

TC
YÜZÜNCÜ YIL ÜNİVERSİTESİ
FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ
ZOOTEKNİ ANABİLİM DALI

TEKRARLANAN ÖLÇÜMLERDE RANDOM REGRESYON YÖNTEMİ İLE
VARYANS KOVARYANS UNSURLARININ TAHMİNİ VE HAYVAN
ISLAHINDA KULLANIM OLANAKLARI

705725

DOKTORA TEZİ

HAZIRLAYAN : Serhat ARSLAN

705725

TC. YÜKSEKÖĞRETİM KURULU
DOKÜMANTASYON MERKEZİ

VAN-2001

ÖZET

TEKRARLANAN ÖLÇÜMLERDE RANDOM REGRESYON YÖNTEMİ İLE VARYANS KOVARYANS UNSURLARININ TAHMİNİ VE HAYVAN ISLAHINDA KULLANIM OLANAKLARI

ARSLAN, Serhat
Doktora Tezi, Zootekni Ana Bilim Dalı
Tez Danışmanı : Yrd. Doç. Dr. M. Kazım KARA
Haziran 2001, 95 sayfa

Hayvan ıslahında tekrarlanan gözlem değerleri giderek önem kazanmakta olan bir konudur. Bu çalışmada tekrarlanan gözlem değerlerini içeren veri setlerinin analiz ve parametre tahminleri için kullanılan yöntem ve modeller karşılaştırılmıştır. Bu modellere alternatif olarak Ali-Schaeffer eğri fonksiyonunun uyumuyla oluşturulan kovaryans fonksiyonu yaklaşımı şansa bağlı regresyon modelinin kullanımı araştırılmıştır. Bu amaçla, süt sığırları için tutulmuş olan kayıtlardan sağlanan bir veri tabanı esas alınarak simülasyonla elde edilen bir veri seti üzerinde çalışılmıştır.

Zamana bağlı değişimin geçerli olduğu denetim günü verimleri için uyumu yapılan modellerden uyum büyükten küçüğe doğru sırasıyla KF-RRM (Kovaryans Fonksiyonu Yaklaşımı Şansa Bağlı Regresyon Modeli), DRRM (Doğrudan Şansa Bağlı Regresyon Modeli), TM (Tekrarlanabilen Model), ORM (Oto-Regresif Model) ve HM (Hayvan Model)'de olmuştur. Hatalar arası oto-korelasyon yapısını en iyi açıklayan modellerin sırasıyla KF-RRM ve ORM olduğu belirlenmiştir.

Tahminlenen parametreler, varyanslar için karşılaştırılmış ve en hassas parametre tahminleri KF-RRM sonuçlarından elde edilmiştir. Bunu, DRRM izlemiştir.

Laktasyon eğrisi için uyumu yapılan eğri fonksiyonları, laktasyonun genetik ve çevresel faktörlerle açıklaması bakımından incelenmiştir. En iyi eğri tahminine Ali-Schaeffer eğri fonksiyonu sahip olurken, Wilmink fonksiyonu eğriyi bu yönden açıklamakta yetersiz kalmıştır. Laktasyon eğrisinin genetik ve çevresel kaynaklara göre en iyi açıklayan yaklaşım ise, KF yaklaşımı LGP tanımlaması olmuştur.

Anahtar Kelimeler: Şansa bağlı regresyon, DFREML, tekrarlanan ölçümler, ortogonal polinom, oto-korelasyon

ABSTRACT

IN REPEATED MEASUREMENTS ESTIMATION OF VARIANCE AND COVARIANCES COMPONENT BY USING RANDOM REGRESSION PROSEDURE AND ITS USAGE POSSIBILITIES IN ANIMAL BREEDING

ARSLAN, Serhat

Ph.D., Animal Science

Supervisor: Asst. Prof. Dr. M. Kazım KARA

June 2001, 95 Pages

In animal breeding, repeated measurements are getting importance recently. In this study, we compared the methods and models which are used in the analysis of data sets which contain the repeated measurements and the estimation of parameters. Moreover, as an alternative method, random regression procedure which used the approach of covariance functions and was formed by compatibility of Ali-Schaeffer curve function was investigated. A data set was generated by simulation from the records of dairy cattle.

Fitting of the tested models for test-day yields in time were ranked from the best to the worst were CF-RRM (Covariance Function-Random Regression Model), DRRM (Direct Random Regression Model), RM (Repeatability Model), ARM (Auto-regressive Model) and AM (Animal Model) respectively. It was determined that the best models which explain the auto-correlation structure among the experimental errors were CF-RRM and ARM.

Predicted parameters were compared for variances and the most sensitive estimation of parameters were obtained by CF-RRM. It was followed by DRRM.

Curve functions which were fitted for lactation curve were observed for the effects of genetic and environmental factors on lactation. While Ali-Schaeffer curve function had the best curve estimation, Wilmink function was inadequate to explain the curve.

LGP (Legendre Polynomials) definition with CF approach was the best approach which explained the lactation curve based on genetical and environmental factors.

Key words: Random regression, DFREML, repeated measurements, orthogonal polynomial, auto-correlation

ÖN SÖZ

Hayvancılıkta besi ya da laktasyon çalışmalarında, tekrarlanan gözlem değerleri oldukça sık kullanılmaktadır. Süt sığırlarında laktasyon verimlerinin belirlenmesi ve laktasyon eğrilerinin oluşturulması amacıyla, belirli zaman aralıklarında ya da günlük olarak yapılan denetim günü ölçümleri, bu kapsamdaki gözlem değerlerinin elde edildiği çalışmalardandır. Küçükbaş hayvanlar için de benzer çalışmalar uzun yıllardan beri yapılmaktadır. Tekrarlanan ölçüm değerlerinin elde edildiği çalışmalara örnek olarak, kuzulama ya da buzağılamadan sonra süttten kesim yaşına kadar canlı ağırlık ve vücut ölçümlerinin yapıldığı büyümenin seyrinin incelendiği çalışmalar, ya da belirli rasyonların denendiği besi çalışmaları verilebilir.

Şansa Bağlı Regresyon, 1980'li yılların başlarında tıp çalışmalarında önerilmiştir. Aynı yıllarda hayvancılık alanında modifiye edilerek önerilen teknik, hesaplamalardan doğan sıkıntılar nedeniyle uzun süre kabul görmemiştir. Bu tanımlamayla denetim günü verimleri esas alınarak, toplam varyasyonun olası kaynaklarının daha geniş açıklanması olanağı bulunmuştur. Öyle ki, etkisi bilinen çevresel kaynakların %98 lik bir kısmı ve genetik kaynakların ise %60'a yakını açıklanabilmiştir. Bu sayede genetik parametre tahminleri daha doğru olarak yapılabilmiş ve zamana bağlılığın genetik kaynakları açıklanabilmiştir.

Bu çalışmada, denetim günü verimleri için son on yıldır kullanılmaya başlanan tekrarlanabilen modellerle, Henderson (1983) tarafından önerilmiş olan şansa bağlı regresyon tekniği ile yeni bir yaklaşım olan kovaryans fonksiyonu tanımlamasının kullanımı araştırılmıştır. Laktasyonun zamana bağlı değişimini ortaya koymak amacıyla, laktasyon eğrisi polinom tekniği ile beraber tanımlanan kovaryans fonksiyonları ile açıklanmaya çalışılmaktadır. Bu anlamda kovaryans fonksiyonları yaklaşımında henüz denenmemiş olan Ali-Schaeffer eğri fonksiyonu, standart ortogonal polinomlara alternatif olarak denenmiştir.

Bu çalışmada beni her an destekleyen sayın hocam Yard. Doç Dr. Kazım KARA başta olmak üzere, çalışmanın her aşamasında bana yardımcı olan Doç. Dr. Hayrettin OKUT'a; veri setini elde etmede yaşadığım sıkıntıları ortadan kaldıran ve hazırladığı programı kullanma iznini veren Sayın Prof. Dr. Karin MEYER'e; veri tabanı, program, bilgi ve literatür desteği sağladığı için Sayın Prof. Dr. Arthur R. GILMOUR'a; analiz aşamasında doğan problemlerin çözümü için verdiği değerli bilgi ve önerilerle yardımcı olan sayın Prof. Dr. Lawrence R. Schaeffer'e; aynı kapsamda yardımlarını gördüğüm sayın Prof. Dr. Lary Schaeffer'e; legendre polinomları ve Average Information tekniği konusunda değerli katkılarını gördüğüm sayın Prof. Dr. J. JAMROZIK; Prof Dr. KISTEMAKER'a; tezin projelendirilmesi aşamasında yardımlarını gördüğüm, sayın Prof. Dr. Levent TÜRKMUT'a; fortran programında karşılaştığım sorunlarla yakından ilgilenen Öğr. Gör. Zeydin PALA'ya ve tez projesini maddi olarak destekleyen Yüzüncü Yıl Üniversitesi Araştırma Fon Saymanlığı'na teşekkürü bir borç bilirim.

Serhat ARSLAN

İÇİNDEKİLER

	Sayfa
ÖZET	i
ABSTRACT	iii
ÖN SÖZ	v
İÇİNDEKİLER	vii
ŞEKİLLER DİZİNİ	ix
ÇİZELGELER DİZİNİ	xi
EKLER DİZİNİ	xiii
SİMGELER VE /VEYA KISALTMALAR DİZİNİ	xv
1. Giriş	1
2. LİTERATÜR BİLDİRİŞLERİ	4
3. MATERYAL ve YÖNTEM	24
3.1. Materyal	24
3.2. Yöntem	24
3.2.1. Model Tanımlamaları ve Teorik Özellikler	24
3.2.1.1. Eklememeli verimler için hayvan model (Animal Model)	24
3.2.1.2. Tekrarlanan verimler için oto-regresif model	26
3.2.1.3. Tekrarlanan verimler için tekrarlanabilen model (repeatability model)	28
3.2.1.4. Tekrarlanan verimler için RRM	29
3.2.1.5. Tekrarlanan modeller için KF-RRM	31
3.2.2. Laktasyon Eğrilerinin Tahmini	33
3.2.2.1. Wilmink Fonksiyonu	34
3.2.2.2. Ortogonal polinomlar	34
3.2.2.3. Ali-Schaeffer eğri tanımı	34
4. BULGULAR	35
4.1. Eklemeli Verimler	35
4.1.1. 100 günlük toplam verimler	36
4.1.2. 200 günlük toplam verimler	37
4.1.3. 305 günlük toplam verimler	39
4.2. Tekrarlanan Verimler (Denetim Günleri)	44
4.3. Tekrarlanan Ölçümler İçin KF tahminleri	53
4.3.1. Genetik Kovaryans Fonksiyonları	56
4.3.2. Çevresel Kovaryans Fonksiyonları	58
4.4. Laktasyon Eğrilerinin Tahmini	59
5. TARTIŞMA ve SONUÇ	65
5.1. Eklemeli Verimler	65
5.2. Denetim Günü Verimleri	66
5.3. Laktasyon Eğrisi Tahminleri	69
KAYNAKLAR	74
EKLER	83
ÖZ GEÇMİŞ	

ŞEKİLLER DİZİNİ

		Sayfa
Şekil 4.1.	Gerçek parametre (maksima) tahminlerine ulaşıncaya kadar ilk laktasyon için genetik varyanslar.	42
Şekil 4.2.	Beş model için tahminlenen hata varyansları.	43
Şekil 4.3.	TM için 3 laktasyondaki denetim günleri süt verimlerine ilişkin kalıtım derecesi tahminleri.	47
Şekil 4.4.	DDRM için 3 laktasyondaki denetim günleri süt verimlerine ilişkin kalıtım derecesi tahminleri.	
Şekil 4.5.	KF-RRM için 3 laktasyondaki denetim günleri süt verimlerine ilişkin kalıtım derecesi tahminleri.	48
Şekil 4.6.	Dört baba için tahminlenen (BLUP) damızlık değerlerine ilişkin sapmalar.	50
Şekil 4.7.	Üç (a) ve 4. (b) dereceden polinom uyumunun yapıldığı modelde çevresel kovaryanslara ilişkin grafik gösterim.	52
Şekil 4.8.	Standart laktasyon eğrisi (verim (kg)/gebelik sonrası süre (hafta)).	59
Şekil 4.9.	Süt verimi için genel laktasyon eğrisi tanımı.	61
Şekil 4.10.	İlk laktasyonda babalara ait sınıflandırmaya göre süt verimleri ve denetim günleri için uyumu yapılan 4. dereceden polinomların grafiksel gösterimi.	61
Şekil 4.11.	Üç laktasyon için 4. dereceden uyumu yapılan polinomlar.	62
Şekil 4.12.	Babalar için yapılan sınıflandırmaya göre denetim günleri ortalama (a) ve maksimize edilmiş ortalama (b) sapma değerleri.	63

ÇİZELGELER DİZİNİ

	Sayfa	
Çizelge 4.1.	İlk 3 laktasyon sırasına ilişkin eklemeli verimler için başlangıç değerleri (diyagonal değerler kalıtım dereceleri, üstteki değerler fenotipik, alttaki değerler ise genotipik korelasyonlardır)	35
Çizelge 4.2.	Babalara göre eklemeli verimler için EKK ortalamaları ve standart hataları	35
Çizelge 4.3.	100 günlük eklemeli verimler için model uyumları ile tahmin ve başlangıç değerleri arasındaki korelasyon	36
Çizelge 4.4.	100 günlük verimler için 5 modelde tahminlenen değerlere ait elde edilen korelasyonlar (diyagonalelemanlar kalıtım dereceleri, aşağıdaki değerler fenotipik ve üstteki değerler genotipik korelasyonlar) ve eklemeli genetik standart hatalar (σ_a).	37
Çizelge 4.5.	200 günlük eklemeli verimler için model uyumları, tahminlenen ve gerçek değer arasındaki korelasyon değerleri.	38
Çizelge 4.6.	200 günlük verimler için 5 modelde tahminlenen değerlere ait alt tablolar (alt tablolarda diyagonal elemanlar kalıtım derecelerini, üstteki elemanlar genotipik, aşağıdaki elemanlar fenotipik korelasyonları ve son sütun eklemeli genetik standart hataları (σ_a) göstermektedir).	39
Çizelge 4.7.	305 günlük eklemeli verimler için model uyumları ile tahminlenen ve gerçek değer arasındaki korelasyon değerleri	40
Çizelge 4.8.	305 günlük toplam verimler için 5 modelde tahminlenen değerlere ait alt tablolar (alt tablolarda diyagonal elemanlar kalıtım derecelerini, üstteki elemanlar genotipik, aşağıdaki elemanlar fenotipik korelasyonları ve son sütun eklemeli genetik standart hataları (σ_a) göstermektedir)	41
Çizelge 4.9.	Eklemeli verimler için kullanılan gözlem sayıları (N), her çalıştırmada tahminlenen parametre başına ortalama iterasyon sayıları ve ortalama CPU zamanı	42
Çizelge 4.10.	Denetim günü verimlerine ilişkin veri setinin genel yapısı	45

Çizelge 4.11.	Tekrarlanan ölçümler için oluşturulan veri setine uyumu yapılan 4 model için kullanılan eşitlik sayısı, her Raund için ortalama iterasyon sayısı ve her tahmin için harcanan ortalama CPU zamanı	45
Çizelge 4.12.	4 farklı model için ilk laktasyon verimlerine ilişkin tahminlenen genetik varyans ve kovaryanslar	46
Çizelge 4.13.	Çalışmada ilk ve sonraki laktasyonlar için yapılan analiz sonuçlarında $-2\log(\xi)$ değerleri	49
Çizelge 4.14	Dört sürü için denetim günü verimlerine ilişkin eklemeli kovaryans fonksiyonları kullanılarak hesaplanan genetik korelasyonlar (x100)	55
Çizelge 4.15.	Dört baba için eklemeli kovaryans fonksiyonları kullanılarak denetim günü verimleri için hesaplanan genetik korelasyonlar (x100)	55
Çizelge 4.16.	Laktasyonun 4 farklı dönemi için laktasyon sıralarına göre çevresel korelasyon değerleri	57
Çizelge 4.17.	Laktasyon eğrisinin açıklanması amacıyla kullanılan 3 fonksiyon tanımına ait bilgiler	61
Çizelge 5.1.	Çalışmada iki veri setinin analizinde kullanılan model yaklaşımlarına ilişkin özellikler	67

EKLER DİZİNİ

	Sayfa
EK 1. Veri Setinin Simülasyonunda Kullanılan SAS Uygulaması	81
EK 2. Veri Setine İlişkin Tanıtıcı İstatistikler	82
EK 3. Average Information REML ile Varyans Unsurlarının Tahminlenmesi	84
EK 4. MTDFREML ver. 3.0 da Çözümlerin Elde edilmesi İçin Geçilen Aşamalara İlişkin Akış Şeması	86
EK 5. Oto-Regresif Model İçin Veri Setinin Seçiminde KullanılanFORTRAN-90 Programı	88

KISALTMALAR DİZİNİ

ASF	Ali-Schaeffer Eğri Fonksiyonu
AI	Average Information
BLUP	En iyi sapmasız tahminleyici
ÇKF	Çevresel KF
DGSV	Denetim günü süt verimi
DGM	Denetim günü modeli (Test Day Model)
DFREML	Türevden bağımsız REML (Derivative Free-REML.)
DRRM	Doğrudan Random Regresyon Model
EKK	En küçük kareler yöntemi
FS	Fisher Scoring
GKF	Genetik Kovaryans Fonksiyonu
KF	Kovaryans Fonksiyonu
KF-RRM	Kovaryans Fonksiyonu Yaklaşımli RRM
LP	Legendre (ortogonal) polinomlar
MTDFREML	Çok Faktörlü-DFREML (Multi Trait-DFREML)
ORM	Oto-Regresif Model
RRM	Şansa bağıli regresyon modeli (Random Regresion Model)
TM	Tekrarlanabilen Model (Repeatability Model)
REML	Kısıtlanmiş En Yüksek Olabilirlik Yöntemi (Restricted Maximum Likelihood)
WF	Wilmink Eğri Fonksiyonu

1. GİRİŞ

Tüm alanlarda yürütülmekte olan arařtırmalar için etkin olarak kullanılan istatistik yöntemler, insan beslenmesinde çok önemli bir yeri olan hayvanların daha verimli hale getirilebilmesi için uygulanan ıslah çalışmalarında da büyük bir öneme sahip bulunmaktadır.

Esas olarak ihtimal teorisine dayanan istatistik metodoloji, bu teori yardımıyla elde edilen parametre tahminleri ile üzerinde çalışılan konu hakkında bilimsel kararlara ulaşmayı amaç edinmektedir. Bu amaçla yürütölen analizler hayvan ıslahı alanında da uzun yıllar uygulanmaktadır. Genetik yapının açıklanması ve buna bağılı tahminlere dayalı olarak yürütölen ıslah çalışmaları günümüzde de gelişmesine devam etmektedir. Son yıllarda özellikle süt ve besi performansının iyileştirilmesine yönelik olarak yürütölen çalışmalarda, aynı hayvandan farklı zamanlarda elde edilen birden fazla gözlem değerinden faydalanılarak, doğrudan tekrarlanan ölçümlere yer verilmektedir. Burada temel amaç, toplam verimler için yapılan düzeltmelerden kaçınmak ve genetik ve çevresel etkilere ait daha ayrıntılı bilgi elde etmek olmaktadır.

Çiftlik hayvanlarında genetik amaçlı çalışmalar başta olmak üzere yürütölen bir çok çalışmada, ekonomik önemi olan verim özelliklerine etki ettiğı düşünölen genetik ya da genetik olmayan çevresel faktörlerin doğrudan veya dolaylı ilişkilerinin incelenmesi büyük önem taşımaktadır. Bilgisayar teknolojisinin çok kapsamlı modellerin analizini mümkün kılan bir seviyede gelişmesi nedeniyle bugün, çok değışik amaçlar için kullanılan farklı modeller ve istatistik yöntemler geliştirilmiş ve geliştirilmektedir (Albuquerque ve Meyer, 2001). Karışık model eşitliklerinin Henderson (1953) tarafından hayvancılık alanında kullanıma sokulması, genetik yapının daha iyi açıklanabildiğı ıslah çalışmalarının oldukça kapsamlı bir hale gelmesine öncülük etmiştir. Hayvancılık alanında yürütölen çalışmalardan elde edilen verilerin çoğunlukla sürekli yapıda olması nedeniyle olabilirlik esasına dayalı yöntemler uygulanmaya başlanmıştır. Hartley ve Rao (1967) tarafından önerilen ML (Maximum Likelihood) yönteminin bilinen bazı sakıncalarının giderilmesine yönelik olarak geliştirilen REML (Restricted Maximum Likelihood) yöntemi uzun yıllar alternatifsiz yöntem olarak hayvan ıslahında kullanılmıştır. Hesaplama tekniğindeki zorluklar nedeniyle, REML yöntemi tekrar ele alınmış ve türevden bağımsız hale getirilerek bu sorun DFREML ile büyük oranda giderilmiştir (Derivative Free Restricted Maximum Likelihood) Hayvancılık alanında özellikle üreme özelliklerinin ıslahına yönelik çalışmalardan elde edilen (kesikli olarak ölçölen ve eşikli karakterler olarak adlandırılan özellikler) verilerin analiz edilmesi amacıyla öteden beri bilinen Bayes Yöntemi yeniden yorumlanarak hayvan ıslahı alanında kullanım olanağı bulmuştur (Gilmour ve ark., 1985). Daha sonra Bayes analizi, Gibbs Örneklemesi ve Quasi-Likelihood gibi yeni yaklaşımlarla tekrar yorumlanarak olabilirlik esasına dayalı yöntemler çerçevesinde yaygın olarak kullanılmıştır (Visscher ve Thompson, 1992; Misztal ve Perez-Enciso, 1993).

Çiftlik hayvanlarında **Longitudinal Veri** olarak ölçölen canlı ağırlık, süt verimi, yapağı verimi, vücut uzunluğu veya yumurta verimi gibi gözlem değerleri, belirli dönemler boyunca süreklilik göstermektedir. Örneğın, bir laktasyon dönemindeki toplam süt verimlerinin ya da besi dönemleri süresince besi

performanslarının belirlenmesi amacıyla yapılan çalışmalarda, önceden belirlenen aralıklarda kontrol ölçümleri sıklıkla kullanılmaktadır. Söz konusu bu çalışmalarda, her bir hayvandan zamana bağlı olarak, farklı ölçüm değerleri elde edilmektedir. Aynı hayvandan elde edilen farklı dönem veya zamana ait birden fazla ölçüm değeri **tekrarlanan ölçüm** olarak adlandırılmaktadır (Van der Werf ve Schaeffer, 1997; Albuquerque ve ark., 1998).

Yapılan çalışmalarda genellikle tekrarlanan ölçüm değerlerinden hesaplanan toplam verimler kullanılarak analiz ve yorumlar elde edilmektedir.

Çoğunlukla model uyumu yapılan ölçüm değerleri birer kantitatif ölçüm değeri olmaktadır. Modelde de kantitatif olarak tanımlanan bu değerlerin, gösterdiği dağılımın doğru bir şekilde tanımlanması ve belirlenen parametrelerin tahminlenmesinde de bu dağılım fonksiyonlarının kullanılması gerekmektedir (Van der Werf ve Goddard, 1998; Tijani ve ark., 1999). Zaman ve zamana bağlı olarak ölçülen tekrarlanan ölçüm değerlerini içeren kantitatif değerler en yaygın kullanıma sahiptir. Sözlük anlamı olarak "tekrarlanan ölçüm" terimi daha çok aynı etkiye ait benzer durumların birden fazla kere ölçülmesi durumuna karşılık gelmektedir. Bu ölçümler arasında sadece şansa bağlılığa atfedilebilen bir varyasyon mevcut olmaktadır (Van Vleck ve Bradford, 1965). Bununla beraber, bir özellik için tekrarlanan değerler, o özelliğin zamana bağlı olarak değişimine ait bilgi verebilir. Zamana bağlı olarak böyle bir değişimin fonksiyonunun tanımlanması, incelenen özelliğin zamana bağlı olarak nasıl değiştiği hakkında ek bir açıklama getireceğinden ya da bu değişimin nasıl olduğunu anlamamızda bilgi verici olacağından önemli olmaktadır. Buna hayvansal üretim alanında çok yaygın olarak kullanılan büyüme ya da laktasyon eğrileri örnek olarak verilebilir. Genel olarak, tekrarlanan ölçümlere yer verildiğinde, bu tip çalışmalara iki nedenden dolayı özel dikkat göstermek gerekmektedir. Bunlardan ilki; verilerden doğru yorumların yapılmasına olanak sağlayan modelin seçiminde titizlik gösterilmesi; ikincisi, zamana bağlı olarak kademeli bir şekilde artış gösteren faktöre ait bilgi verecek olan deneme tasarımının kullanımıdır (Simianer, 1986; Searle ve ark., 1992).

Yukarıda sayılan iki nedenden dolayı, tekrarlanan ölçüm değerlerinin ve olası etkilerin gözlemlendiği denemelerin kurulması ve yürütülmesi zor olmaktadır. Bu tip denemelerin en büyük avantajı ise denemenin her hangi bir aşamasında meydana gelen tutarsızlıkların ya da ani değişimlerin fonksiyonel olarak saptanabilmesidir.

