

Tekrarlı Ölçüm Düzenlerinde Varyans Analizi Yöntemi ile Holştaynlarda Süt Veriminin Kalıtım Derecesinin Tahmini

İsmet DOĞAN, Mahiye ÖZÇELİK

Fırat Üniversitesi, Veteriner Fakültesi, Zootečni Anabilim Dalı, Elazığ-TÜRKİYE

Nurhan DOĞAN

Fırat Üniversitesi, TBMYO, Bilgisayar Programcılığı Programı, Elazığ-TÜRKİYE

Geliş Tarihi: 04.08.1997

Özet: Araştırmada Bala Tarım İşletmesinde yetiştirilen Holştayn sürüsünün 1985-1992 yılları arasındaki süt verimine ait kayıtlar kullanılmıştır. Araştırmada tek etken üzerinden tekrarlanan iki etkene sahip deneme düzeni kullanılarak, süt verimine ait kalıtım derecesi tahmin edilmesi amaçlanmıştır. Araştırma sonucunda süt verimine ait kalıtım derecesi 0.36 olarak tahmin edilmiştir.

Anahtar Sözcükler: Tekrarlı ölçüm düzenlerinde varyans analizi, kalıtım derecesi, Holştayn, süt verimi.

Estimation of Heritability of Milk Yield Through Analysis of Variance in a Repeated Measures Design in Holsteins

Abstract: In this study, data relating to the milk yield of a Holstein herd on Bala State Farm was analysed for the period 1985-92. The aim of this study was to estimate the heritability of the milk yield using two-factor experiments with repeated measures on one factor. The heritability of the milk yield was estimated to be 0.36.

Key Words: The analysis of variance in repeated measures design, heritability, Holstein, milk yield.

Giriş

Seleksiyon ile, herhangi bir sürüdeki genetik yapının istenilen yönde değiştirilebilmesine olanak sağlandığından, hayvan ıslahında seleksiyon önemli bir yer tutmaktadır. Seleksiyonun temel fonksiyonu, herhangi bir sürüde yüksek verimli hayvanların toplanmasını sağlamak suretiyle, gelecek generasyonlarda sürüde faydalı genlerin frekanslarını arttırmaktır. Bir başka deyişle seleksiyon bir sürüdeki;

- Genotipik değişimin değişmesi,
- Homozigotluğun değişmesi,
- Varyasyonun değişmesi,

gibi fonksiyonlarından dolayı göz ardı edilmemesi gereken önemli bir faaliyettir (1). Herhangi bir yetiştirmede en süratli genetik ilerlemeyi sağlayacak seleksiyon programının tesbit edilebilmesi için üzerinde durulan karakterin (veya karakterlerin) kalıtım derecesinin bilinmesine gereksinim vardır (2). Kalıtım derecesi ve genetik korelasyonların tahminleri, pratik ıslah programlarının planlanması ve uygulanması ile hayvan

ıslahı araştırmalarında gereksinim duyulan önemli populasyon parametreleridir (3).

Kalıtım derecesi tahmini amacıyla geliştirilmiş birçok metot mevcuttur. Bu metotlardan yavru ebeveyn regresyonu metodu'na göre kalıtım derecesi, ananın (ya da babanın) verimi ile yavrunun verimi arasındaki regresyon katsayısının iki katına eşittir. Bu durum matematiksel olarak;

$$h^2 = 2 \cdot b_{AY}$$

$$h^2 = \text{Kalıtım derecesi}$$

b_{AY} = Ananın (ya da babanın) verimi ile yavrunun verimi arasındaki regresyon,

şeklinde gösterilmektedir (4,5,6,7).

Baba bir üvey kardeşler korrelasyonu metodu'nda ise kalıtım derecesi,

$$t = \frac{\sigma_{ara}^2}{(\sigma_{ara}^2 + \sigma_{ic}^2)} \quad (1)$$

σ_{ara}^2 = Varyans analizinden elde edilen babalar arası varyans unsuru

s^2_{ic} = Varyans analizinden elde edilen babalar içi varyans unsuru

$$h^2 = 4 \times t \quad (2)$$

eşitlikleri yardımı ile hesaplanmaktadır (4,6).

Son yıllarda yapılan çalışmalarda kullanılması nedeni ile dikkat çekmekte olan ve varyans unsurlarının tahmin edilmesinde kullanılan kısıtlanmış en çok olabilirlik metodunun esası ise; üzerinde çalışılan karaktere etki eden faktörlerin rasgele ve sabit etkili faktörler olarak ikiye ayrılmasıdır. Yöntemde sabit etkiler dikkate alınarak ilgili karaktere ilişkin en çok olabilirlik tahmin edicileri elde edilmektedir. Bu yöntemde göre varyans unsurlarının elde edilmesinde kullanılan model;

$$y = Xb + Za + e$$

y: İncelenen özelliğe ilişkin gözlem değerleri vektörü,

b: Sabit etkiler (sürü, yıl, mevsim vb.) vektörü,

a: Her bir bireye ait eklemeli gen değerleri vektörü

X,Z: Sırasıyla rasgele ve sabit etkileri gösteren katsayılar matrisi,

e: Deneysel hata,

şeklindedir (8,9).

