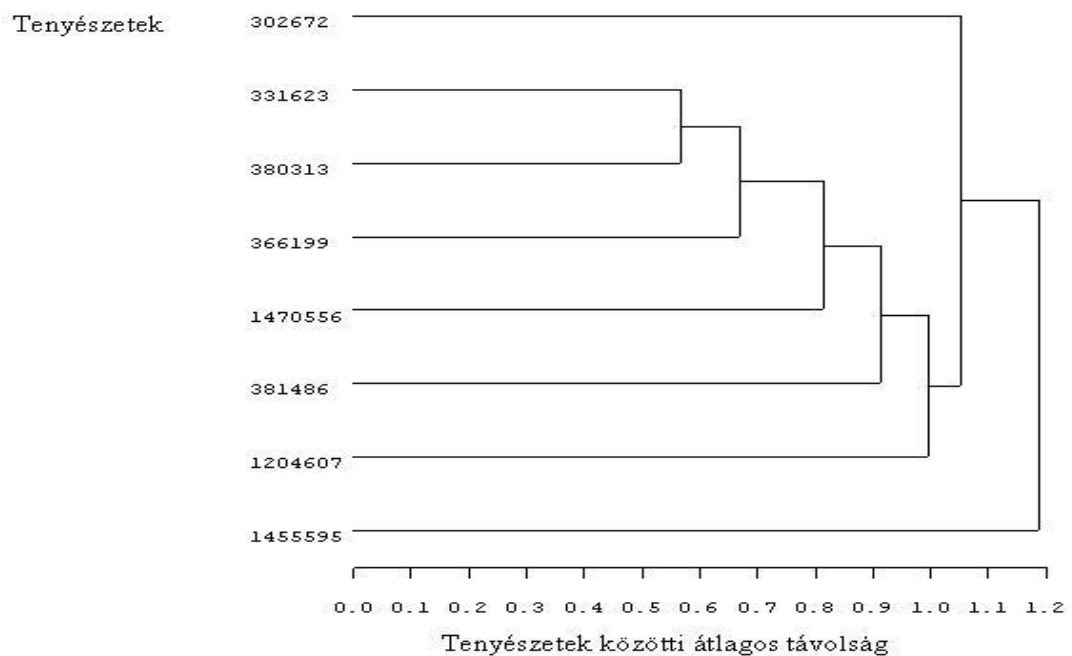


4.26. ábra



4.27. ábra

Lacaune tenyészetek közötti genetikai kapcsolat 2000 és 2009 között



4.3. A MAGYAR MERINÓ ÉS A SUFFOLK ÉRTÉKMÉRŐ TULAJDONSÁGAINAK GAZDASÁGI ÉRTÉKELÉSE

4.3.1. BEVEZETÉS ÉS CÉLKITŰZÉS

Az állattenyésztés bruttó termelési értékéből a juhágazat mintegy 4%-ot képviselt a 90-es éveket megelőzően. Az elmúlt években a juhtenyésztés részesedése az összes bruttó termelési értékéből 2% fölértiről 1%-ra, illetve ez alá csökkent, az állati eredetű termékeken belüli aránya felére esett vissza (*Mezőszentgyörgyi, 2004; Kukovics és mtsai, 2008*). Magyarországról a vágójuhok nagy részét, 13-25 kg testsúlyban, élve exportáljuk, 90%-ban az olasz piacra. A vágott állapotban való értékesítés szerényebb mértékű (*Szűcs, 2002*).

Adott fajta tenyészcélja az adott gazdasági és természeti környezetben nemesítéssel fejleszthető tulajdonságokat foglalja magában (*Amer és mtsai, 2001*). A valóságtól eltérő gazdasági értékek és fontos értékmérők figyelmen kívül hagyása a tenyészcélból a tenyészetek gazdasági hatékonyságának csökkenéséhez vezethet (*Smith, 1983*). *Dickerson* (1969) megállapítása – miszerint az állattenyésztés teljes költsége elsősorban az anyaállat termelési és reprodukciós tulajdonságainak hatékonyságától függ, azt követően pedig a fiatal állat növekedési tulajdonságaitól – még mindig érvényes, sőt, kiegészült a funkcionális tulajdonságokkal. A funkcionális tulajdonságok nem a hozam növelésén, hanem a költségek csökkentésén keresztül járulnak hozzá a hatékonyság növeléséhez. A legfontosabb funkcionális tulajdonságok az ellenálló képesség, a termékenyülőképesség, az ellés lefolyása, élve születés, takarmányértékesítés és a kezelhetőség (*Groen és mtsai, 1997*). Mivel a juh az éghajlattól függően az év egy részét vagy a teljes évet a legelőn tölti és kevés fajta szelekciója irányult olyan maximális termelési kapacitás kihasználására, mely a fitness tulajdonságok hanyatlását váltotta volna ki, kevesebb társadalmi elvárás fogalmazódik meg az ágazattal szemben a fitness tulajdonságok fejlesztésére. A nehézzellessel elsősorban a terminál fajtáknál találkozhattunk (*Smith, 1977*), de nem olyan mértékben, hogy az a keresztezésekben gazdasági kárt okozna. A bárányok életképességének javítására van szelekciós lehetőség (*Hatcher és mtsai, 2010*). *Baumung és Fuerst-Waltl* (2009) osztrák helyi juhajták gazdasági értékét az ECOWEIGHT programmal értékelve legjelentősebbnek az

alomnagyságot (25%), azt követően a bárány és növendékek megmaradási arányát (20%) találták. Ugyancsak jelentős a bárányozási időköz gazdasági értéke (15%).

A bárányszaporulat alacsony szintje már évtizedek óta sújtja a magyar juhászatot. Már *Molnár és Varga* (1989) valamint *Veress és Végh* (1991) is elsőrendű feladatnak tekintették a fajlagos bárányhozam növelését. *Kosgey és mtsai* (2004) véleménye szerint trópusi környezetben számított értékmérők közül a sűrítve elletési hajlam több mint kétszeres gazdasági jelentőséggel bír mint az alomszám.

Azon tulajdonságok esetében, mint pl. a küllem, amelyek nem befolyásolják közvetlenül az árbevételt vagy a termelési költséget, a gazdasági érték kiszámítása körülményes. A küllem a hosszú hasznos élettartammal, valamint a termelési tulajdonságokkal áll korrelációban, s az indexbeli súlyának a meghatározása legtöbbször önkényes. *Fuerst-Waltl és Baumung* (2006) osztrák árverési adatok alapján számították ki a hegyi juh küllemi tulajdonságainak gazdasági értékét, melyek közül a rámát, a típust, a gyapjút, a lábalakulást és a lábvéget találták jelentősnek. Ezen értékeléssel lehetővé vált szerepeltetésük a szelekciós indexben. Hazánkban a küllemi tulajdonságokra független határok alapján folyik szelekció.

Seibert és mtsai (2004) az adott takarmányozási környezethez illeszkedő fajtaválasztás szükségességére hívták fel a figyelmet. Marginális területeken a kis-közepes testű, ellenálló, szapora, jó anyai nevelőképességű fajták tartása indokolt, melyeket nagy hústermelő képességű terminál fajtákkal keresztezve érhető el a legnagyobb haszon. *Wassmuth és mtsai* (2001) véleménye szerint nem minden termelési tulajdonság fejleszthető tovább azok közül, amelyeket a juhtenyésztésben az elmúlt évtizedekben figyelembe vettünk. Az ágazatban a hangsúlyt elsősorban a költségsökkentésre kell helyezni, azaz a betegségekkel szembeni ellenálló képességet, életképességet kell fejleszteni, továbbá nagyobb teret kell engedni a keresztezéseknek.

A tulajdonság gazdasági értéke a tulajdonság egy mértékegységnyi fejlesztéséhez tartozó nyereség (*Groen*, 1989). Egy fajta gazdaságosan akkor tartható fenn, ha az értékmérő tulajdonságainak gazdasági értéke alapján választjuk ki a fejlesztendő tulajdonságokat.

Vizsgálatom célja, a magyar mérinóra – mint meghatározó fajtára – és a húsfajták egy meghatározó fajtájára a suffolkra az értékmérő tulajdonságok gazdasági értékének kiszámítása.

4.3.2. ANYAG ÉS MÓDSZER

A gazdasági érték számításához a *Wolf és mtsai* (2008) által kidolgozott ECOWEIGHT számítógépes programot használtam. A program alapja olyan bio-ökonómiai modell, amely determinisztikus és sztochasztikus elemeket tartalmaz. A modell fő részei: (1) az anyajuh és kos korszerkezetének megállapítása, (2) az ivadék korcsoportok szerkezetének kiszámítása, stacionárius állományváltozási terv készítése Markov láncok alapján (*Wolfová és mtsai*, 2009a), (3) függvény alapján a bárányok növekedési ütemének megállapítása, (4) minden korcsoport termelési érték és költségszerkezetének, a nyereség anyajuhonkénti és évenkénti kiszámítása, (5) az értékmérő tulajdonságok gazdasági értékének meghatározása. A termelés alapegysége a két bárányozás közötti reprodukciós ciklus. Az állományban alkalmazott technológiai rendszer elemei a következők: bárányozás ideje, választás ideje, híztlás ideje, értékesítés ideje, tenyésztésbe-állítás ideje, takarmányozási időszakok kezdete, flushingolás ideje, selejtezés, kiesés ideje. Mindezen időszakok hasznosítási irányonként változtathatók. Az ivadék növekedése három időszakra vonatkozóan számítható: születéstől választásig, választástól tenyésztésbe állításig, tenyésztésbe állítástól kifejllett kori súly eléréséig, a hízalt bárányoknál pedig a híztlás kezdetétől a végéig. A súlygyarapodás ivaronként, születési típusonként eltérő. A tenyésztésbe-állítási súly is eltérő hasznosítási iránytól függően.

A termelési rendszer gazdasági hatékonyságát a modell a nyereség jelenértéke szerint számítja és fejezi ki. A nyereség jelenértéke definíciója a teljes diszkontált termelési érték és a teljes diszkontált költség különbsége anyánként, évenként, növelve az évenkénti anyajuhonkénti állami támogatással az alábbiak szerint:

$$\text{eredmény} = \frac{365}{\text{reprodukciós.cik.hossz}} (\text{termelési érték}' - \text{költség}')p + \text{támogatás}_{\text{anyajuh}}$$

ahol a termelési érték' és a költség' a diszkontált termelési érték és költség összegének a sorvektora állatonként, p az adott korcsoportba tartozó anyajuhonkénti, reprodukciós ciklusonkénti egyedek számának oszlopvektora. A korcsoportonkénti diszkontált költséget a modell az alábbi egyenlet szerint számítja:

$$költség_i = \sum_j q_{ij} folyóáras_költség_{ij} = \sum_j (1 + u)^{t_{ij}/365} folyóáras_költség_{ij}$$

ahol a *folyóáras költség_{ij}* az i -edik korcsoportban lévő állat j -edik elemének nem diszkontált költsége, q_{ij} a folyóáras költség diszkont faktora, u az éves diszkont ráta, t_{ij} az i -edik korcsoportban lévő állat j -edik életkora a költség felmerülésekor. A diszkontált termelési érték számítása az egyes korcsoportokra vonatkozóan megegyezik.

Minden termelési érték és költség, ami egy korcsoportban felmerül, az adott korcsoport születési idejére diszkontált. A termelési érték a választott, hizlalt bárány értékesítéséből, a tenyészállat, illetve selejt állat értékesítéséből, a gypjú és a trágya értékesítéséből származik. Költségként a takarmány, istállózás, munkabér, állategészségügyi tételek, nyírás, tenyészállat-vásárlás merül fel. Minden további költség (amortizáció, energia, javítás, bérlet és általános költség) naponkénti, egyedenkénti állandó költségként kerül kiszámításra (Wolfová és mtsai, 2009b). A következő tulajdonságok gazdasági értékét számítottam ki: születési súly, súlygyarapodás választásig, választási súly, növekedési erély választástól tenyésztésbe állításig, valamint a hízalás alatt, kifejtett kori súly, fogamzási százalék, alomnagyság, bárányok felnevelési aránya, gypjúsúly és hasznos élettartam.

A tulajdonság (k) marginális gazdasági értéke (g_k) a tulajdonság profitfüggvényének parciális deriváltja. A bio-ökonómiai modellben a profitfüggvény összetettsége következtében, a parciális derivált, becslő érték, a tulajdonság átlagának 0,5%-al való megnövelt (TV_k^h) és 0,5%-al való csökkentett TV_k^l átlaga különbségéhez tartozó eredmények (h és l) hányadosa:

$$g_k = \frac{eredmény_h - eredmény_l}{TV_k^h - TV_k^l}$$

Az anyajuh létszám a tulajdonság változása után is állandó. A változás után viszont mind az anyajuh és ivadékkorcsoportok termelése újraszámolt. A kategorikus tulajdonság esetében, mint az alomszám, egy normális háttéreloszlás feltételezett. A profitfüggvény ebben az esetben az alomnagyság állományátlagától $\pm 0,05$ szórás egységgel megváltoztatott értékéhez tartozó profit különbsége (Wolfová és mtsai, 1995). Az alkalmazott bio-ökonómiai modell előnye a nagyszámú változó rugalmas

kezelése. A magyar merinó és a suffolk fajták tulajdonságaira, a korösszetételre vonatkozó adatokat a Magyar Juh és Kecsketenyésztő Szövetség 2009-es adatbázisából nyertem. A költség és termelési érték adatok az MJKSZ felméréséből származnak, valamint neves törzstenyésztők és árutermelők bocsátották rendelkezésre. Tizenkét reprodukciós ciklus mellett az állomány szerkezetéhez szükséges adatokat a 4.14. táblázat tartalmazza. A magyar merinó anyajuhok kifejtett kori súlya 60 kg, a suffolké 75 kg, a jerkéket a kifejtettkori súly 75%-ánál vettem tenyésztésbe. Az első termékenyítési időszak utáni üres jerke az állományban maradt a következő évi termékenyítési időszakra. Ha ezután sem fogant, úgy az időszak végétől számított 90. napon túl selejtezésre került. Ugyanúgy selejtezésre kerültek az üres anyák a termékenyítési időszak végétől számított 90. napot követően. A jerek fogamzási aránya az első termékenyítési időszakban 85%, a másodikban 90%, a harmadikban 70% volt. A kosokat kifejtett kori súlyuk (90 kg, illetve 100 kg, 4.16. táblázat) 70%-ánál vettem tenyésztésbe.

4.14. táblázat **Elhullott és egészségügyi okok miatt selejtezett anyajuhok aránya az adott reprodukciós ciklusban lévő anyajuhok arányában és az adott korcsoportba tartozó egyedek szaporasági teljesítménye**

Reprodukciós ciklus	Elhullott anyajuhok aránya (%)	Egészségi okok miatt selejtezett anyajuhok aránya (%)	Fogamzási arány (%)	Egyes bárányok aránya (%) (magyar merinó; suffolk)	Kettes iker bárányok
1	5	7	85	82; 58	17; 39
2	3	7	87	74; 56	25; 40
3	2	8	88	60; 48	35; 47
4	2	12	85	60; 44	35; 48
5	2	15	84	60; 44	33; 51
6	3	10	83	65; 44	33; 51
7	4	15	72	65; 45	33; 51
8	5	15	70	65; 45	32; 51
9	5	20	70	66; 50	30; 46
10	5	25	66	68; 52	28; 46
11	5	25	61	70; 55	28; 42
12	5	25	57	72; 55	27; 42

Az ivadékok növekedési jellemzői választásig a 4.15. táblázatban láthatók. Az anyautánpótlás saját nevelésből származott. Az utánpótláson felüli nőivarúak 60%-a választáskor, 20%-a hizlalás után, 20%-a pedig tenyészállatként vemhesen kerültek értékesítésre. A választási súly magyar merinó esetében ivartól és alomszámtól függően 16,0 kg és 21,4 kg, suffolk esetében 18,5 kg és 24,5 kg között változott (4.15. táblázat). A szoptató anya laktációs görbéje ismeretlen volt. A termékenyítési időszak végétől számított 90. napon üresen maradt nőivarúak selejtezésre kerültek. Mivel a magyar merinó tenyészetek többsége árutermelő, feltételeztem, hogy a kosbárányokat választás után értékesítik, a tenyészkosokat vásárolják. A suffolk kosok esetében viszont a saját utánpótláson felüli hányad 30%-át választáskor, 20%-át hizlalás után, 50%-át pedig tenyészkosként értékesítik. A kosokat az első ciklusban 25:1-hez, a későbbiekben 40:1-hez anya:kos párosítási arányban használják, továbbá a kosokat 5 reprodukciós ciklusban használják fedeztetésre, a harmadik és negyedik termékenyítési időszakban 10, illetve 12% -ukat továbbértékesítik. A két fajta szaporulati aránya és korszerkezete a jelenlegi ellenőrzött tenyészetek adataival megegyezett. A magyar merinó szaporulati aránya 131%, a suffolké 153% volt 2009-ben (MJKSZ, 2010).

Az ECOWEIGHT jelenlegi korlátja miatt – annak ellenére, hogy a magyar merinó tenyészetek 60%-a sűrítve ellet – évi egyszeri elletéssel számoltam.

4.15. táblázat **Az ivadékok jellemzése választásig (magyar merinó; suffolk)**

Tulajdonság	Egyes	Kettes iker	Hármas iker
A halva született és a 24 óráig elhullott bárányok aránya (%)	8; 6	20; 13	28; 20
Egy bárány hullott el az adott alomban (%)	8; 6	15; 08	16; 10
Két bárány hullott el az adott alomban (%)	-	5; 5	8; 6
Mind a három bárány elhullott (%)	-	-	4; 4
Felnevelési % választásig	90; 95	87; 93	84; 91
Születési súly (kg) jerke/ kos	3,5/ 4,2; 4,0/4,4	3,0/ 3,6; 3,2/ 3,8	2,5/ 2,9; 2,7/ 3,3
Választási súly (kg) jerke/ kos	19,2/ 21,4; 22,3/ 24,5	18,2/ 20,0; 21,0/ 22,7	16,0/ 17,5; 18,5/ 20,2

A tenyésztésre szánt növendékek takarmányigényének meghatározásához szükséges növekedési jellemzőket a 4.16. táblázat tartalmazza. A korcsoportonkénti takarmányköltség kiszámításának alapja a juhok nettó napi energia, fehérje, ásványi anyag és vízszükséglete, a takarmányok beltartalmi értéke (*Herold és Jávor*, 1984; *Herold*, 1986; *Schmidt*, 1995), azok 2011. májusi árai, és az európai uniós területalapú (SAPS) és a környezetvédelmi (AKG) támogatások. A modellben a nőivarú tenyészállatok esetében a következő takarmányozási csoportokat különítettem el: nőivarú flushingolva, üres illetve korai vemhes, nőivarú a vemhesség utolsó harmadában, szoptató juh 1 béránnal, szoptató juh 2 vagy több béránnal. A pároztatási időszak kezdete előtt 18 nappal, s kezdete után 46 nappal a jérkéket, anyajuhokat flushingolták. A nyári időszakban legeltettek. A kosok takarmányozásában termékenyítési időszak alatti és időszakon kívüli szakaszt különböztettem meg.

4.16. táblázat **A tenyészutánpótlás növekedési és túlélési tulajdonságai (magyar merinó; suffolk)**

Tulajdonság	Nőivar	Hímivar
Napi súlygyarapodás választástól első termékenyítési időszakig (g/nap)	110; 150	175; 210
Az élősúly variációs koefficiense az első termékenyítéskor (%)	18; 15	22; 22
Kifejlett kori súly (kg)	60; 75	90; 100
Túlélési arány a választástól az első termékenyítésig (%)	95; 97	95; 95
Túlélési arány a termékenyítéstől ellésig (%)	98; 98	-

A takarmányárak számításában, mely *Cehla* (2011) munkája, négy árváltozat szerepel: piaci ár, termelői önköltségi ár (Önköltség I.), termelői önköltségi ár SAPS támogatással csökkentett termelési költséggel (Önköltség II.), termelői önköltségi ár SAPS + AKG támogatással csökkentett termelési költséggel (Önköltség III.). Az agrár-környezetgazdálkodás célprogramjain belül az integrált szántóföldi növénytermesztés és ökológiai gyepgazdálkodás célprogramokban igénybe vehető támogatási összegek (155 EUR/ha és 79 EUR/ha) figyelembe vehetők. A támogatás mértéke az ökológiai gyepgazdálkodás célprogramon belül kaszált és nem Natura 2000 területre kerültek

meghatározásra. Az egyes takarmányfelhasználások termelési költsége – az egyes növények munkaműveletenkénti költség szerkezete – tartalmazta az adott növény előállításának során felmerülő valamennyi változó költséget és az állandó költséget. A közvetett költségek közül a gazdasági általános költség az Agrárgazdasági Kutatóintézet által közzétett (*Béládi és Kertész, 2009*) és adott ágazatra jellemző adatok alapján került figyelembe vételre. A földbérleti díj meghatározásánál szempont volt az adott növény talajigénye, ami döntően meghatározza a bérleti díj mértékét is a föld minőségi kategóriáján keresztül. Az önköltség, a nettó termelési költség, ami a melléktermék értékével csökkentett termelési költség. Az állami támogatás anyajuhonként 2880 Ft. Az istállózási költség a behajtástól kihajtásig terjedő időszakra vonatkozó költség. Az állategészségügyi költségek az állatorvosi kezelési, féregtelenítési, fürdetési, és az elhullott állat megsemmisítési költségét tartalmazta.

4.17. táblázat

A vizsgálatba vont növények önköltségének és árának ismertetése

Megnevezés/ takarmány	Nettó termelési költség Ft/ha	SAPS	Támogatás Ft/ha AKG integrált szántóföldi növ. term. öko gyepgazd. kaszált	Támogatással csökkentett termelési költség Ft/ha	Termésátlag t/ha	Önköltség I. Ft/t	Önköltség II. Ft/t	Önköltség III. Ft/t	Piaci ár Ft/t
Kukorica	231400	46535	41772	143092	8	28925	17886	23108	53000
Árpa	122385	46535	41772	34077	4	30596	8519	18962	48000
Rozs	80595	46535	41772	-7712	2,7	29850	0,0	12614	45000
Zab	100202	46535	41772	11894	4	25050	2973	13416	45000
Lucerna széna	118110	46535	41772	29802	7	16872	4257	10225	25000
Réti széna	73360	46535	21290	5534	4	18340	1383	6706	15000

Forrás: Cehla Béla (2011) számításai

A négy árváltozat mindegyikén számított magyar merinó tenyészeti nyereségét a 4.18. táblázat tartalmazza. Piaci áron, vásárolt takarmánnyal, valamint önköltségi áron számolva a tenyészet veszteséges. *Barkaszi* (2010) számításai szerint az európai uniós juhászatok a saját termesztésű takarmány árának háromszorosát költik vásárolt takarmányra. A továbbiakban az egyes értékmérő tulajdonságok gazdasági értékei a SAPS-al csökkentett önköltségi áron kerültek kiszámításra, így a magyar merinó tenyészet nyeresége állami támogatással 10,32%, támogatás nélkül vesztesége -3,87%. Ugyanezen takarmány árképzési feltételek mellett a suffolk tenyészet nyeresége 15,44% állami támogatással és 6,62% állami támogatás nélkül. *Wolfová és mtsai* (2009b) szerint a takarmányköltség kiszámításakor indokolt figyelembe venni a területalapú támogatásokat is. Ez befolyásolja azon tulajdonságok gazdasági értékét, melyek a takarmányfogyasztáshoz kötődnek (a súly, a tejtermelés, részben a szaporaság, gyapjútermelés).

4.18. táblázat **A magyar merinó nyereségszintje eltérő takarmánytermesztési árképzés mellett**

Megnevezés	Nyereség állami támogatással (%)	Nyereség állami támogatás nélkül (%)
Önköltségi áron	-2,75	-15,26
Önköltségi áron – SAPS	10,32	-3,87
Önköltségi áron – SAPS - AKG	23,00	7,18
Piaci áron	-9,90	-21,49

A magyar merinó elsődleges tenyészcélja a szaporaság és a báránynevelő-képesség javítása az aszezonalitásra való hajlam növelése, valamint a hústermelő képesség és az izmoltság javítása. A suffolk hazai tenyészcélja a származási hely átlagteljesítményének fenntartása, legelőképességének, magas húskitermelési százaléknak, szaporulati arányának javítása, keresztezésekben kiváló vágóbárány előállítás. Ezen tenyészcélok gazdasági értékének számítását az ECOWEIGHT program a magyar merinó esetében az aszezonalitás kivételével lehetővé teszi. Adott fajta eredményességét

a szaporaság, a nőivarú egyedek termelése és a fiatal állatok hústermelőképessége határozza meg (Dickerson, 1969). A szaporulat növelése sürítve elletéssel a takarmányszükséglet növekedését és a hasznos élettartam csökkenését jelentheti és ezt is szükséges figyelembe venni.

A suffolk vágási hozamának és a két fajta vágóértékének gazdasági értékét a tulajdonságokhoz kapcsolódó hazai árakat hiányában jelenleg aligha lehet értékelni. A fajták tartása során felmerülő költségeket és árbevételi tényezőket a 4.19. táblázat tartalmazza. A suffolk intenzívebb gyarapodásából, nagyobb testsúlyából következő nagyobb takarmányigénye és az anyaállatoknál figyelembe vett felnevelési költségek miatt nagyobb az anyaállatra jutó takarmányozási költség. A suffolk igényesebb fajta révén nagyobb munkaerő lekötést is jelent. A külföldről történő időszakos (a kos utánpótlás 10%-a) tenyészállat-beszerzés költségét az állandó költség tartalmazza. Ugyanakkor a suffolk fajta tenyésztésével nagyobb árbevétel és eredmény érhető el. Csehországban 2007. évi gazdasági viszonyok között a suffolk tenyésztésével anyajuhonként, évente 86 EUR árbevételt értek el 88,1 EUR költség mellett (Wolfová és mtsai, 2009b). Az ágazat gazdasági helyzetét a 15,3 EUR/anyajuh támogatás tette nyereségessé.

4.19. táblázat **A magyar merinó és a suffolk tartása kapcsán felmerülő főbb költségtényezők, árbevétel és nyereség**

Megnevezés	Magyar merinó anyajuh bárányával választásig	Magyar merinó tenyészkos	Suffolk anyajuh bárányával választásig	Suffolk tenyészkos
Főbb költségek[§]				
Takarmányköltség (Ft)	5866	6812	10712	8826
Állatorvosi költség (Ft)	800	2106	836	2455
Munkaerőköltség és közteher (Ft)	3691	3944	6820	4725
Állandó költség/év/állat (Ft)	867	2136	4590	4070
Alomköltség (Ft)	471	959	488	972
Állatmegsemmisítés (Ft/kg)	135	135	135	135
Tenyészállat ár (Ft)	25000 [♀]	75000	35000 [♀]	95000
Teljes költség/anyaállat/év (Ft)	20296		32664	
Árbevétel és eredmény				
Exportbárány 16-20 kg (Ft/kg)	850			850
20-24 kg	800			800
24-27 kg	750			750
Árbevétel anyaállat/év (Ft)	19510		34827	
Állami támogatás (Ft)	2880		2880	
Eredmény (Ft)	2094		5042	

[§]Egy állatra jutó 500 Ft-nál nagyobb költségek feltüntetésével. [♀] tenyészerke

A marginális gazdasági érték anyajuhonként az adott tulajdonság egy egységnyi változását követő profitváltozás évenként. A tulajdonságok összevethetősége céljából, a marginális gazdasági értéket a tulajdonság genetikai szórásával szoroztam meg.

Minden tulajdonság növekedése a gazdasági eredmény növekedésével járt, kivéve a kifejlett kori élősúlyt. A nagyobb kifejlett kori súly és az ennek fenntartásához szükséges takarmányköltség valamint a kiselejtezett állatok alacsony ára a kifejlett kori élősúly növelését veszteségessé teszi. A kifejlett kori súly növelése mind juh, mind szarvasmarhafajták esetében negatív hatással van az ágazat eredményességére (Conington és mtsai, 2004; Morais és Madalena, 2006).

A genetikai szórásértékeket, a súlygyarapodás, a választási, a kifejlett kori élősúly és az ellésenkénti alomszám esetében a hazai állományra vonatkozó paraméterbecsléseket, a többi tulajdonság esetében pedig *Wolfová és mtsai* (2009b) adatait vettem alapul (4.20. táblázat).

4.20. táblázat **A magyar merinó tulajdonságainak marginális gazdasági értéke (MGÉ, Ft-ban a tulajdonság egységében anyajuhonként évente) a genetikai szórása (σ_g), a standardizált gazdasági értéke (MGÉ x σ_g) és relatív gazdasági értéke (RGÉ)**

Tulajdonság	MGÉ	σ_g	MGÉ x σ_g	RGÉ (%)
Születési súly (kg)	383,3	0,17	65,16	1,3
Súlygyarapodás választásig (g/nap)	16,9	33,70	569,53	11,3
Választási súly (kg)	344,8	0,98	337,90	6,7
Növendék kori súlygyarapodás (g/nap)	5,15	17,82	91,77	1,8
Hízalás kori súlygyarapodás (kg)	0,35	23,33	8,16	0,2
Kifejlett kori súly (kg)	-20,8	2,75	-57,2	1,1
Tenyészjerke fogamzási aránya (%)	57,2	1,85	105,82	2,1
Anyajuh fogamzási aránya (%)	157,7	1,59	250,74	4,9
Ellésenkénti alomszám (bárány)	6746,9	0,20	1349,38	26,8
Élve születési arány (%)	157,3	5,34	893,98	16,7
Felnevelési arány születéstől választásig (%)	172,2	5,80	998,76	19,8
Anyajuh hasznos élettartama (nap)	2,86	120,17	342,48	6,8
Zsírosgyapjúsúly (kg)	78,7	0,30	23,61	0,5

A magyar merinó vizsgált tulajdonságai közül legnagyobb gazdasági súlya az ellésenkénti alomszámnak van (26,8%), melyet a bárányok felnevelési százaléka követ születéstől választásig (19,8%). Ennek fejlesztésében nemcsak tenyésztési, de tartástechnológia tartalékok is vannak. A relatív adatok közel megegyeznek *Baumung és Fuerst-Waltl* (2009) által az osztrák helyi juhajtókra számított gazdasági súlyokkal. Brit körülmények között a juhágazat jövedelmezőségét sorrendben a felnevelt bárányok aránya, a szaporulati arány és a bárány értékesítési súlya határozza meg (*Conington és mtsai*, 2004). *Dickerson* (1969) szerint a juh szaporaságának egyről a kettőre való

növelése 34-szer nagyobb gazdasági eredménnyel jár, mint a sertés szaporaságának 16-ról 17-re való emelése.

A termékenység súlya mindössze 7%. A súlytulajdonságok részesedése 22,4 %, amiből a választás előtti súlygyarapodás és a választási súly kiemelt jelentőségű. Ez alátámasztja azt a törekvést, miszerint a magyar merinó anyai tulajdonságait, alkalmazkodóképességét szükséges elsősorban fejleszteni. Extenzív körülmények között az alomszám növelése a pótlólagos ráfordítások miatt viszont nem minden esetben indokolt (*Conington és mtsai*, 2004). A kifejlett kori súly növelése nem jár gazdasági előnnyel. A zsírosgyapjú növelése csekély haszonnal jár (0,5%), jóllehet az 1970-es években a merinó jövedelmezőségét 20%-ban befolyásolta. A fajtára nézve a gyapjútermelés megőrzése lehet a cél, amit az MJKSZ a tenyésztési programjában is megfogalmazott. *Borg és mtsai* (2007) az amerikai targhee juh értékmérő tulajdonságait szintén bio-ökonómiai modellel számították ki, amelyben a legnagyobb gazdasági értéke a szaporaságnak és a választási súlynak volt. A szerzők szerint, ha magas a hármas iker bárányok elhullási aránya, az a szaporaság gazdasági értékét csökkenti. Az éves kori súly növekedése, az anyajuh magasabb takarmányozási költsége miatt, mérsékelte a jövedelmezőséget. Ez a tulajdonság a legérzékenyebb a takarmányárak változására. A gyapjútulajdonságok gazdasági értéke a targhee fajtában is egyike a legalacsonyabbnak.

A suffolk súlytulajdonságai közül a kifejlett kori súly a legjelentősebb. Növelése jelen esetben negatív eredménnyel jár. Ugyanakkor a választásig elért súlygyarapodás növelése és a választási súly, majd a hízalálaskori súlygyarapodás 12%-os viszonylagos jelentőségű, ami gyors növekedésű, a jelenleginél kisebb kifejlett kori súlyt elérő egyedek kiválasztását helyezi előtérbe.

4.21. táblázat **A suffolk tulajdonságainak marginális gazdasági értéke (MGÉ, Ft-ban a tulajdonság egységében anyajuhonként évente) a genetikai szórása (σ_g), a standardizált gazdasági értéke (MGÉ x σ_g) és relatív gazdasági értéke (RGÉ)**

Tulajdonság	MGÉ	σ_g	MGÉ x σ_g	RGÉ (%)
Születési súly (kg)	49,52	0,17	8,42	0,2
Súlygyarapodás választásig (g/nap)	9,07	33,70	305,66	6,2
Választási súly (kg)	139,22	1,77	246,42	5,0
Növendék kori súlygyarapodás (g/nap)	0,68	37,50	25,5	0,5
Hízalás kori súlygyarapodás (kg)	2,13	37,50	79,87	1,62
Kifejlett kori élősúly (kg)	-85,74	4,32	-370,39	7,5
Tenyészjerke fogamzási aránya (%)	52,33	1,85	96,81	1,9
Anyajuh fogamzási aránya (%)	261,44	1,59	415,69	8,4
Ellésenkénti alomszám (bárány)	1174,4	0,13	152,62	3,1
Élveszületési arány (%)	292,75	5,34	1563,28	31,7
Felnevelési arány születéstől választásig (%)	335,48	5,80	1945,78	39,5
Anyajuh hasznos élettartama (nap)	3,79	120,17	455,44	9,2

A számításban a suffolk alomszámának növeléséhez 3,1% kötődik, viszont az élveszületési arány (31,7%) és a felnevelési arány (39,5%) fejlesztése a legindokoltabb. A csehországi suffolk értékmérő tulajdonságai közül (*Wolfová és mtsai*, 2009b) az alomszám (31,7 %), a felnevelési arány születéstől választásig (23%) és az élveszületési arány (18,4%) jár viszonylagosan a legjelentősebb eredménnyel. *Wolfová és mtsai* (2011) a fajtára vonatkozó újabb eredményei keresztezésben való használatra vonatkoznak, s a választásig történő felnevelési arány jelentőségét 35%-nak, a súlygyarapodást 25%-nak, az élveszületési arányt pedig 24%-nak becsülték. Szükséges megjegyeznünk, hogy a cseh suffolk szaporulati aránya 1,36 a hazai 1,53-al szemben. Az alomnagyság gazdasági értékét elsősorban a tulajdonság szintje és a termelési rendszer intenzitása befolyásolja (*Amer és mtsai*, 1999). *Conington és mtsai* (2004) intenzív termelési rendszerben 1,46-os választási arányig a tulajdonság gazdasági értékének növekedéséről számoltak be, extenzív körülmények között 0,93 választási arányt meghaladó érték viszont negatív eredménnyel járt. *Conington és mtsai* (2001)

egy korábbi tanulmányukban a skót feketefejű értékmérőinek gazdasági értékét hasonlították össze extenzív, félintenzív és intenzív tartási körülmények között. A hasznos élettartam, a választási arány, a választási súly gazdasági értéke a tartási körülmények intenzitásának növekedésével javult. A hosszú hasznos élettartam gazdasági értéke 7% és 9% között változott a két fajtában (4.20., 4.21. táblázatok). A tulajdonság értéke függ az utánpótlási hányadtól, a tenyészállatár-különbözettől, a fiatal és idős állat hozama és költsége különbségétől. Ezért e tulajdonság megítélését az adott fajta termelési, gazdasági környezete lényegesen befolyásolja. *Legarra és mtsai* (2007) pozitív, de alacsony, *Fuerst-Waltl és Baumung* (2009) pedig negatív gazdasági értéket állapított meg spanyol illetve osztrák tejelő juhok hosszú hasznos élettartamában.

A hazai tenyészetek takarmányforrásbeli, technológia, humánerőforrásbeli, genetikai és egyéb feltételei, ennek következtében eredményessége is eltérőek. A merinó tenyészetek között jelentős különbségek találhatók. Például: első ellési életkor: 17,5 – 32,2 hónap, szaporulati arány: 1,06 – 1,57, báránycori súlygyarapodás: 268 – 415 g/nap, éves kori élősúly 42,7 – 62 kg. *Smith* (1985) szerint a termelési körülmények különbözősége eltérő tenyészcélok megfogalmazását teheti szükségessé, vagy azonos tenyészcélok mellett eltérő gazdasági értékek számítását. Várhatóan a merinó fajta a marginális területeket hasznosító fajta marad továbbra is. Kérdés, hogy a racka, vagy a cigája versenytársa lehet-e ezen területek hasznosításában. Ennek megállapításához újabb vizsgálatok szükségesek. *Conington és mtsai* (2004) viszont brit extenzív legeltetési körülmények között arra a megállapításra jutottak, hogy az értékmérők gazdasági súlyát a változó piaci árak kevésbé befolyásolják.

Mivel a tenyészállat-kiválasztással meghatározzuk az elkövetkező évek, évtizedek árútermelő állományainak gazdaságosságát, indokolt a jövőbeli ár és költségviszonyok, a várható gazdasági környezet ismerete. Számításaink szerint a jelen helyzetben a juhágazat csak a területalapú támogatással együtt nyereséges, ennek hiánya, a feltételek romlása az ágazat további leépüléséhez vezethet.

A juhfajban is bizonyítottá vált, termelési tulajdonságok mellett, a fitness tulajdonságok, úgymint a fogamzás, szaporaság, életképesség, élveszületési-, felnevelési arány, hosszú hasznos élettartam gazdasági jelentősége. Ezért indokolt ezen tulajdonságokra a szervezett adatgyűjtés megkezdése, majd pedig tenyészértékbecslés és szelekció. Az értékelt két fajtában az élveszületési arány és a felnevelési arány jelentős gazdasági értéke (36 és 70%) indokolja, hogy a tenyésztőszervezet a két tulajdonság adatainak rögzítését bevezesse. A magyar merinóban a szaporulati arány növeléséhez nagyobb gazdasági érdek fűződik, mint a felnevelési arány javításához. A suffolk fajtában viszont a felnevelési arány javítása az indokoltabb, mivel a fajta szaporulati aránya egyébként is nagyobb.

Mindkét fajtában a kifejlett kori súly növelésével gazdasági veszteség származik, ami indokolhatja az éves kori súlynak, mint korrelatív tulajdonság indexbeli arányának csökkentését, esetleg kihagyását, illetve stabilizáló szelekció folytatását.

4.4. ÉRTÉKMÉRŐ TULAJDONSÁGOK PARAMÉTERBECSLÉSE ÉS A SZELEKCIÓS ELŐREHALADÁS

4.4.1. BEVEZETÉS ÉS CÉLKITŰZÉS

Az értékmérő tulajdonságok fejlesztésében a kvantitatív genetikai eszközök ma már a molekuláris genetikai lehetőségekkel is kiegészülnek. A jelen dolgozat témája kvantitatív jellegű, de az áttekintésben fontosnak tartom azon molekuláris genetikai eredmények bemutatását is, melyek már bizonyítottan a tenyésztést szolgálják.

Termékenység, szaporaság

Az anyajuh szaporasági életteljesítményét az első elléskori életkor, az ellésenként született bárányok száma, azok elhullási aránya, a két ellés közötti idő és az élettartam határozza meg.

Koraellés és a két ellés közti idő

Az első ellési életkor csökkentésére a korai tenyésztésbevételre, más gazdasági állatfajokhoz hasonlóan, a juh fajban is folyt szelekció. A hazai fajták tenyésztési programjában meghatározták az első ellési életkor felső határát, amely fajtánként eltérő. A korai tenyésztésbevétel egyik meghatározó feltétele a növendékjuh takarmányigényének kielégítése. *Osuhor és mtsai* (1997) és *Harcza* (2004) vizsgálatai szerint a születési év és az évszak (mely a rendelkezésre álló takarmányhoz köthető) befolyásolja az első ellési életkort. A nagy növekedési erélyű fajták hamarabb tenyésztésbe vehetők (*Dyrmundsson*, 1981). A szarvasmarhához hasonlóan a juhoknál a nagyobb herekörméret teszi lehetővé a nőivarú rokonok korai tenyésztésbevételét, és az újrafogamzási idő is rövidebb. Hazánkban *Póti és mtsai* (1994, 1998) közöltek adatokat a kosok hereméretével, valamint a hereméret és GnRH szint közötti összefüggéssel kapcsolatban.

A sertés fajban a korán tenyésztésbe vett (220 naposnál korábbi) kocák életteljesítménye 2 malaccal kevesebb volt, mint a hagyományos korban (240 nap) tenyésztésbe vett kocáké (*Le Cozler és mtsai*, 1998). A korai tenyésztésbevétel az első

két fialásban okoz lemaradást a hagyományos korban fialtakhoz képest, amikor a kocák további tenyésztésben tartásáról döntés születik. Ez a juh fajban is a tenyésztésbevételi életkor körütekintő megválasztására hívja fel a figyelmet.

Az éves szaporulat az évenkénti bárányozások számától is függ. Hazánkban a merinók közel 60%-a ellik évente kétszer. Sűrítve elletési technológiákban a két évente háromszor vagy a három évente ötszöri elletés alkalmazott. Ebben a viszonylatban a két ellés közötti idő szintén szelekciós szempont lehet, ami az ellések előrehaladtával rövidül (*Veress és mtsai*, 1991). Fajták között is különbség van a sűrítve elletetőség szempontjából. Egyes fajták, pl. a suffolk, inkább szezonálisan ivarzanak, más fajták pedig aszezonálisan is, pl. a romanov és a finn landrace. Az aszezonálisra való hajlam a folyamatos vágóbárány iránti piaci igény miatt vált értékmérő tulajdonsággá. Az aszezonális ellésből született jerkebárányok hajlama az idényen kívüli ellésre nagyobb (*Veress L. személyes közlés*). *Harcza és mtsai* (2003) a hazai tenyésztésű bábolna tetra, az ile de france és a suffolk összehasonlításában a bábolna tetra szaporánál találták a két ellés közötti időt a legnagyobb variabilitásúnak. Az alomlétszám az említett szerzők szerint a tulajdonságra nem volt hatással, *Nagy és mtsai* (1998) és *Dickson és mtsai* (2004) szerint viszont a megelőző ellés nagy alomlétszáma esetén az anyajuhnak hosszabb időre van szüksége az újrafogamzáshoz. *Nagy és mtsai* (1998) a tulajdonságban genetikai előrehaladást állapítottak meg a szapora merinó fajtában. A két ellés közti idő öröklődhetőségi értéke 0,1–0,2 (*Maria*, 1995; *Nagy és mtsai*, 1998). *Savas és mtsai* (2000) szerint az első és második ellés, valamint a második és harmadik ellés közötti idő genetikai meghatározottsága eltérő ($r_g = -0,09$), ezért a két intervallum eltérő tulajdonságként való kezelését javasolják. Sűrítve elletésnél viszont számolnunk kell a nagyobb kiesési hányaddal, aminek az oka az anyák intenzívebb igénybevétele (*Nugent és Jenkins*, 1992).

Fogamzó képesség, termékenyítőképesség

A fogamzó képesség öröklődhetőségi értéke, a többi fitness tulajdonsághoz hasonlóan alacsony 0,01–0,2 (*Brash és mtsai*, 1994; *Snyman és mtsai*, 1998). A fogamzó képesség és a kifejlett kori súly között a merinó fajtában *Davis* (1987) negatív genetikai korrelációt közölt (-0,30), ugyanakkor a szaporaság és a testsúly közötti genetikai korrelációt pozitívnak találta (0,35 választáskor, 0,60 kifejlett korban). A fogamzó képesség és az anyai nevelőképesség valamint az alomszám között pozitív, közepes

dc 192.11

genetikai összefüggés tapasztalható (Safari és mtsai, 2005). A kosok termékenyítőképességének fontossága a mesterséges termékenyítés alkalmazásával megnőtt. A termékenyítőképességet a többi fitness tulajdonsághoz hasonlóan a genotípus, az életkor, az évszak a takarmányozás, az egészségi állapot egyaránt befolyásolják. A termékenyítőképesség meghatározására számos in vitro módszert alkalmaznak, de ezeknek a megbízhatósága még nem érte el azt a szintet, amelynél a tényleges termékenyítőképesség megállapítása elhagyható lenne.

Szaporaság

Az ellésenként megszületett bárányok száma a juhtenyésztés gazdaságosságát befolyásoló legfőbb tulajdonság. A nagy szaporaság nemcsak a nagyobb szelekciós differenciált teszi lehetővé, hanem a nagyobb számú értékesíthető szaporulatot is. A megszületett bárányok számát a leválasztott petesejtek száma és az embriók megmaradási hányada befolyásolja. Az ovulációs rátára endoszkópos vizsgálattal végezhető szelekció. Nagy különbség tapasztalható fajták között (pl. a merinó átlagos rátája 1,6, a cambridge rátája 5–6 közötti) és fajtán belül. Az ovulációs ráta és az anyajuh testsúlya között több fajtában pozitív összefüggés van, de a különböző fajtákba tartozó anyajuhok ovulációs rátája közötti különbség nem tulajdonítható a testsúlyuk közötti különbségnek (Michels és mtsai, 2000). A petesejtek eltérő érettségi foka és a különböző szaporaságú kosok változó termékenyítőképessége miatt nem minden petesejt termékenyül meg (Michels és mtsai, 1998, 2000). Burfening és mtsai (1993) a rambouillet szaporasági életteljesítményére nézve sikeres szelekcióról számolt be, ami eredményes, de alacsony mértékű volt (0,013 bárány/év).

Az egyes ellésekből született bárányok számának öröklődhetősége alacsony, a több ellés átlagának öröklődhetősége magasabb, ezért szelekciós döntések meghozatalával célszerű megvárni 2, 3 ellést. Az első ellés öröklődhetőségi értékét Turner és Young (1969) 0,15-nek, a másodikét 0,29-nek találta, ami alátámasztja a szaporaságra végzett szelekció nagyobb hatékonyságát a több ellés adatának figyelembe vételekor. Ezt Okut és mtsai (1999) vizsgálatai is megerősítették, miszerint az eltérő életkorú anyák teljesítményéből számított öröklődhetőség eltérő, s javaslatuk szerint az anya életkorát a szaporaság részeként kellene kezelni az anyai életkorra való korrekció helyett.

A fogamzó képtelenség mellett a bárányelhullás az ágazat legnagyobb báránylétszámhoz köthető vesztesége. A legtöbb bárány születéskor, vagy az első 3 napban hullik el. Kevés szerző számol be róla, de a kiesések fő oka az ikerellőknél a felügyelet nélküli ellés. Az ellések 58%-a munkaidőn kívülre (délután 4 és reggel 7 óra közé) esik (Sormunen-Christian, 1999). A nagyobb alomlétszám alacsonyabb születési súllyal és nagyobb bárányelhullással jár. Az elhullás h^2 értéke 0,05–0,15 (Oliver és mtsai, 1998; Hansen és Shrestha, 1997). Ez arra enged következtetni, hogy a bárányok életképessége között kismértékű a genetikai különbség a környezeti különbséghez képest, a megmaradási képességre végzett szelekció kevés eredménnyel jár. Egyes fajták között viszont lényeges genetikai különbség tapasztalható a bárányok életképességében (Atkins, 1980). Ennek ellenére, jelentős fajtán belüli genetikai különbség esetén a szelekció hatékony lehet.

A szaporaság génje

A szaporaság alacsony öröklődhetősége miatt, az erre a tulajdonságra végzett szelekció kevés sikerrel járt, ezért a figyelem egyre inkább a szapora fajták felé (romanov, finn juh, jávai juh és a booroola merinó) irányult (Fahmy, 1996). A fajtákat vagy keresztezésben, vagy új fajták kialakítására használták fel. Például a finn juh szerepet játszott a cambridge, a booroola merinó pedig az affec és a szapora merinó fajták kialakításában. A booroola merinó fajta-átalakító keresztezésbe vonását meggyorsította az azonosított nagyhatású FecB gén, ami BMPR-1B mutáció. A FecB gén egy allélja az ovulációs rátát átlagosan 1,5-tel, a született alomszámot 1-gyel növeli. Árnyasi (2003) a FecB gén tesztjét alkalmazta a szapora merinóban az allélgyakoriság megállapítására, mely ezentúl a gén alapú szelekció eszköze lehet a szaporaságra irányuló szelekcióban. Az inverdale gén (FecX) az X-kromoszómához kapcsolt, heterozigótákban 1-el növeli az ovulációs rátát, de homozigóta állapotban sterilitást okoz (Davis, 2004). A thoka gén, autoszomális additíven ható gén, mely a bárányszámot 0,7-tel növeli (Walling és mtsai, 2002).

Egy állomány termékenysége, szaporasága számos olyan mutatóval leírható, amely az egyes értékmérő tulajdonságokat is magában foglalja, pl. fogamzási arány (fogamzott/termékenyített egyedek száma), ellési arány (megellett/termékenyített egyedek száma), szaporulati arány (megszületett bárányszáma/ellett anyajuhok száma). *Hansen és Shresta* (1997), az örökölhetősége (0,05–0,17) és genetikai variabilitása miatt a 100 kg anyasúlyra számított leválasztott báránysúlyt ajánlják az anyák szelekciójában.

A hazai juhtenyésztésben a tenyészetenkénti cél függ az állománymérettől, a rendelkezésre álló földterülettől, valamint a hasznosítási iránytól (hús és tej, vagy hús), de a hasznosult bárányszaporulat növelése minden hasznosítási irányban alapvető célkitűzés.

Növekedési erély, hústermelés

Születési súly

A születési súlyt kevés tenyészetben, csak mintavételezés szerűen mérik, aminek egyik oka az, hogy az ellések zöme az éjszakai órákra esik, a másik oka a mérlegelés munkaerő-igényessége. A születési súly viszont a bárány életképességén felül meghatározza a kezdeti súlygyarapodást is a bárány 7–9 kg-os súlyáig. A 15 kg-os választási súlyt a 3 kg alatti születési súlyúak 10–14 nappal később érik el, mint a 4 kg felettiek (*Peeters és mtsai*, 1996). A választott bárányt értékesítő tenyészetben a születési súly mérlegelése, növelése valójában 10–14 nappal korábbi értékesítést tenne lehetővé. A születési súlyt befolyásolja az alomlétszám, az ivar, az anya életkora és a takarmányozáson keresztül az évszak. Öröklődhetőségi értéke alacsony, 0,1–0,2, emellett az anyai örökölhetőség a referált közlemények szerint átlagosan 0,20, az állandó környezeti hatás hányada pedig 0,10 (*Safari és mtsai*, 2005).

A választás előtti súlygyarapodás növelése a választott bárányt értékesítő vállalkozások esetében cél. Az utóbbi évtizedben kifejlesztett tenyésztéértékbecslési modellek lehetővé teszik az anyai nevelőképesség és a többes alom esetén az alomhatás vizsgálatát is, a korábbi a növekedést közvetlenül befolyásoló genetikai variancia mellett. Az anyai hatás részben genetikai, részben környezeti. Az anyai hatásban fejeződik ki a vehemnevelőképesség, az anyai tejtermelés, az ivadékgondozási hajlam, az anyát ért környezeti hatás. Ezek mértéke *Bradford* (1972) szerint jelentősebb a juh esetében, mint más állatfajnál. Az anyai hatás mellőzése a korai növekedési tulajdonságok modelljében a direkt h^2 érték felülbecsléséhez vezet (*Zamani és Mohammadi*, 2008).

A juhtenyésztési programokban, legyen az hús, hús–gyapjú vagy tejtermelő fajta, a választási súly a javítandó értékmérők között szerepel, így a hazai programokban is. Befolyásoló tényezők: az anya életkora (optimum görbével jellemezhető), az anya állandó és ideiglenes környezeti hatása, az ivar, a születési-választási típus, év-évszak, tenyészet és a választási életkor. Öröklődhetőségi értéke több közlemény átlagában 0,2, az anyai hatás és az állandó környezeti varianciarányad a születési súlyhoz képest csökken, 0,1 és 0,07 (*Safari és mtsai*, 2005).

Választás utáni súlygyarapodás, vágási és kifejlett kori súlyok, vágóérték

A hízekonyság, a választás utáni súlygyarapodás a hízóbárányt értékesítő vállalkozások szempontjából fontos értékmérő. A bárány gyarapodása a választás előtti 200–300 grammos napi gyarapodáshoz képest 200–500 gramm monodiétás, abrakos hízlalás esetében. Általában a növekedés és vágási tulajdonságok öröklődhetősége közepes, nagy. A különböző életkorban mért súlyok közötti korreláció szoros (*Mavrogenis*, 1996). Minél kevesebb idő telik el az egymást követő mérlegelések között, a korreláció a mért súlyok között annál szorosabb.

A választás utáni súlyok esetében is azonosítható az eltérő anyai nevelőképességből és állandó környezeti hatásból eredő varianciarányad, de ennek nagysága elenyésző (0,05, *Safari és mtsai*, 2005). A környezeti hatások megegyeznek a választási súlynál

említettekkel. A súllyal, testösszetétellel kapcsolatos genetikai paramétereket a 4.22. táblázat tartalmazza.

4.22. táblázat. A vágási értékmérők öröklődhetősége és a közöttük lévő összefüggés

Tulajdonság	Nyakalt törzs súlya	Hús*	Faggyú*	Húsformák
Nyakalt törzs súlya	0,25	0,40	0,30	0,20
Hús mennyisége	0,50	0,30	0,35	0,25
Faggyú mennyisége	0,40	0,10	0,30	0,15
Vágott test formája	0,50	0,30	0,10	0,30

Az átló felett a fenotípusos, az átló alatt a genotípusos korrelációk, az átlón pedig az öröklődhetőségi értékek találhatók. * mennyiség a vágott testben. *Waldron és mtsai* (1992), *Moreno és mtsai* (2001) közleményei alapján.

A vágott test pénzbeli értékét a testsúly, a testforma és a faggyúborítottság határozza meg. Értékmérő tulajdonságai még, de jelenleg nem ármeghatározó tényezők a pH, a csepegési, a hűtési veszteség, a hússzín, a porhanyósság, illat, íz, értékes húsrészek aránya, hús/csontrány (e két utóbbit a testforma magában foglalja). A kifejlett kori súlyhoz érve az állatok zsírosabbakká, faggyúsabbakká válnak. Ha fajtákat azonos súlyban hasonlítunk össze, akkor azok faggyúborítottságban lényegesen különböznek. Ha viszont azonos érettségi foknál végezzük el az összehasonlítást, ez a különbség eltűnik (*McClelland és mtsai*, 1976). A kifejlett kori súlykülönbség fajtán belül is magyarázza a különbséget faggyúborítottságban. Mivel pozitív korreláció van az élősúly, a nyakalt törzs faggyú- és színhústartalma között, fajtán belül konstans életkorban a nagyobb kifejlett kori élősúlyú állatban több a színhús. A pozitív korreláció miatt nagyobb súlyú állatban több a faggyú. Ha a faggyútermelést túlzottan sújtjuk, akkor a pozitív korreláció miatt veszítünk a színhúsban elérhető előrehaladásból. *Simm* (1998) szerint a hústermelő fajtáknál ezért a tenyészcél a fiatal kori színhústermelési gyarapodás növelése, vagy a vágott test színhúsarányának növelése. A terminál fajták esetében a sovány húsrányra irányuló szelekció kézenfekvő módja a nagy kifejlett kori súlyra végzett szelekció. A kifejlett kori súly növelése közvetetten a súlygyarapodás növelésével érhető el, a közöttük lévő pozitív, szoros korreláció miatt. A kifejlett kori súly növelése az anyák súlyának növelésével is együtt jár, növeli az anyatartás

költségét, s a kettőshasznú fajtaikat, vagy anyai vonalaknál extenzív, vagy félintenzív körülmények között a súlynövekedéssel járó fokozott takarmányigény kielégítése gazdasági megfontolás tárgyát képezi.

Az értékesíthető húsmennyiség növelésének a vágott test formája jó jelzője lehet, de a legtöbb fajtan belüli tanulmány alapján a testforma és a faggyúborítottság közötti pozitív szoros összefüggés miatt a testforma alapján nem érdemes a színhús mennyiségére következtetni, ugyanakkor az izmoltság és a színhústartalom között pozitív a kapcsolat (*Toldi és mtsai*, 1999; *Nsoso és mtsai*, 2000). Viszont, ha a testforma ármeghatározó tényező, akkor a testforma is tenyészcél lehet. Hazai fajtaikat és keresztezéseket EUROP vágott testforma szerinti osztályozással értékelve *Molnár és Jávör* (1998) a merinó árutermelő állományból származó bárányok 15%-át találták R osztályba sorolhatónak, a 85% pedig O és P osztályba került. Ausztráliában a merinó keresztezésekből származó vágóbárányok kedvezőbb testformája érdekében a merinók testformájának a javítását kutatják (*Petchik, személyes közlés*, 2004). Mivel a bírálók mind a testformát, mind a faggyúborítottságot eltérően ítélik meg (*Várszegi és Jávör*, 1999), az igény és az idő az objektív minősítés kialakítását célozta meg, mely több mint két évtizedes próbálkozás után az újzélandi fejlesztésű VIASCAN eszközben valósult meg (*Komlósi*, 1994).

A legelőről történő bárányértékesítés esetében a takarmányozási költségek csökkentése a hektáronkénti értékesített bárányok súlyának növelésével érhető el. A kontraszelekció elkerülése miatt (pl. a nagyobb értékesítési súly, nagyobb kifejlett kori anyasúly, alacsony fűhozam esetén ki nem elégített igény miatt csökken a fogamzási arány) ugyanakkor növelni kell a fűhozamot. Pecsényebárány hizlalásban a hizlalás alatti takarmányértékesítés javításával csökkenthetők a takarmányozási költségek. A merinó fajtánk hústermelő képességét is abrakos hizlalásban bíráljuk el. A nagy súlygyarapodású egyedek jobb takarmányértékesítők (mivel kifejlett korban nagyobb súlyúak, s ugyanazon súlyban kevesebb faggyút termelnek, ami a takarmányértékesítést rontaná). Az viszont kérdés, hogy abrakos hizlalásban a jó takarmányértékesítő egyed ivadéka legelőn is jó takarmányértékesítő-e.

A hústermelő képességet elsősorban üzemi teljesítményvizsgálatban állapítják meg. A testösszetételt üzemi körülmények között a nagy juhtartó országokban (Nagy-Britannia,

Ausztrália) hordozható ultrahangos faggyú és izomvastagság mérővel állapítják meg. A testösszetétel megállapításának költségesebb módja a számítógépes tomográf (CT), ezért ez az ultrahangos vizsgálat alapján kiválogatott tenyészkos jelöltek szelekciójának második lépcsőjében hasznosítható gazdaságosan. A magyar merinó és a suffolk fajták között a testösszetétel összehasonlításra és annak a növekedés változásának a meghatározásához használták *Mezőszentgyörgyi és mtsai* (1998) és *Lengyel és mtsai* (2001) a CT-t. A CT 3 anatómiai ponton készült felvétele alkalmas a nagysúlyú élőjuh S/EUROP minősítésére is. Ez a 3 pont a vállízület, a 13. borda utáni hosszú hátizom és a comb femur feje (*Toldi*, 2003). Hazánkban korábban a központi ivadékteljesítményvizsgálatban a levágott ivadékok testösszetételét közvetlenül állapították meg. Hústermelésre központi teljesítményvizsgálatot például Franciaországban, Kanadában, Finnországban végeznek.

A callipyge gén (CLPG)

A callipyge fenotípusú egyedek rendkívüli izmoltságot mutatnak (hipertrófia), combizomzatuk közel 15%-kal, a karajuk 5 %-kal, lapockájuk közel 3%-kal múlja felül a normális fenotípusú egyedek izomzatát. A callipyge mutáció a dorset fajtában alakult ki és *Cockett és mtsai* (1994) négy genotípust azonosítottak. Ezek a callipyge fenotípusú $CLPG^P/clpg^M$, és a normális fenotípusú $CLPG^P/CLPG^M$, $clpg^P/clpg^M$ és $clpg^P/CLPG^M$ genotípusú egyedek, ahol *P* az apai, *M* pedig az anyától való származást jelenti. A mutáns anyai allél ($CLPG^M$) inaktív és jelenlétében az apai mutáns allél is inaktiválódik. Így csak abban az esetben alakulhat ki callipyge fenotípus, ha az ivadék heterozigóta a tulajdonságra és mutáns allélja apai származású.

A testsúly tulajdonságok és a szaporaság között jellemző összefüggéseket szakirodalmi adatok alapján a 4.23. táblázat tartalmazza.

4.23. táblázat

A szaporaság, a testsúly és egyes élő állapotban mért izom és faggyúvastagság öröklődhetőségi értéke és azok közötti összefüggések

Tulajdonság	Szaporaság	Születési súly	Választási súly	Éves kori súly	Karaj-keresztmetszet*	Faggyúvastagság*
Szaporaság	0,15	-0,10	0,05	0,10		
Születési súly	0,20	0,15	0,30	0,30	0,10	
Választási súly	-0,10	0,40	0,20	0,50	0,40	0,40
Éves kori súly	0,15	0,30	0,80	0,30	0,60	0,50
Karaj-keresztmetszet	0,35	-0,05	0,60	0,50	0,35	-0,05
Faggyúvastagság	-0,05		0,50	0,40	-0,10	0,30

Az átló felett a fenotípusos, az átló alatt a genotípusos korrelációk, az átlón pedig az öröklődhetőségi értékek találhatók. * Ultrahangos készülékkel mérve élő állaton. *Simm és mtsai* (2002), *Ap Dewi és mtsai* (2002), *Hanford és mtsai* (2002) közleményei alapján.

A juh tejtermelése

A juhtej a merinó tenyészetekben többletbevételi forrás, a tejelő fajtájú tenyészetekben pedig elsődleges. Egyes országokban, mint pl. Szíria, Görögország, Irak és Algéria a megtermelt tej 20–40%-a juhtej (*Haenlein*, 2001). A juhtej magasabb zsírtartalmú, mint a kecske- vagy tehéntej, de zsírintes szárazanyagtartalma is nagyobb, mely ideálissá teszi a sajt és joghurt készítésére. Fél liter juhtej, vagy azzal egyenértékű sajt vagy joghurt a napi esszenciális aminosav-szükséglet 162%-át, a kalciumszükséglet 121%-át, a vitamin és ásványianyag-szükséglet 200 százalékát tartalmazza (*Haenlein*, 2001).

A tej és beltartalmi értékei, valamint kapcsolódó tulajdonságok

A kettős (gyapjú-hús) hasznosítású fajták, és a húsfajták 100–120 napos laktáció alatt 65–85 liter tejet termelnek, míg a keletfríz, awassi, szárd, lacaune, chios fajták a 210–260 napos laktáció alatt 650, 500, 250, 200, 200 liter tej termelésére képesek (*Boylan*,

1989). A hazai fajtatípus, brit tejelő, lacaune és tejelő cigája 107, 130 és 104 napos laktációjuk alatt 2009-es zárási adatok alapján 152, 153 és 144 liter tejet termeltek. A tejelő juhok genetikai képességeinek kibontakoztatását elsősorban az intenzívebb igénybevétel miatt megnövekedett nagyobb táplálóanyag-igény ki nem elégítése hátráltatja (*Jávor és mtsai*, 1993). A tejtermelés növelése csak abban az esetben jár gazdasági eredménnyel, ha az a fajlagos takarmány-felhasználás csökkenésével jár együtt (*Barillet és mtsai*, 2001a). A nemesítés mellett a termelés növelésének kézenfekvő módja a keresztezés. Tejelő keresztezésekre *Jávor és mtsai* (2000) tejtermelés alapján kiválogatott merinó juhokat javasol. Vizsgálataikban a merinó x keletfríz keresztezések termelték a legtöbb tejzsírt és fehérjét. A keletfrízzel való átkeresztelés korábban a lacaune fajtában is felmerült Franciaországban, de az ország nagy juhtej-igénye miatt az állomány olyan hányadát kellett volna átkeresztelni, aminek a megvalósításához szükséges idő megegyezett a lacaune fajta nemesítéséhez szükségessé, mérlegelve a keletfríz alkalmazkodási képességét is (*Barillet és mtsai*, 2001a).

A juh teljes laktációs tejtermelése két szakaszra bontható. A szoptatás alatti tejtermelés és a szoptatás utáni tejtermelés. A szoptatás alatti tejtermelést rendszerint a választás utáni első befejés eredményéből becsülik. Mivel ez az idő a laktáció csúcsára esik (3–5. hét), a szoptatás alatti teljesítményt rendszerint felülbecsülik (*Gonzalo és mtsai*, 2003). Vannak tenyészetek, ahol az ellés után a főcstej kiszopása után a bárányt elválasztják az anyjától, majd pedig mesterségesen nevelik. A tejtermelés ellenőrzésének a gyakorisága az ágazat alacsony jövedelmezősége és az alacsony tejtermelés miatt gazdasági kérdés. Több mintavételezési eljárás ismert (*ICAR*, 2002). Az A4 módszer a havi rendszerességgel végzett 24 órán belüli reggeli és esti tejmintavételezést jelenti. Az AF módszer a havi egyszeri rendszerességgel fix időpontban vagy reggeli, vagy esti időpontban végzett tejjellenőrzést jelent. *Gonzalo és mtsai* (2003) vizsgálatai szerint az A4 módszer a fejes alatti tejtermelést 9–10%-kal eleve alulbecsüli, *Kukovics és mtsai* (1996) szerint pedig 10–20%-kal, az AF pedig a napszaktól függően 16–24%-kal, *Kukovics és mtsai* (1996) szerint 8–39%-kal. *Gonzalo és mtsai* (2003) a kisebb becslési hiba miatt az AF esetében a reggeli befejést javasolják, ha a befejést havi napszakváltással végzik, akkor pedig az első befejést a reggeli beméréssel tanácsos kezdeni. A tejelő szarvasmarhánál a standard laktáció hossza 305 nap, a tejelő juhnál fajtánként eltérő (*AIA*, 1996, *cit. Portolano és mtsai*, 2001). *Barillet és Boichard* (1987)

a juhtej és a tehéntej értékmérői közötti kapcsolatot közel azonosnak találták (4.24. táblázat).

4.24. táblázat **A lacaune fajta tejtermelési tulajdonságainak öröklődhetősége és az azok közötti genetikai korreláció (*Barillet és Boichard, 1987*)**

Tulajdonságok	Tej- mennyiség	Zsír- mennyiség	Fehérje- mennyiség	Zsír %	Fehérje %
Tejmennyiség	0,32				
Zsírmennyiség	0,82	0,29			
Fehérjemennyiség	0,92	0,91	0,27		
Zsír %	-0,34	0,24	-0,05	0,62	
Fehérje %	-0,47	-0,05	-0,10	0,75	0,53

Az átlón az öröklődhetőségi értékek, az átló alatt a genotípusos korrelációk találhatók.

A megjelent tanulmány óta több szerző alacsonyabb öröklődhetőségi értéket közölt, de az értékmérők közötti kapcsolat iránya és nagysága ezekben a tanulmányokban a *Barillet és Boichard* (1987) által közöltekkel nagyságrendjükben megegyezett (*Oravcová és mtsai, 2005*). A lacaune fajtában a mennyiséghez kötődő tulajdonságok öröklődhetősége közepes, a beltartalmi tulajdonságok arányának öröklődhetősége pedig magas. A lacaune fajta 40 éves történetéről *Barillet és mtsai* (2001a) számoltak be. A tejirányú tenyésztési program kezdetekor (1960) a tejmennyiség növelése volt a cél, amit a vizsgálati költségek miatt később (1992) követett a beltartalmi értékek fejlesztése. Ez időszak végére a fajta laktációs tejhozama 80 literről (135 fejési nap alatt) 270 literre emelkedett (közben a laktáció hossza 30 nappal megnyúlt). A tejzsír és a tejfehérje mennyisége a szelekció óta évente 0,2 illetve 0,3 g/l-el növekszik. Ezt egy kétlépcsős tenyésztési (törzs és árutermelő) rendszerben, mesterséges termékenyítéssel, ivadékvizsgálattal, célpárosítással, minden egyedre kiterjedő (hivatalos A4, illetve egyszerűsített) teljesítményvizsgálattal érték el. Mind *Barillet és Boichard* (1987), mind *Pollet és Gootwine* (2001) vizsgálatai egyaránt alátámasztják azt a véleményt, hogy az intenzív tejelő juhajtáknál az intenzív tejelő szarvasmarháknál bevált szelekciós módszerek is alkalmazhatók. A tenyészértékbecslési modellek szintén átvehetők a szarvasmarha-tenyésztésből, mint ahogy arra példát is látunk az egyedmodell esetében a

lacaune, a legtöbb olasz, és az izraeli-awassi fajtánál, valamint a pontosabb befejeési nap modell (TDM) esetében is, például a szlovák tejelő fajtáknál (*Oravcová és mtsai*, 2005). A juh tejtermelését úgy mennyiség, mint minőség tekintetében, a tejelő szarvasmarhához hasonlóan befolyásolja a fajta, az életkor, a laktáció szakasza, hossza, az év, évszak, napszak és a takarmányozás. A juhnál ez kiegészül az alomszámmal. Tapasztalat, hogy a tejmenyiség és az alomszám között vagy nincs kapcsolat, vagy laza pozitív (*Mavrogenis*, 1996; *Hamman és mtsai*, 2004), a tejmenyiség valamint a választási alomsúly kapcsolatát viszont a negatív összefüggés jellemzi. A tej zsír, fehérje, kazein és laktóz tartalma az őszi ellésűeknél a laktáció során csökken, a téli ellésűeknél pedig a laktóz kivételével növekszik, s az alvadási idő is követi a laktóz változását, aminek a hatására a juhtejből készült sajt eltérő minőségű lesz (*Sevi és mtsai*, 2004).

A tej mennyiségi és beltartalmi értékmérőinek fejlesztését egyre több fajtában követi a szomatikus sejtszám csökkentésére való igény. A tejelő szarvasmarha szelekciójához hasonlóan (*Béri és mtsai*, 1995) a szomatikus sejtszám a tőgygyulladás szembeni ellenálló képesség növelésére a juhnál is alkalmazható. A tejelő juh esetében a klinikai tőgygyulladás előfordulása 5% körüli, a szarvasmarhánál pedig 20–40% közötti (*Heringstad és mtsai*, 2000). A szomatikus sejtszám fajtánként/genotípusonként és a laktáció során eltér, s a délutáni fejés során magasabb (*Fenyvessy és Jávör*, 1998; *Kukovics és mtsai*, 1999c). A szomatikus sejtszám öröklődhetőségét az első laktációban 0,13-nak, a másodikban 0,31-nek, a tejmenyiséggel, a zsír és fehérjetartalommal való korrelációját 0,18, 0,04 és 0,03-nak találták *Rupp és mtsai* (2003).

A juh gépi fejésével a tőgytulajdonságok jelentősége is megnőtt. A tőgytulajdonságok javításában a lineáris bírálati rendszer hatékonyabb, mint az egyedeknek tőgytípusok szerinti osztályozása, mert a tenyésztérbecslésbe is beépíthető (*Serrano és mtsai*, 2002). A tejre történő szelekció a tőgy méretének növelésével járt, a nagyobb tejtermelésű egyedeknek nagyobb és kedvezőbb a tőgyformája (*Kukovics és mtsai*, 1999d). A mély tőgy, s a laza függesztés viszont hátrányos a gépi fejés szempontjából, ezért a tejirányú szelekcióban a tőgynek is szerepe van. A tőgyméret ($h^2 \approx 0,15$) és bimbóhelyeződés, bimbóméret, tőgyforma ($h^2 = 0,25-0,35$) között *Serrano és mtsai* (2002) nem találtak genetikai kapcsolatot.

A tejelő szarvasmarha nemzési technológiájának többsége tehát a juhra is alkalmazható, azonban a tejelő juh megítélésénél tekintettel kell lennünk például a juh nagyobb testsúly-egységre jutó szárazanyag-fogyasztására, a testméretre jutó alacsonyabb tejtermelésre, és a magasabb tejzsír- és tejfehérje-termelésre, a rövidebb laktációra és hatékonyság összehasonlításában a magasabb munkaerőköltségre (McDowell és Woodward, 1982).

Kazein és savófehérje genotípusok

A juhtejben két fő fehérjecsoport található, a kazeinek (alfa-s1, alfa-s2, béta, kappa) és a savófehérjék (alfa-laktalbumin, béta-laktoglobulin). Az alfa-s1 kazein D allélja *Bolla és mtsai* (1989) szerint a szárd juh tejében alacsonyabb zsír és fehérje tartalommal párosul. A béta laktoglobulin BB genotípusú egyedek nagyobb tejtermelésűek, viszont az AA és AB genotípusúak tejének a fehérje és ezen belül a kazein tartalma magasabb (*Garzon és Martinez*, 1992). Hazánkban *Anton és mtsai* (1998), *Kukovics és mtsai* (1999a, 1999b, 1999c) és *Anton* (2000), végeztek több fajtában genotípus vizsgálatokat, melyekben megállapították a béta-laktoglobulin genotípusok tejtermelésre és sajtnyeredék előállításra való hatását.

Az ellenálló képességet, a betegségekre való hajlamot kvantitatív adatok híján a dolgozatban nem vizsgáltam, ugyanakkor adott modern tenyésztési programnak ma már része kell, hogy legyen.

Ellenálló képesség, betegségekre való hajlam

A betegségekre való hajlam napjainkban több szempontból is a figyelem középpontjába került. Ezt a fokozott figyelmet az állatról emberre terjedő betegségektől való félelem növekedése, az országok közötti nagy állatmozgatásokkal egyik országból a másikba áthurcolható betegségek miatti kármentesítés költsége, az állatorvosi költségek csökkentésének igénye, a beteg állat termékének magas azonosítási költsége, az elhullott állat magas megsemmisítési költsége és az állatjóllét biztosítása indokolja.

A juhok surlókórja halálos neurodegeneratív betegség. Tünetei hasonlítanak a szarvasmarhában leírt BSE tüneteire, amely szintén prionok okozta betegség. Nem öröklődő, kifejeződéséhez a fertőző ágens, és genetikai hajlam szükséges. A betegség több mint 200 éve ismert. A surlókór eddigi ismereteink szerint a prionfehérjét kódoló gén 136, 154 és 171-es kodonjainak a polimorfizmusával van kapcsolatban (Hunter, 1997). A polimorfizmusban résztvevő aminosavak az alanin (A), arginin (R), hisztidin (H), glutamin (Q), és a valin (V). A betegségre a legkevésbé az ARR allélt hordozó, ARR/ARR homozigóta egyedek fogékonyak, a legfogékonyabbak a VRQ allélt hordozók, míg az ARQ allélt hordozók fogékonysága közepes (Dawson és mtsai, 1998). A fogékony allélok mesterséges szelekcióbeli előnyét látszanak igazolni Brandsma és mtsai (2004) vizsgálatai, miszerint a holland texel fajtában a VRQ allélt hordozók tenyésztési értéke az alomszámban és 135 napos súlyban magas volt. Bár az ARR/ARR genotípusúak tenyésztési értéke az alomszámban átlag fölött alakult, de ezeknek az állatoknak a 135 napos kori súlya átlag alatt maradt. Japánban Ikeda és mtsai (1995) leírtak egy ARR/ARR fertőződött suffolk egyedet. Ennek ellenére az ARR/ARR tenyésztésének használata ma a mentesítés lehetséges útja. Hazai körülmények között az egyes fajták surlókórra való hajlamát, a mentesítési lehetőségeket Fésüs és mtsai (2002) közölték.