Tekrarlanan ölçüm değerlerinin elde edildiği çalışmalarda, söz konusu ölçüm zamanı özel olarak **verim denetimi** ya da **kontrol günü** adını almaktadır. Bu terim özellikle süt verim denetimleri için sıklıkla kullanılmaktadır. Bu nedenle, tekrarlanan ölçüm değerlerini içeren veri setlerinin analizinde kullanılan matematik modellere **Kontrol Günü Modeli (Test-Day Model)** adı verilmiştir. Kontrol günü modellerinin (KGM) basit kullanımını, süt sığırlarında aynı birey için, farklı yıllara ait çok sayıda laktasyon kayıtlarının analizinde kullanılan **Tekrarlanabilen Modeller (Repeatability Model)** olmuştur (Carvalho ve ark., 1998; Brotherstone ve ark., 2000). Tekrarlanabilen modellerin kullanımıyla, incelenen özelliğe ait tekrarlanan kayıtlardan yola çıkarak genetik unsurlara ilişkin küçük ayrıntıların yakalanabilmesi mümkündür. Başka bir söyleyişle, eşdeğer birimler dikkate alındığında, tekrarlanan laktasyon kayıtları arasındaki genetik korelasyonun hesaplanabilmesi mümkün olmaktadır. Model, bireysel verim denetim kayıtlarından oluşan veri setlerinde, aynı varsayımlara dayanmaktadır. Burada, özellikle büyümeyle ilgili tekrarlanan ölçüm değerlerinin genetik olarak farklı ancak,

birbirleriyle ilişkili özellikler olduğu varsayılmaktadır. Özellikle basit olması nedeniyle, Tekrarlanabilen Model'ler (TM) oldukça yaygın bir kullanıma sahiptir. Birden fazla özelliğin aynı anda incelendiği çalışmalarda çok değişkenli analiz yöntemlerinin kullanılması kaçınılmaz olmaktadır. Bu durumda, TM'nin çok değişkenli analizde çözümü ve performansı, modeldeki parametre sayısına bağlı olarak değişmektedir. Parametre sayısı arttıkça modelin etkinliği de azalmaktadır. Mümkün olduğu kadar az sayıda (2 ve 3) parametreyi içeren modellerde TM oldukça etkin bir hale gelmektedir (Jenkins ve Ferrel, 1984). Tekrarlanan ölçümlerin ortalaması zamanın bir fonksiyonu durumundadır ve bu fonksiyondan yola çıkarak kovaryans yapısı belirlenebilir. Bu yapının ortaya konmasına izin veren bir model yardımıyla zamana bağlı olarak değişim tam olarak açıklanabilmektedir. Bu amaçla kullanılan fonksiyona Kovaryans Fonksiyonu (KF) adı verilmektedir. KF kullanımı, kovaryans yapısının da doğru olarak tanımlanmasına olanak sağlamaktadır.

Genellikle, herhangi bir verim özelliğinin zamana bağlı olarak değişiminin açıklanması amacıyla polinomiyal regresyon analiz tekniğine başvurulmaktadır. KF'nin Legendre Polinomiyailleri (LGP) ile birlikte kullanımını ilk olarak 1990 yılında Kirkpatrick ve ark. önermiştir. Tanımlanan algoritma ile zamana bağlı olarak değişen tekrarlanan ölçüm değerlerini içeren veri setlerinin analizi ve parametre tahminleri hayvancılıkta kullanıma sunulmuştur.

Bu çalışmada, birbirleriyle bağımlı tekrarlanan ölçüm değerlerini içeren bir veri kümesi üzerinde çalışılmıştır. Simulasyon tekniğiyle elde edilen veri kümesinde gerekli düzenlemelerle, toplam laktasyon verimleri ve denetim günleri verimleri için 5 farklı model uyumu yapılmıştır. REML yaklaşımında elde edilen analiz ve varyans unsur tahminleri karşılaştırılmıştır. Legendre polinomlarına alternatif olarak uzun yıllar laktasyon eğrilerinin tahmini amacıyla başarı ile kullanılan ve Ali ve Schaeffer (1987) tarafından Wilminck (1987) eğri tanımına alternatif olarak sunulan polinom tanımının kullanım olanağı araştırılmıştır. Bu şekilde, kovaryans fonksiyonu yaklaşımında oluşturulan veri kümesinin şansa bağlı regresyon modelde uyumu yapılmış ve elde edilen sonuçlar karşılaştırılmıştır.

2. KAYNAK BİLDİRİŞLERİ

Tekrarlanan ölçüm değerlerini içeren veri setleri bazı varsayımları karşılamak durumundadır. Bunlardan en önemlisi, veri kümesinin birbirinden bağımsız gözlem değerlerinden oluşmasıdır. Bu varsayımın geçerli olmadığı durumlarda veri kümesinde bulunan gözlemler arası ve alt gruplar arası hata varyansları da bağımsız kabul edilemez. Bu durumda, hatalar arasında bir oto korelasyon söz konusu olacaktır. Veri kümesinin yapısını dikkate alan bir istatistik yöntemin seçilmesi analiz sonuçlarını ve istatistik yorumların doğruluğunu etkileyecektir. Tekrarlanan gözlem değerlerini içeren veri setlerinin birbirinden bağımlı veya bağımsız olduğu durumlarda analiz tekniği de farklı olmaktadır. Bu başlık altında, veri kümesinin yapısına göre kullanılan analiz tekniği göz önünde bulundurularak, konuyla ilgili olarak bugüne kadar yapılan çalışmalar özetlenmiştir.

Aynı deneysel ünitelerden (hayvandan) birden fazla ölçüm değerinin alındığı veri kümelerinin kullanıldığı çalışmalar oldukça yaygındır (Ali ve Schaeffer, 1987; Gengler ve ark., 1999; Hermesesch ve ark., 2000a, b, c). Ölçüm değerlerinin birbirleriyle bağımsız olduğu durumlar için özellikle, çapraz bir şekilde ya da iç içe sınıflandırma esasına göre kurulan deneysel çalışmalar oldukça sık yürütülmektedir. Bu çalışmalarda, aynı bireyden belirli aralıklarda veya değişik yerlerde birden fazla gözlem değerleri ölçülmektedir. Böyle bir veri kümesini oluşturan ölçümlerin birbirlerinden bağımsız olması durumunda, genel olarak tam şansa bağlı deneme desenlerine uygun bir modelleme tekniği kullanılmaktadır (Brian, 1989; Kaiser, 1989). Örneğin, zaman faktörü bloklara dağıtılır ya da yer-blok etkisi olarak gözlenir. Bu durum için genel olarak istatistik analiz aşamasında herhangi bir sıkıntı olmamaktadır. Daha yaygın kullanım olanağı bulan deneme deseni iç içe sınıflandırmadır. Burada zaman ve yer tekrarlanan ölçüm değerlerinin ait olduğu muamele içinde yer almaktadır. Böylece zamana bağımlılık ve kovaryans yapısı daha iyi açıklanabilmektedir. Bu şekilde sınıflandırılmış bir veri kümesinde, alt gruplar arası varyanslar bağımsız ve benzer dağılışa sahiptir ve normal dağılış gösterdikleri varsayılır. Standart parametrik analiz yöntemlerinden biri kullanılabilir (Graser ve ark., 1987).

Longitudinal özellikteki veriler başta tıp olmak üzere, biyolojik alanda uğraş veren bir çok bilim dalında sıklıkla çalışılmaktadır. Bu tip verilerin tipik özelliği zaman veya mekana bağlı olarak sürekli skalada ölçülebilmeleri ve aynı bireyden değişik zamanlarda elde edilen ölçüm değerlerinin (tekrarlanan ölçümler) birbirleriyle ilişkili ancak farklı ölçüm değerine sahip olmalarıdır. Özellikle tıp alanında yürütülmekte olan çalışmalarda, her bir deneysel ünite (hasta) üzerinde günlük veya belirli aralıklarla yapılan ölçümler arasındaki farkların ve bu farkların olası kaynaklarının doğru bir şekilde ortaya konması vazgeçilmez bir avantaj olarak görülmüştür (Gibbons ve Bock., 1987).

Gibbons ve ark. (1982), tekrarlanan gözlemleri içeren veri setlerinin analizi için bir çalışma yapmışlardır. Araştırmacılar, modeldeki parametrelerin zamana bağlı olarak değişiminin incelenmesini ve gözlem değerleri arasındaki kovaryans yapısının modele dahil edilerek regresyon analizinin farklı bir şekilde yorumlanmasıyla, Şansa Bağlı Regresyon Yöntemini geliştirmişlerdir. Yapılan bu çalışmayla, tıp alanında Şansa Bağlı Regresyon yöntemi kullanım olanağı bulmuştur. Araştırmacılar, özellikle bu yöntemle kovaryans yapısının başarılı bir

şekilde açıklanabildiğini bildirmişlerdir. Bu yaklaşımla elde edilen sonuçların zamana bağlı olarak yorumu aşamasında karşılaşılan sıkıntılar büyük ölçüde giderilebilmektedir. Gibbons ve Hedeker (1997), tekrarlanan ölçüm değerlerini içeren veri setlerinde bilinen yaklaşımlarla ve bu yöntemle elde edilen sonuçları karşılaştırmak amacıyla bir çalışma yapmışlardır. Gibbons ve Bock (1987) benzer bir çalışmada, birbirleriyle bağımlı ve zamana göre değişen gözlem değerlerini içeren veri setlerinin analizinde aynı yaklaşımda probit regresyonun şansa bağlı regresyon tekniği ile beraber kullanılabileceğini bildirmişlerdir. Araştırmacılar burada şansa bağlı regresyon yönteminden elde ettikleri sonuçların probit analiz tekniği ile elde ettikleri sonuçlarla karşılaştırıldığında, şansa bağlı regresyonun bu duruma uygun veriler için daha geçerli varsayımları kullanması nedeniyle daha doğru sonuçlar verdiğini bildirmişlerdir.

Gibbons ve Hedeker (1994), doğrusal regresyonun doğal logaritmasının alınmasıyla elde edilen lojistik regresyon tekniğinin longitudinal verilerde kullanım olanağını araştırmışlardır. Bu araştırmacılar yaptıkları çalışmada, tekrarlanan ölçümler arasında ilişki olmadığını kabul ederek elde ettikleri test sonuçlarını Şansa Bağlı Regresyon analizinden elde ettikleri sonuçlarla karşılaştırmışlardır. Sonuç olarak, tekrarlanan ölçüm değerleri arasındaki ilişkinin olmadığına yönelik olarak kurulan H_0 hipotezinin geçersiz olması nedeniyle, lojistik regresyonun kullanımında istenen bilgilerin sağlanamadığı bildirilmiştir.

Tekrarlanan ölçüm değerlerini içeren veri setlerinin bağımsız ve zamana bağlı olarak değişiminin söz konusu olduğu, zaman x faktör interaksyonların beklenmediği durumlar için Liang ve Zeger (1986) tarafından geliştirilmiş Doğrusal Model'lerde Genelleştirilmiş Tahminleme Eşitlikleri (Generalized Estimator Equation-GEE) metodu önerilmiştir. Burada kovaryans yapısı için dağılım fonksiyonuna uygun olarak tanımlanan özel bir matris (Working Correlation) devreye sokulmakta ve kovaryans yapısının doğru tanımlanmadığı durumlarda bile analiz ve tahminlemeler arzu edilen şekilde elde edilmektedir. Henshall ve Goddard (1999), regresyon tahminleyicilerinin geliştirilmiş doğrusal modellerde, longitudinal veriler için performanslarını inceledikleri bir çalışma yapmışlardır. Araştırmacılar burada tekrarlanan ve zamana bağlı olarak sürekli bir skalada tanımlanabilen bir veri kümesi kullanarak, Liang ve Zeger (1986)'ın yaklaşımına uygun olarak analiz ve tahminleme işlemlerini tamamlamışlardır. Çalışmadan elde edilen sonuçlara göre, veri kümesinin bazı varsayımları karşılamaması nedeniyle, elde edilmek istenen regresyon parametreleri için GEE algoritmasının kullanışsız olduğu ve istenen sonuçları vermediği bildirilmiştir. Ducroq ve Besbes (1993), aralarında asimptotik olarak tanımlanabilen bir korelasyona sahip olan veri setlerinin, genetik modele uyumunu yapmışlar ve GEE algoritmasına göre analiz ve tahminleme aşamalarını tamamlamışlardır. Araştırmacılar kullanılan modelde kovaryans yapısının tam olarak ortaya konamaması nedeniyle istenen bilgilerin elde edilmediğini bildirmişlerdir.

Hatalar arasındaki oto-korelasyonu göz önüne alan, kovaryans yapısının da aynı anda incelenmesine izin veren bir model ve bu modelin analizini mümkün kılan bir analiz tekniğinin kullanımı, elde edilen sonuçların güvenilirliğini de olumlu yönde etkileyecektir. Bu nedenle, Genelleştirilmiş Doğrusal Modeller (GDM), uzun yıllar biyolojik alanda uygulama alanı bulmuştur. Birçok analiz yönteminde olduğu gibi bu yöntemin de hayvancılık alanında uygulanmaya başlaması daha sonraki yıllarda gerçekleşmiştir. GDM özellikle hayvan ıslahında geniş bir kullanım olanağı

bulmaya başlamıştır. Bu kapsamda tekrarlanan gözlem değerlerini içeren veri setlerinde GEE kullanılmaya başlanmıştır. GEE, öncelikle binomial-poisson dağılışa uygun, kategorik verilerin elde edildiği çalışmalarda kullanılmaya başlanmıştır. Yöntem özellikle tıp alanında farmakolojik veya epidemioloji alanında geniş bir kullanıma sahiptir (Gilmour ve ark., 1985). Herhangi bir transformasyona gidilmeksizin, dağılışa uygun bir bağlantı (link) fonksiyonu tanımlanarak doğrudan orijinal veri kümesinin kullanıma olanağını sağlaması yöntemin kabul görmesine neden olmuştur. Tekrarlanan ölçümleri içeren veri setlerinde kovaryans yapısının sağlıklı olarak açıklanması gerektiği göz önünde bulundurularak genişletilen GDM'e göre, tekrarlanan ölçüm değerlerini içeren veri setlerinde GEE kullanılmıştır (Laird, ve Ware, 1982; Newman ve ark., 1998). Hayvancılık alanında aynı yıllarda kullanım olanağı bulan GDM bugün oldukça yaygın olarak üreme özelliklerinin incelendiği hormon çalışmalarında kullanılmaktadır (Mantysaari, 1999; Strabel, 1999). Özellikle süt sığırlarında uzun yıllar yürütülen ıslah çalışmalarının sonucu olarak incelen sürülerde genetik varyasyonun oldukça azalması, genotip çevre interaksyonunun daha geniş olarak incelenebilmesi, hayvanlar arasındaki bireysel farklılıkların incelenmesine yönelik çalışmaların yoğunlaşması nedeniyle, GDM hayvan ıslahında longitudinal verilerde kullanım alanı bulmaya başlamıştır (Tijani ve ark., 1999).

Hayvancılık alanında Şansa Bağlı Regresyon Yöntemi ilk olarak 1982 yılında Henderson tarafından önerilmiştir. Ancak yöntemin kullanım olanaklarının araştırıldığı çalışmada, hayvan ıslahında veri setlerinin büyük olması nedeniyle kovaryans yapısının açıklanmasının hesaplama tekniğindeki yetersizlikten dolayı mümkün olmadığı bildirilmiştir. Henderson tarafından yapılan bu çalışma özellikle hayvancılık alanında verim denetim günlerinde elde edilen ölçümlerden oluşan veri setlerinin analizi için tekrarlanabilen modeller (repeatability model) adıyla geliştirilen modelin yoğun kullanım bulmasını sağlamıştır.

Kirkpatrick ve Heckman (1989), yaptıkları bir çalışmada Henderson tarafından önerilen yöntemi, polinom tekniğine uygulanmasını gösteren bir çalışma yapmışlardır. Araştırmacıların yaptıkları bu çalışma ile tekrarlanan ölçümleri içeren veri setlerinin analizi ve kovaryans yapısının açıklanmasında önerilen yöntem yaygın olarak kullanılmıştır. Ortogonal (Legendre) polinom tekniğinde Henderson tarafından tanımlanan tekrarlanabilen modelleri, zamana bağlı olarak değişen kovaryans yapısının açıklandığı bir matrisle tanımlamışlar ve MTDFREML yaklaşımıyla analiz ve varyans-kovaryans unsur tahminlerini elde etmişlerdir. Bu çalışmadan sonra özellikle Kanada ve Avustralya damızlık hayvan yetiştiricileri birliklerinin öncülüğünde bir dizi proje yürütülmüştür.

Kanada Süt Sığırı Birliği tarafından 1990 yılından sonra günlük süt verimleri esas alınarak verim kayıtlarının tutulmasına başlanmıştır. Bu tip bir düzenlemede temel amaç olarak, ıslah projelerinde verim denetimleri modellerinin kullanımındaki avantajlar gösterilmiştir. Günlük süt verimlerinin her bir sığır için incelendiği bu modellere Kanada Denetim Modelleri (KDM) adı verilmiştir. KDM ile hayvanların süt verimlerindeki persistens (laktation persistency) tahminleri, 305 günlük verilerden dolayı tahminlenenden daha sağlıklı olmaktadır. Kanada'da 1990 yılından itibaren resmi olarak tutulmaya başlanan günlük süt verim kayıtları değişik araştırmacılar tarafından genetik amaçlı olarak değerlendirilmiştir. Yapılan bu çalışma sonuçlarına göre bu tip veri setlerinin zaman faktörünün önemsiz olması halinde bile KDM kullanılarak yapılan çalışmalardan elde edilen sonuçların genetik ve genetik olmayan faktörlerin verime etkilerini çok daha ayrıntılı bir şekilde açıklayabildiği

bildirilmektedir. Ayrıca, buradan elde edilecek ve ıslah için ölçüt olan parametre tahminlerinin toplam verimlerden elde edilen sonuçlardan daha doğru olarak tahminlenebildiği bildirilmektedir (Anonim, 2000).

Carvalho ve ark. (1998)'nin bildirdiğine göre Gill (1990), hataların aralarında oto-korelasyonu içerdiği durumlarda oto-regresif hata modellerinin kullanımını önermiştir. Araştırmacı bu modelin kullanımında, bölünmüş parseller deneme desenine göre yürütülen denemelerde hatalara ait varsayımların test edilmesi gerektiğini ve genellikle aynı hayvandan elde edilen tekrarlanan ölçüm değerlerini içeren veri setlerinde hayvanlar arası genetik ilişkilerden veya tekrarlanan ölçüm değerlerinin zamana bağlı değişiminden gelen korelasyon yapısının tam olarak ortaya konamaması nedeniyle, hayvan ıslahında kullanımının pratik olmadığını bildirmiştir. Okut ve ark. (1996), yaptıkları bir çalışmada, 53 erkek kuzu, üç ayrı yemleme sistemine tabi tutularak ve her bir hayvana ait 15 gün aralıklarla 5 ayrı denetim tarihinde elde edilen gözlem değerlerinden elde edilen veri kümesinde 4 ayrı model kullanılarak yapılan analizler arasındaki farkları karşılaştırmışlardır. Burada, standart doğrusal model ile veri kümesinin transforme edilmiş verilerin analizi ve çok değişkenli model ile oto-regresif hata modeli kullanılarak yapılan analizler karşılaştırılmıştır. Yapılan bu analiz sonuçlarına göre, kullanılan 3 model arasında istatistik olarak fark bulunmazken, oto-regresif hata modeli kullanılarak tekrarlanan analizde %20 düzeyinde bir iyileşme olduğu, ancak bu testin uygulanabilmesi için varsayımların geçerli olmadığı bildirilmiştir. Araştırmacılar ayrıca, hatalar arasında oto-korelasyonun söz konusu olduğu durumlarda, faktörlerin etkilerinin incelenmesinde herhangi bir sorun olmadığını, ancak zaman ve zaman x faktör etkileşimlerinin incelenmesi için Gill'in bildirişine benzer olarak, hayvancılık alanında elde edilen tekrarlanan gözlem değerlerini içeren veri setlerinde bazı varsayımların geçerli olmadığını bildirmişlerdir.

Yürütülen çalışmaların çoğunda, aynı hayvandan özellikle süt verimleri için belirli aralıklarda yapılan verim kontrolleri kayıtları kullanılarak, bireyler arasındaki genetik ve çevresel faktörlerin çok ayrıntılı olarak ortaya konması amaçlanmıştır. Bu amaçla, belirli aralıklarla yapılan kontrol verim denetim günlerinde her bir hayvandan elde edilen ölçüm değerlerinden dolayı hesaplanan toplam verimin kullanılması yerine, doğrudan her hayvandan elde edilen zamana bağlı olarak ölçülen ve bu şekilde elde edilen veri setlerinin doğrudan ele alınmasına izin veren modeller kullanılmaya başlanmıştır. Hayvancılık alanında özellikle 1997 ve sonrasında yaygın olarak kullanılmaya başlanan Kontrol Denetimi Modelleri (Test-day models) adı altında kullanım alanı bulan birçok çalışmada doğrudan verim denetim günlerinden elde edilen ölçüm değerleri esas alınmıştır (Veerkamp ve Goddard, 1998a, b). KDM kullanılarak yapılan çalışmalar genellikle süt verimine yönelik olmuştur. Bu modellerin klasik 305 günlük laktasyon süt verimleri kullanılarak genetik ilişkilerin incelendiği modellerden çok daha avantajlı olduğu bildirilmektedir. Bunların başında yöntemin bilinen tüm genetik etkileri ve sabit etkilerin incelenmesine izin vermesi gösterilmektedir. Bir başka ve daha önemli bir avantajın ise, laktasyonun herhangi bir döneminde hangi çevre veya genetik faktörünün verime ne derecede etki yaptığının fonksiyonel olarak belirlenebilmesi ve bu sayede olası bir aksaklığa zamanında müdahale şansının mümkün olduğu bildirilmektedir (Van der Werf ve ark., 1998; White ve ark., 1999; Zotto, 2000).

KDM'nin kullanılması, zamana bağlı olarak her bir faktörün ve genetik korelasyonların ayrıntılı olarak incelenmesine olanak sağlamaktadır. Ancak, bu

modellerin kullanımında yukarıda anılan avantajlarının yanında, bir takım dezavantajlar vardır. Öncelikle üzerinde durulan verim özelliklerine etkileri incelenen faktörler fazla sayıda olması durumunda zamana bağlı olarak veri toplama aşamasında bir takım sıkıntılar olmaktadır. Bir diğer dezavantaj, çok sayıda faktörün ve veri kümesinin olması, çok sayıda korelasyonun mevcut bilgiler ışığında biyolojik olarak açıklanmasını zorlaştırmaktadır. Bu anlamda, elde edilen tüm bulguların yorum aşaması oldukça sıkıntılı olmaktadır. Bu dezavantajlarından başka, KDM kullanımı, kısa zaman dilimleri arasında, örneğin günlük ölçüm değerlerinin kullanımında, aynı hayvandan elde edilen tekrarlanan ölçüm değerleri arasındaki korelasyonun çoğunlukla çok yüksek olması nedeniyle, hesaplanan ortalamadan, varyansın büyük olması (overparameterized) gibi bir sorunla karşılaşmaktadır (Veerkamp ve Goddard, 1998a).

Ortalamanın zamanın bir fonksiyonu olduğu durumlarda hesaplanan ortalamadan standart sapma değeri, ortalamadan büyük olmaktadır. Bu durumda analiz tekniğinde bir takım sıkıntılar yaşanmaktadır (Van Raden ve Wiggans, 1991; Tijani ve ark., 1999; Meyer, 2000; Meyer ve ark., 2000). Böyle bir durumda, ortalama, zamanın bir fonksiyonu olarak daha doğru şekilde hesaplanabilir. Bu özellikteki veri setlerinin kovaryans yapılarının tanımının yapılması yine zamanın bir fonksiyonunu kullanarak mümkün olabilmektedir. Zamana bağlı olarak tanımlanan ve kovaryans değerlerini içeren fonksiyonlar Kovaryans Fonksiyonları (KF) olarak adlandırılmıştır. Kovaryans fonksiyonlarının tekrarlanan ölçümlerin analizine izin veren yapıdaki modellere uyumunun yapılmasıyla, bu şekildeki veri setlerinin analizinde yaşanan sıkıntılar büyük oranda giderilmiştir (Van der Werf ve Schaeffer, 1997; Meyer, 1997a, b ; Kirkpatrick ve ark., 1990).

Kovaryans fonksiyonları birçok regresyon modeli temel alınarak tanımlanabilir. Kirkpatrick ve ark. (1989), buzağılama zamanına bağlı olarak sürekli değişebilen ve bu şekilde tanımının yapılabileceği, günlük süt verimleri gibi özellikler için, kovaryans fonksiyonlarının başarı ile kullanılabileceğini bildirmişlerdir. Bu modellerin aynı hayvana ait değişik günlerde ölçülmüş verim değerleri arasındaki kovaryansın tahminlenmesi ve oldukça doğru bir şekilde tahminlerin yapılması açısından kovaryans fonksiyonu tekniğinin kullanımının bilgi kaybını en aza indirdiğini bildirmişlerdir. Kirkpatrick ve ark. (1994) yaptıkları benzer bir çalışmada bu araştırmacıları destekleyici yönde sonuçlar elde etmiştir. Araştırmacılar, büyüme dönemleri boyunca ilk 3 laktasyon verimlerinin zamana bağlı olarak birlikte ve her bir laktasyon dönemi için inceledikleri çalışmada, kovaryans yapısının doğru olarak tanımlandığı durumlarda, zamanın etkisinin doğru olarak yorumlanabileceğini bildirmişlerdir. Gengler ve ark.(1997), tekrarlanabilen modelde kovaryans fonksiyonlarını tanımlayarak REML algoritmasında varyans-kovaryans unsurlarını tahminledikleri bir çalışma yürütmüşlerdir. Araştırmacılar, çok değişkenli hayvansal modelde, 15 özellik için doğrusal tanımlama yapmışlardır. 225.632 Amerikan Jersey ırkı inekte genetik parametre tahminlerini elde etmişlerdir. Kanonik transformasyonla eksik gözlemleri tahminleyerek, tekrarlanabilen modelde analizleri yeniden yapmışlar ve örnekle benzerlik gösterdiğini bildirmişlerdir.