Bir deneyin sonucunu etkileyebilecek çok sayıda hata kaynağı vardır. Bunlardan birisi de bireysel farklılıklardır. Bu nedenle deney ve kontrol gruplarına atanacak bireylerin tümüyle birbirinin benzeri olması, bireysel farklılıklardan doğacak hataları tümüyle ortadan kaldırdığı için en ideal olanıdır. Ancak tümüyle birbirine benzer bireyler bulmak mümkün değildir. Bazı araştırmalarda aynı bireyin kendi eşi gibi kullanılması diğer bir deyişle kendisinin kontrolü olarak kullanılması hem mümkündür, hem pratik bir yoldur, hem de elde edilecek sonucun doğruluğunu artırıcı bir unsurdur. Bu nedenle aynı bireyler herhangi bir değişken yönünden değişik zaman ya da durumda incelenerek elde edilen ölçümler arasında fark olup olmadığı araştırılmaya çalışılır (10).

Tekrarlanan ölçümlü denemelerin analizi, bir grup denek üzerinden elde edilen ikiden çok ölçümün yapıldığı durumda, ölçüm grupları arasında fark olup olmadığını test eden bir yöntemdir. Çok hassas konuların çözümlenmesinde kullanılan yöntemin incelenmesine 1940'lı yıllarda başlanmış ve son yıllarda üzerinde çalışılan önemli konulardan biri olmuştur (11).

Deneysel çalışmalarda denekler, kitlenin birimlerini oluştururlar. Deney ve ortamlardan kaynaklanan büyük farklılıklardan dolayı aynı denemede, deneklerin cevapları büyük değişiklik gösterebilmektedir. Birçok durumda bu farklılık, deney öncesinde bulunan denekler arası farklılık olabilir. Eğer bu değişikliğin kaynağı deneysel hata ve deneme etkilerinden ayrılabilirse, deneyin duyarlılığı artacaktır. Eğer bu değişikliğin kaynağı elde edilemez ise değişikliğin kaynağı otomatik olarak deneysel hatanın bir bölümünü oluşturacaktır. Deneylerde ilk göz önünde tutulacak noktalardan birisi, aynı deneğin her bir deneme altında gözlenmesi ve denekler arası değişiklikler üzerine bir kontrol getirilmesidir. Bu tip deneylerde i'nci denek için deneme etkileri, bütün denemeler üzerinden i'nci deneğin ortaya koyduğu cevap düzeyi olarak ölçülmektedir. Bundan dolayı, deneklerin deneye uyumdaki farklılıklardan ortaya çıkan değişkenliği, deneysel hatadan çıkartılmaktadır. Tekrarlı ölçümlerin yer aldığı tek ve çok etkenli deneylerde aynı denek, birden çok deneme kombinasyonu altında gözlemlenmektedir (11).

Kalıtım derecesi tahmini amacıyla kullanılmasını önerdiğimiz, tek etken üzerinden tekrarlanan ölçümlere sahip iki etkenli düzenlerde varyans analizi metodunda, varyans unsurlarının elde edilmesinde kullanılan model;

$$Y_{ijk} = A + B_i + C_{k(i)} + D_j + (BD)_{ij} + E_{ijk} \quad (3)$$

Y_{ijk} = İncelenen özelliğe ilişkin gözlenen değer,

A = İncelenen özelliğe ilişkin kitle ortalaması,

B_i = B etkeninin i'nci düzeyinin etkisi,

$C_{k(i)}$ = i'nci deneme düzeyinde k'nci deneğin rasgele etkisi,

D_j = D etkeninin j'nci düzeyinin etkisi,

$(BD)_{ij}$ = i'nci ve j'nci deneme düzeylerinin etkileşimi,

E_{ijk} = deneysel hata.

biçimindedir.

Yöntemin sonuçlarının güvenilir olması için;

a. Veri ölçümle belirtilmeli,

b. Aynı bireylere ait aynı özelliğin iki ya da daha çok ölçümü yapılmalı,

c. Deneylerde, denekler rasgele seçilmiş olmalı,

koşulların sağlanması gerekmektedir (11).

Kalıtım derecesi ile ilgili çok sayıda çalışma yapılmıştır (8,12-40,47,48). Süt veriminin kalıtım derecesi de

günümüze kadar birçok araştırmacı tarafından farklı yöntemler kullanılarak, hemen hemen bütün sığır ırkları için hesap edilmiştir. Son yıllarda Holştayn ırkı için süt verimine ait kalıtım derecesi tahmini amacıyla yapılan çalışmalar ve elde edilen sonuçlar toplu olarak Tablo 1’de verilmiştir. Tablodan da görüldüğü gibi, süt veriminin kalıtım derecesi genel olarak 0,17-0,48 arasında değişmektedir.