Parazitákkal szembeni ellenálló képesség

A betegségekkel szembeni ellenállóság a genetikai elemzés szempontjából két módon közelíthető meg. Egyrészt a tünet oldaláról: az állat vagy kifejezi, vagy nem fejezi ki a tulajdonságot, amikor a tulajdonság igen-nem küszöb (*threshold*) minőségi tulajdonságként értékelhető. Másrészt a betegséggel kapcsolatban lévő mérhető, folytonos eloszlású hatásként, következményként értékelhető, ami mennyiségi tulajdonság. Az első csoportba sorolható például a tüdőgyulladás klinikai/szubklinikai megállapítása, a másodikba a (tüdőgyulladással összefüggő) szomatikus sejtszám megállapítása.

Mindinkább részévé válnak a szelekciós programoknak a küszöb-tulajdonságok is, következésképp meg kell állapítani ezeknek a tulajdonságoknak a hagyományos mennyiségi tulajdonságokkal való genetikai kapcsolatát is. A korábbi szoftverek még nem voltak eléggé megbízhatóak a küszöb és mennyiségi tulajdonságok közötti korreláció becslésére, ezért a betegség ellenálló képesség mennyiségi tulajdonságként értelmezése terjedt el.

A parazitákkal szembeni ellenálló képesség, vagy adott terület fertőzöttsége az ürülékben található peték számából állapítható meg. *Pollot és Greef* (2004) az ausztrál merinó peteszámának, fertőzöttségre való hajlamának öröklődhetőségét 0,24-nek, a peteszám és az egyes értékmérők közötti genetikai korrelációt -0,04 és -0,25 közöttinek találták. A karajkeresztmetszetre, a súlyra végzett szelekció előnyösen érinti az ellenálló képességet.

Gyapjú

A juh elsődleges terméke hosszú ideig – s egyes országokban még ma is (pl. a merinó fajta esetében Ausztráliában) – a gyapjú volt. A gyapjú a világ textilipari nyersanyagának 10-15 százalékát adja. Jelenleg hazánkban az ágazati árbevétel kevesebb, mint 5 százalékát jelenti. A gyapjú értékét legfőbb tulajdonságai határozzák meg, azaz a nyírósúly, a szálfinomság és kiegyenlítettség, a fűrtmagasság, a belszerkezet, a szín és a rendement. Gyapjúvizsgálat végezhető az élő állaton, vagy laboratóriumban, végezhető szubjektív módon, becsléssel vagy objektíven, műszeres eljárás segítségével. A juhok évenkénti nyírása lehetővé teszi a gyapjútulajdonságok ismétlődhetőségének a becslését. A gyapjúsúly és a szálfinomság ismétlődhetősége magas, 0,6–0,7 (*Fogarty*, 1995), így már az első éves gyapjúnyeredék alapján a tenyészkiválasztás is megbízható. *Davis és McGuirk* (1987) összegzése szerint a gyapjú egyes értékmérőinek a javítása érdekében végzett szelekció a többi tulajdonságban kompenzációs változást okoz, aminek a következménye a tisztagyapjú mennyiségének változatlansága. A szálsűrűsége végzett szelekció a szál finomodását váltja ki, a ráncoltságra végzett szelekció pedig a szálhosszúságot csökkenti. A szakirodalomban

közölt egyes gyapjútulajdonságok, a kifejtett kori súly és fogamzóképeség genetikai paramétereit a 4.25. táblázat tartalmazza.

4.25. táblázat. A főbb gyapjútulajdonságok öröklődhetőségi értéke és a tulajdonságok közötti összefüggés

Tulajdonság	ZSGY	TGY	SZF	SZH	R	K	S	F
Zsírosgyapjú (ZSGY)	0,35	0,85	0,25	0,30	-0,05	0,00	0,35	-0,10
Tisztagyapjú (TGY)	0,80	0,35	0,25	0,40	0,40	0,00	0,30	-0,20
Szálfinomság (SZF)	0,20	0,15	0,45	0,15	0,00	-0,00	0,10	-0,05
Szállhosszúság (SZH)	0,15	0,30	0,10	0,40	0,25	-0,15	0,30	-0,20
Rendement (R)	-0,25	0,30	0,00	0,25	0,50	-0,05		
Kiegyenlítetttség (K)	0,15	0,10	-0,10	-0,05	-0,05	0,40		
Kifejtett kori testsúly (S)	0,30	0,10	0,10	0,20			0,25	0,10
Fogamzó képesség (F)	-0,10	-0,40	0,10				0,10	0,10

Az öröklődhetőségi értékek az átlón, a fenotípusos korrelációk az átló fölött, a genetikai korrelációk az átló alatt találhatók. A táblázatban szereplő értékek több szerző, így *Brash és mtsai* (1997), *Hanford és mtsai* (2002), *Hill* (2001), *Lewer és mtsai* (1994), *Mortimer és Atkins* (1994), *Nagy és mtsai* (1999), *Ponzoni és mtsai* (1995), *Purvis és Swan* (1997), *Simm* (1998) által közölt adatok számított középértékei.

A hazai juhtenyésztésben utoljára *Nagy* (1999) végzett számításokat a magyar merinó fajtában az értékmérő tulajdonságok genetikai paramétereinek becslésére nézve REML módszerrel. A genetikai paraméterek időszakonkénti újraszámítását indokolja az, hogy adott fajta genetikai állománya a szelekció következtében változik. A többi, hazai juh fajta esetében országos szintű adatokon nem folyt paraméterbecslés. Jelen fejezetben hét fajta (magyar merinó, német húsmerinó, ile de france, suffolk, német feketefejű, texel, lacaune) értékmérő tulajdonságainak genetikai paramétereit becslem Bayes módszerrel, és az egyes tulajdonságokban elért előrehaladást mutatom be. Mindezek megteremthetik az alapot a fajták tenyésztési programjának az újratervezéséhez.

4.4.2. ANYAG ÉS MÓDSZER

A tenyésztési és teljesítményadatok a Magyar Juh és Kecsketenyésztő Szövetség 1984 és 2009 közötti adatait ölelik fel. A teljesítményvizsgálat 1995-ig az ÁTMI teljesítményvizsgálati szabályzata, azt követően a Juh Teljesítményvizsgálati Kódex szerint (*Székely és mtsai*, 1995) folyt. A Kódex előírásait időszakosan (1-2 év) felülvizsgálták. A továbbiakban csak azokra a tulajdonságokra térek ki, amelyek a vizsgálat tárgyát képezték, ezek az adott fajtánál indexalkotó tulajdonságok, a szelekciós indexben szerepelnek.

Növekedési erély, hízékonyság

A Juh Teljesítményvizsgálati Kódex szerint (*Radnóczy és mtsai*, 2008) a báránykori testsúly 30–80 napos kor közötti bárányokon, az éves kori és a kifejtett kori testsúly a tenyésztésre kijelölt hím- és nőivarú állatokon mérhető. A báránykori testsúlyból számítják a báránykori súlygyarapodást (testsúly/életnap), mely az anyai nevelőképesség és az egyedi hústermelő képesség mutatószáma. Mesterséges nevelés esetén az így nyert adat csak a bárány saját növekedési erélyének kifejezésére használatos. A 60. életnapra korrigált báránykori súlynál a későbbiekben a választási súly megnevezést használom. Az éves kori súly a juhok 12 ± 2 hónapos korban mért, 12 hónapra korrigált élősúlya. Üzemi hízékonyság vizsgálatban a 80 napnál nem korosabb, 16 kg-nál nagyobb súlyú, egészséges bárányok vizsgálhatók, választás után azonnal. A bárányokat ivaronként elkülönítve, 50 egyednél kisebb csoportban ($0,7-1 \text{ m}^2/\text{egyed}$), abrakkal hízlalják szoktatási idővel együtt 38-45 napig. A hízlalás közforgalomban kapható juh hízlalóállattal monodiétásan történik, legfeljebb napi 0,1-0,3 kg széna etethető. A hízlalás befejeztével az egyedek átlagos napi testsúlygyarapodását értékelik. A hízékonyság vizsgálat történhet anya nélkül (jellemzően) vagy anyával. Az értékelés során e kettő között nem teszek különbséget.

Termékenységi és szaporasági

Termékenységi tulajdonságként a sűrítve ellethetőségi hajlamot, a két ellés közötti időt értékeltem azoknál a fajtáknál, ahol az átlagos két ellés közti idő 355 napnál rövidebb volt. A szaporasági tulajdonságot a született bárányok száma jelentette.

A Juh Teljesítményvizsgálati Kódex szerint, korábban (*Székely és mtsai*, 1995) az első befejeést az első fejési naptól számított legalább az 5., de legfeljebb a 14. napon, a jelenlegi Kódex szerint (*Radnóczy és mtsai*, 2008) legalább 30 napon belül kell elvégezni. A további befejeéseket az első befejeéstől számított legfeljebb 28 naponként (de lehetséges a 7, 14 nap is) kell végezni a laktáció végéig (A4). Az anyajuhokat 24 órán belül kétszer – reggel és este – kell befejni. A laktációs tejtermelés legalább két befejezés eredményéből állapítandó meg. Megállapított és értékelt mutatók: a fejési időszak hossza (a fejés első napjától az utolsó fejés napjáig), a kifejt tej mennyisége (l) középponti befejeési dátum módszerével. A középponti befejeési dátum módszerével az egyes befejeésekkor mért mennyiséget a fejési időszakra vetítjük úgy, hogy az első befejeéskor mért tejmennyiséget az első fejés dátuma valamint az első és második fejés felezőnapja közötti napok számával szorozzuk, a második befejeéskor mért tejet a második és harmadik befejeés felezőnapja és az első valamint a második befejeés felezőnapja közti különbséggel szorozzuk. Ez ismétlődik az utolsó befejeésig. Az utolsó befejeéskor mért tejmennyiséget szorozzuk az utolsó előtti és az utolsó befejeés felezőnapja valamint az utolsó befejeés utáni fejt napok összegével. Az így nyert mennyiségek összege a kifejt tej mennyisége. A 90 napos standard tej az ellés utáni 90. és 150. napig tartó napok alatt kifejt tej mennyisége, ha az első befejeés az ellés után 90. napon belül, az utolsó a 119. napon túl volt.

Adatszűrési feltételek

A 60. életnapra korrigált választási súlyban a 9 kg-nál kisebb, 50 kg-nál nagyobb súlyú egyedek, a hízekonyság vizsgálatban napi 100 grammnál kisebb, 600 grammnál többet gyarapodó egyedek, éves kori súlyban a 35 kg-nál kisebb, 150 kg-nál nagyobb súlyú egyedek, a kifejt tej mennyiségében a 10 liternél kevesebb, 90-napos tejmennyiségben 20 liternél kevesebb tejet termelő egyedek kizárásra kerültek. A korlátok meghatározásában figyelembe vett szempontok a vélhetően betegsége, gyenge táplálásra, adatfelvételezési hibára utaló okok. *Vostrý és mtsai* (2007) ajánlása szerint a paraméterbecslés hibaszázalékát csökkentendő, csak azokra az apákra és ivadékaikra terjedt ki az értékelés, amelyeknek 10-nél több termelési adattal bíró ivadéka volt. A tenyészet-év-évszak hatásának becslési pontosságát növelve azokra terjedt ki az

értékelés, ahol az adott tenyészet-év-évszakban, az adott tulajdonságot legalább 5 egyedben mérték, s az adatok szórása 0,1-et meghaladta. A kizárások fajtánként eltérően az adatok 36,3-67,4%-át érintették. A pedigre 464295 magyar merinó, 113186 német húsmerinó, 20694 suffolk, 17429 német feketefejű, 35878 ile de france, 2691 texel és 11999 lacaune egyed származási adatait tartalmazta. A tulajdonságok fajtánkénti elemszámát, átlagát és szórását a 4.26a., 4.26b. táblázat tartalmazza. *Hagger* (1998) véleménye szerint a genetikai paraméterek becslésekor a nagyszülőnél mélyebb pedigre figyelembe vétele a számításokhoz szükséges időt növeli, a becslés pontosságát viszont lényegesen nem. Jelen esetben a teljes pedigret figyelembe vettem a tenyészetek közötti genetikai kapcsolat, így a tenyészethatás becslésének biztosításához.

Statisztikai modell

A fajtánként értékelt tulajdonságok modelljében szereplő hatásokat a 4.27. táblázat tartalmazza. Az anya életkora szerint három korcsoportot alkotott: a 2 évesen és korábban ellők, a 3-6 évesen ellők és a 6 évesnél idősebben ellők korcsoportját. A hatások szignifikancia vizsgálatát a SAS PROC MIXED (SAS, 2004) eljárással végeztem, s a hatások mindegyike szignifikánsan ($P < 0,05$) befolyásolta az adott tulajdonságot. *Hagger* (1998) szerint a direkt-anyai kovariancia becslésének pontosságát befolyásolja az apa x év kölcsönhatás, *Asadi Fozai és mtsai* (2005) viszont ezt nem igazolták, ennek ellenére (jelen esetben szignifikáns hatása miatt) a modellben a hatás szerepelt. *Hagger* (1998) számításai igazolták, hogy szemimultipara kiskérődzőknél a választás előtti, választáskori alomhatás fontosabb, mint az állandó környezeti hatás, ezért az alomhatás a választási súly modelljében szerepelt. A modellben a tenyészet-év-évszak hatása random, amit a nagyszámú szint indokolt. Abban az esetben, ha a kosok átlagos tenyészértéke állományonként eltér, felvetődhet a becslés torzítása (*Hagger*, 1998). *Frey és mtsai* (1997) szerint viszont a kis létszámú korcsoportban random módon kezelve a tenyészet-év kölcsönhatást, pontosabb a becslés. Az adatok eloszlásának a vizsgálatára a SAS UNIVARIATE (SAS, 2004) eljárással került sor, melyben a folytonos változók normalitást mutattak. Minden modellt Bayes alapú Gibbs mintavételezéssel (*Gelfand és Smith*, 1990) elemeztem a TM (threshold modell) program (*Legarra és mtsai*, 2008) felhasználásával. A program egyenletes priort alkalmaz a varianciakomponensek becslésekor. A többváltozós becslések a VEIL becslések (*Gianola és Foulley*, 1990). A threshold (vagy probit,

küszöb) modellben (Sorensen és Gianola, 2002) a feltételezetten normál eloszlású, az adott tulajdonságot kifejező hajlam (liability) egy vagy több küszöbérték alatt vagy felett a fenotípusban jelenik meg. A tulajdonságok közötti korreláció becslésére és tenyésztérték becslésére is többváltozós lineáris-küszöb modellt alkalmaztam. Lineáris tulajdonságként kezeltem a súly, a tej és a gyapjú tulajdonságokat, a két ellés közötti időt. A született bárányok számát küszöb tulajdonságként kezeltem. Az eljárás helyességét Sorensen mtsai (1995) valamint Van Tassel és mtsai (1998), továbbá Matika és mtsai (2003), Casellas és mtsai (2007) számításai is alátámasztják. Feltételeztem, hogy a született bárányok száma folytonos háttéreloszlást követ, ahol u_{SZBSZ} az ún. hajlam vektor, az egyes illetve többes ellésre való hajlam vektora, az y_N az N -edik folytonos tulajdonság megfigyeléseinek vektora, b a fix hatások vektora, p a permanens környezeti hatások vektora, a az additív genetikai hatások vektora, m az anyai genetikai hatások vektora, I az egységmátrix, R pedig a hiba (ko)variancia mátrix. Az együttes eloszlás így feltételezetten normális Casellas és mtsai (2007) szerint:

$$p\left(\begin{matrix} u_{SZBSZ} \\ y_{N1} \\ y_{N2} \\ y_{N3} \end{matrix} \middle| b, p, a, R\right) = MVN\left(\begin{matrix} Xb_{SZBSZ} + Z_1 p_{SZBSZ} + Z_2 a_{SZBSZ} \\ Xb_{N1} + Z_1 p_{N1} + Z_2 a_{N1} + Z_3 m_{N1} \\ Xb_{N2} + Z_1 p_{N2} + Z_2 a_{N2} \\ Xb_{N3} + Z_1 p_{N3} + Z_2 a_{N3} \end{matrix} \middle| I \otimes R\right),$$

A született bárányok számának eloszlási modellje viszont:

$$p(y_{SZBSZ} | u_{SZBSZ}) = \prod_{i=1}^n p(y_{SZBSZi} | u_{SZBSZi}) = \prod_{i=1}^n 1(u_{SZBSZi} \leq k)1(y_{SZBSZ} = 1) + 1(u_{SZBSZ} > k)1(y_{SZBSZ} = 2),$$

ahol a k = küszöb, ami az egyes született bárányszámok küszöbértékeit jelenti.

Azonosítható paraméterek számításához a fix hatásokra egyenletes *a priori* eloszlást feltételeztem. Bayes megközelítésben feltételeztem továbbá, hogy

$$p(a | A, G) = N(0, A \otimes G),$$

ahol A a rokonsági mátrix, G az additív genetikai mátrix. A permanens környezeti hatás esetében pedig

$$p(p | I, P) = N(0, I \otimes P),$$

ahol P a permanens környezeti hatás (ko)variancia mátrixa.

dc_192_11

4.26a. táblázat

A magyar merinó, a német húsmerinó, az ile de france és suffolk fajták tulajdonságokénti elemszáma, átlaga és szórása

Fajta	Tulajdonság	Elemszám	Átlag	Szórás
Magyar merinó	választási súly (kg)*	37889	19,11	3,641
	választás utáni	8343	306,5	73,04
	súlygyarapodás (g/nap)			
	éves kori súly (kg)	37889	53,1	11,57
	született bányók száma	157012	1,29	0,471
	két ellés közti idő (nap)	149139	338,7	101,91
	nyíró súly (kg)	493082	4,94	1,576
	szálfinomság (μ)	78883	23,2	2,36
	fürtmagasság (cm)	83103	9,49	1,705
Német húsmerinó	választási súly	17163	19,81	3,632
	választás utáni	15657	320,9	82,04
	súlygyarapodás			
	éves kori súly	17163	58,7	12,06
	született bányók száma	58655	1,39	0,516
	két ellés közti idő	40505	343,9	104,82
Ile de france	választási súly	6414	19,54	4,356
	választás utáni	5418	298,1	64,21
	súlygyarapodás			
	éves kori súly	6414	53,5	12,43
	született bányók száma	19121	1,32	0,493
	két ellés közti idő	13379	334,2	91,86
Suffolk	választási súly	11994	22,03	5,029
	választás utáni	9956	332,4	89,92
	súlygyarapodás			
	éves kori súly	5489	63,6	12,35
	született bányók száma	6998	1,53	0,581
	két ellés közti idő	4583	364,9	78,52
Német feketefejű	választási súly	2593	22,43	4,175
	választás utáni	2069	338,5	96,80
	súlygyarapodás			
	éves kori súly	2593	63,8	11,60
	született bányók száma	6305	1,41	0,521
	két ellés közti idő	7432	360,4	86,27

*60 napos életnapra korrigált választási súly

4.26b. táblázat **dc 192 11**
A texel és a lacaune fajta tulajdonságainak az elemszáma, átlaga és szórása

Fajta	Tulajdonság	Elemszám	Átlag	Szórás
texel	választási súly	1002	21,30	4,234
	választás utáni súlygyarapodás	977	300,1	109,48
	éves kori súly	1002	55,2	10,91
	született bárányok száma	1731	1,34	0,505
lacaune	választási súly	3956	20,08	4,066
	éves kori súly	3956	52,2	9,77
	született bárányok száma	8061	1,54	0,556
	két ellés közti idő	6002	372,5	72,58
	fejési napok száma	5543	119,7	42,61
	laktációs tejtermelés (l)	5543	140,7	62,28
	90 napos tejtermelés (l)	1446	125,1	42,37

Kendall és Buckland (1971) a következő meghatározást adta a Bayes becsléshez: „A becslés azon formája, amely a paramétereket egy priori eloszlás véletlen változóinak tekinti, ami a megismert állapotot tükrözi”. A módszer állattenyésztési alkalmazását először *Gianola és Fernando* (1986) foglalták össze. Levezetésük alapján, tételezzük fel, hogy θ egy meg nem figyelhető paraméter vektor, és y a megfigyelt adat. Együttes eloszlásuk pedig $f(\theta | y)$.

A valószínűség általános elméletéből következően $f(\theta, y) = f(y|\theta) f(\theta)$ és $f(\theta, y) = f(\theta|y) f(y)$. A θ -ra vonatkozó becslések a posteriori sűrűségből tehetők meg a következő egyenlettel:

$$\text{Prob}(\theta \in R | y) = \int_R (\theta | y) d\theta,$$

ahol R a θ terén belüli régió.

Meghatározott valószínűség mellett, pl. $1-\alpha$, egy adott α -ra, megállapítható egy θ paraméter intervallum, melynek valószínűségi tartománya $1-\alpha$. Az integrálás egyszerűbb kivitelezésére a Markov lánc Monte Carlo (MCMC) szimulációs eljárás ismeretes. A Markov láncok olyan véletlen változók sorozata, ahol a következő változó függ az előző változótól (autokorrelatív). A generált véletlen változó - $X_0, X_1, \dots$ és a következő érték X_{t+1} , ahol $t \geq 0$ - sorozatának eloszlása $P(X_{t+1}|X_t)$. A lánc n számú

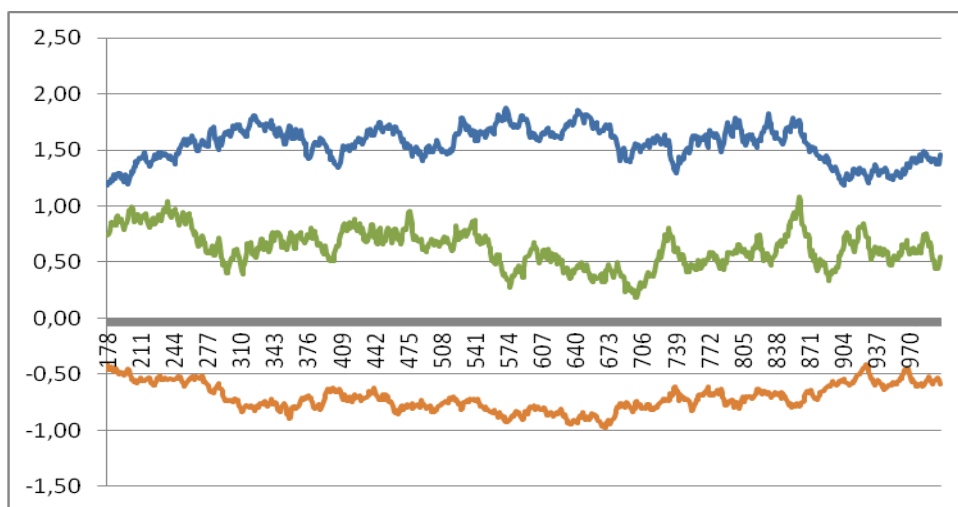
iteráció után konvergál. Az iteráció kezdeti szakaszának (burn-in, m) elhagyása után a paraméter várható értéke a következő képlettel fejezhető ki:

$$E[f(X)] \approx \frac{1}{n-m} \sum_{t=m+1}^n f(X_t).$$

A Gibbs mintavételezéssel a modellbeli ismeretlenek együttes posterior sűrűségfüggvényéből, azt követően a marginális posterior sűrűségfüggvényéből autokorrelációs mintákat kapunk. Minden fajta együttesen értékelt tulajdonságára egyedi Gibbs mintavételezési láncot kezdtem 300000 hosszúsággal 60000 burn-in szakasszal, amit a paraméterbecslésből kizártam. A minták autokorrelatív természete miatt minden századik mintát használtam fel a mintasokaság mutatóinak számításához (4.28. ábra). A konvergencia diagnosztizálására Geweke (1992) próbát alkalmaztam a burn-in szakasz utáni első és utolsó 50% átlagának összehasonlításával R programban. A (ko)varianciakomponensek és hányadosuk (öröklődhetőség, ismételhetőség) átlagának, mediánjának, konfidencia intervallumának számításához a SAS PROC UNIVARIATE (SAS, 2004) eljárását használtam.

4.28. ábra

Két variancia és egy kovariancia mintájának iterációnkénti alakulása a 178. és 1000. minta között



A becsült varianciakomponenseket visszahelyettesítve a TM modellbe a tenyésztékek becslése lehetővé vált. A tulajdonságonkénti becsült tenyésztékeket az egyed születési évére illesztve a SAS PROC REG (SAS, 2004) eljárással számítottam az évenkénti genetikai előrehaladást.

4.27. táblázat

Fajtánként és tulajdonságoként alkalmazott modellek

Tulajdonságok	60 napra korrigált választási súly	Hízékonyság- vizsgálat alatti napi súlygyarapodás	Éves kori súly	Született bárányok száma	Két ellés közötti idő	Kifejt tej mennyisége	Fejési napok száma	90-napos tejmennyiség
Hatások								
Ivar	x	x	x					
Anyakor/ Életkor	x	x		x	x	x	x	x
Született bárányok száma/Alomszám	x	x	x		x	x	x	x
Tenyészet-év-évszak	x	x	x	x	x	x	x	x
Anya/Egyed permanens hatása	x	x		x	x	x	x	x
Anya ideiglenes hatása vagy alomhatás	x							
Anyai genetikai hatás	x	x						
Apa x év kölsönhatás	x							

dc 192 11

A Legjobb Lineáris Torzítatlan Előrejelzés (Best Linear Unbiased Prediction, BLUP) ismertetése

A BLUP eljárást Szőke és Komlósi (2000) közleménye alapján ismertetem.

A Legjobb Lineáris Torzítatlan Előrejelzést számos állatfajban alkalmazzák tenyésztértékbecslésre. A módszer, amelyet *Henderson* (1984) fejlesztett ki, nem igényli a környezeti tényezőkre való előzetes korrekciót. A becslés alapja a fenotípusos teljesítmény (P vagy y), amiből a tenyésztérték az azonosítható környezeti hatások kizárása után az egyedek közötti rokonság ismeretében megállapítható. A modellt elsősorban folytonos, normális eloszlású tulajdonságokra használják (pl. tejmenyiség), azonban az ún. nem normális eloszlású kategorikus tulajdonságokra (pl. nehézellés) is szükségessé vált a tenyésztértékbecslés. A kategorikus tulajdonságokra az általánosított lineáris modell alkalmazható.

A lineáris modelleket három csoportba sorolhatjuk: fix hatások modellje, véletlen hatások modellje és vegyes modell. A csoportosítás attól függ, hogy a β , a környezeti hatások vektora az $y = X\beta + e$ lineáris modellben fix, véletlen vagy mindkét hatás elemeit tartalmazza-e (*Henderson*, 1984). A továbbiakban csak a vegyes modellre térek ki, ugyanis ebbe a csoportba tartozik az állattenyésztésben használt anyai-nagyapa és az egyedmodell is.

A vegyes lineáris modell egyenletrendszere:

$$y = X\beta + Zu + e, \text{ ahol}$$

y az n megfigyelés vektora ($n \times 1$)

β a p fix hatás vektora ($p \times 1$)

u a q véletlen hatás vektora, ami lehet a , mint az egyed additív genetikai hatása ($q \times 1$)

e a hiba vektora ($n \times 1$)

X a fix hatások előfordulási mátrixa ($n \times p$)

Z a véletlen hatások előfordulási mátrixa ($n \times q$)

n megfigyelések száma

p a fix hatások osztályainak száma

q azon egyedek száma, amelyeknek a tenyésztértékét becsüljük.

Feltételezve, hogy $E(u) = 0$ és $E(e) = 0$, hogy a modell kezelhető maradjon, így $E(y) = X\beta$. A hiba tartalmazza a véletlen környezeti és nem-additív genetikai hatásokat,

variáciája: $\text{var}(e) = I\sigma_e^2 = R$, továbbá $\text{var}(u) = A\sigma_u^2 = G$ és $\text{cov}(u,e) = \text{cov}(e,u) = 0$, ahol „A” a rokonsági mátrixot jelenti.

Továbbá $\text{var}(y) = V = \text{Var}(Zu + e) = \text{var}(Zu) + \text{var}(e) = ZAZ' \sigma_u^2 + I\sigma_e^2 = ZGZ' + R$.

Ezen kívül $\text{cov}(y,u) = \text{cov}(Zu + e,u) = \text{cov}(Zu,u) + \text{cov}(e,u) = Z\text{cov}(u,u) = ZG$ és $\text{cov}(y,e) = \text{cov}(Zu + e,e) = \text{cov}(Zu,e) + \text{cov}(e,e) = Z\text{cov}(u,e) + \text{cov}(e,e) = R$.

Az egyedmodell egyenletrendszere mátrix alakban:

$$\begin{bmatrix} X'X & X'Z \\ Z'Z & Z'Z + \alpha A^{-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b \\ a \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X'y \\ Z'y \end{bmatrix}$$

ahol

$$\alpha = \frac{\sigma_e^2}{\sigma_a^2} = \frac{1-h^2}{h^2}, \text{ mivel}$$

$$\sigma_p^2 = \sigma_a^2 + \sigma_e^2$$

$$\sigma_a^2 = h^2 \sigma_p^2$$

$$\sigma_e^2 = \sigma_p^2 - \sigma_a^2 = \sigma_p^2 - h^2 \sigma_p^2 = (1-h^2) \sigma_p^2$$

“P” jelenti a fenotípust. A tenyésztérték becslésekor az ismeretlen származást az ivadék születési éve szerint fantomszülőkéddal helyettesíttem, így a szelekciós előrehaladás becslése pontosabb.

A szelekciós index

A Hazel-féle (1943) szelekciós index egyenlete:

$$I = b_1 \cdot x_1 + b_2 \cdot x_2 + \dots + b_n \cdot x_n.$$

Az ismeretlen b együttható kiszámításához ismernünk kell az alábbi egyenletben:

$$P \cdot b = C \cdot G \cdot a,$$

a P a szelekciós kritériumok (ko)variancia mátrixát, a C -t, a szelekciós kritériumok és a tenyészcél tulajdonságai közötti (ko)variancia mátrixát, a G -t, a tenyészcél tulajdonságainak (ko)variancia mátrixát, az a -t, a tenyészcél tulajdonságainak gazdasági súlyát. A szelekciós kritériumok ismeretlen értéke az alábbi módon számítható ki:

$$b = P^{-1} \cdot C \cdot G \cdot a$$

Abban az esetben, ha ismert a tenyésztérték, melyet a BLUP eljárással előzetesen kiszámítottunk, az index legyszerűsödik:

$$I = a_1 \cdot g_1 + a_2 \cdot g_2 + \dots + a_n \cdot g_n \text{ kifejezésre,}$$

ahol $a_{1,n}$ a tenyészcélban megjelölt tulajdonságok gazdasági értéke, a $g_{1,n}$ a tulajdonságok tenyészértéke (Mrode, 2005). Ezt a kifejezést alkalmazza a Magyar Juh- és Kecsketenyésztő Szövetség, ami alapján a magyar merinó és a suffolk fajták értékmérő tulajdonságaira a szelekciós előrehaladást becsültem.

4.4.3. EREDMÉNYEK ÉS ÉRTÉKELÉSÜK

A genetikai előrehaladás érdekében fajtánként torzítatlan öröklődhetőségi értékekre, az értékmérő tulajdonságok közötti genetikai paraméterekre van szükség. Utoljára Nagy (1999) a magyar merinóra becsült paramétereket. Azóta azonban a populáció összetétele megváltozott, s ez indokolta az újabb becslés elvégzését. Az alomszám meghatározására akkor Nagy (1999) lineáris modellt használt, jelen tanulmányban ez küszöb modellel valósul meg. A többi hat fajtára a hazai irodalomban országos állományon nem található becslés. Az értékelés a fajták szelekciós indexében szereplő tulajdonságokra terjedt ki, míg a magyar merinónál a gyapjútulajdonságok genetikai paramétereire is.

A **magyar merinó** mintákból becsült paraméterek átlagát, mediánját és konfidencia intervallumait a 4.28. táblázat tartalmazza. A táblázat négy tizedes értékig mutatja be a paramétereket, mert számos esetben csak a negyedik tizedes értékben volt különbség az egyes mutatók között. A választási súly átlagos h^2 értéke 0,05 volt, a becslés eloszlása szimmetrikus. A szimmetrikus eloszlás a jellemző a becsült mutatókra. Abban az esetben, ha az eloszlás ettől eltér, azt említem. A hízekonyság vizsgálatban elért súlygyarapodás h^2 értéke meghaladja a többi súlytulajdonság értékét. A választási súly anyai öröklődhetősége (0,006) közel tizedrésze a tulajdonság direkt h^2 értékének, ami jelzi azt, hogy az anyai genetikai hatás a fajta esetében lényegesen nem befolyásoló tényező, s akár kihagyható a tenyészérték becslésből. A súlygyarapodás esetében a direkt öröklődhetőségnek közel fele az anyai öröklődhetőség, tehát amennyiben a tulajdonság fejlesztése a cél, a hatást szükséges figyelembe venni. Az anyai állandó környezeti hatás ($c^2=0,05$) befolyásolja a választási súlyt, így helye van a becselő modellekben. Ez az anyai környezeti hatás a választás után is kimutatható ($c^2=0,05$). A megállapítást *Snyman és mtsai* (1995) is alátámasztják. *Safari és mtsai* (2005) ezzel egyező mértékű varianciarányadot közöltek. *Cloete és mtsai* (2003) szerint a merinóról megjelent tanulmányok szerzői a választási súly h^2 -re 0,14 és 0,30 közötti értéket

becsültek. *Asadi Fozi és mtsai* (2005) az anyai h^2 -re 0,05 és 0,23 közötti, az anyai környezeti hatásra (c^2) 0,02 és 0,10 értékeket közöltek. *Zamani és Mohammadi* (2008) számításai igazolták, hogy az anyai genetikai és környezeti hatások modellben való szerepeltetésével javul a korai növekedési tulajdonságok becslési pontossága, így a tulajdonságra végzett szelekció hatékonyabb. Közleményeikben a finomgyapjas ausztrál merinó és a mehraban juh választási súlyára nézve 0,18 és 0,25 direkt, 0,07 és 0,28 anyai h^2 értéket becsültek, az anyai környezeti hatás mértéke 0,04 volt. Magyar merinó állományon (1979-1995) választási súlyra és éves kori súly esetében *Nagy* (1999) nagyobb mértékű (0,17 és 0,11) öröklődhetőségi értékeket állapított meg a REML módszerrel. A jelen vizsgálat az 1984 és 2009 közötti időszakot ölelte fel. Az idézett irodalmak modelljei az anyai ideiglenes környezeti vagy alomhatást nem tartalmazták, ami a becsült direkt h^2 értéket csökkenti. Amennyiben a becsülő modell nem tartalmazta az anyai ideiglenes hatást, a számított direkt h^2 érték 0,17 volt. Az alomhatás modellben történő szerepeltetése *Hagger* (1998) számításai szerint is csökkenti a választási súly direkt h^2 értékét. *Al-Shorepy és Notter* (1996) dorset x finn juh x rambouillet keresztezeteknél 0,11-es arányú alomhatást mutatott ki a választási súlyban, a 90 napos súly esetében ez az arány mindössze 0,01 volt.

Az anyai genetikai és a direkt genetikai hatások között közepes, pozitív, de nem szignifikáns ($P>0,05$) korreláció figyelhető meg a választási súlyban igen jelentős konfidencia intervallummal, viszont a súlygyarapodás tekintetében ez az érték negatív (-0,296). Mértéke kisebb, mint azokban az esetekben, amelyek az apa x év, vagy apa x tenyészet kölcsönhatást nem tartalmazzák (*Hagger*, 1998). Az apa x tenyészet (vagy év) kölcsönhatás olyan környezeti varianciaforrás lehet, amely az anyai nevelőképesség és a növekedési erély közötti kapcsolatot befolyásolhatja.

Extenzív, (korlátozott) szerény takarmányozási viszonyok mellett *Meyer és mtsai* (1993) valamint *Swalwe* (1993) az anyai nevelőképességért felelős és a növekedési géncsoportok között negatív összefüggést mutattak ki. *Larsgard és Olesen* (1998) valamint *Zamani és Mohammadi* (2008) kísérleti körülmények között viszont e géncsoportok között nem találtak kapcsolatot. A jelenség magyarázata *Beilharz* (1994) elmélete szerint az, hogyha az erőforrások szűkösek, akkor az élőlény egyes tulajdonságai az erőforrásokért folyó versenyben egymás antagonistáivá válhatnak. (Ez

az antagonizmus mesterséges báránynévelés alkalmazásánál figyelmen kívül hagyható (Shrestha és Heaney, 1985). A nagy, irodalomban fellelhető becslt r_{am} eltérés (-0,59, Vaez-Torshizi és mtsai, 1996; -0,26, Asadi Fozi és mtsai, 2005; 0,56, Bahreini Behzadi és mtsai, 2005) okát Gerstmayr (1992) a korreláció adatszerkezettel szembeni érzékenységében véli felfedezni. Ha anyánként kisszámú az ivadék és az anyák teljesítményadata hiányos, a becslés hibája növekszik. Maniatis és Pollott (2003) elemzéséből kiderül, hogyha az unoka és nagyanya teljesítménye is ismert, a becslt direkt-anyai genetikai korreláció negatív mértéke csökken -0,6-ról -0,3-ra. Jelentősen befolyásolja a korreláció becslés pontosságát az anyánként ivadékok száma is. Az említett szerzők 1,5-ös átlagos bárányszámnál -0,99-es, 6 fölötti átlagos bárányszámnál pedig -0,49-es korrelációs összefüggést mutattak ki, viszont 3 átlagos bárányszám felett ez az érték már nem csökkent. A szűrés feltételek teljesülését követően az elemzett adatokban fajtánként a következő átlagos anyánkénti bárányszámok (ellések átlagos száma $\times$ ellésenkénti átlagos bárányszám) voltak: magyar merinó 1,59, német húsmarinó 1,99, ile de france 1,90, suffolk 2,21, texel 2,18, német feketefejú 2,28, lacaune 1,99. A kis ivadékszám is oka lehet a becslt negatív korreláció mértékének. Megoldás a további adattisztítás lehet, ami viszont magyar merinó esetében további 40%-al csökkentené az elemzésbe bevonható adatokat.

A fentieken kívül Quintanilla és mtsai (1999) anyai-leány környezeti hatás közötti antagonizmusról is tudósítanak a bruna dels pirineus húsmarha fajtánál, valamint Suarez és Cantet (2011) az angus fajtánál ($r = -0,28$). A jól nevelő anya leánya nagy valószínűséggel gyengébb nevelőképességű lesz, ami így nagyanya-unoka fenotípusos hatásnak is tulajdonítható. Nem hagyható figyelmen kívül az importált kosok negatív kovarianciát okozó hatása sem (Hagger, 1998), ez a többi fajtára jellemző.

A három súlytulajdonság között laza, pozitív genetikai korreláció mutatható ki.

A született bárányszám h^2 értéke alacsony (0,099), a két ellés közötti idő nullához közelít, eloszlása jobbra ferde. Az állandó környezeti hatás e két tulajdonságban kismértékű, ami miatt az ismételhetőség is alacsony, viszont az ismételt adatfelvételezésből nyert információ a tenyésztértékbecslés pontosságát 20%-kal növeli. A küszöb modell a kevésbé szapora fajtáknál nagyobb mértékű előnnyel jár a lineáris modellel szemben (Matos és mtsai, 1997), mint a szapora fajtáknál, továbbá az alacsony

h^2 értékű tulajdonságok esetében ez az előny kifejezettebb. Küszöbmodellel számítva az alomszám h^2 értékét *Matos és mtsai* (1997) rambouillet fajtánál 0,25-nek, a finn juhnál 0,13-nak becsülték, a lineáris modellel becsült 0,16 és 0,08-al szemben. *Nagy* (1999) dolgozatában magyar merinóra az első öt ellésben szaporaságra 0,01-0,07 értéket állapított meg. A két ellés közötti idő h^2 értékét nagyobbak (0,07-0,14) becsülte. Apai féltestvér elemzés alapján *Veress és mtsai* (1993) a két ellés közötti időre vonatkozóan ezt meghaladó értéket közöltek magyar merinó (0,285) és szapora merinó (0,396) esetében. Az apai féltestvérek alapján a paraméter rendszerint felülbecsült. A rasa aragonesa fajtában *Altarriba és mtsai* (1998) ugyancsak küszöb modellel számítva az alomszám h^2 értékét 0,077-nek találták. Dél-afrikai merinó fajtákban *Snyman és mtsai* (1997) az első és későbbi bárányozásból született alomszám közötti korrelációt közepesen szorosnak találták, tehát az első bárányozáskori alomszámra végzett szelekció hatékony a szaporasági élettéljesítményre végzett szelekcióban. *Notter* (1981) finn lapály keresztezett anyajuhok alomszámának ismételhetségét 0,166-ra becsülte, ez az érték közelíti a jelen dolgozatban becsült értéket. A született bárányszám és az ellési intervallum pozitív, laza korrelációban áll egymással (0,11), jelezvén azt, hogy a szaporaságra végzett szelekció a sűrűllelhetőségre való hajlamot nem növeli. A fajtában megfogalmazott tenyészcéllal összhangban – miszerint a szaporaság és a súlytulajdonságok fejlesztendőek – az ezen értékmérők közötti becsült pozitív genetikai korreláció (0,016-0,315) a tenyészcélt támogatja. A tézist a spanyol merinó fajta esetében *Analla és Serradilla* (1998), valamint *Al-shorepy és Notter* (1996) keresztezett juhok esetében is megállapították. Az utóbbi szerzők szerint a termékenység és a 90 napos súly közötti összefüggés negatív (-0,31), a bárányszám és a súly között azonban pozitív (0,39). Ez a jelenség kapcsolódhat a húsmarháknál (fentebb) említett választási súlybeli negatív anya-leány környezeti korrelációhoz. Már választásig a nőivarban a méhben olyan mechanizmusok zajlódhatnak, amit a nagy súlynövekmény gátol. Ez érintheti a fertilitást és az egyed vehemnevelő képességét. Húsmarhában *Dodenhoff és mtsai* (1998) szoros, igen szoros negatív korrelációt közöltek a választási súlyt befolyásoló anyai genetikai hatás és a nagyanyai hatás között.

A szaporaságnak a két ellés közötti idővel alkotott pozitív kapcsolata a sűrítve ellelhetőséget nem támogatja. A sűrítve ellelhetőségben lényeges javulás érhető el a szezonon kívül született bárányok tenyésztésben tartásával (*Notter*, 1981). Az éves kori

súly és a többes ellésre való hajlam (nagyobb ovulációs ráta) közötti pozitív korrelációt (0,31) *Guerra és mtsai* (1972) ausztrál merinón végzett vizsgálatai is alátámasztották.

Az első és a későbbi ellésekben született bárányszámot több szerző külön tulajdonságként kezelte (*Nagy*, 1999; *Arnason és Jónmudson*, 2008), mivel a különböző ellésekkor született bárányszámok közötti genetikai korreláció 1-től eltér, így az ismételhetőségi modellel becsült h^2 érték már más. Ha a különböző ellésekben született bárányszám külön tulajdonság, akkor ennek indexbeli súlyozását is ellésenként szükséges megállapítani. *Hagger* (2002) számításai szerint viszont az ellésenkénti többváltozós modellel becsült tenyészárték alapján a szelekcióval nyert előrehaladás nem múlta felül az ismételhetőségi modell tenyészártékával nyert előrehaladást.

A vizsgálatban nem volt mód a választott bárányok számának, így az anyai alomnevelőképességnek becslésére, mert a tenyészetek időnként már választás előtt is értékesítenek bárányt az anya alól. Ez a mutatószám viszont a gazdaságilag legfontosabb tulajdonságok közé tartozik, ezért a tenyészárték becslését is szükségessé teszi. Az adathiány, a megbízhatóság növelése úgy oldható fel, hogy a tenyészetek feljegyzik a választás előtt értékesített bárányok számát. A választott bárányszám ismeretének hiánya a választási súly tenyészárték becslésének pontosságát is befolyásolja. A modellben a született bárányszám szerepelt befolyásoló tényezőként, holott a választási súlyt az is befolyásolja, hogy az anya hány bárányt nevel fel. Az alomnevelőképességre végzett szelekció *Cloete és mtsai* (2003) szerint a választott alomsúlyra is kedvezően hat, *Rao és Notter* (2000) azonban extenzív körülmények között az anyai nevelőképesség növelését kétségesnek véli.

A nyírósúly, a fűrtmagasság és a szálfínomság alacsony, közepes öröklődhetőségű, (0,09-0,27), ismételhetőségi értékük 0,16 és 0,51 között változik. *Nagy* (1999) a magyar merinó 1979 és 1995 közötti állományán nyírósúlyra nézve 0,12, szálfínomságra 0,19, fűrtmagasságra 0,17 h^2 értékeket számított. Tanulmányában a szálfínomságra 0,07-es laza, de pozitív korrelációt becsült, ami a jelen számításban már negatív, -0,03. *Fogarty* (1995) a nyírósúly és a szálfínomság ismételhetőségére nagy, 0,6–0,7-es értéket közölt. A 6 legjobb hazai merinó törzstenyészetben *Kukovics és mtsai* (2003) 18 év teljesítménye alapján a nyírósúly 0,4 kg-os csökkenését, a rendement 13%-os

növekedését, a fűrtmagasság 2,5 cm-es növekedését, a szálfínomság 0,5 mikronos durvulását állapították meg.

A magyar merinó fajtában mindhárom súlytulajdonság esetében szignifikáns ($P < 0,001$) előrehaladás mutatható ki a vizsgált időszakban (4.35. táblázat). A választási súlyban ez évi 0,03 kg-os, súlygyarapodásban 0,25 grammos növekedést jelent. A tulajdonságok fenotípusos és tenyésztéskbéli változása a 4.29a.- 4.29c. ábrán látható. Megfigyelhető a fenotípus évenkénti ingadozó változása, a tenyészték kiegyenlítettebb növekedése. A született bárányszám 2004-től jelentősen csökken, a tenyésztékben pedig 1997-től egy folyamatos (jóllehet nem szignifikáns $P > 0,05$) emelkedés tapasztalható. A bárányszaporulatra nézve a jobb tenyésztékű egyedeket hagyják meg, de a környezeti hatások ezt a többletet nem engedik érvényre jutni (4.29d. ábra). 2001-től a sűrítve elletthezősége végzett szelekciót jelzi a 4.29e. ábra, fenotípusban ez viszont még nem jelentkezik.

A magyar merinó gyapjútermelési tulajdonságainak a fenotípusos változását a 4.29f.- 4.29h. ábrán követhetjük nyomon. A nyírósúly szignifikánsan ($P < 0,05$) növekedett, évente 0,033 kg-al, feltételezhetően az éves kori súly korrelatív hatásaként. Nem állapítható meg szignifikáns változás sem a szálfínomság, sem a fűrtmagasság alakulásában, tehát a gyapjú durvulását a törzskönyvi minimum követelmények betartásával megakadályozhatjuk. A szálfínomság azonban 2006 és 2008 között átlagosan 1,4 mikronnal durvult.

dc_192_11

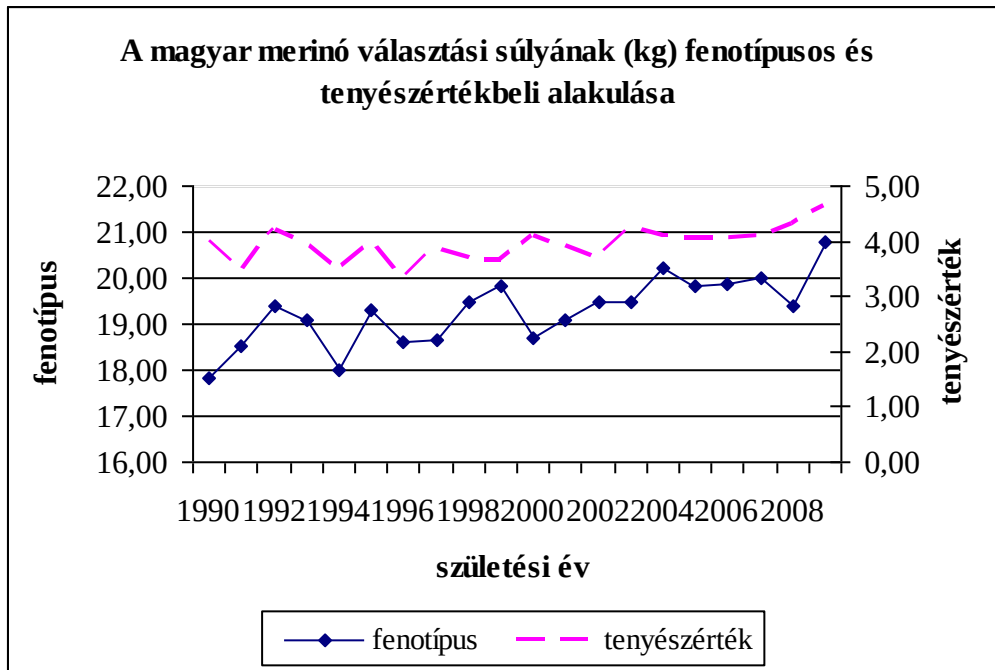
4.28. táblázat

A magyar merinó becsült genetikai paraméterei

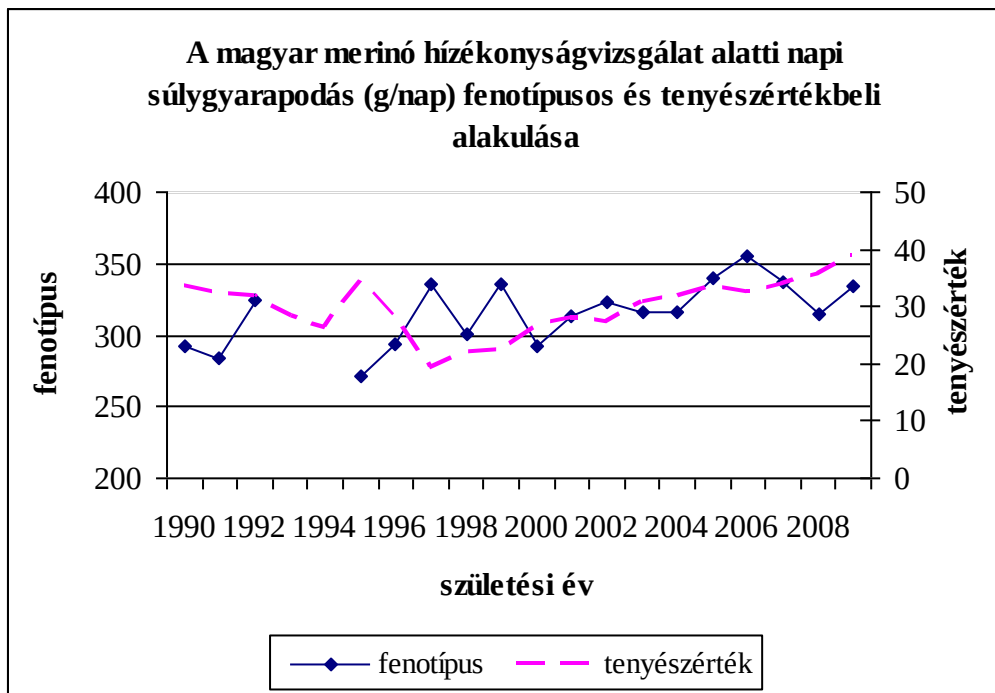
Genetikai paraméterek	Átlag	Medián	Konfidencia ^{\$} intervallum határai	
			alsó	felső
Direkt h^2 1*	0,0538	0,0503	0,0462	0,0601
h^2 2	0,1832	0,1964	0,1794	0,2015
h^2 3	0,1197	0,1183	0,1173	0,1204
h^2 4	0,0994	0,0982	0,0960	0,1003
h^2 5	0,0301	0,0316	0,0295	0,0395
h^2 6	0,0945	0,0939	0,0894	0,0973
h^2 7	0,1447	0,1428	0,1338	0,1552
h^2 8	0,2712	0,2726	0,2672	0,2758
Anyai h^2 1	0,0062	0,0074	0,0051	0,0087
h^2 2	0,0757	0,0712	0,0708	0,0780
Anyai $c^{2\#}$ 1	0,0494	0,0539	0,0392	0,0726
c^2 2	0,0483	0,0475	0,0466	0,0493
Alom $a^{2\ddagger}$ 1	0,2212	0,2258	0,1973	0,2375
Apa-év 1	0,0905	0,0943	0,0672	0,1156
$R^{\S}$ 4	0,1213	0,1202	0,1194	0,1226
R 5	0,0342	0,0345	0,0336	0,0354
R 6	0,1606	0,1592	0,1572	0,1633
R 7	0,3415	0,3401	0,3334	0,3492
R 8	0,5121	0,5148	0,5086	0,5189
Direkt-anyai r_g 1	0,4593	0,5667	-0,5672	0,6584
r_g 2	-0,2963	-0,3082	-0,3191	-0,2853
Direkt r_g 1-2	0,1762	0,1943	0,1635	0,1965
r_g 1-3	0,2321	0,2362	0,2286	0,2382
r_g 1-4	0,0745	0,0719	0,0693	0,0783
r_g 2-3	0,2554	0,2515	0,2484	0,2624
r_g 2-4	0,0163	0,0253	0,0071	0,0421
r_g 3-4	0,3157	0,3167	0,3114	0,3192
r_g 4-5	0,1114	0,1068	0,1028	0,1147
r_g 6-7	0,2538	0,2524	0,2343	0,2702
r_g 6-8	0,1634	0,1636	0,1504	0,1761
r_g 7-8	-0,0346	-0,0338	-0,0602	-0,0074

Megjegyzés: ^{\$}P=95%; tulajdonság *1: választási súly; 2: ÜSTV alatti napi súlygyarapodás; 3: éves kori súly; 4: született bárányok száma; 5: két ellés közötti idő; 6: zsírosgyapjú súly; 7: gyapjúszállhosszúság; 8: gyapjúszállfinomság; #: anyai állandó környezeti hatás; [†]: ideiglenes anyai hatás vagy alomhatás; [§]: ismételtelhetőség.

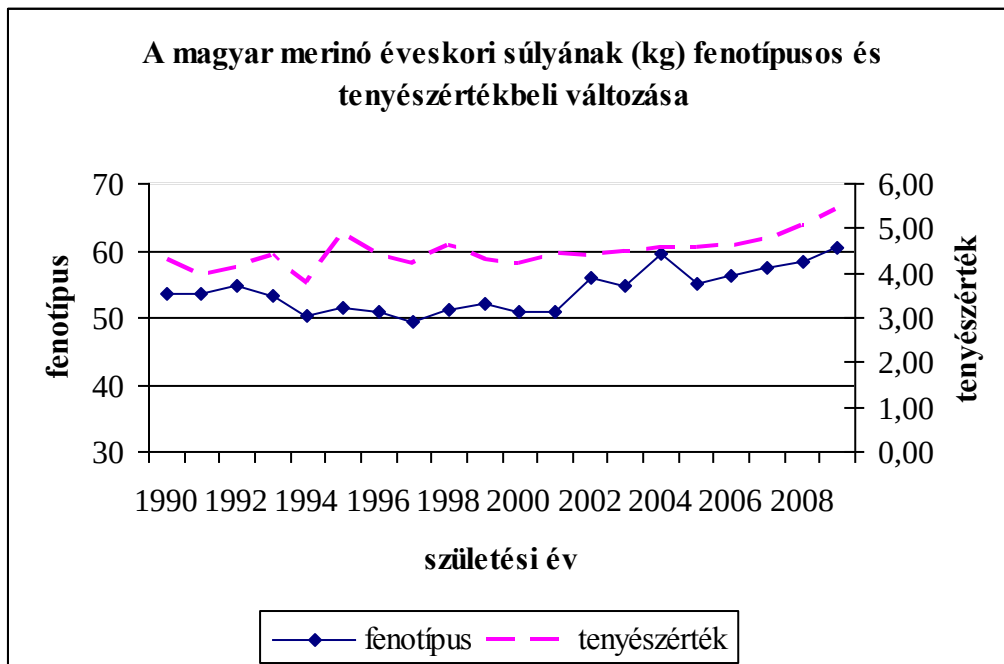
4.29a. ábra



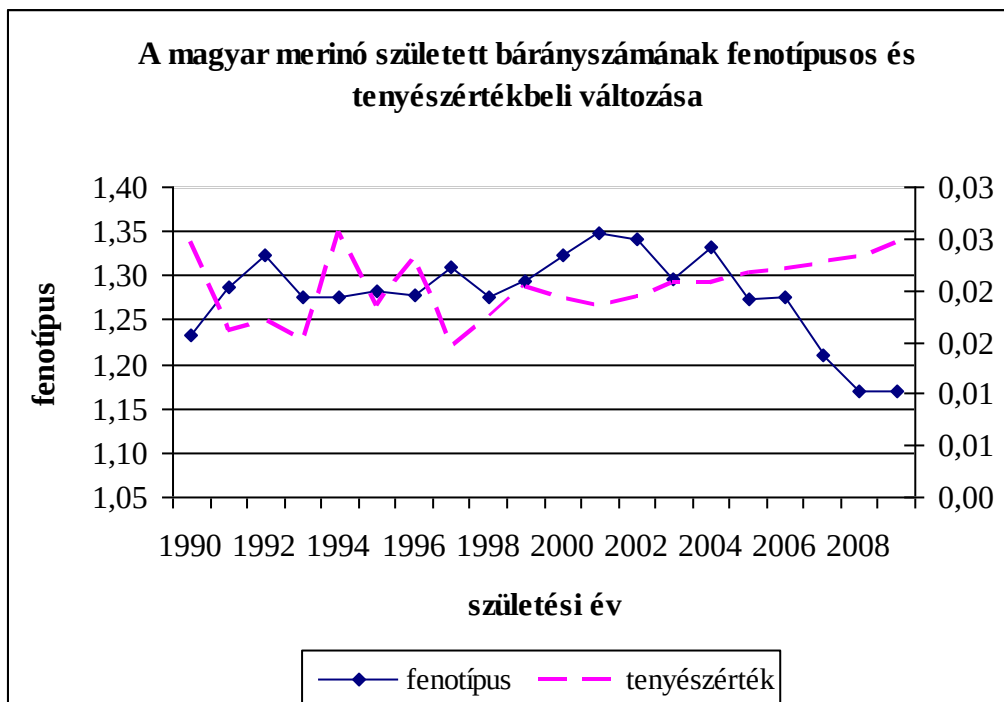
4.29b. ábra



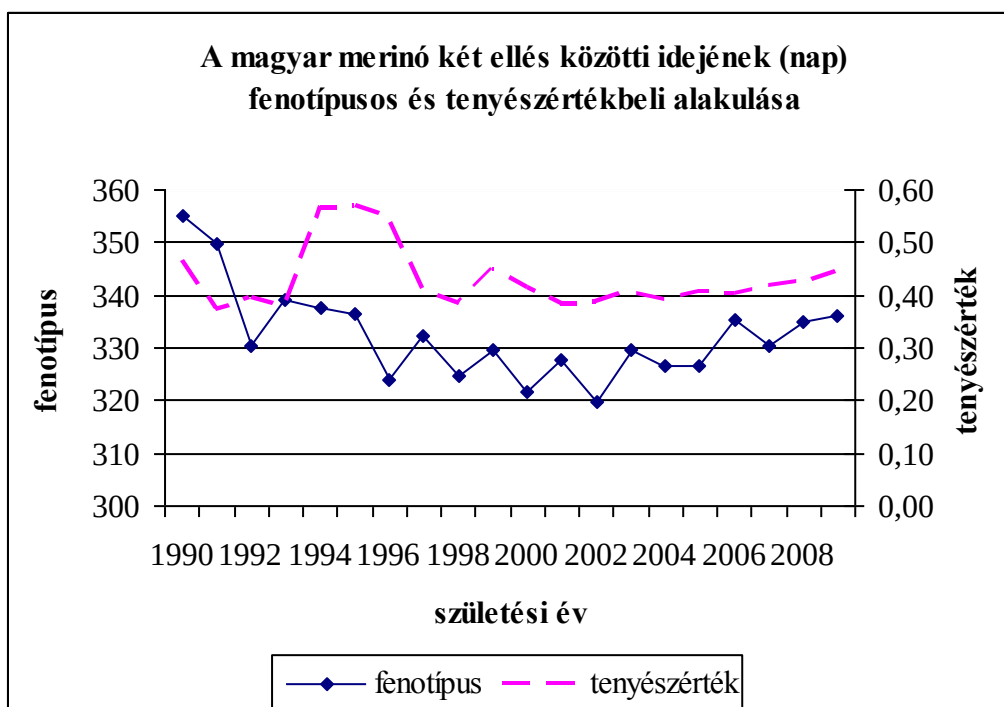
4.29c. ábra



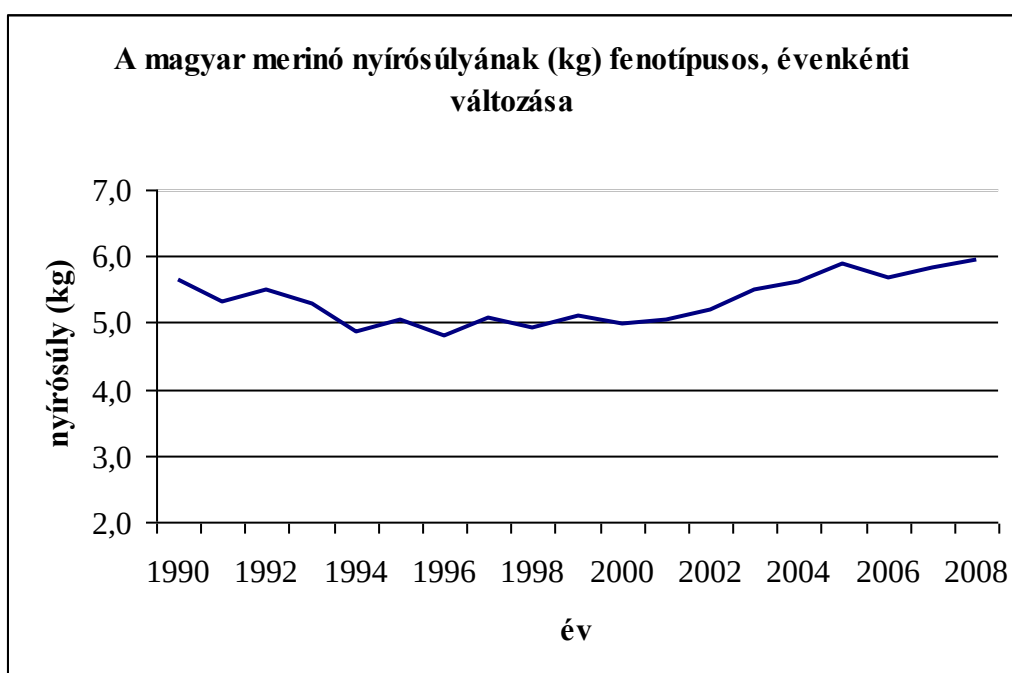
4.29d. ábra



4.29e. ábra

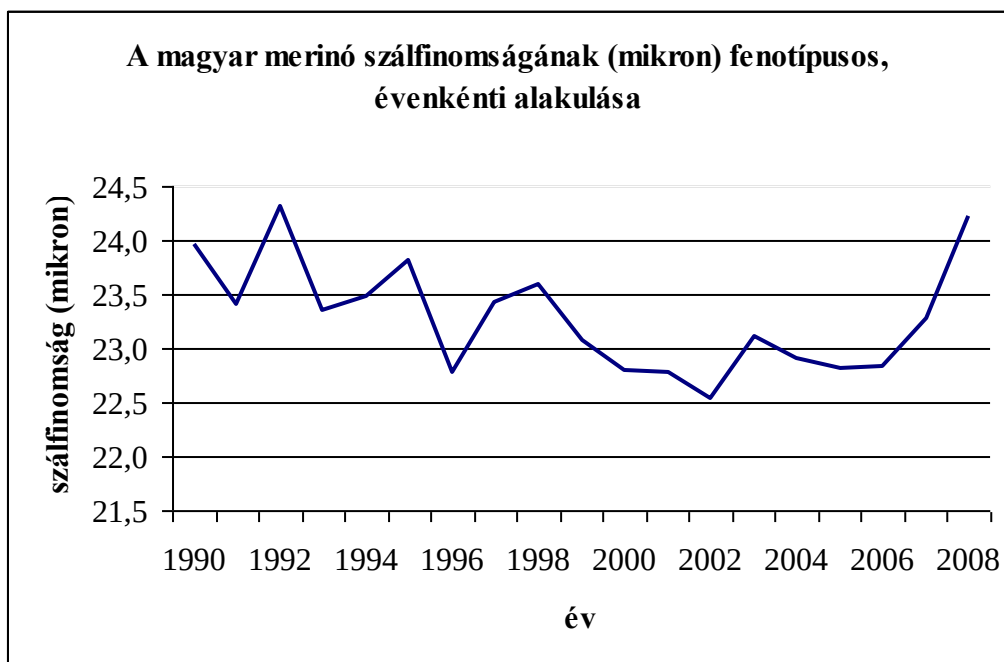


4.29f. ábra

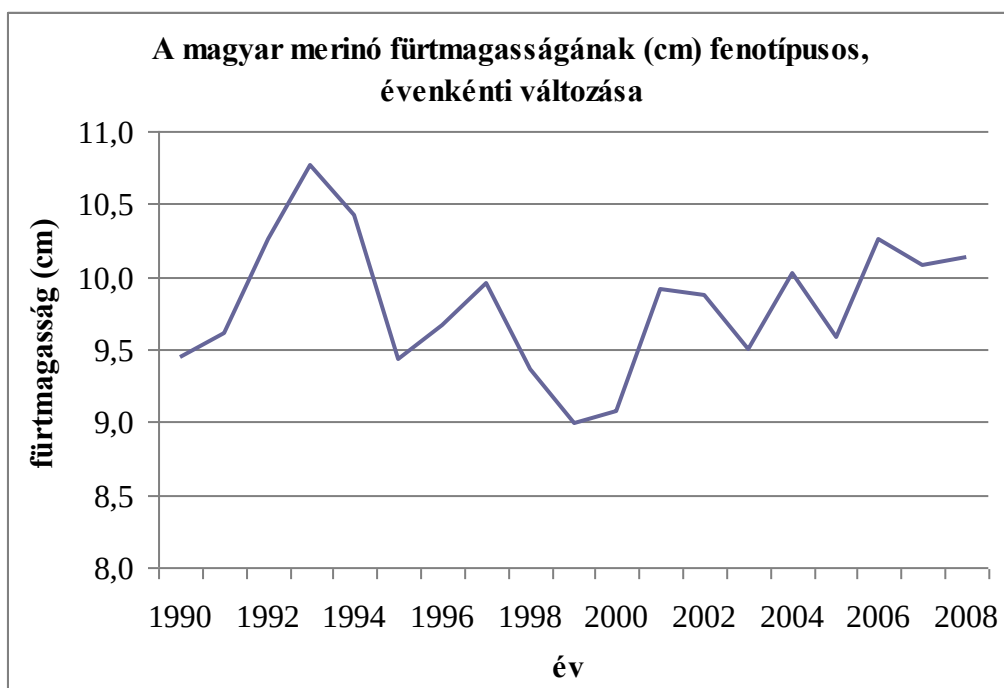


dc_192_11

4.29g. ábra



4.29h. ábra



A német húsmerinó választási súlyának h^2 értéke, genetikai varianciarányada közel tizede a fenotípusos varianciának. A fajtában nagyobb arányú genetikai különbséget jelez a teljes varianciához képest, mint a magyar merinóban (4.29. táblázat). A súlygyarapodás és az éves kori súly h^2 -e nagyobb (0,10; 0,16). A választási súly anyai h^2 értéke (0,11) és az anyai állandó környezeti varianciarányad (0,06), valamint az ideiglenes környezeti hányad (0,14) mértéke szintén a hatások modellbeli szerepére engednek következtetni. A súlygyarapodást ezek a hatások kisebb mértékben befolyásolják. E két tulajdonságban a direkt-anyai génhatások közötti antagonizmus ($r_{gam}=-0,34$) nagyobb mértékű, mint a magyar merinóban becsülhető. A súlytulajdonságok laza, pozitív korrelációban állnak egymással. A súlygyarapodás a választási súllyal és az éveskori súllyal szorosabb korrelációban áll, mint a két korban mért súly egymással. A súlygyarapodás és az éves kori súly kapcsolata a német húsmerinóban szorosabb ($r_g=0,56$) mint a magyar merinóban ($r_g=0,25$). A választási súly direkt-anyai genetikai korrelációja negatív, laza, de a magyar merinóval ellentétben, ebben a fajtában már szignifikáns ($P<0,05$). Ugyanez a korreláció a választás utáni gyarapodásban már szoros. *Ekiz és mtsai* (2004) törökországi német húsmerinó eredetű állományban a választási súly direkt öröklődhetőségére nagyobb (0,10), anyai öröklődhetőségére azonos (0,11), környezeti varianciarányadosára nagyobb (0,19) értéket becsültek. Az anyai-direkt korreláció nagyobb mértékű antagonizmusra utalt (-0,48). A szerzők modelljében viszont az alomhatás nem szerepelt. Németországban központi teljesítményvizsgálat adatait értékelve *Schüler és mtsai* (2001) ennél nagyobb értékeket becsültek a beállítási súly és súlygyarapodás h^2 értékére (0,52 és 0,47) nézve. Az alomszám és a két ellés közti idő h^2 értéke, ismételhetősége alacsony (0,07, 0,04 valamint 0,13 és 0,12). A született bárányok h^2 -ére *Ekiz és mtsai* (2005) török merinóban hasonlóan alacsony értéket közöltek (0,05). A született bárányok száma a fajta esetében kedvező kapcsolatban van a súlytulajdonságokkal. Az alomszám és a sűrítve elletetőségi hajlam közötti pozitív korreláció a magyar merinóhoz hasonlóan a német merinónál sem kedvező. Az alomszám növekedésével járó megkésett fogamzásról *Veress és mtsai* (1979) valamint *María és Ascaso* (1999) tudósítanak a romanov fajta esetében is. A merinólandschaf két ellés közti idejének ismételhetőségét *Mendel és mtsai* (1989) szintén alacsonynak találták (0,1), bár az idézett szerzők elemzéseiket mindössze 125 anyajuh adatai alapján végezték. A szaporaság és az egyéves kori súly a fajtában együttesen növelhető

($r=0,42$), viszont a szaporaság és a két ellés közötti pozitív korreláció miatt sűrítve elletés nem javasolt.

A német húsmerinó minden tulajdonságában 1990 és 2009 között szignifikáns ($P<0,001$) genetikai előrehaladást láthatunk (4.30a.-4.30e. táblázatok). Választási súlyban ez kisebb mértékű volt, mint az a magyar merinónál megfigyelhető (0,018 kg/év vs. 0,031 kg/év), viszont a többi súlytulajdonságban a német húsmerinó fejlődése több mint kétszeresen felülmúlja a magyar merinóét. A két ellés közötti idő évenként közel fél nappal csökkent. A született bárányszám fenotípusbeli csökkenése hasonló a magyar merinóhoz, de már 2003-tól megfigyelhető. A két fajta értékmérő tulajdonságainak fejlődése közötti különbség a h^2 értékek eltéréseivel nem magyarázható, ez feltehetően a hazai szelekció mellett az import hatásának is tulajdonítható.

dc_192_11

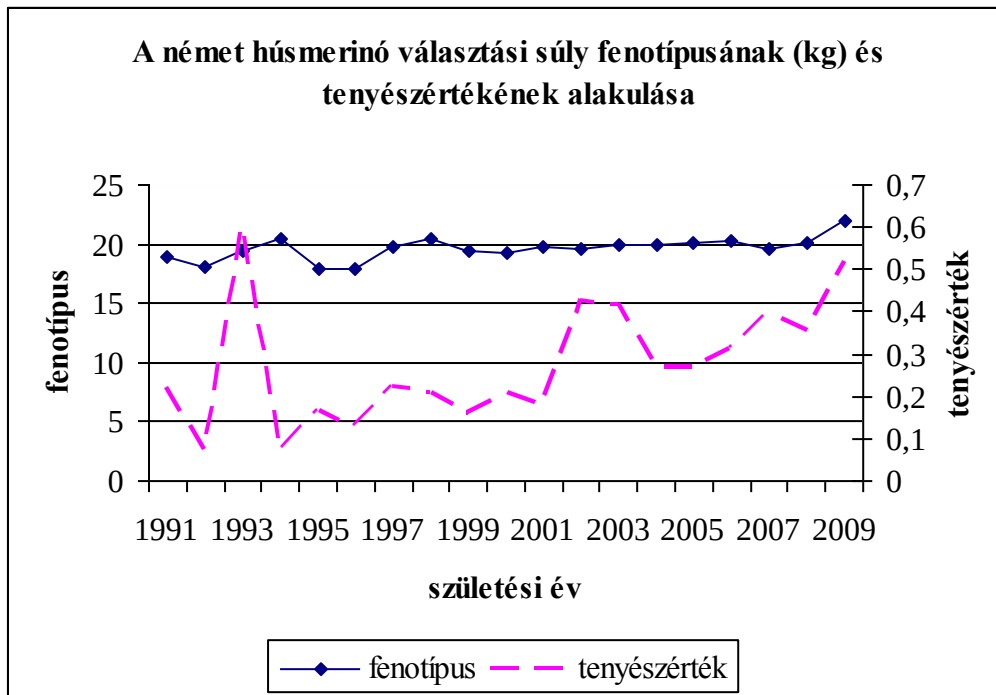
4.29. táblázat

A német húsmerinó becsült genetikai paraméterei

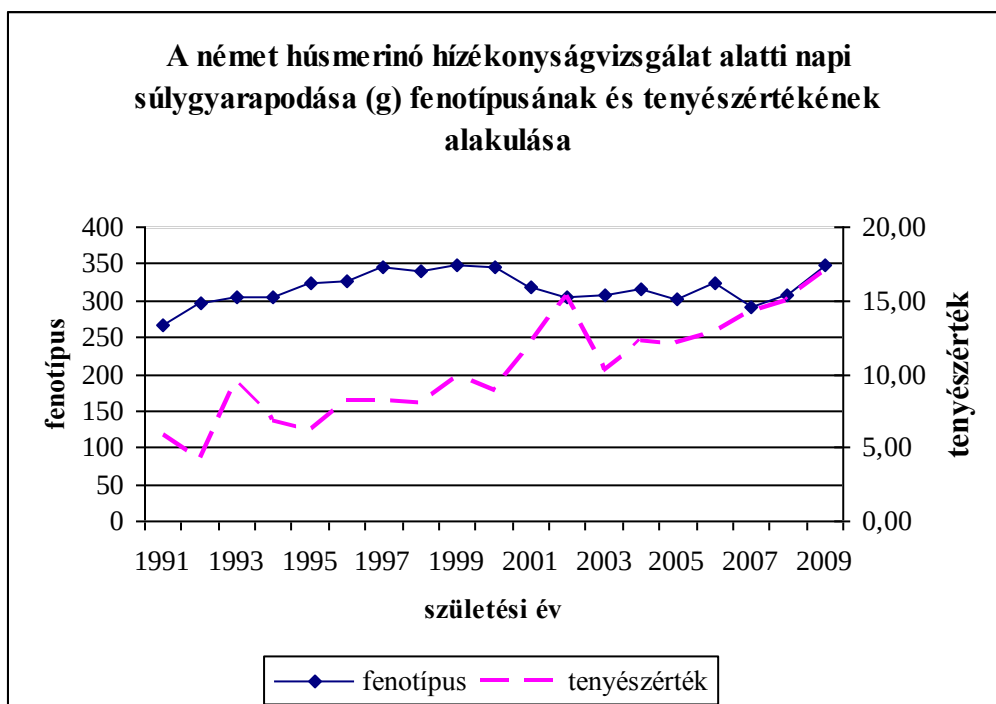
Genetikai paraméterek	Átlag	Medián	Konfidencia ^{\$} intervallum határai alsó felső
Direkt h^2 1*	0,0819	0,0831	0,0703 0,0877
h^2 2	0,1035	0,1018	0,0976 0,1052
h^2 3	0,1644	0,1647	0,1635 0,1653
h^2 4	0,0764	0,0765	0,0754 0,0773
h^2 5	0,0439	0,0439	0,0436 0,0442
Anyai h^2 1	0,1136	0,1130	0,1129 0,1142
h^2 2	0,0388	0,0303	0,0275 0,0401
h^2 4	0,0257	0,0253	0,0246 0,0261
Anyai $c^{2\#}$ 1	0,0657	0,0654	0,0650 0,0663
$c^{2\#}$ 2	0,0216	0,0212	0,0204 0,0222
Alom $a^{2\ddagger}$ 1	0,1438	0,1429	0,1356 0,1731
$R^{\S}$ 4	0,1342	0,1334	0,1332 0,1350
R 5	0,1227	0,1241	0,1218 0,1255
Apa-év 1	0,1625	0,1948	0,1602 0,2137
Direkt-anyai r_g 1	-0,3471	-0,3505	-0,3572 -0,3436
r_g 2	-0,7555	-0,7593	-0,7668 -0,7518
Direkt r_g 1-2	0,3611	0,3513	0,3504 0,3648
r_g 1-3	0,1621	0,1594	0,1582 0,1689
r_g 1-4	0,1607	0,1616	0,1552 0,1662
r_g 2-3	0,5559	0,5604	0,5506 0,5712
r_g 2-4	0,2706	0,2769	0,2641 0,2781
r_g 3-4	0,4273	0,4310	0,4224 0,4322
r_g 4-5	0,3629	0,3644	0,3591 0,3666

Megjegyzés: ^{\$}P=95%; tulajdonság *1: választási súly; 2: ÜSTV alatti napi súlygyarapodás; 3: éves kori súly; 4: született bárányok száma; 5: két ellés közti idő; [§]: ismételhetőség.