Kirkpatrick ve ark. (1990) tarafından yapılan bir çalışmada kovaryans fonksiyonları Legendre Polinomiyallerine göre tanımlanarak hayvancılık alanında kullanılmaya başlanmıştır. Araştırmacılar yaptıkları çalışmada longitudinal özellikteki tekrarlanan gözlem değerlerini içeren bir veri kümesi üzerinde, kovaryans

fonksiyonunu tanımlayarak Legendre Polinomiyalleri Regresyon Analizi'ne göre düzenlemişlerdir. Yöntem doğrudan verilerin ortogonal fonksiyonlarının doğruya uyumunun yapılması esasına dayanmaktadır. Çalışma sonuçlarına göre, büyüme özelliklerine ait ölçüm değerlerinden dolayı oluşturulan büyüme eğrilerinin zamana bağlı olarak daha doğru bir şekilde oluşturulabildiği bildirilmektedir. Araştırmacılar, aynı yöntemi kullanarak bilinen diğer yöntemlerden daha doğru ve daha etkin bir analiz yapılabileceğini bildirmiş, ayrıca kalıtım derecelerinin, toplam değerlerden yola çıkılarak hesaplanandan daha hassas olduğunu bildirmişlerdir.

Eissen ve ark. (1998), besiyeye alınan domuzlarda ortalama olarak hesaplanan günlük yem tüketim ihtiyaçlarının, günlük tüketimdeki farklarının ortaya konması amacıyla bir çalışma yürütmüşlerdir. Araştırmacılar standart hesaplama tekniği ile hesaplanan ortalama günlük yem tüketimlerinden sapmaları belirlemek amacıyla hayvanlarda ad-libitum olarak yemleme yapmışlar ve hesaplanan değerlerle aradaki farkı günlük olarak kaydetmişlerdir. Bu şekilde besi dönemi boyunca elde edilen veri kümesini, Kirkpatrick ve ark (1990) tarafından bildirilen kovaryans fonksiyonlarına göre düzenlenmiş legendre polinomiyallerine göre istatistik analize tabii tutmuşlardır. Elde edilen sonuçlara göre günlük kayıt değerlerinin zamana bağlı olarak değişimlerinin sağlıklı bir şekilde açıklanabildiği ve yem tüketimine ait eğrinin arzu edilen bilgileri verdiği bildirilmiştir. Besleme programında yapılan düzeltmeyle beraber uygulanan 2. besi dönemi sonuçları ilkinde göre daha başarılı olmuştur.

Van der Werf ve Schaeffer (1997), yine Kirkpatrick ve ark. (1990) tarafından önerilen yöntemin, tekrarlanan verilerin aralarında ve zamana bağlı olarak değişiminde yüksek korelasyon olduğu durumlarda sağlıklı olarak analiz ve tahminleme işlemlerinin yürütülebileceğini bildirmişlerdir. Ancak aynı araştırmacılar, polinomiyalın 3. kuvvetinden sonraki açılımlarında hesaplama tekniğinin oldukça karmaşık hale geldiği ve bundan dolayı bir takım sıkıntıların yaşandığını bildirmekteydiler. Bunların başında çok yüksek bir bilgisayar donanımına ihtiyaç duyulması ve kullanılan tahminleme eşitlikleri sayısının çok fazla olduğu bildirilmiştir. Bu çalışmada araştırmacılar 2758 adet tahminlenebilir eşitlik çözümünü 2 GB RAM, 4 adet PIII 800 Mhz işlemci ile yaptıklarını bildirmekteydiler.

KDM modellerinin kovaryans yapısında yaşanan sıkıntıların çoğunun kovaryans fonksiyonlarının bu modellerle birlikte kullanılmasıyla giderilebileceği bir çok araştırmacı tarafından bildirilmektedir (Kirkpatrick ve ark 1990; Schaeffer ve Dekkers 1994a, b; Van der Werf ve Schaeffer 1997; Van der Werf ve ark. 1998; Veerkamp ve Goddard 1998b;). Veerkamp ve Goddard (1998b), Kovaryans Fonksiyonu metodolojisinin, süt sığırları için uyguladıkları bir çalışma yapmışlardır. Araştırmacılar, süt, yağ ve protein verimleri için varyans-kovaryans matrisini kullanarak, laktasyon dönemi ve sürü seviyesinde toplam üretimleri dikkate alarak elde ettikleri değerlerden dolayı laktasyon eğrilerini tahminlemişlerdir. Bununla beraber, araştırmacılar, Meyer ve Hill (1997) tarafından önerildiği gibi süt verim denetimlerine ait ölçüm değerlerini kullanarak KF^2 'yi doğrudan tahminlemede başarısız olduklarını bildirmişlerdir.

Meyer ve Hill (1997) yaptıkları çalışmada, süt sığırlarında ilk laktasyon verimleri için doğrudan kontrol denetimlerinden elde ettikleri ölçüm değerlerini kullanarak KF^2 'yi doğru bir şekilde tanımlayabilmişlerdir.

Gibbons ve ark. tarafından ilk olarak 1982 yılında tekrarlanan gözlem değerlerini içeren veri setler için kullanım olanağı sağlanan Şansa Bağlı Regresyon,

bu tip veri setleri için metodolojiden gelen avantajlar göz önünde bulundurularak, Schaeffer ve Dekkers tarafından hayvancılık alanında kullanımı önerilmiştir. Daha sonra KDM modellerinin analizleri Şansa Bağlı Regresyon metodolojisi kullanılarak, yapılmaya başlanmıştır. Daha sonraları Van der Werf ve ark. (1998) yaptıkları bir çalışmada KF'nin Şansa Bağlı Regresyon kullanımının bu özelliğe sahip veri setlerinde kullanımını önermişlerdir. Araştırmacılar yaptıkları çalışmada süt sığırlarında kontrol denetimlerinden elde ettikleri verimler için kovaryans fonksiyonunu tanımlamışlar daha sonra şansa bağlı regresyon yönteminde kovaryans fonksiyonları için yaptıkları tanımlamayla, süt verimin genetik esaslarını çok daha ayrıntılı olarak incelemişlerdir. Araştırmacılar, bu tip bir analizle laktasyon eğrilerinin süt veriminin değişik dönemlerinde zaman ve zaman x faktör interaksiyonunu çok daha doğru bir şekilde açıklamanın mümkün olduğunu bildirmişlerdir. Şansa Bağlı Regresyon Yöntemi'nin KF ile birlikte doğrusal model tanımlamasında kullanılmaya başlanması, daha önce yaşanan sıkıntıları büyük ölçüde ortadan kaldırmıştır. Jamrozik ve ark. (1997a), yürüttükleri bir çalışmada yem tüketimleri, canlı ağırlık ve süt verimlerine ait kovaryans fonksiyonlarının random regresyon modelde kullanarak, bu özelliklere ait parametreleri tahminlemişlerdir. Araştırmacılar özellikle laktasyonun erken dönemlerinde etkili olduğu bilinen besleme programı, yem tüketimlerinin ve canlı ağırlıktaki değişmelerin süt verimine etkilerini incelemeyi hedeflemişlerdir. Söz konusu faktörlerin süt verimleri üzerine etkilerini incelemek için, haftalık ölçümler yapmışlar ve zamana bağlı ve faktörler arası ilişkileri KF ile tanımlamışlardır. KF'yi kullanan Şansa Bağlı Regresyon'dan elde edilen sonuçlardan dolayı oluşturulan laktasyon eğrisinde haftalık ölçüm değerleri kullanılarak faktörlerin süt verimlerine etkilerinin çok daha geniş çaplı açıklanabildiğini bildirmişlerdir.

Van der Werf ve ark. (1998), süt sığırlarında farklı laktasyon dönemlerinde süt denetimlerindeki değişimin sürekliliğini incelemek amacıyla bir çalışma yapmışlardır. Çalışmada, değişimi incelemek amacıyla verim denetim kayıtları incelenmiş ve kovaryans fonksiyonları kullanılarak, Şansa Bağlı Regresyon Yöntemi ile analiz ve genetik parametre tahminleri yapılmıştır.

Veerkamp ve Goddard (1998a), süt sığırlarında süt, sütteki yağ oranı ve protein oranları için 3 laktasyon dönemi boyunca süt verim denetimlerine ait verileri kullanarak, modelde yer alan çok sayıda genetik parametrenin tahminini yapmak için kovaryans fonksiyonlarından faydalanmışlardır. Modelde az sayıda etkinin tanımlı olması, örneğin, sadece baba etkisinin ve ana etkisinin şansa bağlı kabul edilmesi durumunda KF'ni kullanan Şansa Bağlı Regresyon ve kovaryans matrisine göre işlem yapan Legendre Polinomiyalleri arasında model uyumu ve parametre tahminleri tatminkar seviyede bulunmuştur.

Schaeffer ve Dekkers (1994a), şansa bağlı regresyon yöntemi kullanarak elde ettiği şansa bağlı regresyon katsayılarından yola çıkarak, laktasyon eğrilerinin şekinden genetik varyasyonun hesaplanabileceğini göstermişlerdir. Yine benzer bir çalışmada, Kirkpatrick ve ark. (1990), kovaryans fonksiyonlarını kullanarak denetim günlerine ait verimler arasındaki kovaryans yapısını tanımlamışlardır. Çevresel kovaryansların oto-regresif modelde tanımlanabileceğini ve varyanslara ait heterojenliğin bu modelde başarı ile bertaraf edilebileceğini bildirmişlerdir. Benzer çalışmalarda değişik araştırmacılar bunu destekleyici sonuçlara ulaşmışlardır (Boldman ve Van Vleck, 1991; White ve ark., 1999; Barwick ve Henzell, 1999).

Alberquerque ve Meyer (2000), yaptıkları bir çalışmada, verim kontrol kayıtlarını kullanarak kompozit yapıdaki ırklar üzerinde günlük süt verimlerine ait genetik parametreleri tahminlemişlerdir. Araştırmacılar, verim denetim modeli kullanarak, yürütülen çalışmada ekonomik önemi olan faktörlerin süt verimi üzerine etkilerini incelemişlerdir. Bu amaçla, 1819 anadan 1985-1995 yılları arasında doğan 2538 hayvana ait 30256 adet günlük süt verim kayıtları kullanılmıştır. Günlük süt verim kayıtları için hesaplanan hataların oto-korelasyon içerdiğini belirleyen araştırmacılar, bu nedenle genetik etkilerin de tanımlandığı KDM de birinci mertebeden oto-regresif yöntemi kullanarak sonuçları analiz etmişler ve $-2\log(L)$ değeri olabilirlik fonksiyonuna göre maksimize edilmiş ve kısıtlanmış modellerden, full modele göre çok daha iyi sonuçların elde edildiğini bildirmişlerdir. Günlük süt verimleri arasında hesaplanan korelasyon 0.83 gibi oldukça yüksek olduğu halde, bunun çok büyük bir kısmının genetik olmayan nedenlerden kaynaklandığı bildirilmektedir. Ancak, kullanılan modelde yüksek korelasyon içeren verilere rağmen bu yapının tatminkar bir biçimde açıklanabildiği bildirilmiştir. Araştırmacılar verilerin bu yapısına rağmen, oto-regresif modelde bunun büyük ölçüde giderildiği, ancak kaynaklarının tam olarak açıklanamadığını bildirmişlerdir. Jaffrezik ve ark. (2000), kovaryans fonksiyonlarını kullanarak denetim günlerine ait verimler arasındaki kovaryans yapısını tanımlamışlardır. Çevresel kovaryansların oto-regresif modelde tanımlanabileceğini ve varyanslara ait heterojenliğin kaynaklarının da ortaya konulabilmesini mümkün kılan bu modelde, bu tip aksaklıkları barındıran veri setlerinde bile başarı ile kullanılabilceğini bildirmişlerdir. Değişik araştırmacıların yaptıkları benzer çalışmalarda bu araştırmacılarla benzer bildirişlere rastlanmaktadır (Quaas, 1988; Dong ve Mao, 1990; Van Raden ve Wiggans, 1991; Ptak ve Schaeffer, 1993a; Wang, 2000; Brotherstone ve ark., 2000).

Ptak ve Schaeffer (1993b), verim denetimleri modellerini kullanarak oluşturulan laktasyon eğrilerinin şeklinin aynı yaş, buzağılama mevsimi için standart modellerden çok daha yüksek ve sürüden sürüye daha az değişen bir yapıda olduğunu bildirmişlerdir.

Misztal ve ark. (1997), büyük veri setlerinin kullanıldığı dominant genetik varyansın tahminlenmesi amacıyla tekrarlanabilen modelleri kullanmıştır. Araştırmacılar süt sığırlarından elde edilen verilerin dominant etkilere ait genetik bilgileri çok küçük miktarlarda içerdiğine işaret ederek, bu tip çalışmalarda çok sayıda hayvandan elde edilen denetim günü verimlerinden faydalanmanın faydalı olacağını bildirmiştir. Araştırmacılar bu amaçla 65000 hayvanın denetim günü verimlerini kullandıkları büyük bir veri kümesini dominant genetik etkiler için incelemişlerdir. Veri kümesi dominant ve epistatik etkileri de içeren bir modele göre tekrarlanan ölçüm değerleri için zamana bağlı olarak değişen bir kovaryans fonksiyonu kullanılarak, MTDFREML yöntemine göre analiz ve tahminleme yapılmıştır. Yaş ve laktasyonun farklı dönemleri için modelde bulunan tüm parametreler için yaklaşım sağlanmış ve ayrıntılı bilgiler elde edilmiştir. Araştırmacılar kullanılan modelin, kovaryans unsurlarının zamana bağlı değişimin kaynakları bakımından da incelenebildiği için oldukça kullanışlı olduğunu bildirmişlerdir.

Varona ve ark. (1998), Kirkpatrick ve ark. (1990) tarafından önerilen legendre polinomları yerine laktasyon eğrisi tahminleri için eskiden beri kullanılan Wood Laktasyon Eğrisi tanımını, random regresyon modelde Gibbs örnekleme yaklaşımıyla incelemiştir. Araştırmacılar, önerdikleri metodolojinin, veri kümesine uyumu yapılan model bakımından kullanışlı olduğunu, ancak tahminleme

aşamasında tanımlanan tahminlenebilir eşitliklerin sayısının çok fazla olması nedeniyle yakınsama (converge) sorunuyla karşılaşıldığını bildirmişlerdir. Nitekim, yapılan çalışmada toplam varyasyonu açıklamadaki payı yüksek olan etkiler için yapılan parametre tahminlerinde yaklaşım sağlanamamış, dolayısı ile bu parametreler tahminlenememiştir.

Schaeffer ve Dekkers (1994b), kullanılan bu modeli, her bir hayvan için farklı random regresyon katsayılarına göre laktasyon eğrisinin şeklini oluşturmaya izin verecek biçimde genişleterek bir çalışma yapmışlardır. Araştırmacılar, bu tip bir modelin basit bir şeklinin, sabit regresyon katsayıları kullanılarak, laktasyon eğrisinin genel bir şeklini tanımlayan bir modelin Henderson (1982) tarafından önerildiğini bildirmişlerdir. Bu çalışmada, sabit etkilere ait sabit regresyon katsayılarının yanı sıra Random Regresyon Katsayılarını da kullanarak genişlettikleri bu modelde kovaryans yapısının da tanımlanmasıyla, bireysel olarak her bir hayvan için laktasyon eğrilerini oluşturmuşlardır. Araştırmacılar çalışmanın son aşamasında, yine tekrarlanan ölçümler göz önünde bulundurularak ve aynı model yardımıyla sürü için genel laktasyon eğrisi tanımlamışlardır. Bu genel eğriden, meydana gelen sapmaların güvenilir bir biçimde açıklanabileceğini bildirmişlerdir.

Değişik araştırmacılar tarafından yapılan çalışmalarda, çok sayıda özellik için seleksiyon indeksi ya da BLUP tahminlerinin yapılacağı durumlar için, çok sayıda genetik varyans-kovaryans tahminlerinde, örnekleme hatasının kovaryans yapısının incelenemesinin seleksiyon ya da BLUP tahminlerindeki isabetin arttığını bildirmişlerdir (Reents ve ark., 1995; Reents ve ark., 1998; Jamrozik ve Schaeffer, 1997).

Ptak ve Schaeffer (1993a), çok değişkenli özelliklere ait modellerin kullanıldığı, genetik korelasyonlardaki sapmaları incelemek amacıyla bir çalışma yapmıştır. Araştırmacılar, bu tip çalışmalarda, klasik yaklaşımların doğruluk ve isabeti dikkate değer ölçüde düşürdüğünü, kovaryans yapısının doğru olarak tanımlandığı durumlarda kovaryans yapısını dikkate alan yöntemlerden elde edilen sonuçların bir öncekine göre daha doğru olduğunu bildirmişlerdir. Bunun yanı sıra uyumun doğru olarak yapılması şartıyla, uygun bir model kullanımında sadece çok az sayıda parametre için klasik yöntemlerin de, arzu edilen sonuçlara ulaşmada yeterli olabileceği değişik araştırmacılar tarafından bildirilmektedir (Van der Werf ve ark., 1997; Wiggans ve Goddard, 1997).

Jamrozik ve ark. (1997), sabit ve şansa bağlı regresyon katsayılarının dahil edildiği bir modeli kullanılarak, Kanada Holstain ırkı süt sığırlarından elde edilen verim denetim kayıtlarından yararlanarak süt verimlerinin genetik olarak incelemeyi amaçladıkları bir çalışma yürütmüşlerdir. Veri kümesi 5.1 milyon adet verim kontrollerinde elde edilen gözlem değerlerinden oluşmuştur. Söz konusu veri kümesi 1988-1995 yılları arasında Kanada'da tutulan süt, yağ ve protein verim kayıtlarının 4 bölge için düzenlenmesiyle analiz edilmiştir. Şansa bağlı regresyon katsayıları için her bir hayvandan 5 tahmin değeri elde edilmiştir. Bu çözümlerden, laktasyonun değişik dönemleri için farklı kalıtım dereceleri tahminlenmiştir. Çalışmada verimlere ait hesaplanan kalıtım dereceleri karşılaştırılarak, arzu edilen damızlık değerine sahip boğalar seleksiyona tabi tutulmuştur. Sonuç olarak, ıslah amaçlı olarak verim denetimi kayıtları kullanılarak yürütülen çalışmalarda, verim kontrolü analizlerinde ve verim özelliklerinin genetik parametre tahminlerinde aylık denetim kayıtlarının kullanılmasının yeterli olduğu bildirilmiştir.

Mantysaari (1999), st sgrlarında farklı laktasyon dnemlerinde st denetimlerindeki deęiřimin sreklilięini incelemek amacıyla bir alıřma yapılmıřtır. alıřmada deęiřimi incelemek amacıyla, denetim kayıtları analiz edilmiř ve kovaryans fonksiyonlarının dahil edildięi bir metodoloji kullanılarak analizler tamamlanmıřtır. Random regresyon metodunun kullanılmasıyla yapılan analiz ve genetik parametre tahminlerinin dięer modellere gre daha geniř ve doęru bilgi saęladıęı sonucuna varılmıřtır.

Kirkpatrick ve ark. (1994), buzaęılama zamanına baęlı olarak srekli deęiřebilen, gnlk st verimleri gibi zellikler iin kovaryans fonksiyonlarının bařarı ile kullanılabileceęini bildirmiřlerdir. Bu modellerin aynı hayvana ait deęiřik denetim gnlerinde llmř verim deęerleri arasındaki kovaryans tahminlerinin arzu edilen seviyede yapılmasında, kovaryans fonksiyonlarının bařarıyla kullanılabileceęini bildirmiřlerdir. Kovaryans fonksiyonlarının bu anlamda bilgi kaybını en aza indirdięi belirtilmektedir.

Mc Gilchrist ve Cullis (1991), yaptıkları bir alıřmada standart 305 gnlk laktasyon verimleri iin kullanılan matematik modeli, laktasyonun deęiřik dnemlerinden alınmıř verim denetimlerini kullanarak geniřlettikleri 9 ayrı matematik model iin analiz etmiřlerdir. Bu modellerde KDM'ni kullanılan arařtırmacılar, dzeltilmiř katsayılar, Darwin-Watson katsayıları ve standart sapmalara ait deęerler iin uyum testi sonularının dięerlerinden ok iyi ıktıęını bildirmiřlerdir. Arařtırmacılar bu alıřmada, 305 gnlk veriler iin yazılan standart modelin dięerlerine gre olduka yetersiz bilgiler saęladıęını, diphasic model ve laktasyonun devamlılıęını ieren modeller iin yapılan analizlerin dięerlerinden iyi, ancak KDM den daha yetersiz bilgiler saęladıęını bildirmiřlerdir. Ancak, parametre tahminlerinde ise, diphasic modellerin en iyi sonuca sahip olduęunu bildirmektedirler.

Deęiřik arařtırmacılar tarafından matematik esasları farklı, ancak aynı amaca ynelik olarak laktasyon eęrileri, birinci mertebeden ssel fonksiyonlar olarak adlandırılmıř ve bunlara kısaca Gaussian denilmiřtir. Gaussian modellerin, longitudinal verilerde kullanımı teden beri uygulanan bir yaklařımdır. Bu modellerin tanımıyla, zellikle laktasyon verimlerinin fonksiyon řeklinde tahminlendięi alıřmalarda, hataların heterojenlięinin sz konusu olduęu durumlar iin, ortalamanın, kendi standart hatasından byk ıktıęı (Overparameterized) veri setleri iin kullanım alanı bulmuřtur. Exponential modellerin yapısından kaynaklanan avantajlar nedeniyle, bu modellerde z deęerlerden dolayı tanımlanan z vektrler kullanılmaktadır (Brotherstone ve ark., 1999; Brotherstone ve ark., 2000).

Van der Linde ve ark. (2000), st sgrlarında persistens tahminleri iin řansa baęlı regresyon katsayılarından faydalandıkları bir alıřma yrtmřlerdir. Arařtırmacılar bu amala, bilinen Wilmlink fonksiyonu tanımını kullanarak, řansa baęlı regresyon modele, standart yntemle tahminledikleri persistense iliřkin kalıtım derecelerini denetim gnlerinin uymunu yaparak modelden hesaplanan regresyon katsayılarının kullanıldıęı kalıtım derecesi tahminleri ile karřılařtırmıřlardır. evresel etkiler iin daha etkin bir dzeltmenin kullanıldıęı ikinci tanımlamada daha hassas tahminleme yapıldıęı bildirilmiřtir.

Ptak ve Schaeffer (1993b), laktasyonun farklı dnemleri iin laktasyon srelerine gre bilinen regresyon kullanarak dzeltme yapılmasını nermiřlerdir. Schaeffer ve Dekkers (1994a, b), nerilen yntemi řansa baęlı olarak kabul ettikleri

değişkenlerden dolayı hesaplanan şansa bağlı regresyon katsayılarını, şansa bağlı regresyon modelinde kullanarak önerilen düzeltmeleri buna göre yapmışlardır. Jamrozik ve ark. (1997), şansa bağlı regresyon katsayılarının genetik amaçlı kullanımını göstermişlerdir. Bu tanımlamada hayvanlar için laktasyon eğrisindeki farklılıklardan, genetik parametre tahminleri elde edilmiştir. Yapılan tanımlama, denetim zamanı için laktasyonu farklı dönemlerde açıkladığı için diğer yaklaşımlardan daha bilgi verici olmuştur. Araştırmacılar burada, Dempster ve ark. (1977)'nin EM algoritması tanımlamasından faydalanarak benzer bir yaklaşımla çözümlere ulaşmışlardır. Mote ve ark. (1999), hayvanlarda büyümenin seyrini inceledikleri çalışmalarında benzer bulgulara ulaştıklarını bildirmişlerdir.

Jaffrezic ve ark. (2000), her hayvandan aylık olarak alınan denetim günü laktasyon verilerinin ayrı gözlem değerleri gibi kabul edildiği veri kümesinde, denetim günü modellerine göre tanımladıkları modeli kullanarak analiz ve tahminlemeleri yapmışlardır. 10 aylık laktasyon süresince her hayvandan süt, yağ ve protein olmak üzere, 3 özellik için denetim günü verimleri elde edilmiştir. Yapılan gözlemler, ilk ve sonraki laktasyonlar olmak üzere değerlendirilmiştir. Böylece 60 özellik için genetik değerlendirme yapılmıştır. Böylece denetim günü modellerinin geniş ölçekli çalışmalarda kullanımı gösterilmiştir. Burada 6 değişken için, kanonik transformasyonla, analiz yürütülmüştür. 6 değişkenli analizin aynı anda sonuçları elde edilerek bu yaklaşımın, Jamrozik ve ark. (1997) tarafından önerilen yöntemden daha avantajlı olduğu ifade edilmiştir. Everett (2000), benzer bildirişte bulunarak bu bulguyu desteklemiştir.

Ducrocq ve Besbes (1993), kanonik transformasyon için EM algoritmasının, aynı hayvandan elde edilen tüm verimler için daha kullanışlı olduğunu bildirmişlerdir. Bu yöntem, kayıp gözlemler için bir transformasyon matrisi ile işlem yapmaktadır. Ancak, bir çok araştırmacı büyük veri setlerinde, çok fazla özellik için tanımlama yapılmasını öngören bu yöntemin kullanışlı olmadığını ortaya koymuşlardır (Badner ve Anderson, 1985; Boldman ve Van Vleck, 1991; Neumaier ve ark., 1998; Oikawa ve ark., 1999; Brotherstone ve ark., 2000).