Tablo 1. Holştayn İrki Süt Verimine Ait Kalıtım Dereceleri

| Araştırmanın Yapıldığı Ülke | h^2 | Araştırmacı |
|-----------------------------|-------------|-------------------------------|
| Kanada | 0,31-0,48 | Sullivan ve ark., (12) |
| A.B.D. | 0,36 | Van Vleck ve ark., (13) |
| A.B.D. | 0,29-0,34 | Van Vleck ve ark., (14) |
| Yunanistan | 0,19±0,09 | Georgoudis ve ark., (15) |
| Kore | 0,26-0,32 | Lee ve ark., (16) |
| Irak | 0,25±0,22 | Maarof ve ark., (17) |
| Kenya | 0,18 | Rege ve ark., (18) |
| Küba | 0,17-0,24 | Menendez ve ark., (19) |
| A.B.D. | 0,32 | Dong ve ark., (8) |
| Kore | 0,26 | Lee ve ark., (20) |
| İsrail | 0,13 | Weller, (21) |
| A.B.D. | 0,34-0,38 | Wade ve ark., (22) |
| İrlanda | 0,30±0,026 | O’Ferral, (23) |
| Yugoslavya | 0,27 | Dizdareviç (24) |
| Brezilya | 0,13-0,27 | Queiroz ve ark., (25) |
| A.B.D. | 0,44 | Misztal ve ark., (26) |
| Yugoslavya | 0,005±0,04 | Nenadovic ve ark., (27) |
| | 0,19±0,12 | |
| Zimbabve | 0,26-0,29 | Ndlovu, (28) |
| Hindistan | 0,48 | Rao,G.N.,Nagarcenkar, R.(29) |
| Brezilya | 0,46 | Conceição, V. ve ark. (30) |
| Kore | 0,20 | Lee, K.J. ve ark. (31) |
| Brezilya | 0,23 | Ribas, N.P. ve ark. (32) |
| Hindistan | 0,273±0,167 | Nair,T. ve ark. (33) |
| | 0,378±0,160 | |
| A.B.D. | 0,26 | Dimov, G. ve ark. (34) |
| Brezilya | 0,47 | Barbosa,S.B.P. ve ark. (35) |
| İngiltere | 0,47 | Brotherstone, S. (36) |
| Brezilya | 0,28-0,68 | Rorato,P.R.N. ve ark. (37) |
| A.B.D. | 0,30 | Albuquerque, L.G. ve ark.(38) |
| Mısır | 0,34 | Kassab, M.S. (39) |
| İtalya | 0,19 | Catillo, G. ve ark (40). |

Bu çalışmanın amacı, tek etken üzerinden tekrarlanan iki etkenli denemelerde varyans unsurlarını hesaplayarak süt verimine ait kalıtım derecesini tahmin etmektir. Tekrarlanan etken olarak laktasyon, ikinci etken olarak ise babalar dikkate alınmıştır.

Materyal ve Metot

Araştırmada Bala Tarım İşletmesinde yetiştirilen Holştayn sürüsünün 1985-1992 yılları arasındaki süt verimine ait kayıtlar kullanılmıştır. Her laktasyona ait gerçek süt verimleri Arpacık (41)’in bildirdiği şekilde hesaplanmış, daha sonra 305 güne göre düzeltilmiştir. Bu düzeltmelerde laktasyon süresi 305 günden uzun olan laktasyon süt verimleri (42, 43) ve 305 günden kısa süren laktasyon süt verimleri (41,42,44) düzeltme faktörleri kullanılarak düzeltilmiş, kendiliğinden kuruya çıkan ineklerin gerçek süt verimleri ise 305 günlük verim olarak kabul edilmiştir (41,42). 305 güne göre düzeltilmiş süt verimleri de Holştaynlar için hesaplanmış düzeltme faktörleri kullanılarak ergin çağa göre (EÇ) düzeltilmiş (45) ve istatistik analizlerde bu 2x305xEÇ süt verimleri değerlendirilmeye alınmıştır. Araştırmada en az beş yavrusu olan 15 baba seçilmiştir. Bu özelliğe sahip babalardan, birbirini takip eden üç laktasyon süt verimine ait kayıtları bulunan 164 yavru çalışmada dikkate alınmıştır. Her bir babadan alınan yavru sayıları 5-19 arasında değişmektedir.

İstatistiksel analizlerde, tek etken üzerinden tekrarlanan ölçümlere sahip iki etkenli deneme düzeni metodu kullanılmıştır. Bu metod için Eşitlik 3 ile verilen model çalışmaya uygun olacak şekilde yeniden tanımlanacak olursa;

$$Y_{ijk} = A + B_i + C_{k(i)} + D_j + (BD)_{ij} + E_{ijk} \quad (4)$$

$$i = 1,2,3... 15 \text{ (baba sayısı)}$$

$$j = 1,2,3 \text{ (laktasyon sayısı)}$$

$$k = 1,2,3... 164 \text{ (yavru sayısı)}$$

Y_{ijk} = i’nci babadan olan k’nci yavrunun j’nci laktasyonundaki süt verimi,

A = her bir laktasyondan elde edilen ortalama süt verimi,

$$B_i = i’nci babanın etkisi,$$

$$C_{k(i)} = i’nci babadan olan k’nci yavrunun rasgele etkisi,$$

$$D_j = j’nci laktasyonun etkisi,$$

$(BD)_{ij} = i$ 'nci baba ile j 'nci laktasyonun etkileşimi,

E_{ijk} = deneysel hata.

elde edilir. Bu yöntemle göre kalıtım derecesinin hesaplanmasında kullanılacak olan babalar içine ait varyans unsuru:

$$\text{Babalar içi varyans unsuru} = \sigma^2 * (1 + (P-1) * r) \quad (5)$$

ile, babalar arasına ait varyans ise;

$$\sigma^2 * ((1 + (p-1) * r) + N * P * Q) \quad (6)$$

ile bulunmaktadır. Burada P baba sayısını, N her bir babadan elde edilen ortalama yavru sayısını; r aynı denekler üzerinden elde edilen gözlem çiftleri arasındaki ilişkiyi; Q ise babalar arası varyans unsurunu göstermektedir.