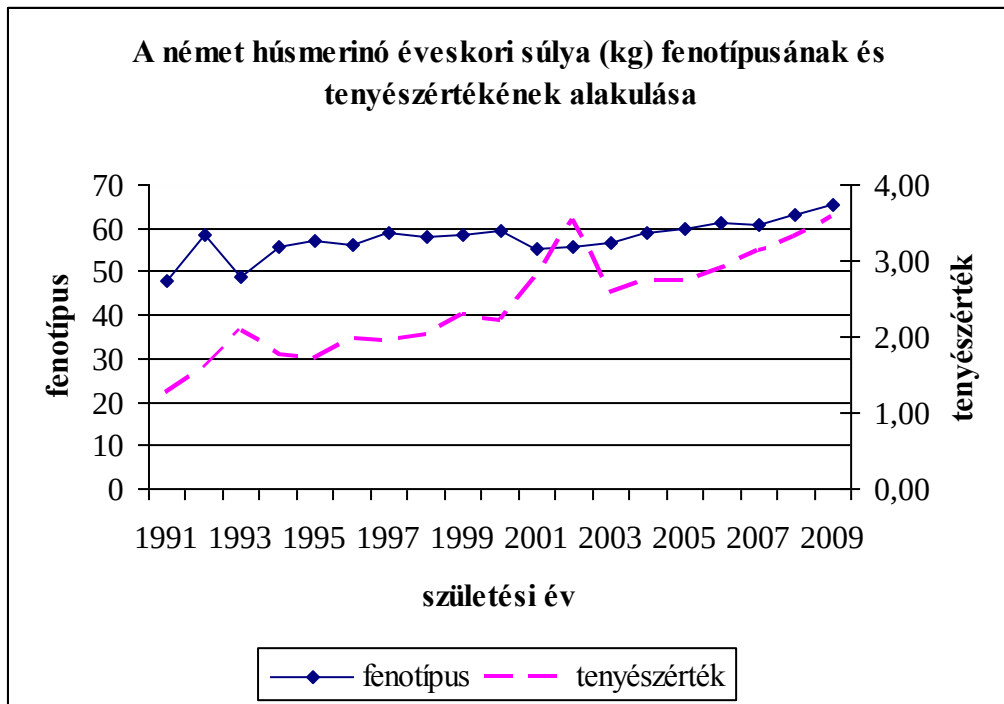
4.30a. ábra



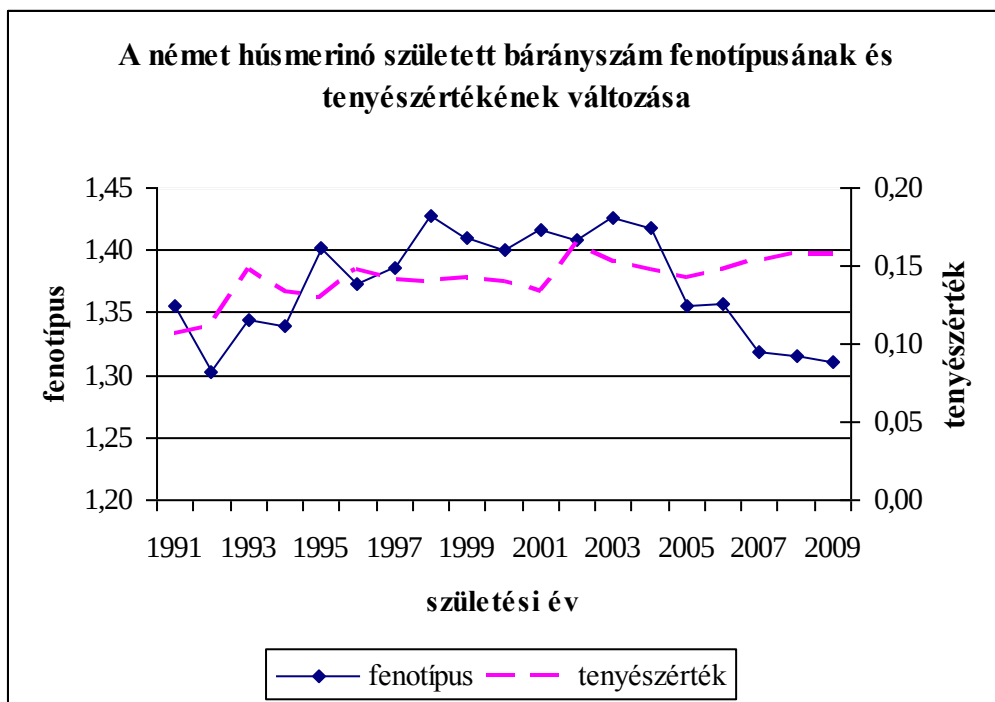
4.30b. ábra

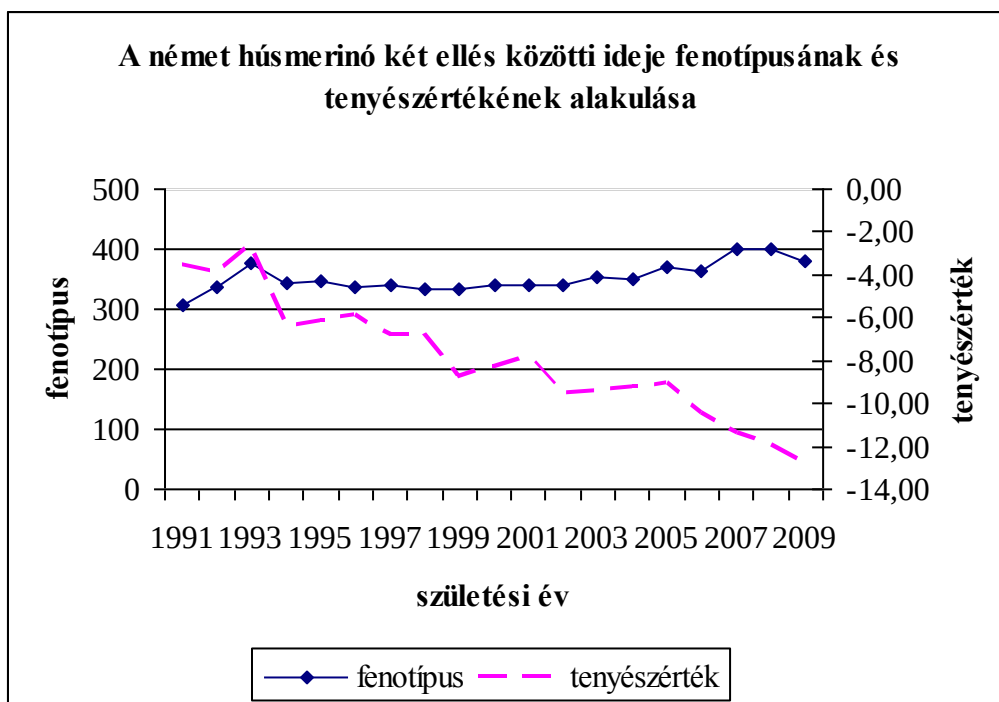


4.30c. ábra



4.30d. ábra





Az **ile de france** fajta becsült genetikai paramétereit a 4.30. táblázat tartalmazza. A fajta választási súlyának direkt h^2 értéke az eddig bemutatott fajtákéhoz hasonlóan 0,1 alatti, ami hasonló mértékű (0,08) az anyai h^2 értékkel, az állandó alomhatással és az apa-év kölcsönhatással. Az anya hatása kiegyenlítettebb az egymást követő ellésekben (0,14), az ideiglenes alomhatás kisebb, mint az a magyar merinó esetében volt (0,22), de a modellben szereplő genetikai és a nevesített környezeti hatások közül ennek a mértéke a legnagyobb. A három fajta közül az ile de france növekedési erélyére van legnagyobb hatással a direkt növekedési gének és az anyai nevelőképesség közötti antagonizmus ($r = -0,53, -0,89$). A becsült kovariancia komponenseket (korrelációkat) a nem véletlenszerű apaállat használat (célpárosítás), a tenyészetek közötti kismértékű genetikai kapcsolat, az alacsony létszámú tenyészetek befolyásolják (*Calus és mtsai*, 2004). Az elemzésben szereplő tenyészetekben, esetünkben, jellemző a célpárosítás. *Calus és mtsai* (2004) szerint ilyen esetekben a genetikai variancia alulbecsült. A vizsgált tenyészetek között van genetikai kapcsolat, a kislétszámú tenyészetek, az évszakonkénti kis egyedszámú és kevés ivadékszámú apaállatok az elemzésben nem szerepeltek. Az éves kori súly a választás utáni súlygyarapodásnál kisebb mértékű h^2 -e növekedéskori jelentős mértékű szelekciót feltételez, ami a genetikai varianciahányadot csökkenti. Az egyes súlyok közötti korreláció is kisebb mértékű, mint a másik két fajta esetében, sőt a választási súly és a választás utáni súlygyarapodás közötti negatív korreláció (-0,06) kompenzációs növekedést feltételez. A súlygyarapodás és a szaporaság közötti negatív korreláció (-0,1) is eltér az előző két fajtában becsülttől. A két ellés közötti időnél a három fajtában becsült h^2 érték nem érte el a 0,1-0,2 közötti szintet (*María*, 1995; *Nagy és mtsai*, 1998). Ismételhetősége mindhárom fajtában igen kicsi (0,03-0,12), az ideiglenes környezeti hatások, tenyésztői döntések a tulajdonság kifejeződésére nagymértékben hatnak.

Az ile de france minden értékmérő tulajdonságában szignifikáns ($P < 0,001$) tenyésztérbeli változás figyelhető meg (4.31a.- 4.31e. ábrák). A változás a született bárányok számában kedvezőtlen. Az egész időszakra, de 2001-től különösen, csökkenés tapasztalható. Ez fenotípusban ugyan nem jelentkezik, feltehetően a fajta kedvező takarmányozási körülményei miatt. Ez lehet a következménye a fajtában a súlygyarapodás és szaporaság közötti negatív korrelációnak.

dc_192_11

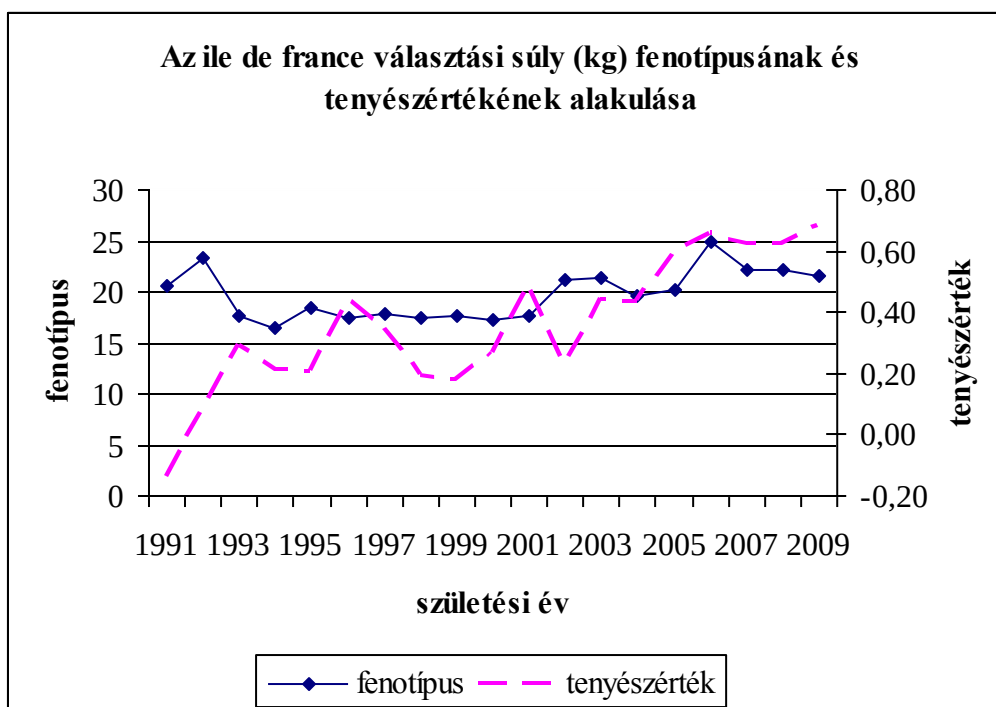
4.30. táblázat

Az ile de france fajta becsült genetikai paraméterei

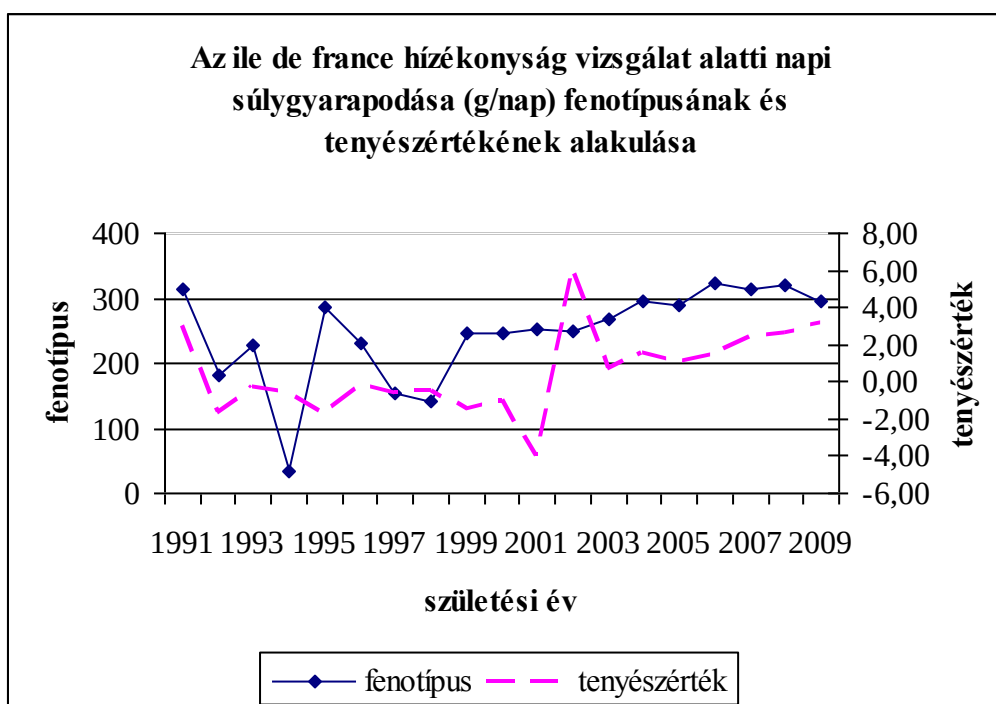
Genetikai paraméterek	Átlag	Medián	Konfidencia [§] intervallum határai	
			alsó	felső
Direkt h^2 1*	0,0778	0,0779	0,0774	0,0781
h^2 2	0,1630	0,1644	0,1622	0,1668
h^2 3	0,0654	0,0655	0,0651	0,0657
h^2 4	0,0868	0,0866	0,0864	0,0872
h^2 5	0,0135	0,0130	0,0119	0,0143
Anyai h^2 1	0,0872	0,0874	0,0836	0,0879
h^2 2	0,0200	0,0189	0,0169	0,0208
h^2 4	0,0362	0,0361	0,0359	0,0366
Anyai $c^{2\#}$ 1	0,0826	0,0816	0,0805	0,0834
$c^{2\#}$ 2	0,0121	0,0116	0,0112	0,0126
Alom $a^{2\ddagger}$ 1	0,1392	0,1458	0,1284	0,1677
Apa-év 1	0,0875	0,0893	0,0724	0,1065
$R^{\S}$ 4	0,1082	0,1095	0,1075	0,1189
R 5	0,0512	0,0512	0,0506	0,0518
Direkt-anyai r_g 1	-0,5318	-0,5307	-0,5331	-0,5202
r_g 2	-0,8988	-0,8972	-0,8997	-0,8913
Direkt r_g 1-2	-0,0564	-0,0561	-0,0591	-0,0535
r_g 1-3	0,1557	0,1524	0,1504	0,1569
r_g 1-4	0,1151	0,1159	0,1127	0,1175
r_g 2-3	0,4297	0,4337	0,4269	0,4386
r_g 2-4	-0,1011	-0,1099	-0,1140	-0,0983
r_g 3-4	0,3966	0,3957	0,3941	0,3991
r_g 4-5	0,1518	0,1452	0,1404	0,1633

Megjegyzés: [§]P=95%; tulajdonság *1: választási súly; 2: ÜSTV alatti napi súlygyarapodás; 3: éves kori súly; 4: született bárányok száma; 5: két ellés közti idő; [§]: ismételhetőség.

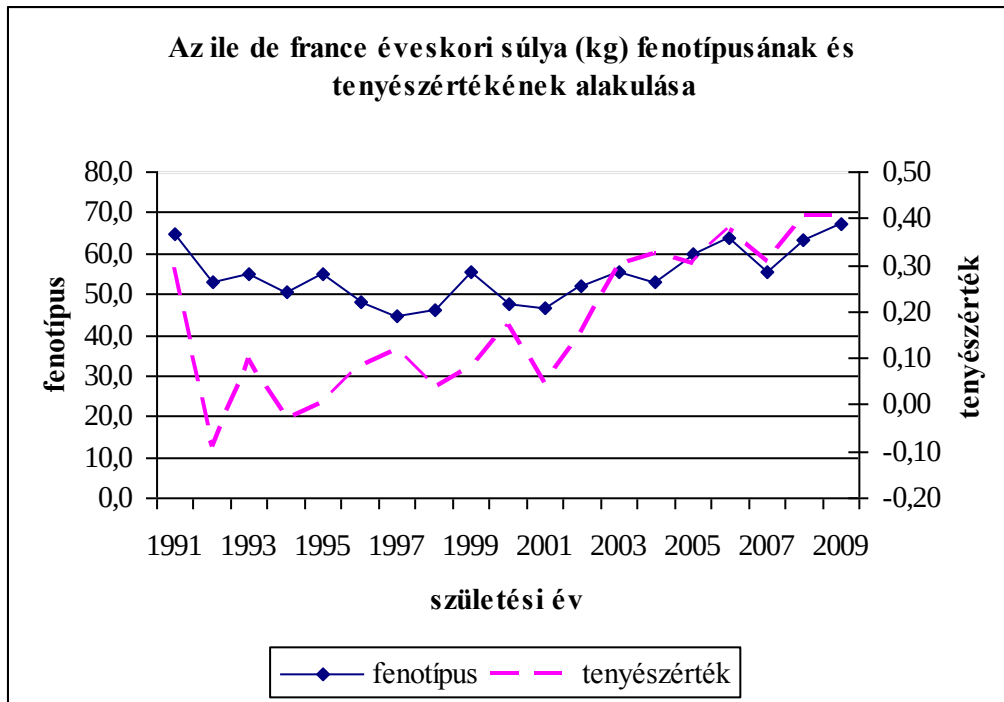
4.31a. ábra



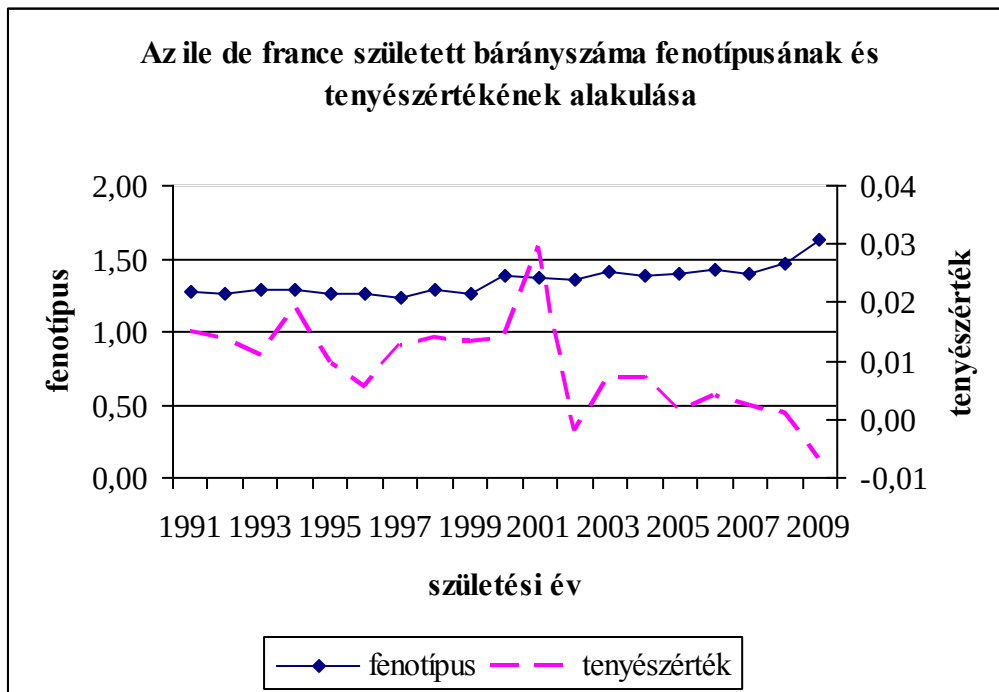
4.31b. ábra



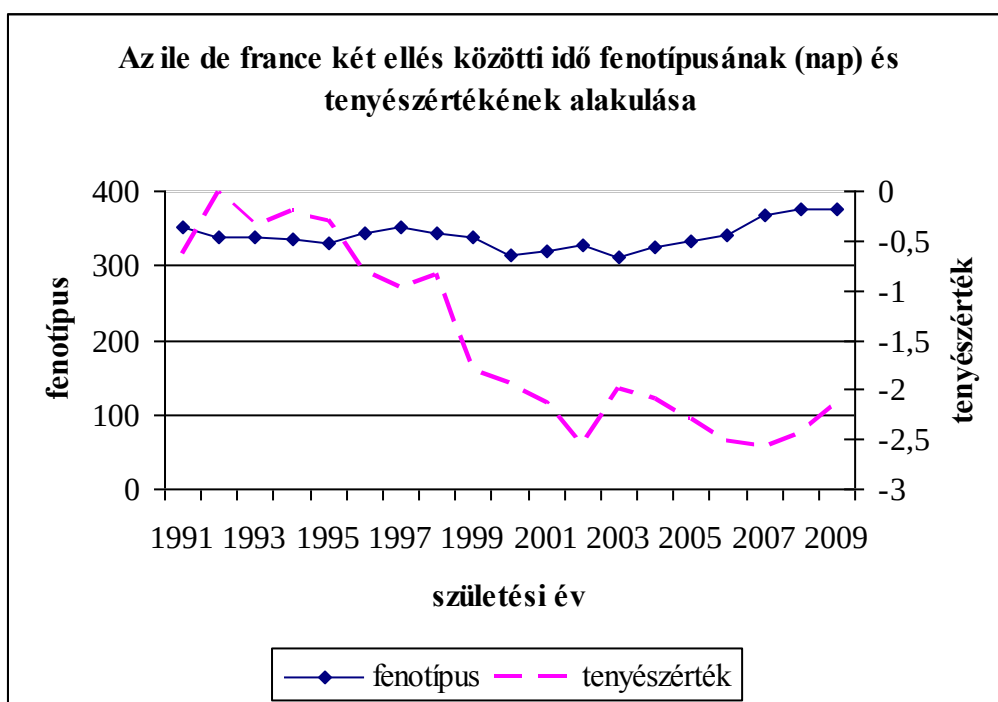
4.31c. ábra



4.31d. ábra



4.31e. ábra



A **suffolk** súlytulajdonságai közül (4.31. táblázat) a hízekonyság vizsgálat során mért napi súlygyarapodás h^2 értéke volt a legmagasabb (0,16), amit a választási súly h^2 értéke követett. Az anyai genetikai hatás mértéke a választási súly és súlygyarapodás esetében hasonló mértékű (0,05-0,06). A választási súlyt a környezeti tényezők közül az ideiglenes alomhatás befolyásolta a legnagyobb mértékben (0,19). A környezeti tényezők az anya ellésenkénti nevelőképességét jelentősen módosítják. A fajtában *Rao és Notter* (2000) a 60-napos és 90 napos súly anyai öröklődhetőségi értékére a számításokkal közel egyező értéket közöltek (0,06, 0,04). *Maniatis és Pollott* (2003) angol suffolk bárányok 8 hetes súlyának a direkt öröklődhetőségét 0,14-nek, anyai öröklődhetőségét 0,10-nek, az anyai állandó hatást pedig 0,08-nak becsülték. *De Vries és mtsai* (2004) a fajta izmoltsági pontszámának öröklődhetőségét 0,12-nek becsülték. A dániai suffolk súlygyarapodásának (születéstől 2 hónapos korig) direkt h^2 értékét viszont *Maxa és mtsai* (2007) 0,30-nak, az anyai h^2 értékét pedig 0,15-nek találták. A dolgozatban számított súlytulajdonságok közül ugyan a súlygyarapodásnak volt a legnagyobb h^2 értéke, de nem érte el a *Maxa és mtsai* (2007) által számítottakat. A direkt és anyai genetikai korreláció mértéke a súlygyarapodás esetében -0,84,

nagymértékű antagonizmusra utal. Közel ilyen mértékű antagonizmusról számoltak be *Maxa és mtsai* (2007) feltételezhetően jobb takarmányozási körülmények között tartott dániai suffolk fajtában.

A fajtát a súlygyarapodás, az éves kori súly és a szaporaság közötti negatív viszonyosság jellemzi. A fajta jelenlegi hazai szelekciós indexében a választott bárányok száma 40%-os, a súlygyarapodás 60%-os súllyal szerepel. Ezt az arányt a szaporaság megtartása érdekében volt szükséges kialakítani. Szaporasága a hazai tenyésztésű vizsgált fajták közül a lacaune szaporaságát követi 1,53-as született bárányszámmal. A fajtát köztudottan bőségesen takarmányozzák, s a bőséges takarmány a szaporaságot növeli. A született bárányszám h^2 értékét 0,03-nak becsültem, mely *Maxa és mtsai* (2007) becsülésével (0,04) azonosnak tekinthető. Ismételhetősége alig haladja meg a h^2 értéket, a csekély mértékű permanens környezeti hatás miatt. *Abdulkhaliq és mtsai* (1989) Illinois állam teljesítményvizsgáló állomásán a fajta elléskori alomszámára apa-féltestvércsoportok alapján 0,07-es h^2 -értéket, a választási alomsúlyra 0,26-os h^2 értéket becsültek, viszont North Dakota államban ugyanerre már csak 0,03-at. A szerzők a fajta szaporaságának a növelésére a választási alomsúlyt, mint a fertilitás, szaporaság, felnevelési arány, választási súly tulajdonságok összetett mérőszámát javasolták. *Rao és Notter* (2000) a suffolk alomszámára DFREML módszerrel 0,09-es h^2 értéket becsültek, az alomszám és a választási súly közötti genetikai kapcsolatot pozitívnak (0,17) találták. Ez jelen esetben is pozitív (0,36), ellentétben a többi súlytulajdosságnál tapasztaltakkal.

A suffolk fajtában a súlyváltozások a tenyészcélnek megfelelőek, az emelkedés 1998-tól látványos (4.32a.- 4.32c. ábrák). A szaporaságban azonban 2001-től mind fenotípusban, mind tenyésztértékben csökkenés tapasztalható, néhány évre azt követően, hogy a súlygyarapodás nagymértékű javulása megkezdődött (4.32d. ábra). Annak ellenére, hogy negatív korreláció áll fenn a súlygyarapodás, az éves kori súly és szaporaság között, ilyen mértékű csökkenés sem ezzel, sem a tenyészkiválasztás sikertelenségével nem feltétlen magyarázható. Következésképpen indokolt lenne megvizsgálni a fajtában előforduló esetleges genetikai rendellenességek előfordulását.

dc_192_11

4.31. táblázat

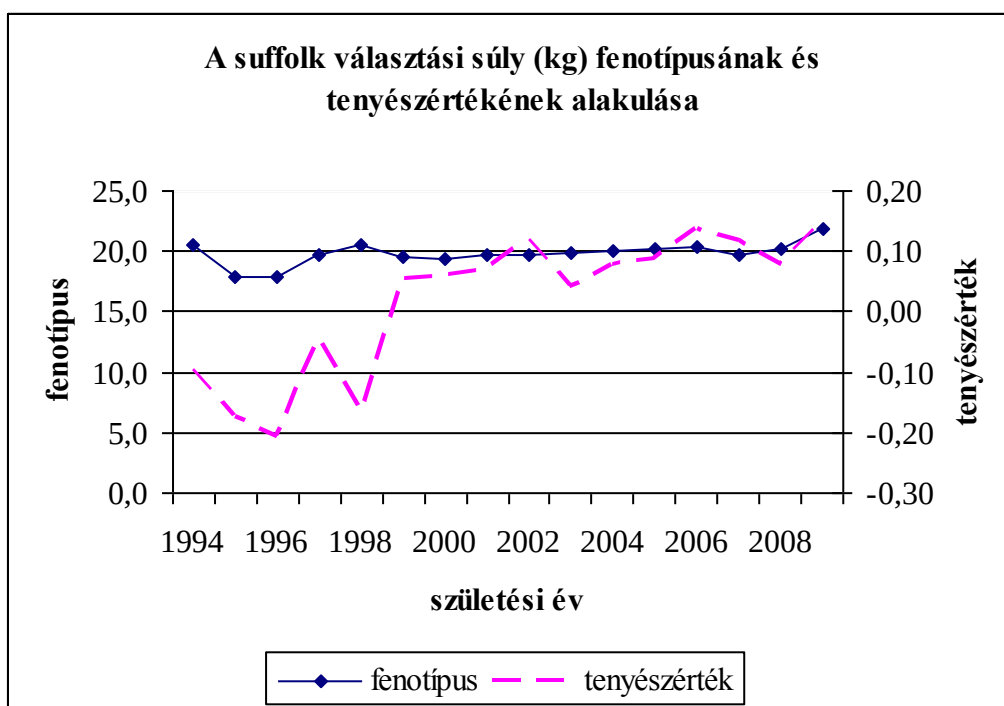
A suffolk fajta becsült genetikai paraméterei

Genetikai paraméterek	Átlag	Medián	Konfidencia ^s intervallum határai	
			alsó	felső
Direkt h^2 1*	0,0306	0,0318	0,0121	0,0671
h^2 2	0,1639	0,1661	0,1618	0,1686
h^2 3	0,0585	0,0583	0,0558	0,0598
h^2 4	0,0333	0,0301	0,0322	0,0347
Anyai h^2 1	0,0494	0,0566	0,0357	0,0762
h^2 2	0,0581	0,0572	0,0558	0,0594
Anyai $c^{2\#}$ 1	0,0051	0,0043	0,0039	0,0063
c^2 2	0,0428	0,0418	0,0411	0,0439
Alom $a^{2\ddagger}$ 1	0,1898	0,1922	0,1659	0,2371
$R^{\S}$ 4	0,0737	0,0733	0,0724	0,0745
Apa-év 1	0,1110	0,0948	0,0675	0,1157
Direkt-anyai r_g 1	-0,3079	-0,3258	-0,4256	-0,2967
r_g 2	-0,8464	-0,8544	-0,8610	-0,8419
Direkt r_g 1-2	0,1659	0,1667	0,1619	0,1698
r_g 1-3	0,5318	0,5354	0,5307	0,5389
r_g 1-4	0,3609	0,3593	0,3581	0,3619
r_g 2-3	0,3432	0,3557	0,3391	0,3774
r_g 2-4	-0,0221	-0,0197	-0,0288	-0,0154
r_g 3-4	-0,3679	-0,3623	-0,3695	-0,3605

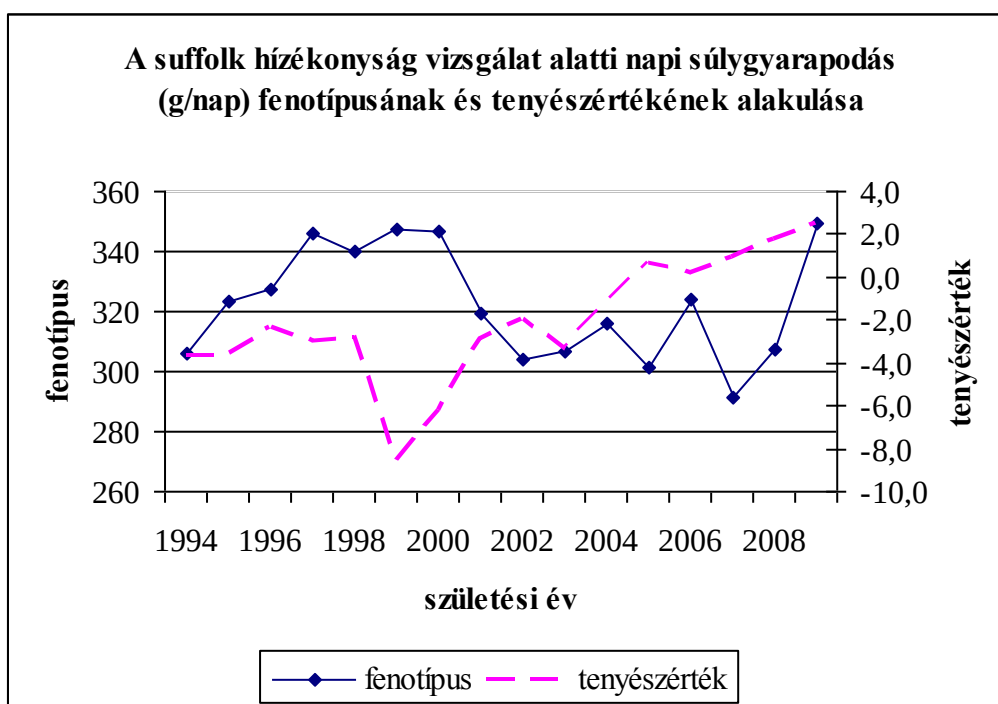
Megjegyzés: ^sP=95%; tulajdonság *1: választási súly; 2: ÜSTV alatti napi súlygyarapodás; 3: éves kori súly; 4: született bárányok száma; #: anyai állandó környezeti hatás; [†]: ideiglenes anyai hatás vagy alomhatás; [§]: ismételhetőség.

dc_192_11

4.32a. ábra

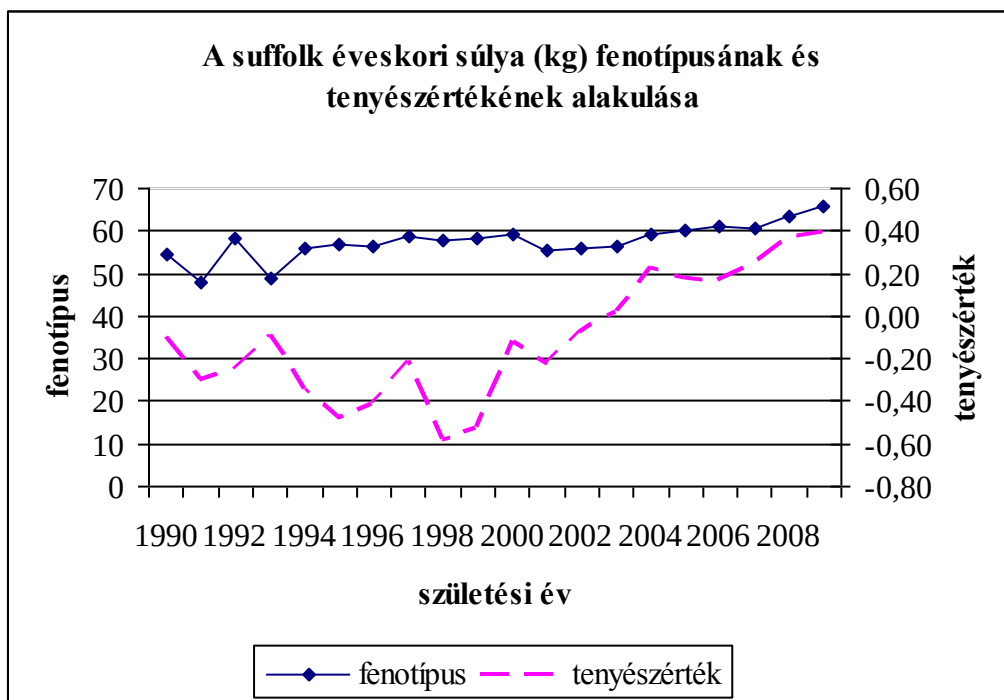


4.32b. ábra

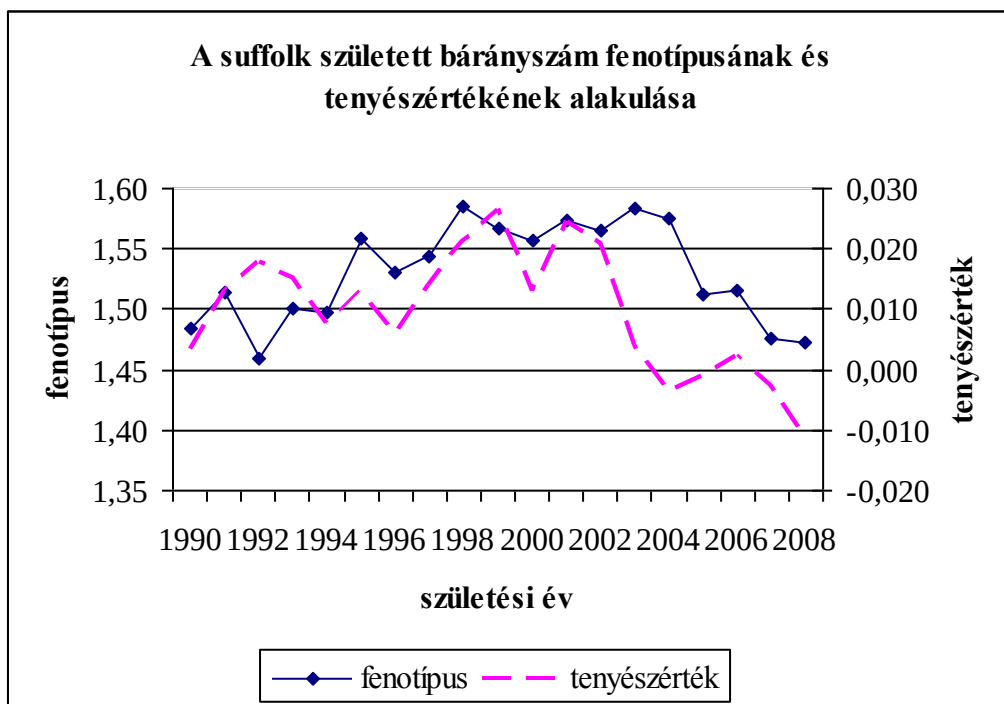


4.32c. ábra

dc_192_11



4.32d. ábra



A német feketefejú genetikai paramétereit a 4.32. táblázatban ismertetem. A fajtáról kevés genetikai paraméterbecslést ismertető közlemény lelhető fel, vélhetőleg az elterjedtségére való tekintettel. A fajtát Németországban hampshire down, oxford down, shropshire és suffolk fajták keresztezéséből állították elő. A választási súly direkt h^2 értéke (0,05) meghaladja az anyai heritabilitás és az anyai állandó környezeti varianciarányados értékét. A választási súlyra, illetve a választás közeli életkorban mért súlyra ilyen alacsony mértékű h^2 értéket (0,02-0,10) apai-féltestvér analízis alapján az 1960-as években közöltek hampshire, rambouillet, merinó, suffolk és border leicester fajtákra és keresztezettekre (Givens és mtsai, 1960; Bichard és Yalcin, 1964). De Vries és mtsai (2004) a fajta izmoltsági pontszámának öröklődhetőségét 0,14-nek becsülték. Az alomhatás kiemelkedő (0,33) a három húsfajta (suffolk, német feketefejú és texel) közül. Az anya nevelőképességét a környezet ciklusonként jelentősen befolyásolja. A direkt-anyai genetikai korreláció egyedül ebben a fajtában pozitív, ami a választás utáni gyarapodásban is megmarad. Húsfajtákban eddig negatív, legfeljebb nulla korrelációkkal találkozhattunk, Näsholm és Danell (1996) viszont a svéd finomgyapjas juhoknál pozitív, kisebb mértékű (0,47-0,64) korrelációt közöltek a választási súly és vágási súly direkt-anyai összefüggésére nézve, amit a szerzők a kiegyenlített adatszerkezettel magyaráznak. Jelen esetben a német feketefejú anyák átlagos ivadákszama (2,28) volt a legnagyobb. A szaporaság direkt h^2 értéke (0,09) közelíti az eddig a tulajdonságra átlagosan közölt értéket (0,1) (Safari és mtsai, 2005). A fajtában az éveskori súly és a szaporaság közötti negatív kapcsolat mutatható ki. Ez a választási súly-szaporaság, választás utáni súlygyarapodás-szaporaság viszonylatában ugyanakkor pozitív. Tehát a szelekció a gyors növekedési erélyű, de mérsékelt éves kori súlyú egyedeket kell hogy előtérbe helyezze, amennyiben a súly és a szaporaság együttes növelése továbbra is fennáll a fajta tenyésztési célját illetően. 1993-tól (választási súlyban) illetve 1997-től (súlygyarapodásban) (4.33a.-4.33b. ábrák) a német feketefejú fajtában becsült tenyészértékek kifejezett csökkenése tapasztalható. Ez a vizsgált időszakra szignifikáns (4.35. táblázat). Ez a tény a megfogalmazott kívánalmat nem teljesíti, miszerint a cél a gyors növekedés lett volna az utóbbi évtizedben. A tenyész kiválasztás nem volt sikeres. Az éves kori súlyban viszont 1999-től folyamatos növekedés tapasztalható (4.33c. ábra). A szaporaság növelésére szelekció szempontjából nagyobb figyelmet szükséges fordítani, mivel tenyészértékben 1993-tól a született bárányok száma folyamatosan csökken (4.33d. ábra), s mindez szignifikáns ($P<0,001$) (4.35. táblázat).

dc_192_11

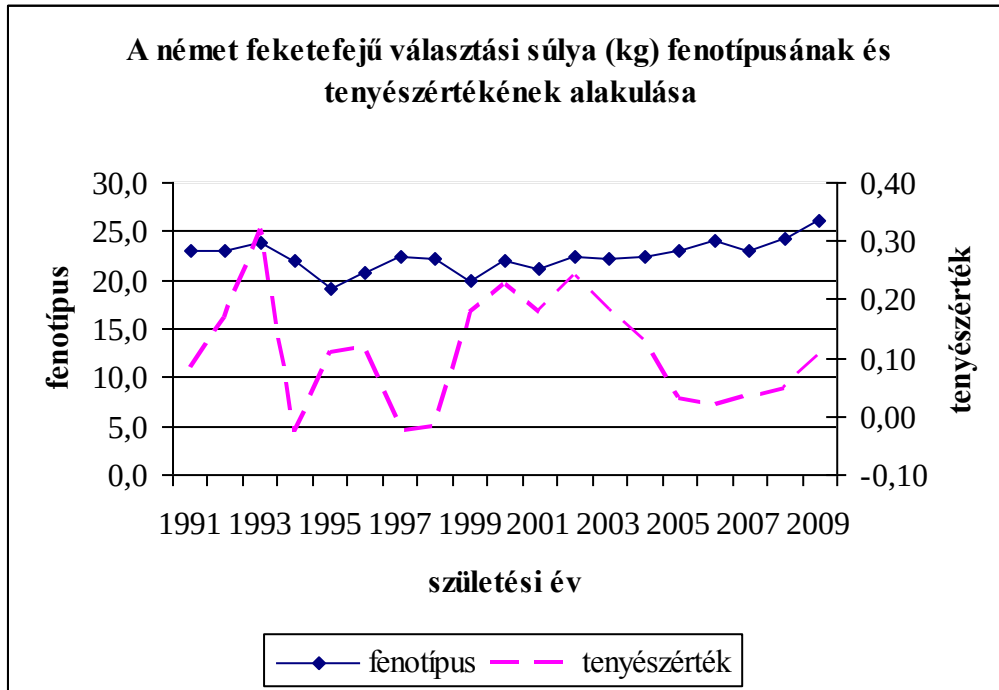
4.32. táblázat

A német feketefejű becsült genetikai paraméterei

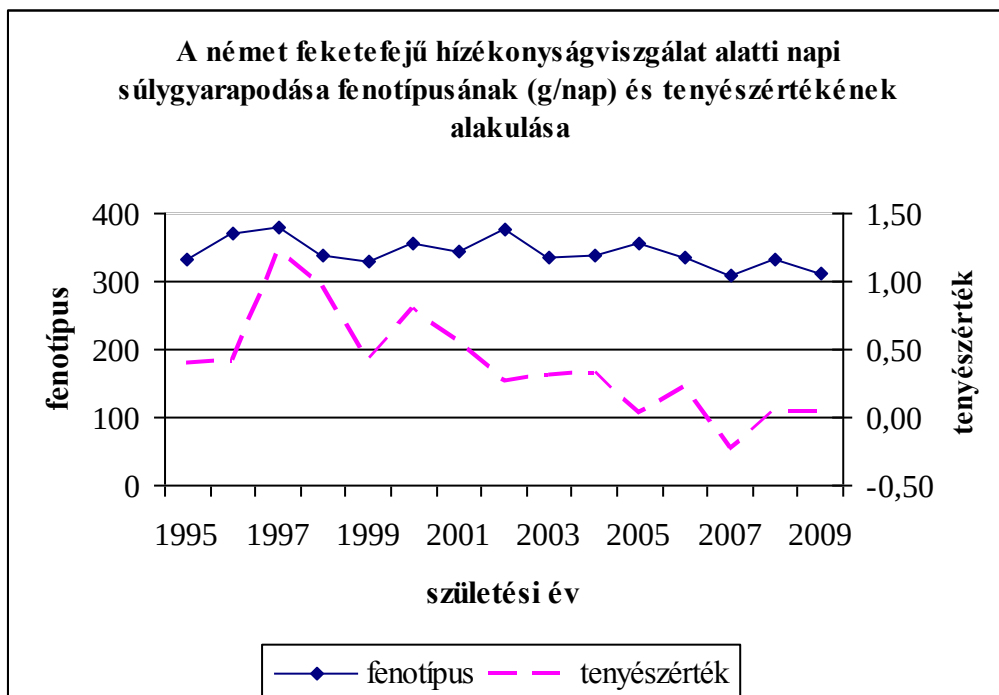
Genetikai paraméterek	Átlag	Medián	Konfidencia ^{\$} intervallum határai	
			alsó	felső
Direkt h^2 1*	0,0526	0,0512	0,0301	0,0747
h^2 2	0,0227	0,0224	0,0225	0,0228
h^2 3	0,2405	0,2407	0,2399	0,2460
h^2 4	0,0950	0,0958	0,0945	0,0969
Anyai h^2 1	0,0252	0,0187	0,0168	0,0297
h^2 2	0,0673	0,0674	0,0662	0,0686
Anyai $c^{2\#}$ 1	0,0381	0,0247	0,0174	0,0913
c^2 2	0,0965	0,0941	0,0294	0,1981
Alom $a^{2\ddagger}$ 1	0,3393	0,3419	0,3059	0,3823
$R^{\S}$ 4	0,1587	0,1563	0,1541	0,1604
Apa-év 1	0,1082	0,0967	0,0724	0,1421
Direkt-anyai r_g 1	0,6584	0,6567	0,6194	0,6975
r_g 2	0,5075	0,4937	0,4104	0,5147
Direkt r_g 1-2	-0,0102	0,0002	-0,0125	0,0007
r_g 1-3	0,1060	0,1157	0,1041	0,1279
r_g 1-4	0,2266	0,2219	0,2206	0,2313
r_g 2-3	0,1843	0,1855	0,1822	0,1864
r_g 2-4	0,2168	0,2141	0,2107	0,2198
r_g 3-4	-0,1598	-0,1663	-0,2103	-0,1534

Megjegyzés: ^{\$}P=95%; tulajdonság *1: választási súly; 2: ÜSTV alatti napi súlygyarapodás; 3: éves kori súly; 4: született bárányok száma, ; #: anyai állandó környezeti hatás; [†]: ideiglenes anyai hatás vagy alomhatás; [§]: ismételhetőség.

4.33a. ábra

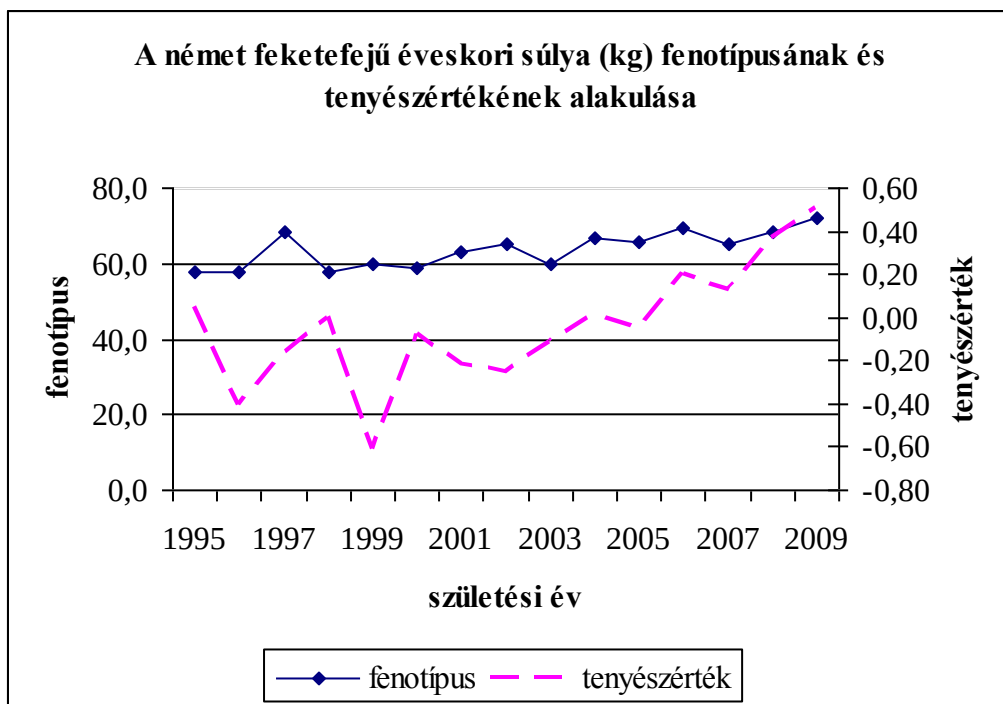


4.33b. ábra

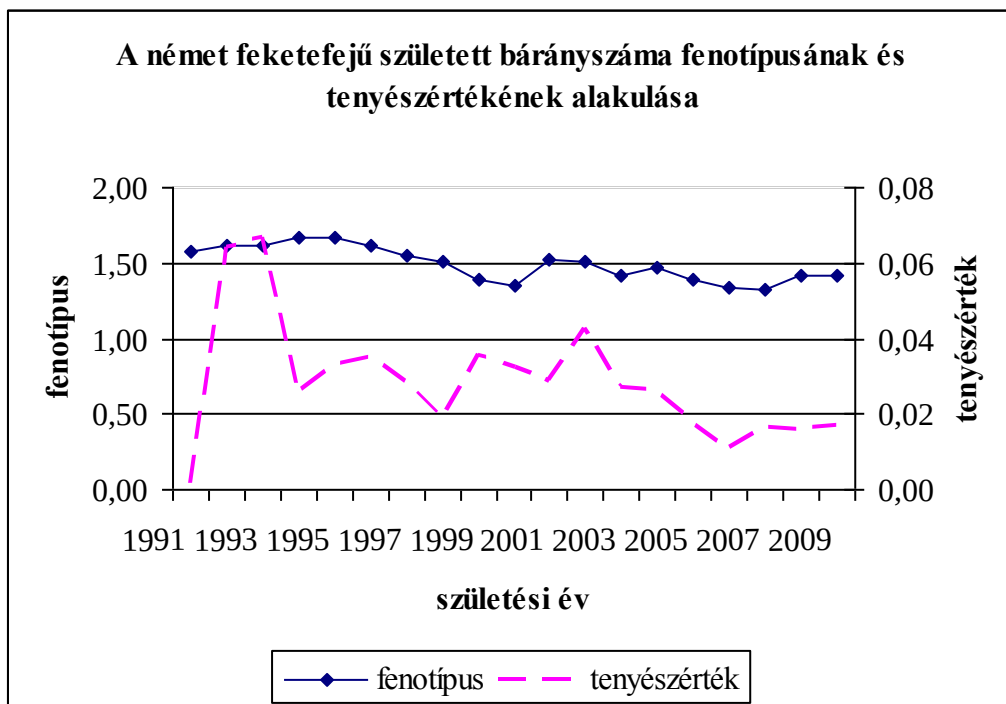


4.33c. ábra

dc_192_11



4.33d. ábra



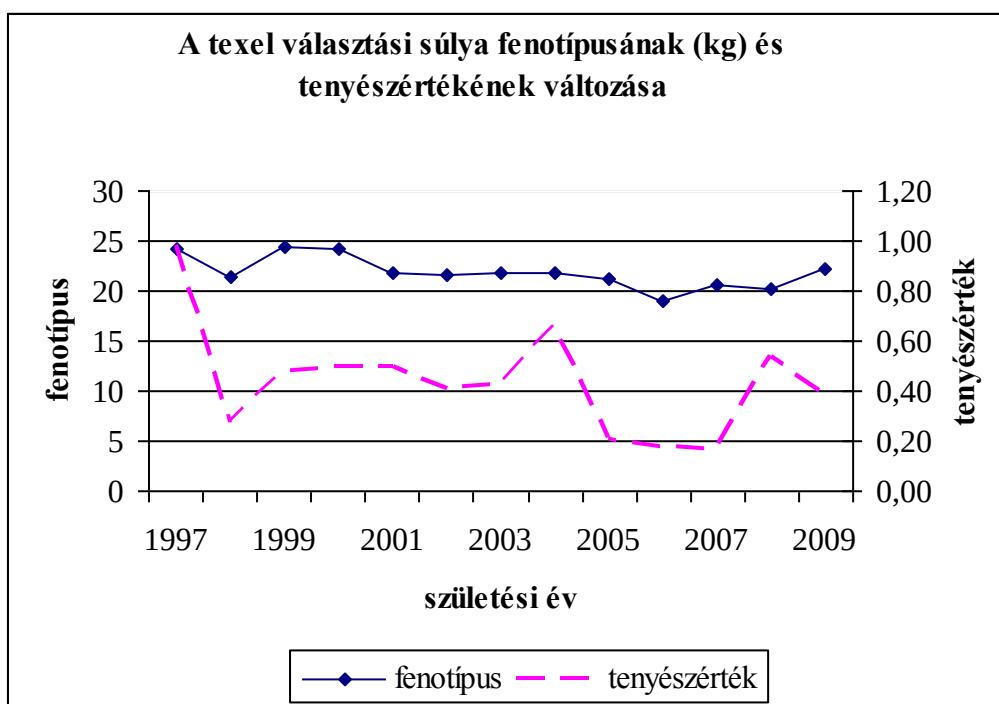
A **texel** fajta esetében becsült paramétereiket a 4.33. táblázatban mutatom be. A fajta kitűnik a született bárányok számára becsült közepes h^2 értékével (0,28), annak közepes ismételtettségével (0,32). *Maxa és mtsai* (2007) a dániai texel szaporaságára 0,06 h^2 -et becsültek, a súlygyarapodásra 0,14-et. *Lambe és mtsai* (2006) a fajta növekedési görbét biológiai modellekkel vizsgálták és a vágásig mért életszakaszokban 0,14-0,74 közötti h^2 értéket becsültek. *Maxa és mtsai* (2009) jelentősnek ítélték meg a fajta bárányainak 24 órán belüli életképességét. Még hármass ellésnél is 95%-os megmaradási arányt írtak le. A választási súly direkt-anyai genetikai korrelációja nullától nem különbözik, a súlygyarapodásra viszont már negatív összefüggés a jellemző. A szaporaság h^2 értéke (0,28) nagy genetikai varianciához utal, mely meghaladja az irodalmi átlagos 0,1-es értéket. Minden súlytulajdonság pozitív viszonyban áll a született bárányok számával így a fajtában a két tulajdonságcsoporthoz együttes fejlesztése még nem ütközik korlátokba.

A texel fajta minden vizsgált értékmérő tulajdonságában csökkenés azonosítható, ami egyedül a választás utáni súlygyarapodásban nem szignifikáns (4.34a.-4.34d. ábrák és 4.35. táblázat). A fajta hazai genetikai alapja nem elegendő a fajta megújításához, s ezt a populációszerkezeti vizsgálatok is igazolták. A fajta jelentős tenyészállat importra szorul.

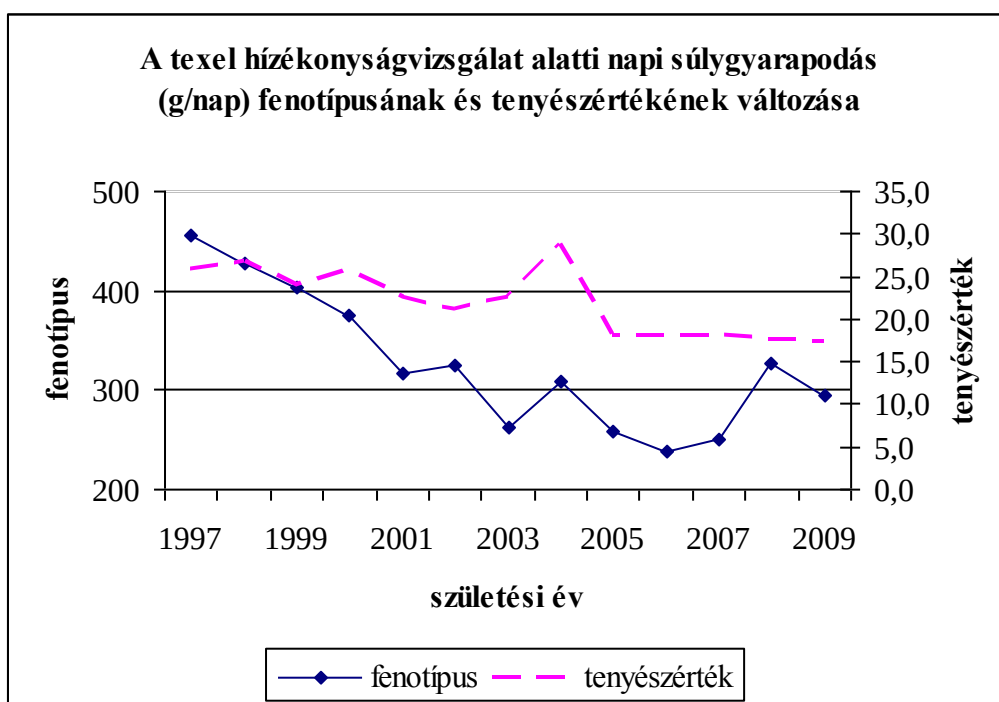
Genetikai paraméterek	Átlag	Medián	Konfidencia [§] intervallum határai alsó felső	
Direkt h^2 1*	0,0443	0,0441	0,0407	0,0450
h^2 2	0,2836	0,2847	0,2817	0,2867
h^2 3	0,2198	0,2191	0,2126	0,2310
h^2 4	0,2799	0,2787	0,2368	0,2853
Anyai h^2 1	0,0756	0,0751	0,0622	0,0786
h^2 2	0,0976	0,0925	0,0812	0,1197
Anyai $c^{2\#}$ 1	0,0341	0,0340	0,0318	0,0384
$c^{2\#}$ 2	0,0720	0,0720	0,0704	0,0736
Alom $a^{2\ddagger}$ 1	0,1193	0,1419	0,0948	0,1723
$R^{\S}$ 4	0,3181	0,3180	0,3049	0,3292
Apa-év 1	0,0511	0,0642	0,0375	0,0852
Direkt-anyai r_g 1	0,0688	0,0656	-0,1020	0,2396
r_g 2	-0,5178	-0,5128	-0,6105	-0,4242
Direkt r_g 1-2	0,3901	0,3914	0,3869	0,3934
r_g 1-3	0,4400	0,4404	0,4369	0,4431
r_g 1-4	0,4580	0,4586	0,4531	0,4708
r_g 2-3	0,5384	0,5388	0,5355	0,5413
r_g 2-4	0,2876	0,2886	0,2845	0,2907
r_g 3-4	0,5516	0,5524	0,4463	0,6569

Megjegyzés: [§]P=95%; tulajdonság *1: választási súly; 2: ÜSTV alatti napi súlygyarapodás; 3: éves kori súly; 4: született bárányok száma; [§]: ismételhetőség.

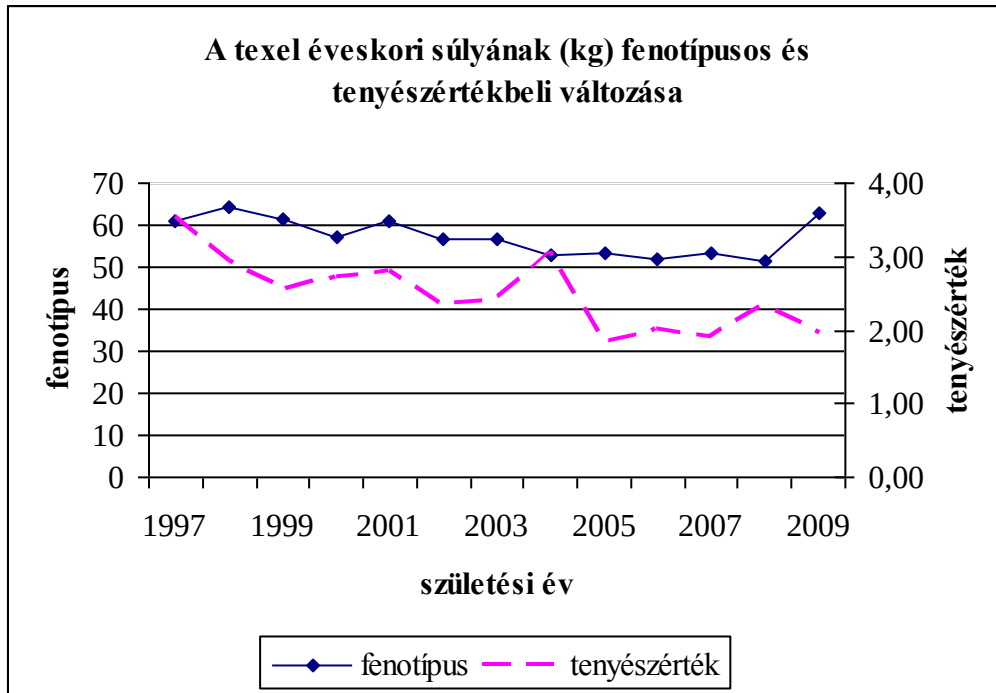
4.34a. ábra



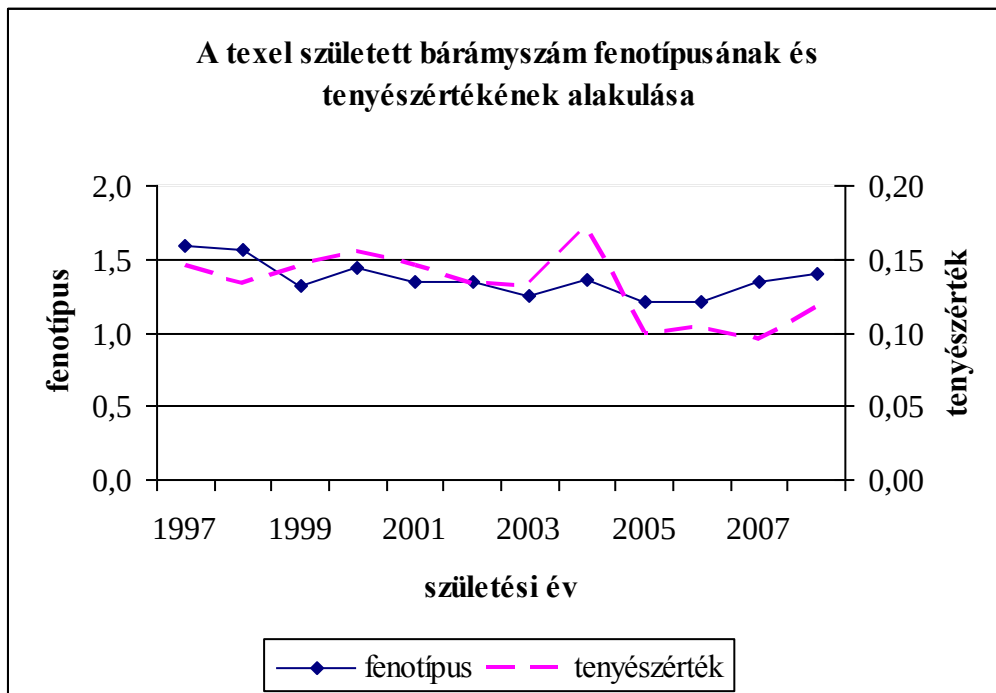
4.34b. ábra



4.34c. ábra



4.34d. ábra



A **lacaune** fajta eredményeit a 4.34. táblázat tartalmazza. A született bárányok számának h^2 értékét 0,07-nek becsültem. *SanCristobal-Gaudy és mtsai* (2001) a fajta egy szaporaságra szelektált kísérleti állományában az alomszám ($\bar{x} = 1,71$) h^2 értékét Bayes módszerrel becsülve kiemelkedően nagynak (0,34 - 0,39) találták. A laktációs tejmenyiségre első laktációs lacaune juhoknál 0,44-es h^2 értéket becsültek *Marie-Etancelin és mtsai* (2006). Ez lényegesen nagyobb, mint *Barillet és Boichard* (1987) becslése, akik 0,27-0,29-ot közöltek a fajtában, amely számításomhoz közelebbi érték (0,24). A fejési napok számára nézve az utóbbi szerzők 0,07-0,09-es h^2 -et becsültek, a jelen tanulmány 0,11-es értékével szemben. A tejtermelési tulajdonságok ismételtelhetősége közepes-nagy (0,28-0,46). *David és mtsai* (2008) a fajta standard laktációs tejtermelésére 0,27-os h^2 értéket közölnek, amely közel egyezik a jelen vizsgálatban megállapított 0,24-es értékkel. Az idézett szerzők a fajta termékenyülő képességére 0,05 h^2 -et számítottak, mely szintén egyezést mutat a szaporaságra számított 0,07-dal. A tejtermelés és anyakori fertilitás közötti, a tanulmányban közölt negatív (-0,23) korreláció, a tejelő szarvasmarháknál is kimutatott antagonizmusra utal a magas tejhozam és termékenyülés között. Az adatok alapján a jelenség feltételezhető intenzív tejelő juhajtáknál is. *El-Saied és mtsai* (1998) a spanyol churra fajta laktációs tejmenyiségére 0,27-es h^2 értéket becsültek, ami közelít a jelen tanulmányban a 0,24-es értékhez. A szerzők a laktáció hosszúságára viszont lényegesen kisebb értéket (0,015-et) számítottak. A standard és teljes tejmenyiségre becsült genetikai korreláció az *El-Saied és mtsai* (1998) tanulmányával egyező (0,99). A választási súlyt befolyásoló alomhatás (0,08) kisebb, mint a többi fajtában. Feltételezhetően a magasabb anyai tejtermelés révén az egymást követő almok választásig kielégítik a táplálóanyag szükségletüket, a laktációnkénti eltérő tejmenyiség kevésbé befolyásolja a növekedést. A választási súlyra, növekedésre ható direkt gének az anyai nevelőképesség génjeivel viszont negatív kapcsolatban állnak ($r = -0,16$). Ugyanez az antagonizmus figyelhető meg a választási súly és minden tejtermelési tulajdonság között (-0,10 és -0,22). Mind a tejmenyiség és az alomszám kapcsolatában laza, pozitív a korreláció, továbbá a (standard és összes) tejmenyiség, tejelési napok száma és a választási súly közötti negatív korreláció alátámasztják *Mavrogenis* (1996) és *Hamman és mtsai* (2004) megfigyeléseit. Ez utóbbi negatív kapcsolat magyarázható *Ligda és mtsai* (2000) chios fajtában, a született bárányszám és az átlagos választási súly között megállapított negatív (-0,77) korrelációjával is. *Ligda és mtsai* (2000) tejmenyiség és választási súly

között -0,06-os korrelációt közöltek. Jelen vizsgálatban a született bárányok száma és a fejési napok száma valamint a 90 napos tejmenyiség között nem tapasztaltam kapcsolatot.

A választási súly tejtermelési tulajdonságokkal fennálló antagonizmusa a lacaune fajtában szignifikánsan ($P < 0,001$) megnyilvánul a szelekciós előrehaladásban is (4.35a. ábra, 4.35. táblázat). A többi értékmérő tulajdonságban (4.35b.- 4.35e. ábrák) a francia tenyésztésnek – *Barillet és mtsai* (1992) a fajta laktációs termelésében már a 90-es évek elején évi 2,2%-os előrehaladást közöltek –, valamint a hazai tenyész kiválasztásnak köszönhetően előrehaladás tapasztalható. Történik ez annak ellenére, hogy a tenyésztési programban megfogalmazott cél nem kifejezetten a tejelő hasznosítást jelölte meg.