Tekrarlanan ölçümlerin gözlemlendiği verimler için, çok sayıda değişkenin modellenmesinde, kovaryans fonksiyonu yaklaşımı oldukça kullanışlı gözükmektedir (Grossman ve Koops, 1988; Guo ve Swalve, 1995). Kirkpatrick ve ark. (1990), varyans kovaryans yapısının tanımlanması amacıyla KF kullanımını önermiştir. Burada verimler zamana bağlı olarak tanımlanan eğrinin herhangi bir noktasında gözlenebilmektedir. Çünkü, sınırlı sayıdaki parametreler için, yeterli serbestlik derecesi ile KF kullanımında kovaryans yapısı başarı ile açıklanabilmektedir. Bu yaklaşım, Wiggans ve Goddard (1997) tarafından önerilene benzerlik göstermektedir. Meyer ve Hill (1997), KF için şansa bağlı karışık modellerde tahminleme eşitliklerinin nasıl oluşturulacağını göstermişlerdir. Denetim günleri için tanımlı olan model, Jamrozik ve ark.(1997b)'nin yaklaşımına benzerlik göstermektedir. Buna uygun olarak tanımlanan model KF modeli ya da KF-RRM olarak isimlendirilmiştir. Tekrarlanan gözlem değerleri için zamana bağlı olarak tanımlanan eğri için varyans kovaryans yapısı, yine KF katsayıları ile tanımlı olmaktadır. Jamrozik ve ark. (1994) bu tanımlamayı kullanarak, şansa bağlı regresyon katsayılarının model uyumlarının yapılmasıyla laktasyon eğrisini başarı ile açıklamışlardır. Kirkpatrick ve ark. (1997c), legendre polinomlarının bu kapsamda kullanımını önermişlerdir.

Meyer ve Hill (1997), çok özelliikli model tanımlamasını kullanarak, KF için tanımlı olan K katsayılarının REML yöntemiyle nasıl çözüleceğini göstermişlerdir. Henderson karışık model eşitliklerinde genetik etkilerin açıklandığı G matrisi yerine, KF ile açıklanan genetik etkilere ilişkin $\phi K \phi'$ tanımlaması kullanılmıştır. Polinom çözümlerinde denetim günlerine ait zaman seviyesinin polinomda aldığı değerlerden oluşturulan ϕ vektörünün KF katsayılarıyla kombine edilmesi, genetik etkilere ilişkin tahminlerde veri kümesinin yapısından doğan zamana bağlılığın giderilmesi gibi bir avantajı sağlamıştır. Meyer ve Smith (1996), DFREML eşitliklerinde değişik polinomların nasıl çözüleceğini göstermiştir. Öz değer ve öz vektör tekniği ile işlem yapan metodoloji Cholesky çözümlerini kullanmaktadır. Önerilen bu metodoloji, KF için gerekli düzenlemeler yapıldıktan sonra Meyer öncülüğünde yürütülen bir dizi çalışmayla hayvan ıslahında kullanılmaya başlanmıştır. Meyer (1997a, b) daha önceden fortran 77 programında DFREML çözümlerinin elde edilmesi amacıyla oluşturduğu istatistik programı bu kapsamda geliştirerek longitudinal yapıdaki veri setlerinin bilgisayarda analizini mümkün kılmıştır.

Meyer (2000), RRM ile KF'nin uyumunun yapılması ve eşitlik çözümlerinde öz değer ve öz vektörlerden yararlanmanın hayvan ıslahı açısından çok avantajlı sonuçlara sahip olduğunu bildirmiştir. Hayvanlar için ayrı ayrı ve beraber tahminlenen laktasyon eğrisinin modeldeki tüm varyasyon kaynakları için anlamlı bir şekilde açıklanması, öz değer ve öz vektör tahminlerinden elde edilen bilginin ıslah için vazgeçilmez olduğunu göstermektedir.

Meyer (2001a), yaptığı bir çalışmada REML ve Random Regresyon algoritmasını kullanarak standart 305 günlük modele göre yürüttüğü analiz sonuçlarına göre, zaman faktörü ile diğer faktörler arasında interaksyon beklenmediği durumlar için modeller arasında önemli farklılıkların olmadığını ve yakınsama ölçütüne ulaşılabilmediğini, ancak interaksyonun beklendiği durumlar için buna izin vermeyen modellerin performansının dikkat çekici ve aralarındaki farklılığın istatistik olarak önemli olduğunu bildirmiştir. Araştırmacı, son durum için özellikle model uyumunda sıkıntılarla karşılaşıldığını bildirmektedir. Bunu gidermek amacıyla araştırmacı aynı yılda farklı çalışmalar yapmış ve kısmen de olsa interaksyonlarla ilgili sorunun bazı kısıtlamalarla aşıldığını bildirmiştir (Meyer, 2001b, c).

Olori ve ark. (1999), İrlanda'da yetiştirilmekte olan süt sığır popülasyonu için genetik parametreleri değerlendirmedeki son gelişmelere uygun olarak güncelleştirmeyi amaçladıkları bir çalışma yürütmüşlerdir. Araştırmacılar tüm genetik parametreler için ve süt verimleri için yaptıkları bir ön çalışmayla düzeltme faktörlerini hesaplayarak, yeniden tanımladıkları veri kümesinin denetim günü modellerine uyumunu yapmışlardır. BLUP tahminleri için ise, tekrarlanabilen modelleri kullanmışlardır. Şansa bağlı regresyon modelde, REML yaklaşımıyla elde edilen sonuçlarla, eski yöntem olarak tanımlanan toplam verim esasına göre oluşturulan modele ait sonuçları karşılaştırmışlardır. Buna göre, eski yöntemde varyasyon katsayısı yeni yöntemden daha küçük hesaplanmıştır. Bunun nedeni olarak, alt grup sayısının ikincide daha ayrıntılı sınıflandırılması olarak gösterilmiştir. Olori ve Galesloot (1999), bu çalışmanın ön araştırması şeklinde tanımladıkları bir çalışmada, İrlanda süt sığır popülasyonu için kullanılabilecek en uygun modeli belirlemeye çalışmışlardır. Sonuç olarak mevcut varyasyonu en iyi

açıklayan ve düzeltilmiş süt verimlerine gerek duyulmadan güvenilir sonuçları verebilen model olarak, Denetim Günü Modelleri (DGM) kabul edilmiştir. Yapılan bu çalışmada gerçek laktasyon verileri ve DGM kullanılarak yapılan tahminlere ait laktasyon eğrileri arasında istatistik olarak anlamlı bir fark olmadığı bildirilmiştir. Doormal ve ark. (1999), yaptıkları benzer çalışmayla araştırmacıları destekleyen bildirişlerde bulunmuşlardır.

Jamrozik ark. (1997b), Kanada süt sığırları popülasyonunu tekrarlanabilen modeller kullanarak ömür boyu verim için genetik parametre tahminlerini elde ettikleri bir çalışma yürütmüşlerdir. Karışık model eşitlerine göre tanımlanan tekrarlanabilen modeller için kovaryans matrisinin, Kirkpatrick ve Heckman (1989) tarafından önerildiği gibi tanımlanan bu çalışmada, çevresel kovaryanslar ve genetik kovaryanslar olmak üzere 2 ayrı kovaryans matrisi tanımlaması yapılmıştır. Araştırmacılar survival analiz tekniğinde modelleri analiz ederek, REML yönteminde varyans-kovaryans unsur tahminlerini elde etmişler ve akrabalı yetiştirme katsayısı matrisi gibi genetik ve çevresel kovaryansların karışık model eşitliklerine uyumunun yapılabileceğini göstermişlerdir.

Fikse ve ark. (2000), Random Regresyon yaklaşımıyla Avustralya, Kanada, Amerika Birleşik Devletleri ve Güney Afrika süt sığırları popülasyonuna ait veri tabanı için denetim günü modellerinin uyumunu yapmışlar ve ayrıntılı bir rapor hazırlamışlardır. Araştırmacılar birbirlerinden sürekli damızlık alışverişinde bulunan bu dört ülke arasında popülasyon bazında büyük bir genetik bağın olduğunu bildirmişlerdir. Varyansların heterojen olduğu ve alt gruplar arasında tekrarlanan gözlemlerden dolayı bağımlı olan bu tip veri setleri için şansa bağlı regresyonun en sağlıklı yöntem olduğunu ve genetik varyasyonun kaynaklarının en iyi şekilde açıklanabildiğini bildirmişlerdir. Ayrıca, en yüksek standart hataya sahip olan Avustralya popülasyonunu toplam verime göre değerlendirmede, fenotipik varyasyon en büyük bulunmuştur. Buna karşın, şansa bağlı regresyon yöntemi kullanılarak yapılan analizde fenotipik varyasyonun en düşük olduğu popülasyon yine Avustralya popülasyonu olarak belirlenmiştir. Yapılan ayrıntılı değerlendirmede son analiz sonuçlarının doğru olduğu belirlenmiştir. Reekaya ve ark. (1999), Amerika'da değişik ekolojik bölgelerde yetiştirilen sığır popülasyonları için genel bir değerlendirme yapmak amacıyla, alt gruplar arası varyansların heterojen olduğu belirlenen bir veri kümesinde Bayes analizi yapmışlardır. Elde edilen sonuçlardan standart hatanın büyük olduğu ve bunun genetik kaynaklı olmadığı durumlar için de geçerli bir husus olduğu bildirilmiştir.

Pryce ve ark. (1999), denetim günü verilerini kullanarak İngiltere'de sığırlarda beslenme bozukluklarından kaynaklanan ketozise genetik yakınlığı araştırdıkları bir çalışma yürütmüşlerdir. Araştırmacılar, 1985-1988 yılları arasında değişik babaların dişi yavrularında, farklı mevsimlerde gözlenen klinik ketozis kayıtlarını esas alarak, denetim günü modelinde EM algoritması kullanarak, fenotipik ve genotipik parametre tahminlerini ve tekrarlama derecelerini elde etmişlerdir. Araştırmacılar, denetim günü modellerinde kategorik verilerin de kullanışlı olduğunu bildirmişlerdir.

Denetim günleri esas alınarak, doğrudan etkili olan tüm genetik ve çevresel etkilerin tanımlanması şeklinde oluşturulan denetim günü modellerinin bir çok avantajları vardır. Bunların başında, hayvanlardan elde edilebilecek bilginin en yüksek seviyede olması ve laktasyonun sadece belli dönemleri değil tüm seyri boyunca da bir fikir elde edilebilmesi gelmektedir. Diğer önemli bir avantaj ise, bir

sürüde her denetim günü için özel etkili çevresel etkilerin kullanılabilmesidir. Buna ek olarak, 305 günlük tahminler için bir problem olan yaş, laktasyon sırası vb. düzeltme bilgilerindeki farklılıkların üstesinden gelme gibi bir avantaja da sahip olmaktadır (Morant ve Gnanasakthy, 1989; Jamrozik ve ark., 1997c; Jamrozik ve Schaeffer, 1997).

Ptak ve Schaeffer (1993a), denetim günü verimlerini kullanarak, tekrarlanabilen modelde REML tahminleyicilerini kullanarak genetik parametre tahminlerini başarı ile tahminlemişlerdir. Bu modelde farklı laktasyonlarda farklı olarak kabul edilen çevresel etkiler, aynı laktasyon içindeki denetim günleri arasında aynı kabul edilmiştir. Ancak, bu kabul gerçek durumu yansıtmamaktadır. Ayrıca çalışmada, laktasyon eğrisinin şekli ve genetik değişimi tam olarak açıklanamamıştır. Random regresyon yaklaşımıyla iki adımda tanımlanan sabit ve şansa bağlı etkiler için ayrı ayrı katsayıların elde edilmesi bu sakıncayı ortadan kaldırmaktadır. Böyle bir modelin, çoklu laktasyon verimleri için uygulaması, Almanya'da somatik hücre sayımıyla ilgili çalışmalarda yapılmıştır (Reents ve ark., 1995).

Kovaryans fonksiyonlarına alternatif olarak, doğrusal fonksiyonların denetim günü gözlemlerine çok değişkenli ve çoklu laktasyonlar için kanonik indeksle entegre edilerek tanımlanan bir model yaklaşımı önerilmiştir (Kirkpatrick ve ark., 1994; Wiggans ve Goddard, 1997; Meyer ve ark., 2000).

Denetim günü modellerinde karşılaşılan bazı problemler hala giderilememiştir. Tekrarlanabilen model yaklaşımının en büyük dezavantajı, varyansların heterojenliği konusunda yetersiz kalmasıdır. Zira, çoğu denetim günü verimlerinin kombine edildiği veri setlerinde bu sorunu ön plana çıkarmaktadır (Ptak ve Schaeffer, 1993b). Çok değişkenli yaklaşımı, bu sorunu diğerine oranla bertaraf edebilmektedir (Barwick ve Henzell., 1999; Meyer, 1999a, b, c, d; Meyer, 2000). Bu yaklaşımla kullanılan faktörlerden dolayı tanımlanan bilgi, normal bir modelden 10 kat daha fazla iken, hesaplamadaki karmaşa da bir o kadar fazla olmaktadır.. Böyle bir modelin uygulandığı durumlarda, çok yüksek kapasiteli bilgisayar donanımı gerekmektedir (Jamrozik ve ark. 1997a, b, c; Gengler ve ark., 1999). Jamrozik ve ark. (1997c), benzer bir çalışmada 512 MB RAM kullandıklarını, ancak interaksyonların büyük kısmının dikkate alınmadığı durumlar için hesaplamaları tamamlayabildiklerini bildirmişlerdir. Bu durumda bile araştırmacılar her tahminleme aşaması için 50 iterasyonluk bir çalışma süresi için 23 dakika harcadığını bildirmişlerdir.

Denetim günleri sonuçlarına göre elde edilen genetik ve fenotipik korelasyonların genel olarak yüksek olduğu bildirilmektedir. Bu tahminlerin 1're oldukça yakın değerler alması en az sayıda denetim günü kaydının bile yeterli bilgiyi sağlayabileceği anlamında yorumlanabilir (Lee, 1997; Kaiser ve ark., 1998; Meyer, 1998d). Ancak bu konuda yapılan çalışmalardaki bildirişlere göre, laktasyonun son döneminden elde edilen tahminlerin toplam verimlerden elde edilen tahminlerle benzerlik gösterdiği şeklindedir (Meyer ve Graser, 1999a, b; Lidauer, ve ark., 2000; Liu, ve ark., 2000).

Wiggans ve Goddard (1997), Costa Rica sığır popülasyonunda denetim günü kayıtlarını kullanarak ilk laktasyon sırasına sahip 1980-1996 yıllarına ait 3 farklı genotip için Varyans-Kovaryans unsurlarını tahminlemişlerdir. VAMPP veri tabanı paket programı kullanılarak oluşturulan veri kümesinin REML-VCE istatistik paket programında yapılan REML yaklaşımıyla tahminlenen sonuçlar 3 adımda elde

edilmiştir. İlk olarak başlangıç değerleri için en küçük kareler yönteminde tahminler elde edilmiş, bunların başlangıç değeri olarak atanmasıyla REML tahminleri elde edilmiştir. Daha sonra sabit ve çevresel etkiler için ayrı ayrı tahminler elde edilmiştir. Başlangıçta 14.2 ± 11.7 olarak elde edilen tahmin değerinin, analiz sonunda literatürle uyumlu olarak 7.31'e kadar düştüğü bildirilmiştir. Bu sonuçlar Stanton ve ark. (1992)'nin aynı populasyon için yaptıkları çalışma sonuçlarıyla paralellik göstermektedir.

Denetim günü verimleri öteden beri bilinen 305 günlük toplam laktasyon verimlerinin ve laktasyon eğrilerinin belirlenmesi çerçevesinde kullanılmaktadır (Jenkins ve Ferrel, 1984; Lee ve ark., 1997). Süt sığırlarında denetim günü verimleri, çok farklı faktörlerin etkisi altındadır. Irk, buzağılama yaşı, mevsim vb. bilinen çevresel ve genetik etkiler yanında, denetim günlerine ait kızgınlık, aşırı soğuk ya da sıcaklık değişimleri gibi ekstrem koşullar da toplam verimde etkili olmaktadır. 305 günlük verimler ise, genellikle bu etkilerle beraber gözlenmiş olan 7 ya da 10 kadar denetim günü verimleri verimlerinden hesaplanmaktadır (Kirkpatrick ve ark., 1994; Kaiser ve ark., 1998). Bu durumda, söz konusu genetik ve çevresel faktörlerin ortalama bir etkisini içeren toplam verimlerden ancak ortalama bir bilgi elde edilebilmektedir. Aynı çevre ve etkiler için ortalama bir etkinin tanımlanması çok da sakıncalı gözükmemekle beraber, gerçekte farklı sürü, bölge hatta işletme içinde bile değişim gösterebilen bu faktörlerden dolayı oluşturulmuş bir veri kümesinin hayvan ıslahında kullanılması, homojenliğin kaybolması gibi ciddi sorunlar yaratabilmektedir. Ptak ve Schaeffer (1993) tarafından bu faktörlerin etkilerinin ayrı ayrı değerlendirildiği, tekrarlanan gözlem değerleri için oluşturulan hayvan modeli tanımı yapılmıştır. Yapılan bu tanımlamada araştırmacılar, laktasyon eğrisinin şeklini modele alınan faktörlere bağlı olarak açıklamayı başarmışlardır. Bu yaklaşımla, aynı yaş grupları ve laktasyon için, genel laktasyon eğrisine benzer laktasyon eğrilerinin tahminlendiği bildirilmiştir. Ancak süt veriminin devamlılığının (persistency) ihmal edilmesi dezavantaj olarak bildirilmektedir.

Schaeffer ve Dekker (1994a), denetim günü modelini laktasyon eğrisinin devamlılığına ve farklı faktörlerle incelenbilmesine izin verecek şekilde şansa bağlı regresyon katsayılarının kullanımıyla, şansa bağlı regresyon katsayılarıyla genetik yapı açıklanırken, sabit etkiler için sabit regresyon katsayılarından faydalanılmıştır. Denetim günü modellerinin bu yaklaşımla genişletildiği ve denetim günü kayıtlarını esas alan bu model yaklaşımı, Random Regresyon Model olarak isimlendirilmiştir.

Ptak ve Schaeffer (1993b), laktasyon eğrisinde birlikte değişimin kaynaklarının açıklanması amacıyla bir çalışma yapmışlardır. Burada, standart regresyon tanımı kullanılarak β_0 (intercept) ve zamana bağlılığı açıklayan doğrusal ve zamanın doğal logaritmasından dolayı açıkladıkları kuadratik terimlerden faydalanarak regresyon eğrisini açıklamaya çalışmışlardır. Bu konuda farklı fonksiyonların kullanıldığı çalışmalar yapılmıştır (Grosman ve ark., 1988; Morant ve Gnanasakthy, 1989; Wood, 1967). Ancak bu çalışmalarda laktasyon eğrisinin tüm kaynaklarıyla açıklanabildiği, eğri tanımlaması yapılamamıştır. Veri kümesine uyumu yapılan bu fonksiyonlarda, yükselme, pik ve düşüş katsayılarının üssel ya da doğrusal formlarda farklı tanımlamaları kullanılmıştır. Ali ve Schaeffer (1987), denetim günü verimleri arasındaki kovaryansların ve laktasyonun farklı dönemlerinde genetik ve çevresel etkilerin beraberce incelendiği bir çalışma yapmışlardır. Burada, Henderson (1982) tarafından tanımlanan random regresyon

katsayılarından faydalanarak, zamana bağlılık ve genetik etkiler incelenmiştir. Genetik varyans ve kovaryanslar, 5 adet RRK tarafından 5x5 boyutunda bir matraste açıklanmıştır.

Bir çok çalışmada laktasyonun farklı dönemleri için hesaplanan süt verimi özelliklerine ilişkin kalıtım derecelerinin, laktasyonun erken döneminde ve son döneminde düşük olarak tahminlendiği, buna karşın pik dönemle laktasyonun ortasında yüksek tahminlerin yapıldığı bildirilmektedir (Badner ve Anderson, 1985; Grossman ve Koops, 1988; Wilmink, 1987). Ancak bu çalışmaların çoğunda ardışık olarak gözlenen verimlerin eklemeli olarak incelenmesi ve zamana bağlılığın açıklandığı bir model kullanılmamıştır.

Laktasyonun 4-40. günleri arasında giderek artan bir verim gözlenmekte, nihayet pik dönemine girilmektedir. Laktasyonun erken dönemi olarak sayılan bu döneme ait verimdeki artış eğilimi sürekli ve çevresel etkilere karşı oldukça hassastır (Wilmink, 1987). Laktasyon seyrindeki düzensizliklerin açıklanması oldukça kolay olmasına rağmen, ayrı ayrı yapılan değerlendirmeler yanıltıcı bilgiler verebilir. Hayvancılık alanında besi vb. çalışmalardan elde edilen hemen tüm veri setlerinde durum aynı olmaktadır. Ancak, laktasyon seyrine ait gözlem değerleriyle, zamana bağlılık oldukça özdeşleşmiş iki kavramdır. Bu tip çalışmalarda tüm dönemlerdeki gözlemlerin toplu bir şekilde değerlendirilmesi daha anlamlı sonuçlar vermektedir (Wilmink, 1987; Varona ve ark., 1998).

Birçok ıslah amaçlı çalışmada toplam verimlerin ya da laktasyonun ayrı kısımlarında eklemeli verimlerin kullanılması nedeniyle, yüksek genetik korelasyonlar ihmal edilmekte ve laktasyon veya büyüme eğrisi tam olarak açıklanamamaktadır. Bu nedenle, zamanın bir fonksiyonunun kullanıldığı KF tanımlı şansa bağlı regresyon modeller çerçevesinde denetim günü modllerine başvurulduğu bildirilmiştir (Lee ve ark. 1997; Liu ve ark. 2000).

Genetik parametre tahminlerinde çoğunlukla, REML yöntemi kullanılmaktadır. Ancak Gianola ve Fernando (1986), tarafından önerilen Bayes yönteminden de faydalanılan çalışmaların sayısı oldukça fazladır. Özellikle, denetim günü verimlerinin zamana bağlı olarak açıklanması gerekliliği Gibbs örneklemesinin bu amaçla kullanılabileceği yaklaşımla yapılmış araştırmalar mevcuttur (Grossman ve Koops, 1988; Wang, 2000;). Ancak MTDFREML özellikle tekrarlanan ölçümleri içeren veri setlerinin analiz ve varyans kovaryans unsurlarının tahminlenmesi için kullanımı büyük kabul görmüş durumdadır. Jamrozik ve Schaeffer (1997), Holstain sığırlarında ilk laktasyon için doğrudan random regresyon modeli yardımıyla denetim günü verimleri için genetik parametre tahminlerini tek değişkenli model tanımlamasıyla DFREML ve Jensen ve ark. (1994) tarafından önerilen ve Van Tassell (1994) tarafından farklı kullanımlar için genişletilen genelleştirilmiş Gibbs örnekleme algoritmasını kullanarak yürütülen parametre tahminlerini karşılaştırmışlardır. Gibbs örneklemesinde bazı terimler için Yakınsama sorunu nedeniyle tahmin değerleri 0 olarak elde edilmiştir. Buna karşın DFREML algoritmasında tüm tahminler sorunsuz olarak elde edilmiştir.

Genetik çalışmalar ve veri analizinde karşılaşılan sorunları çözmek amacıyla Meyer tarafından 1987 yılından 2001 yılına kadar geçen süre içerisinde bir çok çalışma yapılmıştır. Araştırmacı bu amaçla DFREML yöntemine bağlı kalarak bu isimle 1987, 1988, 1989 1991 ve en son 1998 yıllarında Fortran programında hazırladığı DFREML algoritmasına ait çözümlerin elde edildiği DFREML istatistik programını bu amaçla sahaya kazandırmıştır. Meyer tarafından, Boldman ve ark.

(1993) tarafından geliştirilen MTDFREML fortran programında yapılan değişikliklerle Şansa Bağlı Regresyon için analize uygun hale getirilerek yüksek korelasyona sahip çok sayıda özelliğin istenen şekilde tanımlandığı ve DFREML için çözümlerin elde edildiği çok sayıda çalışma yürütülmüştür. Bu çalışmalarda süt, yağ ve protein verimleri laktasyon boyunca her gün günlük olarak gözlenerek çok sayıda özelliğin göz önüne alındığı modeller kullanılmıştır. Bu araştırmacının, kullanılan metodolojide karşılaşılan ve hesaplama tekniğinden doğan sıkıntıları çözmeye yönelik olarak yürüttüğü çalışmalarla son yıllarda özellikle denetim günü verimlerinin kullanıldığı genetik çalışmaların sayısı giderek artmıştır. Çünkü, bu modellerin kullanımında çevresel etkiler çok daha doğru değerlendirilerek genetik yapı daha doğru açıklanabilmektedir (Meyer, 1994; Meyer, 1995a,b; Meyer ve Smith, 1996; Meyer ve Hill, 1997; Meyer, 1997a,b; Meyer, 1998a, b, c).