Bulgular

Eşitlik 4 ile verilen modele uygun olarak yapılan varyans analizi sonucunda elde edilen varyans analizi tablosu aşağıda verilmiştir.

Tablodan da görüldüğü gibi, bu tür analizlerde iki tane hata bulunmaktadır. Klasik varyans analizi'nde ise bir tane hata terimi bulunmakta ve hataların hepsi tek terimde toplandığı için sonuç ve yorumlar bundan olumsuz yönde etkilenmektedir. Tekrarlanan ölçüm düzenlerinde hata küçüldüğü için, hassasiyet artmakta bu da sonuçların ve bu sonuçlara bağlı olarak yapılan yorumların gerçeğe yaklaşmasını sağlamaktadır.

Eşitlik 5 kullanılarak babalar içi varyasyon 1987556,336; Eşitlik 6 kullanılarak babalar arası varyasyon 449933, 8388 olarak hesaplanmıştır. Bu değerlerin sırasıyla Eşitlik 1 ve Eşitlik 2'de yerine

konulmaları sonucunda süt verimine ait kalıtım derecesi 0,738 olarak tahmin edilmiştir. Çalışmada kullanılan kayıtların alındığı sürüye ait akrabalık katsayısı hesaplanmış ve 0.125 bulunmuştur. Bu akrabalık katsayısı dikkate alınarak Eşitlik 2'de gerekli düzeltme yapılmış ve bunun sonucunda süt verimine ait kalıtım derecesi 0.36 olarak tahmin edilmiştir.

Tartışma

Hayvan ıslahında kalıtım derecesi, tekrarlama derecesi, genotipik korelasyon gibi parametreler önemli genetik parametrelerdir. Bu parametrelerin alacağı değerler istatistiksel teknikler kullanılarak hesaplanabilmektedir. Kantitatif özelliklerin istatistiksel teknikler yardımı ile analizlerinde amaç, bu özelliklere ilişkin genetik parametreleri tahmin etmektir.

Genetik parametrelerin istatistiksel teknikler kullanılarak tahmin edilmesinde, dikkate alınan materyalin fenotipik değerleri kullanılmaktadır. Ancak bu parametrelerin istatistiksel teknikler yardımı ile tahmin edilebilmesi için varyans unsurlarının bilinmesi gerekmektedir. Islah ile ilgili olarak yapılacak çalışmalarda, üzerinde çalışılan popülasyona ait genetik parametrelerin gerçek değerlerinin bilinmemesi, ıslahçı için büyük bir problemdir. Bu parametrelerin doğru tahmin edilebilmesi için varyans unsurlarının negatif olmaması büyük önem taşımaktadır. Çünkü varyans unsurları negatif tahmin edildiği zaman kalıtım derecesi de negatif çıkmaktadır, bu genetik açıdan kalıtım derecesinin tanımı ile ters düşmektedir. Dolayısıyla sıfır'dan küçük ya da bir'den büyük çıkan kalıtım derecelerine dayanılarak yapılacak çalışmalarda güvenilir

| Varyasyon Kaynağı | Serbestlik Derecesi | Kareler Toplamı | Kareler Ortalaması | F |
|-------------------|---------------------|-----------------|--------------------|-------|
| Denekler arası | 163 | 530518310,8 | 3254713,6 | |
| Baba | 14 | 234372416,8 | 16740886,9 | 8,42* |
| Hata (1) | 149 | 296145894,0 | 1987556,3 | |
| Denekler içi | 328 | 406099412,4 | 1238107,9 | |
| Laktasyon | 2 | 12672148,3 | 6336074,2 | 5,84* |
| Etkileşim | 28 | 70292635,5 | 2510451,3 | 2,32* |
| Hata (2) | 298 | 323134628,6 | 1084344,4 | |
| Genel | 491 | 936617723,2 | | |

Tablo 2. Varyans Analizi Tablosu

*p<0.05

sonuçlar almak mümkün değildir. Bu nedenlerden dolayı konu ile ilgili olarak çalışan araştırmacılar en doğru tahmin veren yeni yöntemleri bulmaya çalışmaktadırlar.

Hayvan ıslahçıların amacı, popülasyonda eklemeli genetik etkilere ait varyasyonun oranını arttırmaktır. Bu da ancak genetik parametrelerin sapmasız tahmin edilmesine bağlıdır.