A fajta hazai tenyésztésében a tőgygyulladás hajlam csökkentésére irányuló, a szomatikus sejt számon alapuló közvetett szelekció sem hagyható figyelmen kívül, noha az a laktációs tejmenyiséggel a laktáció szakaszaiban eltérő módon, de kedvezőtlen kapcsolatban áll (*Barillet és mtsai*, 2001b). A tejmenyiség növelésére irányuló szelekció a tőgyméretet jelentősen megnövelte, és ezáltal a gépi fejést körülményesebbé tette, megnövelve a tőgygyulladásra való érzékenységet (*Barillet*, 2007). *Carta és mtsai* (2009) a tejelő juhok tenyésztési programjáról írt áttekintő közleményében kiemeli, hogy a sikeres programok piramisszerűek. A törzsállományokban a tejellenőrzés, célpárosítás folyik, a pároztatás kézből, vagy mesterséges termékenyítéssel, a tenyészértékbecslés egyedmodellel valósul meg. A tenyészcél a korábban jellemző laktációs tejmenyiség, valamint a beltartalom növelése mellett a fejhetőségre, a tőgyalakulásra, ellenálló képességre is kiterjed. A molekuláris genetikai eszközök alkalmazása vonzónak tűnik, főleg a költséges tulajdonságok fejlesztésében.

dc_192_11

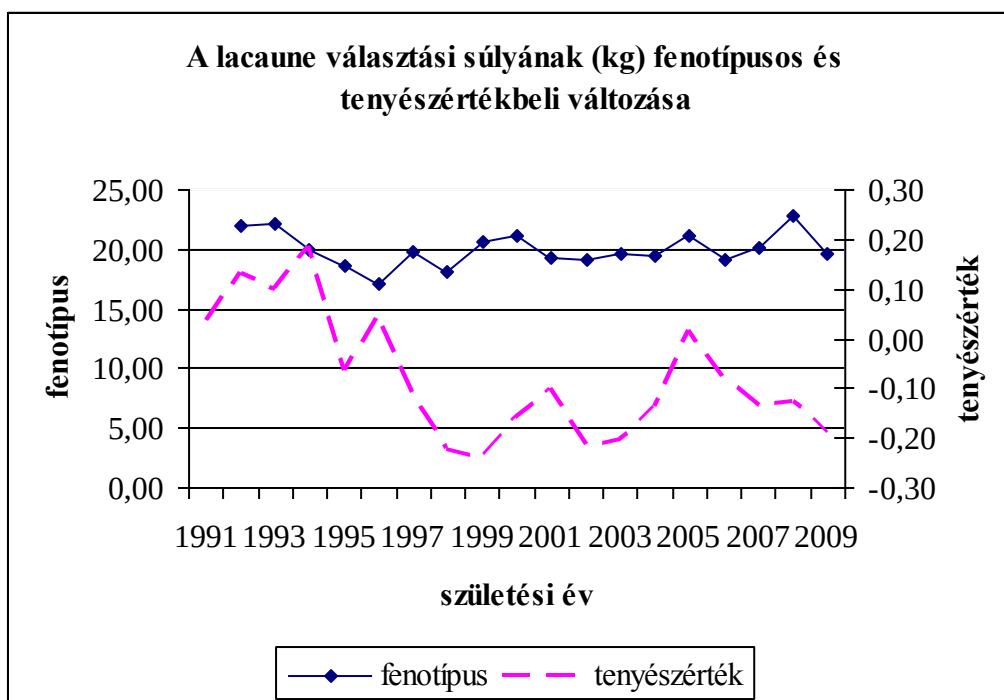
4.34. táblázat

A lacaune fajta becsült genetikai paraméterei

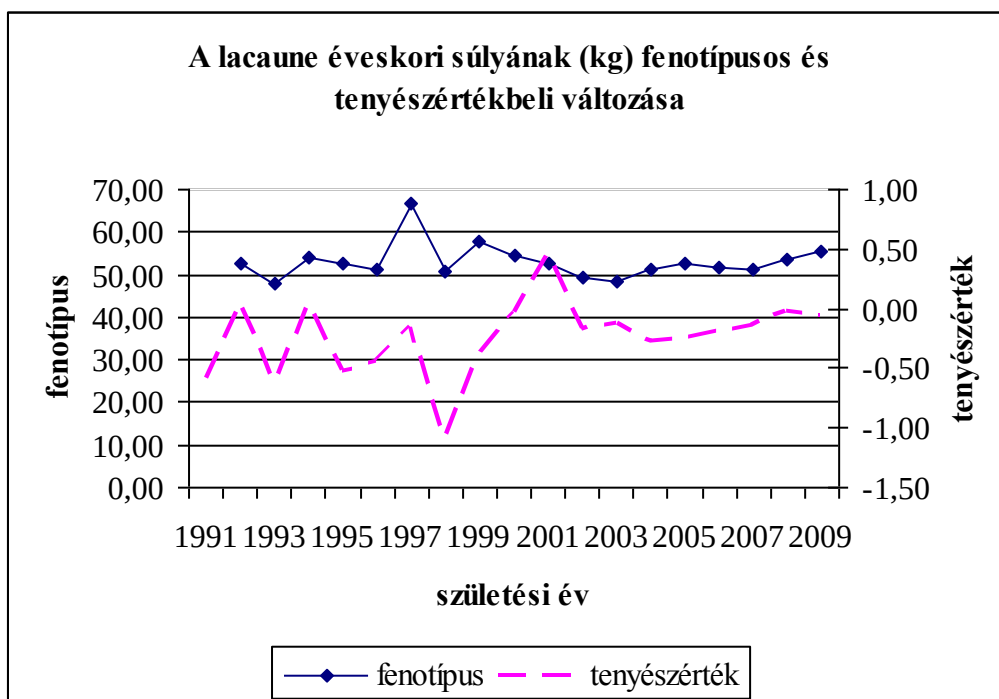
Genetikai paraméterek	Átlag	Medián	Konfidencia [§] intervallum határai alsó felső
Direkt h^2 1*	0,0543	0,0481	0,0295 0,0713
h^2 2	0,1292	0,1301	0,1159 0,1425
h^2 3	0,0741	0,0732	0,0675 0,0808
h^2 4	0,1176	0,1198	0,1023 0,1326
h^2 5	0,2448	0,2254	0,2016 0,2578
h^2 6	0,1498	0,1502	0,1388 0,1607
Anyai h^2 1	0,0682	0,0701	0,0560 0,0804
Anyai $c^{2\#}$ 1	0,0230	0,0264	0,0176 0,0283
Alom $a^{2\ddagger}$ 1	0,0849	0,0919	0,0674 0,0953
$R^{\S}$ 4	0,2846	0,2725	0,2666 0,3026
R 5	0,4636	0,4514	0,4476 0,4796
R 6	0,4102	0,4117	0,3982 0,4345
Apa-év 1	0,0163	0,0217	0,0124 0,0263
Direkt-anyai r_g 1	-0,1616	-0,1587	-0,1738 -0,1449
Direkt r_g 1-2	0,3980	0,3462	0,3057 0,4903
r_g 1-3	0,2858	0,2638	0,2401 0,3316
r_g 1-4	-0,1031	-0,1124	-0,1473 -0,0589
r_g 1-5	-0,1746	-0,1821	-0,2145 -0,1347
r_g 1-6	-0,2162	-0,1973	-0,2710 -0,1614
r_g 2-3	0,3396	0,3028	0,2797 0,3995
r_g 2-4	0,1323	0,1208	0,0864 0,2187
r_g 2-5	0,3101	0,3232	0,2723 0,3479
r_g 2-6	0,3509	0,3536	0,3034 0,3984
r_g 3-4	0,0344	0,0212	-0,0292 0,0980
r_g 3-5	0,0697	0,0776	0,0017 0,1377
r_g 3-6	0,0633	0,0785	-0,0085 0,1351
r_g 4-5	0,9215	0,9129	0,9059 0,9371
r_g 4-6	0,8663	0,8557	0,8352 0,8974
r_g 5-6	0,9917	0,9963	0,9850 0,9984

Megjegyzés: [§]P=95%; tulajdonság *1: választási súly (kg); 2: éves kori súly (kg); 3: született bárányok száma; 4: fejési napok száma; 5: laktációs tejmenyiség (l); 6: 90-napos tejmenyiség; [§]: ismételhetőség.

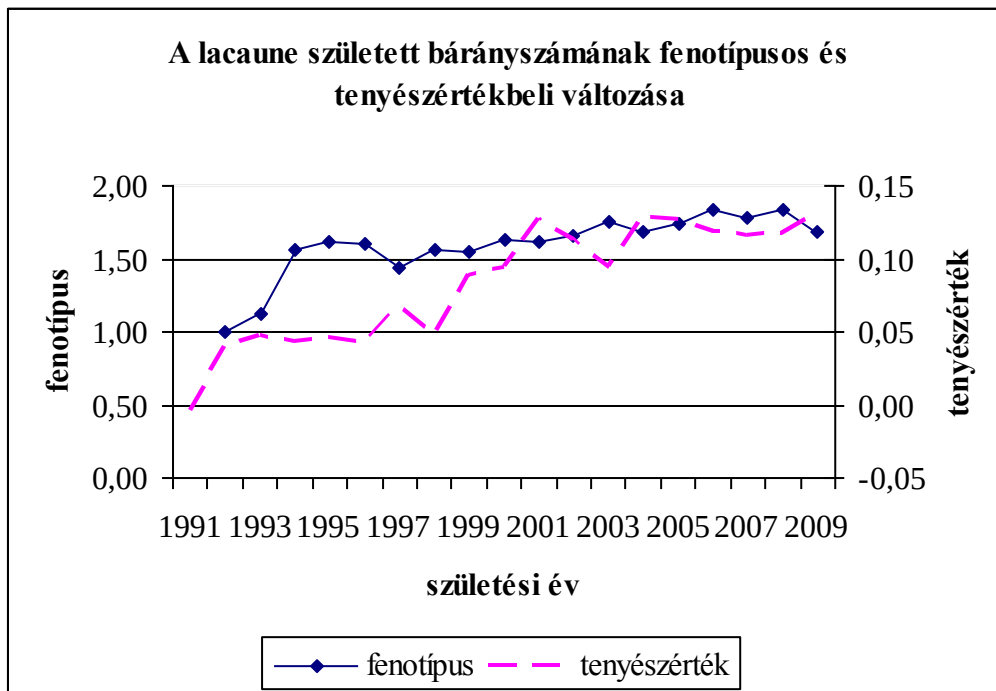
4.35a. ábra



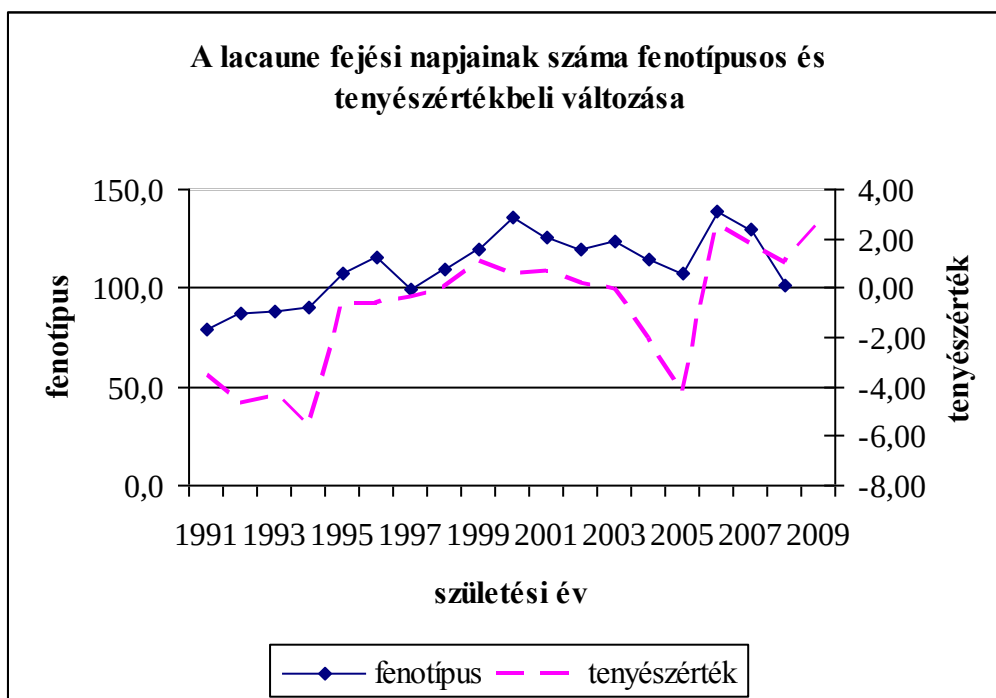
4.35b. ábra

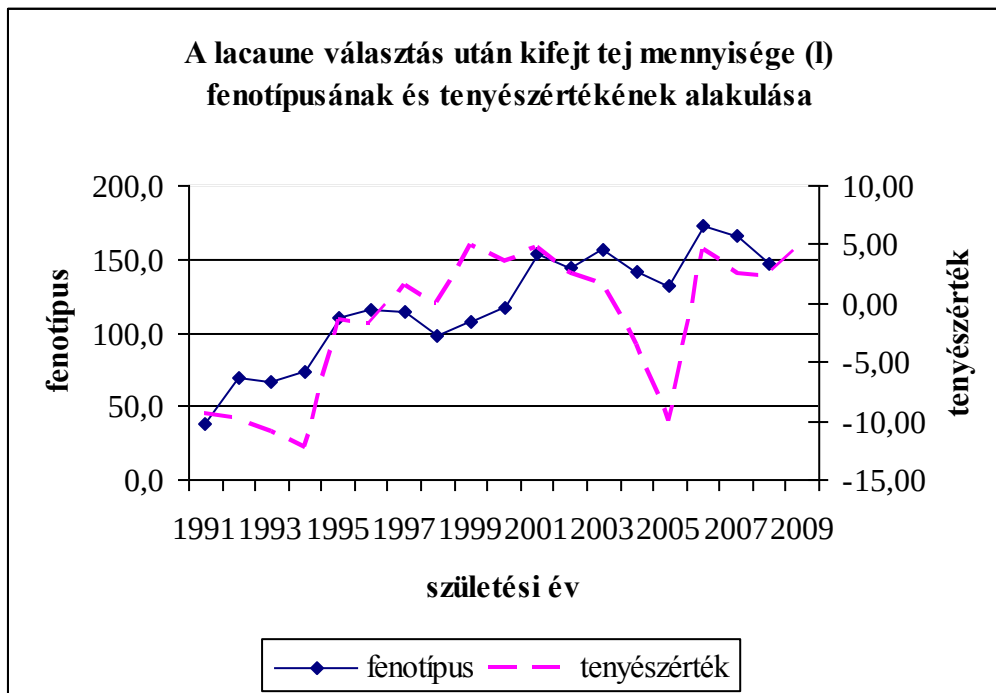


4.35c. ábra



4.35d. ábra





dc_192_11

4.35. táblázat

**A tulajdonságonkénti genetikai előrehaladás 1990 és 2009 között
(egység/év) (egység mint a 4.26. táblázatban)**

Fajta	Tulajdonság	A genetikai előrehaladás regressziós együtthatója	Szignifikancia szint
Magyar merinó	választási súly	0,031	***
	választás utáni súlygyarapodás	0,246	***
	éves kori súly	0,031	***
	alomszám elléskor	0,00022	ns
	két ellés közti idő	-0,0025	ns
Német húsmerinó	választási súly	0,018	***
	választás utáni súlygyarapodás	0,590	***
	éves kori súly	0,108	***
	alomszám elléskor	0,0014	***
	két ellés közti idő	-0,438	***
Ile de france	választási súly	0,034	***
	választás utáni súlygyarapodás	0,274	***
	éves kori súly	0,028	***
	alomszám elléskor	-0,0011	***
	két ellés közti idő	-0,129	***
Suffolk	választási súly	0,014	***
	választás utáni súlygyarapodás	0,407	***
	éves kori súly	0,053	***
	alomszám elléskor	-0,0017	***
Német feketefejű	választási súly	-0,0059	***
	választás utáni súlygyarapodás	-0,062	***
	éves kori súly	0,053	***
	alomszám elléskor	-0,0017	***
Texel	választási súly	-0,012	*
	választás utáni súlygyarapodás	-0,229	ns
	éves kori súly	-0,064	***
	alomszám elléskor	-0,003	***
Lacaune	választási súly	-0,0076	***
	éves kori súly	0,016	***
	alomszám elléskor	0,0039	***
	fejési napok száma	0,361	***
	laktációs tejtermelés	0,624	***
	90 napos tejtermelés	0,331	***

4.4.4. KÖVETKEZTETÉSEK

A hét hazai juhajtára kiterjedő paraméterbecslést, Bayes módszerrel és threshold modellel ismereteim szerint még nem közöltek. A választási súly h^2 -ére a nemzetközi szakirodalomban, többnyire REML módszerrel, alomhatás nélkül, nagyobb értékeket becsültek (0,2), a jelen dolgozatban alkalmazott módszerrel és modellel becsült átlagos 0,05 értékkel szemben. A kis h^2 érték lehet a pedigrében lévő ismeretlenek arányának a következménye is (3.1. fejezet). A pedigré teljességi index a hatodik ősi sorban a magyar merinó fajtában is csak 0,79, a lacaune fajtában pedig már csak 0,35. Az öröklődhetőségi érték 20%-os ismeretlen apa arányánál, szelekcióban a kiindulási 0,2 h^2 -ről, 0,07-re, a kiindulási 0,5 h^2 pedig 0,30-ra csökkent. A pedigrében lévő ismert nemzedékek száma, ami a pedigré teljességgel függ össze, jelen esetben szintén az irodalomban általában közölt értékeknél kisebb h^2 értéket eredményezhetett. A fajták variabilitásának 50%-a 9-63 apaállatra vezethető vissza, ami a genetikai variancia alacsony mértékét, így az alacsony becsült h^2 értékeket is magyarázhatja. Fajtánként 4-5 nemzedéknyi teljesítmény adat állt rendelkezésre.

Jelentős alomhatást azonosítottam a választási súlyra nézve. Míg a lacaune fajtánál ez 0,08 volt, a többi fajtánál 0,12 és 0,33 között változott. Ez összefüggésben lehet az anya laktációnként változó tejtermelésével, továbbá megerősíteni látszik azt a magyartarka fajtára vonatkozó korábbi megfigyelésünket (*Komlósi és mtsai*, 2008), miszerint a kettőshasznú tehén eredendő nagy tejmenyisége révén nem korlátozza, így nem befolyásolja ivadéka választási súlyát. Az apa-év kölcsönhatás kevés irodalombeli becsülő modellben szerepelt, amelynek a jelenléte a becsült direkt-anyai genetikai korrelációt lazítja. Ennek eredményeként a direkt-anyai korreláció negatív mivolta csökkent a választási súlynál. Az apa-év hatás ilyen következményének az oka még magyarázatra vár.

A szaporaságban küszöb modellel becsült h^2 , a texel és a lacaune fajták kivételével, nem nagyobb, mint a szakirodalomban átlagosan, többnyire lineáris modellbecslésből származó 0,1-es érték. Ez a hazai fajták alacsonyabb genetikai varianciájára utal. A magyar merinó értékmérői között pozitív a kapcsolat, mely a sűrítve ellelhetőségnél jelent hátrányt. Az elmúlt években a fajtában a súlytulajdonságokra végzett

tenyészkiválasztás sikeres volt, a szaporaság és a sűrítve ellelhetőség javításáért azonban intenzívebb szelekció indokolt, habár a szaporaság és a két ellés közötti idő közötti kapcsolat nem előnyös. A német húsmerinó értékmérő tulajdonságai közötti összefüggések a sűrítve ellelhetőség kivételével a tenyészcélt támogatják. Ennek ellenére minden tulajdonságában javulás figyelhető meg. A jelenséget valószínűsíthetően a hazai tenyésztés mellett a sikeres tenyészállat import is támogatta.

Választást követően az ile de france fajtában kompenzációs növekedés vélhető. Hazánkban a fajta szaporasága csökken, ami figyelmet igényel. A suffolk esetében a választás utáni súlygyarapodás, éves kori súly és a született bárányszám közötti negatív korrelációt a szaporaságra is irányuló szelekció nem tudta kompenzálni. A német feketefejű minden tulajdonságában, az éves kori súly kivételével, csökkenés tapasztalható. A fajta hazai biológiai alapja és szelekciója megújításra szorul. Értéke többek között a választási súlyban megfigyelhető pozitív direkt-anyai korreláció. A texel értékmérő tulajdonságaiban az országba kerülése óta folyamatosan veszít, ami indokoltá, sőt szükségessé teszi a fajta hazai tenyésztésének az újragondolását. A lacaune tejtermelése, átmeneti megtorpanását követően, kedvezően alakul. A fajták becsült paraméterei lehetővé teszik a fajtaspecifikus tenyészérték számítását, egyes fajtákban a szelekciós index súlyok újraszámítását. A fajtánkénti valós szelekciós előrehaladások a becsült értéknél vélhetően nagyobb mértékűek, a pedigrében lévő ismeretlen egyedek okán (3.1. fejezet). A becsült értékek a pedigré teljessége miatt feltételezhetően a magyar merinóban közelítik meg leginkább a valós értéket (pedigré teljessége a 6. nemzedékben 0,79) és legkevésbé a texel esetében (pedigré teljessége a 6. nemzedékben 0,34).

A becsült genetikai paraméterek, mint azt a 3.1 fejezetben is bizonyítottam, a szelekció során változnak. Egy korábbi tanulmányunkban (*Komlósi és mtsai*, 1993) azt vizsgáltuk, hogy a genetikai és gazdasági paraméterek hogyan befolyásolják az összevont becsült tenyészérték (aggregate genotype) megbízhatóságát. A megbízhatóságot legnagyobb mértékben a h^2 , míg a genetikai korreláció kisebb mértékben, s legkevésbé a gazdasági érték befolyásolta. Tehát a paraméterbecslési folyamatban a szignifikánsan ható környezeti tényezők, és a nem additív génhatások azonosításának és modellben való szerepeltetésének meghatározó szerepe van.

4.5. AZ EGYES FAJTÁKRA VONATKOZÓ FŐBB MEGÁLLAPÍTÁSOK

A magyar merinó húsirányú fejlesztése az elsődleges fontosságú, amit alátámaszt az a tény, hogy a fajtában a súlytulajdonságokra az elmúlt években sikeres volt a tenyészkiválasztás. A szaporaság javításáért azonban intenzívebb szelekció indokolt, melynek szükségessége a Tenyésztési programban is megfogalmazódott. A fajta értékmérői között pozitív a kapcsolat, mely a sűrítve ellethetőségnél jelent hátrányt. A báránynevelő-képesség tenyészcélbeli kívánalmának megfelelő, szükséges az anyai nevelőképességre tenyészérték számítása, indexben való szerepeltetése. A fajta jelenlegi szelekciós indexében a választott bárányok száma szerepel, a született bárányok száma helyett. A választott bárányok száma tartalmazza az élveszületett és felnevelt bárányok számát, így több tulajdonság javítása valósulhat meg egyidőben. Viszont a választás előtti értékesítés feljegyzésének bizonytalansága miatt indokolt az indexalkotót a született bárányok számával helyettesíteni. A jelenlegi indexalkotó, a választott bárányok száma 60%, a választási súly 30%, az éveskori súly 10%-ban súlyozott. A magyar merinó termékenységi, szaporasági, felnevelési tulajdonságainak relatív gazdasági értéke 70%, a választási súllyal bezárólag a súlytulajdonságok gazdasági értéke 21%. A 2005 után született egyedek tenyészértékének és a jelenlegi 60:30:10-es súlyozással kiszámítottam az egyedek indexpontszámát. Egy indexpontszám szórássegységnyi szelekciós differenciállal való szelekció után a szelekciós előrehaladás választási súlyban 4%, éveskori súlyban 1,7%, született bárányszámban 0,8%. A gazdasági számítás eredményeként kapott termékenység-szaporaság-felnevelés 70%-os, a választási súlyban 30%-ra kiegészített arányát alkalmazva egy indexszórássegységnyi szelekció hatására az előrehaladás választási súlyban 3,6%, éveskori súlyban 1,5%, született bárányszámban 0,9%. A született bárányszám tulajdonságban – nagy gazdasági súlya ellenére, kis öröklődhetőségéből, a súlytulajdonságokkal való laza korrelációjából fakadóan – kismértékű az előrehaladás. Az éveskori súly nulla gazdasági súly esetén is nő, a választási súllyal való korrelációja miatt. Mivel a kifejlett kori súly növelése gazdasági veszteséggel jár, megfontolandó stabilizáló szelekció alkalmazása a tulajdonságra. Az indexben nem szerepel a felnevelési arány, melynek gazdasági értéke 20%, az élveszületési arány 17%, az anyajuh hosszú hasznos élettartama 7%. Ezekre adatfelvételezés és tenyészértékbecslés, majd szelekció indokolt.

A fajta generációs intervalluma a vizsgált 7 fajta közül a leghosszabb. Dokumentált hazai tenyésztési történetéből fakadóan a legteljesebb pedigre indexszel rendelkezik, így az anyai-direkt korreláció becslése a legmegbízhatóbb. A fajta effektív populációmérete csökken, amit szükséges megfékezni, mert növekszik a fajta beltenyésztettsége is. Legjellemzőbb az egyes apaállatok túlzott mértékű használata. Ez a fajta rendelkezik a legszélesebb genetikai alappal, viszont a legtöbbet is veszített variabilitásából. 1980 óta mindössze 1 tenyészet működik folyamatosan, nagyszámú tenyészet szűnt meg, ami a tenyésztési kultúra megtartását nem támogatja.

A **német húsmerinó** tenyészcélja a növekedési erély, szaporaság, báránynevelő képesség, sűrítve ellethetőség javítása. A fajtában az értékmérő tulajdonságok közötti összefüggések, a sűrítve ellethetőség kivételével, a tenyészcélt támogatják, ennek ellenére minden tulajdonságában javulás figyelhető meg. Ezt valószínűsíthetően a hazai tenyésztés mellett a sikeres tenyészállat import is támogatta, annak ellenére, hogy 1998 óta nincs jelentősebb tenyészállat behozatal. 1980 óta csupán 1 tenyészete működik folyamatosan. Jellemző az új tenyészetek alapítása. A szelekciós indexben a tulajdonságok arányainak a megváltoztatása nem indokolt, viszont javasolt a fitness tulajdonságokkal való kiegészítése a magyar merinó fajtában végzett gazdasági számítások alapján.

Az **ile de france** fajta tenyészcélja a hústermelőképesség, a szaporaság, az anyai nevelőképesség javítása, a két ellés közötti idő csökkentése. A fajta hústermelési tulajdonságaiban és a két ellés közötti időben a célnak megfelelő előrehaladás állapítható meg. A fajta hazai szaporasága viszont csökken, ami figyelmet igényel. A választást követően vélhető kompenzációs növekedés. Szelekciós indexét illetően a magyar merinónál megfogalmazott javaslatok ebben a fajtában is érvényesíthetők. A fajtát hosszú ideig tartják tenyésztésben, hosszú a generációs intervalluma, beltenyésztettségi együtthatója csökkenő tendenciát mutat. A létesített tenyészetek közel fele az évek során megszűnt, de a tenyészutánpótlás nevelésben nem volt mértékadó hatásuk.

A **suffolk** tenyészcélja a származási hely átlagteljesítményének és a szaporaságának a fenntartása. A fajta hazai tenyésztésében a választás utáni súlygyarapodás, az éves kori súly és a született bárányszám közötti negatív korrelációt a szaporaságra is irányuló

szelekció nem tudta kompenzálni. A fajta hústermelési tulajdonságai a célnak megfelelően változtak. A fajtára jellemző a legkiegyenlítettebb apaállat használat, csökken a beltenyésztettség együttható, a közelmúltban viszont palacknyak hatás következett be. Az 1982-ben létesült tenyészet napjainkban is fennáll. A felnevelési arány kiemelkedően nagy, 40%-os gazdasági súllyal bír, amit az élve született bárányok száma 32%-al követ. Az ellésenkénti bárányszám súlya mindössze 3%, ami arra enged következtetni, hogy a fajtának nem elsősorban a szaporaságát, hanem a bárányok élveszületési és felnevelési arányát szükséges növelni. Ehhez szükség van mind az élve és holtan született bárányok számának nyilvántartása, mind az alomból választás előtt értékesítettek feljegyzésére. Így a két tulajdonságra szelekció folytatható. A fogamzási arány gazdasági súlya közel 10%, hasonlóan a hasznos élettartamhoz. A választási súly és választásig elért súlygyarapodás gazdasági súlya együttesen 11%. A gazdasági érték a gyors növekedésű, kisebb kifejlett kori súlyú egyedek kiválasztását helyezi előtérbe, amit a kifejlett kori súly és a szaporaság közötti negatív korreláció is indokol. A fajta szelekciós indexében a választott bárányok száma 40%-al, a választás utáni súlygyarapodás 60%-al szerepel. A suffolk termékenységi, szaporasági, felnevelési tulajdonságainak gazdasági értéke 80%, a súlyhoz kötődő tulajdonságainak gazdasági értéke a hízékonyságvizsgálat befejeztéig 13,5%. A 2005 után született egyedek tenyészértékének és a jelenlegi 40:60 súlyozás szorzataként kiszámítottam az egyedek indexpontszámát. Egy indexpontszám szórássegységnyi szelekciós differenciállal való szelekció után a szelekciós előrehaladás született bárányszámban 3,4%-os, a hízékonyságvizsgálatban mért napi súlygyarapodásban 6,1%-os, kiemelkedően nagy. A gazdasági számítás eredményeként kapott termékenység-szaporaság-felnevelés 80%-os, súlygyarapodásban 20%-ra kiegészített arányát alkalmazva egy indexszórássegységnyi szelekció hatására az előrehaladás született bárányszámban 6,2%, súlygyarapodásban 4,0 %. A két tulajdonság együttes javulását a közöttük lévő -0,02-es genetikai korreláció nem hátráltatta.

A **német feketefejú** tenyésztési célja a szaporaság és súlygyarapodó képesség fenntartása. A fajta minden tulajdonságában, az éves kori súly kivételével, csökkenés tapasztalható. A fajta hazai biológiai alapja és szelekciója megújításra szorul. Értéke többek között a választási súlyban megfigyelhető pozitív direkt-anyai korreláció. A legrövidebb generációs intervallum ebben a fajtában figyelhető meg, jelentős a beltenyésztettség együtthatója is. A fajta tenyészállat importra szorul.

A **texel** hazai tenyészcélja a jó báránynevelő-képesség és hizodalmasság növelése. A fajta értékmérő tulajdonságainak a színvonalából az országba kerülése óta azonban folyamatosan veszít, ami szükségessé teszi a fajta hazai tenyésztésének újragondolását. A texelnek a legkisebb az effektív populációmérete, legnagyobb a beltenyésztettségi együtthatója, s leggyorsabb annak éves növekedése (4%/év) is. A tizennégy alapított tenyészetből 10 megszűnt, a fajta nem tudott elterjedni.

A **lacaune** hazai tenyésztésében a kettőshasznú változat kitenyésztése a cél. A tejtermelése, átmeneti megtorpanását követően, kedvezően alakul. A választási súlya a tejtermeléssel való negatív korrelációja következtében csökken, éves kori súlya viszont az utóbbi években növekszik. A kettőshasznosítás indokoltságát a közgazdasági környezet (választási súly/tej árárány) határozza meg, de addig is, a negatív korreláció felveti ennek újragondolását. A fajta beltenyésztettségi együtthatója csökken, az import következtében viszont a rokonsági fok és a beltenyésztettség összevetéséből várható a beltenyésztettség növekedése. A 16 létesített tenyészetből 12 szűnt meg, ami a juhtej termelés kedvezőtlen gazdasági környezetét jelzi.

5. VIZSGÁLATOK A SZARVASMARHATENYÉSZTÉSBEN

5.1. A HOLSTEIN-FRÍZ ÉS A KETTŐSHASZNÚ MAGYARTARKA TERMELÉSI ÉS FITNESS TULAJDONSÁGAINAK GAZDASÁGI ÉRTÉKELÉSE

5.1.1. BEVEZETÉS ÉS CÉLKITŰZÉS

2009-ben Magyarországon 700000 szarvasmarhát tartottak nyilván, melyből 312000 volt tehén. 2010-ben 132600 holstein-fríz tehén laktációját számolták el, továbbá 14877 kettőshasznosítású és 12998 húshasznú magyartarka tehenet tartottak nyilván. A holstein-fríz az ország tejtermelésének több mint 90%-át adja. A szarvasmarha létszám az EU más országaihoz hasonlóan folyamatosan csökken. Az elmúlt 3 évben évi 15%-al 200000 egyed alá csökkent. Ezzel a populációmérettel a hazai tejellátás is veszélybe került. A növekvő tejimport oka az exportáló országok részben magasabb mezőgazdasági támogatása, részben alacsonyabb közterhei, s kisebb részben alacsonyabb termelési költségei. A közgazdasági tényezők a tartási-takarmányozási-termelési környezet versenyképesség növelési célú átalakítása mellett az ágazatnak adott erőforrásokat hatékonyan, jövedelmezően átalakító tenyésztett állatokra van szüksége.

A holstein-fríz fajta termelési célú nemesítése miatt csökken reprodukciós teljesítménye és élettartama. A kvóta rendszer bevezetése felkeltette a funkcionális tulajdonságok iránti érdeklődést (*Reinsch és Dempfle*, 1998; *Veerkamp és mtsai*, 2002; *Vargas és mtsai*, 2002; *Kulak és mtsai*, 2004; *Wolfová és mtsai*, 2007). Funkcionális, vagy másodlagos értékmérő tulajdonságok azok a tulajdonságok, melyek nem a termék mennyiségének növeléséhez kapcsolódnak, hanem a költségek csökkentéséhez (*Groen és mtsai*, 1997). A tehén életteljesítményét befolyásoló tulajdonságok mellőzése, úgymint a termékenység és egészség egyrészt csökkenti a jövedelmet, másrészt növeli a környezeti terhelést valamint a fogyasztó ellenérzését a tenyésztési-termelési körülményekkel szemben (*Olesen és mtsai*, 2000; *Stott és mtsai*, 2005). Egyre nyilvánvalóbbá vált, hogy a költségcsökkentést és az eredményes gazdálkodást nemcsak a folyamatos termelés (tej és hús) növelése, hanem a hosszú hasznos élettartamú, egészséges tehenállományok létrehozása alapozhatja meg (*Miesenberger és Fürst*, 2003).

Tenyészcél a holstein-fríz hazai tenyésztésében

A Holstein-fríz Tenyésztők Egyesülete (2010) a fajta tenyészcélját a következőben fogalmazta meg: „kedvező genetikai képességekkel rendelkező, gazdaságos tejtermelésre képes, hosszú hasznos élettartamú, kiváló funkcionális küllemű populáció megteremtése”, továbbá olyan fajta tenyésztése „amelynek egyedei az üzemi méretektől függetlenül, a szakmai követelményeknek megfelelő, bármely tartási rendszerben alkalmasak magas színvonalú tejtermelésre, hosszú hasznos élettartam elérésére”. A fajta jellemző élő súlya kifejezett korban 600-700 kg, a tejelő jelleget jól kifejező finom, szilárd szervezetű szabályos állású erős lábakkal, élénk vérmérsékletű, korai ivarérésű, jó reprodukciós képességű, kiváló takarmányértékesítő képességű. Szintén kiválasztási szempont a kiváló növekedési erély, jó alkalmazkodóképesség, a feszes, megfelelő formájú és könnyen fejhető tőgy, a hibátlan, száraz ízületek, szerényen izmolt, hosszú csöves csontozatú végtagok. A cél elérése érdekében a teljesítményvizsgálat a következő tulajdonságokra terjed ki: tejmennyiség (kg), tejzsír (kg; %), tejfehérje (kg; %), tejminta szomatikus sejtszám tartalma, a tejtermeléssel és hosszú hasznos élettartammal összefüggő küllemi tulajdonságok, s megbízható adatok esetén az ellés lefolyása.

Miglior és mtsai (2005) 15 holstein-fríz tenyésztő ország 2003-as szelekciós indexét tekintette át, amiből kitűnik, hogy a termelési tulajdonságok 60%-ban, a konstitúció 28%-ban, az egészségi tulajdonságok 12%-ban meghatározóak. A 2011 áprilisáig használatban lévő magyar holstein-fríz index a tejtermelési, küllemi tulajdonságok mellett az egészségügyi tulajdonságok közül a szomatikus sejtpontszámot tartalmazta. Az index (5.1. táblázat) külföldi és hazai gyakorlati tapasztalatokon alapult, melyet gazdasági számítások nem támasztottak alá (*Vollema és mtsai*, 2000; *Kadarmideen és Pryce*, 2001). A tenyészanyag import elsősorban az Amerikai Egyesült Államokból, Kanadából származik. Ezen országok, valamint Németország indexsúlyait az 5.1. táblázat tartalmazza. A nevezett országok indexében a tejmennyiség nem szerepel (kivéve az USA), néhány országban (pl. Ausztrália, Belgium, Írország) viszont negatív súlya van (<http://www-interbull.slu.se>, hozzáférés: 2011. 12. 30.). A magyar indexben az egyes tulajdonság-csoportok (termelési, egészségi, konstitúciós) súlya hasonló az exportáló országok indexbeli súlyához.

dc 192 11
5.1. táblázat Az egyes értékmérő tulajdonságok relatív gazdasági súlya (%)
néhány ország hegyitarka és a holstein-fríz fajtájában

Fajta	Holstein-fríz				Szimentáli/Magyartarka	
Tulajdonság/ ország	USA §	Kanada	Német- ország	Magyar- ország	Német- ország Ausztria [§]	Magyar- ország
Termelési tulajdonságok						
tej (kg)	<1	-	-	-	-	25
tejfehérje (kg)	16	30,6	33,75	40/30 ^a	33,4	50
tejzsír (kg)	19	20,4	9	15/15	4,4	25
tejfehérje (%)	-	-	2,25	-	-	-
fejhetőség (min)	-	0,45	-	-	2	-
szomatikus sejtszám	-10	-3	-7	-10/-10	9,7	-
perzisztencia (%)	-	-	-	-	2,0	-
Fitness tulajdonságok						
élettartam (nap)	22	6,8	20	*/10	13,4	-
tőgytulajdonságok	7	15,1	-	23/16	-	-
láb-lábvég	4	10,2	-	12/16	-	-
testkapacitás	-6	-	-	-	-	-
küllem	-	3,4	15	*		*
fertilitás (%)	11	10,05	10	-	6,8	-
ellés lefolyása (%)	5	-	3	-/3	3,7	-
holtellés (%)	-	-	-	-	8,1	-
Hústermelési tulajdonságok						
napi súlygyarapodás (g)	-	-	-	-	7,3	-
vágási %	-	-	-	-	4,6	-
EUROP (osztály)	-	-	-	-	4,6	-

[§]http://www-interbull.slu.se/national_ges_info2/framesida-ges.htm. Hozzáférés 2011.06.12;

[§] ZAR Rinderzucht, Austria Ausgabe (2010): Zentrale Arbeitsgemeinschaft österreichischer Rinderzüchter; German Fleckvieh (Simmental) Tradition with Success (2010): Arbeitsgemeinschaft Süddeutscher Rinderzucht- und Besamungsstationen e.V.;

*nem indexalkotó, de a tulajdonságra független szelekciós határok alapján szelekció folyik; ^a 2011 áprilisa előtti/2011 áprilisától érvényes indexsúlyok

Az exportáló országok indexében viszont az élettartam 6,8-20%-kal, a reprodukció 10-15%-kal szerepel. A hazai egyedek átlagos laktációs száma 2,3 folyamatosan csökkenő, a két ellés közti idő 440 nap pedig növekvő tendenciát mutat, mely a nőivarú utánpótlás szelekciójára korlátozott lehetőséget nyújt. A hazai átlagos telepi állomány méret 300 tehén fölött van, mely nagy technológiai tűrőképességű, jó alkalmazkodóképességű egyedeket kíván. 2011 áprilisától az index ezt az igényt és a nemzetközi tenyésztési irányokat figyelembe vevő módon változott meg. A hosszú hasznos élettartam, a nehézellés részei az indexnek, míg a reprodukciós tulajdonságok egyelőre nem szerepelnek benne.

Tenyészcél a kettőshasznú magyartarka tenyésztésében

A magyartarka a hegyitarka fajtacsoport tagjaként kettőshasznú, jó fitnesz tulajdonságokkal, magas tejtermeléssel rendelkezik. A csoport fajtái szélsőséges környezetben jól honosulnak, alkalmasak a tej és hústermelésre. A csúcstermelési időszakban is stabil az anyagcseréjük. Az elmúlt évtizedekben a hegyitarka fajtaváltozatok fajlagos tejtermelése emelkedett, emellett – közvetlen szelekció hiányában – a fitnesz tulajdonságok (hasznos élettartam, vitalitás, termékenység) körében nem figyelhető meg kedvező változás (Füller, 2010). A funkcionális tulajdonságokra irányuló tenyésztéértékbecslés és közvetlen szelekció először 1995-ben, Ausztriában kezdődött a tenyészbikák hasznos élettartamára nézve, amelyet az elkövetkező években (1998) a többi értékmérő is követett (Füster, 2001). Ennek következtében a gazdasági értékben kifejezett előrehaladásból a tejtermelési tulajdonságok 88,2%-ban, a hústermelési tulajdonságok 4,2%-ban, a fitnesz tulajdonságok 7,6%-ban részesedtek (Miesenberger és Füster, 2006).

A magyartarka fajta tenyészcélja is az európai országok hegyitarka fajtákban megfogalmazott tenyészcéljához igazodik, amit a nemzetközi tenyésztési integráció is feltételez (Magyartarka Tenyésztők Egyesülete, MTE, 2009). Az MTE szerint a fajta tejtermelése takarmányozástól függően 7000 és 10000 liter között van, 4,2% tejszír- és 3,7% fehérjetartalommal. A tejtermelés az 5. laktációig növekszik. A többi fajta közül a jó tőgyegészségével és viszonylag alacsony (180000) szomatikus sejtszámával tűnik ki. Intenzív hizlalásban a fiatal bikák 1300 gramm napi súlygyarapodásra is képesek, 16-18 hónaposan vágva a vágási hozam 57-60%, 90 %-ban a vágott testek minősítése E és U

minősítésű. A selejt tehének U és R minősítésűek, közepes faggyúzottsággal és optimális márványozottsággal. Küllemi bírálatot a fajta 4 főtulajdonságára (ráma, izmoltság, láb és lábvég, tőgy) 19 résztulajdonságára végeznek.

A német és osztrák hegyitarka tenyésztők a tenyészcélt a tejfehérje mennyiségének növelésében, a fitness és állategészségügyi tulajdonságok javításában, az életteljesítmény növelésében, míg a hústermelési tulajdonságok fenntartásában határozták meg (5.1. táblázat). A cél a hosszú funkcionális élettartam 30000 kg tejtermeléssel. *Tischler* (2002) szerint a hegyitarka tenyésztő európai és tengerentúli országok tenyésztési programjaiban eltérő súlyozással szerepelnek a termelési (tej, hús), valamint a fitness tulajdonságok, ami az eltérő piaci és társadalompolitikai igényből fakadó különböző ágazati szerepvállalással magyarázható. A profitmaximalizálást elsődlegesnek tartó országokban (USA, Új-Zéland, Kanada) a termékelőállításához kapcsolódó értékmérők súlya a meghatározó, az európai országokban (Németország, Ausztria, Franciaország, Olaszország), ahol a mezőgazdaság multifunkcionális ágazat, a termelési és a fitness tulajdonságok közel azonos súllyal szerepelnek a tenyésztési programokban (*Füller*, 2010).

Az MTE (2009) a fajta tenyészcéljában a magas tej- és hústermelő képességet, a magas színvonalú teljesítményhez szükséges nagy mennyiségű takarmányfelvételt, termékenységet, jó növekedési erélyt és alkalmazkodó képességet fogalmazta meg. Az alkalmazkodóképesség mutatószáma a hasznos élettartam. Nagy hangsúlyt fektetnek a feszes, megfelelő formájú és könnyen fejhető tőgyre, a hibátlan, száraz, erős körmökkel ellátott végtagokra, az izmoltságra és az optimális rámára. Mutatószámokban ez a kettőshasznú állományokban célként 6500 kg tejet, 4,1 % zsír-, 3,6 % fehérjetartalmat, 2,0 kg/perc átlagos fejési sebességet jelent. Az üszők kívánatos tenyésztésbevételei életkora 16-18 hónap, testsúlya tenyésztésbe vételkor 380-400 kg, a két ellés közti idő 365-385 nap, a hasznos élettartam átlagosan 5-7 ellés, laktáció. A tehének kifejtett kori élősúlya ne legyen több mint 700 kg. Az ellenőrzött tehénállomány termelése 5949 kg tej, 3,96% tejszír és 3,45 % tejfehérje (2010. évi törzskönyvi zárások alapján). Az 1972-ben meghirdetett, egyhasznú fajták tenyésztését előtérbe helyező kormányprogram következtében a magyartarka létszáma jelentősen csökkent. Jelenleg a termelésellenőrzött tehén létszám 10100, ebből a fejt (kettőshasznosítású) változatban közel 6400, míg a nem fejt (húshasznosítású) változatban 3700 tehenet tartanak nyilván

(MTE, 2010). A cél elérése érdekében a teljesítményvizsgálat és tenyésztértékbecslés a következő tulajdonságokra terjed ki: tejmenyiség (kg), tejsír (kg; %), tejfehérje (kg; %), szomatikus sejtszám, perzisztencia, termékenység, hosszú hasznos élettartam, küllemi tulajdonságok, ellés lefolyása, s holtellésre való hajlam.

Groen (1990) szerint a tulajdonságok megfelelő gazdasági súlyozása szükséges a tenyésztő jövedelmezőségének javításához. A jelen fejezet célja a holstein-fríz és a magyartarka fajta értékmérő tulajdonságainak, a tulajdonságok gazdasági értékének kiszámítása a jövedelmezőségét befolyásoló tényezők figyelembevételével, megteremtve ezzel az alapot a súlyozások megváltoztatásához.

5.1.2. ANYAG ÉS MÓDSZER

A modell leírása

Értékmérő tulajdonságok gazdasági értékének kiszámítására Wolf és mtsai (2007) létrehozták az ECOWEIGHT programcsomagot. A programcsomag bio-ökonómiai modelljét részletesen Wolfová és mtsai (2005) írták le. A program alapja olyan bio-ökonómiai modell, amely determinisztikus és sztochasztikus elemeket tartalmaz. A modell fő részei: 1. az állomány (mely jelen esetben az országos átlag) stacionárius (időben állandósult) korszerkezetének a megállapítása, 2. az ivadék korcsoportok szerkezetének a kiszámítása, stacionárius állományváltozási terv készítése Markov láncok alapján (Reinsch és Dempfle, 1998) szaporodási ciklusokra (ellési időközönként), 3. függvény alapján a különböző korcsoportok növekedési ütemének és laktációnkénti tejtermelési görbéjének megállapítása, 4. minden korcsoport termelési érték és költség szerkezetének tehenekre vetített évenkénti nyereségének kiszámítása, 5. az értékmérő tulajdonságok gazdasági értékének kiszámítása.

A tehén 7 állapota ismert: 1. a szaporodási cikluson belül elhullik, 2. selejteznek az ellés és a termékenyítés között a nehézellést követő egészségügyi problémák miatt, 3. alacsony tejtermelése vagy egyéb – nem a nehézelléshez kapcsolódó – egészségügyi problémák miatt selejteznek, 4. terméketlenség miatt selejteznek, 5. üres a laktációban, 6. vemhes a laktációban, 7. szárazon áll. Annak a valószínűsége, hogy a tehén egy

bizonyos állapotban van, függ a termékenyítések számához tartozó fogamzási aránytól, az elhullási és az egészségügyi vagy alacsony tejtermeléshez kötődő selejtezési aránytól. Az ivadékcsoport szerkezetét az utánpótlási hányad, a tenyésztésre szánt bikaborjak aránya, valamint az utánpótláson felüli borjak, növendékek értékesítési kora határozza meg. Az állatok növekedését ivaronként többszakaszos, szakaszon belüli lineáris növekedési egyenletek írják le. Ezek a szakaszok a következők: születéstől választásig, választástól tenyésztésbe állításig, választástól a hízalás végéig, az első elléstől a kifejlített kori súly eléréséig. A laktációs görbét az egyes laktációban az állományátlag alapján *Fox és mtsai* (1990) függvényei írják le.

A termelési érték és termelési költség számítása korcsoportonként egyedenként történt. Adott állat életében a különböző tulajdonságaihoz eltérő időben kapcsolódik a termelési érték és/vagy költség, ezért minden termelési érték és költség a születési időbeni jelenértékre diszkontált (leszámított). A termelési értékek és költségek évenként, tehenenként kifejezhetők, megszorozva az adott korcsoportban lévő 1 tehenre évenként jutó egyedek számával. A gazdasági hatékonyság feltétele jelen esetben a jövedelem jelenértéke, ami a diszkontált termelési érték és költség különbsége. Az állami támogatás a jövedelmet növelte. A tulajdonság marginális gazdasági (határ)értéke vagy határhaszonértéke, az adott tulajdonság jövedelemfüggvényének (profit) parciális deriváltja. Folytonos változó tulajdonságok marginális gazdasági értéke, a tulajdonság átlagának 0,5%-os növekedése és 0,5%-os csökkenése közötti különbség. Jelöljük TV_l^h és TV_l^l kifejezések az l -edik tulajdonság növekedését és csökkenését, $profit_h$ és $profit_l$ kifejezések a növekedéshez és a csökkenéshez tartozó jövedelmet. A tulajdonság marginális gazdasági értéke így az alábbi képlettel írható le:

$$ev_l = \frac{profit_h - profit_l}{TV_l^h - TV_l^l} . \quad [1]$$

A diszkrét változó (kategorikus) tulajdonságok (pl. ellés lefolyása) gazdasági értékének számítására *Wolfová és mtsai* (1995) közöltek eljárást. A számítás alapja egy küszöb modell, melyben a normális eloszlás 0,05 szórásegységgel jobbra és balra tolható. Az eloszlásbeli különbség átlagos pontszámbeli különbségre való átszámítását követően az [1] képlet alkalmazható. Egyes tulajdonságok az állat életében egyszer mérhetők (pl. kifejlített kori súly, vágási %), mások a tehen élete során többször (tejtermelés, fogamzás). Az egyszer mérhető tulajdonságok az ún. közvetlen vagy direkt

tulajdonságok, a többször mérhető tulajdonságok pl. az anyai tulajdonságok. Vannak olyan tulajdonságok, amelyek mindkét csoportba beletartoznak, pl. az ellés lefolyása. Ez a tulajdonság a borjú szempontjából közvetlen, a tehén szempontjából anyai tulajdonság. A marginális gazdasági érték változására kifejtett hatása azonos, a gyakorisága azonban eltérő lehet. A számszerű kifejeződés (NDE) számítására az ECOWEIGHT program (Wolf és mtsai, 2007) részeként a Hill (1974) és Elsen és Mocquot (1974) génáramlás (gene-flow) módszerét alkalmazza. Az l -edik tulajdonság gazdasági értékének (ew_{lj}) számítása a j -edik tulajdonságcsoportban (közvetlen vagy anyai) az alábbi egyenlet alapján valósult meg:

$$ew_{lj} = ev_l \times NDE_j \quad [2]$$

ahol ev_l az l -edik tulajdonság marginális gazdasági értéke és NDE_j a tulajdonságcsoport leszámított kifejeződésének száma. A diszkont ráta (leszámítolási kamatláb) jelen esetben 6% egy 25 éves befektetési időszakra vonatkozóan. A tulajdonságok relatív gazdasági súlya (ewr_{lj}) az egyes tulajdonságok gazdasági értékének (ew_{lj}) és a genetikai szórásuk (s_l) szorzatértékeinek ($ew_{lj} \times s_l$) és a tulajdonságonkénti szorzatösszegének a hányadosa az alábbi képlet alapján:

$$ewr_{lj} = 100 \left| ew_{lj} \times s_l \right| / \left| \sum_l \sum_j ew_{lj} \times s_l \right| \quad [3]$$

Mivel a közvetlen és anyai tulajdonságokra nem állt rendelkezésre külön genetikai szórás, ezért mindkét esetben ugyanaz a szórás szerepelt az adott tulajdonságnál. A holstein-fríz genetikai paramétereire Wolfvát és mtsai (2007) adatait, átlagteljesítményére vonatkozóan a Holstein-fríz Tenyésztők Egyesülete (2010) adatait vettük figyelembe. A magyartarka átlagteljesítményére vonatkozóan a fajta 2010-es MGSZH-tól (2011) származó kimutatásait, a genetikai szórásoknál pedig Miesenberger és mtsai (1998) számításait vettük alapul.

A két fajta állományszerkezetének, tenyésztésének, tartásának jellemzőit, termelési érték és költség adatait több forrásból határoztuk meg. Az állomány korszerkezetét, tenyésztési mutatóit az Állattenyésztési Teljesítményvizsgáló Kft. és az MGSZH 2000 és 2010 között gyűjtött adataiból, a két fajtaegyesület kimutatásaiból, tartásának, jövedelemviszonyainak mutatóit a 100-nál több tehenet tartó, az ágazatban meghatározó gazdaságok adatainak átlagolásával határoztuk meg. A tehenek legfeljebb ötszöri, az üszők háromszori mesterséges fajtatiszta termékenyítését feltételeztük. A nem fogamzott teheneket a laktáció befejeztével selejtezték. A nehézellés által okozott egészségügyi problémák miatt a tehenek selejtezésére nézve holstein-fríz esetében 20%, magyartarka esetében 10% kiesésével számoltunk ellés után 30 napos intervallummal. A holstein-fríz tehenek legfeljebb 7, a magyartarka tehenek 8 laktációt értek meg. A terméketlen üszöket 24 hónapos korban selejtezték. A holstein-fríz bikaborjak esetében 25 napos korú, a magyartarka bikaborjak esetében 180 napos kori értékesítéssel számoltunk. Feltételeztük továbbá, hogy a bikaborjak 0,5%-át 300 napos korban értékesítik mesterséges termékenyítő állomásoknak. A számításokban figyelembe vett egyéb kondíciók: minden üszőborjút saját üzemben belül nevelnek fel, továbbá az utánpótláshoz nem szükséges vemhes üszöket 22 hónaposan értékesítik.

Országos adatok alapján a két fajta korszerkezete eltért (5.2a, 5.2b. táblázatok), a vetélések aránya megegyezett, ugyanakkor a magyartarka fajta nehézellése gyakoribb. A magyartarka teheneknél a fogamzási arány magasabb. Egészségügyi okok miatt a holstein-fríz teheneket inkább a korábbi laktációkban, a magyartarka társaikat inkább a későbbi laktációkban selejtezték ki vagy estek ki a termelésből. Alacsony tejtermelés miatt a magyartarka tehenek 16-19%-át selejtezték minden laktációban, a holstein-fríznél inkább fiatal tehenek közül selejtezték az állomány 5-10%-át. A holstein-fríz tehenek elhullási aránya nagyobb. A tej-, zsír- és fehérjetermelésre, a súlygyarapodásra, a szaporulat életképességére vonatkozó adatokat az 5.3. táblázat tartalmazza.

A számításokban fajtánként elkülönítve kezeltük a bérköltséget, a takarmányozási, istállózási, tenyésztési és állatorvosi költségeket. Minden további költséget (kamat, energia, szállítás, biztosítás, általános költség) állandó költségként kezeltünk korcsoportonként, egy napra vonatkoztatva. A takarmányozási költséget a napi

életfenntartó, növekedési és tejtermelési nettó energia és nyersfehérjeszükséglet és az adott korcsoport adott összetételű takarmányának piaci ára (vásárolt takarmányok), illetve önköltségi ára (saját termesztésű takarmány) alapján számítottuk, továbbá a felhasznált és itatott víz költségét is figyelembe vettük. Az egyes korcsoportok takarmányköltségeinek kiszámításában alkalmazott alapadatokat az 5.4. táblázat tartalmazza.

5.2a. táblázat **A holstein-fríz fajta állományszerkezetét meghatározó alapadatok %-ban**

Megnevezés	Első ellés	Második és későbbi ellések
Vetelési arány	3	2
3-as ellés lefolyása kód aránya üsző/bikaborjú születésekor	2,9/4,4	1,96/2,94
4-es ellés lefolyása kód aránya üsző/bikaborjú születésekor	0,1/0,15	0,04/0,06
A tehenek vemhesülési aránya az elsőtől az ötödik termékenyítésig	40, 40, 40, 30, 30	
Az üszők vemhesülési aránya az elsőtől a harmadik termékenyítésig	70, 60, 50	
Vemhesülési arány csökkenése nehézellés után	15	
Tehenek selejtezési aránya nehézellés után ^a	20	
Egészségügyi okok miatt selejtezett tehenek aránya a 7 laktációban ^b	18, 16, 14, 12, 3, 2, 2	
Alacsony tejtermelés miatt selejtezett tehenek aránya a 7 laktációban	4, 6, 7, 10, 5, 0, 0	
Tehenek elhullási aránya a 7 laktációban	4, 6,5, 2,3, 3,5, 4, 5, 6	

^akönnyű ellés az 1 és 2 ellés lefolyása kód, a nehéz ellés 3, 4, és 5 ellés lefolyása kód

^ba nehéz ellés kivételével

dc_192_11

5.2b. táblázat **A magyartarka fajta állományszerkezetét meghatározó alapadatok %-ban**

Megnevezés	Első ellés	Második és későbbi ellések
Vetelési arány	3	2
3-as ellés lefolyása kód aránya üsző/bikaborjú születésekor	11/14	3,6/7,2
4-es ellés lefolyása kód aránya üsző/bikaborjú születésekor	1/2	0,08/1,1
A tehenek vemhesülési aránya az elsőtől az ötödik termékenyítésig	50, 51, 51, 55, 55	
Az üszők vemhesülési aránya az elsőtől a harmadik termékenyítésig	65, 62, 63	
A vemhesülési arány csökkenése nehézellés után	15	
Tehenek selejtezési aránya nehézellés után ^a	10	
Egészségügyi okok miatt selejtezett tehenek aránya a 8 laktációban ^b	9, 9, 9, 12, 14, 14, 15, 16	
Alacsony tejtermelés miatt selejtezett tehenek aránya a 8 laktációban	19, 19, 17, 16, 18, 18, 19, 19	
Tehenek elhullási aránya a 8 laktációban	2, 2, 3, 2, 3, 3, 4, 4,	

^akönnyű ellés az 1 és 2 ellés lefolyása kód, a nehéz ellés 3, 4, és 5 ellés lefolyása kód

^ba nehéz ellés kivételével

Tulajdonság (mértékegység)	Holstein- fríz	Magyartarka
Évenkénti átlagos tejtermelés (kg)	8780	5950
Tejzsír (%)	3,55	3,96
Tejfehérje (%)	3,26	3,45
Ellést követő első termékenyítés (nap)	95	85
Vágási % üszők/tehenek	53/52	58/54
Holtellés aránya könnyű ellés/nehézellés után ^a		
első ellés (%)	2/20	6/16
második és későbbi ellés (%)	1/18	5/17
48 órán belül elhullott borjak könnyű ellés/nehézellés után		
első ellés (%)	2/50	2/20
második és további ellések (%)	1/20	1/15
A második naptól a nevelési időszak végéig (193 nap)	5,0	3,0
elhullott borjak aránya (%)		
Születési súly üsző/bikaborjú (kg)	37/40	45/50
Súlygyarapodás a felnevelési időszakban üsző/bika borjú (kg/nap)	0,72/0,75	0,8/0,9
Üszők súlygyarapodása első termékenyítésig (kg/nap)	0,7	0,8
Üszők súlygyarapodása első termékenyítéstől ellésig (kg/nap)	0,6	0,7
Üsző testsúlya első termékenyítéskor (kg)	380	400

5.4. táblázat **Az egyes korcsoportok takarmányának beltartalma és ára**

Korcsoport	Szárazanyag (sza) tartalom kg sza/kg adag	Nettó energia tartalom MJ NE/kg sza	Nyersfehérje tartalom ^a g PDI/kg sza	Takarmányadag ára Ft/100 kg adag
Tehén	0,54	7,08	140	2300
Borjú 3 hónapos korig	0,35	7,85	170	8000
Borjú 3 és 6 hónap között	0,73	7,20	140	2100
Tenyészüsző	0,65	6,0	130	2380

^aA nyersfehérjeszükséglet (francia táplálóanyag szükséglet szerinti számítása g-ban)

PDI (protéines vraies réellement digestibles dans l'intestin grêle).

A számítások részleteit *Wolfvó és mtsai* (2007) közölték. Az istállózási költség a szalma költségének és a trágyából származó árbevételnek a különbsége. A tenyésztési költségek a termékenyítéshez köthető költségeket tartalmazzák úgymint a mélyhűtött sperma ára, az inszeminátor munkabére és a termékenyítések számának figyelembevételével. Az állategészségügyi költség a nehézelléssel kapcsolatos munkaórát, állatorvosi, az elhullott állat elszállítási és megsemmisítési költségét és gyógyszerköltséget foglalta magában. A nehézellés és a klinikai tögygyulladás gyakorisága fajtánként eltért egymástól, így az azokkal kapcsolatos költségek is. A főbb, takarmányköltségen felüli költségeket az 5.5. táblázat tartalmazza.

Az árbevétel a tej, bikaborjú (holstein-fríz), növendékbika (magyartarka), tenyészbika, vemhes üsző, selejt tehén értékesítéséből származott. A tej árképzését (alapár és beltartalom valamint szomatikus sejtszám szerinti) az öt összes tej 76%-át vásárló legjelentősebb tejfeldolgozó átlagára alapján végeztük el. A 400000 szomatikus sejtszám/ml alatti tej alapárának 85 Ft/l-t, az ennél nagyobb sejtszámnál, 35 Ft/l-t számoltunk. Az alapárban kalkulált standard beltartalom 3,8% tejzsír és 3,25% tejfehérje. Felár és levonás alkalmazandó az ennél magasabb illetve alacsonyabb beltartalmú zsír % (370 Ft/kg) és fehérje % (900 Ft/kg) esetében. A nem termékenyített magyartarka/holstein-fríz üsző ára élősúly kg-onként 625/900 Ft, vemhes üsző

1000/1100 Ft. A selejt magyartarka/holstein-fríz tehén ára kg-onként 400/320 Ft. A tej állami támogatása literenként 8,50 Ft.

5.5. táblázat

Egyéb nem takarmányozási jellegű költségek

Költség nem (egység)	Holstein-fríz költség	Magyartarka költség
Állandó költség (Ft/állat/nap)		
tehén	524	524
borjú 6 hónapos korig	140	140
növendéküsző 6 hónapos kortól ellésig	89	120
növendékbika 6 hónapos kortól	100	120
Állatorvosi költség		
tehén (Ft/egyed/laktáció)	14000	12000
borjú 6 hónapos korig	2520	2400
növendéküsző 6 hónapos kortól ellésig	5040	5040
növendékbika, értékesítésig	-	2020
a nehézellés állatorvosi költsége		
ellés lefolyása 3	3000	3000
ellés lefolyása 4	5000	5000
tetem elszállítása, megsemmisítése		
kifejlett állat	45000	45000
borjú, növendék	11250	11250
termékenyítő anyag ára	3420	4000
víz ára (Ft/100 l)	20	20
szalma ára (Ft/100 kg)	1000	1000

Tejtermelési tulajdonságok

Ebbe a tulajdonságcsoportba tartoztak a 305-napos laktációs tejtermelés állandó zsír és fehérje százalékkal, a zsír és fehérje % állandó tejmenyiséggel. Tehát ebben az esetben feltételeztük a tejalkotók mennyiségének növekedése mellett a tejmenyiség állandóságát. A tejmenyiség növekedését a laktációs görbe változatlansága mellett feltételeztük. Jelenleg Magyarországon és az EU-ban kvóta rendszer van érvényben. A 2015-ben várható dél-kelet-ázsiai piacnyitás, továbbá a jelenlegi kvóta ki nem használása miatt *Pärna és mtsai* (2007) és *Wolfová és mtsai* (2007) számításaihoz hasonlóan a tejtermelést nem korlátoztuk.

Funkcionális értékmérő tulajdonságok

E tulajdonságcsoportot az ellés lefolyása, az üszők és tehenek vemhesülési aránya, a borjúelhullás, a hasznos élettartam, a szomatikus sejtszám, a tügygyulladásra való hajlam alkották. A vemhesülési % gazdasági értéke a tulajdonság 0,5% pontnyi növekedése és csökkenése közötti jövedelem különbsége. Az elléskori borjúelhullás magában foglalta a vetélést, holtellést, a születéstől számított 48 órán belüli elhullást. A borjúelhullás tekintetében megkülönböztettük a második naptól a választásig (90 nap) és a választástól az utónevelés befejeztéig (180 nap) tartó időszakot. A termelésben töltött idő az első elléstől a selejtezésig, elhullásig eltelt időt jelentette. A szomatikus sejtpontszám (SCS) a sejtszámból (SCC) (ml/l) számított érték *Da és mtsai* (1992)

képlete alapján:

$$SCS = \log_2 \left(\frac{SCC}{100\,000} \right) + 3 \quad [4]$$

A sejtpontszám normális eloszlását feltételezve, a kategorikus tulajdonságokra alkalmazott megközelítéssel számítottuk a sejtpontszám gazdasági értékét. A klinikai tügygyulladás előfordulását esetenként/évenként/teheneként számítottuk ki.

Ebbe a tulajdonságcsoportba tartoztak a születési súly, a borjú növekedése a választásig és az utónevelési időszakban, továbbá 6 hónapos kortól az első ellésig, a tehén kifejelettkori súlya, valamint a növendék hizlalás alatti súlygyarapodása és a vágási százalék. A születési súly, a súlygyarapodás gazdasági értékének a számításánál mindkét ivar gyarapodását figyelembe vettük, de a tulajdonság értékét a nőivarúakra vonatkozóan fejeztük ki. A növekedési tulajdonságok gazdasági értéke a táplálóanyagigény kielégítéséhez szükséges takarmány költségétől függ, mert a takarmány-fogyasztást és takarmányértékesítést egy tulajdonságként értékeltük.

5.1.3. EREDMÉNYEK

Az állomány stacionárius korszerkezetét az 5.6. táblázat tartalmazza. A holstein-fríz tehenek átlagos laktációs száma ebben a korszerkezetben 2,52 volt, a jelenlegi országos 2,3 helyett, s a két ellés közti ideje 440 nap, a magyartarka fajta átlagos laktációs száma 2,83, két ellés közti ideje pedig 408 nap volt. A holstein-fríz jelenlegi átlagos ellésszáma nem tette lehetővé a tenyésztőutánpótlás folyamatos előállítását, ezért az átlagos ellésszámot növelni kellett. A termékenyítések után a holstein-fríz üszők 94%-a, magyartarka üszők 94,6%-a fogamzott. Tehenek esetében ez 89,4% és 95,2% volt. Az ellés lefolyásának átlagos pontszáma holstein-fríz üszők születésekor 1,27, bikák születésekor 1,29, magyartarka üszőknél 1,71, bikáknál pedig 1,77 volt.

5.6. táblázat A két fajta állományszerkezete stacionárius állapotában

Változó/fajta		Holstein-fríz	Magyartarka
Laktáció (%)	1.	37,7	30,3
	2.	23,7	22,1
	3.	14,4	16,7
	4.	9,5	12,3
	5.	6,1	8,4
	6.	4,7	5,3
	7.	3,9	2,9
	8.	-	2,0
Két ellés közti idő (nap)		440	408
Felnevelt üszők száma/100 ellés		44,53	42,24

A modellszámításban a holstein-fríz állomány jövedelme 88442 Ft/tehen/év, 665307 Ft termelési érték mellett, ami 67437 Ft állami támogatást tartalmazott. A költségarányos jövedelem holstein-fríz tehenenként állami támogatással együtt 13,7%, támogatás nélkül 3,3% volt. A magyartarka tenyészetben a jövedelem 52040 Ft/tehen/év, 537972 Ft termelési értékkel, ebből 45002 Ft állami támogatás.

A tulajdonságokra számított marginális gazdasági értékeket a tulajdonságok átlagaival és genetikai szórásával az 5.7a és az 5.7b táblázatokban mutatom be. A szomatikus sejtpontszám, a klinikai tüdőgyulladás (a magyartarka állományokban ez 5% alatt van,

ezért erre gazdasági értéket nem számítottunk), ellés lefolyása, a borjúelhullás negatív gazdasági értékei azt jelzik, hogy a tulajdonság egy egységnyi növekedése az átlaghoz képest gazdasági veszteséget okoz. A kifejlett kori élősúly negatív értékei szintén azt jelzik, hogy a nagyobb tehén súlyához tartozó nevelési, életfenntartási költsége nem ellensúlyozza a tehenek vágásra való értékesítéséből származó árbevételét. A növendék kori súlygyarapodás pozitív gazdasági értéke viszont arra utal, hogy a nagyobb súlygyarapodás esetén az üszők hamarabb tenyésztésbe vehetők, a vemhes üszővel több jövedelmet lehet elérni.

A tulajdonságok gazdasági értékének közvetlen és anyai komponenseit, standardizált és relatív értékeit a [2] és [3] egyenletek alapján számítottuk ki, ezeket az 5.8a. és 5.8b. táblázatban mutatom be. A holstein-fríz fajta értékelt tulajdonságai közül legnagyobb viszonylagos jelentőségű a tejmenyiség (23,3%), amit a szomatikus sejtponyszám (19,0%) és a hasznos élettartam (17,8%) követett. A tejfehérje mennyiségének, a tehén fogamzási arányának (közvetlen és anyai) jelentősége közel azonos (7-8%). A zsírmennyiség (3,9%), a borjak növekedési erélye (3,7%) a kifejlett kori súly (3,3%) kisebb gazdasági értékű. A többi tulajdonság jelentőségében nem érte el a 2%-ot. A születési súly és a vágási % értéke 0,5%. A tejtermelés a jövedelmezőséget 34,4%-ban, a funkcionális tulajdonságok 57,8%-ban és a növekedés, a súly a fajta jövedelmezőségét 7,8%-ban határozta meg.

dc_192_11

5.7a. táblázat

Átlag, genetikai szórás (s_l) és marginális gazdasági súly (ev_l) Ft-ban, értékmérő tulajdonság egységére vetítve holstein-fríz tehenenként évente

Tulajdonság (egység)	Átlag	s_l	ev_l
305-napos tejmenyiség ^a (kg)	8780	980	39,79
305-napos zsírmennyiség (kg)	311,7	33,6	189,43
305-napos fehérjemennyiség (kg)	286,6	26,4	447,45
Szomatikus sejtszám (pont)	4,62	0,23	-80010,4
Klinikai tőgygyulladás (eset/tehen/év)	1,14	0,08	-19325,8
Nehézellés (kódszám) ^b	1,29	0,06	-35224,0
Holtellés (%)	6,5	1,0	-828,31
Borjúelhullás itatásos korban (%)	5,0	1,0	-922,49
Tenyészüszők vemhesülési aránya (%)	94	1,5	824,11
Tehenek vemhesülési aránya (%)	89	3,4	2982,49
Hasznos élettartam (év)	2,52	0,30	80795,9
Borjak születési súlya ^b (kg)	37	1,6	201,85
Kifejlett kori súly (kg)	680	20,5	-217,91
Súlygyarapodás növendékkorban ^b (g/nap)	720	60	84,25
Vágási % ^c (%)	53	1,14	454,47

^aTejmenyiség átlagos zsír és fehérje %-kal a laktációk átlagában. ^bAz átlagok a nőivarúakra vonatkoznak, a gazdasági értékek mindkét ivarra. ^cEzen átlagok üszőkre vonatkoznak, a gazdasági értékek üszőkre és tehenekre.

5.7b. táblázat **dc 192 11**
Átlag, genetikai szórás (s_l) és marginális gazdasági súly (ev_l) Ft-
ban, értékmérő tulajdonság egységére vetítve magyartarka
tehenenként évente

Tulajdonság (egység)	Átlag	s_l^d	ev_l
305-napos tejmenyiség ^a (kg)	5950	350	44,97
305-napos zsírmennyiség (kg)	236	15,0	206,11
305-napos fehérjemennyiség (kg)	205	11,0	455,38
Szomatikus sejtszám (pont)	4,38	0,23	-3383,3
Nehézellés (kódszám) ^b	1,79	0,08	-12383,8
Holtellés (%)	6,8	1,0	-177,64
Borjúelhullás itatásos korban (%)	5,4	1,0	-556,24
Tenyészüszők vemhesülési aránya (%)	95	1,5	136,12
Tehenek vemhesülési aránya (%)	97,5	5,0	387,23
Hasznos élettartam (év)	2,73	0,49	22443,6
Borjak születési súlya ^b (kg)	40	1,6	130,15
Kifejlett kori súly (kg)	700	20,5	-191,30
Súlygyarapodás növendékkorban ^b (g/nap)	700	47	106,14
Vágási hozam ^c (%)	56,7	1,14	484,26

^aTejmenyiség átlagos zsír és fehérje %-kal a laktációk átlagában. ^bAz átlagok a nőivarúakra vonatkoznak, a gazdasági értékek mindkét ivarra. ^cEzen átlagok üszőkre vonatkoznak, a gazdasági értékek üszőkre és tehenekre. ^dA genetikai szórásértékek az osztrák tarka szórásértékei (*Miesenberger és mtsai*, 1998).

A holsteín-fríz fajta tulajdonságainak közvetlen és anyai hatásának gazdasági súlya (ew_{lj} , Ft-ban, tehenenként évente), a standardizált gazdasági súly abszolút értéke^b (ews_{lj} , Ft-ban) és relatív gazdasági súlya (ewr_{lj} %-ban) Egyenlet [3])

Tulajdonság és összetevői		ew_{lj}	ews_{lj}	ewr_{lj}
305-napos tejtermelés		33,6	32928,0	23,3
305-napos zsírtermelés		162,3	5453,3	3,9
305-napos fehérjetermelés		383,5	10124,4	7,2
Szomatikus sejtpontszám		-116582,4	-26814,0	19,0
Klinikai tőgygyulladás		-16455,4	-1316,4	0,9
Nehézellés	közvetlen	-36529,4	-2191,9	1,6
	anyai	-30029,5	-1801,8	1,3
Holtellés	közvetlen	-863,6	-863,6	0,6
	anyai	-706,4	-706,4	0,5
Borjúelhullás itatásos korban		-963,2	-963,2	0,7
Tenyészüszők fogamzási aránya	közvetlen	859,2	1288,8	0,9
	anyai	706,3	1059,4	0,8
Tehenek fogamzási aránya	közvetlen	3104,9	10556,7	7,5
	anyai	2552,5	8678,5	6,2
Tehenek hasznos élettartama		83842,5	25152,7	17,8
Borjak születési súlya	közvetlen	210,5	336,8	0,2
	anyai	173,0	276,8	0,2
Tehenek kifejlett kori súlya		-227,2	-4657,6	3,3
Növendékborjú napi súlygyarapodása		87,8	5268,0	3,7
Vágási hozam%		473,7	540,0	0,4
Összesen			140978,3	100

^aMarginális gazdasági érték szorozva a 25 év alatt kifejeződő tulajdonság gyakoriságával;

^b $ews_{lj} = ew_{lj} \times s_l$ ahol s_l a tulajdonság genetikai szórása (a közvetlen és anyai kifejeződés genetikai szórása azonos).

A magyar tarka fajta tulajdonságainak közvetlen és az anyai hatásának gazdasági súlya (ew_{lj} , Ft-ban, tehenenként évente), a standardizált gazdasági súly abszolút értéke^b (ews_{lj} , Ft-ban) és relatív gazdasági súlya (ewr_{lj} %-ban). Egyenlet [3])

Tulajdonság és összetevői		ew_{lj}	ews_{lj}	ewr_{lj}
305-napos tejtermelés		40,12	14042,0	28,6
305-napos tejsírtermelés		183,91	2758,6	5,6
305-napos tejfehérjetermelés		406,35	4469,8	9,1
Szomatikus sejtpontszám		-3019,0	-694,4	1,4
Nehézellés	közvetlen	-13654,2	-1092,3	2,2
	anyai	-11050,5	-884,0	1,8
Holtellés	közvetlen	-195,86	-195,9	0,4
	anyai	-158,51	-158,5	0,3
Borjúelhullás itasásos korban		-613,31	-613,3	1,3
Tenyészüszők fogamzási aránya	közvetlen	150,08	225,1	0,5
	anyai	121,6	182,4	0,4
Tehenek fogamzási aránya	közvetlen	426,95	2134,7	4,4
	anyai	345,53	1727,6	3,5
Tehenek hasznos élettartama		20027,2	9813,3	20,0
Borjak születési súlya	közvetlen	143,51	229,6	0,5
	anyai	116,14	185,8	0,4
Tehenek kifejlett kori súlya		-170,71	3499,5	7,2
Növendék napi súlygyarapodása		117,02	5499,9	11,2
Vágási %		533,94	608,7	1,2
Összesen			48833,0	100,0

^aMarginális gazdasági érték szorozva a 25 év alatt kifejeződő tulajdonság gyakoriságával.

^b $ews_{lj} = ew_{lj} \times s_l$ ahol s_l a tulajdonság genetikai szórása (a közvetlen és anyai kifejeződés genetikai szórása azonos).

A magyartarka fajta értékelési tulajdonságai közül legjelentősebb a tejmenyiség (28,6%), amit a holstein-frízhez közel hasonlóan a hasznos élettartam (20,0%) követett, de a növendékek napi súlygyarapodása (11,2%) jelentősebb a tejfehérje termelésnél (9,1%). A tehenek kifejlett kori súlya számottevő (7,2%) gazdasági veszteséggel járt. A tejsírmennyiség, a tehén fogamzási arányának jelentősége kisebb (3,5-5,6%), az ellés lefolyásának jelentősége 4%. A többi tulajdonság jelentőségében nem érte el a 2%-ot. A három tulajdonságcsoporthoz, a tejtermelés 43,3%-ban, a funkcionális tulajdonságok 36,2%-ban, a hústermelés a fajta jövedelmezőségét pedig 20,5%-ban befolyásolta.