Wiggans ve Goddard (1997), Avustralya ve Amerika'da ıslah programlarında önemli olarak kabul edilmiş olan 60 özelliğin süt, yağ ve protein verimlerinde denetim günleri gözlemlerine ait toplam varyasyondaki paylarının değerlendirilmesinde kullanılan bir model önermiştir. Modelde bağımlı gözlemler olarak kabul edilen verim özellikleri laktasyonun ilk 10 ayında elde edilen denetim günü verimleri olarak tanımlandığından, 10 ayrı dönemdeki farklı laktasyonlar ve 60 çevresel etkiyle, eklemeli genetik etkiler ve bunlar arasındaki çapraz ilişkiler tanımlanmıştır. Örneğin, 4 sürü için ayrı ayrı tanımlanan 60 çevresel etki için 60x4 olmak üzere 240 ayrı etki modelde aynı anda yer almıştır. Böylece, tanımlanan genetik varyans ve kovaryansların sayısı 28.920 olarak bildirilmektedir. Seleksiyon indeksine ya da BLUP tahminlerine dayandırılan seleksiyon çalışmaları için sayısız seçenekler sunulmuştur. Visscher (1995), melez popülasyonlarda çoklu genetik korelasyon tanımlamasının kullanıldığı çalışmada, çok sayıda özelliğin bir arada kullanıldığı bir modelde, oto-korelasyonun yükselmesi ve yeterince önlem alınmaması nedeniyle parametre tahminlerinde doğruluktan uzaklaşma ve tahminlere ait ortalamanın, standart hatasından küçük olması gibi sorunlara işaret etmiştir. Bununla beraber korelasyonu yüksek olan parametreler ihmal edilerek, doğru tahminlerin yapıldığı bildirilmiştir. Bu tip modeller genellikle daha basit etkilerin çalışıldığı genetik değerlendirmeler için önerilmektedir. Bu amaçla parametre sayısındaki azaltmayla RRM yaklaşımının kullanıldığı bir model, Schaeffer ve Dekkers (1994) tarafından tanımlanmıştır. Araştırmacılar elde ettikleri RRR'nı laktasyon eğrisini, varyasyonun genetik kaynaklarını açıklamak amacıyla kullanmışlardır. Kirkpatrick ve ark. (1991), denetim günü verimleri arasındaki ilişkiyi kovaryans fonksiyonları yardımıyla açıklamışlardır. Burada çevresel kovaryansların oto-regresif hata modeli ile de açıklanabileceği, Meuwissen ve ark. (1996) tarafından bildirilmektedir. Aynı yaklaşımın, alt gruplar arası varyansların heterojenliğinin söz konusu olduğu durumlar için de başarıyla kullanılabileceği Van der Werf ve Napel (1991) tarafından bildirilmektedir. Brotherstone ve ark., (2000), bu konuda yaptıkları bir çalışmada benzer bildirişte bulunmaktadır.

Günlük süt verimleri gibi verim özellikleri için, Kirkpatrick ve Heckman (1989) zamanın sürekli bir şekilde tanımlandığı ve verim özelliklerinin zamana bağlı olarak değişiminin açıklandığı kovaryans fonksiyonlarının hayvan ıslahında kullanımını göstermişlerdir. Yapılan model yaklaşımı, şu an için bu özellikteki veri setlerinde yapılan parametre ve varyans-kovaryans unsurlarının en iyi tahminlendiği yöntem olarak kabul görmüştür. Zira burada laktasyonun her hangi iki zamanı arasındaki ilişki mükemmel bir şekilde açıklanmaktadır. Bu kapsamda Kirkpatrick

ve ark. (1994), tarafından sürü içerisinde mevcut olan düşük, orta ve yüksek olmak üzere 3 ayrı verim seviyesindeki ve denetim günü verimlerinin laktasyonun 4 farklı dönemindeki değişiminin incelendiği bir çalışma yapılmıştır. Her hangi bir kısıtlamaya ihtiyaç duyulmadan buradaki gibi kapsamlı tanımlamalar için bile doğru kovaryans yapısının KF ile açıklanabildiği bildirilmiştir.

Veerkamp ve Goddard (1998a) ve KirkPatrick ve Heckman (1989) tarafından önerilen metodolojiyle sürü içinde 3 farklı seviyede tanımladıkları denetim günü verimlerini kullanarak, genetik ve çevresel etkiler için kovaryans fonksiyonu yaklaşımında RRM'i çok değişkenli REML analizi için Groeneveld (1996) tarafından oluşturulan VCE ver 3.2. istatistik paket programı ile parametre ve kovaryans unsur tahminlerini elde etmişlerdir. Araştırmacılar 3 farklı verim seviyesi için Legendre Polinomlarında 3×3 . mertebeden oluşturulan KFK'nı içeren matris için başlangıç değerlerini yine Kirkpatrick ve Heckman (1989) tarafından bildirildiği gibi kabul etmişler ve genetik ve çevresel KF tanımlamalarını ayrı ayrı elde etmişlerdir. Araştırmacılar kullanılan model yaklaşımı sayesinde toplam genetik varyasyonun, %62 sini toplam çevresel varyasyonun ise, hemen tamamını (%98.2) açıklayabildiklerini bildirmektedirler.

Varona ve ark., (1998), toplam 6620 aylık denetim günü kaydını kullanarak bir çalışma yapmışlardır. Çalışmada toplam 10 sürüde 2374 İspanya Churra koyununda süt ve protein verimi için somatik hücre sayıları kullanılarak meme sağlığı ile ilişkiler ve kalıtım dereceleri tahmin edilmiştir. Veri kümesine çok değişkenli yaklaşımını tekrarlanabilen modelin uyumu yapılarak Thompson ve Hill (1990) tarafından önerilen DFREML yönteminde analiz gerçekleştirilmiştir. Aynı model yine Gilmour ve ark. (1995) tarafından teorik esasları verilen AI-REML yönteminde yeniden analiz edilmiştir. İki farklı yaklaşımda yapılan parametre tahminleri arasında Fisher Scoring algoritmasına benzer yakınsama sonuçlarının elde edilebildiği ancak, AI-REML'da kısıtlamadan kaynaklanan bazı sorunlar nedeniyle ve veri kümesinin sayımla elde edilen gözlem değerlerinden oluşması nedeniyle arzu edilen sonuçların elde edilemediğini bildirmişlerdir. Somatik hücre sayımına ait gözlenen verilerin logaritmasının alınmasıyla yapılan düzenlemede denetim günleri modeli lehine küçük varyantlı tahminler elde edilmiştir. Laktasyon eğrisi tahminleri için logaritmik verilerle gerçek veriler arasında benzerlik bulunmuştur. Araştırmacılar Gianola ve Fernando (1986) tarafından önerilen bayes yaklaşımına uygun olarak bazı manipulasyonlarla benzer sonuçlara ulaşılabileceğini ancak, sonuçların daha uzun zamandada elde edildiğini bildirmişlerdir.

Van der Werf ve ark. (1998), KF'nın ve RR'nun süt veriminin genetik değerlendirilmesinde denetim günü kayıtları esas alınarak kullanılmasına ilişkin bir çalışma yapmışlardır. Araştırmacılar süt veriminin genetik amaçlı değerlendirilmesinde bireysel denetim günü kayıtlarının kullanılmasının toplam laktasyon verimlerinden çok daha avantajlı olduğunu bildirmişlerdir. Bu avantajlar: denetim günlerinde doğrudan etkili olan çevresel faktörler için düzeltme olanağı sağlanması; her hayvan için tutulan kayıtlar esas alınarak varyasyonun çok daha iyi açıklanması; varyasyonu esas alınarak laktasyon eğrisinin olası tüm kaynaklarının çok daha doğru açıklanması olarak bildirilmiştir. Çalışmada, 1986-1996 yılları arasında Avustralya süt sığıru yetiştirme birliği tarafından resmi olarak tutulan denetim günü kayıtlarından oluşan 460 babanın dişi döllerine ait 3451 süt sığıruunun verim ve pedigrî bilgilerini içeren bir veri kümesi kullanılmıştır. u_1 ve u_2 BLUP değerlerinin veri kümesini oluşturan gözlem değerlerinin yapısından dolayı zamana

bağlılığı içermesi nedeniyle bağımsız olmadığı bildirilmiştir. u_1 ve u_2 arasındaki ilişki k . mertebeden uyumu yapılan bir Legendre (ortogonal) polinomunun değişkenler için eklemeli tanımlarına bağlı olarak açıklanmıştır. Burada zamana ve polinomun derecesine bağlı olarak oluşturulan $\phi = txk$ ortogonal polinom

katsayıları bir matriste açıklanmıştır. Ayrıca klasik çalışmalarda $R = I\sigma^2$ olarak tanımlanan bireysel hatalara ait matris tanımı, hataların da zamanın bir fonksiyonuna bağlı olarak oto-korelasyonu içermesi nedeniyle KFK'ndan dolayı tanımlanan K_p gibi bir matris ve uyumu yapılan polinomun katsayılarından oluşan bir fonksiyon

tanımı kullanılarak; $R = \phi K_p \phi' + I\sigma^2$ olarak oluşturulmuştur. Klasik yaklaşımla uyumu yapılan bu model arasında oldukça önemli farklılıklar bulunmuştur. KF yaklaşımıyla tanımlanan RRM'de zamana bağlı oto-korelasyon yapısı ve gözlemler arası ilişkilerin yüksekliğine rağmen küçük varyanslı parametre tahminleri yapılabilmektedir.

Lidauer ve ark. (2000), RR denetim günü modellerini çok özellikli analizde tüm laktasyonlar için kullanarak toplam 25.568.383 denetim günü kaydından oluşan 1.526.943 hayvan için kullanmışlardır. 4 farklı ırkla beraber menşei bilinmeyen ırklara ait toplam 5 genotip, zaman ve seleksiyon sonuçlarının kullanıldığı çalışmada kovaryans yapısı KF yardımıyla açıklanmıştır. Ancak bu çalışmada 2 GB RAM' e sahip bir bilgisayarın kullanıldığına dikkat çekilmektedir. Aynı popülasyonda Reents ve ark. (1998), Jamrozik ve ark. (1997) ile paralellik gösteren sonuçların elde edildiği bildirilmektedir. Yoğun bir seleksiyonla uzun yıllardır kapalı olarak yetiştirilen Fin popülasyonunda akrabalığın oldukça yüksek ve genetik korelasyonların 0.87-0.89 arasında değiştiği araştırmacılar tarafından bildirilmektedir. Atası belli olmayan bireyler hariç tutulduğunda, aynı değer 0.94-0.97 arasında değiştiği bildirilmektedir.

Veerkamp ve ark. (1995), süt verimleri ile canlı ağırlıklara ait kalıtım derecelerinin orta düzeyde yüksek ve bu iki değişken arasında orta düzeyde korelasyona sahip olduğunu bildirmişlerdir. Bu iki verim özelliğinin zamana bağlı olarak değişmesinden hareketle, ortalama ölçüm değerlerinin kullanılmasıyla yürütülen çalışmalardan tüm eklemeli genetik varyans-kovaryans unsurların doğru olarak tahminlenemeyeceğini, özellikle yem tüketimleriyle 0.81 gibi yüksek korelasyona sahip olan canlı ağırlık artışlarının bu kapsamda düşünülmesi gerektiğini bildirmişlerdir. Araştırmacılar burada değişkenler arasında birlikte ve zamana bağlı değişimi tanımladıkları kovaryans fonksiyonuyla RR metodunda tahminleme ve analiz işlemlerini yürütmüşlerdir.

Gengler ark. (1999) Amerikan Jersey süt sığırlarında form özelliklerine ait varyans kovaryansları, tekrarlanabilen model yaklaşımında tahminlemişlerdir. 1987-1995 arasında tutulan toplam 22354 hayvana ait 34.999 kayıt esas alınarak birinci laktasyon verimleriyle form özellikleri arasındaki fenotipik ve genotipik ilişkilerin yanı sıra, form özellikleri için kalıtım derecesi tahminleri klasik yaklaşımdan yüksek çıkarken, tekrarlama dereceleri daha düşük tahminlenmiştir.

Wiggans ve Goddard (1997), Amerika'da yetiştirilen süt sığırlarında tutulan denetim günü kayıtlarını DGM ile incelemişlerdir. Çalışmada çok değişkenli analiz tekniği kullanılarak yapılan DGM tanımını 60 faktör için gerçekleştirmişlerdir. Çalışmada, bireysel laktasyon eğrisinin değişimi genetik açıdan incelenerek, cinsel

olgunluk oranı (maturity rate) için bu farklılıklar belirlenmeye çalışılmıştır. Ele alınan faktör seviyelerinin fazla olmasına rağmen, yapılan tüm parametre tahminleri için MTDFREML yönteminde yaklaşım sağlanmıştır.

Çiftlik hayvanlarında ekonomik önem taşıyan tüm özellikler için tekrarlanan ölçüm değerleri gözlenmektedir. Özellikle sayımla elde edilen gözlem değerlerinin çalışıldığı, yumurta verimleri gibi değerlerin kullanıldığı veri setlerinde, analizi oldukça güç olmaktadır. Bu tip veri setlerinde genellikle uygun bir transformasyon kullanılarak, veriler için normal dağılım varsayımı sağlanmaya çalışılmaktadır. Ancak, özellikle ıslah çalışmalarında veri kümesinin transformasyonunun ıslah parametreleri için sakıncalı sonuçlara neden olduğu bir çok araştırmacı tarafından bildirilmiştir. Veri kümesinin transformasyondan sonra çoğunlukla normal dağılım varsayımının sağlandığı ancak, transforme edilmiş verilerden dolayı tahminlen varyans unsurlarının genetik yapıdan dolayı hesaplanan değerler olarak kabul edilmesinin ve buna dayalı olarak seleksiyon çalışması başlatmanın yanlış sonuçlar elde edilmesine neden olduğu, genel olarak kabul görmüştür. Bu amaçla Gilmour ve ark. tarafından bildirildiğine göre, Gianola ve ark. (1990), aylık yumurta verimlerine ait bir veri kümesinde normal dağılım varsayımının sağlanması için Box-Cox transformasyonunun uygulandığı bir çalışma yürütmüşlerdir. Veri kümesinde büyük oranda bu başarılıdır. Ancak biyolojik anlamda bu sonuçların popülasyonu temsil etmekten oldukça uzak olduğu bildirilmiştir. Yapılan transformasyon sadece ortalamaların yerinin değiştirilmesine yönelik olmakla beraber, bir çok araştırmacı gerçek veri kümesine ait sonuçları kullanmayı arzulamaktadır. Yine aynı kaynaklı bildirişe göre diğer bir çalışmada, Anang ve ark. (2000) tarafından önerilen yöntem kanatlı hayvanlarda aylık yumurta verimlerine ait simülasyonla elde edilen bir veri kümesinde uygulanmıştır. Araştırmacılar istatistik anlamda başarılı sonuçlar alınsa da hayvan ıslahı açısından elde edilen sonuçların güvenilir olmadığını bildirmişlerdir. Dağılımın ikinci bir transformasyonla tam olarak normal dağılım göstermesi sağlanabilmekte ise de bu durumda genetik etki özelliğini kaybetmektedir. Özellikle hayvan ıslahı çalışmalarında transformasyon istenmeyen bir yaklaşımdır.

3. MATERYAL VE YÖNTEM

3.1. Materyal

Çalışmada, kullanılan veri tabanı Statlib kaynağından internet aracılığıyla sağlanmıştır. Süt sığırlarında daha önce yapılmış olan bir çalışmadan elde edilen kontrol verimleri zamana bağlı olarak düzenlenmiş ve farklı dönemlerde elde edilen verim kayıtlarının ortalama standart hataları elde edilmiştir. Genetik parametre tahminlerinin elde edilebileceği bir seviyede veri kümesinin oluşturulabilmesi amacıyla zamana bağlı olarak, süt verim ortalamaları ve standart hataları yardımıyla n=5000 hayvan için 305 güne ait toplam 45340 adet günlük süt verim değeri SAS (1998) uygulamasında, zamana bağlı olarak elde edilen günlük süt verimleri, 4 ayrı baba, ana, 4 ayrı sürü, buzağılama mevsimi (4) ve yas (8) faktörünü içerecek şekilde normal dağılış fonksiyonu yardımıyla simülasyonla oluşturulmuştur. Çalışmada zaman (11), sürü(4), yas (8) ve buzağılama mevsimine (4) ait etkilerin sabit, baba (4) ve analara (0)ait genetik etkilerin ise şansa bağlı olduğu kabul edilmiştir . Simülasyonda kullanılan SAS uygulaması ve elde edilen veri kümesine ilişkin tanıtıcı bilgiler EK 1 ve EK 2'de verildiği gibidir.

3.1. Yöntem

3.2.1. Model Tanımlamaları ve Teorik Özellikler

Çalışmada simülasyonla oluşturulan veri kümesinden yararlanılarak 100, 200 ve 305. günler için eklemeli verimleri ve tekrarlanan ölçüm değerlerini içeren denetim günlerinden oluşan veri kümesinin aşağıdaki gibi tanımlanan 5 modele uyumu yapılmıştır.

3.2.1.1. Eklememeli verimler için hayvan modeli (Animal Model)

Çalışmada veri kümesinin 305 günlük verimler için oluşturulan veri kümesinin analiz edilmesi amacıyla kullanılan karışık model tanımlaması ve bu modele ait beklenen değerler ve varyans-kovaryanslar şu şekildedir (Henderson (1973)).

$$Y = Xb + Wu + e \quad (1)$$

Burada:

Y : Gözlem değerleri vektörü,

B : sabit etkiler için bilinmeyenler vektörü,

u : şansa bağlı etkiler için bilinmeyenler vektörü,

e : şansa bağlı hatalara ait vektör,

X, W : b ve u'larla ilişkili olarak gözlem değerleri için düzenlenen sabit

ve şansa bağlı etkiler için desen matrisleri olmaktadır.

$$E \begin{bmatrix} Y \\ u \\ e \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} Xb \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} \quad V \begin{bmatrix} y \\ u \\ e \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} V & A\sigma_G^2 & I_n\sigma_e^2 \\ A\sigma_G^2 & A\sigma_G^2 & 0 \\ I_n\sigma_e^2 & 0 & I_n\sigma_e^2 \end{bmatrix} \quad (2)$$

2 nolu yazılımda A akrabalı yetiştirme katsayısı matrisi, I_n nxn boyutlu birim matris, σ_G^2 ve σ_e^2 sırasıyla eklemeli genetik etkiler ve hatalara ait varyanslar; V ise $V=A\sigma_G^2 + I_n\sigma_e^2$ şeklinde tanımlanmıştır.2 nolu eşitliklerde beklenen değerleri ve varyansları gösterilen u ve e'lerin, normal dağılışa sahip olduğu ve aralarında kovaryans içermedikleri varsayılmaktadır. Karışık model eşitliklerinde (MME) sabit (b) ve şansa bağlı (u) etkilerin tahminlerinin (BLUE ve BLUP) elde edilmesi amacıyla MME tanımlaması:

$$\begin{bmatrix} X'R^{-1}X & X'R^{-1}W \\ W'R^{-1}X & W'R^{-1}W + G^{-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{b} \\ \hat{u} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X'R^{-1}y \\ W'R^{-1}y \end{bmatrix} \quad (3)$$

y gözlem değerlerine etkili olduğu düşünülen sabit çevresel ve eklemeli genetik etkiler için p kadar farklı etkiye göre yapılan tanımlamada, G ve R genetik etki ve hata değerlerine ait matrisler olmaktadır.G ve R:

$G=V*A$ ve $R=I*C$ olarak elde edilmektedir. Burada:

- V : Genetik etkilere ait varyans-kovaryanslar
- A : eklemeli genetik etkiler için akrabalı yetiştirme katsayıları için ilişki matrisi
- C : p kadar özelliğe ait hatalar için kovaryans matrisi
- * : Kronecker çarpım operatörü olmaktadır.

3 nolu eşitlikte sabit etkilerin absorpsiyonundan sonra şansa bağlı etkiler, A^{-1} akrabalı yetiştirme katsayıları matrisinin tersiyle beraber doğrudan Henderson karışık model eşitliklerinde tahminlenebilmektedir (Henderson 1975). Bu tanımlamayla şansa bağlı etkiler:

$$\begin{bmatrix} \begin{bmatrix} Z'MZ & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} + A^{-1}k & \begin{bmatrix} \hat{u}_1 \\ \hat{u}_2 \\ \hat{u}_3 \\ \hat{u}_4 \end{bmatrix} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} Z'My \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} \quad (4)$$

olarak hesaplanmaktadır. Burada $M = I_n - X(X'X)^{-1}X'$ olmaktadır. k ise,

$$k = \sigma_e^2 / \sigma_G^2 = (1 - h^2) / h^2 \text{ şeklinde tanımlanan başlangıç değeri olmaktadır.}$$

Çalışmada k için başlangıç değeri SAS/VARCOMP (1998) istatistik analiz paket programında MIVQUE(0) tahminleri kullanılarak elde edilmiştir. Sabit çevresel etkiler olarak sürü, yıl, yaş ve mevsim kabul edilmiştir. Şansa bağlı olarak kabul edilen baba etkisi eklemeli genetik etkiler olarak tahminlenmiştir. 305 günlük toplam verimler için parametre ve varyans-Kovaryans unsur tahminleri Meyer (1998c) DFREML ver. 3.0 tek değişkenli (univariate) kısmında yukarıdaki model tanımlamasına göre elde edilmiştir. DFREML ver. 3.0. programı EK-D'de verildiği gibi işlem yapmaktadır.

3.2.1.2. Tekrarlanan verimler için oto-regresif model

Çalışmada kullanılan veri kümesinde eksik gözlemler EK-E'de verilen Fortran uygulamasıyla seçilerek düzenlenmiştir. Carvalheira ve ark. (1998) tarafından denetim günü verimlerinde oto-regresif model tanımı aşağıdaki gibi tanımlanmıştır:

$$y_{ijklmn} = SDG_i + yaş_j + LAKSUR(sürü)_{k(l)} + \alpha_m + p_{m(l)} + t_{n(ml)} + e_{ijklmn} \quad (5)$$

şeklindedir. Modelde yer alan terimlerden;

- y_{ijklmn} : denetim günlerinde m . İnekten alınan süt, yağ, ve protein verimleri,
 SDG_i : i . Sürü için denetim günü verimlerine ait ortalama,
 $yaş_j$: buzağılama yaşı için sabit olarak kabul edilen etki miktarı,
 $LAKSUR(sürü)_{k(l)}$: sürü içinde gözlenen laktasyon süreleri
 α_m : hayvana ve babalara ait şansa bağlı etki,
 $p_{m(l)}$: her laktasyonda denetim günü süt verimleri için şansa bağlı olarak gözlenen, hayvanlar için birinci mertebeden oto-regresyon katsayıları,
 $t_{n(ml)}$: oto-regresif yönteme göre gözlenen denetim günü zamanlarına ait etki miktarı,
 e_{ijklmn} : şansa bağlı hata terimi olmaktadır.

5 nolu eşitliğin matris yazılımı:

$$Y = X\beta + Za + Mp + Qt + e \quad (6)$$

şeklinde olmaktadır. Bu modelde y 'ler için; $y \sim N(X\beta, V)$ geçerli olmaktadır. β , sabit etkiler için tanımlanan vektör; X y 'ler dikkate alınarak sabit etkiler için oluşturulan desen matrisi olmaktadır. a , p ve t şansa bağlı etkiler için tanımlanan vektörler, Z , M ve Q ise sırasıyla eklemeli genetik etkiler, hayvanlar ve interaksiyonlara ait şansa bağlı etkilere ilişkin oluşturulan desen matrisleri olmaktadır. e ; bireysel deneysel hatalara ait şansa bağlı vektör; V ise varyans-kovaryans matrisi olarak gözlenmektedir. Yazılan bu modelde beklenen değerler ve varyans-kovaryanslar:

$$\begin{array}{c|c|c|c|c|c|c|c} y \\ a \\ p \\ t \\ e \end{array} \sim N \begin{array}{c|c} X\beta \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{array} ; \begin{array}{c|c|c|c|c|c|c} V \\ ZG \\ MJ \\ \theta S \\ R \\ \text{Simetrik} \\ R \end{array}$$

şeklinde yazılır. $l=1, 2, 3$ laktasyonlar için; $V = ZGZ' + MJM' + \sum_{l=1}^3 (\theta_l S_l \mathcal{G}'_l) + R$ olarak yazılmaktadır. Eşitlikte yer alan G ve Z matris tanımlamaları ise:

$$G = A_q \sigma_a^2 \quad \text{ve} \quad J = \sigma_p^2 \begin{array}{c|c|c} 1 & \rho_i & \rho_p^2 \\ & 1 & \rho_p \\ \text{simetrik} & & 1 \end{array} \otimes I_{q_2};$$

$$S = \begin{array}{c|c|c|c} S_1 \\ & S_2 \\ & & S_3 \\ & & & S_4 \end{array}$$

olmaktadır. $S_l = \text{diag}\{F\}_m (I) \sigma_{t_l}^2$ olarak ifade edilir. S 'ler için tanımlanan F matrisi ise;

$$F = \begin{pmatrix} \rho_{t1} & \rho_{t1}^2 & \cdot & \cdot & \cdot & \rho_{t1}^{n-2} & \rho_{t1}^{n-1} \\ & \rho_{t1} & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \rho_{t1}^{n-1} \\ & & \cdot & & & \cdot & \cdot \\ & & & \cdot & & \cdot & \cdot \\ & & & & \cdot & \cdot & \cdot \\ & & & & & \rho_{t1} & \rho_{t1}^2 \\ & & & & & & \rho_{tm} \end{pmatrix} m(l)$$

şeklinde babalara ait tüm kızların ilişkilerini içerecek şekilde tanımlanmaktadır. A; akrabalı yetiştirme katsayıları matrisi; σ_a^2 , eklemeli genetik varyans unsuru, J denetim günü ve 1, 2 ve 3. laktasyonlar için kovaryans unsurlarına ait matris olmaktadır. ρ_p^2 ; varyans unsuru; ρ_p ise oto-korelasyon katsayıları olmaktadır.