Kalıtım derecesi tahmini ile ilgili yapılan çalışmaların birçoğunda halen baba bir üvey kardeşler korrelasyonu metodu kullanılmaktadır. Çünkü, bu yöntem kullanıldığında ilgilenilen karaktere ait birtakım kayıtların önceden tutulmasına gerek yoktur. Ayrıca bu yöntem bir generasyonda sonuç alınmasını sağlamaktadır (2). Baba bir üvey kardeşler korrelasyonu metodunun kalıtım derecesi tahminlerinde kullanılmasının ana avantajı, bu yöntemin, genotipik varyansın epistatik payının ihmal edilebilir kısmı ile eklemeli kısmını içermesidir (46).

Birçok avantajından dolayı diğer yöntemlere tercih edilmesine rağmen, baba bir üvey kardeşler korrelasyonu yöntemi çok sağlıklı bir yöntem değildir. Çünkü, bu yöntemde rasgeleliğe bağlı kabul edilen etkiler arasında ilişki bulunmadığı varsayımı bulunmaktadır. Yani yöntemin teorik olarak geçerliliği ancak dikkate alınan deneme düzeninin tamamen rasgele etkenlerden oluşan bir deneme düzeninde olması durumunda sözkonusudur. Dolayısıyla rasgeleliğe bağlı etkiler arasında bir ilişki olduğu bilirse, bu ilişki ya ortadan kaldırılmalı ya da yöntemle olan etkisi tespit edilmelidir. Yöntemin kalıtım derecesi tahmini amacıyla kullanıldığı durumlarda dikkate alınan ve rasgelelik varyasyonunu sağlaması gereken etkiler babaların rasgele seçilmiş olmasını gerektirmektedir. Eğer babalar arasında bir akrabalık varsa bu durum rasgelelik varsayımının dikkate alınmadığı bir durumu gösterir. Bu durumda gerek parametre tahminlerinin tutarlı olabilmesi, gerekse rasgelelik varsayımının sağlanabilmesi için, akrabalık katsayısının dikkate alınması gerekmektedir. Yöntemin bir başka dezavantajı da, bu yöntem kullanıldığı zaman negatif varyans unsuru tahmini gibi sorunlarla karşılaşılabilmesidir.

Baba Bir Üvey Kardeşler Korrelasyonu metodu, kalıtım derecesini sapmasız tahmin eden bir yöntemdir. Ancak kalıtım derecesinin bu yöntemle göre sapmasız tahmin edilebilmesi ve yöntemin sonuçlarının güvenilir olması için;

- Araştırmada çok sayıda baba kullanılması,
- Her bir babadan çok sayıda yavru alınması,

- Babalar arasında seleksiyonun olmaması,
 - Üvey kardeşler arasında çevresel korrelasyonların olmaması,
 - Sürüde rasgele çiftleştirme olması,
 - Epistatik etkilerin olmaması,
 - Genotip-Çevre Kovaryansının olmaması,
- gerekir (1,2,4).

Bu yöntemle göre üvey kardeşler arası genetik benzerlik düzeyi 0.25 olarak kabul edilmektedir. Ancak öz ve üvey kardeşlerin birarada bulunduğu sürülerde bu oran geçerli değildir. Bu yöntemde, dikkate alınan hayvanların hepsinin üvey kardeş olarak kabul edilmesinden dolayı grup içi korrelasyon katsayısı 4 ile çarpılmaktadır. Bu katsayı ancak, üzerinde çalışılan sürüdeki bireyler arasında akrabalık düzeyinin 0,25 olması halinde geçerlidir. Bu da her zaman mümkün değildir. Dolayısıyla kalıtım derecesi tahminleri bu yöntemle yapılacaksa, ya üvey kardeşler arasındaki gerçek akrabalık katsayısının belirlenmesi ve bu katsayı dikkate alınarak bireyler arasında akrabalığı 0.25'e düşürecek bir işlemin yapılması ya da 0.25 benzerliği vurgulayan 4 katsayısı yerine bireyler arasındaki hesaplanan akrabalık derecesini dikkate alan yeni bir katsayıyı belirlemek gerekir (47,48). Yoksa sonuçlar gerçeği yansıtmaktan uzaklaşır.

Hangi yöntemle olursa olsun yukarıdaki gerçeği göz önüne almayan bir kalıtım derecesi hesaplanması sonucu elde edilen kalıtım derecesi değerinin gerçekten daha büyük ve hatta normalde orta ve yüksek düzeyde olan kalıtım derecelerinin 1'den daha büyük olarak tahmin edilmesini kaçınılmaz kılacaktır. Nitekim Akcan (47), progeny test istasyonlarında teste tabi tutulan erkek domuzlar arasında bir akrabalığın olmadığı varsayımından hareketle göz lensinin uzun ve kısa çaplarına ait kalıtım derecesini sırasıyla 1.39 ve 1.20 olarak hesaplarken, babalar arasında 0.06'lık bir akrabalığın varlığından hareketle aynı kalıtım derecesi değerlerini 0.71 ve 0.62 olarak belirlemiştir.