5.1.4. EREDMÉNYEK ÉRTÉKELÉSE

A marginális gazdasági érték a szelekciós index szerkesztésében használható fel, vagy adott tenyésztési program jövedelmezőségének a becslésére abban esetben, ha az egyes tulajdonságok genetikai előrehaladása ismert. A relatív gazdasági súly viszont az egyes tulajdonságok jelentőségét mutatja meg a tenyésztőnek. A tenyészcél meghatározásához emellett a tulajdonságok öröklődhetőségi értéke és a tulajdonságok közötti korreláció is figyelembe veendő.

Az alábbiakban a magyar holstein-fríz eredményeit a jelentősebb holstein tenyésztő országokban, a fajtára vonatkozó adataival hasonlítom össze. Annak ellenére, hogy az egyes országok termelési és gazdasági környezete eltérő, általános megállapítások fogalmazhatók meg.

Legtöbb országban a tejtermelési tulajdonságok közül az index csak a tejsír és tejfehérje mennyiséget vagy százalékot tartalmazza. Ezen tulajdonságok gazdasági értékét a tejkomponensek árképzési rendszere és a takarmányköltség határozza meg (Gibson és mtsai, 1992). Noha a zsír- és fehérjemennyiség kg-onkénti gazdasági értékét fejeztem ki, a két tulajdonság %-beli viszonyát vizsgálom. A tejfehérje, tejsír ára Magyarországon 2:1, ami a tulajdonság 1,89:1-es relatív gazdasági súlyarányával magyarázható. Reinsch és Dempfle (1998) ezt 1,41-nek becsülte 1,25:1-es árárány mellett. Ha a tejátvételi ár nem függne a tejalkotóktól, gazdasági értékük negatív lenne (Pärna és mtsai, 2007, St-Onge és mtsai, 2002). Az utóbbi években a tejfehérje jelentősége megnőtt, amit a jelentős holstein tenyésztő országok indexe is tükröz

(Kanada, Németország, Olaszország és Hollandia). A tejfehérje gazdasági súlya 2-4,8-szor nagyobb a tejzsírnál (*Miglior és mtsai*, 2005). A holstein-fríz tenyésztő országok tenyészcéljai között általában a súly vagy testkapacitás nem szerepel (kivéve az USA, 6%-os negatív súllyal), jelen vizsgálatban gazdasági jelentősége 4% alatti, amit főleg a tehenek kifejlett kori súlya és a növekedési erély alakított ki. A kifejlett kori súly gazdasági határértéke a legtöbb esetben negatív. *Koenen és mtsai* (2000) 12 közleményt áttekintő dolgozatában a tehén kifejlett kori súlyának gazdasági értékét -1,28 és + 0,02 EUR/kg/tehen/év-ben állapította meg. A jelen dolgozatban számított -0,69 EUR/kg ebbe az intervallumba illeszkedik (1Ft = 0,0032 EUR). *Van Raden* (2002) szerint a nagyobb súly nemcsak több takarmánnyal, hanem több istállózási költséggel is jár. Ezen túlmenően a nagyobb súlyú állatok később érik el tenyészérettségüket, így a kisebb testű üszők tartása gazdaságosabb lehet (*Owens és mtsai*, 1993; *Püski és mtsai*, 1999). Ha mindezeket figyelembe vennénk, a kifejlett kori súly gazdasági értéke méginkább negatív lenne. Ezen eredmények tükrében indokolt lehet a holstein-fríz tehenek kifejlett kori súlyának nyomon követése. A növendékkori növekedési erély nemcsak tenyésztési, hanem gazdasági szempontból sem hagyható figyelmen kívül.

Az utóbbi években növekvő érdeklődés mutatkozott a fitness tulajdonságok indexbe való beépítésére, elsősorban a kvóta rendszer, de a tenyészutánpótlást is veszélyeztető alacsony szaporodóképesség miatt (*Miglior és mtsai*, 2005). A láb-lábvég és tőgytulajdonságok a hazai indexben jelentős (32%) súllyal szerepelnek. A jelenlegi hazai holstein-fríz index kiegyensúlyozott, hosszú élettartamú szarvasmarha tenyésztését tűzi ki célul. A hosszú élettartam sorrendben a második legfontosabb értékmérő, amely a tenyészet eredményességében közrejátszik. Marginális gazdasági értéke (0,71 EUR/nap a holstein-fríznél) Európában közepesnek, illetve nagynak számít. A németországi tejelő állományokban ez a tulajdonság 0,09 – 0,16 EUR/nap (*Reinsch*, 1993; *Wünsch és Bergfeld*, 2001), az olasz állományokban 0,46 – 0,56 EUR/nap (*Brandts és mtsai*, 1996), az Egyesült Királyságban 1 EUR/nap (*Pryce és mtsai*, 1999) Finnországban pedig 1,12 EUR/nap (*Toivakka és mtsai*, 2005). Az élettartam hazai szelekciós indexbeli súlya 10%.

Lényeges gazdasági eredmény érhető el a termékenység javításával, a szomatikus sejtszám csökkentésével. Ha figyelmen kívül hagynánk a súlytulajdonságokat, a fertilitás aránya 16,6%-ot a tőgyegészségi tulajdonságok 21,6%-ot érnének el. A

szomatikus sejtszám a hazai indexben 10%-os súllyal szerepel, a termékenység viszont egyelőre hiányzik az indexből. A fajta alacsony reprodukciós képessége szükségessé teheti a tulajdonság tenyésztéértébecslését és indexbe foglalását. A két ellés közötti idő hosszáról az állattenyésztők és az állatorvosok között megoszlának a vélemények (Pécsi, 2007), de a fajta elmarad (438 nap) a gazdaságossági szempontból elvárt 390 nap két ellés közti idő teljesítésétől (Szenci, 1995, 2003; Brydl, 2004).

Az ellés lefolyásának gazdasági jelentősége 2,9%. Alacsony súlya ellenére *Berry és mtsai* (2007b) szerint a nehezen ellő tehenek laktációjának első 60 napjában alacsonyabb a tejzsír- és tejfehérjetartalom, s nagyobb a szomatikus sejtszám, tehát közvetett gazdasági értéke meghaladhatja a közvetlen gazdasági értékét. A 2009-es januári értékelésben a rangsorban az első 100 bika között 21% hazai nevelésű, 26% német, 25% kanadai és 11% USA-beli származású bika. A külföldi származású bikák a hazai állományt nemcsak termelésben, hosszú hasznos élettartamban, hanem termékenységben is javítják, mert az importáló országok indexe e két tulajdonságot is tartalmazza.

A magyartarka fajtára vonatkozóan az ellés lefolyása és a holtellés gazdasági értéke kisebb volt, mint a termékenységé és a hasznos élettartamé, hasonlóan az osztrák tarka fajtában leírtakhoz (*Miesenberger és mtsai*, 1998). *Mack* (1996) és *Miesenberger és mtsai* (1998) viszont magasabbnak találták a holtellés gazdasági értékét (3,0%), mint az ellés lefolyását (1,3%). Jelen számításban ez 0,7% és 4,0% értéket ért el. A nehéz ellést követően jelentősen megnő a terméketlenség, s a szaporodásbiológiai okok miatti selejtezések aránya. A magyartarka fajta nehézellésének gyakorisága is magasabb (14,4% az első elléskor) mint az osztrák tarkaé (5,0%) (*Fürst és Egger-Danner*, 2003). Az olaszországi szimentáli index 44%-ban súlyozza a tejtermelési, 24%-ban a hústermelési, 19,5%-ban a küllemi és 12,5%-ban a fitness tulajdonságokat (INTERBULL, <http://www-interbull.slu.se>, hozzáférés: 2011.06.13.). A hazai magyartarka szelekciójában a küllem nem indexalkotó tulajdonság, a bikanevelő tehenek kiválasztásakor és a párosítási tervek készítésekor valójában a küllemre független határok alapján folyik a szelekció. Ha a küllemet a hasznos élettartam korrelatív tulajdonságának tekintjük, a számításban kapott tej:fitness:hús tulajdonság 43:36:21 aránya az olasz index közeli értéket követi.

A hosszú hasznos élettartam a kettőshasznú típusban a második legfontosabb értékmérő. A húshasznosításban is a legfontosabb, vagy a második legfontosabb a piaci értékesítéstől függően (*Krupa és mtsai*, 2005). Annak ellenére, hogy a funkcionális tulajdonságok gazdasági értéke nagy, a kis h^2 érték miatt ezekben a tulajdonságokban kismértékű előrehaladás várható. *Keller és mtsai* (2008) több szerző közleményét szemlélve arra a megállapításra jutott, hogy gazdasági szempontból a különböző szarvasmarhafajták esetében a színhúсарány, a tej fehérje- és szárazanyagtartalma, illetve a hasznos élettartam a legfontosabb tulajdonságok. Hazai húsmarha tenyészetekben, tartási rendszertől függően gazdasági szempontból *Keller és mtsai* (2009) a fogamzóképeséget, a választási súlyt és a hasznos élettartamot találták a legfontosabbaknak.

Az osztrák indexben a tejtulajdonságok 38%-ot képviselnek, a tejfehérje-tejzsír aránya közel 8:1, míg a magyar indexben 2:1-hez, s ez utóbbi arányt támasztotta alá a gazdasági számítás is. *Sölkner és mtsai* (2000) a tej:hús:fitnesz tulajdonságok arányát az osztrák kettőshasznosítású fajtákra 37:18:45-ben adták meg. *Miesenberger és Fürst* (2006) szerint az osztrák tarka total merit indexe, mely a tejtermelés mellett a hús- és fitnesz tulajdonságokat is magában foglalja 11%-al nagyobb gazdasági előrehaladást eredményez a csupán tejtermelési tulajdonságokat tartalmazó indexszel szemben. A magyartarka fajta indexe épp ezen számítások eredményeként bővült a perzisztencia, fertilitás, ellés lefolyása, holtellés tulajdonságokkal, s a jövőben a fejhetőségre is kiterjed. A hústulajdonságok tenyészérték indexe jelenleg a vágási %-ot, a nettó súlygyarapodást és az EUROP vágott testminősítési osztályt foglalja magában, melyre a KTI (tej, tejfehérje, tejzsír mennyiségek összevont tenyészértéke) mellett külön szelekció folyik. A két tulajdonságcsoportra, a másodlagos értékmérőkkel egyetemben szükséges volt olyan összevont gazdasági tenyészértéket bevezetni, ami alapján az egyes tulajdonságok a gazdasági értékük arányában járulnak hozzá a kettőshasznú jelleg fenntartásához. A szilárd, gazdasági alapon nyugvó index a tenyésztők körében nagymértékben elfogadott. Az oszták tenyésztők 70%-a a total merit index alapján végzi a tenyész kiválasztást (*Miesenberger és Fürst*, 2006).

Hazánkban először valósult meg a holstein-fríz és a kettőshasznú magyartarka értékmérő tulajdonságok gazdasági értékének kiszámítása bio-ökonómiai modellel. Mindkét fajta tenyészcéljában szerepel a hosszú hasznos, gazdaságos élettartam, aminek természetes előfeltétele a fitnesz tulajdonságok szinten tartása. A tulajdonságok relatív gazdasági értéke alapján indokolt a holstein-fríz hazai szelekciós indexében a 2:1-es tejfehérje:tejsír arány. A fitnesz tulajdonságok indexbe építése gazdaságilag is megalapozott, hiszen a holstein-fríz esetében részarányuk 52,2%-ban, a magyartarka esetében 36,2%-ban befolyásolja a jövedelmezőséget, melyből a hosszú hasznos élettartam 17,8%-kal, illetve 20,0%-kal részesedik. A kifejlett kori súly növelése a holstein-fríz állományok jövedelmezőségét kisebb (3,3%), a magyartarka állományok jövedelmezőségét nagyobb (7,2%) mértékben csökkenti, tehát a nagy takarmányfelvétel, nagy testsúly, nagy tejtermelés növelésének gazdasági korlátja van.

5.2. A MAGYARTARKA ÜSZŐK ÉS TEHENEK TERMÉKENYSÉGÉNEK ÉRTÉKELÉSE

5.2.1. BEVEZETÉS ÉS CÉLKITŰZÉS

A kvótával szabályozott tejpiacon a fajlagos hozamok egyoldalú növelése helyett a költségsökkentés 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 javítására irányuló szelekcióra. E tulajdonságcsoporthoz tartozik – többek között – a hasznos élettartam, a szomatikus sejtszám, a perzisztencia, a termékenység, az ellés lefolyása, a holtellés és a vetelés.

A termékenység hasznosítási típusoktól függetlenül a legfontosabb gazdasági értékmérő tulajdonságok közé tartozik. Tejelő hasznosításban gazdasági értéke a tejmenyiséget, tögygyulladásra való hajlamot követi (*Sun és mtsai, 2009*). A hazai holstein-fríz állományokban a termékenység gazdasági értéke a harmadik legfontosabb tényező 15,4%-kal, a magyartarka fajtára ezt 8,8%. Az osztrák tarka szelekciós indexében a fitnesz tulajdonságok súlya 46%, 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 termékenyülő-képesség növeli a két ellés közötti időt, a felhasznált termékenyítőanyagot, esetlegesen az állatorvosi beavatkozás szükségességét is. Több tanulmányban a meddőséget 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 létszámú állományok, 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 sok mutatószámmal lehet kifejezni. Az Interbull értékelés során mindezeket 5 csoportba sorolják (Jorjani, 2007). A termékenyítési mutatószámok ú.n. eredményességi mutatókra és időköz mutatókra oszthatók. Az egyes mutatók között szoros, pozitív korreláció állapítható meg, ami az üresen álló 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 (non-return rate) az első termékenyítést követő 56. napig a vissza nem ivarzást fejezi ki, ami egyedi szinten 0 (visszaivarzó) vagy 1 (vissza nem ivarzó) lehet. 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 %. Az időközökre, időintervallumokra vonatkozó mérőszámok közül, pl. a két ellés közti idő számításához két ellés szükséges, ez az adat azonban csak a következő elléskor áll rendelkezésre. Az első és utolsó termékenyítés közötti idő, vagy az első termékenyítés és fogamzás közötti idő (szerviz periódus) már üszökorban is rendelkezésre áll, vagy az elléstől az első termékenyítésig eltelt idő, üresen álló 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, nyújtott laktációval. A nagy tejtermelésű egyedeket gyakran később termékenyítik és a fogamzásra is több lehetőséget kapnak (*Pasman és Reinhardt*, 1998), a későbbi vemhesítés jogosultságát gazdasági számításokkal igazolta *de Vries* (2006). Ezért a vemhesítés időpontjának megválasztása egyedi döntéseket kíván. *Kovács és mtsai* (2010) szükségesnek látták a szaporodásbiológiai mutatók egységes hazai értelmezését. Egyetlen mutatószámmal a tulajdonság komplexum nem jellemezhető, ezért több szerző termékenyülési index használatát javasolta (*Pryce és mtsai*, 2000; *Doormaal és mtsai*, 2007; *Fuerst és Gredler*, 2009).

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 ítélték 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 hatótényezőket. *Mrode és Coffey* (2009) szerint a termékenységi modellek, ha tartalmazzák a tejmennyiséget (tehát korrigáltak a tejmennyiségre) növekszik a becslés pontossága, főleg a fiatal bikáké és azoké a tehenké, melyeknek kevés adata áll rendelkezésre. Azok a modellek, melyek nem tartalmazzák a tejmennyiséget, a genetikai trendet rendszerint felülbecsülik.

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

A termékenységi mutatók öröklődhetőségi értéke rendszerint kicsi (0,1-0,2) kifejezve a tulajdonság összetettségét, ennek ellenére jelentős mértékű a genetikai variancia (*Philipsson*, 1981). A mutatók öröklődhetőségi értékét több szerző több módszerrel, több fajtára vonatkozóan eltérő nagyságúnak becsülte 0,000-tól 0,125-ig (5.9. táblázat). A termékenyítések száma és az NR56 üsző és tehenkorban hasonló öröklődhetőségű (*Gredler és mtsai*, 2007; *Liu és mtsai*, 2007; *Gredler*, 2008). Úgy tűnik, a becsült h^2

értékek a tulajdonságoktól, fajtától, becslő modellektől függetlenek. *Jansen és mtsai* (1987) azonban 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 tehenek termékenysége között. Az üszőkori fogamzóképeség és a fogamzási életteljesítmény között viszont *Morris és Cullen* (1994) 0,92-os, *Mwansa és mtsai* (2000) pedig 0,97-os igen szoros korrelációt számítottak. Kevesebb forrás állt rendelkezésre az üszők termékenységére vonatkozóan. A két korcsoport értékeinek mértéke között az áttekintett 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 találták nagyobbra 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).

Az eredményes 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-nak 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 számították.

5.9. táblázat

Termékenységi mutatószámok becsült öröklődhetőségi értékei

Termékenységet kifejező mutatószámok	Korcsoport		Becslési mód	Fajta	Szerzők
	Üsző	Tehén			
Termékenyítések száma	0,021	0,022	LM	sim	<i>Gredler és mtsai (2007)</i>
		0,004-0,008	LM	hf	<i>Berry és mtsai (2007a)</i>
		0,02	LM	hf	<i>Banos és mtsai (2004)</i>
		0,04	TM	nr	<i>Chang és mtsai (2006)</i>
		0,038-0,050	TM	hf	<i>González-Recio és mtsai (2005)</i>
		0,03	TM	nr	<i>Heringstad és mtsai (2003)</i>
NR56	0,014	0,012	LM	sim	<i>Gredler (2008)</i>
		0,012	PCG	hf	<i>Liu és mtsai (2007)</i>
		0,000	LM	hf	<i>Berry és mtsai (2007a)</i>
		0,027	TM	nr	<i>Andersen-Ranberg és mtsai (2005b)</i>
		0,02	LM	hf	<i>Banos és mtsai (2004)</i>
Üresen álló napok száma		0,040	LM	sim	<i>Gredler és mtsai (2007)</i>
		0,008-0,012	LM	hf	<i>Berry és mtsai (2007a)</i>
		0,026	PCG	hf	<i>Liu és mtsai (2007)</i>
		0,04	TM	nr	<i>Chang és mtsai (2006)</i>
Két ellés közötti idő		0,035	LM	sim	<i>Gredler és mtsai (2007)</i>
		0,022	TM	nr	<i>Andersen-Ranberg és mtsai (2005b)</i>
		0,03	LM	hf	<i>Banos és mtsai (2004)</i>
		0,125	LM	ast	<i>Gutiérrez és mtsai (2002)</i>

NR56: non-return, az első termékenyítést követő 56. napon vissza nem ivarzó egyed; sim: szimentáli, hf: holstein-fríz, nr: norvég vörös, ast: Asturiana de los Valles; LM: Lineáris modell, TM: threshold (küszöb) modell ; PCG: preconditioned conjugate gradients.

Pryce és mtsai (2000) a két ellés közti idő és a kondíciópontszám között -0,4-es genetikai korrelációt, a két ellés közti idő és az élesség között 0,47-os korrelációt számolt. A kifejezett tejelő jellegű tehenek esetében gyakoribbak a szaporodásbiológiai betegségek is (*Rogers és mtsai*, 1999), továbbá a 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 sejtszám csökkenésére, az élethosszra, és viszont (*Wall és mtsai*, 2003). *Wall és mtsai* (2003) felvetették a kisebb csúcstejtermelésre, a perzisztenciára végzett tenyészkiválasztás esetleges szerepét az energiamérleg, s így a termékenyülőképesség javításában. Több tanulmány hívja fel a figyelmet a negatív energiamérlegre, mint a termékenyülést hátráltató tényezőre (*Domecq és mtsai*, 1997; *Veerkamp és mtsai*, 2000). Az ellést követő első hónapban a kondíció csökkenése bír a legnagyobb hatással a termékenyülésre (*Pryce és mtsai*, 2000). *Wall és mtsai* (2003) szerint a kondíció az ellést követő első termékenyítés idejére hat a legnagyobb mértékben ($r_g = -0,63$).

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-shorthorn keresztezett állományban az üszők vemhesülési arányára végzett szelekció is hatékonyak bizonyult (*Hetzel és mtsai*, 1989). A termékenységre (üresen álló napok száma) végzett tenyésztértékbecslést országos szinten az USA 2003-ban kezdte meg (*Van Raden és mtsai*, 2004).

Banos és mtsai (2004) a két ellés közti időt, az elléstől az első termékenyítésig eltelt időt, NR56-ot, összes termékenyítések számát a tejmennyiséggel és a kondíciópontszámmal kiegészítve fertilitás indexet szerkesztettek. *Fuerst és Gredler* (2009) a nőivarú fertilitás kifejezésére az NR56 és az első és utolsó termékenyítés közötti idő, üsző (1/4) és tehén (3/4) tenyésztértékek összevonását javasolta az osztrák tarka fajtában. *Doormaal és mtsai* (2007) a kanadai holstein-frízben 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 vélte indokoltnak. *Pryce és mtsai* (2000) szerint az indexnek a két ellés közötti időt, a kondíciópontszámot és az élességet célszerű tartalmaznia.

A vizsgálat célja a magyartarka üszők és tehenek termékenységét befolyásoló hatások jellemzése, a tulajdonságok öröklődhetőségi értékeinek a becslése, amely lehetővé teszi tenyésztértékbecslő modell kialakítását, a tenyésztértékbecslést, s a szelekció végrehajtását.

5.2.2. ANYAG ÉS MÓDSZER

A számítások alapját a Mezőgazdasági Szakigazgatási Hivatal Központhoz 2000 és 2009 között a TER rendszeren keresztül beérkezett és tárolt magyartarka reprodukciós adatok jelentették. Az üszők termékenyülő képességének jellemzésére az első termékenyítést követően az 56. napig vissza nem ivarzás és a fogamzáshoz szükséges termékenyítések száma szolgált, a tehenek jellemzése ezen mutatók mellett kiegészült az üresen álló napok számával. Az adatok validálásakor, a modellillesztéshez több szempont került figyelembe vételre. Ha a két termékenyítés közötti idő kevesebb volt, mint 10 nap, a későbbi időpont maradt az értékelésben, a vélhetően hibás ivarzás azonosítás miatt. Kizárásra kerültek a 10-nél többszöri termékenyítések, a 410 napnál fiatalabban és az 1010 napnál idősebb korban először termékenyített üszők. További feltétel volt, 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 üresen álló napok száma pedig kevesebb legyen, mint 250 nap. Ha az inszeminátor ismeretlen volt, az adat szintén kizárásra került. Legfeljebb az első 8 ellés értékelésére került sor. Az állatok 283 tenyészetből származtak, a pedigré 153846 egyedet tartalmazott, a nőivarúakat 318 inszeminátor 190 bika (üszöknél), illetve 173 bika (teheneknél) spermájával termékenyítette.

dc_192_11

Az üszőmodell

$$Y_{ijklmn} = \mu + \text{tenyészet}_i + \text{év-évszak}_j + \text{inszeminátor}_k + \text{termékenyítő bika}_l + b_1(\text{életkor}) + \text{egyed}_m + \text{hiba}_{ijklmn}$$

A tehénmodell

$$Y_{ijklmnop} = \mu + \text{tenyészet}_i + \text{év-évszak}_j + \text{inszeminátor}_k + \text{termékenyítő bika}_l + \text{egyed}_m + \text{laktáció sorszáma}_n + \text{állandó környezet}_o + b_2(305 \text{ napos tejmenyiség}) + \text{hiba}_{ijklmnop}$$

$$Y_{ijklmn(op)} = \text{a 10071 üsző összes termékenyítésének száma, NR56 kódja, illetve a 8598 tehén 19802 termékenyüléséhez tartozó összes termékenyítésének száma, NR56 kódja, üresen álló napjainak száma,}$$

$$\text{tenyészet}_i = \text{a 268 illetve 283 tenyészet fix hatása,}$$

$$\text{év-évszak}_j = \text{a 42 év és évszak összevont random hatása,}$$

$$\text{inszeminátor}_k = \text{a 318 inszeminátor random hatása,}$$

$$\text{termékenyítő bika}_l = \text{az első (NR56) illetve utolsó (termékenyítések száma, üresen álló napok száma) termékenyítéskor jegyzett bika hatása 190, illetve 173,}$$

$$\text{egyed}_m = \text{a 153846 pedigében szereplő egyed random hatása,}$$

$$\text{laktáció sorszáma}_n = \text{a laktáció sorszáma fix 1,..8,}$$

$$\text{állandó környezet}_o = \text{a 8598 tehén állandó környezeti random hatása,}$$

$$b_1(\text{életkor}) = \text{az életkor elsőfokú regressziója hónapban kifejezve az üszőmodellben,}$$

$$b_2(305 \text{ napos tejmenyiség}) = \text{a termékenyítésre vonatkozó adott laktáció sztenderd laktációs tejmenyiségének elsőfokú regressziója,}$$

$$\text{hiba}_{ijklmn(op)} = \text{a 10071 valamint a 19802 megfigyeléshez tartozó hiba véletlen hatása.}$$

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 pedigét a Pedigree Viewer (Kingham és Kinghorn, 2008) programmal ellenőriztem, 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 végeztem, a varianciakomponensek becsléséhez a PROC VARCOMP eljárást és a VCE6

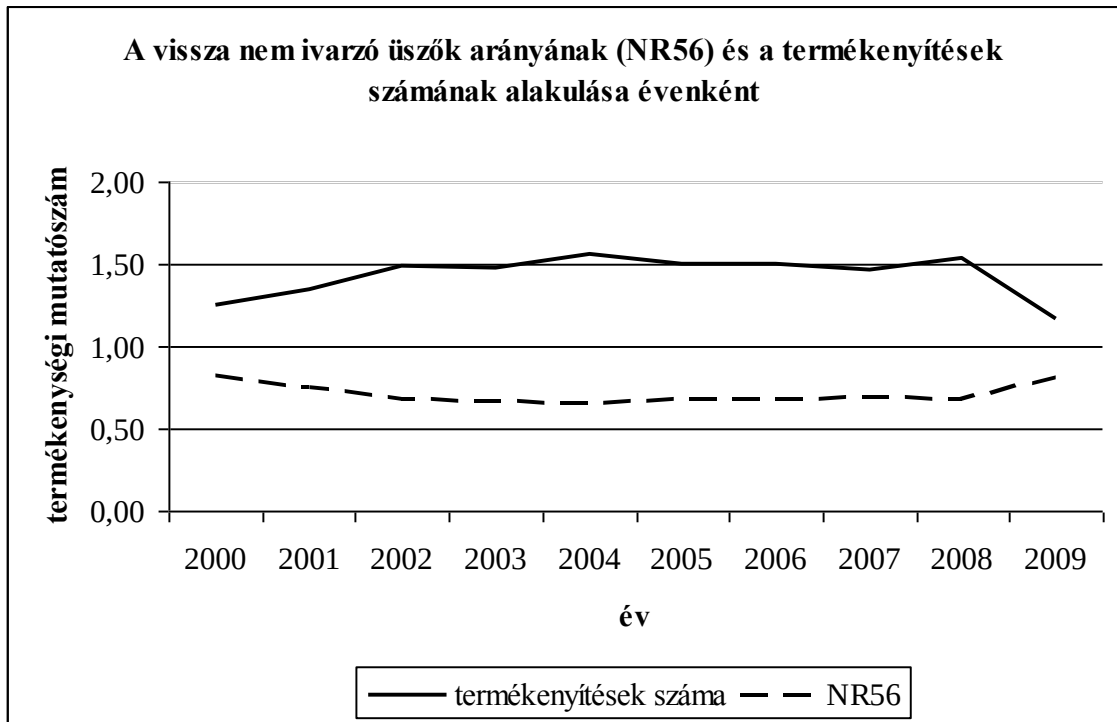
(Groeneveld és mtsai, 2008), a tenyésztérbecsléshez a PEST (Groeneveld, 2006) programot használtam. A VCE6 a REML eljárás alapján végzi a számításokat. A PEST lehetővé teszi fix, random és vegyes modellek kezelését nagyszámú fix és random hatás, hiányzó értékek kezelését, tulajdonságoként eltérő modell és kovariancia megadását, nagyszámú kovariáló hatás megadását, az egyedek közötti rokonság definiálását, az alapító nemzedék tenyésztérbecslésének zéróvá tételét, egyedi, apai és anyai modell kezelését, heterogén variancia megadását, genetikai csoportok kezelését, a tenyésztérbecslési hibavarianciájának számítását. A tehénmodellben szereplő 3 tulajdonságra varianciakomponens becsléshez TM modellt is illesztettem.

5.2.3. EREDMÉNYEK ÉS ÉRTÉKELESLÉSEK

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. Ellés után a tehenek átlagosan a 111. napon fogamzottak ($\pm 52,88$ nap). Pasma 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 ismertett Fuerst és Gredler (2009), az üszők 77,6%-a, a tehenek 65,6%-a fogamzott első termékenyítésre. A magyartarka 10%-al 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.

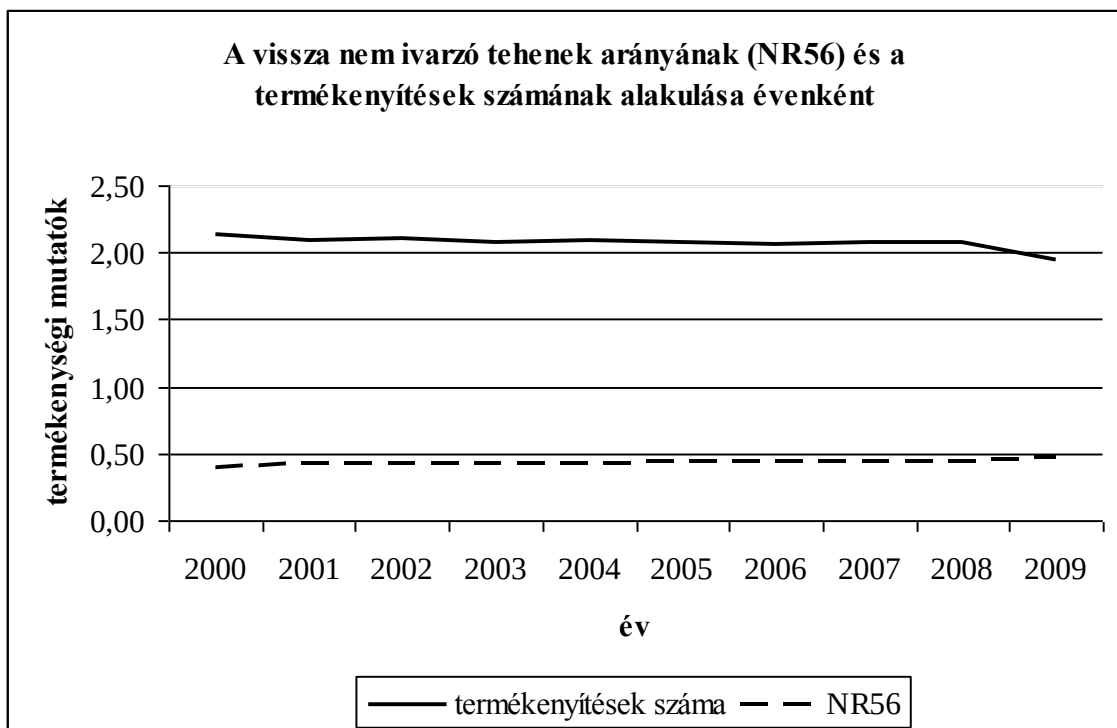
Az üszők sikeres fogamzásához szükséges termékenyítések számának növekedése volt tapasztalható 2000 és 2004 között, majd azt követően csökkenés 2009-ig ($P < 0,05$). A vissza nem ivarzók aránya követte a tendenciát (5.1. ábra).

5.1. ábra



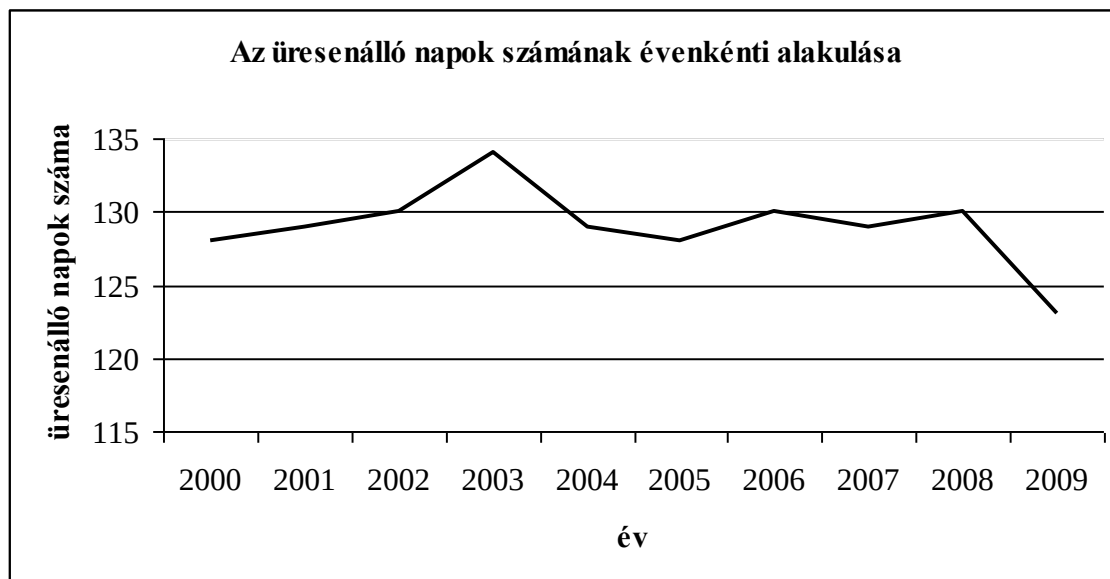
A tehenek azonos mutatóiban a vizsgált években 2000 és 2008 között nem figyelhető meg változás, 2009-re javultak az eredmények ($P < 0,05$) (5.2. ábra).

5.2. ábra



Az üszők termékenységében nagyobb évenkénti ingadozás volt tapasztalható, mint a tehenek termékenységében. Az üresen állási napok számában nagyobb mértékű évenkénti változás állapítható meg (123-134 nap), amely az arányszámokban nem érzékelhető az eltérő lépték miatt (5.3. ábra). A 2003-ig tartó növekedést csökkenő tendencia váltotta fel. Ez kedvezően fog hatni a két ellés közti időre is.

5.3. ábra

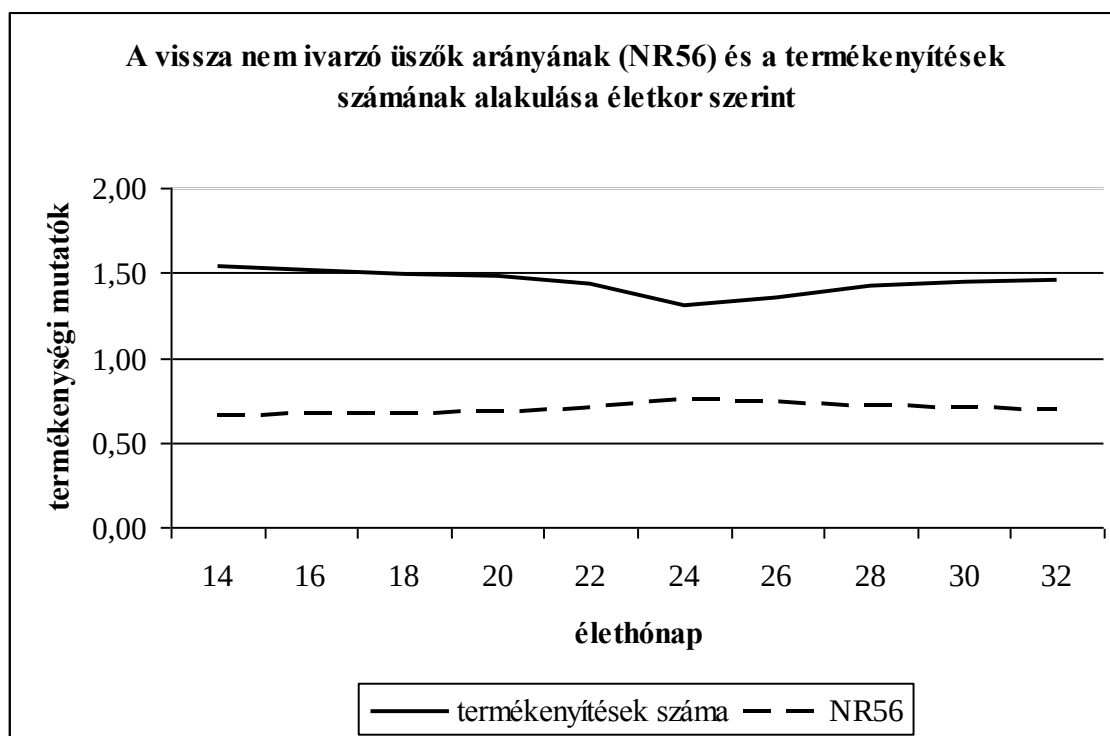


A fajtában a két ellés közötti idő az MGSZH 2009. évi zárási adatai alapján 408 nap, amely két nappal jobb a 2008. évinél (410 nap). A tíz legnagyobb laktációs tejtermelést elérő gazdaság (6542 kg laktációs átlagtermelés) esetében a két ellés közti idő mindössze 387 nap, tehát 21 nappal (egy ciklussal) rövidebb az országos átlagnál. Ez rávilágít arra, hogy adott állomány reprodukciós teljesítményét a fajtában nem a tejtermelési szint korlátozza, hanem alakulásában vélhetően technológiai és üzemszervezési okok is közrejátszanak. Éves szinten a tehénállomány 12-14 %-át selejtezik szaporodásbiológiai okok miatt, amely a termelési és a tőgyegészségi ok után a harmadik 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 meg újra.

Az üszők első ellési átlagos életkora 28,7 hónap volt. *Gutiérrez és mtsai* (2002) közlése szerint az Asturiana de los Valles húshasznú fajta első ellési életkora 35 hónap. *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

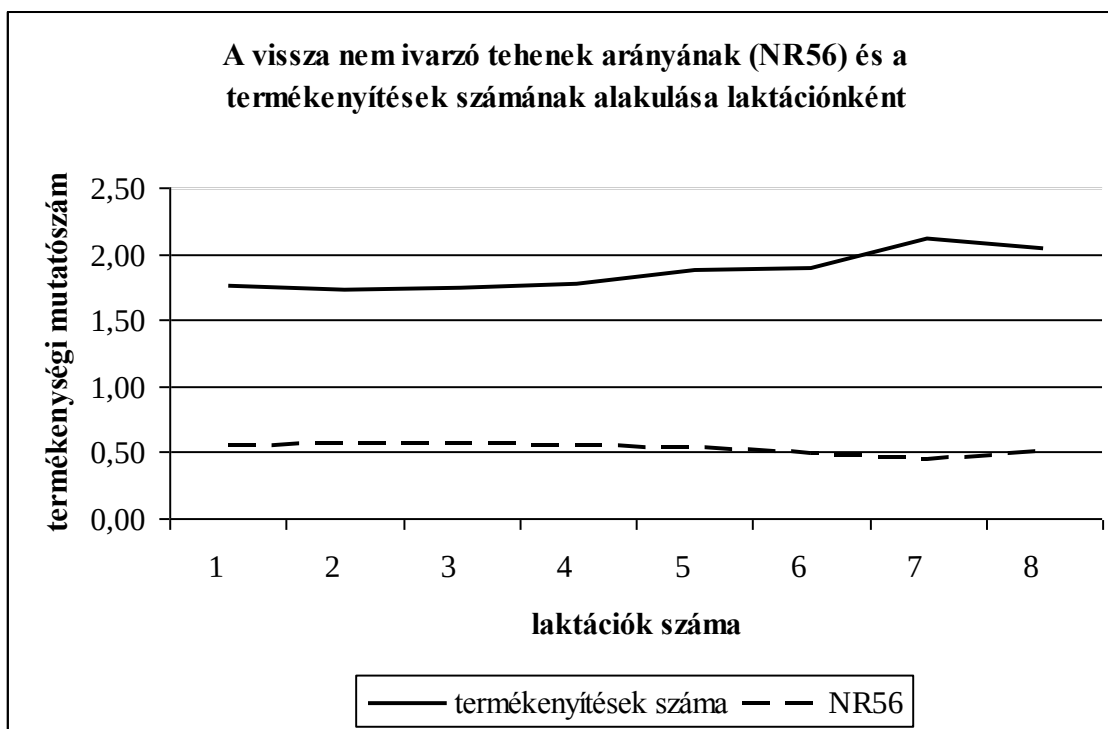
állapították meg. A magyar tarka hűshasznosításúakhoz képest a korán ellők csoportjába sorolható. Az első ellési életkort a fajtán kívül a születés hónapja befolyásolja bizonyíthatóan (Zsuppány és mtsai, 2008). Az üszők első termékenyítési életkora szignifikánsan ($P < 0,05$) befolyásolta a sikeres vemhesítéséhez szükséges termékenyítések számát. Míg 14 hónapos korban átlagosan 1,54 termékenyítésre volt szükség, 24 hónaposan 1,31-ra, 32 hónaposan már 1,46-ra (5.4. ábra). Huszonnég hónaposan az üszők 75 %-a első termékenyítésre fogamzott. Az optimális tenyésztésbevételi életkor a termékenység szempontjából 24 hónap, a fajta tenyésztési programjában megfogalmazott 16-18 hónappal szemben. Kuhn és mtsai (2006) szerint holstein-fríz üszők termékenyülőképessége 15-16 hónapos korukig javul, majd csökken. A korai tenyésztésbevitel hatását különböző szerzők eltérően ítélik meg. Míg Gutiérrez és mtsai (2002) a fiatalon borjazott hűshasznosítású tehenek későbbi két ellés közötti idejét rövidebbnek találták ($r_g = 0,23$), Tonhati és mtsai (2000) pedig ennek ellenkezőjét ($r_g = -0,22$) állapították meg bivalynál. A fejletlen, 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.

5.4. ábra



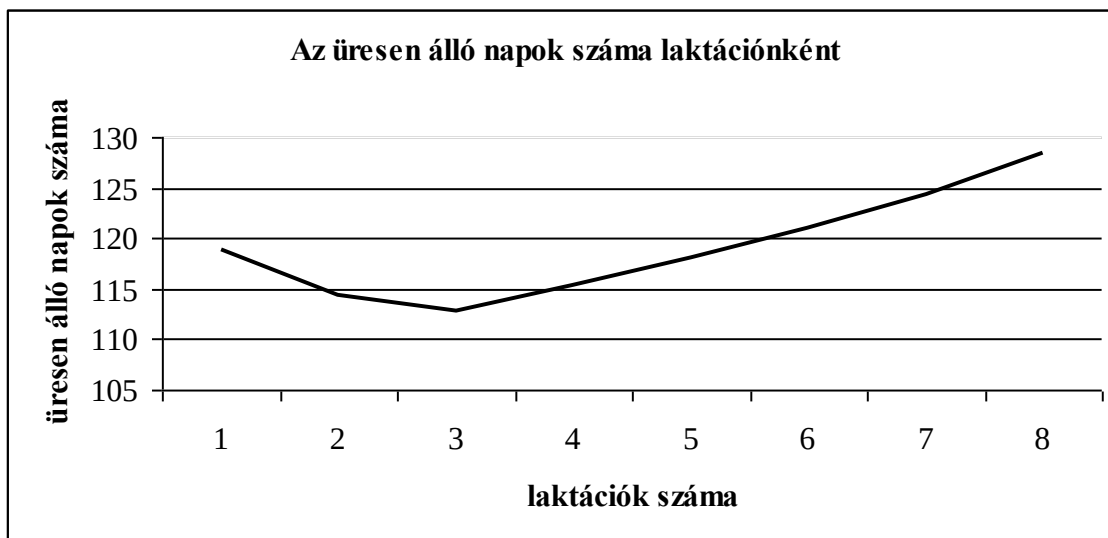
Megállapítható, hogy az életkor előrehaladtával (az ellések számának növekedésével) a tehenek sikeres fogamzásához szükséges termékenyítések száma növekedett ($P < 0,05$) (5.5. ábra).

5.5. ábra



Az üresen álló napok száma, mint érzékenyebb mutatóban a változás árnyaltabb (5.6. ábra). A tehenek az első ellés után átlagosan a 119. napon fogamzottak újra, a harmadik ellést követően a 113. napon, a negyedik elléstől növekedés mutatható ki, a nyolcadik laktációban már 128 nap.

5.6. ábra



dc_192_11

A továbbiakban az évszaki hatások vizsgálatára kerül sor. Az üszők (5.10. táblázat) és a tehenek (5.11. táblázat) termékenységi mutatóit értékelem. Nyáron és télen az üszők nehezebben fogamzottak, mint ősszel ($P<0,05$). Ősszel kevesebb termékenyítés (1,34) volt szükséges a sikeres fogamzáshoz, 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) ehhez hasonlóan, amerikai holstein-fríz üszők termékenyülőképességét a nyári hónapokban találták a legalacsonyabbnak, ugyanakkor a termékenyítés hónapjának hatását az üszők esetében nem találták olyan mértékűnek, mint tehenek esetében. Jelen tanulmányban nem mutatható ki eltérő mértékű különbség a két korcsoport évszak szerinti termékenyülőképessége között.

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

Évszak	Megfigyelések száma	Vissza nem ivarzók aránya	Termékenyítések száma
Tavaszi	2660	$0,73 \pm 0,025ab$	$1,41 \pm 0,053a$
Nyár	2762	$0,70 \pm 0,025a$	$1,40 \pm 0,053a$
Ősz	2272	$0,74 \pm 0,025b$	$1,34 \pm 0,053b$
Tél	2377	$0,71 \pm 0,025a$	$1,43 \pm 0,053a$

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

5.11. táblázat **A magyartarka tehenek üresen álló napjainak, termékenyítés számának és a vissza nem ivarzók arányának (NR56) legkisebb négyzetes átlaga és középértékének szórása évszakonként**

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

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

A varianciakomponensek alapján üszőfertilítás szempontjából a legmeghatározóbbnak a tenyészet hatását, azt követően az inszeminátor személyét, a termékenyítés évét, a termékenyítő bikát, az üsző életkorát és a termékenyítés évszakát találtam. *Kuhn és mtsai* (2006) holstein-fríz üszők termékenységet 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 határozták 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 az 5.12. táblázatban mutatom be.

5.12. táblázat **A termékenységi mutatók öröklődhetőségi értékei (átlón, kiemelve) és genetikai korrelációi (átlón kívül), azok szórása magyartarka üszőkre és tehenekre**

Korcsoport	Mutatószám	Termékenyítések száma	Üres napok száma	NR56
Üsző h^2/rg	Termékenyítések száma	$0,006 \pm 0,0004$	-	$-0,956 \pm 0,052$
	NR56			$0,006 \pm 0,0004$
Tehén h^2/rg	Termékenyítések száma	$0,018 \pm 0,005$	$0,484 \pm 0,113$	$-0,939 \pm 0,046$
	Üresen álló napok száma		$0,041 \pm 0,007$	$-0,652 \pm 0,109$
	NR56			$0,012 \pm 0,003$
R		$0,046 \pm 0,006$	$0,057 \pm 0,006$	$0,017 \pm 0,006$

Az üszők két szaporodásbiológiai mutatószámának a h^2 értéke 0,006 volt, a közöttük lévő genetikai korreláció igen szoros (-0,96), azaz a két mutató azonos jelenséget 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 varianciára, részben modellbeli eltérésre, olyan környezeti hatásra utal, melyet a tanulmányban alkalmazott modell nem tartalmaz, s hazai sajátosság. Az ilyen alacsony mértékű üszőkori heritabilitás kétségessé teszi a korcsoport termékenyülési adatainak önállóan történő felhasználását a tenyésztérbecslésben és a szelekcióban. 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 vissza nem ivarzó állapot hamarabb áll rendelkezésre, már az első termékenyítést követő 56. napon, korábbi szelekciót tesz lehetővé, mint az összes termékenyítések száma. Az üresen álló napok számának a h^2 értéke közel négyszerese a két másik mutatószámában számított értéknek. Emiatt felhasználása indokolt, mert a megbízhatóságot növeli, s a korrelációja a két másik mutatóval közepes. TM modellel a termékenyítések számára becsült h^2 átlaga 0,025, az üresen álló napok számára 0,043, az NR56-ra 0,009. 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.

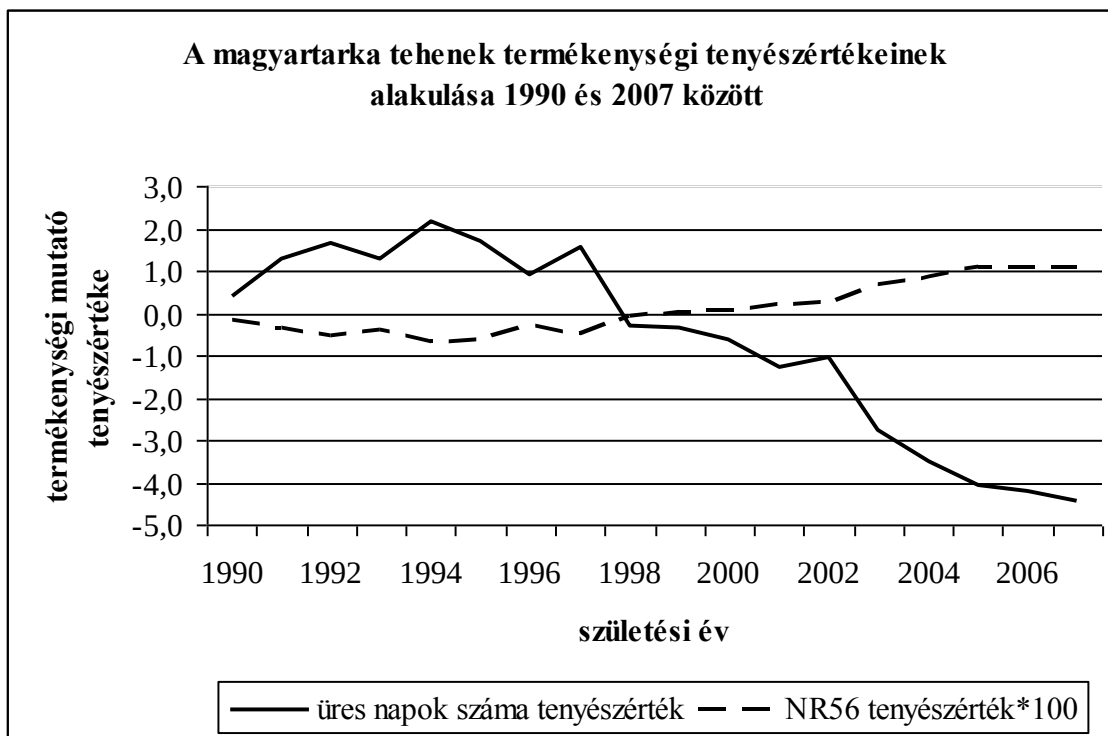
Azoknál a tenyészbikáknál, ahol rendelkezésre állt mind az üszőivadék, mind a tehénivadék tenyészértéke az NR56 mutatószámában, a két tenyészérték közötti korrelációt 0,14-nak számítottam. Az alacsony érték részben a tulajdonság alacsony öröklődhetőségi értékének, részben a két tulajdonság különbözőségének 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 üszőkori termékenységre végzett szelekció szerintük hatékony a későbbi életkorban tapasztalható termékenységre is. A magyartarka esetében viszont az üszőkori termékenység és a tehénkori termékenység közötti laza kapcsolat miatt az üszőkori szelekció kevésbé mutatkozik hatékonynak a tehénkori termékenység javításában. A közvetett szelekciós előrehaladás képlete alapján ($r_g h_x/h_y$) az üszőkori adatok felhasználásával végzett közvetett szelekció nyomán elért előrehaladás, a tehénkori termékenységre végzett közvetlen szelekciónak 8%-a. Csak az üszőkori termékenységre szelekciót alapozni nem javasolt, a tehénkori termékenységgel együtt való felhasználása viszont javíthatja az előrehaladást. A küllemi tulajdonságokra,

mint pl. az élességre, körömszögére, testmagasságra, törzsmélységre végzett szelekció közvetetten hat a termékenységre. Ezeket a tulajdonságokat eddig elsősorban, mint a tejtermelést, hosszú hasznos élettartamot támogató, előrejelző tulajdonságként kezeltük. Mivel bizonyított a küllem és a termékenység közötti összefüggés is, a küllemi tulajdonságok változtatásában a termékenységre való hatása is figyelembe vehető a későbbiekben.

Mivel a szaporodásbiológiai tulajdonságok öröklődhetősége alacsony, a marker tulajdonságok növelhetik a tenyésztérbecslés pontosságát és a szelekció hatékonyságát. *Pasman és mtsai* (2006) a tehén 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 anyagcsere stabilitású tehenekre végzett szelekcióban látják, amelyet a tejcukor transzformációjának javításán keresztül vélik kivitelezhetőnek.

A tehenek üresen álló napjainak a számára és a vissza nem ivarzők arányára nézve az anyag és módszerben leírt lineáris modellt, s a számított genetikai paraméterek alapján tenyésztérbéket számítottam, melynek eredményét az 5.7. ábrán mutatom be a tehenek születési éve szerint.

5.7. ábra



Az 1997-től születettek mindkét mutatójának tenyésztértékében javulás tapasztalható a fajtában. Ez a vélhetően a fentebb is vázolt küllemi tulajdonságokra, egészségi állapotra végzett közvetett szelekciónak, s az importként használt, valamint termékenységre is szelektált osztrák tarka tenészanyagának tulajdonítható.

5.2.4. KÖVETKEZTETÉSEK

A magyartarka optimális tenyésztésbevételi életkorának a 24 hónapos kor tűnik. Várhatóan ősszel kevesebb termékenyítésre van szükség a sikeres fogamzáshoz, mint az év más évszakaiban. Ez fennáll az üszőknél és a teheneknél is. Az üszőfertilitás és tehenfertilitás szempontjából az inszeminátor hatása meghatározó, ami kapcsolatban lehet nemcsak a termékenyítéssel, hanem az ivarzás megfigyeléssel is. A termékenyítési eredmények javítása legkézenfekvőbb lehetőségének a termékenyítési technológia, az inszeminálás eredményességének a felülvizsgálata tűnik. Az üszők termékenységének a genetikai meghatározottságát egyforma mértékben fejezi ki a fogamzáshoz szükséges termékenyítések száma és az 56. napig vissza nem ivarzók aránya. A kis h^2 értéke (0,006) viszont kétségesé teszi a korcsoport termékenységi adatainak tenyésztértékbecslésben, szelekcióban egyedüli tulajdonságként történő felhasználását. A tehenek azonos mutatószámainak h^2 értéke nagyobb, amelyek alapul szolgálhatnak a szelekcióhoz. Az NR56 alkalmazását a nemzetközi értékelésben való elterjedtsége is alátámasztja. A vissza nem ivarzók arányára végzett szelekció mellett az üresen álló napok számának korrelatív hatása miatt javíthatja a tenyésztértékbecslés megbízhatóságát. Az üszőkori és tehenkori termékenység közötti laza korreláció jelenleg nem teszi indokolttá az üszőkori adatok felhasználását, de közvetett kedvező hatása kimutatható. A termékenységi mutatók tenyésztértékének javulása, a genetikai előrehaladás 1997-től figyelhető meg. A termékenységi mutatók alacsony értéke indokolja a fogamzás sikerességét befolyásoló hatások részletes, hazai felmérését.

5. 3. A MAGYARTARKA ELLÉS LEFOLYÁSÁNAK ÉS HOLTELLÉSÉNEK ÉRTÉKELÉSE

5. 3.1. BEVEZETÉS ÉS CÉLKITŰZÉS

Az ellés lefolyása

A szarvasmarha a többi gazdasági állatfajhoz képest nehezebben ellik (*Stefler és mtsai*, 1995). Adott ellést akkor nevezünk nehéz ellésnek, ha 2 személynél többnek a segítségével szükséges hozzá, a borjú vagy az anyaállat ellés közben megsérül, vagy műtéti beavatkozásra van szükség. Az ellés lefolyását az anyaállat szülőútjának alakulása, a termékenyítő bika (a magzat mérete, csontozata, testaránya) az előkészítés módja befolyásolja (*Stefler és mtsai*, 1995; *Micke és mtsai*, 2010). A nagyon sovány és elhízott üszők között gyakoribb az előfordulása (*Philipsson*, 1976b). Az ellés előtti viselkedésből *Proudfoot és mtsai* (2009) szerint jól lehet következtetni az ellés lefolyására. Nevezetesen az a tehén, amelyik nehezen ellik, ellés előtt 24 órával kevesebb szárazanyagot fogyaszt, s gyakrabban áll fel, s fekszik le. A nehézellés okozója elsősorban a borjú nagy mérete a szülőút méretéhez képest, mely jelenséget feto-pelvic inkompatibilitásnak (magzat-anyai medence inkompatibilitásnak, vagy relatív nagy magzatnak) nevezzük (*Sloss és Johnston*, 1967; *Bellows és mtsai*, 1971). Ez üszőkorban kifejezett (*Williams*, 1968). Idősebb életkorban viszont a gyenge tolóerő, a méhnyak nem megfelelő tágulása, a méhcsavarodás, az alacsony ösztrogénszint okozhat nehézellést (*Friedli*, 1965). *Koger és mtsai* (1967) egy fajta közepes születési súlyú borjainak az életképességét találta a legjobbnak. Habár a borjúsúly és a nehézellés közötti kapcsolat szoros ($r=0,9$, *Meijering*, 1984), a kis borjúsúlyra végzett szelekció nem ajánlható, részben a borjú gyengébb életképessége és alacsonyabb növekedési erélye miatt. A tulajdonság maternális (anyai) és közvetlen összetevőkre bontható. Az anyai hatás a medence méretén, a simaizmok tónusán keresztül, a közvetlen, egyedi (direkt) hatás a borjú méretén keresztül hat az ellés lefolyására. Angus és hereford fajták medence méretének öröklődhetőségét *Morrison és mtsai* (1986) 0,68-nak becsülték, s szerintük a medence mérete a tehén méretének lényeges növekedése nélkül is növelhető.

A tulajdonság genetikai háttere részben közös a születési súly genetikai hátterével. Egyes fajták között jelentős különbség mutatkozik a nehézellésre való hajlamban. A

termékenyítő bikának tulajdonítható nehézellés gyakorisága a jersey fajtában 3%, a holstein fajtában 5%, brown swiss fajtában 8%, a szimentáli fajtában 15%, a charolais fajtában 18% (Kirkpatrick, 1999). Patterson és mtsai (1987) szerint húsmarhatartásban a nehézellés okozza a legtöbb borjúvesztést. A nehézellés szintje szelekcióval módosítható. Az üszők termékenyítésére olyan bikák spermáját használjuk, amelyek könnyű ellést eredményeznek (Phillipsson, 1977). Haszonállat-előállító keresztezésben a terminál fajta megválasztásakor a termelési tulajdonságok mellett a fajta ellés lefolyására gyakorolt hatását is célszerű figyelembe venni.

A nehézellés elsősorban az első ellés során okoz gazdasági veszteséget a holtellés, az ellés utáni állatorvosi kezelés, a késleltetett ivarzás vagy egyéb egészségügyi okok miatt. Maturana és mtsai (2007) számításai szerint a nehézellés 10%-kal növeli az állományutánpótlási költségeket a könnyű elléshez képest. A hatás rövidebb funkcionális élettartamban jelentkezik. Az állatorvosi költségek jelentős része is a nehézellés kapcsán merül fel, melyet McGuirk és mtsai (2007) az Egyesült Királyságban segítséggel történő ellésnél 110 fontban, a műtéti beavatkozásnál 350-400 angol fontban állapították meg.

Dematawewa és Berger (1997) számításai szerint az amerikai holstein-fríz fajtában a műtéti beavatkozással ellő (5 pont) tehén 704 kg-al kevesebb tejet termel, 33 nappal később fogamzik, s 4 %-kal valószínűbben hullik el mint a könnyűellő (1 pont) tehén. A két kategória között ez 380 USA dollár különbséget jelent egyedenként. Johanson és Berger (2003) a holstein üszőknél a nehézellést 4,7-szer gyakoribbnak találták, mint a teheneknél, a vizsgált állományban a téli ellésből 17%-al nehezebben születettek a borjak, 1 kg születési súly növekmény 13%-kal növelte, a medence terület 1 dm²-nyi növekedése 11%-kal csökkentette a nehézellés esélyét. Burfening és mtsai (1978b) adatai alapján az amerikai szimentáli fajtában a könnyűellésre végzett szelekció rövidítené a két ellés közötti időt, de csekély mértékben csökkentené a születési és választási súlyt. A kis születési súlyra irányuló, a könnyűellés érdekében végzett szelekció nem hatékony eszköz.

Az ellés lefolyása folytonos tulajdonság, az adatfelvételezéskor technikai okokból válik kategórikus vagy diszkrét jellegű tulajdonsággá. Ismert az adatok felhasználása transzformáció nélkül, vagy normalizált transzformációval s ezekre lineáris modell

illesztése (*Djemali és mtsai, 1987; Matilainen és mtsai, 2009*). Ezekben az esetekben azt feltételezzük, hogy a tulajdonságot olyan alapvetően meg nem figyelhető normális eloszlású környezeti és genetikai hatások befolyásolják, amelyek fenotípusosan egy vagy több küszöbértékkel írhatók le (*Falconer, 1989*). A transzformációval becsült öröklődhetőség csekély mértékben magasabb (*Tong és mtsai, 1977*). A kategórikus jellegű tulajdonságok paramétereinek becslése küszöb (threshold) modellel pontosabb (*Varona és mtsai, 1999*), viszont a pontosság javulása csekély (*Hoeschele, 1988*). Abban az esetben, ha az egyes fix hatások szerinti csoportokban kevés az egyedszám, a küszöbmodell variancia komponens becslésekor nem konvergál. Gyakorlati szempontból a lineáris modell a legjobb választás, amely a tenyészet-év hatást fix hatásként kezeli (*Phocas és Laloe, 2003*). *Matilainen és mtsai (2009)* 0,97-os korrelációt állapítottak meg a lineáris és küszöbmodellel becsült ellés lefolyása tenyészértékek között, jelezve azt, hogy polytom adatok esetében a két modell közötti különbség csekély, különösen akkor, ha a modell kétváltozós, s az egyik változó folytonos tulajdonság. A szimentáli fajta tenyészértékbecslésében Ausztria és Németország lineáris modellt alkalmaz (*Fuerst és Egger-Danner, 2003*).

A becsülő modellben a tulajdonságot befolyásoló hatások rendszerint a tenyészet, év, évszak, hónap, a borjú ivara, a tehén életkora, a vemhességi idő (*Muir és mtsai, 2004; Fiedlerová és mtsai, 2008; Matilainen és mtsai, 2009*).

A tulajdonságra különböző modellekkel becsült genetikai paraméterek néhány tanulmány alapján az 5.13. táblázatban láthatók. Az üszők ellésekor becsült direkt (egyedi) öröklődhetőség nagyobb, mint a tehenek ellésekor becsült öröklődhetőség. Nem jelenthető ki, hogy az egyedi h^2 érték nagyobb lenne, mint az anyai h^2 érték egyik korcsoportban sem. Az egyedi és anyai hatás között laza pozitív és közepes negatív genetikai korrelációval is találkozhatunk. Nem állapítható meg, hogy küszöb modellel nagyobb h^2 érték becsülhető mint lineáris modellel. *Steinbock és mtsai (2003)* tanulmányukban viszont, amelyben ugyanazon állományon mindkét modellel becslést végeztek üszőkorban, lineáris modellel a direkt öröklődhetőséget 6%-nak, az anyai öröklődhetőségét 5%-nak, küszöbmodellel pedig 17 illetve 12%-nak állapították meg. A tehén korcsoportban is nagyságrendi eltérést állapítottak meg a küszöbmodell javára.

5.13. táblázat Az ellés lefolyására vonatkozó néhány jellemző genetikai paraméter korcsoportonként

Üsző			Tehén			Becslési módszer	Fajta	Szerzők
h^2 egyedi	h^2 anyai	r_g egyedi- anyai	h^2 egyedi	h^2 anyai	r_g egyedi- anyai			
0,049	0,048	-0,40	0,011	0,007	0,07	ML-L	hf	<i>Cue és Hayes (1985)</i>
0,160						ML-L	hf	<i>Muir és mtsai (2004)</i>
0,090	0,040	-0,26	0,030	0,020	-0,52	ML-L	sim	<i>Druet (2002)</i>
0,130	0,040	-0,47				ML-L	hf	<i>Hickey és mtsai (2007)</i>
0,016	0,035		0,012	0,017		ML-L-GS	hf	<i>Jamrozik és mtsai (2005)</i>
0,062	0,048	-0,09	0,004	0,002	0,22	ML-L	hf	<i>Steinbock és mtsai (2003)</i>
0,170	0,120	-0,09	0,070	0,040	0,03	TH	hf	<i>Steinbock és mtsai (2003)</i>
0,130	0,090	-0,03				TH	nv	<i>Heringstad és mtsai (2007)</i>
			0,080	0,044	-0,15	TH	hf	<i>Wiggans és mtsai (2002)</i>
			0,050	0,030	-0,16	GS	hf	<i>Luo és mtsai (1999)</i>

Megjegyzés: ML-L: maximum likelihood, lineáris modell; TH: threshold modell; GS: Gibbs sampling (Gibbs mintavételezés);
hf: holstein-fríz; nv: norvég vörös; sim: szimentáli

Az első és második ellés lefolyásának a tenyésztéké közötti korrelációt *McGuirk és mtsai* (1999) 0,4-nek, *Steinbock és mtsai* (2003) 0,6-nek számították. *Carnier és mtsai* (2000) ennél szorosabb, 0,91-0,99 genetikai korrelációt állapítottak meg. Korábban *Philipsson és mtsai* (1979) csak az üszők elléskori lefolyásának tenyésztékét javasolták közlésre, annak nagyobb öröklődhetősége, nagyobb genetikai varianciája és első és a későbbi ellések közötti közepes, szoros genetikai korrelációja miatt. Nemzetközi becslésben mindkét megkülönböztetésre van példa (<http://www-interbull.slu.se>, hozzáférés: 2011.12.27.).

Azon országok egy része, melyek az ellés lefolyására tenyésztékét becsülnék, a holtellésre is végeznek becslést. Ausztriában és Németországban 1990 óta folyik a tulajdonságra tenyésztékbecslés (*Fuerst és Egger-Danner*, 2003). Az indexben az ellés lefolyása 2%-os, a holtellés 5%-os súllyal szerepel (<http://www-interbull.slu.se>, hozzáférés: 2011.12.27.).

Holtellés

Holtellésen a halva született, vagy a 48 órán belül elhullott borjút értjük (*Philipsson és mtsai*, 1979). Az esetek fele nehézellésre, harmada fejlődési rendellenességre és más még nem ismert okokra vezethető vissza (*Berglund és mtsai*, 2003). A holtellés nemcsak borjúvesztést jelent, a holtellő tehenek involúciója is rendellenes (*Stevenson és Call*, 1988), később ivarzanak és fogamzanak, nagyobb eséllyel (+41%) selejteződnek ki vagy hullanak el (*Bicalho és mtsai*, 2007). Az ilyen tehenek tejtermelése a laktáció első 60 napjában kevesebb (*Berry és mtsai*, 2007a). Az USA-ban a holtellés az 1985-ös 9,5%-os arányról 1996-ra 13,2%-ra nőtt, s évente a tejelő ágazatban 125 millió dollár veszteséget okoz, ami miatt az utánpótlási költség 76 millió dollárral emelkedett a nevezett időszakban (*Meyer és mtsai*, 2001a). Hazai számítások nem ismertek. A holtellésekből eredő gazdasági veszteségek csökkentésének lehetőségeit *Szenci és mtsai* (2009a, 2009b, 2009c) több közleményükben taglalták, felméréseik szerint az üszőellések során hazánkban is megemelkedett a halvaszületések előfordulása (12,3%). A húztatás időtartama pl. nem lehet több mint 2-3 perc, ellenkező esetben jelentősen megnövekedhet a súlyos fokú respiratorikus-metabolikus acidózisban született borjak aránya, ami halvaszületéshez vezethet. A halvaszületések elleni küzdelemben az újszülött borjú vitalitásának megállapítása alapvető az ellést levezetők számára, amit különböző beavatkozások követnek. Az ellés utáni időszak legfőbb

veszteségi forrása szerintük a nem megfelelő immunglobulin-ellátottságból és környezeti higiénia elégtelenségéből származó kórokozók által okozott bélgyulladás.

Míg az ellés lefolyására nézve több országban végeztek tenyésztértékbecslést, az ellés lefolyása és a holtellés között feltételezett magas genetikai korreláció miatt, a holtellésre nem (Luo és mtsai, 1999). A holtellés gyakoriságának növekedése viszont szükségessé tette e tulajdonságra is a tenyésztértékbecslést, s ezt indokolta az ivadékcsoporthoz közöti nagy aránybeli különbség is. Egyes apák ivadékcsoporthozban nem, más apákéban akár 40%-os holtellés is megfigyelhető (Luo és mtsai, 1999). A holtan született borjak közel fele nem nehézellésből születik, ami szintén indokolja e két tulajdonság külön-külön való értékelését (Philipsson, 1996). A vemhességi idő növekedése (265 és 295 nap között) kedvez a borjú életbenmaradásának (Meyer és mtsai, 2001a). Jellemző az évenkénti, évszakonkénti, tenyészetenkénti eltérés is. Fajtánként is kimutatható különbség tapasztalható. Az USA-ban a jersey ellések 5,1%-ában, a holstein ellések 6,7%-ában, Dániában és Svédországban a holstein ellések 10%-ában jeleztek holtellést (Hansen és mtsai, 2004b; Cole és mtsai, 2007b). A szimentáli fajtánál Ausztriában Fuerst és Egger-Danner (2003) 3,2%-ról számoltak be.

A tulajdonságra lineáris (Luo és mtsai, 1999; Meyer és mtsai, 2001b) és küszöbmodell (Hansen és mtsai, 2004b; Cole és mtsai, 2007b) illesztése is elfogadott gyakorlat. A modell minden esetben apa-anyai nagyapa modell. Kanadában a holstein-fríz fajta reprodukciós tulajdonságainak az értékeléséhez, mely tartalmazza a holtellést is, lineáris modellt alkalmaznak (Jamrozik és mtsai, 2005). A tulajdonságra a küszöb modell illesztése pontosabb, a lineáris modell mellett szól a kisebb számításigény.

A holstein-fríz fajtában az üsző ellésében gyakoribb a holtellés előfordulása, s az üszők a bikaborjakat, a tehenek pedig az üszőket ellik holtan nagyobb gyakorisággal (Meyer és mtsai, 2001a; Bicalho és mtsai, 2007). Ez utóbbi megerősíti Thompson és mtsai (1983) megfigyeléseit, akik szerint nagyobb méretű borjak az üszőellésből nagyobb valószínűséggel születnek holtan, a kisebb méretűek pedig a tehénellésből érik meg kisebb eséllyel a második életnapot. Az üszők és tehenek holtellése közötti 1-nél kisebb korreláció a két korcsoport külön értékelését indokolja (Philipson és mtsai, 2006). Harbers és mtsai (2000) 0,52-es, Steinbock és mtsai (2003) 0,45-ös, Wiggans és mtsai (2008) 0,83-as korrelációt számítottak az üszők és tehenek holtellése között.

A tulajdonságra nézve különböző modellekkel becsült genetikai paramétereket az 5.14. táblázatban mutatom be. Az üszőelléskor a közvetlen h^2 érték nagyobb (0,001-0,14) mint a tehénellés esetében (0,006-0,04).

5.14. táblázat A holtellésre becsült néhány jellemző genetikai paraméter korcsoportonként

Üsző			Tehén			Becslési módszer	Fajta	Szerzők
h^2 egyedi	h^2 anyai	rg egyedi- anyai	h^2 egyedi	h^2 anyai	rg egyedi- anyai			
0,033	0,060	-0,24	0,030*	0,058	-0,02	TH	hf	<i>Cole és mtsai (2007a)</i>
0,016	0,035		0,012	0,017		ML-L-GS	hf	<i>Luo és mtsai (1999)</i>
0,140	0,110		0,04	0,02		ML-L-GS	hf	<i>Jamrozik és mtsai (2005)</i>
0,120	0,08	-0,11	0,040	0,020	-0,08	ML-L	hf	<i>Steinbock és mtsai (2003)</i>
0,097	0,126	0,06				TH	hf	<i>Steinbock és mtsai (2003)</i>
0,006	0,013	-0,57	0,016	0,009	-0,70	TH	hf	<i>Hansen és mtsai (2004a)</i>
0,001	0,009	-0,10	0,006	0,005	-0,93	ML-L	cha	<i>Eriksson és mtsai (2004)</i>
0,02	0,02	-0,04	0,01	0,01	-0,10	ML-L	her	<i>Eriksson és mtsai (2004)</i>
						R	sim	<i>Druet (2002)</i>

ML-L: maximum likelihood, lineáris modell; TH: threshold modell; GS: Gibbs sampling; R módszer; hf: holstein-fríz; cha: charolais; her: hereford; sim: szimentáli, * a két korcsoportra

A közvetlen hatás a borjú hatását jelenti a megszületésre, az anyai hatás pedig, az anya hatását jelenti a borja megszületésére. A közvetlen h^2 érték nem minden esetben nagyobb, mint az anyai h^2 . A közvetlen és az anyai genetikai értékek közötti genetikai korreláció az idézett források alapján igen szoros negatív és laza pozitív mértékek között változott. Több forrás utal a két géncsoport közötti genetikai antagonizmusra (5.14. táblázat). A tulajdonságról részletes ismertetést közöltek *Szűcs és mtsai* (2009a, 2009b), kiemelve a tulajdonság állatjóléti vonatkozásait is.

A magyartarka fajtára vonatkozóan eddig nem folyt tenyésztértékbecslés az ellés lefolyására és holtellésre. A vizsgálat egyik célja a fajta elléslefolyását és holtellését befolyásoló hatások értékelése, üszőkori és tehénkori paraméterek becslése, s a tulajdonságra tenyésztérték számítása, a fajtában a genetikai előrehaladás számszerűsítése. A vizsgálat másik célja a lineáris és küszöbmodellel becsült paraméterek összehasonlítása az ellés lefolyására nézve, valamint a két tulajdonság közötti összefüggés megállapítása.

5.3.2. ANYAG ÉS MÓDSZER

A 2000 óta az ellés lefolyására és holtellésre vonatkozó adatokat a megszületett borjú bejelentésekor rögzítik a központi adatbázisban (OSZA). Az adatállomány eredetileg 33654 megfigyelést tartalmazott. Az ellés lefolyását a tenyésztő 1-től 5-ig terjedő tartományban pontozza, amelynek meghatározását és gyakoriságát az 5.15. táblázat tartalmazza. Az 1-es 2-es kódolású ellések aránya üszőelléskor 85,6%, tehénelléskor 93,3%. A számítások során a 4-es és 5-ös kódolású elléseket az alacsony elemszám miatt összevontuk. Az adatállomány 14 ellésig tartalmazott megfigyeléseket melyből a 7. ellésig bezárólag figyelembe vett adatok az egész adatbázis 97,7%-át jelentették. Az első ellés után az egyedek 21%-át, a második ellés után pedig az egyedek 24%-át selejtezték ki. Az átlagos ellésszám 2,73 volt. A vemhességi időben korlátot határoztam meg. Azon elléseket hagytam meg, ahol a vemheségi idő legalább 260 és legfeljebb 300 nap között volt, kizárva a vetélést, a téves apaság meghatározást.