3.2.1.3. Tekrarlanan verimler için tekrarlanabilen model (repeatability model)

Tekrarlanabilen modeller Misztal ve ark. (1997) tarafından:

$$y = X_1\beta_1 + \{X_2\beta_2\} + \{X_3\beta_3\} + \{Zb\Delta\} + Za + \{Zp\} + e \quad (7)$$

şeklinde tanımlanmıştır. Y, denetim günü kayıtlarına ilişkin gözlem değerleri vektörü; β , sürü, mevsim, yaş gibi sabit olarak tanımlanan çevresel etkiler, b, akrabalı yetiştirme katsayıları vektörü, Δ , hayvanlar içi tekrarlanan değerlere ilişkin ilişki katsayıları ve babalara ait etkiler vektörü, p, sürekli çevresel etkilere ilişkin vektör, X ve Z, sabit ve şansa bağlı ilişkiler için oluşturulan desen matrisleri olmaktadır. Modelde varyans-kovaryans matrisi:

$$\text{var} \begin{pmatrix} a \\ p \\ e \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} A\sigma_a^2 & 0 & 0 \\ & I\sigma_p^2 & \\ & & I\sigma_e^2 \end{pmatrix}$$

şeklinde tanımlıdır. A akrabalı ilişkilere ait katsayı matrisi olmaktadır. Tahminlemeler Misztal (1997) tarafından verilen R metoduna göre elde edilmektedir. Yaklaşım kriteri olarak $r=1\pm 0.0002$ kabul edilmiştir. Tahminlenen varyanslar bu durumda gerçek varyanstan %1 kadar sapmalı olarak beklenmektedir. Çalışmada tanımlanan denetim günü kayıtlarının kullanımına izin veren Misztal ve ark. (1997) tarafından tanımlanan modelde bazı değişiklikler yapılarak veri

kümesinde yer alan etkilerle beraber aşağıdaki gibi düzenlenmiştir. Bu modelin uyumu ve parametre tahminleri DFREML ver 3.0 da DFUNI prosedüründe yapılmıştır.

$$y_{ijnkl} = SDG_i + Yaş_{pn} + \sum b_{mj} + a_k + pe_k + e_{ijnkl} \quad (8)$$

Bu modelde yer alan terimler aşağıdaki verildiği gibi olmaktadır.

y_{ijnkl} : denetim günü gözlem değerleri,

SDG_i : sürü-denetim günü için tanımlı ortalama,

$Yaş_{pn}$: n. Laktasyonda hayvanın yaşı,

b_{mj} : farklı denetim günleri için tanımlı regresyon katsayısı,

X_m : sürekli çevresel etkiler,

a_k : şansa bağlı olarak kabul edilen hayvan etkisi ve baba etkisi,

pe_k : laktasyon ya da hayvanla ilgili olarak tanımlanan sabit çevresel etkiler,

e_{ijnkl} : şansa bağlı olarak gözlenen deneysel hata değerleri.

Bu şekilde tanımlanan model, 6 nolu eşitlikle aynı beklenen değer ve varyans-kovaryans yapısına sahip olmaktadır.

3.2.1.4. Tekrarlanan verimler için RRM

Tek özellikli (single-trait) hayvan modeli tanımlamasının denetim günü verimleri için ilk ve sonraki laktasyonlar için ayrı ayrı RRM de tanımlaması Jamrozik ve Schaeffer (1997) tarafından aşağıdaki gibi yapılmıştır.

$$y_{ijkl} = SDG_i + \sum_{m=0}^4 \beta_{km} z_{jlm} + \sum_{m=0}^4 \alpha_{jm} z_{jlm} + p_j + e_{ijkl} \quad (9)$$

9 nolu eşitlikte;

y_{ijkl} : her ineğin 1. ve sonraki laktasyonlarındaki denetim günü verimleri,

SDG_i : i. Sürü için denetim günü ortalaması,

p_j : j. İnek için tüm denetim günleri için tanımlanan şansa bağlı çevresel etkiler,

e_{ijkl} : şansa bağlı olarak gözlenen deneysel hata değeri,

β_{km} : sabit regresyon katsayıları,

α_{jlm} : şansa bağlı regresyon katsayıları ve z şansa bağlı etkiler için tanımlanan etki miktarları olmaktadır.

$$z_{jl} = (z_{jl0} \quad z_{jl1} \quad z_{jl2} \quad z_{jl3} \quad z_{jl4})' \quad (10)$$

$$= (1 \quad c \quad c^2 \quad \ln(1/c)[\ln(1/c)]^2)' \quad (11)$$

gibi bir düzenlemeye gidilmesi hesaplamada bir kolaylık olmaktadır.

$c=(\text{geçerli denetim günü})/305$ olarak tanımlanmaktadır. c , 0 ve 1 arasında değişmektedir. Yukarıda 9 nolu eşitliğin matris gösterimi:

$$y = Xb + Za + Wp + e \quad (12)$$

olarak yazılabilir. b , SDG ve β_{km} 'yi içeren vektör; a , α_{jm} ; p çevresel etkiler için tanımlı vektörler olmaktadır. X , Z ve W sabit çevresel, şansa bağlı genetik ve çevresel etkiler için tanımlı desen matrisleri olmaktadır. Burada geçerli olan varsayımlar:

$$y | b, a, p, \sigma_{e1}^2, \dots, \sigma_{e29}^2 \sim N(Xb + Za + Wp, R) \quad (13)$$

ve

$$\begin{pmatrix} a \\ p \\ e \end{pmatrix} \sim N(0, V) \text{ olmaktadır. } V = \begin{pmatrix} G \otimes A & 0 & 0 \\ 0 & I\sigma_p^2 & 0 \\ 0 & 0 & R \end{pmatrix}$$

G ise şansa bağlı regresyon katsayılarını içeren matris olmaktadır. A eklemeli genetik akrabalı ilişkiler matrisi; \otimes matrisler için kronecker çarpım operatörü olmaktadır. R hatalar için tanımlı ve diyagonal elemanları $R = \text{diag}(\sigma_{ek}^2)$ olan bir matris olmaktadır. Burada $k=1$ den 11'e kadar tanımlıdır ve k değeri kontrol denetim günü sayısı olmaktadır. Her hayvan için eksik gözlem değerine izin vermektedir. Yazılan bu modelde hatalar arası kovaryanslar 0 olarak beklenmektedir ve MME aşağıdaki gibi yazılmaktadır.

$$\begin{pmatrix} X'R^{-1}X & X'R^{-1}Z & X'R^{-1}W \\ Z'R^{-1}X & Z'R^{-1}Z + G^{-1} \otimes A^{-1} & Z'R^{-1}W \\ W'R^{-1}X & W'R^{-1}Z & W'R^{-1}W + I\alpha \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \hat{b} \\ \hat{a} \\ \hat{p} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} X'R^{-1}y \\ Z'R^{-1}y \\ W'R^{-1}y \end{pmatrix} \quad (14)$$

Burada $\alpha = 1/\sigma_p^2$ olmaktadır ve her k sınıfı için sabit kabul edilmektedir.

Yukarıdaki tanımlamalar kullanılarak denetim günü verimlerinden oluşan veri kümesinin analizi ve varyans-kovaryans unsur tahminleri Meyer (1997) tarafından Fortran 90 programı kullanılarak hazırlanan DFREML ver 3.0 programının DFUNI kısmı kullanılarak tek-özellikli analiz yaklaşımında DFREML yöntemine göre her 3 laktasyon sırası için tekrarlanan değerler dikkate alınarak ayrı ayrı elde edilmiştir.

3.2.1.5. Tekrarlanan modeller için KF-RRM

Kovaryans fonksiyonlarının, RR modelde kullanımına göre yazılan model esas alınarak, veri kümesine uyumu yapılmıştır. Buna göre zamana bağlılığın yine zamana bağlı olarak değişen bir fonksiyonla tanımlanması (kovaryans fonksiyonu), t_1 ve t_2 gibi iki zaman aralığı için:

$$G(t_1, t_2) = \sum_{i=1}^{nc} \sum_{j=1}^{nc} C_{ij} \phi_{i,t_1} \phi_{j,t_2} \quad (15)$$

şeklinde tanımlanmaktadır. Burada, $G(t_1, t_2)$, t_1 ve t_2 gibi iki zaman aralığı arasındaki kovaryans, nc , uyumu yapılan polinomun derecesi (uyumu yapılan maksimum polinom derecesi G matrisinin boyutu kadar olmak zorundadır), C ; $nc \times nc$ boyutlu olarak tanımlanan simetrik matris, ϕ_{i,t_1} ; i özellik için uyumu yapılan polinomun t_1 noktasında aldığı değer olmaktadır. Yapılan bu tanımlamada hesaplama kolaylığı sağlamak açısından Kirkpatrick ve Heckman (1989) ve Kirkpatrick ve ark. (1990) tarafından tanımlaması yapılmış olan t zamanları için -1 ve $+1$ arasında tanımlı bir standartlaştırma yapılması önerilmektedir. Bu standartlaştırma her t aralığı için laktasyon gününün 305 sayısına bölünmesiyle yapılmaktadır. Örneğin, $t=15$ için bunun yerine 0.049 standartlaştırılmış değeri kullanılmaktadır. Böylece 4. dereceden bir polinomun kullanımın yeterli görüldüğü tanımlamada 4 zaman noktası için ϕ değerlerine ait matrisin değerinin standart olarak:

$$\phi = \begin{vmatrix} 0.707 & -1.225 & 1.581 & -1.871 \\ 0.707 & -0.408 & -0.527 & 0.762 \\ 0.707 & 0.408 & -0.527 & -0.762 \\ 0.707 & 1.225 & 1.581 & 1.871 \end{vmatrix} \quad (16)$$

değerlerinin kullanılmasının sakıncalı olmadığı bildirilmiştir. KF yaklaşımında RRM tanımlaması varyans-kovaryans unsur tahminleri 3 aşamada elde edilmektedir. İlk aşamada DFREML tahminlerinin elde edilmesi amacıyla bir ön değer ataması yapılmaktadır. Çalışmada bu değerler, SAS (1998) programında Henderson III tahmin değerleri olarak kullanılmıştır. İkinci aşamada; bu değerlerin uyumu yapılarak genetik kovaryans fonksiyonlarından, eklemeli genetik etkiler için varyans kovaryans unsur tahminleri elde edilmektedir. Üçüncü ve son aşamada ise, aynı işlemler çevresel etkiler için varyans-kovaryans unsur tahminleri elde edilmektedir.

Genetik Kovaryans Fonksiyonları

$$\hat{G} = G + \sigma \quad (17)$$

tanımlamasıyla elde edilmektedir. Bu tanımlamanın doğrusal formda yazılımı:

$$\log(G) = x(y_1, y_2) + w(t_1, t_2) + z(e_1, e_2) + \text{interaksiyonlar} \quad (18)$$

şeklinde yapılmaktadır. Burada σ , hatalara ait matris, G , elemanları $G(y_1, t_1, e_1, y_2, t_2, e_2)$ olan y_1 ve y_2 gibi verimler arasında denetim günü zamanındaki genetik kovaryanslar, e_1 çevresel etkiler için hata varyansı, $X(y_1, y_2)$ iki verim değeri arasında tahminlenen parametre olmaktadır.

Burada fonksiyon yardımıyla tüm y değerleri için bu şekildeki bir düzenlemeyle mevcut ilişkiler tanımlanmaktadır ve genetik kovaryanslar:

$$\hat{G}_S = G_S + \sigma_S \quad (19)$$

tanımlamasıyla

$$\log G_S(y_1 t_1 e_1, y_2 t_2 e_2) = \sum_{i=1}^{nc} \sum_{j=1}^{nc} C_{ij} \phi_{i,t_1} \phi_{j,t_2} + \sum_{i=1}^{nf} \sum_{j=1}^{nf} F_{ij} \phi_{i,e_1} \phi_{j,e_2} +$$

$$\sum_{i=1}^{ncx} \sum_{j=1}^{ncx} D_{ij} (\phi_{i,t_1} \phi_{j,e_2} + \phi_{i,t_2} \phi_{j,e_1}) \quad (20)$$

olarak yapılan bir eşitlik tanımının y gözlemleri arasındaki ilişkiyi dikkate alacak şekilde:

$$\log(G) = \sum_{i=1}^{nc} \sum_{j=1}^{nc} C_{ij} \phi_{i,t_1} \phi_{j,t_2} + \sum_{i=1}^{nf} \sum_{j=1}^{nf} F_{ij} \phi_{i,e_1} \phi_{j,e_2} +$$

$$\sum_{i=1}^{ncx} \sum_{j=1}^{ncx} D_{ij} (\phi_{i,t_1} \phi_{j,e_2} + \phi_{i,t_2} \phi_{j,e_1}) + \log(Y(y_1, y_2)) \quad (21)$$

şeklinde düzenlenmesiyle genetik kovaryanslar tahminlenmektedir.

Çevresel Kovaryans Fonksiyonları

$$\hat{E}_S = \hat{E} / Q(y_1, y_2) = E_S + \mathcal{E}S \quad (22)$$

\hat{E} tahminlenen varyans-kovaryansları içeren matristir. $\mathcal{E}S$; hatalara ait matristir. $Q(y_1, y_2)$, y_1 ve y_2 arasında varyans-kovaryanslara ait ortalamalar matrisi olmaktadır.

$$Q = \begin{pmatrix} 8.778 & 0.227 & 0.209 \\ 0.227 & 0.015 & 0.007 \\ 0.209 & 0.007 & 0.009 \end{pmatrix} \text{ olarak standart başlangıç değerleri}$$

atanmaktadır.

$$\log(Es) = x(y_1, y_2) = x(y_1, y_2) + \sum_{i=1}^{nc} \sum_{j=1}^{nc} C_{(y_1, y_2)ij} \phi_{i,t1} \phi_{j,t2} + \sum_{i=1}^{nf} \sum_{j=1}^{nf} \sum_{k=1}^{nf} F_{ij,k} \phi_{i,t1} \phi_{j,t2} \phi_{k,e} + \sum_{i=1}^{nh} (H_i)_{y_1, y_2} \phi_{i,e} + V_{y_1, y_2} \quad (23)$$

eşitliği yardımıyla gerekli varyans kovaryans unsurları tahminlenmektedir. Burada, $x(y_1, y_2)$ verim özellikleri için tanımlı etkiler için 3x3 boyutlu parametre matrisi olmaktadır. $C_{(y_1, y_2)}$ $nc \times nc$ boyutlu regresyon parametrelerini içeren matris olmaktadır. F, sürü verim seviyeleri için tanımlı matris; H, özellikler için tanımlı kombinasyonlara ait matris; V hata değerleri için varyans kovaryans matrisi olmaktadır.

KF'ye ilişkin tüm çözümler DFREML ver. 3.0 paket programında AI yaklaşımıyla tahminlenmiştir (EK-3).

3.2.2. Laktasyon eğrilerinin tahmini

Çalışmada laktasyon eğrilerinin tahminlenmesi ve genetik kaynaklarının açıklanması amacıyla 3 farklı eğri fonksiyonu kullanılmıştır. Kullanılan eğri fonksiyonları aşağıdaki gibi olmuştur.

3.2.2.1. Wilmink Fonksiyonu

Burada tanımlanan eğri fonksiyonu uzun yıllar laktasyon eğrisini en iyi açıklayan yaklaşım olarak bilinmektedir. Wilmink (1987) tarafından tanımlanan eğri tanımı:

$$W(t) = a_0 + a_1 t + a_2 \exp(-0.05 t) \quad (24)$$

şeklinde olmaktadır. Burada t zaman, a_0 başlangıç değeri, ve diğer a katsayıları regresyon katsayıları şeklinde tanımlanmaktadır. Eğri tanımı ile laktasyon; başlangıç, pik ve düşme dönemleri için 3 kısımda incelenmektedir.

3.2.2.2. Ortogonal polinomlar

Laktasyonun zamana baęlı olarak deęiřimi iin laktasyonun 4 devresinde incelenmek üzere tanımlanan eęri fonksiyonu řu řekilde tanımlanmaktadır:

$$P(t) = a_0 + a_1c + a_2c^2 + a_3c^3 \quad (25)$$

Burada laktasyonun tanımlanması iin a_0 intercept; a_1 ve dięer katsayılar regresyon katsayıları řeklinde hesaplanmakta ve bunlar yükselme pik ve düşme katsayıları řeklinde isimlendirilmektedir.

3.2.2.3. Ali-Schaeffer eęri tanımı

Ali ve Schaeffer (1987) tarafından yapılan eęri tanımı ařaęıdaki gibi olmaktadır. Burada t zamanı dikkate alınarak, verimlerin zamana baęlı olarak yükselme ve iniř zamanları RRK ile açıklanmıştır. Böylece yükselme ve düşme eęimi iin genetik ve çevresel kaynaklar da açıklanmış olmaktadır.

$$R(t) = a_0 + a_1u + a_2u^2 + a_3v + a_4v^2 \quad (26)$$

Yazılan bu eřitlikte t denetim zamanı, $u=t/305$ ve $v=\ln(305/t)$ řeklinde tanımlanmaktadır. a katsayıları ise RRK olmaktadır. Bu tip bir eęride laktasyon bařlangı, yükselme, pik, süreklilik ve düşme olmak üzere 5 evrede incelenmektedir.

4. BULGULAR

Çalışmada eklemeli ve denetim günü verimlerinden oluşan iki veri setinin ORM, TM, DRRM ve KF-RRM için uyumu yapılmıştır. Tek değişkenli hayvan modeli için ise, sadece karşılaştırma yapmak amacıyla eklemeli verimler için uyum yapılmıştır. Eklemeli ve denetim günü verimleri için sonuçlar ayrı başlıklar altında verilmiştir. Çalışmada gerçek parametre değerleri olarak Meyer (2001) tarafından sağlanan veri tabanına ait parametreler kabul edilmiştir. Tahminlenen parametreler gerçek parametrelere göre değerlendirilmiştir. Çizelge 4.1.' de ilk, ikinci ve üçüncü laktasyonlar için gerçek parametre değerleri verilmiştir.

Çizelge 4.1. İlk 3 laktasyon sırasına ilişkin eklemeli verimler için başlangıç değerleri (diyagonal değerler kalıtım dereceleri, üstteki değerler fenotipik, alttaki değerler ise genotipik korelasyonlardır)

	Laktasyon Sırası		
	1	2	3
1. Laktasyon	0.245	0.163	0.185
2. Laktasyon	0.652	0.215	0.174
3. Laktasyon	0.534	0.804	0.253

4.1. Eklemeli verimler

Eklemeli verimler olarak, laktasyonun 5. gününden 100. güne kadar geçen süre içerisinde süt verimleri eklemeli olarak hesaplanarak, 100. gün toplam verimleri; 101-200. günler arası eklemeli verimleri, 200. gün ve laktasyon başlangıcından laktasyon sonuna kadar geçen süre içerisinde 305 günlük laktasyon verimleri hesaplanmıştır. 4 sürü içerisinde toplam 4 baba için eklemeli genetik etkiler için DFREML Ver. 3.0 DFUNI prosedürü kullanılarak tek değişkenli analiz yaklaşımında tüm modeller için veri setinin uyumu yapılarak, sonuçlar elde edilmiştir. Eklemeli verimleri için veri setinin yapısı Çizelge 4.2.' de özetlendiği gibi olmuştur.

Çizelge 4.2. Babalara göre eklemeli verimler için EKK ortalamaları ve standart hataları

Özellik	Laktasyon	Baba1	Baba2	Baba3	Baba4
100 gün	1	1548.1±18.5	1323.5±21.5	1428.3±22.0	1508.4±19.2
	2	1343.6±17.5	1225.9±11.2	1327.6±21.0	1313.5±10.2
	3	1623.1±17.3	1412.5±20.3	1410.2±18.0	1307.3±18.1
200 gün	1	2147.9±11.7	2322.3±17.1	2313.0±20.9	2408.4±18.3
	2	2448.1±18.5	2223.5±18.1	2328.3±20.8	2408.0±13.9
	3	2448.9±15.3	2223.5±18.3	2328.3±20.8	2408.4±17.6
305 gün	1	3343.1±18.5	3313.5±28.7	3413.3±12.3	3718.4±28.2
	2	3548.1±13.5	3423.5±20.7	3628.3±20.3	3508.4±29.3
	3	3560.1±18.5	4728.7±20.5	3428.3±18.3	4513.4±27.2

DFREML algoritmasında eklemeli verimler için varyans unsurları tüm modellerde tahminlenmiştir. Eklemeli genetik etkilere ait varyans $A\sigma_g^2$; babalara ait varyans $I_b\sigma_b^2$, çevresel varyans $I_c\sigma_c^2$ ve $Cov(g,b)=A\sigma_{gs}$ olarak tahminlenmiştir.

Eklemeli verimler için baba bir üvey kardeşler için değişik kaynaklarda verilmiş olan $h^2 = 4\sigma_g^2 / (\sigma_g^2 + \sigma_e^2)$ dar anlamlı kalıtım derecesi eşitliğinden faydalanılarak 3 farklı laktasyon süt verimlerine ilişkin kalıtım dereceleri hesaplanmıştır. Model uyumu sonuçları, h^2 tahminleriyle eklemeli genetik hatalar ve hesaplama sırasında kullanılan zamanlara ilişkin bulgular eklemeli verimler için alt başlıklar altında aşağıda verildiği gibi olmuştur.

4.1.1. 100 günlük toplam verimler

Laktasyon başlangıcından ortalama 4. denetim gününe kadar geçen süre için 100 günlük verimler eklemeli olara elde edilmiş ve çalışmada kullanılan tüm modeller için model uyumu yapılmıştır. 5 farklı model için model uyumu, varyasyon katsayıları, belirleme ve korelasyon katsayıları Çizelge 4.3.'de verildiği gibi olmuştur.

Çizelge 4.3. 100 günlük eklemeli verimler için model uyumları ile tahmin ve başlangıç değerleri arasındaki korelasyon

Model	R ²	CV	F	P
HM	0.783	0.1630	1.120	0.233
ORM	0.832	0.1450	2.080	0.331
TM	0.841	0.1063	1.130	0.456
DRRM	0.854	0.0960	1.003	0.445
KF-RRM	0.865	0.095	0.989	0.651

Çizelge 4.3.'den de izleneceği gibi çalışmada kullanılan tüm modeller için model uyumu testinde H₀ hipotezi kabul edilmiştir. Gerçek parametre değerleri için korelasyon ve modelin toplam varyasyonu açıklamadaki başarısı için KF-RRM ve DRRM en iyi performansı göstermiştir. Uyum yetmezliği testi tüm modellerde önemsiz bulunmasına rağmen, KF-RRM, DRRM ve TM modelleri veri setini en iyi açıklayan modeller olarak gözükmektedir.

Çizelge 4.4. 100 günlük verimler için 5 modelde tahminlenen değerlere ait elde edilen korelasyonlar (diyagonal elemanlar kalıtım dereceleri, aşağıdaki değerler fenotipik ve üsteki değerler genotipik korelasyonlar) ve sapmalar (σ_a)

Model	Laktasyon	Laktasyon Sırası			(σ_a)
		1	2	3	
HM	1	0.243	0.120	0.115	0.747
	2	0.262	0.253	0.118	0.609
	3	0.235	0.214	0.243	0.579
ORM ¹	1	0.134	0.128	0.101	0.660
	2	0.268	0.145	0.098	0.441
	3	0.232	0.208	0.196	0.146
TM	1	0.139	0.129	0.130	0.345
	2	0.238	0.141	0.120	0.419
	3	0.245	0.211	0.218	0.339
DRRM	1	0.183	0.138	0.126	0.162
	2	0.206	0.188	0.127	0.123
	3	0.234	0.120	0.205	0.109
KF-RRM	1	0.195	0.200	0.124	0.172
	2	0.201	0.201	0.205	0.136
	3	0.220	0.235	0.193	0.163

¹ Tahmin değerleri lokal sonuçlardır.

100 günlük eklemeli verimler için ilk ve sonraki iki laktasyon sırasına göre fenotipik, genotipik korelasyonlar ve kalıtım dereceleri Çizelge 4.4.'de verildiği gibi olmuştur.

Çizelge 4.4. de görüldüğü gibi tüm modeller için parametre tahminleri başlangıç değerlerinden düşük olmuştur. Eklemeli genetik standart hatalar (σ_a)

için en düşük değerlere DRRM ve KF-RRM tahminleri sahip olmuştur. Bu yönden en büyük değere ise 0.747 ile hayvan model sahip olmuştur. HM için bu değerler 0.609-0.747 arasında değişirken, ORM için 0.146-0.660; TM için, 0.339-0.419; DRRM için, 0.109-0.162; KF-RRM için 0.136-0.172 arasında değerler almıştır. İlk laktasyon kalıtım dereceleri için en yüksek tahmin değere 0.243 ile hayvan model sahip olurken bunu 0.95 ile KF-RRM izlemiştir. Bu şekilde bir sıralamayla modeller için büyüklük sırası Hayvan model, KF-RRM, HM, DRRM, TM ve ORM olarak gerçekleşmiştir. 2 ve 3. laktasyonlar için kalıtım dereceleri genel olarak ilk laktasyona göre daha yüksek değerler almıştır. Fenotipik ve Genotipik korelasyonlar gerçek değerlerden daha düşük olarak bulunmuştur.

4.1.2. 200 günlük toplam verimler

4. denetim gününden 7. denetim gününe kadar elde edilen süt verimlerinden faydalanılarak 200 günlük verimler eklemeli olara elde edilmiş ve çalışmada kullanılan tüm modeller için model uyumu yapılmıştır. 5 farklı model için model uyumu, varyasyon katsayıları ve belirleme ve korelasyon katsayıları Çizelge 4.5.' de verildiği gibi olmuştur.

Çizelge 4.5. 200 günlük eklemeli verimler için model uyumları, tahminlenen ve gerçek değer arasındaki korelasyon değerleri

Model	R ²	CV	F	P
HM	0.785	0.183	1.146	0.123
ORM ¹	0.591	0.151	3.160	0.352
TM	0.500	0.165	2.132	0.412
DRRM	0.690	0.185	2.003	0.450
KF-RRM	0.694	0.175	0.520	0.462

¹Tahmin değerleri lokal sonuçlardır.