Kalıtım derecesi tahminlerinde kullanılması için, bu çalışma ile önerdiğimiz yöntemin diğer yöntemlere göre zayıf ve üstün tarafları bulunmaktadır. Baba bir üvey kardeşler korelasyonu yönteminin (4,6) tüm varsayımları bu yöntemde de kabul edilmektedir. Ancak baba bir üvey kardeşler yönteminde tek bir hata terimi bulunmaktadır. Dolayısıyla bu yöntem kullanıldığında varyans unsurları

negatif çıkabilmekte, bu durum da kalıtım derecesinin negatif olması gibi bir problemi karşımıza çıkarmaktadır. Halbuki bu çalışma ile önerdiğimiz yöntemde iki tane hata terimi bulunmakta, dolayısıyla da kalıtım derecesinin negatif çıkması gibi bir problem ortadan kalmaktadır. Çünkü kalıtım derecesi tahmininde babalar içi ve babalar arası varyasyondan yararlanılmaktadır. Önerdiğimiz yöntemde babalar içi varyasyon (Hata 1) diğer faktörlere bağlı olarak meydana gelen hatalardan arındırıldığı için oldukça küçülmektedir. Eşitlik 6'dan elde edilen babalar arası varyans unsurunun, babalar içi varyans unsuru küçüldüğü için negatif çıkma ihtimali ortadan kalmaktadır.

Yavru-ebeveyn regresyonu metodunda ise hem yavrunun hem de ebeveyninin aynı özelliğine ilişkin aynı şartlardaki değerlerinin bilinmesi gerekmektedir (4,7). Bu tür bir veri bulmak ise oldukça güçtür. Dolayısıyla çalışmada önerdiğimiz yöntem, bu tür bir veriye ihtiyaç göstermediği için yavru-ebeveyn regresyonu yöntemine tercih edilebilecek bir yöntemdir.

Kısıtlı en çok olabilirlik yöntemi (8,9) ile sonuç elde edebilmek için özel bilgisayar programlarına ihtiyaç duyulmaktadır. Halbuki önerdiğimiz yöntem ile çözümlenme yapmak için halen yaygın olarak kullanılmakta olan istatistik paket programları yeterlidir.

Önerdiğimiz yöntemin en büyük dezavantajı ise aynı deneğin ilgilenilen özelliğine ait iki ya da daha fazla kaydına ihtiyaç duyulmasıdır. Bu dezavantajın giderilmesi, sadece işletmelerde tutulan kayıtların güncel ve doğru olmasına bağlıdır.

Kalıtım derecesi tahmini amacıyla, çalışmada önerdiğimiz yöntem kullanılarak dikkate alınan Holştayn sürüsüne ait süt veriminin kalıtım derecesi 0.36 olarak bulunmuştur. Bu değer, diğer literatür (8,12-40) bilgileri ile paralellik göstermektedir. Dolayısıyla, diğer yöntemlere göre yukarıda açıklanan nedenlerden dolayı bu yöntemin daha kullanışlı olduğu ve daha doğru tahminler verdiği söylenebilir.

Kaynaklar

1. Düzgüneş, O., Eliçin, A., Akman, N.: Hayvan Islahı. Ankara Üniv. Ziraat Fak. Yayınları, Ankara,1987; No. 1003.
2. Antürk, E., Yalçın, C.B.: Hayvan Yetiştirmede Seleksiyon. Ankara Üniv. Vet. Fak. Yayınları, Ankara, 1966; No. 194.
3. Koots, K.R., Gibson, J.P., Smith, C., Wilton, J.W.: Analyses of Published Genetic Parameter Estimates for Beef Production Traits. 1 Heritability. Animal Breeding Abstracts, 1994; 62(5): 309-335.
4. Alpan, O.: Hayvan Islahında Genetik Esaslar, Uygulamalar ve Popülasyon Genetiği. Teksir, Ankara Üniv. Vet. Fak. Ankara, 1990.
5. Düzgüneş, O., Eliçin, A., Akman, N.: Hayvan Islahı. Ankara Üniv. Ziraat Fak. Yayınları, Ankara, 1987; No. 1003.
6. Becker, W.A.: Manual of Quantitative Genetics. 5th Ed., Academic Enterprises, USA, 1992.
7. Falconer, D.S.: Introduction to Quantitative Genetics. 2nd Ed., Longman, London, 1985.
8. Dong, M.C., Van Vleck, L.D.: Estimates of Genetic and Environmental (Co) variances for First Lactation Milk Yield, Survival and Calving Interval. J. Dairy Sci. 1989; 72(3): 678-684.
9. Swalve, H., Van Vleck, L.D.: Estimation of Genetic (Co) Variances for Milk Yield in First Three Lactations Using an Animal Model and Restricted Maximum Likelihood. J. Dairy Sci., 1987; 70(4): 842-849.
10. Sümbüloğlu, K., Sümbüloğlu, V.: Biyoistatistik. Özdemir Yayıncılık, 1995, Ankara.
11. Demirhan, N.: Tekrarlanan Ölçüm Düzenlerinde Varyans Çözümlemesi. (Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi). Hacettepe Üniver. Fen Bilimleri Enstitüsü, Ankara, 1990.
12. Sullivan, H.G., Shaeffer, L.R., Wilton, J.W., Allen, o.B.: Heterogeneity of Variances for Production Traits and Overall Type Conformation of Holsteins in Ontario and Quebec. Annual Research Report, 1988 (Anim. Breed. Abstr. 1989; 57: 290).
13. Van Vleck, L.D., Dong, M.C.: Genetic (Co) variances for Milk, Fat and Protein Yield in Holsteins Using an Animal Model. J. dairy Sci. 1988; 71 (11): 3040-3046.
14. Van Vleck, L.D., Dong, M.C., Wiggans, G.R.: Genetic (Co) variances for Milk and Fat Yield in California, New York and Wisconsin for an Namila Model by Restricted Maximum Likelihood. J. Dairy Sci. 1988; 71(11): 3053-3060.
15. Georgoudis, A., Metzidaki, M., Ploumi, K.: Estimation of The Heritability Coefficient for The First-Lactation Milk Yield of Black-and White Cows Born in The National Genetic Improvement Scheme. Epitheorese Zootechniques Espistememes. 1988; 8: 45-61 (Anim. Breed. Abstr. 1989; 57: 499).
16. Lee, K.J., Yang, H.S., Yang, Y.M.: A Study on Estimating Sire's Breeding Value by Mixed Model Procedures. Korean J. Dairy Sci. 1988; 10(3): 105-115. (Anim. Breed. Abstr. 1990; 58: 1075).
17. Maarof, N.N., Tahir, K.N.: Studies on The Performances of Friesian Cattle in Iraq. 1. Milk Yield. ZANCO. 1988; 6(4): 18-28. (Anim. Breed. Abstr. 1990; 58: 606).