Ellés lefolyásának a kódja	Magyarázat	Megfigyelések aránya üszőellés kor (%)	Megfigyelések aránya tehénellés kor (%)
1	könnyű, segítség nélkül	24,95	35,00
2	könnyű, segítséggel	60,61	58,30
3	nehéz, szaktechnikai beavatkozás nélkül	12,24	5,37
4 és 5	nehéz, szaktechnikai beavatkozással és műtéti beavatkozással	2,20	1,34

Az értékelés további feltétele volt, hogy egy tenyészetben, egy évjáratban legalább 10 ellést tartsanak nyilván, a borjak egyes ellésből szülessenek, s az ellési kód szórása legalább 0,2 legyen, kizárva így azokat a tenyészeteket, ahol az adatok egyöntetűek. Az ellések 7,7%-a volt ikerellés, 0,1%-a hármassellés. Ez az arány nagyobb, mint a hazai holstein-fríz állományban megfigyelt ikerellési arány (*van Pelt*, 2007). Mindezen kizárások az adatszerkezet kiegyenlítetttségének javítását célozták, melyek potenciálisan befolyásolhatják a paraméterbecslés megbízhatóságát. Az adatok szűrése után az értékelés 22238 ellésre terjedt ki.

Az osztrák és német hegyitarka tenyészértékbecslésben alkalmazott hatások alapján megfogalmazott modell nem tartalmazta a régiót, viszont az üzemméretet igen. Az ellés lefolyását és a holtellést, mint a borjú egyedi (direkt vagy közvetlen) és a tehén (maternális) tulajdonságát értékeltem.

Az életkor és a vemhességi idő harmadfokú polinomjának illesztését támasztják alá *Philipsson* (1976a) és *Hickey és mtsai* (2007) tanulmányai. Szakirodalmi források nem foglalnak állást abban, hogy a hosszabb vemhességi idő következménye-e a nehézellés, vagy e két tulajdonság ugyanazon jelenségnek a részei-e. A dolgozatban a modell a vemhességi időt, mint kovariáló hatást tartalmazta. 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.

Cole és mtsai (2007b) útmutatásai alapján apa-anyai nagyapa modellt illesztettem külön az üszőellésekre és a tehénellésekre. Korábbi tanulmányok szerint (*Steinbock és mtsai*,

2003; Philipsson és mtsai, 2006) a holtellés első és későbbi laktációbeli előfordulásában különböző hatások játszanak szerepet, s különböző tulajdonságokként kezelendők. A kategórikus tulajdonságok becslésére kialakított küszöbmodellt (threshold, TM) illesztettem, amelyet részletesen Sorensen és Gianola (2002) ismertet. Hansen és mtsai (2004a) közleményét és Legarra és mtsai (2008) TM modell leírását követve feltételezhető az, hogy a megfigyelt holtellés Bernoulli eloszlást követ, (holtan született = 1, élve született = 0). Feltételezhető továbbá, hogy minden borjúnak van bizonyos mértékű hajlama a holtan születésre, s minden borjú melynek hajlama egy küszöbértéket (t) meghalad, holtan születik. A modellbeli hatások megnevezve, s számszerűsítve a következők voltak:

$$Y_{ijklmnop} = \mu + \text{tenyészet-év}_i + \text{ellés éve-évszaka}_j + \text{laktáció sorszáma-ivar}_k / \text{ivar}_k + \text{üzemméret}_l + \text{apa}_m + \text{anyai nagyapa}_n + \text{állandó környezet}_o + b_1(\text{vemhességi idő}) + b_2(\text{élethó}) + \text{hiba}_{ijklmnop}$$

Ahol:

$Y_{ijklmnop}$	=	a 6978 üsző illetve a 15260 tehénellés lefolyása és holtellése,
tenyészet-év _i	=	a 212 (üszőmodellbeli) illetve 231 (tehénmodellbeli) tenyészet-év összevont hatása,
ellés éve-évszaka _j	=	az év és évszak összevont hatása, 1, 2,...14,
laktáció-ivar _k	=	a laktáció sorszáma és az ivar kölcsönhatása a 2., 7., laktációban a tehénmodellben,
ivar _k	=	borjú ivarának hatása az üszőmodellben,
üzemméret _l	=	1: 10-50 ellés/év, 2: 51-100 ellés/év, 3: 101-200 ellés/év, 4: 201-300 ellés/év, 5: 300- ellés/év,
apa _m	=	a 901 pedigrében szereplő apa hatása,
anyai nagyapa _n	=	a 722 pedigrében szereplő anyai nagyapa hatása,
állandó környezet _o	=	a 7052 tehén állandó környezeti hatása a tehénmodellben,
$b_1(\text{vemhességi idő})$	=	a vemhességi napok számának harmadfokú regressziója,

$b_2(\text{életkor})$	=	dc_192_11 az életkor harmadfokú regressziója hónapban kifejezve az űszőmodellben,
$\text{hiba}_{ijklmnop}$	=	a 6978 valamint a 15260 megfigyeléshez tartozó hiba véletlen hatása.

A tenyészet-év hatása *Harville és Mee* (1984), *Misztal és mtsai* (1989) ajánlása alapján random hatásnak tekinthető. *Luo és mtsai* (2001) is azt tapasztalták, hogy Gibbs mintavételezés esetén az apa-anyai nagyapa küszöbmodell a random kortárs csoportokban illeszkedik legjobban. A hatások szignifikanciavizsgálatát a SAS 9.1. (2004) PROC LOGISTIC eljárással, továbbá az év, tehén ellésének száma trendjére vonatkozó szignifikanciavizsgálatát a PROC FREQ eljárás Cochran-Armitage trend próbájával végeztem. A varianciakomponens becslést a küszöbmodellel, Gibbs mintavételezéssel végeztem, az eredeti ellés lefolyása pontozáson és a holtellés kódolt pontokon TM szoftverrel (*Legarra és mtsai*, 2008). A számítást 120000 iterációban hajtottam végre. A 20000-es burn-in szakasz után az autoregresszió elkerülése miatt minden tizedik minta varianciakomponensét az utolsó 100000 mintából átlagoltam.

Az apai (s) varianciakomponenseket (σ_s^2), anyai-nagyapa (mgs) varianciakomponensek (σ_{mgs}^2), az apai-anyai nagyapa kovariancia komponenseket ($\sigma_{s,mgs}$) direkt (közvetlen) (D) és anyai (M) varianciákká alakítottam *Willham* (1972) képletei alapján:

$$\begin{aligned}\sigma_D^2 &= 4\sigma_s^2, \\ \sigma_{D,M} &= 4\sigma_{s,mgs} - 2\sigma_s^2 \\ \sigma_M^2 &= 4\sigma_{mgs}^2 - 4\sigma_{s,mgs} + \sigma_s^2.\end{aligned}$$

A D és M közötti genetikai korreláció számítása: $r_{D,M} = \frac{\sigma_{D,M}}{\sqrt{\sigma_D^2 \sigma_M^2}}$

A fenotípusos variancia várható értéke: $\sigma_P^2 = \sigma_s^2 + \sigma_{mgs} + \sigma_e^2$.

A direkt és az anyai öröklődhetőségi érték számítása: $h_D^2 = \frac{\sigma_D^2}{\sigma_P^2}$ és $h_M^2 = \frac{\sigma_M^2}{\sigma_P^2}$

A pedigree 901 apát és 722 anyai nagyapát tartalmazott, a tenyészértékbecsléshez szintén a *Legarra és mtsai* (2008) TM szoftverét használtam. A varianciahányadosok átlagát, azok konfidenciaintervallumát a SAS 9.1 (2004) PROC UNIVARIATE eljárással számítottam ki. A Gibbs mintavételezéssel számított paraméterek statisztikai próbáit

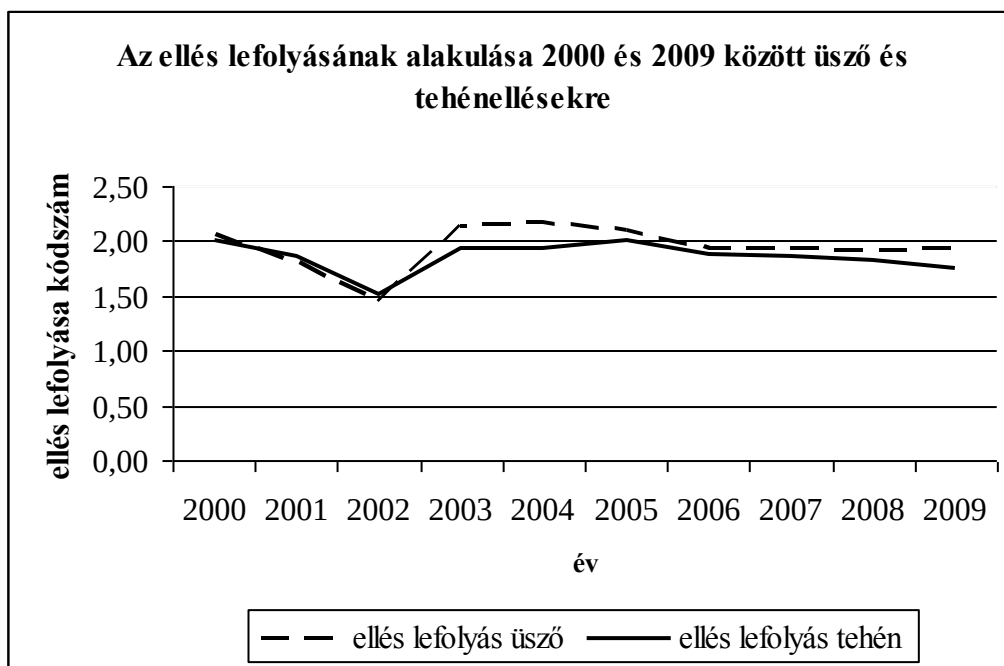
Farkas és mtsai (2007) részletesen ismertetik, jelen esetben a *Geweke* (1992) próbát alkalmaztam.

5.3.3. EREDMÉNYEK ÉS ÉRTÉKELÉSÜK

Ellés lefolyása

Az ellés lefolyásának évenkénti alakulását mutatja be az 5.8. ábra. A fajtában 2002-ig csökkent az ellés lefolyás pontszáma, ezt követően növekedett, s 2004-től ismét csökkenő tendenciát mutatott. A 2002. évi könnyű ellés gyakoriságának a növekedésében a sokévi átlagot meghaladó hőmérséklet is szerepet játszhatott. A hónap hatását közleményünkben mutattuk be (*Komlósi és Húth*, 2010). Mindkét korcsoportra jellemző volt a nyár végi könnyebb, s októberi nehezebb ellés.

5.8. ábra



A magyartarka üszők átlagos életkora elléskor $28,54 \pm 0,03$ hónap volt. Ebben a vizsgálati tartományban (22-36 hónap) az üsző életkora hatással volt az ellés lefolyására ($P < 0,05$) *Steinbock és mtsai* (2003) svéd holstein fajtában közölt megállapításával megegyezően. A szerzők megállapítása szerint a 21-től 28 hónapos korig az üszők

nehézellésének a gyakorisága változatlan, azt követően csökkenő 36,5 hónapos életkorig. A magyartarka tehenek laktációbeli életkora is hatással volt az ellés lefolyására ($P < 0,001$). A tehén elléseinek előrehaladtával egyre könnyebben ellett. Az üszők átlagos vemhességi ideje $284,6 \pm 0,07$ nap volt, amit viszont az üsző életkora az év-évszak, valamint a borjú ivara befolyásolt ($P < 0,001$). A bikaborjak $1,4 \pm 0,14$ nappal később születtek, s az üsző életkorának 1 hónapos növekedésével a vemhességi idő $0,28 \pm 0,03$ nappal nőtt. A könnyen, segítség nélkül ellett üszők átlagos vemhességi ideje $284,0 \pm 0,16$ nap volt, a nehezen, beavatkozással ellők $286,2 \pm 0,48$ napig hordták borjaikat. A tehenek átlagos vemhességi ideje $286,05 \pm 0,37$ nap volt. A második vemhesség rövidebb ($285,5 \pm 0,08$ nap), a későbbiek hosszabbak ($286,2$ - $286,9$ nap), ($P < 0,001$). A könnyen, segítség nélkül ellő tehenek átlagosan $286,1 \pm 0,08$ napig, a nehéz, beavatkozás nélküliek pedig $287,6 \pm 0,21$ napig voltak vemhesek. Foote (1981) a tejelő fajták (holstein-fríz, ayrshire, jersey) vemhességi idejében eltéréseket tapasztalt, a közlés évében a holstein-fríz átlagos vemhességi ideje 279 nap volt, amely rövidebb, mint a magyartarkáé. Silva és mtsai (1992) a jersey, ayrshire és holstein-fríz vemhességi idejét is rövidebbnek találták (278-282 nap), és az idézett szerzők is a vemhességi idő növekedéséről számoltak be a harmadik vemhességtől kezdve.

A bikaborjak nehezebben születtek meg ($P < 0,05$), az adatok alátámasztják a korábbi szerzők megállapításait is (Meijering, 1984; Fuerst és Egger-Danner, 2003) (5.16. táblázat). Az üszők nehezebben ellették meg borjaikat. Ez a jelenség megegyezik Meijering (1984) megfigyelésével, mértéke viszont kisebb, mint a Johanson és Berger (2003) által közölt érték, miszerint az üszők közel 5-ször nehezebben ellenének, mint a tehenek. Jelen vizsgálatban a könnyen, segítség nélkül ellő tehenek aránya 10%-kal volt több mint az üszők aránya.

Megnevezés		Egyedszám	Legkisebb négyzetes átlag és szórás
Borjú ivara	bika	11168	$1,77 \pm 0,007a$
	üsző	11070	$1,71 \pm 0,007b$
Ellés sorszáma	1.	6763	$1,93 \pm 0,007a$
	2.	5220	$1,77 \pm 0,010b$
	3.	3835	$1,76 \pm 0,011b$
	4.	2816	$1,69 \pm 0,013c$
	5.	1906	$1,68 \pm 0,020c$
	6.	1119	$1,64 \pm 0,019c$
	7.	579	$1,65 \pm 0,020c$

Megjegyzés: a-c: a különböző betűvel jelzettek $P < 0,05$ szinten különböznek egymástól megnevezésen belül.

Az üszők medencemérete még nem fejlődött ki, vagy az idősebb üszők esetleges elzsírosodása is okozhat gyakoribb nehézellést a korcsoportban (Meijering, 1984; Fuerst és Egger-Danner, 2003). A második és harmadik ellésből azonos nehézséggel születtek meg a borjak, s az ellések sorszámaának növekedésével az ellés lefolyása egyre könnyebbé vált (5.16. táblázat). A 7. ellésig vizsgálva a magyartarkánál nem észlelhető a nehézellés növekedésére utaló jelenséget. Ez a jelenség számos szerző megállapításaival megegyezik (Brinks és mtsai, 1973; Burfening és mtsai, 1978a). Fiedlerová és mtsai (2008) viszont a második ellés során találták legkönnyebbnek az ellés lefolyását, azt követően a nehézellés gyakoriságának a növekedéséről számoltak be a cseh holstein-fríz szarvasmarhában. A tenyészet méretének befolyásoló hatását az 5.17 táblázatban szemléltetem. Azokban a tenyészetekben, ahol az éves átlagos ellésszám a 200-at meghaladja, szignifikánsan nehezebb volt ($P < 0,05$) az ellés lefolyása. Ha feltételezzük azt, hogy az ellés lefolyása kódot minden tenyészetben azonosan értelmezik, akkor a nagyobb tenyészetekben az üszők eltérő felnevelési körülményeire, az állatok kevesebb mozgásra utalhat a különbség.

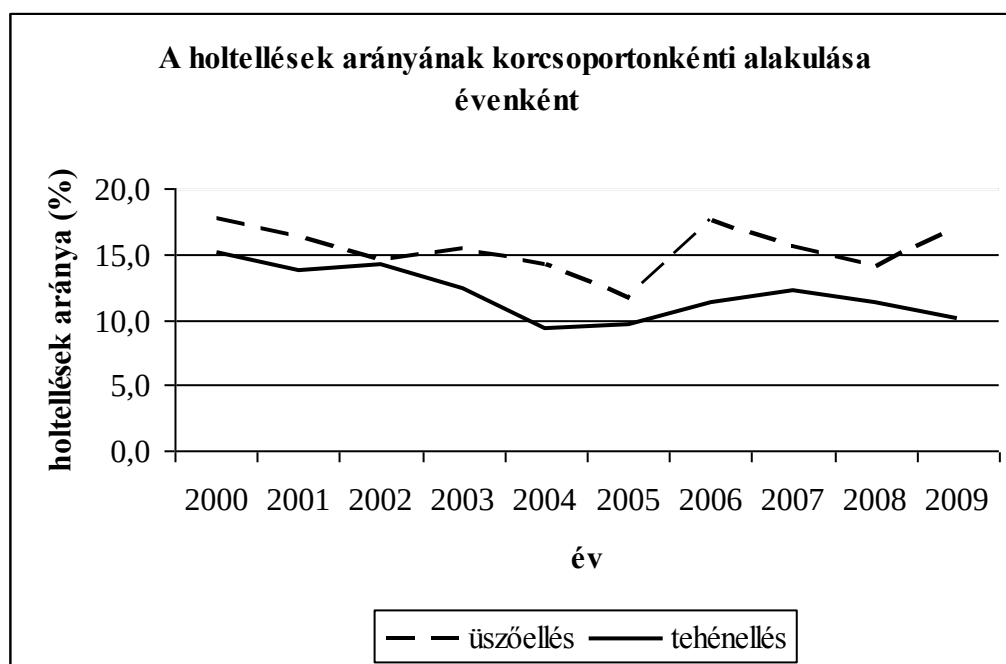
Tenyészetenkénti-évenkénti ellésszám (üzemméret)	Tenyészetek száma	Az ellés lefolyása kódszám legkisebb négyzetes átlaga és szórása
10-50	200	1,56 ± 0,025a
51-100	48	1,54 ± 0,052a
101-200	23	1,57 ± 0,075a
201-300	18	1,82 ± 0,084b
300<	21	2,04 ± 0,078b

Megjegyzés: *a-b*: a különböző betűvel jelzettek megnevezésén belül $P < 0,05$ valószínűségi szinten különböznek egymástól.

Holtellés

A fajtában 2005-ig csökkent a holtellés gyakorisága, 2006-ban növekedett, majd ismét csökkenő tendenciát mutatott, a vizsgált évek átlagában 12,9% (5.9. ábra). A Cochran-Armitage próba szignifikáns ($P < 0,001$), csökkenő trendet igazolt. Az arány nagyobb az osztrák tarka (3,2%) (*Fuerst és Egger-Danner*, 2003), a charolais (5,9%) és a hereford (5,6%) fajtában leírtaknál (*Eriksson és mtsai*, 2004), de megközelíti az USA holstein-fríz fajtájában jellemző 13,2%-ot (*Meyer és mtsai*, 2001a). Az ellést követő 48 órán belül elhullott borjakat holtellésként tartjuk nyilván, ezért az ellést követő két napon belül elkövetett technológiai, borjúnevelési hiányosságok (pl. főcstej itatás elmulasztása, nem kellően higiénikus környezet) beleértve a gondozói figyelmetlenséget is a holtellések arányának növekedését okozzák.

5.9. ábra



Az 5.18. táblázatban a tehenészetenként, évenként született borjak száma szerint csoportosítva láthatjuk az élve és holtan született borjak számát és arányát. Az üzemméret befolyásolta a holtellések előfordulását ($\chi^2 = 322,5, P < 0,001$). A 100 alatti évenkénti ellésszámot regisztráló tehenészetekben kisebb volt a holtellések aránya, mint a 101-300 ellésszámú tehenészetekben. A 301 fölötti magyartarka tenyészetek hazánkban a legkiválóbb tartás és takarmányozás technológiát megvalósító tenyészetek, ezekben az állományokban a legalacsonyabb a holtellési arány is. Az ellés lefolyása az üzemméret növekedésével egyidejűleg kedvezőtlenül alakul. A holtellések aránya ugyanezt a trendet követi, kivétel ez alól a 21, évenkénti 301 ellésszám fölötti tenyészet.

5.18. táblázat **Az élve és holtan született borjak aránya a tenyészetben évenként született borjak száma szerinti csoportosításban**

Tenyészetenkénti-évenkénti ellésszám (üzemméret)	Élő borjak száma és aránya	Holt borjak száma és aránya
10-50	3404 (87,2%)	498 (12,8%)
51-100	2375 (88,3%)	314 (11,7%)
101-200	2374 (81,1%)	554 (18,9%)
201-300	3428 (81,8%)	720 (18,2%)
301<	7975 (91,1%)	776 (8,9%)

Az első elléskor a borjak 15,2%-a, a további ellésekben 11,8%-a született holtan (5.19. táblázat). Az adat tendenciájában egyezik *Harbers és mtsai* (2000), valamint *Heringstad és mtsai* (2007) megfigyeléseivel. Az első ellésből 1,29-szer születtek nagyobb valószínűséggel holt borjak ($P < 0,001$; PROC LOGISTIC). Ez a valószínűség kisebb az *Olson és mtsai* (2009) által az USA-beli holstein-fríz és jersey fajtában megfigyelténél (2,35).

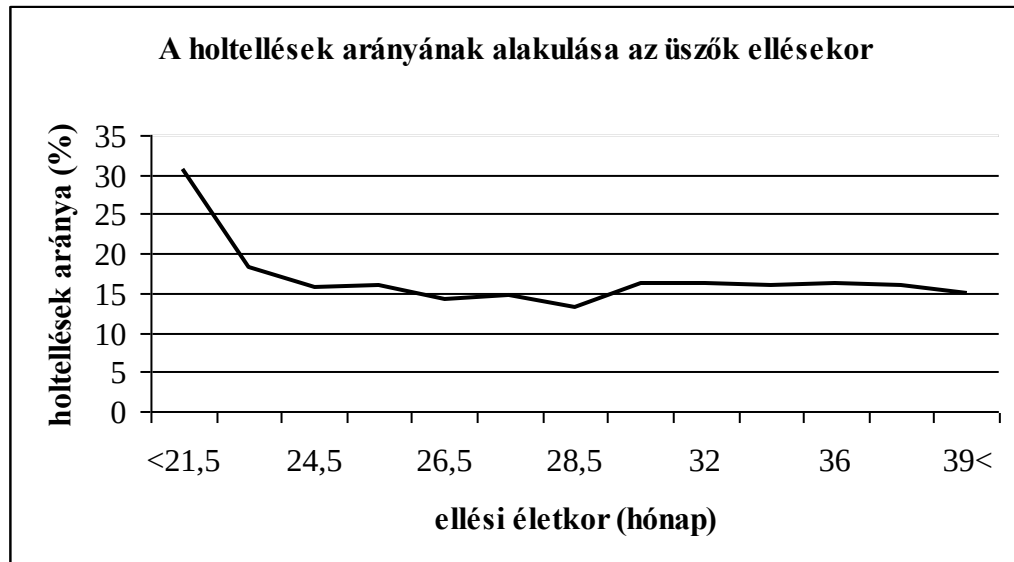
5.19. táblázat **A magyartarka üszők és tehenek élő és holtellés számának és arányának alakulása**

Megnevezés		Élő borjak száma és aránya	Holt borjak száma és aránya
Ivar	üsző	9644 (92,4%)	790 (7,6%)
	bika	9732 (82,4%)	2072 (17,5%)
Korcsoport	üsző	5916 (84,8%)	1062 (15,2%)
	tehen	13460 (88,2%)	1800 (11,8%)
Tehén	2. ellés	4516 (84,8%)	552 (15,2%)
	3. ellés	3348 (88,5%)	434 (11,5%)
	4. ellés	2439 (86,8%)	372 (13,2%)
	5. ellés	1673 (87,8%)	232 (12,2%)
	6. ellés	983 (87,8%)	136 (12,2%)
	7. ellés	501 (87,2%)	74 (12,2%)
Évszak	tavas	5237 (87,2%)	764 (12,7%)
	nyár	4895 (88,1%)	662 (11,9%)
	ősz	3929 (87,1%)	582 (12,9%)
	tél	5315 (86,2%)	854 (13,8%)

A bikaborjak nagyobb arányban, 2,76-szor nagyobb valószínűséggel ($P < 0,001$) születtek holtan, mint az üszőborjak. Ez megegyezik a *Meijering* (1984), valamint *Meyer és mtsai* (2001a) megállapításaival. Ilyen mértékű különbséget (a 7,5%-kal szemben 17,5%) a két ivar között azonban az ismert források nem említene. *Luo és mtsai* (1999) 7,4% vs 9,1%, *Bicalho és mtsai* (2007) pedig 5,5% vs 7,7% arányról számolnak be az üsző és bikaborjak esetében. A nehézellések döntő hányada (üzemi tapasztalatok szerint is) – és ebből fakadóan az esetleges ellést követő elhullások magasabb aránya – a bikaborjak esetében gyakrabban fordul elő. A tendencia a

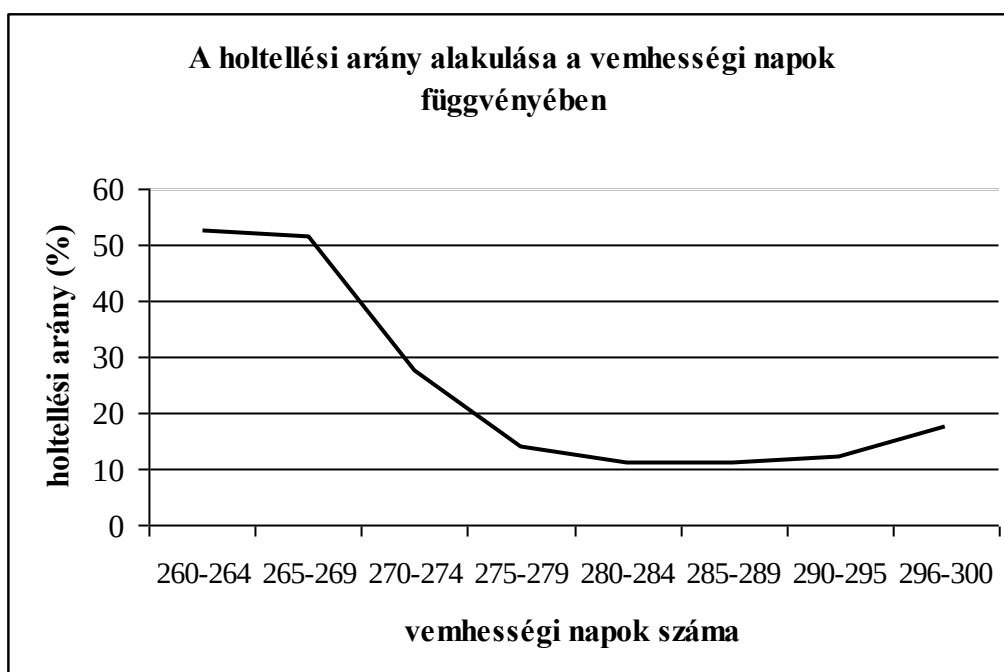
hímivarú egyedek intenzívebb méhben belüli fejlődésével, valamint durvább (vastagabb) csöves csontozatával és esetükben megfigyelhető szélesebb homlokcsonttal magyarázható.

5.10. ábra



Az üszőknél a korai tenyésztésbevitel hátrányosan hat az élve született borjak arányára is. 24 hónapnál fiatalabb korban ellő üszőknél 18% feletti a holtellési arány, ezt követően csökken (5.10. ábra). Hasonló megfigyelést közöltek *Steinbock és mtsai* (2003) is. A rövid idejű vemhesség rendkívüli mértékben növeli a holtellés gyakoriságát (5.11. ábra). A 265 napnál rövidebb idejű vemhességnél a legnagyobb (52%-os), a 280-285 nap hosszú vemhességnél a legkisebb (10,9%), ezt követően ismét növekszik. *Habers és mtsai* (2000) rövid vemhességi idő esetén ennél nagyobb (70%) holtellési arányról is beszámoltak.

5.11. ábra



A harmadik elléskor kisebb (5.19. táblázat), majd ismét nő a holtan születettek aránya, mely tendenciájában követi az osztrák tarka fajtában leírtakat (*Fuerst és Egger-Danner*, 2003). Nyáron a legtöbb az élve született borjú (88,1%), s télen a legkevesebb (86,2%). Az évszak hatását a szakirodalom különbözőképpen ítéli meg. Egyesek az ellés lefolyásával megegyező, csökkenő nyári előfordulásról, mások pedig nyári, nagyobb előfordulásról számoltak be (*Meijering*, 1984). *Meyer és mtsai* (2000) adatai nyári nagyobb holtellési arányt valószínűsítene. Hollandiában végzett felmérésük alapján *Harbers és mtsai* (2000) viszont a nyári hónapokban kisebb mértékű holtellésről számoltak be. Az üszők és tehenek nyár végi ellését *Komlósi és Húth* (2010) is könnyebb lefolyásúnak találták. Ez volt jellemző az osztrák tarka állományra is (*Fuerst és Egger-Danner*, 2003). *Meyer és mtsai* (2000) a tulajdonságot befolyásoló környezeti hatások fontossági sorrendjét a következőképp összegezték: korcsoport (üsző, tehen), ellés lefolyása, majd az üszők ellésénél az évszak, születési év, vemhességi idő, borjú ivara; a tehenellésnél a vemhességi napok száma, a borjú ivara, ellés évszaka. *Várhegyi és mtsai* (2010) az üsző felnevelés alatti takarmányozását, mint az ellés lefolyását és holtellést is befolyásoló hatást említik. Kis energia és fehérje arány kedvezőbben hatott a két tulajdonságra, mint a nagy fehérje, energia arány.

Az ellés lefolyása és a holtellés genetikai paraméterei

Korábbi vizsgálatukban (Komlósi és Húth, 2010) a fajta ellés lefolyásának genetikai paramétereit lineáris modellel értékelték. Az üszők ellés lefolyásának közvetlen h^2 értékét 0,048-nak, az anyai h^2 értéket 0,058-nak találták. Jelen dolgozatban küszöbmodellel értékelve ezek a paraméterek 0,07 és 0,23 (5.20. táblázat). A küszöbmodellel becsült magasabb értékeket támasztják alá Weller és mtsai (1988) és Steinbock és mtsai (2003) számításai is. A tehenek ellésének lefolyására küszöbmodellel szintén nagyobb h^2 érték állapítható meg (0,03 és 0,13), mely a lineáris modellhez hasonlóan kisebb volt, mint az üszőellés esetében (5.21. táblázat). A közvetlen és az anyai elléslefolyás közötti korreláció negatív, az üszők és tehenek esetében is 5%-os valószínűségi szinten tér el a nullától. Az egyedi-anyai korreláció a vizsgált esetek többségében mind az üszők, mind a tehenek esetében negatív, a jelenség antagonizmusra utal. Oka Meijering (1984) szerint az, hogy azok a borjak, amelyek könnyen megszületnek, kisebb súlyúak, előnyösebb a testalakulásuk, viszont tehenekként már nehezen ellik meg borjaikat. Az ellés lefolyásának ismételhetőségi értéke 0,22.

5.20. táblázat **Az ellés lefolyása és a holtellés genetikai paraméterei az üszők elléséből számítva**

Tulajdonság	Paraméter	Posteriori középérték	A becslés 95%-os sűrűségtartománya
Ellés lefolyása	közvetlen h^2	0,070	0,068 - 0,071
	anyai h^2	0,226	0,224 - 0,229
	r_g közvetlen-anyai	-0,635	-0,649 - -0,621
Holtellés	közvetlen h^2	0,047	0,045 - 0,049
	anyai h^2	0,053	0,051 - 0,561
	r_g közvetlen-anyai	-0,363	-0,400 - -0,352
Ellés lefolyása-holtellés	r_g közvetlen-közvetlen	0,711	0,654 - 0,783

5.21. táblázat **Az ellés lefolyása és a holtellés genetikai paraméterei a tehenek elléséből számítva**

Tulajdonság	Paraméter	Posteriori középérték	A becslés 95%-os sűrűségtartománya
Ellés lefolyása	közvetlen h^2	0,034	0,031 - 0,038
	anyai h^2	0,135	0,106 - 0,167
	r_g közvetlen-anyai	-0,453	-0,549 - -0,357
	R	0,220	0,218 - 0,222
Holtellés	közvetlen h^2	0,019	0,017 - 0,021
	anyai h^2	0,029	0,028 - 0,030
	r_g közvetlen-anyai	-0,451	-0,483 - -0,419
	R	0,024	0,023 - 0,025
Ellés lefolyása-holtellés	r_g közvetlen-közvetlen	0,431	0,415 - 0,447

Az üszők holtellésének marginális posteriori közvetlen h^2 középértéke 0,047, az anyai h^2 értéke pedig 0,053 volt (5.20. táblázat). Ezek az értékek nagyobbak, mint az osztrák tarka fajtában becsült értékek (Druet, 2002), de kisebbek, mint Hansen és mtsai (2004a) és Steinbock és mtsai (2003) holstein-fríz fajtában ugyancsak küszöb modellel becsült értékei. A tehenek elléséből becsült h^2 értékek 0,019 és 0,029 voltak (5.21. táblázat), melyek közelítenek Druet (2002) számításaihoz. Weller és Gianola (1989) küszöb modellel minden ellés együttes figyelembevételével a holtellésre 0,09-os h^2 -et számított. A holtellés közvetlen-anyai genetikai korrelációja mindkét korcsoportban negatív. Eriksson és mtsai (2004) szoros, igen szoros negatív korrelációt közöltek a hereford és a charolais fajtában a két összetevő között. A korreláció miatt a holtellés tenyésztékre végzett közvetlen szelekció befolyásolja az anyai tenyésztéket.

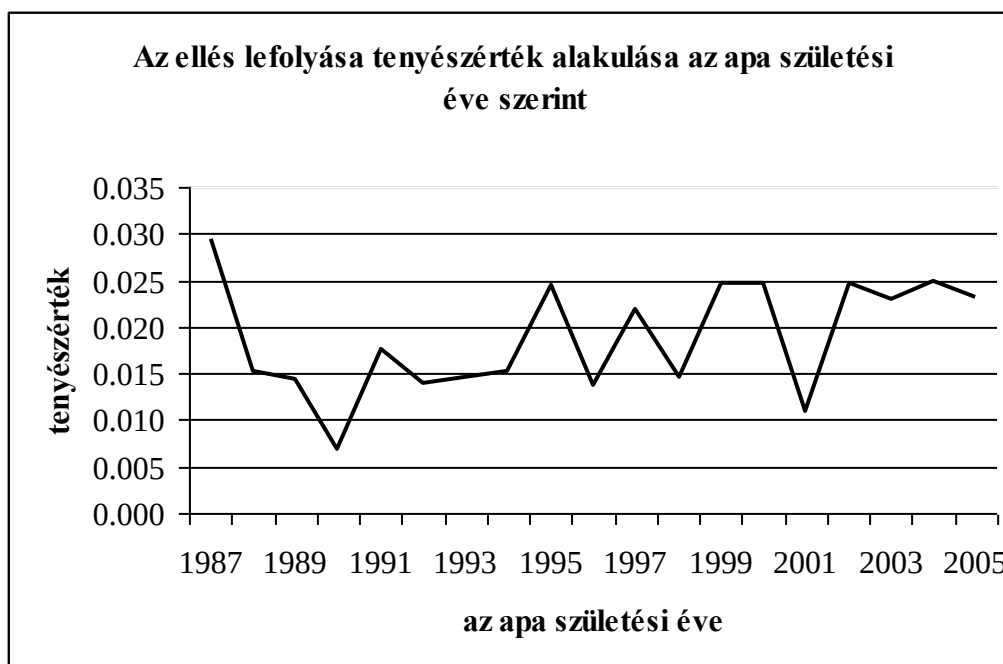
Az ellés lefolyásának h^2 értékei nagyobbak voltak, mint a holtellésé, mely megegyezett *Weller és Gianola* (1989) számításaival. Az anyai h^2 értékek a magyartarka mindkét tulajdonságában és korcsoportjában magasabbak voltak az egyedi h^2 értékeknél.

Üszőknél az ellés lefolyása és holtellési hajlama között szoros (0,71) pozitív összefüggés állapítható meg, míg a kapcsolat a tehenek esetében közepes (0,43). Az ellés lefolyása és a holtellés között *Luo és mtsai* (1999) 0,59-os, *Steinbock és mtsai* (2003) 0,8-es genetikai korrelációt közöltek. Két tulajdonság közötti korreláció a becslésben a tenyészték megbízhatóságát növeli, ami indokolja az együttes modell alkalmazását a két tulajdonságra. *Wiggans és mtsai* (2006) dolgozták ki az üsző és a tehenellésnek, mint két tulajdonságnak egy tenyészték becslő modellben történő szerepeltetését. *Harbers és mtsai* (2000) 0,52-os, *Steinbock és mtsai* (2003) 0,45-os korrelációt közölt a két korcsoport holtellési teljesítménye között, amely hatékony apaállatszelekciót tesz lehetővé már az üszőellésből származó adatok alapján is.

A fitness tulajdonságok alapvetően kis öröklődhetőségi értéke mellett, az ellés lefolyásának alacsony h^2 értékét a tulajdonság kategorikus jellege és az esetleges szubjektív adatfelvételezés is okozhatja. Több országban a borjak születési súlyát is figyelembe veszik az ellés lefolyásának értékelésekor. A cél az optimális születési súly meghatározása. A nagy súly a nehézellés gyakoriságát növeli, *Meijering* (1984) szerint 50%-ban felelős a nehézellés variabilitásáért, ugyanakkor a nagyobb borjú növekedési erélye is nagyobb. *Philipsson és mtsai* (1979) szerint a nehézellés és a vemhességi idő közötti genetikai korreláció 0,3, a nehézellés és a születési súly között 0,9, a születési súly és a vemhességi idő között pedig 0,5. Tehát ha a születési súly nem áll rendelkezésre, akkor a vemhességi idő részben kiválthatja a születési súlyt. Ez a megoldás maradt a jelen modell esetében is.

A számított paraméterekkel a tehénellés lefolyására becsült tenyésztértékeket mutatja be az apa születési éve szerint az 5.12. ábra.

5.12. ábra



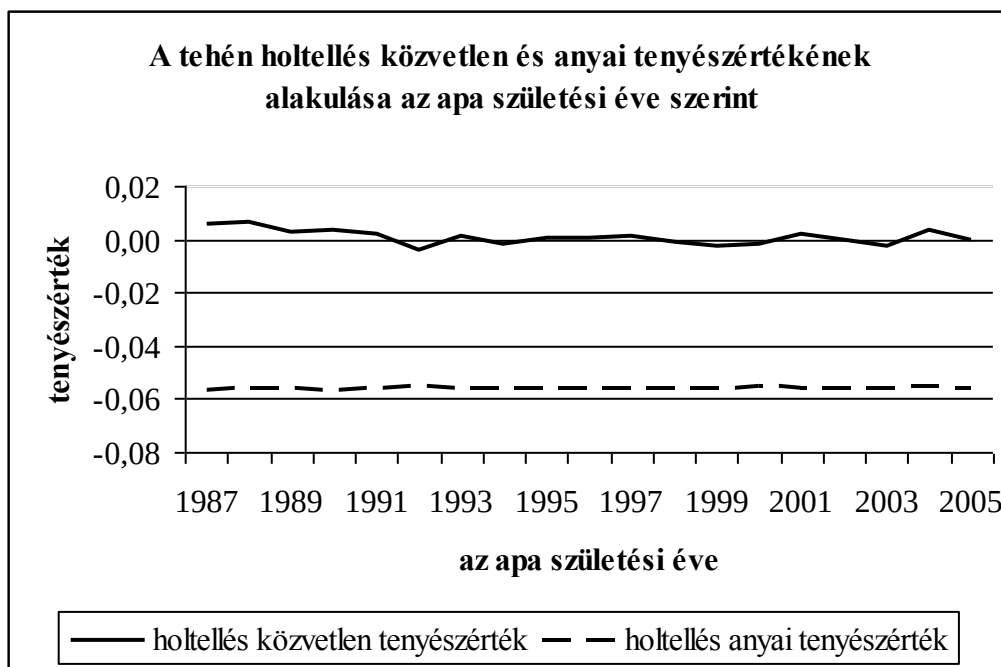
1990-ig az ellés lefolyása könnyebb, ezt követően egyre inkább olyan bikák kerültek tenyésztésbe, melyek nehézellést örökítettek. Az 1987 és 2005 közötti időszakra vonatkozóan a tenyésztérték változása nem szignifikáns ($P=0,138$, $b=0,00037$), az 1990 és 2005 közötti időszakra viszont már a szignifikánsan ($P<0,05$) romló ($b=0,00073$) ellés lefolyás jellemző.

A hazai állományban eddig szelekció a tulajdonságra nem folyt, s ez a változás a természetes szelekció mellett az osztrák importált bikák használatának is tulajdonítható. *Pollak és Freeman* (1976) ajánlása szerint a későbbi nemzedékekben a nehézellés gyakorisága lényegesen nem növekszik, ha csak az egyedi tenyésztértékre végezzük a szelekciót, viszont *Dekkers* (1994) az egyedi és anyai elléslefolyás együttes tenyésztértékére (a két tenyésztérték 1,22:1 aránya mellett) végzett szelekciót találta a leghatékonyabbnak. A hazai állományban az antagonizmus közepes mértékű.

A tehenek holtellési gyakoriságából számított közvetlen és anyai tenyésztérték a termékenyítő bikák születési éve alapján az 5.13. ábrán követhető. A közvetlen holtellés

tenyésztékének évenkénti változása a vizsgált időszakban szignifikánsan csökkenő ($P < 0,05$), évenkénti regresszió $-0,00023\%$, amely hazai közvetlen szelekció hiányában az import apaállatokra vezethető vissza. Az anyai tenyészték viszont növekvő ($P < 0,01$), ami a közvetlen és az anyai holtellés közötti antagonizmusnak tulajdonítható. Mértéke azonban csak $0,00004\%$ holtellés/év.

5.13. ábra



Cole és mtsai (2007b) az ellés lefolyása és a holtellés tenyésztékek felhasználásával olyan ellési képesség indexet alakítottak ki, ami a Lifetime Net Merit Index részeként lehetővé teszi a két tulajdonság javítását.

5.3.4. KÖVETKEZTETÉSEK

A magyartarka fajtára nézve ismereteim szerint a jelen tanulmány keretében valósult meg először genetikai paraméter és tenyésztérbécslés az ellés lefolyására és a holtellésre küszöbmodellel. A hazai üszök 85,5%-a, a tehenek 93,3%-a ellik könnyen (1., 2. ellés lefolyása pontszámmal). Az ellés lefolyása 3-7%-ban a borjú egyedi, s 13-23 %-ban az anyai genetikai hatásának tulajdonítható. Az anya tulajdonságra kifejtett hatása jelentősebb, mint az egyedé. Az egyedi és anyai géncsoportok között közepes mértékű az antagonizmus. Ha a negatív korrelációt a születési-kifejlett kori súllyal valamint a születési és kifejlett kori vázmorfológiával magyarázzuk, akkor ez a jelenség indokoltá teszi a magyartarka születési és kifejlett kori súlyának valamint váll és medence szélességének szervezett adatfelvételezését és elemzését. Ausztrál húsmarhatenyésztésben az ellés lefolyására végzett szelekció nyulánk borjakat eredményezett, amelyeknek kifejlett korban keskeny a medencéje. A magyartarkában a kettő közötti kompromisszumot (közepes borjúsúly, közepes medence, közepes tehénsúly, közepes, az ellés lefolyását nem hátráltató medence) optimumot célszerű megtalálni, ehhez adatfelvételezés szükséges. Adatfelvételezés hiányában az ellések közvetlen egyedi és anyai lefolyására vonatkozó tenyésztérbékek együttes figyelembevétele is megoldás lehet.

A magyartarka fajtában a holtellések nagy aránya elsősorban állategészségügyi, tartási, takarmányozási eredetű, s csökkenteni elsősorban környezeti, technológiai eszközökkel lehetséges. Az ellésre való előkészítés, a borjak kezelése különös figyelmet érdemel az előhasi teheneknél. Rendkívül nagy a bikaborjak holtellési aránya. Ez indokolhatja a vehem ivarának a megállapítását, a bikákra vonatkozóan eltérő előkészítési technológia kidolgozását. Jelen tanulmányban is igazolt a fiatal üszök korai vemhesítésének kockázata. A holtellés és a nehézellés gyakorisága az előhasiaknál szorosabb, de ugyanúgy pozitív összefüggést mutat, mint tehenkorban. Ez az apaállatok előhasi lányainak ellése után végzett hatékonyabb szelekciót eredményezi. Annak ellenére, hogy a holtellés közvetlen tenyésztérbékben csökkenés tapasztalható, indokolt a tulajdonság indexbe foglalása, arra a tulajdonságra közvetlen szelekció alkalmazása, amit nem csak gazdasági, hanem állatjólléti szempontok is indokolnak. Adott tulajdonság szelekciós indexbe való illesztéséhez a tulajdonság gazdasági értékének

meghatározása szükséges. Számításaink szerint a fajtában az ellés lefolyásának gazdasági értéke 4,0%, a holtellés gazdasági értéke pedig 0,7%. 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 korrelációja határozza meg. Az osztrák és német bikák tenyészkiválasztásában az ellés lefolyása szelekciós szempont, s a hazai állományban, a tulajdonságra való szelekció nélkül is a vemhes üszők ellésekor javult az ellés lefolyása. Amennyiben hazai tenyésztésű apaállatokat használnak az üszők termékenyítésére – gazdasági súly hiányában is –, indokolt az apaállatok ellés lefolyására vonatkozó tenyészértékének figyelembe vétele.

5.4. A MAGYARTARKA FAJTA TEJTERMELÉSI PERZISZTENCIÁJÁNAK ÉRTÉKELÉSE

5.4.1. BEVEZETÉS ÉS CÉLKITŰZÉS

A termék-előállítás gazdaságosságát nagyban meghatározó ún. funkcionális (fitnesz) tulajdonságok tulajdonságcsoportba tartozik a perzisztencia. A másodlagos értékmérőkkel 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. A perzisztencia szempontjából 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 anyagcsere-forgalmi és szaporodásbiológiai rendellenességek (*Bar-Anan és mtsai*, 1985), a termelési csoportok közötti mozgás is ritkább. Az alacsonyabb csúcsteljesítmény kisebb élettani terhet is jelent, a takarmány nagyobb hányada biztosítható tömegtakarmánnyal (*Stefler és mtsai*, 1995, *Tamminga*, 2000). Egy húshasznú állományban a jó perzisztencia a borjúnevelőképességre 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 lábvégbetegségekre, 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; *Szűcs és mtsai*, 1982; *Ács és mtsai*, 1983; *Monori és mtsai*, 1985; *Tekerli és mtsai*, 2000), a Wilmlink-függvény (*Wilmlink*, 1987), egyéb nem-lineáris 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 modell az egyes befejések 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 ismételhetségét 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 közöltek. 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, perzisztencia mérőszámok szerint változó 0,09 és 0,20 közötti (*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 perzisztálnak), a fogamzási rátával ($r_g = 0,32$). Pozitív pleiotróp génkapcsolat feltételezhető a tejtermelés a tejtermelés perzisztenciája és a fogamzó képesség 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 fogamzó képességre. A jól perzisztáló tehénnek stabilabb az anyagcsere egyensúlya, kevésbé hajlamos a tőgygyulladásra, a láb-lábvég és szaporodásbiológiai betegségekre.

A magyartarka fajtára vonatkozóan perzisztenciára közvetlen szelekció eddig nem folyt, 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 tenyészbika-előállítás során több évtizede támaszkodnak a legkiválóbb osztrák és német nemesítésű tenyészállatokra. A tulajdonság megnövekedett jelentősége és a tenyésztési programok harmonizációja is indokolja a perzisztencia hazai értékelését, a szelekciót lehetővé tevő paraméterek kiszámítását és tenyészértékbecslési modell kialakítását.

dc 192_11 5.4.2. ANYAG ÉS MÓDSZER

A pedigreben 194846 egyed szerepelt, az 58862 tehén 4199 apától származott. Az összesen 107191 termelési adat 1976-tól 2008-ig folyó évekre terjedt ki, az átlagos 305 napos tejtermelés 3809,1 kg volt 1147,68 kg szórással. A tehenek első 3 laktációját értékeltem, mivel a fajtában a tej értékmérő tulajdonságokban végzett tenyésztérbecslésre is a Magyartarka Tenyésztők Egyesülete 3 laktációs egyedmodellt alkalmaz. Az egyedek 984 tenyészetből származtak. A perzisztencia értékszámot az ÁT Kft. számította a 305 napos standard laktációs tejmenyiség/(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 értékekkel.

A 107191 megfigyelés előzetesen szűrt megfigyelés. Az értékelésből kizárásra kerültek azok a laktációk, ahol a fejési időszak 100 napnál rövidebb, illetve 400 napnál hosszabb, ahol – az adott laktációhoz tartozó – a két ellés közötti időszak rövidebb, mint 300 nap, illetve hosszabb, mint 730 nap, az üresen álló napok száma kevesebb, mint 5, vagy több, mint 180 nap, s a perzisztencia értékszám kisebb, mint 10. A kizárás az adatok 39,7%-át érintette. A kizárási korlátokat részben szakirodalmi adatok, részben az abnormális ellés után (koraellés) kezdődő laktációk, vagy az esetlegesen nem regisztrált ellés kizárása indokolta. A perzisztencia eloszlására végzett Kolmogorov-Smirnov próba értéke 0,04, a nagy elemszám miatt a perzisztencia normalitástól való szignifikáns eltérését mutatta ($P < 0,01$). Az érték sem logaritmikus, sem négyzetgyökös transzformáció után nem csökkent. A lineáris modell azonban robusztus a normalitástól való eltéréssel szemben. Ha az alapadatok nem normális eloszlásúak is, a tenyésztérbecslés a legtöbb tulajdonságban normális eloszlású (*Van Raden*, 2006).

Az adatszerkezet (tenyészetenkénti, évenkénti, évszakonkénti termelési adatok száma) vizsgálata alapján az alábbi modellt illesztettem az adatokra:

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

Ahol:

$Y_{ijklmnop}$	=	a 107192 perzisztencia megfigyelés,
tenyészet_i	=	a tenyészet fix hatása, 1,2,..984,
év-évszak_j	=	az év és évszak összevont fix hatása, 1, 2,..128,
$\text{laktáció sorszáma}_k$	=	a laktáció sorszáma fix hatása 1, 2, 3,
$\text{üresen álló napok száma (laktáció sorszáma)}$	=	az üresen álló napok számának fix kovariáló hatása az adott laktációban,
$305 \text{ napos laktációs tejmennyiség (laktáció sorszáma)}$	=	a 305 napos standard laktációs tejmennyiség fix kovariáló hatása az adott laktációban,
$\text{állandó környezet}_n$	=	az 58863 tehén állandó random környezeti hatása,
egyed_o	=	az 194846 egyed random genetikai hatása
$\text{hiba}_{ijklmnop}$	=	a 107192 megfigyeléshez tartozó hiba random hatása.

A modellekben szokásosan figyelembe vett tenyészet-év-évszak osztályok hatásának a 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 tejmennyiség pozitív (0,18) fenotípusos korrelációban voltak, a perzisztencia nem volt független a tejmennyiségtől, ez indokolta a tejmennyiség korrelatív hatásának figyelembe vételét. A modell ismételhetőségi modell, amely a tehenet érő állandó környezeti hatását figyelembe veszi, s a becslés eredménye olyan öröklődhetőségi érték, amely jelen esetben a 3 laktációra vonatkozik és egy ismételhetőségi érték. Az ismételhetőségi modellben feltételezzük, hogy az egymást követő termelési ciklusok közötti genetikai korreláció 1.

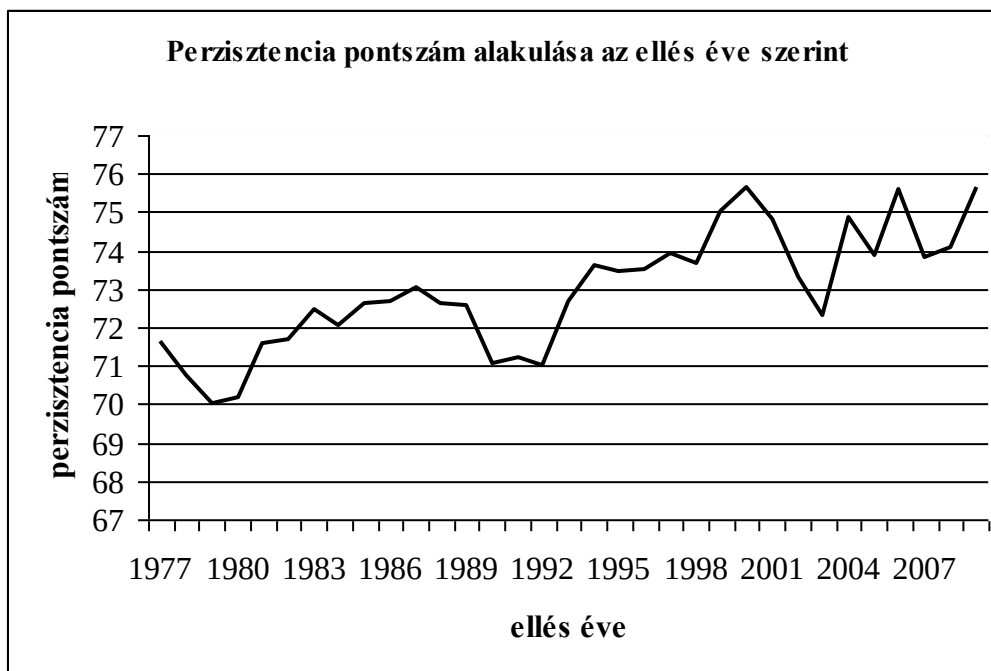
Az ismételhetőségi modell mellett a 3 laktációra külön öröklődhetőségi érték becslése is megtörtént, a modell nem tartalmazta a laktáció számát és az egyed állandó környezeti hatását.

A pedigrt a Pedigree Viewer (*Kinghorn és Kinghorn*, 2008) programmal ellenőriztem, mely kiterjedt a kétivarú egyedek, egy egyed egy szülőpár, és a lineáris származási kapcsolat ellenőrzésére. A hatások szignifikanciavizsgálata a SAS 9.1. (2004) PROC GLM eljárással valósult meg, a varianciakomponensek becsléséhez a VCE6 (*Groeneveld és mtsai*, 2008), a tenyésztérték becsléséhez a PEST (*Groeneveld*, 2006) programot használtam.

5.4.3. EREDMÉNYEK ÉS ÉRTÉKELÉSÜK

A 71,7 átlagos perzisztencia értékszám közepesnek mondható. Az egyedek 18,4%-a jól, 71,6%-a közepesen, 10%-a gyengén perzisztált. A perzisztencia értékszám évenkénti alakulása az 5.14. ábrán látható, mely javuló évi 0,07 pontos tendenciát mutat ($P < 0,001$).

5.14. ábra



A vizsgált hatások szignifikánsan ($P < 0,01$) befolyásolták a tulajdonságot. Az első laktációban egyenletesebb volt a perzisztencia, a második, harmadik laktációban kevésbé (5.22. táblázat). *Jamrozik és mtsai* (1998) kanadai holstein állomány perzisztenciáját (60. napi tejmenyiség/ 280. napi tejmenyiség) az első három laktációban 71,0%, 53,7% és 51,2%-nak találták. Az első laktáció jobb perzisztenciáját az alacsonyabb kezdeti termelés okozza.

5.22. táblázat **A laktáció és az évszak hatása a perzisztencia értékszámra**

Megnevezés		Elemzés	Átlag $\pm$ szórás [§]
Laktáció	1.	47404	74,54 $\pm$ 0,132A
	2.	35284	68,25 $\pm$ 0,133B
	3.	24504	67,21 $\pm$ 0,134B
Évszak	tavas	33066	69,25 $\pm$ 0,275A
	nyár	23333	69,80 $\pm$ 0,277A
	ősz	22088	71,82 $\pm$ 0,278B
	tél	28705	71,26 $\pm$ 0,276B

Megjegyzés: § legkisebb négyzetes átlag és szórása, A-B: a különböző betűvel jelzett középértékek szignifikánsan különböznek egymástól ($P < 0,01$).

Keown és mtsai (1986), *Tekerli és mtsai* (2000) szerint az első laktációban a csúcstermelést is később éri el a tehén, s a későbbi csúcs 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 azt folyamatosan csökkenőnek találták. Az ellés évszaka szignifikánsan befolyásolta a tulajdonságot ($P < 0,01$), ami részben a takarmány összetételével, részben a nyári hőstresszel, téli alacsony hőmérséklettel függhet össze (5.22. táblázat). 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, *Batra* (1986) az első laktációs tehenek esetében találta csak szignifikánsnak az ellési hónap hatását. Az 5.22. táblázat szerinti 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.

Az üresen álló napok számának növekedésével szintén csökkent a perzisztencia, a második, harmadik laktációban ez a csökkenés nagyobb mértékű (5.23. táblázat). A tenyészetek, év-évszak hatásokat a nagyszámú szint miatt nem tüntettem fel. A három laktációban a tejmenyiség alakulása: 3618 kg, 4306 kg és 4489 kg. Az első laktációban a laktációs tejmenyiség növekedésével nagyobb mértékben javult a perzisztencia mint a későbbiekben.

5.23. táblázat **A perzisztencia értékszám lineáris regressziója az üresen álló napok számára és a tejmenyiségre laktációnként**

Megnevezés	Elemszám	Regressziós együttható ± szórás
Üresen álló napok számának regressziója laktációnként		
Laktáció	1. 47404	-0,047 ± 0,0009A
	2. 35284	-0,063 ± 0,0011B
	3. 24504	-0,065 ± 0,0013B
305 napos tejmenyiség (kg) regressziója laktációnként		
Laktáció	1. 47404	0,0031 ± 0,00004A
	2. 35284	0,0026 ± 0,00004B
	3. 24504	0,0024 ± 0,00004C

Megjegyzés A-C: a különböző betűvel jelzett együtthatók szignifikánsan különböznek egymástól ($P < 0,01$).

A perzisztencia, noha jelentős évek közötti eltéréseket mutat, az 1977-2008. évekre vonatkozóan az ismételhetőségi modellel becsült tenyészértékben javulás figyelhető meg ($P < 0,05$) (5.15. ábra). A magyartarka fajtában hazánkban nem folyt a tulajdonságra közvetlen szelekció, viszont az apaállatok jelentős hányada német vagy osztrák tenyésztésű, ahol 1992-től a perzisztencia szelekciós tulajdonság. Így a javulás részben

az osztrák bikák, s hazai tenyésztési ivadékaiknak használatából ered, részben a tejtermelésre végzett szelekció korrelatív hatásának tulajdonítható.

5.15. ábra



A vizsgált állományban a nagyobb tejtermeléssel együtt járt a jobb perzisztencia ($r_p = 0,18$, $P < 0,001$). Azonos tejmenyiség mellett, a jobban perzisztáló tehennek alacsonyabb a csúcstermelése, azonos csúcstermelés mellett pedig a jobban perzisztáló tehennek, nagyobb a laktációs termelése. Az ismételhetőségi 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 ismételhetőségi érték pedig 0,24, mely megegyezik Farhangfar és Rowlinson (2007) értékével. A laktációnként 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), Strabel és Jamrozik (2006) tanulmányaiban ismertetett értékeket, tendenciájukban azonban követik azokat. A különbség magyarázata részben a modellbeli különbségnek tulajdonítható. 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 becslésbeli különbsége 6%-nyi az RR modell javára (Jamrozik és mtsai, 1997).

5.4.4. KÖVETKEZTETÉSEK

A perzisztencia megváltoztatása a laktációs görbe megváltozását jelenti, ami örökletes tulajdonság. A perzisztencia kifejezésére a szakirodalomban nagyszámú mutató ismert, ezek öröklődhetőségi értéke eltérő: kicsi, illetve közepes, de függ a laktáció sorszámától is. A magyartarka fajtában a perzisztencia javulása feltételezhetően, részben a német és az osztrák tenyésztésű apaállatok és ivadékaik használatából, részben a tejmenyiségre végzett szelekció következtében javult. Ismételhetőségi egyedmodellel a perzisztencia h^2 értéke 0,08, R értéke 0,24. Apaállatok szelekciójában indokolt az egyéb tejértékmérőkre alkalmazott 3 laktációs ismételhetőségi egyedmodell használata. Jelen modellben figyelembe vett tényezők mellett újabb hatásokat a szakirodalmi források sem javasolnak. A random regressziós 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 is érdemes a tenyésztők számára közölni az esetleges szelekció miatt. 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 korrelációja határozza meg.

5.5. A MAGYARTARKA TEJTERMELŐKÉPESSÉGE ÉS EGYES FITNESZ TULAJDONSÁGAI KÖZÖTTI ÖSSZEFÜGGÉSEK

5.5.1. BEVEZETÉS ÉS CÉLKITŰZÉS

A Magyartarka Tenyésztők Egyesülete a fajta tenyészcéljaként a nagy tej- és hústermelő képességet, a kiemelkedő színvonalú teljesítményhez szükséges nagymennyiségű takarmányfelvételt, a termékenységet, a jó növekedési erélyt és az alkalmazkodó képességet fogalmazta meg. Az előző fejezetekben a fitnesz tulajdonságokat befolyásoló tényezőket, az egyes tulajdonságok genetikai paramétereit mutattam be. A fajta fejlesztése során figyelembe kell vennünk a tenyészcélban megjelölt tulajdonságok közötti összefüggést is. A számításokhoz rendelkezésre állt az eddig vizsgált fitnesz tulajdonságok mellett a 305 napos tejmenyiség és a hosszú hasznos élettartam életnapban kifejezve.

Jelen fejezetben a vizsgálat célja a tejmenyiség, a perzisztencia, a hosszú hasznos élettartam, az üresen álló napok száma, az ellés lefolyása és a holtellés tulajdonságok közötti genotípusos és fenotípusos korrelációk kiszámítása, amelyek lehetővé teszi a szimultán szelekciót.

5.5.2. ANYAG ÉS MÓDSZER

A tejtermelés és fitnesz tulajdonságok közötti összefüggést kétváltozós, tulajdonságpáronkénti modellekkel vizsgáltam, az 5. fejezetben eddig bemutatott adatokon. Az egyes tulajdonságokat befolyásoló hatások megegyeztek az egyváltozós modellekben közölt hatásokkal. A hasznos élettartam az 5. fejezetben elemzésekben nem szerepelt. A fajta hasznos élettartamának tenyészártékét túlélési modellel, a tejtermelési tulajdonságainak tenyészártékét ismételhősségi modellel rutinszerűen az osztrák és német szimentáli populációkkal együtt Ausztriában becslik. Következésképp ezen tulajdonságok részletes elemzésével nem foglalkozok.

A napokban kifejezett hasznos élettartam, azaz első elléstől a selejtezésig eltelt idő, az első ellés éve és a tenyészet az egyedmodellben szignifikánsan befolyásoló tényezőknek

bizonyultak ($P < 0,05$). 11453 egyed adata alapján REML módszerrel számolva a hasznos élettartam h^2 értéke $0,103 \pm 0,018$ volt.

Az elemzések eddig nem terjedtek ki a 305 napos laktációs tejtermelésre sem. A 10641 egyed teljesítménye alapján REML módszerrel becsült h^2 értéket $0,246 \pm 0,020$ -nak, ismételhetőségi értékét $0,452 \pm 0,018$ -nak találtam. A laktációt jellemző ismételhetőségi egyedmodellben a tulajdonságot szignifikánsan ($P < 0,05$) befolyásoló hatások a tenyészet-év-évszak, az üresen álló napok száma és a laktáció sorszáma szerepeltek.

A termékenységi mutatószámok közül az üresen álló napokat használtam fel. Az elléshez köthető tulajdonságpárok esetében (pl, ellés lefolyása – perzisztencia) a modellek ismételhetőségi modellek voltak, a hasznos életnap és a többi tulajdonság vonatkozásában pedig az első ellés után rögzített tulajdonságokat vizsgáltam. Az eljárást az adatpárok egymásnak való megfeleltetése indokolta, és lehetővé tette az első laktációs teljesítmények későbbi laktációs teljesítményekkel várható pozitív kapcsolata. Az eljárás helyességét alátámasztják *Maturana és mtsai* (2007) megállapításai is, miszerint az első ellés során van legnagyobb esélye a nehézellés által okozott selejtezésnek. Az összefüggést genetikai és fenotípusos korrelációban fejeztem ki. A számításokhoz a VCE6 programot használtam (*Groeneveld és mtsai*, 2008), amely a fenotípusos korrelációk szórását nem közli.

5.5.3. EREDMÉNYEK ÉS ÉRTÉKEKELÉSÜK

Az összefüggésvizsgálat eredményeit az 5.24. táblázat tartalmazza. A genetikai korreláció mellett a fenotípusos korrelációt is feltüntettem. A tejmennyiségre végzett szelekcióval kiegyenlítettebbé válik az egyedek termelése ($r_g = 0,41$, $P < 0,05$), hajlamossá válhatnak a nehézellésre ($r_g = 0,36$, $P > 0,05$), a holtellésre való hajlam viszont nem mutatható ki. Ellés után később ivarzanak ($r_g = 0,17$, $P < 0,05$), és várhatóan hosszabb ideig is termelnek ($r_g = 0,23$, $P < 0,05$). *Jakobsen és mtsai* (2002) a dán holstein-fríz fajtában az egyes perzisztencia mutatószámok és a 305 napos tejtermelés között $0,18$ - $0,47$ -os korrelációt közöltek. A termékenység és a tejmennyiség között *Van Raden és mtsai* (2004) $0,35$ -os negatív genetikai korrelációt állapítottak meg. Ez esetünkben megegyező irányú összefüggést jelent, mert a termékenységet az üresen álló

napok számában fejeztem ki. *Bozó és mtsai* (1999) hazai holstein-fríznél a tejmenyiség és a két ellés közötti idő viszonylatában 0,47-os korrelációt számítottak. A perzisztenciára végzett szelekció kedvezően befolyásolhatja a termékenyülést, de ezt esetünkben nem nevezhetjük ($P>0,05$) meghatározónak. *Muir és mtsai* (2004) az átlagosnál korábban fogamzó üszők első laktációs tejtermelését kiegyenlítettebbnek találta, megerősítve *Bar-Anan és mtsai* (1985) 0,42-os korrelációját. A termékenyülő képesség és az ellés lefolyása, valamint a holtellés előfordulása közötti – a rendkívül nagy szórásérték miatt – következtetés levonásától tartózkodom. *Gutiérrez és mtsai* (2007) viszont kedvezőtlen összefüggést állapítottak meg az ellés lefolyása és a két ellés közti idő között. A termékenyülő képességre való szelekció azonban a magyartarka hosszú hasznos élettartamára kedvező hatással van ($r_g = -0,14$, $P<0,05$). A termékenyülő képességre végzett szelekció kedvező hatással van a szomatikus sejtszám csökkenésére és a hasznos élettartamra is (*Wall és mtsai*, 2003). *Wall és mtsai* (2003) felvetették az alacsonyabb csúcs-tejtermelésre, a perzisztenciára végzett tenyészkiválasztás esetleges szerepét az anyagcsere kiegyenlítettségében, s a termékenyülőképesség javításában. Több tanulmány hívja fel a figyelmet a negatív energiamérlegre, mint termékenyülést hátráltató tényezőre (*Domecq és mtsai*, 1997; *Veerkamp és mtsai*, 2000). Az ellés lefolyása és a holtellés közötti pozitív kapcsolat jelzi, hogy bármelyik tulajdonság bevonása a szelekcióba csökkenti a borjúvesztést, illetve a nehézellés következtében kialakuló méhrendellenesség esélyét. Az adatok alapján nem jelenthető ki, hogy az első ellés kori nehezebb ellés lefolyása és a holtellés befolyásolná a hasznos élettartamot. A holtellés következményeként azonban nagyobb eséllyel alakulhat ki metritis, magzatburok-visszatartás (*Correa és mtsai*, 1993; *Emanuelson és mtsai*, 1993). Valószínűsíthető, hogy az elsőborjas tehenek ennek következtében később fogamznak (*Moss és mtsai*, 2002). *Mangurkar és mtsai* (1984) elemzése szerint a holtellő tehenek nagyobb arányban selejteződnek az alacsonyabb tejtermelés és a csökkent fertilitás miatt.

Amennyiben a fenotípusos korrelációkat a korrelációk szórásának ismerete hiányában értékeljük, akkor a magyartarka fajtában is a biológiailag ismert összefüggések állapíthatók meg. A nagy tejmenyiség előnyösen hat a perzisztenciára, a hosszú hasznos élettartamra. A nehézellés és holtellés csökkenti a tejtermelést. A jól perzisztáló tehen hamarabb fogamzik és hosszabb ideig áll a termelésben. A nehézellés és holtellés késlelteti a fogamzáshoz szükséges időt. A korán termékenyülő tehen hosszabb ideig

marad termelésben. A nehézellés együtt jár a holtellésre való hajlammal. Mind a nehézellés, mind a holtellés előfordulása csökkenti a hasznos élettartamot.

5.5.4. KÖVETKEZTETÉSEK

A fajta tenyészcéljában megfogalmazott tulajdonságok abban az esetben fejleszthetők, vagy tarthatók akár szinten is, ha azokra szelekció folyik. A tejtermelés növelése mellett a termékenységre is szelektálnunk szükséges, mert a fogamzóképeség egyébként korrelatív okok miatt csökkenne. A perzisztencia várhatóan előnyösen hat a termékenyülőképességre és a hosszú hasznos élettartamra is. A könnyű ellésre és az élve született borjak számára is szükséges szelektálni. Ha genetikai kapcsolat nem is mutatható ki az ellési tulajdonságok és a hasznos élettartam között, kedvezőtlen hatása megmutatkozik a tehén fenotípusában.

5.24. táblázat **A tejtermelés és a fitness tulajdonságok közötti genotípusos és fenotípusos korrelációk**

Tulajdonság	Perzisztencia	Üresen álló napok száma	Ellés lefolyása	Holtellés	Hasznos életnap
Standard laktációs tejmenyiség	$0,41 \pm 0,038$ (0,24)*	$0,17 \pm 0,056$ (0,21)	$0,36 \pm 0,182$ (-0,03)	$-0,41 \pm 0,263$ (-0,03)	$0,23 \pm 0,055$ (0,15)
Perzisztencia		$-0,15 \pm 0,11$ (-0,10)	$-0,19 \pm 0,211$ (-0,03)	$-0,12 \pm 0,271$ (-0,02)	$0,46 \pm 0,061$ (0,09)
Üresen álló napok száma			$0,25 \pm 0,87$ (0,02)	$-0,39 \pm 0,84$ (0,02)	$-0,14 \pm 0,042$ (-0,06)
Ellés lefolyása				$0,711 \pm 0,02^{\S}$ (0,7)	$0,35 \pm 0,386$ (-0,04)
Holtellés					$-0,25 \pm 0,324$ (-0,08)

*zárójelben a fenotípusos korrelációk, [§] az ellés lefolyása és holtellés küszöb modellel való összefüggés számításából.

dc 192_11 6. ÚJ TUDOMÁNYOS EREDMÉNYEK

6.1. AZ ADATSZERKEZET HATÁSA A BECSÜLT GENETIKAI PARAMÉTEREKRE

Sztokhasztikus szimulációval 5 és 10 nemzedéken keresztül végzett szelekció értékelésében levonható megállapítások.

A kis (0,2) h^2 értékű tulajdonságra végzett szelekció a 10. nemzedékre a beltenyésztettség nagyobb mértékű növekedését okozta, mint a nagy (0,5) h^2 értékű tulajdonságra végzett szelekció.

1. **Valótlan (10-20%-ban) apai származási adat** esetében 0,2-es h^2 értékű tulajdonságra végzett szelekció az 5. nemzedékre a genetikai variancia nagyobb mértékű csökkenését okozta, mint a valós szülői származás ismeretében végzett szelekció. A csökkenés fokozottabb 20%-os valótlan származásnál. A származási adat ilyen mértékű pontatlansága 0,5-es h^2 értékű tulajdonságra végzett szelekcióban a becsült varianciát nem csökkentette. Kis h^2 -nél a valótlan származás kiváltotta az öröklődhetőségi érték (16%-os) csökkenését is. Kis h^2 értéknél a valótlan származás a szelekciós előrehaladást is csökkentette, míg nagy h^2 -nél ez nem figyelhető meg. A számított beltenyésztési együttható nagyságrendje kis h^2 értéknél a valótlan származási adat arányának növekedésével egyidejűleg emelkedett. A mutatószámokban ilyen irányú változás nagy h^2 értéknél nem figyelhető meg. A tenyészték átlagos megbízhatóságát a valótlan származási adat nem befolyásolta.

2. A szelekció során az **ismeretlen szülők arányának növekedésével** a genetikai variancia további mértékű csökkenése tapasztalható. 0,2-es h^2 értéknél 10%-os ismeretlen apánál ez 19%-kal, 20%-os ismeretlen apánál pedig 28%-kal kisebb, mint ismert szülőnél. A 0,5 h^2 értéknél ezek az arányok 4% és 7%. Csökkenés jellemző az öröklődhetőségi értékben, a szelekciós előrehaladásban, a számított beltenyésztési együtthatóban és a tenyészték megbízhatóságában is.

3. Ötnél **több nemzedék származási adatának ismeretében** a becsült genetikai variancia növekedett. Kis h^2 értékű tulajdonságnál a becsült tenyészték megbízhatósága növekedett, ami nagy h^2 értékű tulajdonságnál viszont nem

tapasztalható. A becsülő modell illeszkedése (AG log likelihood érték) több nemzedék származási adatának ismeretével egyidejűleg szintén javult.

4. Az **ismert teljesítményadattal rendelkező nemzedékek számának** a növekedésével növekedett a becsült genetikai variancia és a számított öröklődhetőségi érték. A becsült tenyésztési megbízhatósága javult az elemzett adatmennyiség növekedésével.

6.2. PÁROSÍTÁSI TERV KLASZTERANALÍZISSEL

Nagy populáció klaszteranalízissel részpopulációkra osztható, s az egyes tulajdonságokat javítandó korrektív párosítás alapján a tenyésztő által kiválasztott tehén és bikapopuláció lineáris programozással a szelekciós előrehaladás maximalizálásával, egymással párosítható.

6.3. VIZSGÁLATOK A JUHTENYÉSZTÉSBEN

Az eredmények a magyar merinó, német húsmarinó, ile de france, suffolk, német feketefejű, texel, lacaune fajták hazai populációjának 1991 és 2009 között gyűjtött teljesítményadataira és ezen időközben született egyedek származási adataira vonatkoznak.