Çizelge 4.5.'den de izleneceği gibi çalışmada kullanılan tüm modeller için model uyumu testinde H₀ hipotezi kabul edilmiştir. Gerçek parametre değerleri için korelasyon ve modelin toplam varyasyonu açıklamadaki başarısı için KF-RRM ve RRM en iyi performansı göstermiştir. Uyum yetmezliği testine göre tüm modeller için uyum bulunmasına rağmen, DRRM ve KF-RRM modelleri veri setini en iyi açıklayan modeller olarak gözükmektedir. Belirleme katsayıları bakımından toplam varyasyonu en iyi açıklayan model olarak DRRM ve KF-RRM benzer değerlere sahip olmuştur. Bu bakımdan en düşük değere 0.500 ile tekrarlanabilen model sahip

olmuştur. TM ile ORM belirleme katsayısı bakımından hemen hemen aynı değere sahip olmuştur. Ancak tahminlenen parametrenin başlangıç değerleri ile korelasyonu incelendiğinde ORM 0.337 ile en kötü değere sahip olmaktadır. HM ise RRM ve KF-RRM ile benzer ancak düşük değere sahip olmuştur. Varyasyon katsayısı bakımından DRRM ile HM benzer değerlere sahip olmuştur. Alt sınıflar arası varyansların heterojenliği testinde varyansların homojen olduğu belirlenmiştir.

200 günlük eklemeli verimler için ilk ve sonraki iki laktasyon sırasına göre fenotipik, genotipik korelasyonlar ve kalıtım dereceleri Çizelge 4.6.'da verildiği gibi olmuştur.

Çizelge 4.6. 200 günlük verimler için 5 modelde tahminlenen değerlere ait alt tablolar (alt tablolarda diyagonal elemanlar kalıtım derecelerini, üstteki elemanlar genotipik, aşağıdaki elemanlar fenotipik korelasyonları ve son sütun eklemeli genetik standart hataları (σ_a) göstermektedir)

Model	Laktasyon	Laktasyon Sırası			Eklemeli Standart Hatalar (σ_a)
		1	2	3	
HM	1	0.243	0.120	0.313	0.835
	2	0.232	0.233	0.512	0.831
	3	0.433	0.311	0.210	0.836
ORM ¹	1	0.182	0.163	0.111	0.660
	2	0.563	0.151	0.253	0.441
	3	0.531	0.217	0.132	0.146
TM	1	0.200	0.322	0.532	0.345
	2	0.422	0.213	0.221	0.419
	3	0.313	0.310	0.231	0.339
DRRM	1	0.231	0.138	0.183	0.162
	2	0.326	0.211	0.313	0.123
	3	0.424	0.310	0.223	0.109
KF-RRM	1	0.173	0.200	0.354	0.172
	2	0.251	0.220	0.504	0.136
	3	0.421	0.333	0.224	0.163

¹ Tahmin değerleri lokal sonuçlardır.

Çizelge 4.6. da görüldüğü gibi tüm modeller için parametre tahminleri gerçek değerlerden düşük olmuştur. Eklemeli genetik standart hatalar (σ_a) için en düşük değerlere DRRM ve KF-RRM tahminleri sahip olmuştur. Bu yönden en büyük değere 0.836 ile hayvan modeli sahip olmuştur. Birinci laktasyon verimleri için kalıtım derecelerinde en yüksek tahmin değerine, 0.243 ile hayvan model sahip olurken bunu TM izlemiştir. Bu şekilde bir sıralamayla modeller için büyüklük sırası, HM, TM, DRRM, ORM ve KF-RRM olarak gerçekleşmiştir. ORM için tahmin değeri lokal tahmin değeri olarak elde edilmiştir. Fenotipik ve Genotipik korelasyonlar gerçek değerlerden daha düşük ancak, yakın değerler almıştır.

4.1.3. 305 günlük toplam verimler

Laktasyon başlangıcından sonuna kadar geçen süre için elde edilen tüm denetim günü verimleri için 305 günlük verimler eklemeli olarak elde edilmiş ve çalışmada kullanılan tüm modeller için model uyumu yapılmıştır. 5 farklı model için model uyumu, varyasyon katsayıları ile belirleme ve korelasyon katsayıları Çizelge 4.7.' deki gibi olmuştur.

Çizelge 4.7. 305 günlük eklemeli verimler için model uyumları ile tahminlenen ve gerçek değer arasındaki korelasyon değerleri

Model	R ²	CV	F	P
HM	0.786	0.130	2.153	0.233
ORM	0.650	0.184	2.100	0.225
TM	0.810	0.175	1.852	0.362
DRRM	0.842	0.124	1.986	0.411
KF-RRM	0.895	0.114	1.511	0.453

Çizelge 4.7.'den de izleneceği gibi çalışmada kullanılan tüm modeller için model uyumu testinde H_0 hipotezi kabul edilmiştir. Gerçek parametre değerleri için korelasyon ve modelin toplam varyasyonu açıklamadaki başarısı için KF-RRM ve RRM en iyi performansı göstermiştir. Uyum yetmezliği testi tüm modeller için önemsiz bulunmasına rağmen, DRRM ve KF-RRM modelleri veri setini en iyi açıklayan modeller olarak gözükmektedir. Tahminlenen doğrunun standart hata değeri bakımından en küçük değere KF-RRM sahip olmuştur. DRRM, KF-RRM'e oldukça yakın bir değer alırken, HM ise en büyük değere sahip olmuştur. Gerçek parametre değerlerinin 305 günlük verimlere ilişkin olması nedeniyle tüm modellerde korelasyonlar yüksek çıkmıştır. R² değerleri bakımından toplam varyasyonu en iyi açıklayan modeller olarak büyüklük sıralaması, KF-RRM, DRRM, TM, HM ve ORM şeklinde olmuştur.

305 günlük eklemeli verimler için ilk ve sonraki iki laktasyon sırasına göre fenotipik, genotipik korelasyonlar ve kalıtım dereceleri Çizelge 4.8.'de verildiği gibi olmuştur.

Çizelge 4.8. 305 günlük toplam verimler için 5 modelde tahminlenen değerlere ait alt tablolar (alt tablolarda diyagonal elemanlar kalıtım derecelerini, üstteki elemanlar genotipik, aşağıdaki elemanlar fenotipik korelasyonları ve son sütun eklemeli genetik standart hataları (σ_a) göstermektedir)

Model	Laktasyon	Laktasyon Sırası			(σ_a)
		1	2	3	
HM	1	0.286	0.185	0.183	0.895
	2	0.563	0.254	0.172	0.518
	3	0.421	0.850	0.263	0.767
ORM ¹	1	0.281	0.150	0.188	0.221
	2	0.211	0.242	0.177	0.692
	3	0.332	0.745	0.255	0.174
TM	1	0.242	0.188	0.175	0.543
	2	0.252	0.230	0.196	0.534
	3	0.404	0.840	0.248	0.191
DRRM	1	0.233	0.183	0.176	0.011
	2	0.598	0.210	0.189	0.132
	3	0.712	0.812	0.247	0.112
KF-RRM	1	0.238	0.188	0.179	0.136
	2	0.600	0.214	0.195	0.179
	3	0.408	0.815	0.251	0.190

¹ Tahmin değerleri lokal sonuçlardır.

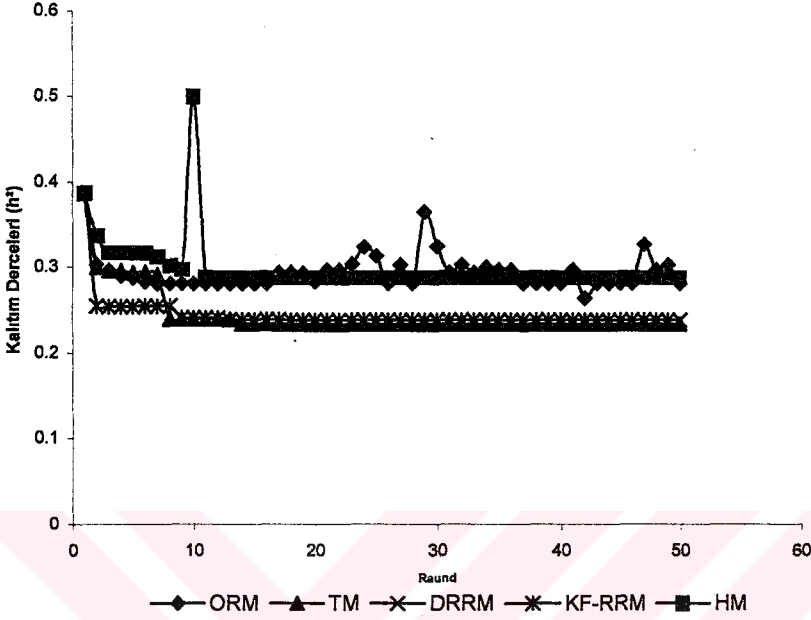
Çizelge 4.8.' de görüldüğü gibi tüm modeller için parametre tahminleri gerçek değerlere oldukça yakın bulunmuştur. HM ve ORM tahminleri için tüm değerler gerçek değerlerden yüksek olmuştur. TM, DRRM ve KF-RRM tahminleri birbirleriyle ve gerçek değerlerle oldukça benzer bulunmuştur. Eklemeli genetik standart hatalar (σ_a) için en düşük değerlere DRRM ve KF-RRM tahminleri sahip olmuştur. Bu yönden en büyük değere ise 0.895 ile hayvan modeli sahip olmuştur. Birinci laktasyon sırası için kalıtım derecelerinde en yüksek tahmin değerine, 0.286 ile hayvan modeli sahip olurken, bunu 0.281 ile ORM izlemiştir. Bu şekilde bir sıralamayla modeller için büyüklük sırası HM, ORM, TM, KF-RRM ve DRRM olarak gerçekleşmiştir. Fenotipik ve Genotipik korelasyonlar gerçek değerlerden daha düşük ancak oldukça yakın olarak bulunmuştur.

Eklemeli verimler için uyumu yapılan modellerde parametrelerin tahmini için iterasyon sayısı ve harcanan CPU zamanı Çizelge 4.9.' daki gibi olmuştur. Tüm laktasyon dönemleri için 100 günlük verimlerin incelenmesi amacıyla veri setinde toplam 3772 adet verim değeri kullanılmıştır. Bu değer 200 günlük verimler için 5352 ve 305 günlük verimler için ise 5760 adet olmuştur. 100, 200 ve 305 günlük eklemeli verimler için toplam sürü (4)x baba(4) x mevsim (4) x yaş (8) olmak üzere 512 adet varyans-kovaryans unsur tahmini yapılmıştır. 100, 200 ve 305 günlük verimler için harcanan toplam CPU zamanı ise sırasıyla, 185, 304 ve 273 da.

olmuştur. Ortalama olarak her parametre için sırasıyla 0.23, 0.20 ve 0.34 sn kullanılmıştır. Çalışmada tüm eklemeli verimler için yaklaşım (Converge) sağlanmıştır. İlk çalıştırma (Raund) sonuçlarında tahminlenen değerler lokal parametre tahminleri olarak kabul edilmiş ve bunlar başlangıç değerleri olarak atanarak yeni bir raund başlatılmıştır. Bu şekilde her model için son raundda tahminlenen değerlerle bir öncekiler arasındaki fark 10^{-6} oluncaya kadar işleme devam edilmiştir. Gerçek parametre (maxima) tahminlerine ulaşıncaya kadar toplam çalıştırma sayısı toplam verimler için HM'de 1, 2 ve 3. laktasyonda 12, 15 ve 18 olarak gerçekleşmiştir. Diğer modeller için TM, DRRM ve KF-RRM için aynı sırayla 13, 18 ve 21; 15, 16 ve 22; 21, 26 ve 33 olmuştur. ORM için ise, 50 raund gerçekleştirilmiş ancak gerçek parametre tahmini değerleri elde edilememiş ve en son raund sonuçları lokal tahminler olarak kabul edilmiştir. Bu işlem sonucunda modeller için gerçek değerler elde edilinceye kadar tahminlenen 305 günlük verimler için genetik varyanslar Şekil 4.1'de verildiği gibi olmuştur. 100 ve 200 günlük tahminler için benzer grafikler elde edildiği için burada yer verilmemiştir.

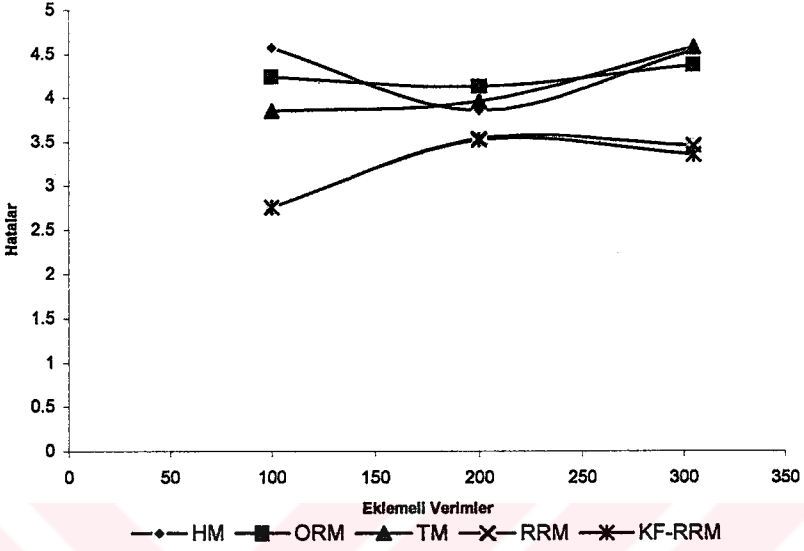
Çizelge 4.9. Eklemeli verimler için kullanılan gözlem sayıları (N), her çalıştırmada tahminlenen parametre başına ortalama iterasyon sayıları ve ortalama CPU zamanı

Özellik	N	İterasyon Sayısı	CPU Zamanı
100 Günlük Verim	3772	18	0.23
200 Günlük Verim	5352	14	0.20
305 Günlük Verim	5760	17	0.34



Şekil 4.1. Gerçek parametre (maxima) tahminlerine ulaşıncaya kadar ilk laktasyon için genetik varyanslar.

TM, KF-RRM ve RRM için benzer tahminler elde edilmiştir.. HM en yüksek genetik varyans tahminlerine sahip olmuştur. Kullanılan eşitlik sayısı KF-RRM de en yüksek olmuş ve bu eşitliklerin çözümü için harcanan toplam süre tüm modellerin çözümünden daha fazla olmuştur. Bunu, RRM ve TM izlemiştir. ORM için hata varyansları HM'ye benzer şekilde olmuştur. KF-RRM hata varyansları için en küçük değere sahip olmuştur. Bu yönden HM ve ORM en büyük değere sahip olmuş, bunu TM ve DRRM izlemiştir. Hata varyanslarının tahminlenmesi aşamasında, elde edilen grafik Şekil 4.2. de'ki gibi olmuştur.



Şekil 4.2. Beş yöntem için tahminlenen hata varyansları.

Şekil 4.2 incelendiğinde, DRRM ve KF-RRM'in özellikle 100 ve 200. gün verimlere ilişkin varyansların, çok yakın değerlerde olduğu ve laktasyonun son döneminde ise, KF-RRM'in daha küçük varyansa sahip olduğu gözlenmektedir. HM, 100. gün verimleri için en yüksek varyansa sahip olmuştur. Bu anlamda HM'ni ORM ve TM izlemiştir. 200. gün verimleri için, ORM en büyük varyansa sahip olmuş, HM, TM'den daha küçük ancak, yakın varyansa sahip olmuştur. 305. gün verimlerinde TM ve HM aynı varyansa sahip olmuştur. ORM 305 günlük verimde bu iki modelden daha küçük varyansa sahip olsa da bu değer lokal tahmindir.

4.2. Tekrarlanan Verimler (Denetim Günleri)

Tekrarlanan verimler için denetim günü verimleri laktasyon sırasına göre ilk ve sonraki laktasyonlar şeklinde ayrı ayrı ve beraber olarak incelenmiştir. Bu şekilde düzenlenen veri setinin uyumu Hayvan model hariç diğer dört model için uyumu yapılmıştır. Kullanılan veri setinine ilişkin Çizelge 4.10.'de özetlendiği gibi olmuştur.

Çizelge 4.10. Denetim günü verimlerine ilişkin veri setinin genel yapısı

Etki	N sayısı	\bar{X}	$S_{\bar{x}}$	%95'lik Güven Sınırları		
				Alt Sınır	Üst Sınır	
Sürtü	1	7236	17.903	0.087	17.018	18.344
	2	2228	20.464	0.225	19.248	21.680
	3	2574	19.835	0.144	18.557	21.113
	4	2463	19.513	0.768	19.234	19.792
Baba	1	4800	18.780	0.062	18.658	18.903
	2	4925	18.763	0.062	18.642	18.884
	3	4776	18.501	0.216	18.077	18.925
	4	4834	17.485	0.025	17.112	17.858
Denetim Günleri	30	999	18.648	0.124	18.405	18.891
	60	1575	21.756	0.110	21.539	21.973
	90	1269	22.625	0.109	22.412	22.838
	120	1306	20.846	0.286	20.285	21.407
	150	1412	19.363	0.114	19.141	19.586
	180	1251	18.350	0.109	18.135	18.565
	210	1347	17.333	0.394	16.561	18.105
	240	1381	16.594	0.126	16.346	16.842
	270	1408	15.645	0.101	15.447	15.843
	300	1309	15.827	0.105	15.621	16.033
330	1244	10.851	0.952	8.984	12.718	

Laktasyonun 4 farklı dönemi için ilk denetim günü (1) değerleri, 90. gün (2) değeri pik, 120. gün (3) değeri süreklilik ve 300. gün (4) değeri düşme dönemleri olarak değerlendirilmiştir. Bu dönemler, eklemeli verimler için yaklaşık olarak, 100. gün 1 ve 2, 200. gün verimi 3. dönem ve 4. dönem ise 305. gün verimlerine karşılık gelen tahmin değerleri olmaktadır. Eklemeli verimler için HM hariç beraber yapılan tanımlamanın kullanıldığı çözümlere ilişkin bilgiler Çizelge 4.11. de verildiği gibi olmuştur.

Çizelge 4.11. Tekrarlanan ölçümler için oluşturulan veri setine uyumu yapılan 4 model için kullanılan eşitlik sayısı, her Raund için ortalama iterasyon sayısı ve her tahmin için harcanan ortalama CPU zamanı

Özellik	ORM ¹	TM	RRM	KF-RRM
Eşitlik Sayısı	154	166	265	353
Raund Sayısı	50	23	22	21
Ortalama İterasyon	38	32	30	28
CPU (sn)	23	21	20	19

¹ORM için gerçek parametre tahminleri elde edilemediğinden 50 raund sonunda işlem durdurulmuştur.

Çizelgeden de izleneceği gibi, ORM için gerçek parametre tahminleri elde edilememiş ve 50 raund sonunda iterasyona son verilmiştir. ORM ve TM için en az

sayıda tahminlenebilir eşitlik kullanılmıştır. RRM ve KF-RRM, veri setindeki tüm hayvanları şansa bağlı olarak kabul etmekte ve her hayvan için ayrı damızlık değer tahmini yapmaktadır. Bu nedenle RRM en yüksek sayıda tahminlenebilir eşitlik kullanarak işlem yapmaktadır. KF-RRM önemsiz olan interaksiyonlar için eksiltme yoluyla işlem yaptığı için, başlangıçta 2138 adet varyans-kovaryans ve 3 adet kovaryet olmak üzere toplam 2141 adet tahminlenebilir eşitlik kullanmış ve her iterasyonda önemsiz olan interaksiyonlar için en iyi model seçimiyle modelde eksiltme yapmıştır. Sonuç olarak 353 tahminlenebilir eşitlikle tüm parametreler tahminlenmiştir. Gerçek parametrelerin tahminlenmesi aşamasında ORM için bu başarılamamıştır. TM 23, RRM, 22 ve KF-RRM ise 21 raund sonunda gerçek parametre tahminine ulaşmıştır. Raund başına ortalama olarak en düşük iterasyona ve ortalama zamana KF-RRM ihtiyaç duymuştur. TM ise, ortalama 21 iterasyonluk 32 raund sonunda gerçek parametre tahminlerine ulaşmıştır. Toplam zaman bakımından en yüksek zamana, çözümü yapılan tahminlenebilir eşitlik sayısı bakımından en yüksek değere sahip olan KF-RRM sahip olmuştur. Model çözümü için her raund toplamı ortalama olarak 1.3 saat olarak gerçekleşmiştir. ORM'de gerçek değerler tahminlenememiş ancak, kullanılan eşitlik sayısının az olması nedeniyle her raund toplamı ortalama 0.85 saat sürmüştür. TM için bu değer 0.93 ile ORM'den biraz fazla olmuştur. DRRM için 1.79 sa. Ve KF-RRM için 2.53 sa harcanmıştır.

Gerçek parametre tahminlerinin elde edildiği 3 model için tahminlenen genetik varyans ve kovaryanslar Çizelge 4.12.' de özetlendiği gibi olmuştur.

Çizelge 4.12. 4 farklı model için ilk laktasyon verimlerine ilişkin tahminlenen genetik varyans ve kovaryanslar

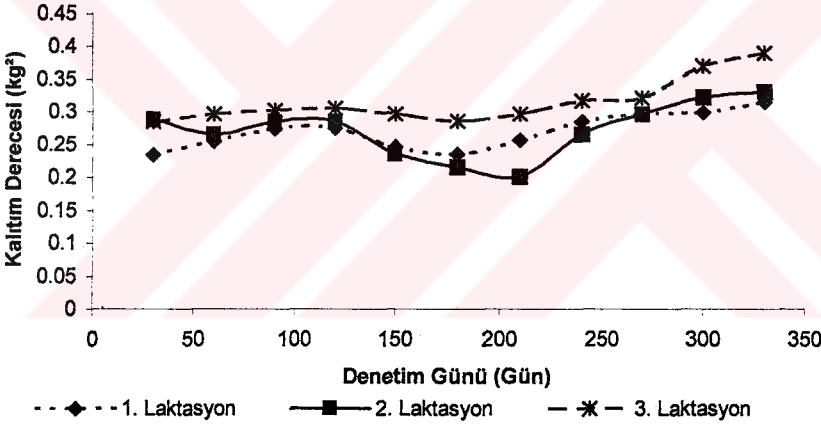
Parametre	ORM ¹	TM	RRM	KF-RRM ²
a ₀ a ₀		44.56	13.62	13.24
a ₀ a ₁		-2.36	-0.03	-0.03
a ₀ a ₂	-	-44.23	-17.82	-17.83
a ₀ a ₃		-33.10	-12.10	-
a ₀ a ₄		5.40	3.26	-
a ₁ a ₁		2.56	2.63x10 ⁻³	2.64x10 ⁻³
a ₁ a ₂	-	4.90	0.05	0.05
a ₁ a ₃		0.65	0.32	0.31
a ₁ a ₄		0.12	1.3 x10 ⁻⁴	-
a ₂ a ₂		45.00	38.23	38.19
a ₂ a ₃	-	33.25	22.56	-
a ₂ a ₄		-10.25	-1.25	-
a ₃ a ₃		28.56	21.30	21.20
a ₃ a ₄	-	-9.26	-0.36	-
a ₄ a ₄	-	1.2	0.26	0.23

¹ ORM için gerçek parametre tahminleri elde edilememiştir.

² KF-RRM istatistik olarak önemsiz parametrelerin tahminlemesini yapmamıştır.

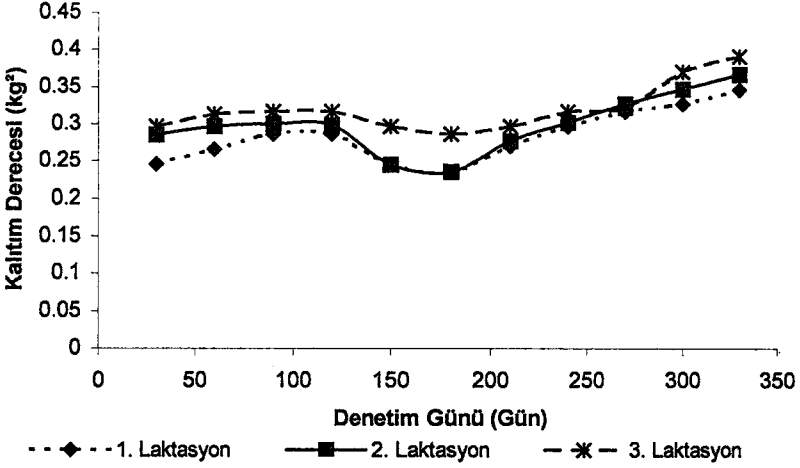
Kalıtım derecesi tahminleri denetim günü verimleri için TM, DRRM ve KF-RRM için ayrı ayrı elde edilmiştir. Kalıtım derecelerine benzer bir kullanıma sahip olan ve süt veriminin devamlılığı anlamına gelen persistensi tahminleri de elde edilmiştir. Sadece denetim günü modellerinde ve denetim günlerine göre laktasyon eğrilerinin tahminlenmesi tekniğine göre elde edilen persistens tahminleri için DRRM ve KF-RRM aynı değerlere sahip olmuş, ancak, TM için elde edilen tahminler bu iki modele göre daha düşük olmuştur. TM için elde edilen persistens tahminleri 1, 2 ve 3. laktasyon için sırasıyla: 0.2350, 0.2361 ve 0.2685 olarak elde edilmiştir. DRRM için bu değerler, 0.3261, 0.3655 ve 0.4516 olmuştur. Benzer şekilde KF-RRM için aynı değerler: 0.3126, 0.3590 ve 0.4356 olarak DRRM ile oldukça yakın tahminler elde edilmiştir.

TM için tahminlenen kalıtım dereceleri DRRM ve KF-RRM tahminlerinden daha düşük bulunmuştur. TM için elde edilen kalıtım derecesi tahminleri Şekil 4.3.'deki gibi elde edilmiştir. Şekil incelendiğinde kalıtım derecesi tahminlerinin laktasyon başından, pik dönemine kadar tüm laktasyon verimleri için artış gösterdiği, süt veriminin düşme döneminde en düşük değerde tahminlendiği ve laktasyonun en son döneminde oldukça yüksek değerler aldığı gözlenmektedir.