18. Rege, J.e.O., Mosi, R.O.: An Analysis of The Kenya Friesian Breed from 1968 to 1984: Genetic and Enviromental Trends and Related Parameters of Milk Production. *Bulletin of Animal Health and Production in Africa*. 1989; 37(3): 267-278. (Anim. Breed. Abstr. 1992; 60-385).
19. Menendez, M.A., Reyes, A.De Los, Guerra, D., Cordovi, J.: Genetic Variability of Milk Production from Holstein Cows According to The Level of Milk Yield of The Herd. *Cuban J. Agricultural Sci*. 1989; 23(1): 9-15. (Anim. Breed. Abstr. 1990; 58: 85).
20. Lee, K.J., Yang, Y.M., Yang, H.S.: Estimation of Dairy Sires' Breeding Values by Mixed Model Procedures with Additive Relationship and Genetic Grouping. *Korean J. Animal Sci*. 1989; 31(11): 691-698. (Anim. Breed. Abstr. 1990; 58: 602).
21. Weller, J.I.: Genetic Analysis of Fertility Traits in Israeli Dairy Cattle. *J. Dairy Sci*. 1989; 72(10): 2644-2650.
22. Wade, K.M., Vleck, L.D.Van: Genetic Parameters for Production Traits of Holsteins in California, New York and Wisconsin. *J. Dairy Sci*. 1989; 72(5): 1280-1285.
23. O'Ferrall, G.J.M.: Phenotypic and Genetic Parameters of Production Traits in Irish Friesian Cows. *Irish J. Agricultural Research*. 1990; 29(2): 95-100. (Anim. Breed. Abstr. 1991; 59: 315).
24. Dizdarevic, F.: The Heritability of dairy Traits in The First Standard Lactation of Friesian Heifers. *Veterinaira*. 1990; 39 (3-4): 341-346. (Anim. Breed. Abstr. 1992; 60: 792).
25. Queiroz, S.A., Albuquerque, L.G., Freitas, M.A., Lobo, R.B.: Genetic and Environmental Factors Affecting The Lactation Curve in Holstein Cows. *Arquivo Brasileiro de Medicina Veterinaria e Zootecnia*. 1991; 43 (4): 357-370. (Anim. Breed. Abstr. 1992; 60: 385).
26. Misztal, I., Lawlor, T.J., Short, T.H., Raden, P.M. Van: Multiple-Trait Estimation of Variance Components of Yield and Type Traits Using an Animal Model. *J. Dairy Sci.*: 1992; 75(2): 544-551.
27. Nenadovic, M., Antov, G., Antov, A., Ilic, M., Nemes, Z.: The Effect of Type of Housing on Variation in Dairy Performance in Groups of Half-Sisters. *Biotehnologijau Stocarstvu*. 1992; 8(1-2): 13-22. (Anim. Breed. Abstr. 1992; 60: 849).
28. Ndlovu, P.: Classical and Bootstrap Estimates of Heritability of Milk Yield in Zimbabwean Holstein cows. *J. Dairy Sci*. 1993; 76(7): 2013-2024.
29. Rao, G.N., Nagarcenkar, R.: Heritability Estimates of Body Weight at Different Ages, First Lactations, Traits and Efficiency of Milk Production in Holstein-Friesian Crosses. *J. Animal Sci*. 1992; 62(5): 477-478. (Anim. Breed. Abstr. 1993; 61: 153).
30. Conceicao, V.Jr. Silva, H.M., Pereira, C.S.: Environmental and Genetic Factors Affecting Milk and Milk Fat Yield in Holstein Cows. *Arquivo Brasileiro de Medicina Veterinaria e Zootecnia*. 1993; 45(1): 81-98. (ANim. Breed. Abstr. 1994; 62: 105).
31. Lee, K.J., Chon, J.B., Lee, S.K., Chon, Y.S., Park, K.D.: A Study on The Selection Index for Milk Components. *Korean J. Animal Sci*. 1992; 34(6): 321-326. (Anim. Breed. Abstr. 1994; 62: 349).
32. Ribas, N.P., Rorato, P.R.N., Lobo, R.B., Freitas, M.A.R.De., Koehler, H.S.: Genetic Parameters for Dairy Performance in Holstein Cows in Parana State. *Revista da Sociedade Brasileira de Zootecnia*. 1993; 22(4): 634-641. (Anim. Breed. Abstr. 1994; 62: 580).