1. *Egyes juhajták populációszerkezete*

A magyar merinó generációs intervalluma a leghosszabb (4,2 év), a német feketefejű generációs intervalluma a legrövidebb (3,5 év). A pedigre teljességi index a magyar merinó esetében még a hatodik nemzedékben is eléri a 0,79-et, a texel esetében már csak 0,34. Az effektív populációméret legnagyobb méretű csökkenése a magyar merinó fajtát érintette. A texel fajtánál ez már 50-nél kisebb. A suffolk és a lacaune fajták kivételével minden fajtában növekedett a beltenyésztési együttható, ami okszerű apaállat használatot, tenyészállat behozatalt tesz szükségessé. A fajták teljes genetikai variabilitásának a 10%-a 2-4, 25%-a 3-13, 50%-a 9-63 apaállatra vezethető vissza. A magyar merinó rendelkezik a legváltozatosabb genetikai alappal, ugyanakkor 1990 óta ez a fajta veszített legtöbbet a genetikai variabilitásából. Adott tenyészet megszűnésekor indokolt elemezni annak a tenyészértékét és vizsgálni genetikai kapcsolatát a többi még működő tenyészetekkel. Ha kismértékű kapcsolat kiemelkedő tenyészértékkel párosul,

indokolt a tenyészállatok központi felvásárlása és eljuttatása a tovább működő tenyészetekhez.

2. Az értékmérő tulajdonságok gazdasági értékelése

Bio-ökonómiai modellel hazánkban először vizsgáltam a juh értékmérő tulajdonságait. A takarmányköltséget a közvetlen területalapú támogatással (SAPS) csökkentett önköltségi áron számolva, a magyar merinó értékmérő tulajdonságai közül a született bárányszám relatív gazdasági súlya 26,8%, a felnevelési arány súlya 19,8%, az élveszületési arány súlya 16,7%, a hasznos élettartam súlya 6,8% volt. A tulajdonságok ilyen mértékű súlya juhtenyésztésben is felhívja a figyelmet a fitness tulajdonságok jelentőségére. A választásig elért napi súlygyarapodás relatív gazdasági súlya 6,7%. Hazai gazdasági környezetben a suffolk értékmérő tulajdonságai közül legnagyobb relatív gazdasági súllyal a felnevelési arány rendelkezik 39,5%-kal, amit csökkenő sorrendben az élve születési arány 31,7%-kal, az anyajuh hasznos élettartama 9,2%-kal, s az anyajuh fogamzási aránya követett 8,4%-kal. A választásig elért napi súlygyarapodás gazdasági súlya 6,2%, a választási súly gazdasági súlya 5,0%. Mindkét, azaz a magyar merinó és a suffolk fajtában a kifejelett kori súly növelése gazdasági veszteséggel jár. Ez a veszteség a magyar merinóban 1,1%, a suffolknál 7,5% testsúly kilogrammonként.

A hét hazai fajta genetikai paramétereit Bayes módszerrel elsőként becsültem, a született bárányszámra küszöbmodellt először alkalmaztam.

3. Fajtánkénti paraméterbecslés

A **magyar merinó** választási súlyának h^2 értékét 0,05-nak becsültem. Míg a választási súly közvetlen genetikai meghatározottsága és anyai genetikai hatása között nem mutatható ki összefüggés, a súlygyarapodás esetében negatív (-0,29). A született bárányszám h^2 értéke 0,09. A szaporaság és a két ellés közötti idő kapcsolata pozitív (0,11), a két tulajdonság szimultán fejlesztését gátolja. A született bárányszám 2004-től jelentősen csökkent. A fajta mindhárom testsúlyra vonatkozó tulajdonságában szignifikáns ($P < 0,05$) előrehaladás mutatható ki a vizsgált időszakban. A nyírósúly, fűrtmagasság és a szálfínomság kis, közepes öröklődhetőségű (0,09-0,27), ismételhetőségi értékük 0,16 és 0,51 között változott.

A **német húsmerinó** választási súlyának h^2 értéke 0,08, a súlygyarapodás és az éves kori súly h^2 -e nagyobb (0,10 és 0,16). A választási súly anyai h^2 értéke (0,11) és az anyai állandó környezeti varianciarányad (0,06) valamint az ideiglenes környezeti rányad (0,14) nagyságrendje a hatások modellbeli szerepét hangsúlyozzák. A választási súly direkt-anyai génhatások közötti antagonizmusa jelentős ($r_{gam} = -0,34$). A fajta értékmérő tulajdonságaiban – választási súly, hízekonyságvizsgálat alatti súlygyarapodás, éves kori súly, született bárányok száma, két ellés közötti idő – 1991 és 2009 között szignifikáns genetikai előrehaladás állapítható meg.

Az **ile de france** fajta választási súlyának közvetlen h^2 értéke 0,078, ami hasonló mértékű (0,087) az anyai h^2 értékkel, az állandó alomhatással (0,083) és az apa-év kölcsönhatással (0,087). Az anya hatása kiegyenlítettebb az egymást követő ellésekben (0,14), ideiglenes alomhatás kisebb, mint amelyet a magyar merinó esetében megfigyelhetünk (0,22). A fajta növekedési erélyére (választási súlyára és azt követő súlygyarapodására) jelentős hatással van a közvetlen növekedési gének és az anyai nevelőképeség közötti antagonizmus ($r = -0,53$ és $-0,89$). Az ile de france minden értékmérő tulajdonságában szignifikáns ($P < 0,05$) változás figyelhető meg a tenyésztésértékben. A változás a született bárányok számában kedvezőtlen.

A **suffolk** hízekonyságvizsgálat során mért napi súlygyarapodásának h^2 értéke 0,16. Az anyai genetikai hatás mértéke a választási súly és súlygyarapodás esetében hasonló nagyságrendű (0,05-0,06). A választási súlyt a környezeti tényezők közül az ideiglenes alomhatás befolyásolta a legnagyobb mértékben (0,19). A fajta szaporasága negatív korrelációban áll a súlygyarapodással ($-0,02$) és az éves kori súllyal ($-0,37$). Genetikai kapcsolata a választási súllyal viszont pozitív (0,36). A fajtában a súlybeli változások a tenyészcélnek megfelelnek, a szaporaságban azonban mind a fenotípusban, mind tenyésztésértékben 2001-től csökkenés tapasztalható.

A **német feketefejú** fajtáról a szakirodalomban kevés genetikai paraméterbecslést ismertető közlemény lelhető fel, ami feltehetően a fajta elterjedtségére vezethető vissza. A választási súly közvetlen h^2 értéke (0,05) meghaladta az anyai heritabilitás (0,02) és az anyai állandó környezeti varianciarányados (0,04) értékét. Az alomhatás kiemelkedő (0,33). A választási súly közvetlen-anyai genetikai korrelációja egyedül ebben a fajtában pozitív (0,65), ami a választás utáni gyarapodásban is megmaradt (0,51). A

fajtában negatív kapcsolatot mutatható ki az éves kori súly és szaporaság közötti (-0,16). Ez a választási súly-szaporaság, választás utáni súlygyarapodás-szaporaság viszonylatában ugyanakkor pozitív (0,23 és 0,22). A becsült tenyésztési értékek kifejezett csökkenése tapasztalható 1993-tól választási súlyban, illetve 1997-től súlygyarapodásban.

A **texel** fajta kitűnik a született bárányok számára becsült közepes h^2 értékével (0,28), annak közepes ismételtettségével (0,32). Minden súlytulajdonság a született bárányok számával pozitív viszonyban áll, így a fajtában a két tulajdonságcsoporthoz együttes fejlesztése még nem ütközik korlátokba. A választási súly közvetlen-anyai genetikai korrelációja nem különbözik a nullától, a súlygyarapodásra nézve viszont már negatív az összefüggés (-0,52). A texel fajta minden vizsgált értékmérő tulajdonságában csökkenés tapasztalható, ami egyedül a választás utáni súlygyarapodás esetében nem szignifikáns.

A **lacaune** fajta hazai populációjában a választási súly h^2 értéke 0,05, az éves kori súly esetében ez 0,23, született bárányok számának h^2 értéke 0,07. A tejtermelésben (fejési napok száma, laktációs tejmennyiség, 90-napos tejmennyiség) a h^2 értéke 0,12 és 0,24 között változott. A választási súly tejtermelési tulajdonságokkal fennálló antagonizmusa (r_g -0,10 és -0,22 közötti) a lacaune fajtában a szelekciós előrehaladásban is szignifikánsan ($P < 0,05$) megnyilvánul. Ugyanakkor szelekciós előrehaladás állapítható meg a tejtermelési, az éves kori élősúly és született bárányok száma tulajdonságokban.

6.4. VIZSGÁLATOK A SZARVASMARHATENYÉSZTÉSBEN

1. *Értékmérő tulajdonságok gazdasági értéke*

A holstein-fríz és a kettőshasznú magyartarka fajtákban hazánkban első alkalommal került sor az értékmérő tulajdonságok gazdasági értékének meghatározására. A holstein-fríz fajta értékelt tulajdonságai közül legnagyobb jelentőségű a tejmennyiség (23,3%), amit a szomatikus pontszám (19,0%) és a hasznos élettartam (17,8%) követett. A tejfehérje mennyiség, a vemhesülési arány (közvetlen és anyai) jelentősége közel azonos (7-8%). A zsírmennyiség (3,9%), a borjak növekedési erélye (3,7%) a kifejlett kori súly (3,3%) kisebb gazdasági értékű. A kifejlett kori súly negatív értéke arra utal, hogy a tehén vágásra való értékesítéséből származó árbevétele nem ellensúlyozta a nagyobb tehén súlyához tartozó nevelési, életfenntartási költséget. A többi tulajdonság

jelentőségében nem érte el a 2%-ot. A születési súly és a vágási hozam jelentősége 0,5%. A tejtermelés a jövedelmezőséget 34,4%-ban, a funkcionális tulajdonságok 57,8%-ban és a növekedés, a súly a fajta jövedelmezőségét 7,8%-ban befolyásolta.

A magyartarka fajta értékelt tulajdonságai közül legjelentősebb volt a tejmennyiség (28,6%), amit a holstein-frízhez közel hasonlóan a hasznos élettartam (20,0%) követett, de a növendékállatok napi súlygyarapodása (11,2%) jelentősebb a tejfehérje termelésnél (9,1%). A tehenek kifejtett kori súlya számottevő (7,2%) gazdasági veszteséggel járt. A tejzsírmennyiség és a tehén vemhesülési arányának a jelentősége kisebb (3,5-5,6%), az ellés lefolyásának jelentősége 4%. A többi tulajdonság jelentőségében nem érte el a 2%-ot. A három tulajdonságcsoporthoz, a tejtermelés 43,3%-ban, a funkcionális tulajdonságok 36,2%-ban, a hústermelés a fajta jövedelmezőségét 20,5%-ban befolyásolta.

2. A termékenység értékelése

Az üszők termékenységében nagyobb évenkénti ingadozás tapasztalható, mint a tehenekében. Az üszők első termékenyítési életkora szignifikánsan ($P < 0,05$) befolyásolta az eredményes vemhesítéshez szükséges termékenyítések számát. Míg 14 hónaposan átlagosan 1,54 termékenyítésre volt szükség, 24 hónaposan 1,31-ra, 32 hónaposan már 1,46-ra. Az optimális tenyésztésbevételi életkor a termékenység szempontjából 24 hónap. Nyáron és télen az üszők nehezebben fogamzottak, mint ősszel ($P < 0,05$). Ősszel kevesebb termékenyítés (1,34) szükséges a sikeres fogamzáshoz, mint az év más évszakaiban (1,40-1,43). A tehenek nyáron és ősszel termékenyültek később. A varianciakomponensek alapján üszőfertilitás szempontjából a legmeghatározóbb a tenyészet, azt követi az inszeminátor személye, a termékenyítés éve, a termékenyítő bika, az üsző életkora és a termékenyítés évszaka. A magyartarka tehenek fertilitását sorrendben a következő tényezők határozzák meg: az inszeminátor szakképzettsége, a tenyészet, a laktáció sorszáma, a termékenyítés éve, a termékenyítő bika és az évszak. A termékenységi eredmények javítása legkézenfekvőbb eszközének a termékenyítési technológia, az inszeminátor munkájának felülvizsgálata tűnik.

A termékenyítések száma, az üresen álló napok száma és a termékenyítést követő 56. napig vissza nem ivarzó egyedek arányának a genetikai paramétereire nézve lineáris modellel számítva a következő megállapítások tehetők: az üszők termékenyítéseinek

száma és vissza nem ivarzók arányának h^2 értéke 0,006, a közöttük lévő genetikai korreláció igen szoros (-0,96). A két mutató azonos jelenséget határoz meg, egymással helyettesíthető. Viszont az üszőkori heritabilitás mértéke kétségesse teszi a korcsoport termékenyülési adatainak önálló felhasználását a tenyésztérbecslésben, szelekcióban. A tehenek mutatószámainak h^2 értéke 0,018 és 0,041 között változott. A termékenyítések száma és a vissza nem ivarzók aránya között igen szoros a korreláció (-0,94), emiatt elegendő csak az egyik paraméter felhasználása a tenyésztésben. Mivel a vissza nem ivarzó állapot hamarabb áll rendelkezésre, már az első termékenyítést követő 56. napon ($h^2 = 0,012$), ez korábbi szelekciót tesz lehetővé, mint a vemhesüléshez szükséges termékenyítések száma. Az üresen álló napok számának h^2 értéke (0,041) közel négyszerese a két másik mutatószámban számított értéknek, s a korrelációja a két másik mutatóval közepes. A tenyésztérbecslés megbízhatóságának növelése miatt felhasználása indokolt. Az 1997-től született tehenek üresen álló napjainak számára és az 56. napig vissza nem ivarzók arányára vonatkozó tenyésztérbecslésben jelentős javulás tapasztalható a fajtában. Ez a vélhetően a küllemi tulajdonságokra, az egészségi állapotra végzett közvetett szelekciónak, s az importként használt, termékenységre is szelektált osztrák tarka tenyésztanyagnak tulajdonítható.

3. *Ellés lefolyása és holtellés*

Az üszőkre és tehenekre is jellemző a nyár végi könnyebb és októberi nehezebb ellés. A magyartarka üszők átlagos ellési életkora $28,5 \pm 0,03$ hónap. A 22 és 36 hónap közötti tartományban az üsző életkora hatással van az ellés lefolyására ($P < 0,05$). A tehén korának előrehaladásával egyre könnyebben ellik. Az üszők átlagos vemhességi ideje $284,6 \pm 0,07$ nap volt, amit az üsző életkora az év-évszak és a borjú ivara befolyásolt ($P < 0,001$). A bikaborjak $1,4 \pm 0,14$ nappal később születtek, s az üsző életkorának 1 hónapos növekedésével a vemhességi idő $0,28 \pm 0,03$ nappal lett hosszabb. A könnyen, segítség nélkül ellő üszők átlagos vemhességi ideje $284,0 \pm 0,16$ nap, a nehezen, beavatkozással ellők $286,2 \pm 0,48$ napig voltak vemhesek. A tehenek átlagos vemhességi ideje $286,05 \pm 0,37$ nap. A második vemhesség rövidebb ($285,5 \pm 0,08$ nap), a későbbiek hosszabbak ($286,2$ - $286,9$ nap), ($P < 0,001$). A könnyen, segítség nélkül ellő tehenek átlagosan $286,1 \pm 0,08$ napig, a nehéz, beavatkozás nélkül ellők pedig $287,6 \pm 0,21$ napig voltak vemhesek. A könnyen, segítség nélkül ellő tehenek aránya 10%-al több mint az üszők aránya.

Azokban a tenyészetekben, ahol az éves átlagos ellésszám meghaladta a 200-at, szignifikánsan nehezebb ($P < 0,05$) az ellés lefolyása. A 200 ellés/évnél kisebb méretű tenyészetekben az ellés lefolyására adott pontszám 1,54-1,57, a nagyobb méretű tenyészetekben 1,82-2,04. Ha feltételezzük azt, hogy az ellés lefolyásának a pontozását minden tenyészetben azonosan értelmezik, akkor a nagyobb tenyészetekben az üszők eltérő felnevelési körülményeire, az állatok kevesebb mozgására utalhat a különbség.

A fajtában 2005-ig csökkent a holtellés gyakorisága, 2006-ban növekedett, majd ismét csökkenő tendenciát mutatott, a vizsgált évek átlagában 12,9%. Az üzemméret befolyásolta a holtellések előfordulását ($P < 0,001$). A 100 alatti évenkénti ellésszámot regisztráló tehenészetekben kisebb a holtellések aránya, mint a 101-300 ellésszámú tehenészetekben. A 301-et meghaladó ellésszám fölötti magyartarka tenyészetek hazánkban a legkiválóbb tartás és takarmányozás technológiát megvalósító tenyészetek, ahol a legalacsonyabb a holtellési arány is.

Az üszőellésben a korai tenyésztésbe vétel hátrányosan hat az élve született borjak arányára is. A 24 hónapnál fiatalabb korban ellő üszőknél 18% feletti a holtellés, ezt követően csökkent. Az első ellésből 1,29-szer születtek nagyobb valószínűséggel holt borjak. A bikaborjak 2,76-szor nagyobb valószínűséggel ($P < 0,001$) születtek holtan, mint az üszőborjak. Ilyen mértékű különbséget (7,5%-kal szemben 17,5%) a két ivar között az ismert források nem említene. Ez indokolhatja a vehem ivarának a megállapítását és a hímivarú magzattal vemhes tehenek visszafogottabb takarmányozását. A rövid idejű vemhesség rendkívüli mértékben növelte a holtellés gyakoriságát. A 265 napnál rövidebb idejű vemhességnél volt a legnagyobb (52%-os), a 280-285 nap hosszú vemhességnél a legkisebb (10,9%), ezt követően ismét növekedett. A harmadik elléskor kisebb, majd ismét növekedett a holtan született borjak aránya. Nyáron több borjú született élve (88,1%), mint télen (86,2%).

Küszöbmodellel értékelve üszőellésekre vonatkozóan az ellés lefolyására megállapított genetikai paraméterek a következők: közvetlen $h^2 = 0,07$, anyai $h^2 = 0,23$, r_g közvetlen-anyai = -0,64. Ugyanezek holtellésre 0,05, 0,05 és -0,36 voltak. A nehezen ellő üszőkre jellemzőbb a holtellés ($r_g = 0,71$), a teheneknél ez az összefüggés lazább ($r_g = 0,43$). Teheneknél az ellésekkor annak lefolyására megállapított paraméterek a következők: közvetlen $h^2 = 0,03$, anyai $h^2 = 0,13$, r_g közvetlen-anyai -0,45. A holtellésre

megállapított paraméterek $-0,02$, $-0,03$, és $-0,45$ voltak. Az ellés lefolyásának ismételhetségi értéke $0,22$. Az ellés lefolyása tulajdonságban 1990-től romlás tapasztalható ($P < 0,05$). A hazai állományban eddig a tulajdonságra nem folyt mesterséges szelekció, és ez a változás a természetes szelekció mellett az osztrák importált bikák használatának is tulajdonítható. A közvetlen holtellés tenyészték a vizsgált időszakban szignifikánsan csökkenő ($P < 0,05$). Az anyai tenyészték viszont növekvő ($P < 0,01$). A jelenség a közvetlen és az anyai holtellés közötti antagonizmusnak tulajdonítható.

4. *Perzisztencia*

1976-tól 2008-ig tartó évekre vonatkozóan az átlagos perzisztencia értékszám (305 napos standard laktációs tejmenyiség/(legnagyobb havi befejt tejmenyiség x havi befejések száma) $71,8 \pm 8,93$, $13,1$ minimum és $99,8$ maximum értékekkel. A perzisztencia évszakonkénti alakulása csak részben követte a tejmenyiség évszakonkénti változását. Az első laktációban a laktációs tejmenyiség növekedésével nagyobb mértékben javult a perzisztencia mint a későbbiekben. Az üresen álló napok számának növekedésével csökkent a perzisztencia, a második, harmadik laktációban ez a csökkenés nagyobb mértékű. A nagyobb tejtermeléssel együtt járt a jobb perzisztencia is $r_p = 0,18$ ($P < 0,001$). A perzisztencia értékszám öröklődhetőségi értéke $0,08$, az ismételhetségi értéke $0,24$. A perzisztencia értékszám tenyésztékbeli változása javuló ($P < 0,001$) az 1977 és 2007 között született tehenek tenyésztéke alapján. Ez a javulás részben a tejirányú szelekció korrelatív hatásának, részben az import bikák hatásának tulajdonítható.

7. ÖSSZEFOGLALÁS

A dolgozatban a tenyésztési program hatékonyságának fejlesztési lehetőségeit mutatom be annak elemein keresztül a juh- és szarvasmarha-tenyésztésben. Kitérek a tenyészcél gazdasági értékének meghatározására, az adatok pontosságára, a populációszerkezetre, a tenyészértékbecslésre, a szelekció hatására, a szelekció eredményének értékelésére.

1. A rendelkezésre álló származási és teljesítményadatok, azok pontossága alapvetően befolyásolják a tenyésztési program sikerét. Ugyanakkor a szelekció során változnak azok a genetikai paraméterek, amelyeket a teljesítmény és származási adatokból számítunk. Sztochasztikus szimulációval vizsgáltuk a genetikai variancia, az öröklődhetőségi érték, a szelekciós előrehaladás, a beltenyésztési együttható változását, a valótlan és hiányos származási adatok, valamint a szelekció során több nemzedéken keresztül rendelkezésre álló teljesítmény és származási adatok hatását 0,2 és 0,5 h^2 értékű tulajdonságra. Valótlan (10-20%-ban) apai származási adat esetében 0,2-es h^2 értékű tulajdonságra végzett szelekció az 5. nemzedékre a genetikai variancia nagyobb mértékű csökkenését okozta, mint a valós szülői származás ismeretében végzett szelekció. A csökkenés fokozottabb 20%-os valótlan származásnál. A származási adat ilyen mértékű pontatlansága 0,5-es h^2 értékű tulajdonságra végzett szelekcióban a becsült varianciát nem csökkentette. Kis h^2 -nél a valótlan származás kiváltotta az öröklődhetőségi érték (16%-os) csökkenését is. Kis h^2 értéknél a valótlan származás a szelekciós előrehaladást is csökkentette, míg nagy h^2 -nél ez nem figyelhető meg. A számított beltenyésztési együttható nagyságrendje kis h^2 értéknél a valótlan származási adat arányának növekedésével egyidejűleg emelkedett. A szelekció során az ismeretlen szülők arányának növekedésével a genetikai variancia további mértékű csökkenése tapasztalható. Ötnél több nemzedék származási adatának ismeretében a becsült genetikai variancia növekedett. Kis h^2 értékű tulajdonságnál a becsült tenyészérték megbízhatósága növekedett, ami nagy h^2 értékű tulajdonságnál viszont nem tapasztalható. A becsülő modell illeszkedése (AG log likelihood érték) több nemzedék származási adatának ismeretével egyidejűleg szintén javult. Az ismert teljesítményadattal rendelkező nemzedékek számának a növekedésével növekedett a becsült genetikai variancia és a számított öröklődhetőségi érték.

2. A párosítás tervezésében a szelekciós előrehaladás maximalizálása mellett a beltenyésztési együtttható lehetséges minimalizálására törekszünk. Az ismert programok lineáris gazdasági értékű tulajdonságokban maximalizálják az előrehaladást, korrekatív párosítást azonban nem tesznek lehetővé. Olyan megoldást kerestem, amely a korrekatív párosítást lehetővé teszi nagyszámú tulajdonság egyidejű fejlesztése mellett. Nagy populáció klaszteranalízissel rész-populációkra osztható, s az egyes tulajdonságokat javítandó korrekatív párosítás alapján a tenyésztő által kiválasztott tehén és bikapopuláció lineáris programozással a szelekciós előrehaladás maximalizálásával párosítható.

3. Adott fajta fejlesztésének előfeltétele a genetikai erőforrások ismerete. Céлом volt a magyar merinó, a német húsmerinó, az ile de france, a suffolk, a német feketefejű, a texel, a lacaune fajták populációszerkezetének jellemzése ismert mutatószámok alapján. Ezzel lehetővé válhat a fajták genetikai erőforrásainak ésszerű használata. A Magyar Juh és Kecsketenyésztő Szövetség adatbázisában a 7 fajta származási adata, a születés éve, ivar, az egyedek legutolsó tenyészetének száma az adatbázis létrehozásától kezdve 2009-ig állt rendelkezésre. A fajtákat a beltenyésztési együtttható, effektív populációlétszám, generációs intervallum, pedigré teljesség index, alapító egyenérték, ősegyenérték, genetikai rokonság mutatószámok alapján jellemeztem. A magyar merinó generációs intervalluma a leghosszabb (4,2 év), a német feketefejű generációs intervalluma a legrövidebb (3,5 év). A pedigré teljességi index a magyar merinó esetében még a hatodik nemzedékben is eléri a 0,79-et, a texel esetében már csak 0,34. Az effektív populációméret legnagyobb méretű csökkenése a magyar merinó fajtát érintette. A texel fajtánál ez már 50-nél kisebb. A suffolk és a lacaune fajták kivételével minden fajtában növekedett a beltenyésztési együtttható, ami okszerű apaállat használatot, tenyészállat behozatalt tesz szükségessé. A fajták teljes genetikai variabilitásának a 10%-a 2-4, 25%-a 3-13, 50%-a 9-63 apaállatra vezethető vissza. Adott tenyészet megszűnésekor indokolt elemezni a tenyészértékét és vizsgálni genetikai kapcsolatát a többi még működőkével.

4. A gazdasági állatoknak gazdasági környezetben kell helytállniuk. Ezért vizsgáltam, hogy egy-egy fajta értékmérő tulajdonságai hogyan járulnak hozzá a fajta gazdaságos tartásához. A számításokat a magyar merinóra és a suffolkra végeztem el, ennek alapján a módszer a többi fajtára is alkalmazható. Bio-ökonómiai modellel hazánkban először

számítottam a juh értékmérő tulajdonságainak gazdasági értékét. A takarmányköltséget a közvetlen területalapú támogatással (SAPS) csökkentett önköltségi áron számolva, a magyar merinó értékmérő tulajdonságainak gazdasági súlya a következő volt: született bárányszám 26,8%, felnevelési arány 19,8%, élveszületési arány 16,7%, hasznos élettartam 6,8%, napi súlygyarapodás 6,7%. A tulajdonságok ilyen mértékű súlya juhtenyésztésben is felhívja a figyelmet a fitnesz tulajdonságok jelentőségére. Hazai gazdasági környezetben a suffolk értékmérő tulajdonságai közül legnagyobb relatív gazdasági súllyal a felnevelési arány rendelkezett 39,5%-kal, amit csökkenő sorrendben az élve születési arány 31,7%-kal, az anyajuh hasznos élettartama 9,2%-kal és az anyajuh fogamzási aránya követett 8,4%-kal. A választásig elért napi súlygyarapodás gazdasági súlya 6,2%, a választási súly gazdasági súlya 5,0%. Mindkét fajtában a kifejtett kori súly növelése gazdasági veszteséggel járt. Ez a veszteség a magyar merinóban 1,1%, a suffolknál 7,5% testsúly kilogramonként.

5. A genetikai paraméterek időszakonkénti újraszámítását az allélgyakoriságot megváltoztató tényezők fennállása indokolja. Célom volt a genetikai paraméterek kiszámítása a magyar merinó, a német húsmerinó, az ile de france, a suffolk, a német feketefejű, a texel, a lacaune értékmérő tulajdonságaira nézve. Mindezek alapot teremthetnek a fajták tenyésztési programjának az újratervezéséhez. Értékeltem a választási súly, választás utáni súlygyarapodás a hízékonyság vizsgálat ideje alatt, éves kori súly, született bárányszáma, két ellés közti idő, kifejt tej mennyisége, fejési napok száma, 90-napos tejmenyiség tulajdonságokat. A tulajdonságok közötti korreláció becslésére és a tenyésztési érték becslésére többváltozós lineáris-küszöb modellt Bayes alapú Gibbs mintavételezéssel alkalmaztam. Lineáris tulajdonságként kezeltem a súly, a tej és a gyapjú tulajdonságokat, a két ellés közötti időt, küszöbtulajdonságként a született bárányszáma számát.

A **magyar merinó** választási súlyának h^2 értékét 0,05-nak becsültem. Míg a választási súly közvetlen genetikai meghatározottsága és anyai genetikai hatása között nem mutatható ki összefüggés, a súlygyarapodás esetében negatív (-0,29). A született bárányszám h^2 értéke 0,09, a tulajdonság szintje 2004-től jelentősen csökkent. A fajta mindhárom testsúlyra vonatkozó tulajdonságában előrehaladás mutatható ki a vizsgált időszakban. A **német húsmerinó** választási súlyának h^2 értéke 0,08, a súlygyarapodás és az éves kori súly h^2 -e nagyobb (0,10 és 0,16). A választási súly anyai h^2 értéke (0,11)

és az anyai állandó környezeti varianciáhányad (0,06) valamint az ideiglenes környezeti hányad (0,14) nagyságrendje a hatások modellbeli szerepét hangsúlyozzák. A választási súly direkt-anyai génhatások közötti antagonizmusa jelentős ($r_{\text{gam}} = -0,34$). A fajta értékmérő tulajdonságaiban 1990 és 2009 között genetikai előrehaladás állapítható meg. Az **ile de france** fajta választási súlyának közvetlen h^2 értéke 0,078, ami hasonló mértékű (0,087) az anyai h^2 értékkel, az állandó alomhatással (0,083) és az apa-év kölcsönhatással (0,087). Az anya hatása kiegyenlítettebb az egymást követő ellésekben (0,14). A fajta növekedési erélyére jelentős hatással van a közvetlen növekedési gének és az anyai nevelőképesség közötti antagonizmus ($r = -0,53$ és $-0,89$). Az **ile de france** minden értékmérő tulajdonságában változás figyelhető meg a tenyésztértékben, ami a született bárányok számában kedvezőtlen. A **suffolk** hízékonyságvizsgálata során mért napi súlygyarapodásának h^2 értéke 0,16. Az anyai genetikai hatás mértéke a választási súly és súlygyarapodás esetében hasonló nagyságrendű (0,05-0,06). A választási súlyt a környezeti tényezők közül az ideiglenes alomhatás befolyásolta a legnagyobb mértékben (0,19). A fajtában a súlybeli változások a tenyészcélnek megfelelnek, a szaporaságban azonban mind a fenotípusban, mind tenyésztértékben 2001-től csökkenés tapasztalható. A **német feketefejú** választási súlyának közvetlen h^2 értéke (0,05) meghaladta az anyai heritabilitás (0,02) és az anyai állandó környezeti varianciáhányados (0,04) értékét. Az alomhatás kiemelkedő (0,33). A választási súly közvetlen-anyai genetikai korrelációja egyedül ebben a fajtában pozitív (0,65), ami a választás utáni gyarapodásban is megmaradt (0,51). A fajtában negatív kapcsolat mutatható ki az éves kori súly és szaporaság közötti (-0,16). Ez a választási súly-szaporaság, választás utáni súlygyarapodás-szaporaság viszonylatában ugyanakkor pozitív (0,23 és 0,22). A becsült tenyésztértékek kifejezett csökkenése tapasztalható 1993-tól választási súlyban, illetve 1997-től súlygyarapodásban. A **texel** fajta kitűnik a született bárányok számára becsült közepes h^2 értékével (0,28), annak közepes ismételhetőségével (0,32). Minden súlytulajdonság a született bárányok számával pozitív viszonyban áll, így a fajtában a két tulajdonságcsoport együttes fejlesztése még nem ütközik korlátokba. A **texel** fajta értékmérő tulajdonságában romlás tapasztalható. A **lacaune** fajta hazai populációjában a tejtermelésben (fejési napok száma, laktációs tejmenyiség, 90-napos tejmenyiség) a h^2 értéke 0,12 és 0,24 között változott. A választási súly tejtermelési tulajdonságokkal fennálló antagonizmusa ($r_g -0,10$ és $-0,22$ közötti) a **lacaune** fajtában a szelekciós előrehaladásban is megnyilvánul. Ugyanakkor

szelekciós előrehaladás állapítható meg a tejtermelési, az éves kori élősúly és született bárányok száma tulajdonságokban.

6. Gazdasági szempontból a tejhasznú és kettőshasznú szarvasmarhafajták értékmérő tulajdonságait hazánkban bio-ökonómiai modellel eddig még nem értékelték. A holstein-fríz fajta értékelt tulajdonságai közül legnagyobb jelentőségű a tejmenyiség (23,3%), amit a szomatikus pontszám (19,0%) és a hasznos élettartam (17,8%) követett. A tejfehérje mennyiség, a vemhesülési arány (közvetlen és anyai) jelentősége közel azonos (7-8%). A zsírmennyiség (3,9%), a borjak növekedési erélye (3,7%) a kifejlett kori súly (3,3%) kisebb gazdasági értékű. A kifejlett kori súly negatív értéke arra utal, hogy a tehén vágásra való értékesítéséből származó árbevétele nem ellensúlyozta a nagyobb tehén súlyához tartozó nevelési, életfenntartási költséget. A többi tulajdonság jelentőségében nem érte el a 2%-ot. A születési súly és a vágási hozam jelentősége 0,5%. A tejtermelés a jövedelmezőséget 34,4%-ban, a funkcionális tulajdonságok 57,8%-ban és a növekedés, a súly a fajta jövedelmezőségét 7,8%-ban befolyásolta. A magyartarka fajta értékelt tulajdonságai közül legjelentősebb volt a tejmenyiség (28,6%), amit a holstein-frízhez közel hasonlóan a hasznos élettartam (20,0%) követett, de a növendékállatok napi súlygyarapodása (11,2%) jelentősebb a tejfehérje termelésnél (9,1%). A tehenek kifejlett kori súlya számottevő (7,2%) gazdasági veszteséggel járt. A tejzsírmennyiség és a tehén vemhesülési arányának jelentősége kisebb (3,5-5,6%), az ellés lefolyásának jelentősége 4%. A többi tulajdonság jelentőségében nem érte el a 2%-ot. A három tulajdonságcsoporthoz, a tejtermelés 43,3%-ban, a funkcionális tulajdonságok 36,2%-ban, a hústermelés a fajta jövedelmezőségét 20,5%-ban befolyásolta.

7. A kettőshasznú magyartarka fajta fitness tulajdonságainak kvantitatív genetikai értékelésére eddig még nem került sor a rendelkezésre álló, legújabb statisztikai módszerekkel. Ezért vizsgáltam a magyartarka üszők és tehenek termékenységet, az ellés lefolyását, a holtellését, a tejtermelés perzisztenciáját befolyásoló hatásokat, becsültem a tulajdonság öröklődhetőségi értékét, kiszámítottam a tejmenyiség, a perzisztencia, a hosszú hasznos élettartam, az üresen állási napok száma, az ellés lefolyása, a holtellés tulajdonságok közötti genotípusos és fenotípusos korrelációkat, mely lehetőséget teremt a szimultán szelekció alkalmazásához. A Mezőgazdasági Szakigazgatási Hivatal Központ 2000 és 2009 között a fajtáról gyűjtött országos adatait értékeltem. Az üszők első termékenyítési életkora befolyásolta az eredményes

vemhesítéshez szükséges termékenyítések számát. Az optimális tenyésztésbevételi életkor a termékenység szempontjából 24 hónap. Nyáron és télen az üszők nehezebben fogamzottak, mint ősszel. A varianciakomponensek alapján üszőfertilitás szempontjából a legmeghatározóbb a tenyészet, azt követi az inszeminátor személye, a termékenyítés éve, a termékenyítő bika, az üsző életkora és a termékenyítés évszaka. A magyartarka tehenek fertilitását sorrendben a következő tényezők határozták meg: az inszeminátor szakképzettsége, a tenyészet, a laktáció sorszáma, a termékenyítés éve, a termékenyítő bika és az évszak. A termékenységi eredmények javítása legkézenfekvőbb eszközének a termékenyítési technológia, az inszeminátor munkájának felülvizsgálata tűnik. Az üszők termékenyítéseinek száma és vissza nem ivarzók arányának h^2 értéke 0,006, a közöttük lévő genetikai korreláció igen szoros (-0,96). Az üszőkori heritabilitás mértéke kétséges teszi a korcsoport termékenyülési adatainak önálló felhasználását a tenyészértékbecslésben, szelekcióban. A tehenek mutatószámainak h^2 értéke 0,018 és 0,041 között változott. A termékenyítések száma és a vissza nem ivarzók aránya között igen szoros a korreláció (-0,94), emiatt elegendő csak az egyik paraméter felhasználása a tenyésztésben. Az üresen álló napok számának h^2 értéke 0,041, s a korrelációja a két másik mutatóval közepes. A tenyészértékbecslés megbízhatóságának növelése miatt felhasználása indokolt. Az 1997-től született tehenek üresen álló napjainak számára és az 56. napig vissza nem ivarzók arányára vonatkozó tenyészértékében jelentős javulás tapasztalható a fajtában. A 22 és 36 hónap közötti tartományban az üsző életkora hatással van az ellés lefolyására. A tehén korának előrehaladásával egyre könnyebben ellik. A bikaborjak $1,4 \pm 0,14$ nappal később születtek, s az üsző életkorának 1 hónapos növekedésével a vemhességi idő $0,28 \pm 0,03$ nappal lett hosszabb. A könnyen, segítség nélkül ellő üszők átlagos vemhességi ideje $284,0 \pm 0,16$ nap, a nehezen, beavatkozással ellők $286,2 \pm 0,48$ napig voltak vemhesek. A tehenek átlagos vemhességi ideje $286,05 \pm 0,37$ nap. A második vemhesség rövidebb ($285,5 \pm 0,08$ nap), a későbbiek hosszabbak ($286,2-286,9$ nap). A könnyen ellő tehenek átlagosan $286,1 \pm 0,08$ napig, a nehéz, beavatkozás nélkül ellők pedig $287,6 \pm 0,21$ napig voltak vemhesek. A könnyen ellő tehenek aránya 10%-al több mint az üszők aránya. Azokban a tenyészetekben, ahol az éves átlagos ellésszám meghaladta a 200-at nehezebb az ellés lefolyása. A fajtában 2005-ig csökkent a holtellés gyakorisága, 2006-ban növekedett, majd ismét csökkenő tendenciát mutatott, a vizsgált évek átlagában 12,9%. Az üzemméret befolyásolta a holtellések előfordulását. A 100-nál kevesebb évenkénti ellésszámot regisztráló tehenészetekben kisebb a holtellések aránya, mint a 101-300 ellésszámú

tehenészetekben. Az üszőellésben a korai tenyésztésbe vétel hátrányosan hat az élve született borjak arányára is. A 24 hónapnál fiatalabb korban ellő üszőknél 18% feletti a holtellés, ezt követően csökkent. Az első ellésből 1,29-szer születtek nagyobb valószínűséggel holt borjak. A bikaborjak 2,76-szor nagyobb valószínűséggel születtek holtan, mint az üszőborjak. A rövid idejű vemhesség rendkívüli mértékben növelte a holtellés gyakoriságát. Küszöbmodellel értékelve üszőellésekre vonatkozóan az ellés lefolyására megállapított genetikai paraméterek a következők: közvetlen $h^2 = 0,07$, anyai $h^2 = 0,23$, r_g közvetlen-anyai = -0,64. Ugyanezek holtellésre 0,05, 0,05 és -0,36. A nehezen ellő üszőkre jellemzőbb a holtellés ($r_g = 0,71$), a teheneknél ez az összefüggés lazább ($r_g = 0,43$). Teheneknél az ellésekkor annak lefolyására megállapított paraméterek a következők: közvetlen $h^2 = 0,03$, anyai $h^2 = 0,13$, r_g közvetlen-anyai = -0,45. A holtellésre megállapított paraméterek 0,02, 0,03, és -0,45 voltak. Az ellés lefolyásának ismételhetőségi értéke 0,22. Az ellés lefolyása tulajdonság tenyészérték 1990-től kedvezőtlen.

A perzisztencia értékszám öröklődhetőségi értéke 0,08, az ismételhetőségi értéke 0,24. A perzisztencia értékszám tenyészértékbeli változása javuló az 1977 és 2007 között született tehenek tenyészértéke alapján.

8. IRODALOMJEGYZÉK

- A Magyar Juh- és Kecsketenyésztő Szövetség Tenyésztési Programja (2010): <http://www.mjksz.hu/tenyesztési-program/juh> (Hozzáférés: 2011. 12. 22.)
- Abdulkhaliq, A.M., Harvey, W.R., Parker, C.F. (1989): Genetic parameters for ewe productivity traits in the Columbia, Suffolk and Targhee breeds. *J. Anim. Sci.*, 67. 3250-3257.
- Alexander, G.D.S., Mottershead, B. (1983): Problems in the accurate recording in lambing data. *Aust. J. Exp. Agr. and Animal Husbandry*, 23. 361-368.
- Alfonso, L., Parada, A., Legarra, A., Ugarte, E., Arana, A. (2006): The effect of selective breeding against scrapie susceptibility on the genetic variability of the Latxa Black-Faced sheep breed. *Genet. Sel. Evol.*, 38. 495-511.
- Allaire, F.R. (1977): Corrective mating methods in the context of breeding theory. *J. Dairy Sci.*, 60. 1799-1806.
- Al-Shorepy, S.A., Notter, D.R. (1996): Genetic variation and covariation for ewe reproduction, lamb growth, and lamb scrotal circumference in a fall-lambing sheep flock. *J. Anim. Sci.*, 74. 7. 1490-1498.
- Altarriba, J.L., Varona, L., Garcia-Cortes, L.A., Moreno, C. (1998): Bayesian inference of variance components for litter size in Rasa Aragonesa sheep. *J. Anim. Sci.*, 76. 23-28.
- Amer, P.R., McEwan, J.C., Dodds, K.G., Davis, G.H. (1999): Economic values for ewe prolificacy and lamb survival in New Zealand sheep. *Livest. Prod. Sci.*, 58. 75-90.
- Amer, P.R., Simm, G., Keane, M.G., Diskin, M.G., Wickham, B.W. (2001): Breeding objectives for beef cattle in Ireland. *Livest. Prod. Sci.*, 67. 223-239.
- Analla, M., Sanchez-Palma, A., Munoz-Serrano, A., Serradilla, J.M. (1995): Simulation analysis with BLUP methodology of different data structures in goat selection schemes in Spain. *Small Ruminant Res.*, 17. 51-55.
- Analla, M., Serradilla, J.M. (1998): Estimation of correlations between ewe litter size and maternal effects on lamb weights in Merino sheep. *Genet. Sel. Evol.*, 30. 493-501.
- 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.
- 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.
- Anton, I. (2000): Béta-laktoglobulin típusok előfordulása hazai tejelő juhállományokban és szelekciós felhasználásuk lehetőségei. PhD értekezés. Kaposvári Egyetem.
- Anton, I., Zsolnai, I., Kukovics, S., Molnár, A., Fésüs, L. (1998): Genetic polymorphisms of milk proteins in Hungarian dairy sheep breeds and crosses. *REU Technical Series*, 50. 224-226.
- Ap Dewi, I., Saachi, M., Ulutas, Z. (2002): Genetic parameters of weights, ultrasonic muscle and fat depths, maternal effects and reproductive traits in Welsh Mountain sheep. *J. Anim. Sci.*, 74. 399-408.
- 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.

- Ács, I., Szűcs, E., Karle, G., Szentpéteri, J. (1983): Evaluation of the lactation of dairy cows of different genotypes by means of Wood's function. 1st Hungarian-Egyptian Conference on Animal Production. Gödöllő, 5-7 September 1983.
- Árnason, T., Jónmundsson, J.V. (2008): Multiple trait genetic evaluation of ewe traits in Icelandic sheep. *J. Anim. Breed. Genet.*, 125. 6. 390-396.
- Árnyasi, M. (2003): Molekuláris genetikai eszközök alkalmazása a booroola (FecB) mutációt hordozók azonosítására a szapora merinó fajtában. PhD értekezés. Debreceni Egyetem.
- Asadi Fozi, A., Van der Werf, J.H.J., Swan, A.A. (2005): The importance of accounting for maternal genetic effects in Australian fine-wool Merino breeding. *Aust. J. Agr. Res.*, 56. 789-796.
- Atkins, K.D. (1980): Lamb growth and survival. *Aust. J. Exp. Agr. and Animal Husbandry*, 20. 272-279.
- Bahreini Behzadi, M.R., Eftekhari-Shahroudi, F., Van Vleck, L.D. (2005): The study of maternal effects on estimation of heritabilities and determination of environmental factors on early growth traits in Kermani sheep. *J. Sci. Technol. Agric. Nat. Resour.*, 9. 195-202.
- 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.
- 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.
- Barillet, F. (2007): Genetic improvement for dairy production in sheep and goats. *Small Ruminant Res.*, 70. 1. 60-75.
- Barillet, F., Boichard, D. (1987): Studies on dairy production of milking ewes. I. Estimates of genetic parameters for total milk composition and yield. *Genet. Sel. Evol.*, 19. 3. 459-474.
- Barillet, F., Boichard, D., Barbat, A., Astruc, J.M., Bonaiti, B. (1992): Use of an animal model for genetic evaluation of the Lacaune dairy sheep. *Livest. Prod. Sci.*, 31. 3-4. 287-299.
- Barillet, F., Marie, C., Jacquin, M., Lagriffoul, G., Astruc, J.M. (2001a): The French Lacaune dairy sheep breed: use in France and abroad in the last 40 years. *Livest. Prod. Sci.*, 71. 17-29.
- Barillet, F., Rupp, R., Mignon-Gastreau, S., Astruc, J.M., Jacquin, M. (2001b): Genetic analysis for mastitis resistance and milk somatic cell score in French Lacaune dairy sheep. *Genet. Sel. Evol.*, 33. 397-415.
- Barkaszi, L. (2010): Hozam, költség és jövedelem viszonyok az európai uniós és hazai tesztüzemek szintjén. 27-39. In: Kukovics, S., Jávorski, A. szerk. A fejlesztés lehetőségei a juhágazatban. JUHINNOV Platform. K-OVI-CAP Bt, DE-AGTC. Debrecen-Herceghalom.
- Baron, E.E., Martinez, M.L., Verneque, R.S., Coutinho, L.L. (2002): Parentage testing and effect of misidentification on the estimation of breeding value in Gir cattle. *Genet. Mol. Biol.*, 25. 4. 389-394.
- 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.

- Baumung, R., Fuerst-Waltt, B. (2009): Breeding programmes for local sheep breeds in Austria. Proc. of the 60th Annual Meeting of the EAAP. Barcelona, Spain, August 24-27, 2009, Session 1, Abstract 4050.
- Beechinor, J.G., Kelly, E.P. (1987): Errors of identification amongst cattle presented as progeny of some bulls used in the artificial insemination service in Ireland. Irish Vet. J., 41. 348.
- Beilharz, R.G. (1994): Environmental limitations – consequences for breeding programs. Proc. 5th World Congr. Genet. Appl. Livest. Prod., Guelph, Ontario, Canada. 18. 213-216.
- Béládi, K., Kertész, R. (2009): A főbb mezőgazdasági ágazatok költség- és jövedelemhelyezete a tesztüzemek adatai alapján 2008-ban. Agrárgazdasági Kutatóintézet. Budapest. 1-155.
- Bellows, R.A., Short, R.E., Anderson, D.C., Knapp, B.W. (1971): Cause and effect relationships associated with calving difficulty and calf birth weight. J. Anim. Sci., 33. 407-415.
- Berglund, B., Steinbock L., Elvander, M. (2003): Causes of stillbirth and time of death in Swedish Holstein calves examined post mortem. Acta Vet. Scand., 44. 111-120.
- Béri, B., Nagy, G., Vinczeffy, I. (1995): Az időszakos legeltetés hatása tejhasznosítású szarvasmarha-állományok termelésére. 1. Közlemény: Hatások a termelt tej szomatikus sejtszámára. Állattenyésztés és Takarmányozás, 44. 1. 25-37.
- Berry D.P., Lee J.M., MacDonald, K.A., Roche, J.R. (2007b): Body condition score and body weight effects on dystocia and stillbirths and consequent effects on post-calving performance. J. Dairy Sci., 90. 4201-4211.
- Berry, D.P., Coughlan, S., Evans, R.D. (2007a): Preliminary genetic evaluation of female fertility in Ireland. Interbull Bulletin, 37. 125-128.
- Bicalho, R.C., Galva, K.N., Cheong, S.H., Gilbert, R.O., Warnick, L.D., Guard, C.L. (2007): Effect of stillbirths on dam survival and reproduction performance in Holstein dairy cows. J. Dairy Sci., 90. 2797-2803.
- Bichard, M., Yalcin, B.C. (1964): Crossbred sheep production. III. Selection for growth rate and carcass attributes in the second cross lamb. Anim. Prod., 6. 179-187.
- Blackburn, D.H., Snowden, G.D., Glimp, H. (1991): Simulation of lean lamb production systems. J. Anim. Sci., 69. 115-124.
- Boer, I.J.M., Arendonk, J.A.M. (1994): Additive response to selection adjusted for effects of inbreeding in a closed dairy cattle nucleus assuming a large number of gametes per female. Anim. Prod., 58. 173-180.
- Bognár, L. (1999): Holstein Globál Index. Előterjesztés. Holstein-fríz Tenyésztők Egyesülete. Budapest
- Boichard, D. (2002): PEDIG: a fortran package for pedigree analysis suited for large populations, in: Proc. 7th World Congr. Genet. Appl. Livest. Prod., Montpellier, France, 19-23 August 2002, CD-ROM communication No. 28-13.
- Boichard, D., Maignel, L., Verrier, É. (1997): The value of using probabilities of gene origin to measure genetic variability in a population. Genet. Sel. Evol., 29. 5-23.
- Bolla, P., Caroli, A., Mezzelani, A., Rizzi, R., Pagnacco, G., Fraghi, A., Casu, S. (1989): Milk protein markers and production in sheep. Anim. Genet., 20. Suppl. 1. 78.
- Borg, R.C., Nottre, D.R., Kuehn, L.A., Kott, R.W. (2007): Breeding objectives for Targhee sheep. J. Anim. Sci., 85. 2815-2829.
- 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.

- Boylan, W.J. (1989): The genetic basis of milk production in sheep. Proc. of the North American Dairy Sheep Symposium. St. Paul, Minnesota. Animal Science Department University of Minnesota Publication, St. Paul. 1-8.
- Bozó, S., Kovács, K., Gábor, Gy., Györkös, I., Völgyi Csík, J. (1999): Holstein-fríz bikák termelési és szaporodásbiológiai tulajdonságokban, valamint selejtezési okokban kimutatott örökítő értékei közötti összefüggések. Állattenyésztés és Takarmányozás, 48. 3. 301-313.
- Bradford, G.E. (1972): Genetic control of litter size in sheep. J. Reprod. Fertil., Suppl. 15. 23-41.
- Brandsma, J.H., Janss, L.L.G., Visscher, A.H. (2004): Association between PrP genotypes and litter size and 135 days weight in Texel sheep. Livest. Prod. Sci., 85. 59-64.
- Brandts, A., Cavanese, F., Cassandro, M. (1996): Economic weights for longevity in the Italian Holstein breed. Interbull Bulletin, 14. 76-80.
- Brash, L.D., Fogarty, N.M., Barwick, S.A., Gilmour, R.A. (1994): Genetic parameters for Australian maternal and dual-purpose meatsheep breeds. I. Aust. J. Agr. Res., 45. 459-468.
- Brash, L.D., Fogarty, N.M., Gilmour, A.R. (1997): Estimates of genetic parameters and environmental effects for production traits in young Merino rams. Proc. of the AAABG, 12. 529-533.
- Brinks, J.S., Olson, J.E., Carroll, E.J. (1973): Calving difficulty and its association with subsequent production in Herefords. J. Anim. Sci., 36. 11-17.
- Brisbane, J.R., Gibson, J.P. (1995): Balancing selection response and rate of inbreeding by including genetic relationships in selection decisions. Theor. Appl. Genet., 91. 421-431.
- Brydl, E. (2004): A szarvasmarha-tenyésztés fejlesztésének szükségessége és szakmai lehetőségei. Magyar Állatorvosok Lapja, 125. 393-400.
- Buchmann, K., Bresciani, J. (1998): Microenvironment of Gyrodactylus Derjavini on rainbow trout Oncorhynchus mykiss: association between mucousa cell density in skin and site selection. Parasitol. Res., 84. 1. 17-24.
- Buis, R.C., Oldenboek, J.K., Van der Werf, J.H.J. (1994): Preserving genetic variance resources in commercial and non-commercial populations. Neth. J. Agric. Sci., 42. 1. 29-36.
- Bulmer, M.G. (1971): The effect of selection on genetic variability. Am. Nat., 105. 201-211.
- Bulmer, M.G. (1976): The effect of selection on genetic variability. A simulation study. Genet. Res., 28. 2. 101-117.
- Burfening, P.J., Kachmann, S.D., Hanford, K.J., Rossi, D. (1993): Selection for reproductive rate in Rambouillet sheep: Estimated genetic change in reproductive rate. Small Ruminant Res., 10. 317-330.
- Burfening, P.J., Kress, D.D., Friedrich, R.L., Vaniman, D.D. (1978a): Calving ease and growth rate of Simmental-sired calves. I. Factors affecting calving ease and growth rate. J. Anim. Sci., 46. 922-929.
- Burfening, P.J., Kress, D.D., Friedrich, R.L., Vaniman, D.D. (1978b): Phenotypic and genetic relationships between calving ease, gestation length, birth weight and preweaning growth. J. Anim. Sci., 47. 595-600.
- Calus, M.P.L., Bijma, P., Veerkamp, R.F. (2004): Effects of data structure on the estimation of covariance functions to describe genotype by environment interactions in a reaction norm model. Genet. Sel. Evol., 36. 489-507.

- Cantet, R.J.C., Bircheimer, A.N., Santos-Cristal, M.G., De Avila, V.S.* (2000): Comparison of restricted maximum likelihood and method R for estimating heritability and predicting breeding value under selection. *J. Anim. Sci.*, 78. 2554-2560.
- Cardoso, F.F., Tempelman, R.J.* (2003): Bayesian inference on genetic merit under uncertain paternity. *Genet. Sel. Evol.*, 35. 469-487.
- Carnier, P., Albera, A., dal Zotto, R., Groen, A.F., Bona, M., Bittante, G.* (2000): Genetic parameters for direct and maternal calving ability over parities in Piedmontese cattle. *J. Anim. Sci.*, 78. 2532-2539.
- Carta, A., Casu, S., Salaris, S.* (2009): Invited review: Current state of genetic improvement in dairy sheep. *J. Dairy Sci.*, 92. 12. 5814-5833.
- Casellas, J., Caja, G., Ferret, A., Piedrafita, J.* (2007): Analysis of litter size and days to lambing in Ripollesa ewe. I. Comparison of models with linear and threshold approaches. *J. Anim. Sci.*, 85. 618-624.
- Cassell, B.G., Adamec, V., Pearson, R.E.* (2003): Effect of incomplete pedigrees on estimates of inbreeding depression for days to first service and summit milk yield in Holsteins and Jerseys. *J. Dairy Sci.*, 86. 2967-2976.
- Cehla, B.* (2011): Személyes közlés.
- 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.
- Christensen, L.G., Madsen, P., Petersen, J.* (1982): The influence of incorrect sire-identification on the estimates of genetic parameters and breeding values. *Proc. 2nd World Congr. Genet. Appl. Livest. Prod., Madrid, Spain*, 7. 200-208.
- Clément, V., Bibé, B., Verrier, É., Elsen, J.M., Manfredi, E., Bouix, J., Hanocq, É.* (2001): Simulation analysis to test influence of model adequacy and data structure on the estimation of genetic parameters for traits with direct and maternal influence. *Genet. Sel. Evol.*, 33. 369-395.
- Cloete, S.W.P., Olivier, J.J., van Wyk, J.B., Erasmus, G.J., Schoeman, S.J.* (2003): Genetic parameters and trends for birth weight, birth coat score and weaning weight in Merino lines divergently selected for ewe multiple rearing ability. *S. Afr. J. Anim. Sci.*, 33. 4. 248-256.
- Cockett, N.E., Jackson, S.P., Shay, T.L., Nielsen, D., Moore, S.S., Steele, M.R., Barendse, W., Green, B.D., Georges, M.* (1994): Chromosomal localisation of the callipyge gene in sheep (*Ovis aries*) using bovine DNA markers. *Proceedings of the Nat. Acad. Sci. USA*. 91. 3019-3023.
- Cole, J.B.* (2007): Pypedal: a computer program for pedigree analysis. *Comput. Electron. Agr.*, 57. 107-113.
- Cole, J.B., Wiggans, G.R., Van Raden, P.M.* (2007b): Genetic evaluation of stillbirth in United States Holsteins using a sire-maternal grandsire threshold model. *J. Dairy Sci.*, 90. 2480-2488.
- Cole, J.B., Wiggans, G.R., VanRaden, P.M., Miller, R.H.* (2007a): Stillbirth (co)variance components for a sire-maternal grandsire threshold model and development of a calving ability index for sire selection. *J. Dairy Sci.*, 90. 2489-2496.
- Conington, J., Bishop, S.C., Grundy, B., Waterhouse, A., Simm, G.* (2001): Multi-trait selection indexes for sustainable UK hill sheep production. *Anim. Sci.*, 73. 413-423.

- Conington, J., Bishop, S.C., Waterhouse, A., Simm, G. (2004): A bioeconomic approach to derive economic values for pasture-based sheep genetic improvement programs. *J. Anim. Sci.*, 82. 1290-1304.
- Correa, M.T., Erb, H., Scarlett, J. (1993): Path analysis of seven postpartum disorders of Holstein cows. *J. Dairy Sci.*, 76. 1305-1312.
- Cue, R.I., Hayes, J.F. (1985): Correlations of various direct and maternal effects for calving ease. *J. Dairy Sci.*, 68. 374-381.
- Csáki, Cs. (1976): A szimuláció alkalmazása a mezőgazdaságban. Mezőgazdasági Kiadó, Budapest.
- Da, Y., Grossman, M., Misztal, I., Wiggans, G.R. (1992): Estimation of genetic parameters for somatic cell score in Holsteins. *J. Dairy Sci.*, 75. 2265-2271.
- David, I., Astruc, J.M., Lagriffoul, G., Manfredi, E., Robert-Granié, C., Bodin, L. (2008): Genetic correlation between female fertility and milk yield in Lacaune sheep. *J. Dairy Sci.*, 91. 10. 4047-4052.
- Davis, G.H. (1987): Genetic relationships between lamb growth and lifetime productivity in Merino sheep. Ph.D. Thesis, University of New England, Australia.
- Davis, G.H. (2004): Fecundity genes in sheep. *Anim. Reprod. Sci.*, 82-83. 247-253.
- Davis, G.H., McQuirk, B.J. (1987): Genetic relationships between clean wool weight, its components and related skin characters. In: McQuirk, B.J (ed.) *Merino Improvement Programs in Australia*. AWC, Melbourne. 189-206.
- Dawson, M., Hoinville, L.J., Hoise, B.D., Hunter, N. (1998): Guidance on the use of PrP genotyping as an aid to the control of clinical scrapie. *Scrapie Information Group. Vet. Res.*, 142. 623-624.
- De Vries, A. (2006): Economic value of pregnancy in dairy cattle. *J. Dairy Sci.*, 89. 3876-3885.
- De Vries, V.F., Hamann, H., Distl, O. (2004): Schätzung genetischer Parameter für Fleisch- und Milchschafrassen. *Zuchtungskunde*, 76. 2. S. 117-126.
- Dechow, C.D., Norman, H.D., Zwald, N.R., Cowan, C.M., Meland, O.M. (2008): Relationship between individual herd-heritability estimates and sire misidentification rate. *J. Dairy Sci.*, 91. 1640-1647.
- Dekkers, J.C.M. (1994): Optimal breeding strategies for calving ease. *J. Dairy Sci.*, 77. 3441-3453.
- 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 Bulletin*, 12. 97-102.
- Dematawewa, C.M.B., Berger, P.J. (1997): Effect of dystocia on yield, fertility, and cow losses and an economic evaluation of dystocia scores for Holsteins. *J. Dairy Sci.*, 80. 754-761.
- Dempfle, L. (1990): Conservation, creation and utilization of genetic variation. *J. Dairy Sci.*, 73. 2593-2600.
- Dickerson, G. (1969): Efficiency of animal production – molding the biological components. *J. Anim. Sci.*, 30. 849-859.
- Dickson, L., Torres, G., D-Aubeterre, R., Garcia, O. (2004): Factors affecting lambing interval and prolificacy of Pelibuey sheep herd in Venezuela. *Cuban J. Agr. Sci.*, 38. 13-16.
- Djemali, M., Berger, P.J., Freeman, A.E. (1987): Ordered categorical sire evaluation for dystocia in Holsteins. *J. Dairy Sci.*, 70. 2374-2384.

- Dodds, K.G., Tate, M.L., Sise, J.A. (2005): Genetic evaluation using parentage information from genetic markers. *J. Anim. Sci.*, 83. 2271-2279.
- Dodenhoff, J., Van Vleck L.D. Kachman, S.D. Koch, R.M. (1998): Parameter estimates for direct, maternal, and grandmaternal genetic effects for birth weight and weaning weight in Hereford cattle. *J. Anim. Sci.*, 76. 2521-2527.
- Domanovszky, Á. (2010): Személyes közlés.
- 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.
- Druet, T. (2002): Estimation of additive and dominance genetic variances with Method R. PhD Thesis, Faculte Univ. des Sci. Agronomiques de Gembloux, Belgium. *cit. in: Fuerst, C., Egger-Danner, C. (2003): Multivariate evaluation for calving ease and stillbirth in Austria and Germany. Interbull Bulletin*, 31. 47-51.
- Dyrmundsson, O.R. (1981): Natural factors affecting puberty and reproductive performance in ewe lambs: a review. *Livest. Prod. Sci.*, 8. 55-65.
- Eding, H., Meuwissen, T.H.E. (2003): Linear methods to estimate kinships from genetic marker data for the construction of core sets in genetic conservation schemes. *J. Anim. Breed. Genet.*, 120. 289-302.
- Ekiz, B., Zcan, M., Yilmaz, A., Ceyhan, A. (2004): Estimates of genetic parameters for direct and maternal effects with six different models on birth and weaning weights of Turkish Merino lambs. *Turk. J. Vet. Anim. Sci.*, 28. 383-389.
- Ekiz, B., Zcan, M., Yilmaz, A., Ceyhan, A. (2005): Estimates of phenotypic and genetic parameters for ewe productivity traits of Turkish Merino (Karacabey Merino) sheep. *Turk. J. Vet. Anim. Sci.*, 29. 557-564.
- El-Saied, U.M., Carriedo, J.A., Baro, J.A., De Le Fuente, L.F., San Primitivo, F. (1998): Genetic correlations and heritabilities for milk yield and lactation length of dairy sheep. *Small Ruminant Res.*, 27. 3. 217-221.
- Elsen, J.M., Mocquot, J.C. (1974): Méthode de prévision de l'évolution du niveau génétique d'une population soumise à une opération de sélection et dont les générations se chevauchent. *INRA Bull. Tech. Dépt. Génét. Anim.*, 17. 30-54.
- Emanuelson, U., Oltenacu, P.A., Grohn, Y.T. (1993): Nonlinear mixed model analyses of five production disorders of dairy cattle. *J. Dairy Sci.*, 76. 2765-2772.
- 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. 2. 97-107.
- Eriksson, S., Näsholm, A., Johansson, K., Philipsson, J. (2004): Genetic parameters for calving difficulty, stillbirth, and birth weight for Hereford and Charolais at first and later parities. *J. Anim. Sci.*, 82. 375-383.
- Fahmy, M.H. (Ed.) (1996): Prolific Sheep. Commonwealth Agricultural Bureau, Wallingford.
- Falconer, D.S. (1981): Introduction to Quantitative Genetics. 2nd ed. Longman Scientific and Technical. London.
- Falconer, D.S. (1989): Introduction to Quantitative Genetics. 3rd ed. Longman Scientific and Technical. Burnt Mill, Harlow, Essex.
- Falconer, D.S., Mackay, T.F.C. (1996): Introduction to Quantitative Genetics. 4th ed. Longmans Green, Harlow, Essex.

- FAO (1998): Secondary Guidelines for Development of National Farm Animal Genetic Resource Management of Small Populations at Risk. FAO, Rome, Italy.
- Farhangfar, H., Rowlinson, P. (2007): Genetic analysis of Wood's lactation curve for Iranian Holstein heifers. *J. Biol. Sci. Res.*, 7. 127-135.
- Farkas, J. (2007): BLUP-ra alapozott komplex tenyésztérbecslési modellek és összehasonlító vizsgálatuk a magyarországi sertésenyésztésben. Doktori (PhD) értekezés. Kaposvári Egyetem. Állattudományi Kar.
- Farkas, J., Čurik, I., Csató, L., Csörnyei, Z., Baumung, R., Nagy, I. (2007): Bayesian inference of inbreeding effects of litter size and gestation length in Hungarian Landrace and Hungarian Large White pigs. *Livest. Sci.*, 112. 109-114.
- Fenyvessy, J., Jávör, A. (1998): Sheep milk quality and production during lactation. Sheep and goat production in Central and Eastern European Countries. FAO, Roma, *Reu Technical Series*, 50. 227-230.
- Fernández, J., Toro, M.A., Caballero, A. (2003): Fixed contributions designs vs. minimization of global coancestry to control inbreeding in small populations. *Genetics*, 165. 885-894.
- 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.
- Fésüs, L., Anton, I., Zsolnai A. (2002): A juhok surlókórja (genetikai változások). *Magyar Állatorvosok Lapja*, 124. 12. 726-729.
- Fiedlerova, M., Řehák, D., Vacek, M., Volek, J., Fiedler, J., Šimeček, P., Mašata, O., Jilek, F. (2008): Analysis of non-genetic factors affecting calving difficulty in the Czech Holstein population. *Czech J. Anim. Sci.*, 53. 7. 284-291.
- Fogarty, N.M. (1995): Genetic parameters for live weight, fat and muscle measurements, wool production and reproduction in sheep: A review. *Anim. Breed. Abstr.*, 63. 101-143.
- 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.
- Foote, R.H. (1981): Factors affecting gestation length in dairy cattle. *Theriogenology*, 15. 6. 553-559.
- Fox, D.G., Sniffen, C.J., O'Connor, J.D., Russell, J.B., Van Soest, P.J. (1990): A model for predicting cattle requirements and feedstuff utilization. In: *The Cornell net carbohydrate and protein system for evaluation of cattle diets*. Search Agriculture, Cornell University, Ithaca, NY. Cornell Univ. Agr. Exp. Sta., 34. 7-83.
- Franklin, I.R., Frankham, R. (1998): How large must populations be to retain evolutionary potential? *Anim. Conserv.*, 1. 69-70.
- Frey, M., Hofer, A., Künzi, N. (1997): Comparison of models with fixed or random contemporary group effect for genetic evaluation for litter size in pigs. *Livest. Prod. Sci.*, 48. 135-141.
- Friedli, U. (1965): Häufigkeit der einzelnen Geburtsstörungen beim Rind unter schweizerischen Praxisverhältnissen. *Schweiz. Arch. Tierh.*, 9. 497-532.
- Fuerst, C., Egger-Danner, C. (2003): Multivariate evaluation for calving ease and stillbirth in Austria and Germany. *Interbull Bulletin*, 31. 47-51.
- Fuerst, C., Gredler, B. (2009): Genetic evaluation for fertility traits in Austria and Germany. *Interbull Bulletin*, 40. 3-9.
- Fuerst-Waltl, B., Baumung, R. (2006). Economic weights for conformation traits in Mountain sheep. *Arch. Tierzucht*, 49. 6. 575-582.

- Fuerst-Waltl, B., Baumung, R. (2009): Economic values for performance and functional traits in dairy sheep. *Ital. J. Anim. Sci.* (accepted) cit. in: Krupová, Z., Wolfová, M., Wolf, J., Oravcová, M., Margetín, M., Peškovičová, D., Krupa, E., Daňo, J. (2009): Economic Values for Dairy Sheep Breeds in Slovakia. *Asian Austral. J. Anim.*, 22. 12. 1693- 1702.
- Füller, I. (2010): Hústermelőképesség-javítására irányuló szelekció továbbfejlesztése a magyartarka fajtában. Ph.D. értekezés. Kaposvári Egyetem.
- Fürst, C. (2001): Zucht auf Fitness und Gesundheit beim Fleckvieh, Nutzungsdauer und Langlebigkeit. 24. Kongress der Europäischen Vereinigung der Fleckviehzüchter. 10-14. 10. 2001. Romania, Brasov. S. cit. in: Füller, I. (2010): Hústermelőképesség-javítására irányuló szelekció továbbfejlesztése a magyartarka fajtában. Ph.D. értekezés. Kaposvári Egyetem.
- Gábor, Gy., Szász, F. (2003): A termékenyülési eredmények javításának lehetőségei tejelő szarvasmarha állományokban. *Állattenyésztés és Takarmányozás*, 52. 2. 112-121.
- Garzon, A.I., Martinez, J. (1992): Beta-Lg in Machega sheep breed. Relationship with milk technological indexes in handcraft manufacture of Manchego cheese. XXIII. International Conference of Animal Genetics. Interlaken.
- Geldermann, H., Pieper, U, Weber, W.E. (1986): Effect of misidentification on the estimation of breeding value and heritability in cattle. *J. Anim. Sci.*, 63. 1759-1768.
- Gelfand, A., Smith, A.F.M. (1990): Sampling based approaches to calculating marginal densities. *J. Am. Stat. Assoc.*, 85. 395-409.
- Gengler, N. (1996): Persistency of lactation: review. *Interbull Bulletin*, 12. 97-102.
- Gerstmayr, S. (1992): Impact of data structure on the reliability of the estimated genetic parameters in an animal model with maternal effects. *J. Anim. Breed. Genet.*, 109. 321-336.
- Geweke, J. (1992): Evaluating the accuracy of sampling-based approaches to calculating posterior moments. In: Bernardo, J.M., Berger, J.O., Dawid, A.P., Smith, A.F.M (eds) *Bayesian Statistics 4*. Clarendon Press, Oxford, UK. pp. 169-193.
- Gianola, D., Fernando R.L., (1986): Bayesian Methods in Animal Breeding Theory. *J. Anim. Sci.*, 63. 217-244.
- Gianola, D., Foulley, J.L. (1990): Variance estimation from integrated likelihoods (veil). *Genet. Sel. Evol.*, 22. 403-408.
- Gibson, J.P., (1995): An introduction to the design and economics of animal breeding strategies. Centre for Genetic Improvement of Livestock Animal and Poultry Science. University of Guelph, Ontario, Canada.
- Gibson, J.P., Dekkers, J.C.M. (1998): Design and economics of animal breeding strategies. Course Note. University of New England, Armidale.
- Gibson, J.P., Graham, N., Burnside, E.B. (1992): Selection indexes for production traits of Canadian dairy sires. *Can. J. Anim. Sci.*, 72. 477-491.
- Gilligan, D.M., Woodworth, L.M., Montgomery, M.E., Briscoe, D.A., Frankham, R. (1997): Is mutation accumulation a threat to the survival of endengared populations? *Conserv. Biol.*, 11. 1235-1241.
- Givens, C.S. Jr., Carter, R.C., Gaines, J.A. (1960): Selection indexes for weaning traits in spring lambs. *J. Anim. Sci.*, 19. 134-139.
- 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.

- Gonzalo, C., Othname, M.H., Furtés, J.Á., Fernando, L., San Primitivo, F. (2003): Losses of precision associated with simplified designs of milk recording for dairy ewes. *J. Dairy Res.*, 70. 441-444.
- Goyache, F., Gutiérrez, J.P., Fernández, I., Gomez, E., Alvarez, I., Díez, J., Royo, L.J. (2003): Using pedigree information to monitor genetic variability of endangered populations: the Xalda sheep breed of Asturias as an example. *J. Anim. Breed. Genet.*, 120. 2. 95-105.
- 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.
- Groen, A.F. (1989). Cattle breeding goals and production circumstances. Ph.D. Thesis, Department of Animal Breeding, Wageningen Agricultural University, Wageningen.
- Groen, A.F. (1990): Influences of production circumstances in situations with output limitations. *Livest. Prod. Sci.*, 22. 1-16.
- Groen, A.F., Steine, T., Colleau, J.J., Pedersen, J., Pribyl, J., Reinsch, N. (1997): Economic values in dairy cattle breeding, with special reference to functional traits. Report of an EAAP-working group. *Livest. Prod. Sci.*, 49. 1-21.
- Groeneveld, E. (2006): PEST Users's Manual. Institute of Animal Science, Neustadt. Germany.
- Groeneveld, E., Kovač, M., Mielenz, N. (2008): VCE 6 Users's Guide and Reference Manual Version 6.0. Institute of Animal Science, Neustadt.
- Groeneveld, E., Kovač, M., Wang, T. (1990): PEST, a general purpose BLUP package for multivariate prediction and estimation. *Proc. of the 4th World Congr. Genet. Appl. Livest. Prod.* Edinburgh, UK. 488-491.
- Groeneveld, E., Westhuizen, B.V.D., Maiwashe, A., Voordewind, F., Ferraz, J.B.S. (2009): POPREP: A genetic report for population management. *Genet. Mol. Res.*, 8. 3. 1158-1178.
- Grossman, M., Hartz, S.M., Koops, W.J. (1999): Persistency of lactation yield: A novel approach. *J. Dairy Sci.*, 82. 2192-2197.
- Guerra, J.C., Thawaites, C.J., Edey, T.N. (1972): The effects of components of body weight on reproductive efficiency in the Merino ewe. *J. Agric. Sci. Camb.*, 78. 245-249.
- Gutiérrez, J.P., Altarrira, J., Diaz, C., Quintanilla, R., Canón, J., Piedrafita, J. (2003): Genetic analysis of eight Spanish beef cattle breeds. *Genet. Sel. Evol.*, 35. 1-21.
- Gutiérrez, J.P., Alvarez, I., Fernandez, 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. *Livest. Prod. Sci.*, 78. 215-222.
- Gutiérrez, J.P., Goyache, F. (2005): A note on ENDOG: a computer program for analysing pedigree information. *J. Anim. Breed. Genet.*, 122. 172-176.
- Gutierrez, J.P., Goyache, F., Fernandez, I., Alvarez, L., Royo, L.J. (2007): Genetic relationships among calving ease, calving interval, birth weight, and weaning weight in the Asturiana de los Valles beef cattle breed. *J. Anim. Sci.*, 85. 69-75.
- Gutiérrez, J.P., Legaz, E., Goyache, F. (2007): Genetic parameters affecting 180-days standardised milk yield, test-day milk yield and lactation length in Spanish Assaf (Assaf. E) dairy sheep. *Small Ruminant Res.*, 70. 233-238.
- Haenlein, G.F.W. (2001): Past, present and future perspectives of small ruminant dairy research. *J. Dairy Sci.*, 84. 2097-2115.

- Hagger, C.* (1998): Litter, permanent environmental, ram-flock, and genetic effects on early weight gain of lambs. *J. Anim. Sci.*, 76. 452-457.
- Hagger, C.* (2002): Multitrait and repeatability estimates of random effects on litter size. *Anim. Sci.*, 74. 209-216.
- Hamman, H., Horstick, A., Wessels, A., Distl, O.* (2004): Estimation of genetic parameters for test day milk production, somatic cell score and litter size at birth in East Friesian ewes. *Livest. Prod. Sci.*, 87. 153-160.
- Hanford, K.J., van Vleck, L.D., Snowden, G.D.* (2002): Estimates of genetic parameters and genetic change for reproduction, weight, and wool characteristics of Columbia sheep. *J. Anim. Sci.*, 80. 3086-3098.
- Hansen, C., Shrestha, J.N.B.* (1997): Heritability and repeatability estimates for ewe productivity traits of three breeds under 8-month breeding cycles and artificial rearing of lambs. *Small Ruminant Res.*, 24. 185-194.
- Hansen, M., Lund, S., Pedersen, J., Christensen, L.G.* (2004a): Genetic parameters for stillbirth in Danish Holstein cows using a Bayesian threshold model. *J. Dairy Sci.*, 87. 706-716.
- Hansen, M., Misztal, I., Lund, M.S., Pedersen, J., Christensen, L.G.* (2004b): Undesired phenotypic and genetic trend for stillbirth in Danish Holsteins. *J. Dairy Sci.*, 87. 1477-1486.
- Harbers, A., Segeren, L., de Jong, G.* (2000): Genetic parameters for stillbirth in the Netherlands. *Interbull Bulletin*, 25. 117-122.
- Harcza, A.* (2004): Az ile de france, suffolk és Bábolna TETRA juh fajta teljesítményének elemzése. PhD értekezés. Debreceni Egyetem, Debrecen.
- Harcza, A., Pál, G., Jávör, A.* (2003): Lambing frequency in the Ile de France, Suffolk and Babolna Tetra stocks of Babolna c.o., Szendro. *Buletinul Universitii de Stiinte Agricole si Medicina Veterinara Cluj Napoca (Kolozsvár), Seria Zootehnie si Biotehnologii*, 59. 58-61.
- Harder, B., Benewitz, J., Reinsch, N., Mayer, M., Kalm, E.* (2005): Effect of missing sire information on genetic evaluation. *Arch. Tierzucht*, 48. 3. 219-232.
- Harder, B., Benewitz, 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.
- Harsányi, B., Komlósi, I.* (2006): MaxInSel. Párosítást optimalizáló program. Debreceni Egyetem.
- Harville, D.A., Mee, R.W.* (1984): A mixed-model procedure for analyzing ordered categorical data. *Biometrics*, 40. 393-408.
- Hatcher, S., Atkins, K.D., Safari, E.* (2010): Lamb survival in Australian Merino sheep: A genetic analysis. *J. Anim. Sci.*, 88. 3198-3205.
- Hazel, L.N.* (1943): The genetic basis of constructing selection indexes. *Genetics*, 28. 476-490.
- Henderson, C.R.* (1984): *Application of Linear Models in Animal Breeding*. University of Guelph.
- Henderson, C.R.* (1988): Use of an average numerator relationship matrix for multiple sire joining. *J. Anim. Sci.*, 66. 1614-1621.
- 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., Chang, Y.M., Svendsen, M., Gianola, D.* (2007): Genetic analysis of calving difficulty and stillbirth in Norwegian Red cows. *J. Dairy Sci.*, 90. 3500-3507.

- Heringstad, B., Klemetsdal, G., Ruane, J. (2000): Selection for mastitis in dairy cattle: a review with focus on the situation of the Nordic countries. *Livest. Prod. Sci.*, 64. 95-106.
- 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.
- Hernández-Sánchez, J., Haley, C.S., Woolliams, J.A. (2004): On the prediction of simultaneous inbreeding coefficients at multiple loci. *Genet. Res.*, 83. 2. 113-120.
- Herold, I. (1986): Az új takarmányértékelési rendszer. Egyetemi jegyzet. Debrecen.
- Herold, I., Jávör, A. (1984): A juh takarmányozása. Mezőgazdasági Kiadó. Budapest.
- 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.
- Heydarpour, M., Schaeffer, L.R., Yazdi, M.H. (2008): Influence of population structure on estimates of direct and maternal parameters. *J. Anim. Breed. Genet.*, 125. 89-99.
- Heyen, D.W., Beewer, J.E., Da, Y., Evert, R.R., Gren, C., Bates, S.R.E., Ziegle, J.S., Lewin, H.A. (1997): Exclusion probabilities of 22 bovine microsatellite markers in fluorescent multiplexes for semiautomated parentage testing. *Anim. Genet.*, 28. 21-27.
- Hickey, J.M., Keane, M.G., Kenny, D.A., Cromie, A.R., Amer, P.R., Veerkamp, R.F. (2007): Heterogeneity of genetic parameters for calving difficulty in Holstein heifers in Ireland. *J. Dairy Sci.*, 90. 3900-3908.
- Hill, J.A. (2001): Phenotypic and genetic parameters for the S.A. strongwool Merino strain with an emphasis on skin characters as early indicators of wool productivity. PhD Thesis. University of Adelaide, Adelaide.
- Hill, W.G. (1974): Prediction and evaluation of response to selection with overlapping generations. *Anim. Prod.*, 18. 117-139.
- Hill, W.G. (2000): Maintenance of quantitative genetic variation in animal breeding programmes. *Livest. Prod. Sci.*, 63. 99-109.
- Hinrichs, D., Wetten, M., Meuwissen, T.H.E. (2006): An algorithm to compute optimal genetic contributions in selection programs with large numbers of candidates. *J. Anim. Sci.*, 84. 3212-3218.
- Hoeschele, I. (1988): Comparison of maximum a-posteriori estimation and quasi best linear unbiased prediction with threshold characters. *J. Anim. Breed. Genet.*, 105. 5. 337-361.
- Hoeschele, I. (1988): Genetic evaluation with data presenting evidence of mixed major gene and polygenic inheritance. *Theor. Appl. Genet.*, 76. 81-92.
- Holstein-fríz Tenyésztők Egyesülete (2010): A magyar holstein-fríz fajta tenyésztési programja. Budapest. 1-16.
- <http://www-interbull.slu.se> hozzáférés időpontja: 2011. 06.13.
- Huby, M., Griffon, L., Moureaux, S., Rochambeau, H.D., Danchin-Burge, C., Verrier, É. (2003): Genetic variability of six French meat sheep breeds in relation to their genetic management. *Genet. Sel. Evol.*, 35. 637-655.
- Hunter, N. (1997): PrP genetics in sheep and application for scrapie and BSE. *Trends Microbiol.*, 5. 331-334.
- ICAR (2002): ICAR rules, standards and guidelines for milk recording in sheep. Section 2.2.
- Ikeda, T., Horiuchi, M., Ishiguro, N., Muramatsu, Y., Kay-Uwe, G.D., Shinagava, M. (1995): Amino acid polymorphism of PrP with preference to onset of scrapie in Suffolk and Corriedale sheep in Japan. *J. Gen. Virol.*, 76. 2577-2581.

- Israel, C., Weller, J. I. (2000): Effect of misidentification on genetic gain and estimation of breeding value in dairy cattle populations. *J. Dairy Sci.*, 83. 181-187.
- 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.
- James, J.W. (1962): The spread of genes in random mating control population. *Genet. Res.*, 3. 1-10.
- James, J.W. (1971): The founder effect and response to artificial selection. *Genet. Res.*, 16. 241-250.
- James, J.W. (1972): Computation of genetic contributions from pedigrees. *Theor. Appl. Genet.*, 42. 272-273.
- James, J.W. (1977): A note on selection differentials and generation length when generations overlap. *Anim. Prod.*, 24. 109-112.
- Jamrozik, G., Jansen, J., Schaeffer, L.R., Liu, Z. (1998): Analysis of persistency of lactation calculated from a random regression test day model. *Interbull Bulletin*, 17. 64-69.
- Jamrozik, J., Fatehi, J., Kistemaker, G.J., Schaeffer, L.R. (2005): Estimates of genetic parameters for Canadian Holstein female reproduction traits. *J. Dairy Sci.*, 88. 2199-2208.
- 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.
- 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.
- Jávor, A., Kukovics, S., Nábrádi, A., Várszegi, Zs., Árnyasi, M., Molnár, Gy. (2000): The fat and protein content of the sheep milk under different conditions. *Options Méditerranéennes Seria A., Seminares Méditerranées*, 43. 69-74.
- Jávor, A., Sás, Gy., Veress, L., Kovács, Z. (1993): The effect of feeding on sheep milk production. *Proceedings of the 5th International Symposium on Machine Milking of Small Ruminants*, Budapest, May 14-20. 1993. 547-561.
- Johanson, J.M., Berger, P.J. (2003): Birth weight as a predictor of calving ease and perinatal mortality in Holstein cattle. *J. Dairy Sci.*, 86. 3745-3755.
- Jorjani, H. (2007): International genetic evaluation of female fertility traits in five major breeds. *Interbull Bulletin*, 37. 144-147.
- Kadarmideen, H.N., Pryce, J.E. (2001): Genetic and economic relationships between somatic cell count and clinical mastitis and their use in selection for mastitis resistance in dairy cattle. *Anim. Sci.*, 73. 19-28.
- Keller, K., Fördős, A., Szabó, F. (2008): Értékmérők ökonómiai súlyozása a szarvasmarha-tenyésztésben. *Állattenyésztés és Takarmányozás*, 57. 1. 23-37.
- Keller, K., Wolfová, M., Wolf, J., Fekete, Zs., Komlósi, I., Szabó, F. (2009): Der Einfluss des Kuhgewichts auf die Betriebsrentabilität und auf die ökonomischen Gewichte der Fleischrindmerkmale. *Arch. Tierzucht*, 52. 3. 255-264.
- Kendall, M.G., Buckland, W.R. (1971): *A Dictionary of Statistical Terms*. Hafner. New York.
- 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.
- Kirkpatrick, B.W. (1999): Genetics and biology of reproduction in cattle. In: *Fries, R., Ruvinsky, A.: The genetics of cattle*. 391-410. CABI Publishing. Wallingford.

- Koenen, E.P.C., Berentsen, P.B.M., Groen, A.F. (2000): Economic values of live weight and feed-intake capacity of dairy cattle under Dutch production circumstances. *Livest. Prod. Sci.*, 66. 235-250.
- Koger, M., Mitchell, J.S., Kidder, R.W., Burns, W.C., Hentges, J.F.Jr., Warnick, A.C. (1967): Factors influencing survival in beef calves. *J. Anim. Sci.*, 26. 205. Abstr.
- Komlósi, I. (1994) The Application of computer image analysis to predict conformation in sheep. PhD thesis. University of Wales, Bangor.
- Komlósi, I. (1995): A populációméret hatása néhány genetikai mutatóra. Tiszántúli Tudományos Napok. Hódmezővásárhely, 1995. április 21-22. 260-261.
- Komlósi, I., Harmat, Á., Nagy, I., Márkus, Sz., Posta, J., Béri, B., Mihók, S. (2008): Magyarartarka bikák borjúnevelő- és tejtermelő-képességi tenyésztési értéke közötti összefüggés elemzése. *Állattenyésztés és Takarmányozás*, 57. 2. 97-105.
- Komlósi, I., Húth, B. (2010): A magyarartarka ellésének a lefolyását befolyásoló tényezők és genetikai paraméterek. *Állattenyésztés és Takarmányozás*, 59. 2-3. 139-155.
- Komlósi, I., Jávör, A., Veress, L., Erdélyi, Zs., Tóth, A. (1993): Selection indices for Hungarian Merino. *Állattenyésztés és Takarmányozás*, 42. 1. 41-47.
- Komlósi, I., Sáfár, L., Hajduk, P., Domanovszky, Á. (2007): A magyar merinó populációszerkezetének jellemzése az ellenőrzött tenyészetek alapján. XLIX. Georgikon Napok, Keszthely.
- 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.
- Kosgey, I.S., Van Arendonk, J.A.M., Baker, R.L. (2004): Economic values for traits in breeding objectives for sheep in the tropics: impact of tangible and intangible benefits. *Livest. Prod. Sci.*, 88. 1-2. 143-160.
- Kovač, M., Groeneveld, E. (2003): VCE-5 User's Guide and Reference Manual Version 5.1. Institute of Animal Science Federal Agricultural Research Center (FAL). Neustadt, Germany.
- Kovács, A.Z., Stefler, J., Szabari, M. (2010): Szaporodásbiológiai mutatók egységes értelmezése. *Magyar Állattenyésztők Lapja*. XXXVIII. 2. 8-9.
- Kruger, W. (1991): Ermittlung korrelierter Selektionsdifferenzen durch simulierte Selektion mit unterschiedliche Selektionsscharfen bei Eber-Eigenleistungsdaten. *Leipziger Tierzuchtsymposien* 8. Symposium. Populationsgenetische Grunqlangen und ihre Umsetzung in der praktischen Tierzucht, 14. 4.
- Krupa, E., Wolfová, M., Peskovicá, D., Huba, J., Krupová, Z. (2005): Economic values of traits for Slovakian Pied cattle in different marketing strategies. *Czech J. Anim. Sci.*, 50. 10. 483-492.
- 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.
- Kukovics, S. (2000a): Ile de france. In: Jávör, A., Fésüs, L. (szerk.): Tenyésztési és Fajtahasználati Útmutató. Lícium-Art Könyvkiadó és Kereskedelmi Kft. Debrecen-Szikszó-Herceghalom. 43-46.
- Kukovics, S. (2000b): Suffolk (angol). In: Jávör, A., Fésüs, L. (szerk.): Tenyésztési és Fajtahasználati Útmutató. Lícium-Art Könyvkiadó és Kereskedelmi Kft. Debrecen-Szikszó-Herceghalom. 93-96.

- Kukovics, S. (2000c): Suffolk (USA). In: Jávora, A., Fésüs, L. (szerk.): Tenyésztési és Fajtahasználati Útmutató. Lícium-Art Könyvkiadó és Kereskedelmi Kft. Debrecen-Szikszó-Herceghalom. 97-98.
- Kukovics, S. (2000d): Texel. In: Jávora, A., Fésüs, L. (szerk.): Tenyésztési és Fajtahasználati Útmutató. Lícium-Art Könyvkiadó és Kereskedelmi Kft. Debrecen-Szikszó-Herceghalom. 91-92.
- Kukovics, S. (2000e): Lacaune. In: Jávora, A., Fésüs, L. (szerk.): Tenyésztési és Fajtahasználati Útmutató. Lícium-Art Könyvkiadó és Kereskedelmi Kft. Debrecen-Szikszó-Herceghalom. 79-80.
- Kukovics, S., Jávora, A., Madai, H. (2008): The Hungarian sheep (and goat) industry and its approach to future. Made for the „national experts consultation” to the evaluation of the future of European sheep sector. 1-19.
- Kukovics, S., Daróczy, L., Molnár, A., Anton, I., Zsolnai, A., Fésüs, L. (1999b): A béta-laktoglobulin genotípus és a sajtkihozatali jellemzők összefüggése eltérő juh genotípusok esetén. Állattenyésztés és Takarmányozás, 48. 6. 712-714.
- Kukovics, S., Megyer-Nagy, J., Domanovszky, Á., Székely, P., Jávora, A. (2003): Gyapjútermelési tulajdonságok változása a legjobb hat merinó tenyészetben az utóbbi két évtizedben. Állattenyésztés és Takarmányozás, 52. 1. 51-57.
- Kukovics, S., Molnár, A., Ábrahám, M. (1996): A juhtej termelés becslésének lehetséges módszerei. Állattenyésztés és Takarmányozás, 45. 2-3. 193-204.
- Kukovics, S., Molnár, A., Ábrahám, M., Gál, T. (1999c): A juhtej szomatikus sejtszámát befolyásoló tényezők. Állattenyésztés és Takarmányozás, 48. 6. 714-716.
- Kukovics, S., Molnár, A., Anton, I., Zsolnai, A., Fésüs, L. (1999a): The effects of beta-lactoglobulin genotypes on milk composition of various sheep breeds. Milking and milk production of dairy sheep and goats. Proc. of the 6th International Symposium on the Milking of Small Ruminants. Athens. 539-542.
- Kukovics, S., Molnár, A., Gál, T., Ábrahám, M. (1999d): Eltérő genotípusú juhok tögyjellemzői és azok hatása a tejtermelési tulajdonságokra. Állattenyésztés és Takarmányozás, 48. 6. 718-719.
- Kulak, K., Nielsen, H.M., Strandberg, E. (2004): Economic values for production and non-production traits in Nordic dairy cattle populations calculated by stochastic simulation. Acta Agr. Scand. A-An., 54. 127-138.
- Lacy, R.C. (1989): Analysis of founder representation in pedigrees: founder equivalents and founder genome equivalents. Zoo Biol., 8. 111-123.
- Lambe, N.R., Navajas, E.A., Simm, G., Bünger, L. (2006): A genetic investigation of various growth models to describe growth of lambs of two contrasting breeds. J. Anim. Sci., 84. 2642-2654.
- Larsgard, A.G., Olesen, I. (1998): Genetic parameters for direct and maternal effects on weights and ultrasonic muscle and fat depth of lambs. Livest. Prod. Sci., 55. 3. 273-278.
- Laughlin, A.M., Waldron, D.F., Craddock, B.F., Engdhal, G.R., Dusek, R.K., Huston, J.E., Lupton, C.J., Ueckert, D.N., Shay, T.L., Cockett, N.E. (2003): Use of DNA markers to determine paternity in a multiple sire mating flock. Sheep and Goat Research Journal, 18. 14-17.
- Le Cozler, Y., Dagorn, J., Lindberg, J.E., Aumaitre, A., Dourmand, J.Y. (1998): Effect of age at first farrowing and herd management on long-term productivity of sows. Livest. Prod. Sci., 53. 2. 135-142.
- Lee, C., Pollack, J. (1997): Influence of sire misidentification on sire x year interaction variance and direct-maternal genetic covariance for weaning weight in beef cattle. J. Anim. Sci., 75. 2858-2863.

- Legarra, A., Ramón, M., Ugarte, E., Pérez-Guzmán, M.D.* (2007): Economic weights of fertility, prolificacy, milk yield and longevity in dairy sheep. *Animal*, 1. 193-203.
- Legarra, A., Varona, L., de Maturana, E.L.* (2008): TM Threshold Model. User's Manual. INRA-SAGA, Toulouse. France.
- Lengyel, A., Mezőszentgyörgyi, D., Kupai, T.* (2001): The observation of the alteration in body composition of sheep during the growth of lambs by CT. *Zbornik Biotehniške Fakultete Univerze v Ljubljani Kmetijstvo*. 77. Suppl. 31. 247-251.
- Lewer, R.P., Woolaston, R.R., Howe, R.R.* (1994): Studies on Western Australian Merino sheep 2. Genetic and phenotypic parameter estimates for objectively measured traits on ram and ewe hoggets using different model types. *Aust. J. Agr. Res.*, 45. 829-840.
- Li, M.H., Strandén, I., Kantanen, J.* (2009): Genetic diversity and pedigree analysis of the Finnsheep breed. *J. Anim. Sci.*, 87. 1598-1605.
- Ligda, Ch., Gabriliadis, G., Papadopoulos, Th., Georgoudis, A.* (2000): Estimation of genetic parameters for production traits of Chios sheep using multitrait animal model. *Livest. Prod. Sci.*, 66. 217-221.
- 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.
- Long, T.E., Johnson, R.K., Keele, J.W.* (1990): Effects of errors in pedigree on three methods of estimating breeding value for litter size, backfat and average daily gain. *J. Anim. Sci.*, 68. 4069-4078.
- Luo, M.F., Boettcher, P.J., Dekkers, J.C.M., Schaeffer, L.R.* (1999): Bayesian analysis for estimation of genetic parameters of calving ease and stillbirth for Canadian Holsteins. *J. Dairy Sci.*, 82. 1848. e1-e11.
- Luo, M.F., Boettcher, P.J., Schaeffer, L.R., Dekkers, J.C.M.* (2001): Bayesian inference for categorical traits with an application to variance component estimation. *J. Dairy Sci.*, 84. 694-704.
- Lutaaya, E., Misztal, I., Bertrand, J.K., Marby, J.W.* (1999): Inbreeding in populations with incomplete pedigrees. *J. Anim. Breed. Genet.*, 116. 475-480.
- MacCluer, J.W., Boyce, A.J., Dyke, B., Weitkamp, L.R., Pfennig, D.W., Parsons, C.J.* (1983): Inbreeding and pedigree structure in Standardbred horses. *J. Hered.*, 74. 394-399.
- MacCluer, J.W., Van de Berg, J.L., Read, B., Ryder, O.A.* (1986): Pedigree analysis by computer simulation. *Zoo Biol.*, 5. 147-160.
- Mack, G.* (1996): Wirtschaftlichkeit des züchterischen Fortschritts in Milchviehherden, Gesamtbetriebliche Analyse mit Hilfe eines simultan-dynamischen Linearen Planungsansatzes. Dissertation, Universität Hohenheim. *cit. in: Miesenberger, J., Sölkner J., Essl, A.* (1998): Economic weights for fertility and reproduction traits relative to other traits and effects of including functional traits into a total merit index. *Interbull Bulletin*, 18. 78-84.
- Magyar Juh és Kecsketenyésztő Szövetség* (2009a): Juhfajtákra vonatkozó tenyésztési programja. 1-18.
- Magyar Juh és Kecsketenyésztő Szövetség* (2009b): Törzskönyvezési Szabályzat. Juh. 19-37.
- Magyartarka Tenyésztők Egyesülete* (2009): A magyartarka fajta tenyésztési programja. <http://www.magyartarka.hu> Hozzáférés ideje: 2011.06.13.
- Mallinckrodt, C.H., Golden, B.L., Bourdon, R.M.* (1992): The impact of data problems on the reliability of expected progeny differences. *Proc. Western Section, American Society of Animal Science*, 43. 135-138.

- Mangurkar, B.R., Hayes, J.F., Moxley, J.E.* (1984): Effects of calving ease-calf survival on production and reproduction in Holsteins. *J. Dairy Sci.*, 67. 1496-1509.
- Maniatis, N., Pollott, G.E.* (2003): The impact of data structure on genetic (co)variance components of early growth in sheep, estimated using an animal model with maternal effects. *J. Anim. Sci.*, 81. 101-108.
- María, G.A., Ascaso, M.S.* (1999): Litter size, lambing interval and lamb mortality of Salz, Rasa Aragonesa, Romanov and F1 ewes on accelerated lambing management. *Small Ruminant Res.*, 32. 2. 167-172.
- María, G.E.* (1995): Estimates of variance due to direct and maternal effects for reproductive traits of Romanov sheep. *Small Ruminant Res.*, 18. 69-73.
- Marie-Etancelin, C., Manfredi, E., Aurel, M.R., Pailler, F., Arhainx, J., Ricard, E., Lagriffoul, G., Guillouet, P., Bibe, B., Barillet, F.* (2006): Genetic analysis of milking ability in Lacaune dairy ewes. *Genet. Sel. Evol.*, 38. 183-200.
- Marshall, T.C., Coltman, D.W., Pemberton, J.M., Slate, J., Spalton, J.A., Guinness, F.E., Smith, J.A., Pilkington, J.G., Clutton-Brock, T.H.* (2002): *Proc. R. Soc. Lond. B.*, 269. 1533-1539.
- Matika, O., van Wyk, J.B., Erasmus, G.J., Baker, R.L.* (2003): Genetic parameter estimates in Sabi sheep. *Livest. Prod. Sci.*, 79. 17-28.
- Matilainen, K., Mrode, R., Strandén, I., Thompson, R., Mantysaari, E.A.* (2009): Linear-threshold animal model for birth weight, gestation length and calving ease in the United Kingdom Limousin beef cattle data. *Livest. Sci.*, 122. 143-148.
- Matos, C.A.P., Thomas, D.I., Gianola, D., Tempelman, R.J., Young, L.D.* (1997): Genetic analysis of discrete reproductive traits in sheep using linear and nonlinear models. I. Estimation of genetic parameters. *J. Anim. Sci.*, 75. 76-87.
- Maturana, E. L., Ugarte, E., Gonzalez-Recio, O.* (2007): Impact of calving ease on functional longevity and herd amortization costs in Basque Holsteins using survival analysis. *J. Dairy Sci.*, 90. 4451-4457.
- Mavrogenis, A.P.* (1996): Estimates of environmental and genetic parameters influencing milk and growth traits of Awassi sheep in Cyprus. *Small Ruminant Res.*, 20. 141-146.
- Maxa, J., Norberg, E., Berg, P., Pedersen, J.* (2007): Genetic parameters for growth traits and litter size in Danish Texel, Shropshire, Oxford Down and Suffolk. *Small Ruminant Res.*, 68. 312-317.
- Maxa, J., Sharifi, A.R., Pedersen, J., Gauly, M., Simianer, H., Norberg, E.* (2009): Genetic parameters and factors influencing survival to twenty-four hours after birth in Danish meat sheep breeds. *J. Anim. Sci.*, 87. 1888-1895.
- McClelland, T.H., Bonaiti, B., Taylor, St.C.S.* (1976): Breed differences in body composition of equally mature sheep. *Anim. Prod.*, 23. 281-293.
- McDowell, R.E., Woodward, A.* (1982): Concepts in animal adaptation. Comparative suitability of goats, sheep, and cattle to tropical environments. In: *Proc. for the 3rd Int. Conf. for Goat and Disease*. In: *Ayers, J.L., Foote, W.C* (eds), Dairy Goat Journal Publ. Co., Scottsdale, AR. 387-393.
- McGuirk B.J., Going I., Gilmour A.R.* (1999): The genetic evaluation of UK Holstein Friesian sires for calving ease and related traits. *Anim. Sci.*, 68. 413-422.
- McGuirk, B.J., Forsyth, R., Dobson, H.* (2007): Economic costs of difficult calvings in the United Kingdom dairy herd. *Vet. Rec.*, 161. 685-687.
- Meijering A.* (1984): Dystocia and stillbirth in cattle, a review of causes, relations and implications. *Livest. Prod. Sci.*, 11. 143-177.

- Mendel, C., Scholaut, W., ~~Pirchner, F.~~ (1989): Performance of Merinolandschaf and Bergschaf under an accelerated lambing system. *Livest. Prod. Sci.*, 21. 2. 131-141.
- Meuwissen, T.H.E. (1997): Maximizing the response of selection with a predefined rate of inbreeding. *J. Anim. Sci.*, 75. 934-940.
- Meuwissen, T.H.E. (1999): Operation of conservation schemes. In: *Genebanks and the Conservation of Farm Animal Genetic Resources*. Oldenbroek, J.K. (ed.) DLO Inst. Anim. Sci. Health, Lelystad, the Netherlands. 91-112. cit. in: Li, M.H., Starndén, I., Kantanen, J. (2009): Genetic diversity and pedigree analysis of the Finsheep breed. *J. Anim. Sci.*, 97. 1598-1605.
- Meuwissen, T.H.E. (2002): GENCONT: An operational tool for controlling inbreeding in selection and conservation schemes. *Proc. 7th World Congr. Genet. Applied to Livest. Prod.*, Montpellier, France. 33. 769-770.
- Meuwissen, T.H.E., Luo, Z. (1992): Computing inbreeding coefficients in large populations. *Genet. Sel. Evol.*, 24. 305-313.
- Meyer, C.L., Berger, P.J., Koehle, K.J. (2000): Interactions among factors affecting stillbirths in Holstein cattle in the United States. *J. Dairy Sci.*, 83. 2657-2663.
- Meyer, C.L., Berger, P.J., Koehler, K.J., Thompson, J.R., Sattler, C.G. (2001a): Phenotypic trends in incidence of stillbirth for Holstein in the United States. *J. Dairy Sci.*, 84. 515-523.
- Meyer, C.L., Berger, P.J., Thompson, J.R., Sattler, C.G. (2001b): Genetic evaluation of Holstein sires and maternal grandsires in the United States for perinatal survival. *J. Dairy Sci.*, 84. 1246-1254.
- Meyer, K. (1992): Bias and sampling covariances of estimates of variance components due to maternal effects. *Genet. Sel. Evol.*, 24. 487-509.
- Meyer, K., Carrick, M.J., Donnelly, B.J.P. (1993): Genetic parameters for growth traits of Australian beef cattle from a multibreed selection experiment. *J. Anim. Sci.*, 71. 2614-2622.
- Mezőszentgyörgyi, D. (2004): A juhtenyésztés fejlődésének technológiai és gondolkodásmódbeli lehetőségei „Magyar Juhászat + Kecsketenyésztés” A Magyar Mezőgazdaság melléklete, 12. 8. 7-9.
- Mezőszentgyörgyi, D., Lengyel, A., Andrassy, Z. (1998): Merinó és suffolk juhok testösszetételének in vivo vizsgálata computer tomográffal. *Állattenyésztés és Takarmányozás*, 47. 303-313.
- MGSZH (2007): Standard Laktációs Termelés. Holstein-fríz fajta. 2006.01.01-2006.12.31.
- Michels, H., Decuypere, E., Onagbesan, O. (2000): Litter size, ovulation rate and prenatal survival in relation to ewe body weight: genetics review. *Small Ruminant Res.*, 38. 199-209.
- Michels, H., Vanmontroft, D., Dewil, E., Decuypere, E. (1998): Genetic variation of prenatal survival in relation to ovulation rate in sheep. *Small Ruminant Res.*, 29. 129-142.
- Micke, G.C., Sullivan, T.M., Soares Magalhaes, R.J., Rolls, P.J., Norman, S.T., Perry, V.E.A. (2010): Heifer nutrition during early- and mid-pregnancy alters fetal growth trajectory and birth weight. *Anim. Reprod. Sci.*, 117. 1-10.
- Miesenberger, J., Fürst, C. (2003): Was bringt die Zucht nach dem Ökonomischen gesamtzuchtwert? 25. Kongress der Europäischen Vereinigung der Fleckviehzüchter. Serbien. cit. in: Füller, I. (2010): Hústermelőképesség-javítására irányuló szelekció továbbfejlesztése a magyartarka fajtában. Ph.D. értekezés. Kaposvári Egyetem.

- Miesenberger, J., Fürst, C.* (2006): Experiences in selecting total merit index in the Austrian Fleckvieh breed. *Biotechnology in Animal Husbandry*, 22.1-2. 17-27.
- Miesenberger, J., Sölkner J., Essl, A.* (1998): Economic weights for fertility and reproduction traits relative to other traits and effects of including functional traits into a total merit index. *Interbull Bulletin*, 18. 78-84.
- Miglior, F., Muir, B.L., Van Doormaal, B.J.* (2005): Selection indices in Holstein cattle of various countries. *J. Dairy Sci.*, 88. 1255-1263.
- 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.
- Misztal, I., Gianola, D., Foulley, J.L.* (1989): Computing aspects of a nonlinear method of sire evaluation for categorical data. *J. Dairy Sci.*, 72. 1557-1568.
- MJKSZ* (2010): Magyar Juh- és Kecsketenyésztő Szövetség 15. Időszaki tájékoztató. Budapest.
- MJSZ, Lengyel, A.* (2000): Német feketefejű húsjuh. In: *Jávor, A., Fésüs, L.* (szerk.): Tenyésztési és Fajtahasználati Útmutató. Lícium-Art Könyvkiadó és Kereskedelmi Kft. Debrecen-Szikszó-Herceghalom. 101-102.
- Molnár, A., Komlósi, I.* (1999). A szelekció hatása a korreláció változására. IV. Magyar Genetikai Kongresszus. 1999. április 11-14. Siófok. E073. Program Összefoglalók. 91.
- Molnár, F., Varga, G.* (1989): A gazdálkodás gyakorlatából. Tények és teendők Somogy megye termelőszövetkezeteinek állattenyésztésében. *Gazdálkodás*. XXXIII. 11. 67-70.
- Molnár, Gy., Jávor, A.* (1998): Meat quality characteristics of Hungarian sheep genotypes. *REU Technical Series*. 50. 68-73.
- Monori, I., Ács, I., Ugry, K., Szűcs, E.* (1985): Investigation of the parallelity of lactations in dairy cows milked two or three times a day by means of Wood's function. 1st European Biometric Conference. Budapest, 1 - 4 April 1985.
- Morais, O.R., Madalena, F.E.* (2006): Economic values for production traits in Santa Ines sheep. *Proc. 8th World. Cong. Genet. Appl. Livest. Prod.*, Belo Horizonte, Brazil. CD ROM, Paper 04-32.
- Moreno, C., Bouix, J., Brunel, J.C., Weischecker, J.L., Francois, D., Lantier, F., Elsen, J.M.* (2001): Genetic parameter estimates for carcass traits in the INRA401 composite sheep strain. *Livest. Prod. Sci.*, 69. 227-232.
- 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.
- Morrison, D.G., Williamson, W.D., Humes, P.E.* (1986): Estimates of heritabilities and correlations of traits associated with pelvic area in beef cattle. *J. Anim. Sci.*, 63. 432-437.
- Mortimer, S.I., Atkins, K.* (1994): Direct additive and maternal genetic effects on wool production in Merino sheep. *Proc. of the 5th World Cong. Genet. Appl. Livest. Prod.*, Guelph, Canada August. 18. 103-106.
- Moss, N., Lean, I.J., Reid, S.W.J., Hodgson, D.R.* (2002): Risk factors for repeat-breeder syndrome in New South Wales dairy cows. *Prev. Vet. Med.* 54., 91-103.
- Mrode, R., Coffey, M.* (2009): Genetic analysis of evaluations for female fertility with production included. *Interbull Bulletin*, 40. 17-20.
- Mrode, R.A.* (1996): *Linear Models for the Prediction of Animal Breeding Values*. CAB International. Wallingford.

- Mrode, R.A. (2005): Linear Models for the Prediction of Animal Breeding Values. 2nd ed. CABI Publishing. CAB International. Wallingford, UK.
- 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.
- Munoz-Serrano, A., Sanchez-Palm, A., Serradilla, J.M. (1992): Simulation analysis of the sensibility of BLUP solutions to different data structures in selection schemes for goats. 43rd Annual meeting of the EAAP. September 14-17, Madrid. S.IV.11.
- 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.
- Nagy, I. (1999): Quantitative genetics studies on the Hungarian Merino sheep population. PhD Thesis. Debreceni Agrártudományi Egyetem.
- Nagy, I., Curik, I., Radnai, I., Cervantes, I., Gyovai, P., Baumung, R., Farkas, J., Szendrő, Zs. (2010): Genetic diversity and population structure of the synthetic Pannon White rabbit revealed by pedigree analyses. *J. Anim. Sci.*, 88. 1267-1275.
- Nagy, I., Bálint, P., Komlósi, I., Sáfár, L. (1999): Magyar merinó állományok közötti genetikai kapcsolat vizsgálata. *Acta Agraria Kaposvariensis*, 3. 15-23.
- Nagy, I., Solkner, J., Komlosi, I., Safar, L. (1999): Genetic parameters for production and fertility traits in Hungarian Merino sheep. *J. Anim. Breed. Genet.*, 116. 399-413.
- Nagy, I., Tormod, A., Komlósi, I., Bálint, P. (2001): Choosing a method for measuring genetic relation. *Állattenyésztés és Takarmányozás*, 50. 4. 289-297.
- Nagy, I., Veress, L., Komlósi, I., Horváth, V. (1998): A két bárányozás közötti időt befolyásoló hatások. *Állattenyésztés és Takarmányozás*, 47. 3. 209-219.
- Näsholm, A., Danell, Ö. (1996): Genetic relationships of lamb weight, maternal ability, and mature ewe weight in Swedish Finewool Sheep. *J. Anim. Sci.*, 74. 329-339.
- Nilforooshan, M.A., Khazaeli, A., Edriss, M.A. (2008): Effects of missing pedigree information on dairy cattle genetic evaluation. *Arch. Tierzucht*, 51. 2. 99-110.
- Nitter, G. (1987): Economic response increasing genetic potential for reproductive performance. In: New techniques of sheep production. *Faiez, I., Marai, M., Owen, J.P.* (Eds.) Butterworths, London, UK. 271-280. *cit. in: Pérez-Enciso, M., Foulley, J.L., Bodin, L., Elsen, J.M., Poivey, J.P.* (1995): Genetic improvement of litter size in sheep. A comparison of selection methods. *Genet. Sel. Evol.*, 27. 43-61.
- Norberg, E., Sorensen, A.C. (2007): Inbreeding trend and inbreeding depression in the Danish populations of Texel, Shropshire, and Oxford Down. *J. Anim. Sci.*, 85. 299-304.
- Notter, D.R. (1981): Repeatability of conception rate and litter size for ewes in an accelerated lambing system. *J. Anim. Sci.*, 53. 3. 643-650.
- Notter, D.R. (1999): The importance of genetic diversity in livestock populations of the future. *J. Anim. Sci.*, 77. 61-69.
- Nsoso, S.J., Young, M.J., Beatson, P.R. (2000): A review of carcass conformation in sheep: assesment, genetic control and development. *Small Ruminant Res.*, 35. 89-96.
- Nugent, R.A., Jenkins, T.G. (1992): Effects of alternative lamb production systems, maternal line, and culling strategy on flock age structure. *J. Anim. Sci.*, 70. 2285-2295.
- Okut, H., Bromley, C.M., Van Vleck, L.D., Snowden, G.D. (1999): Genotypic expression at different ages: I. Prolificacy traits of sheep. *J. Anim. Sci.*, 77. 2357-2365.

- Olesen, I., Groen, A.F., Gjerde, B. (2000): Definition of animal breeding goals for sustainable production systems. *J. Anim. Sci.*, 78. 570-582.
- Olivier, W.J., Snyman, M.A., van Wyk, J.B., Erasmus, G.J. (1998): Genetic parameter estimates for fitness traits in South African Merino sheep. *Livest. Prod. Sci.*, 56. 71-77.
- 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.
- Olson, K.M., Cassel, B.G., McAllister, A.J., Washburn, S.P. (2009): Dystocia, stillbirth, gestation length, and birth weight in Holstein, Jersey, and reciprocal crosses from a planned experiment. *Med. Image Anal.*, 92. 12. 6167-6175.
- Oravcová, M., Groeneveld, E., Kovač, M., Peskovicová, D., Margetin, M. (2005): Estimation of genetic and environmental parameters of milk production traits in Slovak purebred sheep using test-day model. *Small Ruminant Res.*, 56. 113-120.
- Osuho, C.U., Osinowo, O.A., Nwagu, B.I., Dennar, F.O., Abdullahi-Adee, A. (1997): Factors affecting age at first lambing in Yankasa ewes. *Anim. Reprod. Sci.*, 47. 3. 205-209.
- Owens, F.N., Dubenski, P., Hanson, C.F. (1993): Factors that alter the growth and development of ruminants. *J. Anim. Sci.*, 71. 3138-3150.
- Pärna, E., Kiiman, H., Vallas, M., Viinalass, H., Saveli, O. (2007): Development of a breeding objective for Estonian Holstein cattle. *Agr. Food Sci.*, 16. 212-221.
- 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.
- Patterson, D.J., Bellows, R.A., Burfening, P.J., Carr, J.B. (1987): Occurrence of neonatal and postnatal mortality in range beef cattle. I. Calf loss incidence from birth to weaning, backward and breech presentations and effects of calf loss on subsequent pregnancy rate of dams. *Theriogenology*, 28. 557-571.
- Pécsi, A. (2007): A tejelő tehenek méhgyulladásának hatása a szaporodásbiológiai teljesítményre. Doktori (Ph.D.) értekezés. Debreceni Egyetem.
- Peeters, R., Kox, G., van Isterdael, J. (1996): Environmental and maternal effects on early postnatal growth of lambs of different genotypes. *Small Ruminant Res.*, 19. 45-53.
- Pena, J. (2006): Genetic correlated traits for female fertility evaluations in Spanish Holsteins. *Interbull Bulletin*, 34. 31-33.
- Pérez-Enciso, M. (1995): Use of the uncertain relationship matrix to compute effective population size. *J. Anim. Breed. Genet.*, 112. 327-332.
- Pérez-Enciso, M., Foulley, J.L., Bodin, L., Elsen, J.M., Poivey, J.P. (1995): Genetic improvement of litter size in sheep. A comparison of selection methods. *Genet. Sel. Evol.*, 27. 43-61.
- Philipsson, J. (1976a): Studies on calving difficulty, stillbirth and associated factors in Swedish cattle breeds. III. Genetic parameters. *Acta Agr. Scand. A-An.*, 26. 211-220.
- Philipsson, J. (1976b): Studies on calving difficulty, stillbirth and associated factors in Swedish cattle breeds. V. Effects of calving performance and stillbirth in Swedish Friesian heifers on productivity in subsequent lactation. *Acta Agr. Scand. A-An.*, 26. 230-234.
- Philipsson, J. (1977): Calving performance and calf mortality. *Livest. Prod. Sci.*, 3. 319-331.

- Philipsson, J.* (1981): Genetic aspects of female fertility in dairy cattle. *Livest. Prod. Sci.*, 8. 307-319.
- Philipsson, J.* (1996): Strategies to reduce problems in calving performance and stillbirths by selection and differential use of bulls. *Interbull Bulletin*, 12. 65-71.
- Philipsson, J., Foulley, J.L., Lederer, J., Liboriussen, T., Osinga, A.* (1979): Sire evaluation standards and breeding strategies for limiting dystocia and stillbirth. Report of an E.C./ E.A.A.P. working group. *Livest. Prod. Sci.*, 6. 111-127.
- Philipsson, J., Steinbock, L., Johansson, K.* (2006): Differences in genetic variation of calving traits in Swedish Holstein and Swedish Red cattle. *Proc. 8th World Congr. Genet. Appl. Livest. Prod., Belo Horizonte, Brazil. Commun.* 01-24.
- Phocas, F., Laloe, D.* (2003): Evaluation models and genetic parameters for calving difficulty in beef cattle. *J. Anim. Sci.*, 81. 933-938.
- Pollak, E.J., Freeman, A.E.* (1976): Parameter estimation and sire evaluation for dystocia and calf size in Holsteins. *J. Dairy Sci.*, 59. 1817-1824.
- Pollott, G.E., Gootwine, E.* (2001): A genetic analysis of complete lactation milk production in improved Awassi sheep. *Livest. Prod. Sci.*, 71. 1. 37-47.
- Pollott, G.E., Greef, J.C.* (2004): Genotype x environment interaction and genetic parameters for fecal egg count and production traits of Merino sheep. *J. Anim. Sci.*, 92. 2840-2851.
- Ponzoni, R.W., Grimson, R., Jaensch, K., Smith, D., Gifford, D., Ancell, P., Walkley, J., Hynd, P.* (1995): The Turretfield sheep breeding project. Messages on phenotypic and genetic parameters for South Australian Merino sheep. *Proc. AAABG*, 11. 303-313.
- Portolano, B., Montalbano, L., Miliati, W.* (2001): Genetic and environmental sources of variation for milk yield traits in Barbaresca Siciliana breed. *Small Ruminant Res.*, 41. 195-202.
- Póti, P., Bedő, S., Mézes, M., Tőzsér, J.* (1998): Tenyészkos jelöltek termékenyítő képességének értékelése. *Állattenyésztés és Takarmányozás*, 47. 3. 221-230.
- Póti, P., Mézes, M., Tőzsér, J., Nagy, J., Bedő, S.* (1994): Növendék és tenyészkosok hereméretének összefüggése a vérplazma alap és GnRH kezelés hatására változó tesztoszteron szintjével. *Állattenyésztés és Takarmányozás*, 43. 5-6. 397-406.
- Proudfoot, K.L., Huzzey, J.M., von Keyserlingk, M.A.G.* (2009): The effect of dystocia on the dry matter intake and behavior of Holstein cows. *J. Dairy Sci.*, 92. 4937-4944.
- Pryce, J., Simm, G., Amer, P., Coffey, M., Stott, A.* (1999): Returns from genetic improvement on indices that include production, longevity, mastitis and fertility in UK circumstances. *Interbull Bulletin*, 23. 55-61.
- 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.
- Purvis, I.W., Swan, A.* (1997): Can follicle density be used to enhance the rate of genetic improvement in Merino flocks? *Proc. AAABG*, 12. 512-515.
- Püski, J., Tran, A.H., Gáspárdy, A., Bozó, S., Szücs, E.* (1999): A típus hatása a holstein tehenek tejtermelésének a hatékonyságára az első laktációban. *Állattenyésztés és Takarmányozás*, 48. 323-337.
- Quinn, J.L., Charmantier, A., Garant, D., Sheldon, B.C.* (2006): Data depth, data completeness, and their influence on quantitative genetic estimation in two contrasting bird populations. *J. Evolution. Biol.*, 19. 3. 994-1002.

- Quintanilla, R., Varona, L., Pujol, M.R., Piedrafito, J. (1999): Maternal animal model with correlation between maternal environmental effects of related dams. *J. Anim. Sci.*, 77. 2904-2917.
- Quinton, M., Smith, C., Goddard, M.E. (1992): Comparison of selection methods at the same level of inbreeding. *J. Anim. Sci.*, 70. 1060-1067.
- Radics, L., Seregi, J. (2005): A juh. In: Radics, L., Seregi, J. (Szerk.) Ökológiai szemléletű állattermék-előállítás. Szaktudás Kiadó Ház, Budapest. 42-51.
- Radnóczy, L., Domanovszky, Á., Hajduk, P., Juhász, P., Kádas, A., Komlósi, I., Kukovics, S., Nagy, L., Sáfár, L., Toldi, Gy. (2008): Juh Teljesítményvizsgálati Kódex. 8. kiadás. Mezőgazdasági Szakigazgatási Hivatal. Budapest.
- 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.
- 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.
- Rao, S., Notter, D.R. (2000): Genetic analysis of litter size in Targhee, Suffolk, and Polypay sheep. *J. Anim. Sci.*, 78. 2113-2120.
- Reinsch, N. (1993): Berechnung wirtschaftlicher Gewichtungsfaktoren für sekundäre Leistungsmerkmale beim Fleckvieh. Dissertation. München-Weihenstephan, Technische Universität.
- Reinsch, N., Dempfle, L. (1998): Investigations on functional traits in Simmental: 3. Economic weights at the stationary state of a Markov chain. *Arch. Tierzucht*, 41. 211-224.
- Rekaya, R., Carabano, M.J., Toro, M.A. (2000): Bayesian analysis of lactation curves of Holstein-Friesian cattle. *J. Dairy Sci.*, 83. 2691-2701.
- Roehe, R., Kennedy, B.W. (1993): The influence of maternal effects on accuracy of evaluation of litter size in swine. *J. Anim. Sci.*, 71. 2353-2364.
- 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.
- Ron, M., Blanc, Y., Band, M., Ezra, E., Weller, J.I. (1996): Misidentification rate in the Israeli dairy cattle population and its implications for genetic improvement. *J. Dairy Sci.*, 79. 676-681.
- Roughsedge, T., Brotherstone, S., Visscher, P.M. (1999): Quantifying genetic contributions to a dairy cattle population using pedigree analysis. *Livest. Prod. Sci.*, 60. 359-369.
- 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. A-An.*, 51. 7-14.
- Rupp, R., Lagriffoul, G., Astruc, J.M., Barillet, F. (2003): Genetic parameters for milk somatic cell scores and relationships with production traits in French Lacaune dairy Sheep. *J. Dairy Sci.*, 86. 1476-1481.
- Rutten, M.J.M., Bijma, P., Woolliams, J.A., van Arendonk, J.A.M. (2002): SelAction: Software to predict selection response and rate of inbreeding in livestock breeding programs. *J. Hered.*, 93. 6. 456-458.
- Sáfár, L., Domanovszky Á. (2000): Magyar merinó. In: Jávora, A., Fésüs, L. (szerk.): Tenyésztési és Fajtahasználási Útmutató. Lícium-Art Könyvkiadó és Kereskedelmi Kft. Debrecen-Szikszo-Herceghalom. 17-20.

- Safari, E., Fogarty, N.M., Gilmour, A.R. (2005): A review of genetic parameter estimates for wool, growth, meat and reproduction traits in sheep. *Livest. Prod. Sci.*, 92. 3. 271-289.
- Sancristobal-Gaudy, M., Bodin, L., Elsen, J.M., Chevalet, C. (2001): Genetic components of litter size variability in sheep. *Genet. Sel. Evol.*, 33. 249-271.
- Sanders, K., Bennewitz, J., Kalm, E. (2006): Wrong and missing sire information affects genetic gain in the Angeln dairy cattle population. *J. Dairy Sci.*, 89. 315-321.
- Sargolzaei, M., Iwaisaki, H., Colleau, J.J. (2005): A fast algorithm for computing inbreeding coefficients in large populations. *J. Anim. Breed. Genet.*, 122. 325-331.
- SAS Institute Inc. (2004) SAS/STAT R User's Guide, Version 9.1 SAS Institute Inc., Cary, NC.
- Savas, T., Rohe, R., Kalm, E. (2000): Schätzung genetischer Parameter für die Fruchtbarkeitsleistung beim Schaf. *Zuchungskunde*, 72. 217-229.
- Schenkel, F.S., Schaeffer, L.R. (2000): Effects of nonrandom parental selection on estimation of variance components. *J. Anim. Breed. Genet.*, 117. 225-239.
- Schenkel, F.S., Schaeffer, L.R., Boettcher, P.J. (2002): Comparison between estimation of breeding values and fixed effects using Bayesian and empirical BLUP estimation under selection on parents and missing pedigree information. *Genet. Sel. Evol.*, 34. 41-59.
- Schmidt, J. (1995): Gazdasági állataink takarmányozása. Mezőgazda Kiadó. Budapest.
- Schrack, F.N., Hocket, 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.
- Schüler, L., Kebede, K., Süs, R., Mielenz, N. (2001): Die Anwendung der BLUP-Zuchtwertschätzung bei Schafen. *Arch. Tierzucht*, 44. 258-262.
- Seibert, B., Gaulty, M., Erhardt, G. (2004): Productivity of different sheep breeds in extensive pasture management. *Arch. Tierzucht*, 47. 142-152.
- Senneke, S.L., MacNeil, M.D., Van Vleck, L.D. (2004): Effects of sire misidentification on estimates of genetic parameters for birth and weaning weights in Hereford cattle. *J. Anim. Sci.*, 82. 2307-2312.
- Serrano, M., Pérez-Guzmán, M.D., Montoro, V., Jurado, J.J. (2002): Genetic analysis of udder traits in Machega ewes. *Livest. Prod. Sci.*, 77. 2-3. 355-361.
- Sevi, A., Albenzio, M., Marino, R., Santillo, A., Muscio, A. (2004): Effects of lambing season and stage of lactation on ewe milk quality. *Small Ruminant Res.*, 51. 251-259.
- Sherman, G.B., Kachman, S.D., Hungerford, L.L., Rupp, G.P., Fox, C.P., Brown, M.D., Fuez, B.M. (2004): Impact of candidate sire number and sire relatedness on DNA polymorphism-based measures of exclusion probability and probability of unambiguous parentage. *Anim. Genet.*, 35. 3. 220-226.
- Shrestha, J.N.B., Heaney, D.P. (1985): Genetic and phenotypic parameters of early growth traits of lambs reared artificially in a controlled environment. *Can. J. Anim. Sci.*, 65. 37-49.
- Sigurdson, A., Jonmudson, J.V. (1995): Inbreeding and its impact in the closed population of Icelandic dairy cattle. *Acta Agr. Scand. A-An.*, 45. 11-16.
- Silva, H.M., Wilcox, C.J., Thatcher, W.W., Becker, R.B., Morse, D. (1992): Factors affecting days open, gestation length, and calving interval in Florida dairy cattle. *J. Dairy Sci.*, 75. 288-293.
- Simm, G. (1998): Genetic improvement of cattle and sheep. Farming Press. Ipswich, UK.

- Simm, G., Lewis, R.M., Grundy, B., Dingwall, W.S.* (2002): Responses to selection for lean growth in sheep. *Anim. Sci.*, 74. 39-50.
- Sloss, V., Johnston, D.E.* (1967): The causes and treatment of dystocia in beef cattle in Western Victoria. 2. Causes, methods of correction and maternal death rates. *Aust. Vet. J.*, 43. 13-21.
- Smith, C.* (1983): Effects of changes in economic weights on the efficiency of index selection. *J. Anim. Sci.*, 56. 1057-1064.
- Smith, C.* (1985): Scope for selecting many breeding stocks of possible economic value in the future. *Anim. Prod.*, 41. 403-412.
- Smith, G.M.* (1977): Factors affecting birth weight, dystocia and preweaning survival in sheep. *J. Anim. Sci.*, 44. 745-753.
- Snyman, M.A., Erasmus, G.J., Wyk, J.B.* (1998): The possible genetic improvement of reproduction and survival rate in Afrino sheep using a threshold model. *S. Afr. J. Anim. Sci.*, 28. 120-124.
- Snyman, M.A., Erasmus, G.J., van Wyk, J.B.* (1995). Direct and maternal (co)variance components and heritability estimates for body weight at different ages and fleece traits in Afrino sheep. *Livest. Prod. Sci.*, 44. 229-235.
- Snyman, M.A., Olivier, J.J., Erasmus, G.J., van Wyk, J.B.* (1997): Genetic parameter estimates for total weight of lamb weaned in Afrino and Merino sheep. *Livest. Prod. Sci.*, 48. 2. 11-116.
- Sorensen, A.C., Sorensen, M.K., Berg, P.* (2005): Inbreeding in Danish dairy cattle breeds. *J. Dairy Sci.*, 88. 1865-1872.
- Sorensen, D., Gianola, D.* (2002): Likelihood, Bayesian and MCMC Methods in Quantitative Genetics. Springer.
- Sorensen, D.A., Andersen, S., Gianola, D., Korsgaard, I.* (1995): Bayesian inference in threshold models using Gibbs sampling. *Genet. Sel. Evol.*, 27. 229-249.
- Sorensen, D.A., Kennedy, B.W.* (1984): Estimation of genetic variances from unselected and selected populations. *J. Anim. Sci.*, 59. 1213-1223.
- Sormunen-Christian, R.* (1999): At what hours of the day or night the ewes are lambing. *Sheep and Goat Journal (Lammas ja vuohi)*, 1. 24-26.
- Sölkner, J., Filipcic, L., Hampshire, N.* (1998): Genetic variability of populations and similarity of subpopulations in Austrian cattle breeds determined by analysis of pedigrees. *Anim. Sci.*, 67. 249-256.
- Sölkner, J., Miesenberger, J., Willam, A., Fürst, Ch., Baumung, R.* (2000): Total merit indices in dual purpose cattle. *Arch. Tierzucht*, 43. 597-608.
- Stefler, J., Holló, I., Iváncsics, J., Dohy, J., Boda, I., Bodó, I., Nagy, N.* (1995): Szarvasmarha-tenyésztés. In: Állattenyésztés I. Szarvasmarha, juh, ló. *Horn, P.* (szerk.) Mezőgazda Kiadó, Budapest. 17-302.
- Steinbock, L., Nasholm, A., Berglund, B., Johansson, K., Philipson, J.* (2003): Genetic effects on stillbirth and calving difficulty in Swedish Holsteins at first and second calving. *J. Dairy Sci.*, 86. 2228-2235.
- Stevenson, J.S., Call, E.P.* (1988): Reproductive disorders in the periparturient dairy cow. *J. Dairy Sci.*, 71. 2572-2583.
- St-Onge, A., Hayes, J.F., Cue, R.I.* (2002): Economic values of traits for dairy cattle improvement estimated using field-recorded data. *Can. J. Anim. Sci.*, 82. 29-39.
- Stott, A.W., Coffey, M.P., Brotherstone, S.* (2005): Including lameness and mastitis in a profit index for dairy cattle. *Anim. Sci.*, 80. 41-52.
- 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.

- Strandén, I., Mantysaari, E.A., Maki-Tanila, A.* (1993): Change in genetic correlation due to selection using animal model evaluation. *J. Anim. Breed. Genet.*, 110. 412-422.
- Suárez, M.J., Cantet, R.J.C.* (2011): Bayesian estimation in maternally ancestral animal models for weaning weight of beef cattle. *J. Anim. Sci.*, 89. 3859-3871.
- Sullivan, P.G.* (1995): Alternatives for genetic evaluation with uncertain parentage. *Can. J. Anim. Sci.*, 75. 31-36.
- 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.
- Swalwe, H.H.* (1993): Estimation of direct and maternal (co)variance components for growth traits in Australian Simmental beef cattle. *J. Anim. Breed. Genet.*, 110. 241-252.
- Szajkó, L.* (szerk) (1984): Szakosított tejtermelés. Mezőgazdasági Kiadó Budapest. 51-53.
- Székely, P., Domanovszky, Á., Hajduk, P., Komlósi, I., Kukovics, S., Lengyel, A., Sáfár, L.* (1995): Juh Teljesítményvizsgálati Kódex. OMMI, Budapest.
- Szenci, O.* (1995): Az ellés utáni időszak szaporodásbiológiai gondozása tejhasznú tehenészetekben. Összefoglaló ismertetés. *Magyar Állatorvosok Lapja*, 50. 540-542.
- Szenci, O.* (2003): Tejhasznú szarvasmarha-állományok szaporodásbiológiai gondozása. In: *Rafai, P., Brydl, E., Nagy, Gy.* (szerk.): A sertés-, a szarvasmarha és a házityúktartás higiénája és egészségtana. Agroiinform Kiadó. Budapest. 289-298.
- Szenci, O.* (2009a): Halvaszületésekből eredő gazdasági veszteségek csökkentésének lehetőségei I. Az ellés alatt és után a borjúmagzatban bekövetkező élettani változások összefoglalása. *Holstein Magazin*, XVII. 5. 36-38.
- Szenci, O.* (2009b): Halvaszületésekből eredő gazdasági veszteségek csökkentésének lehetőségei II. A születendő és az újszülött borjak vitalitásának megállapítása. *Holstein Magazin*, XVII. 6. 30-31.
- Szenci, O.* (2009c): Halvaszületésekből eredő gazdasági veszteségek csökkentésének lehetőségei III. Az újszülött borjak ellátása és szükség szerinti gyógykezelése. *Holstein Magazin*, XVIII. 1. 28-30.
- Szórádi, T., Mucsi, I.* (2003): A fajta, takarmányozás és az életkor hatása a juh csülökszarujának keménységére. *Magyar Juhászat + Kecsketenyésztés, A Magyar Mezőgazdaság melléklete* 12. 4. 8-9.
- Szőke, Sz., Komlósi, I.* (2000): BLUP modellek összehasonlítása. *Állattenyésztés és Takarmányozás*, 49. 3. 231-245.
- Szőke, Sz., Komlósi, I., Korom, E., Ispány, M., Mihók, S.* (2004): A statistical analysis of population variability in Bronze Turkey considering gene conservation. *Arch. Tierzucht*, 47. 4. 377-385.
- Szűcs, E., Mócsi, Z., Szöllősi, I., Ács, I.* (1982): A laktációs görbe illesztése Wood-függvényvel, s e-matematikai modell felhasználása a fejőstehenek tejtermelésének a becslésében. *ÁTK Közleményei. Gödöllő*, 125-128.
- Szűcs, E.* (2002): A juh-minősítés fejlődése. 91-92. In: *Szűcs E.* (szerk.) Vágóállat- és húsmínőség. Szaktudás Kiadó Ház, Budapest.
- Szűcs, E., Gulyás, L., Ciszter, T., Demikran, I.* (2009a): Stillbirth in dairy cattle: Review. *Lucrari Stiintifice. Zootehnie si Biotehnologii. Temesvár-Timisoara*. 42. 2. 622-636.
- Szűcs, E., Ciszter, L., Bozkurt, Z.* (2009b): A halvaszületés és a nehézellés elleni szelekció lehetőségei. *Holstein Magazin*, 17. 6. 33-35.

- Tamminga, S.* (2000): Issues arising from genetic change: Ruminants. The Challenge of Genetic Change in Animal Production. In *Hill, W.G., Bishop, S.C., McGuirk, B., McKay, J.C., Simm, G., Webb, A.J.* (ed.): Br. Soc. Anim. Sci. Occ. Publ. 27. 55-62. cit. in: *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.
- 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.
- Thaler, G.* (1998): Genetics and breeding for fertility. *Interbull Bulletin*, 18. 55-61.
- Thompson, J.R., Pollak, E.J., Pelissier, C.L.* (1983): Interrelationships of parturition problems, production of subsequent lactation, reproduction, and age at first calving. *J. Dairy Sci.*, 60. 1119-1127.
- Tischler, J.* (2002): Fleckviehzucht im Wettbewerb mit speziellen Milchrassen. 4. Fleckviehseminar der AGÖF, 2002. április 5. Strass/Zillertal, Tirol. cit. in: *Füller, I.* (2010): Hústermelőképesség-javítására irányuló szelekció továbbfejlesztése a magyartarka fajtában. Ph.D. értekezés. Kaposvári Egyetem.
- Toivakka, M., Nousiainen, J.I., Mäntysaari, E.A.* (2005): Estimation of economic values of longevity and other functional traits in Finnish dairy cattle. *Proc. 56th Annual Meeting of the EAAP*, CG2.25.
- Toldi, Gy.* (2003): Az S/EUROP minősítés és a juhok vágóértéke közötti összefüggés. PhD dolgozat. Kaposvári Egyetem. Kaposvár.
- Toldi, Gy., Mezőszentgyörgyi, D., Lengyel, A.* (1999): Connection between sheep carcasses' S/EUROP qualification and several cutting parameters. *Acta Agraria Kaposváriensis*. 3. 3. 25-34.
- Tong, A.K.W., Wilton, J.W., Schaeffer, L.R.* (1977): Application of a scoring procedure and transformations to dairy type classification and beef ease of calving categorical data. *Can. J. Anim. Sci.*, 57. 1-5.
- 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.
- Toro, M., Perez-Enciso, M.* (1990): Optimisation of selection response under restricted inbreeding. *Genet. Sel. Evol.*, 22. 93-105.
- Turner, H.N., Young, S.S.Y.* (1969): Quantitative Genetics in Sheep Breeding. Macmillan of Australia. Sydney.
- Vaez-Torshizi, R.V., Nicholas, F.W., Raadsma, H.W.* (1996): REML estimates of variance and covariance components for production traits in Australian Merino sheep, using an animal model. 1. Body weight from birth to 22 months. *Aust. J. Agr. Res.*, 47. 1235-1249.
- 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 Pelt, M.* (2007): Analysis of Hungarian calving ease data with focus on feasibility of a genetic evaluation. Report, Ref.: IRI/07.0232/MvP/MB. Budapest.
- Van Raden, P.M.* (1992): Accounting for inbreeding and crossbreeding in genetic evaluation of large populations. *J. Dairy Sci.*, 75. 3136-3144.
- Van Raden, P.M.* (2002): Selection of dairy cattle for lifetime profit. *Proc. 7th World Cong. Genet. Appl. Livest. Prod.*, Montpellier, France, CD-ROM, No. 01-21.
- Van Raden, P.M.* (2006): Normality and skewness of genetic evaluations. *Interbull Bulletin*, 35. 164-167.

- 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.
- Van Tassel, C.P., Van Vleck, L.D., Gregory K.E. (1998): Bayesian analysis of twinning and ovulation rates using a multiple-trait threshold model and Gibbs sampling. *J. Anim. Sci.*, 76. 2048-2061.
- Van Vleck, L.D. (1970a): Misidentification in estimating the paternal sib correlation. *J. Dairy Sci.*, 53. 1469-1474.
- Van Vleck, L.D. (1970b): Misidentification and sire evaluation. *J. Dairy Sci.*, 53. 1697-1702.
- Vargas, B., Groen, A.F., Herrero, M., Van Arendonk, J.A.M. (2002): Economic values for production and functional traits in Holstein cattle of Costa Rica. *Livest. Prod. Sci.*, 75. 101-116.
- Várhegyi, J-né., Várhegyi, J., Völgyi Csík, J., Lehel, L., Hajda, Z., Szabó, F. (2010): Eltérő energia- és fehérjeszinten felnevelt holstein fríz üszők tejtermelése az első laktációban. *Állattenyésztés és Takarmányozás*, 59. 1. 71-84.
- Varona, L., Misztal, I., Bertrand, J.K. (1999): Threshold-linear versus linear-linear analysis of birth weight and calving ease using an animal model: I. Variance component estimation. *J. Anim. Sci.*, 77. 1994-2002.
- Várszegi, Zs., Jávör, A. (1999): Adatok a magyar vágójuh minőségéhez. *Tiszántúli Mezőgazdasági Tudományos Napok*. Debrecen. 85-94.
- 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.
- Veerkamp, R.F., Dillon, P., Kelly, E., Cromie, A.R., Groen, A.F. (2002): Dairy cattle breeding objectives combining yield, survival and calving interval for pasture-based systems in Ireland under different milk quota scenarios. *Livest. Prod. Sci.*, 76. 137-151.
- Veress, L. (1996): Miért csökken a versenyképességünk? *Magyar Juhászat*, 5. 10. 6-7.
- Veress, L., Bedő, S., Lovas, L., Mucsi, I., Lengyel, A., Zomborszky, Z. (1995): Juhtenyésztés. 305-441. In: Horn, P. (szerk). *Állattenyésztés I. 2. kiadás*. Mezőgazda Kiadó, Budapest.
- Veress, L., Komlósi, I., Végh, J. (1991): Fésüs és boroola F1 merinó sűrítve elletettségének vizsgálata. *Állattenyésztés és Takarmányozás*, 40. 143-150.
- Veress, L., Kovács, Z., Komlósi, I. (1993): Az ellési intervallum alakulását befolyásoló hatások vizsgálata két merinó fajtaváltozatban. *Jubileumi Tudományos Szimpózium*. Debrecen. 285-291.
- Veress, L., Lovas, L., Radnai, L., (1979): Experiments to increase prolificacy in Romanov sheep. *Acta Agron. Acad. Sci. Hung.*, 28. 444-451.
- Veress, L., Végh, J. (1991): Egy juhtenyésztési program és eddigi eredményei. *Gazdálkodás*. XXXV. 7-8. 121-125.
- Verrier, E., Colleau, J.J., Foulley, J.L. (1994): Long-term effects of selection based on the animal model BLUP in a finite population. *Theor. Appl. Genet.*, 87. 446-454.
- Vígh, Zs., Csató, L., Nagy, I. (2008): A pedigréanalízisben alkalmazott mutatószámok és értelmezésük. *Szakirodalmi áttekintés. Állattenyésztés és Takarmányozás*, 57. 6. 549-564.
- Visscher, P.M., Woolliams, J.A., Smith, D., Williams, J.L. (2002): Estimation of pedigree errors in the UK dairy population using microsatellite markers and the impact on selection. *J. Dairy Sci.*, 85. 2368-2375.

- Vollema, A.R., Van der Beek, S., Harbers, A.G.F., De Jong, G. (2000): Genetic evaluation for longevity of Dutch dairy bulls. *J. Dairy Sci.*, 83. 2629-2639.
- Vostrý, L., Příbyl, J., Zdeňka, V., Jakubec, V. (2007): Selection of a suitable data set and model for estimating genetic parameters of the weaning weight in beef cattle. *Arch. Tierzucht*, 50. 6. 562-574.
- Waldron, D.F., Clarke, J.N., Rae, A.L., Woods, E.G. (1992): Expected responses in carcass composition due to selection for muscularity in sheep. *Proc. New Zealand Soc. Anim. Prod.*, 52. 29-32.
- 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.
- Walling, G.H., Bishop, S.C., Pong-Wong, R., Gittus, G., Russel, A.J.F., Rhind, S.M. (2002): Detection of major gene for litter size of Thoka Cheviot sheep using Bayesian segregation analysis. *Anim. Sci.*, 75. 339-347.
- Wassmuth, R., Beuing, R., Hiendleder, S. (2001): Einige Probleme und Perspektiven der Züchtungsforschung beim Schaf. *Arch. Tierzucht*, 44. Special Issue. 249-257.
- Weigel, K.A., Lin, S.W. (2000): Use of computerized mate selection programs to control inbreeding of Holstein and Jersey cattle in the next generation. *J. Dairy Sci.*, 83. 822-828.
- Weller, J. I., Gianola, D. (1989): Models for genetic analysis of dystocia and calf mortality. *J. Dairy Sci.*, 72. 2633-2643.
- Weller, J.I., Feldmesser, E., Golik, M., Tager-Cohen, I. (2004): Factors affecting incorrect paternity assignment in the Israeli Holstein population. *J. Dairy Sci.*, 87. 2627-2640.
- Weller, J.I., Misztal, I., Gianola, D. (1988): Genetic analysis of dystocia and calf mortality in Israeli-Holsteins by threshold and linear models. *J. Dairy. Sci.*, 71. 2491-2501.
- 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.
- White, D.H., Bowmann, P.J., Morley, F.H.W., McManus, W.R., Filan, S.J. (1983): A simulation model of breeding ewe flock. *Agr. Syst.*, 10. 149-189.
- Wiggans, G.R., Cole, J.B., Thornton, L.L.M. (2008): Multiparity evaluation of calving ease and stillbirth with separate genetic effects by parity. *J. Dairy Sci.*, 91. 3173-3178.
- Wiggans, G.R., Misztal, I., Van Tassell, C.P. (2002): Calving ease (co)variance components for a sire-maternal grandsire threshold model. *J. Dairy Sci.*, 86. 1845-1848.
- Wiggans, G.R., Van Raden, P.M., Zurbier, J. (1995): Calculation and use of inbreeding coefficients for genetic evaluation of United States dairy cattle. *J. Dairy Sci.*, 78. 1584-1590.
- Wiggans, G.R., Van Tassell, C.P., Cole, J.B., Thornton, L.L.M. (2006): Genetic correlations between first and later parity calving ease in a sire-maternal grandsire model. *Proc. 8th World Congr. Genet. Appl. Livest. Prod.*, Belo Horizonte. Brazilia. 01-92.
- 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.
- Willham, R.L. (1972): The role of maternal effects in animal breeding: III. Biometrical aspects of maternal effects. *J. Anim. Sci.*, 35. 1288-1292.
- Williams, K.R. (1968): A study of dystocia in heifer (Primipara). *Vet. Rec.*, 83. 87-97.

- 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.
- Wolf, J., Wolfová, M., Krupa, E. (2007): User's Manual for the Program ECOWEIGHT (C Programs for Calculating Economic Weights in Livestock), Version 3.0.2. Programs for Cattle. Institute of Animal Science, Prague Uhřetěves, Czech Republic, and Slovak Center of Agricultural Research, Nitra, Slovak Republic.
- Wolf, J., Wolfová, M., Krupová, Z., Krupa, E. (2008): User's Manual for the Program Package ECOWEIGHT (C Programs for Calculating Economic Weights in Livestock). Version 4.1.1. Part 2. Program for Sheep. Institute of Animal Science, Prague Uhřetěves, and Slovak Agricultural Research Center, Nitra.
- Wolfová, M., Wolf, J., Hyánek, J. (1995): Economic weights for beef production traits in the Czech Republic. *Livest. Prod. Sci.*, 43. 63-73.
- Wolfová, M., Wolf, J., Krupová, Z., Kica, J. (2009a): Estimation of economic values for traits of dairy sheep: I. Model development. *J. Dairy Sci.*, 92. 2183-2194.
- Wolfová, M., Wolf, J., Kvapilík, J., Kica, J. (2007): Selection for profit in cattle. I. Economic weights for purebred dairy cattle in the Czech Republic. *J. Dairy Sci.*, 90. 2442-2455.
- Wolfová, M., Wolf, J., Milerski, M. (2009b): Calculating economic values for growth and functional traits in non-dairy sheep. *J. Anim. Breed. Genet.*, 126. 480-491.
- Wolfová, M., Wolf, J., Milerski, M. (2011): Calculating economic weights for sheep sire breeds used in different breeding systems. *J. Anim. Sci.*, 89. 6. 1698-1711.
- Wolfová, M., Wolf, J., Přibyl, J., Zahradková, R., Kica, J. (2005): Breeding objectives for beef cattle used in different production systems: 1. Model development. *Livest. Prod. Sci.*, 95. 201-215.
- Wood, P.D.P. (1970): A note on the repeatability of parameters of the lactation curve in cattle. *Anim. Prod.*, 12. 535-538.
- Woolliams, J.A., Mäntysaari, E.A. (1995): Genetic contributions of Finnish Ayrshire bulls over four generations. *Anim. Sci.*, 61. 177-187.
- Woolliams, J.A., Thompson, R. (1994): A theory of genetic contributions. *Proc. 5th World Cong. Genet. Appl. Livest. Prod.* University of Guelph, Guelph, Canada. 19. 127-134.
- Wright, S. (1922): Coefficients of inbreeding and relationship. *The American Naturalist*, 56. 330-338. *cit. in: Vigh, Zs., Csató, L., Nagy, I. (2008): A pedigréanalízisben alkalmazott mutatószámok és értelmezésük. Szakirodalmi áttekintés. Állattenyésztés és Takarmányozás*, 57. 6. 549-564.
- Wright, S. (1931): Evolution in Mendelian population. *Genetics*. 16. 97-159. *cit. in: Li, M.H., Starndén, I., Kantanen, J. (2009): Genetic diversity and pedigree analysis of the Finsheep breed. J. Anim. Sci.*, 97. 1598-1605.
- Wünsch, U., Bergfeld, U. (2001): Berechnung wirtschaftlicher Gewichte für ökonomisch wichtige Leistungsmerkmale in der Milchrinderzucht. *Zuchtungskunde*, 73. 3-11.
- Zamani, P., Mohammadi, H. (2008): Comparison of different models for estimation of genetic parameters of early growth traits in Mehraban sheep. *J. Anim. Breed. Genet.*, 125. 29-34.
- Zsuppány, Zs., Bene, Sz., Balika, S., Szabó, F. (2008): Húsmarha állományok néhány reprodukciós, élettartam és növekedési tulajdonságának értékelése. 1. Közlemény: Blonde D'Aquitaine tehének első ellési életkorának és élettartamának vizsgálata egy tenyészetben. *Állattenyésztés és Takarmányozás*, 57. 6. 497-506.

KÖSZÖNETNYILVÁNÍTÁS

Köszönetemet fejezem ki Dr. Dohy János akadémikus úrnak, aki mellett egy pályázat keretében dolgozhattam, s mindazoknak a kutatótársaimnak, akiknek gondolkodásmódja, szakmai tudása, alapossága hatott rám. Ők Dr. Bodó Imre, Dr. Fésüs László, Dr. Szabó Ferenc, Dr. Szűcs Endre, Dr. Mihók Sándor, Dr. Jávor András, Dr. Béri Béla, Dr. Húth Balázs, Dr. Jochen Wolf és Dr. Marie Wolfova.

Köszönetemet fejezem ki tanítványaim közül név szerint Dr. Nagy Istvánnak és Dr. Posta Jánosnak, számos diplomadolgozatot készítő tanítványomnak és Dr. Cehla Bélának, akik segítettek megvalósítani elképzeléseimet.

Hiányérzetem lenne, ha mindaz, amit tanultam gyakorlati haszon nélkül maradt volna, de nincs, mert a tenyésztő egyesületek fogékonyak voltak elképzeléseimre. Dr. Sáfár László, Dr. Domanovszky Ádám tanácsaikkal segítettek. Mindazoknak a tenyésztőknek, körzeti felügyelőknek, instruktoroknak, adatfeldolgozóknak, munkásoknak a tevékenységét köszönöm, akik nélkül ez a dolgozat nem születhetett volna meg.

Családomnak, szüleimnek köszönöm, hogy a kutatásra fordított napok, hetek, hétvégék, hónapok, évek alatt is megmaradt szeretetük, gondoskodásuk.