33. Nair, T.S., Rai, A.V., Govindaiah, M.G.: Analysis of Milk Yields in Friesian Grades of Cattle. *Indian J. Dairysci*. 1994; 47(3): 224-233. (Anim. Breed. Abstr. 1995; 63: 305).
34. Dimov, G., Albuquerque, L.G., Keown, J.F., Van Vleck, L.D., Norman, H.D.: Variance of Interaction Effects of Sire and Herd for Yield Traits of Holsteins in California, New York, and Pennsylvania with an Animal Model. *J. Dairy Sci*. 1995; 78(4): 939-946. (ANim. Breed. Abstr. 1995; 63: 570).
35. Barbosa, S.B.P., Milagres, J.C., Regazzi, A.D., De Silva, M. A.: A Study on Milk Production in Holstein Herds in Pernambuco State. *Revista da Sociedade Brasileira de Zootecnia*. 1994; 23(3): 422-432. (Anim. Breed. Abstr. 1995; 63: 570).
36. Brotherstone, S.: Genetic and Phenotypic Correlations Between Linear Type Traits and Production Traits in Holstein-Friesian Dairy Cattle. *Animal Prod*. 1994; 59 (2): 183-187. (Anim. Breed. Abstr. 1995; 63: 658).
37. Rorato, P.R.N., Lobo, R.B., Martins Filho, R., Ribas, N.P.: Effect of Genotype-Environment Interaction on Milk Yield in Holstein Cows in Parana State. *Revista da Sociedade Brasileira de Zootecnia*. 1994; 23 (5): 859-869. (Anim. Breed. Abstr. 1995; 63: 752).
38. Albuquerque, L.G., Dimov, G., Keown, J.F., Van Vleck, L.D.: Estimates Using an Animal Model of (Co) variances for Yields of Milk, Fat, and Protein for The First Lactation of Holstein Cows in California and New York. *J. Dairy Sci*. 1995; 78(7): 1591-1596. (Anim. Breed. Abstr. 1995; 63: 945).
39. Kassab, M.S.: Factors Affecting Some Performance Traits in Friesian Cattle. *Alexandria J. Agricultural Research*. 1995; 40(1): 65-76. (Anim. Breed. Abstr. 1996; 64: 129).
40. Catillo, G., Kadlecik, O., Moioli, B.: Genetic Evaluation of Selected Holstein Population with an Animal Model for Milk Production. *Zivocisna Vyroba*. 1995; 40(12): 529-532. (Anim. Breed. Abstr. 1996; 64: 267).
41. Arpacik, R.: Siğir Yetiştiriciliği. *Uludağ Üniv. Basımevi, Bursa*. 1982.
42. Alpan, O.: Siğir Yetiştiriciliği ve Besiciliği. *Medisan Yayın No: 3, Ankara*, 1990.
43. Kendrick, J.F.: Standardizing Dairy Herd Improvement Association Record in Proving Sires. *USDA-ARS-51-1*. 1955.
44. McDaniel, B.T., Miller, R.H., and Corley, E.L.: DHIA Factors for Projecting Incomplete Records to 305 Days. *USDA-ARS-44-164*, 41 (6) 10-12, 1965.
45. Norman, H.D., Miller, P.D., McDaniel, B.T., Dickinson, F.N., and Henderson, C.R.: USDA-DHIA Factors for Standardizing 305-Day Lactation Record for Age and Month of Calving. *USDA-ARS-NE-40*: 54, 1974.
46. Mohiuddin, G.: Estimates of Genetic and Phenotypic Parameters of Some Performance Traits in Beef Cattle. *Anim. Breed. Abstr.* 1993; 61(8): 495-504.
47. Akcan, A.: Untersuchungen an den Augen Weiblicher Mastschweine-unter Besonderer Berücksichtigung des Erblichkeitsgrades Ei-

niger Quantitativer Merkmale. Aus dem Instut für Tierzucht und Vererbungsforschung der Tierärztlichen Hochschule Hannover. 1982, Hannover.

des aus der Häufigkeit von Geschwisterpaaren.Z.Tierzucht Zücht. Biol. 1968; 83: 235-239.

48. Flock, D.: Berechnung des Durchschnittlichen Verwandtschaftsgra-