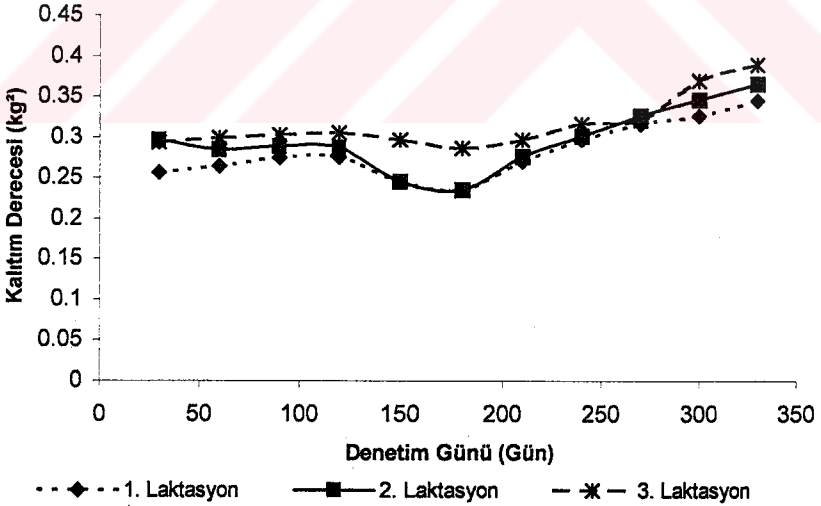
Şekil 4.3. TM için 3 laktasyondaki denetim günleri süt verimlerine ilişkin kalıtım derecesi tahminleri.

DRRM için tahminlenen kalıtım dereceleri Şekil 4.4.' de verildiği gibi olmuştur. DRRM için elde edilen tahminler TM tahminlerinden daha yüksek bulunmuştur. 3 laktasyon için tüm dönemlerde elde edilen tahminler TM'den yüksek çıkarken, laktasyonun düşüş gösterdiği 150-250. gün verimleri için 2. laktasyon tahminlerinde oldukça hızlı düşmeler gözlenmiştir.



Şekil 4.4. DRRM için 3 laktasyondaki denetim günleri süt verimlerine ilişkin kalıtım derecesi tahminleri.

KF-RRM için 3 laktasyona ait denetim günü verimlerine ilişkin kalıtım derecesi tahminleri DRRM'ye çok benzer bir değişim göstermiştir. Az da olsa DRRM tahminlerinden yüksek çıkan kalıtım dereceleri Şekil 4.5.'de özetlenmiştir.



Şekil 4.5. KF-RRM için 3 laktasyondaki denetim günleri süt verimlerine ilişkin kalıtım derecesi tahminleri.

Çalışmada kullanılan veri setinin denetim günü verimlerinden oluşması nedeniyle hayvanlar arası ve içi ilişkilerin yüksek olması beklenmektedir. Bu

nedenle hatalar arasında bir oto-korelasyon yapısının olduğu ve bu yapıyı açıklamak amacıyla kullanılan oto-regresif hata modelinin, 5 nolu eşitliğe göre veri setine uyumu yapılarak parametre ve varyans-kovaryans unsur tahminleri Gilmour tarafından Fortran-90 programında oluşturulan AI-REML paket programında AI-REML algoritmasına göre elde edilmiştir. AI (average information) tekniği Ek-D'de verilmiştir. Ancak ORM ve DRRM için bu işlem, modellerin çoklu laktasyon sonuçlarının kullanımına izin vermemesi nedeniyle bu modellerde çoklu laktasyonlar için sonuçlar elde edilememiştir. Buna göre TM ve KF-RRM için ilk ve sonraki ve 3 laktasyonlar için program ayrı ayrı çalıştırılarak analiz ve tahminleme işlemleri yapılmıştır. İlk ve çoklu laktasyonlar için sınıflar arasındaki standart hatalar TM, ve KF-RRM modelleri için sırasıyla 0.05, 0.03; 0.01 ve 0.001; 0.001 ve 0.0001 olarak gerçekleşmiştir. KF-RRM en küçük varyanslarla işlem yapan model olmuştur. İlk ve çoklu laktasyonlar için log-olabilirlik (log-likelihood) ve olasılık fonksiyonun maksimizasyonu ile elde edilen $-2\log(\xi)$ değerleri Çizelge 4.13 deki gibi elde edilmiştir. Tahminlemeler için 10^{-8} olarak kabul edilen yaklaşım (converge) kriterine ulaşıncaya kadar geçen süre ve iterasyon sayıları DFREML sonuçlarıyla oldukça yakın bulunmuştur. Bu analiz için TM de 38 ve KF-RRM'de 32 Raund sonucunda gerçek parametreler elde edilmiştir. Her raund için ortalama 23 ve 32 iterasyonun kullanıldığı analizde 1, 2 ve 3. laktasyonlar için, TM, ve KF-RRM için sırasıyla 0.23, 0.19, 0.24 ve 0.24, 0.20, 0.26 ve 0.26 sn ve 0.27 sn CPU zamanı harcanmıştır.

Çizelge 4.13. Çalışmada ilk ve sonraki laktasyonlar için yapılan analiz sonuçlarında $-2\log(\xi)$ değerleri

Model	$-2\log(\xi)$ değerleri
TM	-243.52
KF-RRM	-541.25

Çizelgeden de anlaşılacağı gibi KF-RRM modelde, $-2\log(\xi)$ kriteri hemen hemen 2 kat daha küçük olarak gerçekleşmiştir. Bu nedenle KF-RRM modelde tahminler TM'den çok daha küçük olarak elde edilmiştir.

Çalışmada simülasyonla elde edilen veri setinde 4 farklı babanın 4 süredeki kızlarına ait süt verimlerine ilişkin 11 denetim günü verimi kullanılmıştır. Bu şekilde DRRM ve KF-RRM denetim günlerinin her biri için modeldeki parametre ve genetik parametre tahminleri ayrı ayrı elde edilmektedir. ORM ve TM için tüm denetim günlerinin incelenmesi model tanımından dolayı mümkün olamamıştır. TM için denetim günü modelleri kapsamında yapılan düzenlemeye rağmen 11 denetim günü için hemen tüm tahminler hata yapısının yeterince açıklanamaması nedeniyle tahminlenememiştir.

RRM ve KF-RRM için yapılan model uyumunda iki model için de H_0 kabul edilmiştir. İki model için toplam varyasyonun sırasıyla, 0.82 ve 0.89'luk bir kısmı açıklanabilmiştir. Çevresel ve genetik varyasyonlar için ise aynı sırayla, 0.89 ve 0.383; 0.96 ve 0.435'lik kısımları açıklanabilmiştir. KF-RRM için CV daha düşük bir değer almıştır. Varyansların heterojenliği için yapılan Bartlett testinde alt

gruplar arası varyansların homojen olduğuna dair kurulan H_0 hipotezi ret edilmiş ve varyansların heterojen olduğu belirlenmiştir ($P < 0.05$).

4 sürü ve 4 babanın yavruları için ilk 3 laktasyon süt verimine ait 11 denetim günü kaydından oluşan toplam 93120 adet denetim günü verimine ilişkin veri seti analiz edilmiştir. Sonuçta Henderson (1987) tarafından tanımlanan ve doğrudan RRM kullanılarak, DFREML algoritmasından varyans-kovaryans unsurlarının tahminleri elde edilmiştir. Tüm parametreler için bu yaklaşımın sağlandığı modelde her biri ortalama 23 iterasyonluk toplam 31 Raund sonunda gerçek parametre tahminleri elde edilmiştir. Ortalama 19sn CPU zamanının kullanıldığı tahminlemeler toplam 643 tahminlenebilir eşitlik kullanılarak elde edilmiştir.

Denetim günleri için, $k=5/305, \dots, 30/305, \dots, 305/305$ olarak hesaplanan düzeltilmiş k değerlerinden faydalanılarak ilk, iki ve üçüncü laktasyonlarda bireysel hata değerleri sırasıyla:

$$\sigma_{ek}^2 = 4.332 - 0.001097k + 0.00019k^2$$

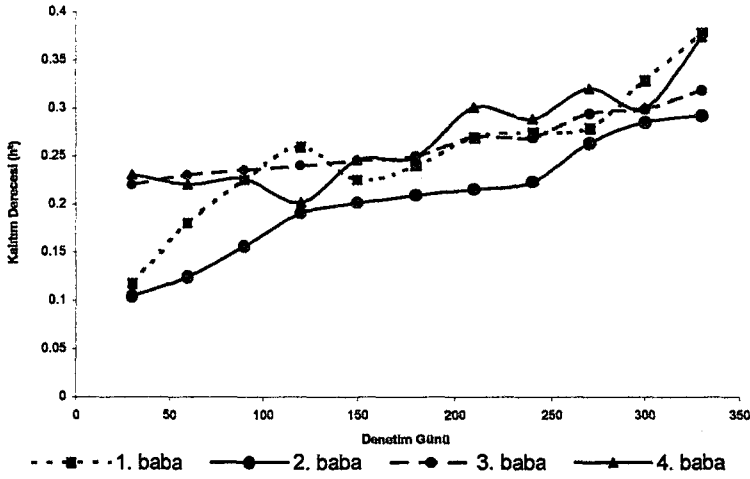
$$\sigma_{ek}^2 = 4.762 - 0.03081k + 0.0043k^2$$

$$\sigma_{ek}^2 = 4.130 - 0.0011280k + 0.0001k^2$$

eşitliklerinden faydalanılarak elde edilmiştir. RRM için ilk, ikinci ve üçüncü laktasyonlar için ayrı ayrı tekrarlanan model uyumunda, R^2 değerleri sırasıyla 0.74; 0.78 ve 0.76 olarak elde edilmiştir. CV ise .12; .11 ve .14 olarak hesaplanmıştır. Eklemeli genetik ve sabit çevresel etkilere ait parametre tahminleri Schaeffer ve Deckers (1997) tarafından bildirilen yöntemle göre Çizelge 2 deki gibi elde edilmiştir. 3 baba için oluşturulan gruplar için eklemeli genetik etkilere ait $\hat{a}'_i = (\hat{a}'_{0i} \hat{a}'_{1i} \hat{a}'_{2i} \hat{a}'_{3i})$ vektörü i kadar hayvan için ayrı ayrı olmak üzere hesaplanmıştır. Bu şekilde hayvanlar için damızlık değerleri hesaplanmasında kullanılabilen RR katsayıları elde edilmiştir. Her hayvan için:

$$D_k = \hat{a}_{0i} + \hat{a}_{1i}c_k + \hat{a}_{2i}c_k^2 + \hat{a}_{3i}d_k + \hat{a}_{4i}d_k^2 \quad \text{damızlık değerleri de (DD)}$$

hesaplanmaktadır. Burada $c_k = k/305$ ve $d_k = \ln(1/c_k)$ olmaktadır. Ayrıca tüm denetim günleri için toplam bir DD tahmini yapılabilmektedir. Bu şekilde bir hesaplama için kullanılacak olan damızlık değeri tahminleri için RRM 'larından faydalanılmaktadır. Babalara ait denetim günü verimlerine ilişkin tahminlenen BLUP değerlerinde sapmalar Şekil 4.6' de verilmiştir.



Şekil 4.6. Dört baba için tahminlen (BLUP) damızlık değerlerine ilişkin sapmalar.

KF yaklaşımıyla laktasyon eğrisini en iyi açıklayan Scheaffer ve Ali (1987) ve Ortogonal (Legendre) polinomlarının ve Wilmink eğrisinin tanımlandığı çok-değişkenli yaklaşımda birden fazla laktasyon veriminin aynı anda incelenmesine olanak veren RR modelin veri setine uyumu yapılarak DFREML ver 3.0 istatistik paket programının DXMRR prosedürü kullanılarak, AI yaklaşımında analiz ve varyans-kovaryans unsurlarının tahminleri elde edilmiştir. Uyumu yapılan iki farklı eğri fonksiyonu için ayrı ayrı olarak elde edilen sonuçlar aşağıda alt başlıklar altında verildiği gibidir. Modeldeki parametreler için her üç yaklaşımda da 4x4 boyutlu olarak tanımlanan başlangıç değerleri için varyans-kovaryans matrisi,

$$\begin{vmatrix} 0.236 & -0.260 & -0.231 & -0.232 \\ & 0.238 & 0.452 & -0.365 \\ & & 0.365 & -0.321 \\ & & & 0.261 \end{vmatrix}$$

şeklinde elde edilmiştir. Başlangıç değerleri DFREML ver. 3.0 PREP kısmı ile, önceki laktasyon sonuçlarından faydalanılarak elde edilmiştir. k=1, 2, 3, 4, 5 için uyumu yapılan eğri fonksiyonları için eklemeli genetik (G) ve hata vektörleri için uyum testi sonuçlarına göre 1 ve 2. dereceden uyumu yapılan her iki eğri fonksiyonu için laktasyona ait yeterli bilgi kullanılmadığından, uyum testi sonuçları kötü çıkmıştır. 3, 4 ve 5. dereceden uyumu yapılan eğrilerde ortogonal polinomlar için polinomun derecesi arttıkça varyasyonun daha fazla kısmı açıklanmaktadır. Bununla beraber özellikle 5. derecede polinom için kullanılan toplam eşitlik sayısı arttığı gibi, hata serbestlik derecesi çok fazla düşmüştür. Bu sakıncası nedeniyle yorumlamalar 3. dereceden polinoma göre yapılmıştır. Zira, 4. dereceden polinom için de hata serbestlik derecesi, 5. dereceden çok az büyük çıkmıştır. Ali-Schaeffer eğrisi

için elde edilen uyum sonuçları polinomlara göre laktasyonu çok daha iyi açıklamıştır. Ancak, öz değer ve öz vektör çözümlerinden dolayı oluşturulan fonksiyon tanımlamasında laktasyondaki varyasyonun çevresel ve genetik kısımları ayırlamamış ve polinomlar bu durum için çok daha açıklayıcı olmuştur. 3. dereceden polinomlar için toplam laktasyonun genetik kaynaklı olarak 0.351'lik bir kısmı açıklanabilmiştir. Bu bilgi Ali-Schaeffer eğrisi için elde edilememiştir.

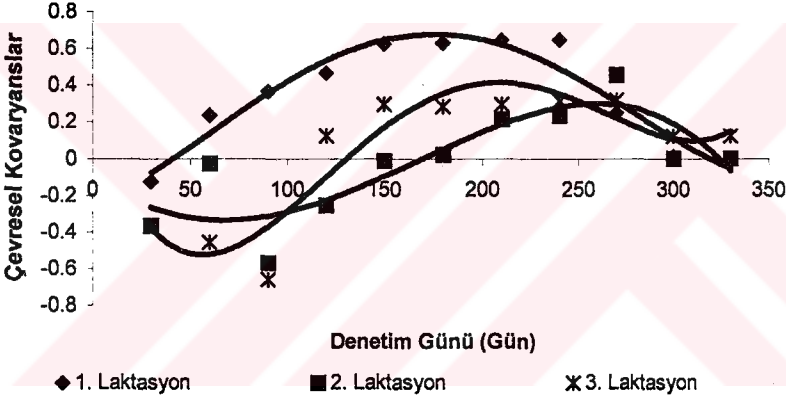
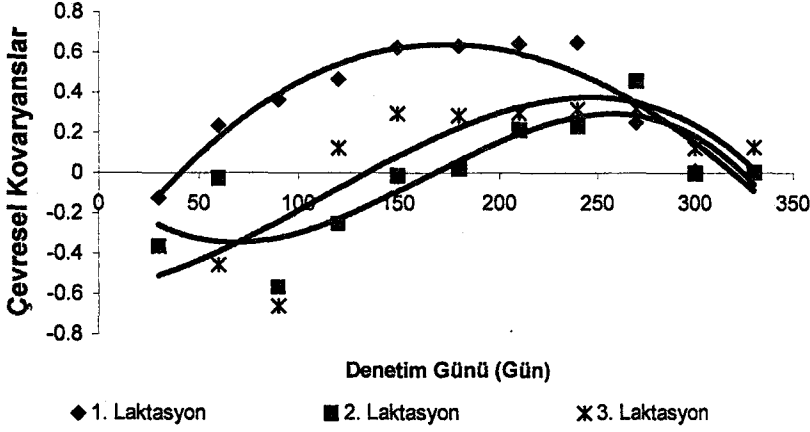
Çalışmada KF-RRM için başlangıç değerleri olarak kabul edilen ϕ kovaryans fonksiyonu katsayılar matrisi, eklemeli genetik (G) ve Çevresel (Q) etkiler için uyumu yapılan C, F ve D matrisleri:

$$C = \begin{vmatrix} 0.059 & 0.050 & -0.036 & 0.057 \\ & 0.096 & 0.012 & 0.040 \\ & & 0.105 & -0.000 \\ & & & 0.024 \end{vmatrix};$$

$$F = \begin{vmatrix} 0.121 & -0.000 & 0.000 & 0.000 \\ & 0.222 & 0.001 & -0.000 \\ & & 0.451 & -0.000 \\ & & & 0.015 \end{vmatrix} \text{ ve}$$

$$D = \begin{vmatrix} 0.512 & -0.000 & 0.000 \\ & 0.385 & 0.023 \\ & & 0.310 \end{vmatrix}$$

olarak elde edilmiştir. İlk, ikinci ve üçüncü laktasyonlar için 11 denetim gününe göre denetim günleri arasında genetik korelasyonlar elde edilmiştir. Çalışmada 5. mertebeden fonksiyon uyumu yapılan model tam model olarak değerlendirildiğinde belirleme katsayısı (R^2), 0.865 değerini almıştır. 3 ve 4. mertebeden fonksiyon uyumları için aynı değer sırasıyla 0,82 ve 0.79 olarak elde edilmiştir. Çevresel kovaryanslarla denetim günleri arasındaki dağılışı grafiği tam model (yukarıda) ve eksik (aşağıda) model için Şekil 4.7. deki gibi elde edilmiştir.



Şekil 4.7. Tam (yukarıda) ve 3 ve 4. dereceden polinom uyumunun yapıldığı (aşağıda) modelde çevresel kovaryanslara ilişkin grafik gösterim.

Şekil 4..’den de izleneceği gibi, çevresel kovaryanslar zamana bağlı olarak değişim göstermiştir. Laktasyonun başlangıcında, süt veriminin hızla yükseldiği döneme kadar geçen sürede verim çevresel etkilerin etkisi altında şekillenirken, daha yüksek verimlerin gözlemlendiği 2 ve 3. laktasyonlarda çevresel kovaryansların daha değişken olduğu gözlenmektedir.

4.3. Tekrarlanan Ölçümler İçin KF Çözümleri

Tekrarlanan verimler için KF tahminleri iki aşamalı olarak elde edilmektedir. Başlangıç değerlerini içeren başlangıç değerler matrisi ayrı bir dosyada tanımlanarak modele entegre edildikten sonra, genel bir tahminleme yapılmakta ve ikinci bir başlangıç değerler matrisi ataması yapılmaktadır. Bu aşamadan sonra, eklemeli genetik ve çevresel etkiler zamana bağlı olarak ayrıntılı

olarak incelenmekte ve kovaryans fonksiyonu katsayı tahminleri ayrı ayrı matrislerde elde edilmektedir.

11 denetim gününe ait tekrarlanan ölçüm değerlerini içeren veri setinde KF için 3, 4 ve 5. dereceden polinom uyumu yapılarak 3 ayrı tahmin değerlerinden oluşan matrisler oluşturulmuştur. Matrisler için yapılan F testine göre, 5. dereceden uyumu yapılan polinom için tahminlenen 5x5 boyutlu matrisle, 3 ve 4. dereceden polinom için tahminlenen matrisler arasında farkın istatistik olarak önemsiz olduğu belirlenmiş ve bu aşamadan sonra KF için 3. dereceden polinomun uyumu yapılarak, laktasyon dönemi başlangıç, pik ve sonraki devre olmak üzere 3 safhada incelenmiştir.

Genetik etkilere ait kovaryans fonksiyonları için 3. dereceden polinomun uyumu yapılarak, C matrisi için tahminler elde edilmiştir. Burada, laktasyonun 4 dönemde incelenmesini ön gören KF yaklaşımında hafıza sorunu olması nedeniyle, 3. dereceden polinomun uyumu yapılmıştır. Bununla beraber sürünün laktasyon seviyelerinin incelendiği F matrisinin 4x4 boyutlu veya 3x3 boyutlu olmasının istatistik olarak aynı olması nedeniyle toplam varyasyonda önemli bir fark yaratmamıştır. Benzer şekilde interaksiyon etkilerinin dahil edildiği D matrisi de bu yüzden 3 x 4 boyutlu bir matris olarak oluşmuştur. Sonuçta, eklemeli genetik etkilere ilişkin C, F ve D matrisleri şu şekilde elde edilmiştir.

$$C = \begin{vmatrix} 0.008 & 0.050 & -0.003 & 0.006 \\ 0.050 & 0.010 & 0.015 & 0.030 \\ -0.039 & 0.013 & 0.033 & -0.025 \\ 0.064 & 0.050 & -0.024 & -0.014 \end{vmatrix},$$

$$F = \begin{vmatrix} 0.001 & 0.123 & -0.140 \\ 0.144 & 0.095 & -0.005 \\ -0.140 & -0.001 & 0.018 \end{vmatrix},$$

$$D = \begin{vmatrix} 0.000 & 0.000 & 0.000 & 0.000 \\ 0.000 & 0.010 & 0.000 & -0.045 \\ 0.000 & 0.013 & 0.065 & -0.004 \end{vmatrix}$$

Bu şekilde oluşturulan model, toplam genetik varyasyonun %43.5'lik bir kısmını açıklamıştır. 5. dereceden uyumu yapılan polinomun kullanıldığı model ise, %52.8'lik bir kısmı açıklamıştır. İnteraksiyonun olmadığı düşünülerek D nin dahil edilmediği durumda C ve F için benzer tahminler elde edilmiştir. Ancak, bu durumda modelin açıklayabildiği kısım %28.5 gibi düşük bir değer almış ve buradaki farkın istatistik olarak önemli olduğu belirlenmiştir ($P < 0.01$).

4 farklı sürü için 1, 4, 7 ve 11. denetim günü verimlerine ilişkin genetik korelasyonlar Çizelge 4.3.1. deki gibi hesaplanmıştır. 4 farklı sürü içersinde bulunan

babalara ait aynı verim özelliklerine ilişkin genetik korelasyonlar ise Çizelge 4.3.2. de verildiği gibi olmuştur.

Çizelge 4.14. Dört sürü için denetim günü verimlerine ilişkin eklemeli kovaryans fonksiyonları kullanılarak hesaplanan genetik korelasyonlar (x100)

Denetim Günü	S1				S2				S3				S4			
	1	4	7	11	1	4	7	11	1	4	7	11	1	4	7	
1																
S1	4	20														
	7	58	42													
	11	67	11	42												
	1	62	92	11	42											
S2	4	65	14	14	11	11										
	7	25	65	65	14	14	43									
	11	10	30	30	65	25	31	74								
	1	92	65	65	23	34	85	78	99							
S3	4	58	36	25	36	92	31	12	76	76						
	7	67	26	12	25	58	52	26	53	75	31					
	11	62	12	92	16	67	31	15	108	85	40	27				
	1	42	92	58	92	62	85	79	94	41	69	113	39			
S4	4	23	58	67	58	30	31	70	33	34	72	29	70	69		
	7	19	67	62	67	32	52	41	53	10	48	66	71	29	101	
	11	36	63	30	62	25	11	22	33	92	47	40	34	95	82	100

Çizelge 4.15. Dört baba için eklemeli kovaryans fonksiyonları kullanılarak denetim günü verimleri için hesaplanan genetik korelasyonlar ($\times 100$)

Denetim	1. Baba				2. Baba				3. Baba				4. Baba			
	Günü	1	4	7	11	1	4	7	11	1	4	7	11	1	4	7
1. Baba	1															
	4	65														
	7	30	21													
	11	65	20	92												
2. Baba	1	108	92	25	20											
	4	91	68	110	30	18										
	7	92	58	92	91	83	53									
3. Baba	11	58	62	62	62	59	52	79								
	1	67	25	58	92	49	83	88	101							
	4	62	58	30	90	93	89	110	109	73						
	7	21	30	35	31	86	99	100	117	82	38					
4. Baba	11	67	25	67	65	76	93	101	118	84	46	57				
	1	100	22	62	80	78	92	102	118	59	62	48	56			
	4	90	36	62	79	77	93	98	103	58	61	23	59	68		
	7	88	38	61	73	76	94	59	101	43	60	28	68	67	63	
	11	78	48	59	72	75	28	59	104	54	59	96	67	66	98	80

Çizelgeler incelendiğinde her denetim günü için, özellikler arasındaki genetik korelasyonların oldukça yüksek olduğu gözlenmektedir. KF ile hesaplanan korelasyonlar yüksek bulunmuş ve aynı özellikler için ORM, TM ve RRM için benzer karşılaştırma olanağı sağlanabilmesi amacıyla her denetim günü için ayrı tahminler elde edilmiştir. ORM ve TM için tekrarlanan gözlemler arasındaki ilişki sadece en yüksek bulunan değerler olan 113 (S4.1-S3.7) ve 118 (B3.11-B2.11) değerleri için incelendiğinde; ORM ve TM için aynı değerler sırasıyla 5.8 ve 4.2; 4.9 ve 5.2 olarak elde edilmiştir. Çizelgelerden de görüldüğü gibi genetik korelasyonlar özellikle son dönem için gerçek değere oldukça yakın bulunmuştur. Başlangıç ve pik dönemi için düşük ve sonraki devre için daha yüksek olarak elde edilmiştir.

Çevresel kovaryans fonksiyonu tahminleri için de, benzer yaklaşımla 3. dereceden polinomun uyumu yapılmıştır. Çevresel kovaryans fonksiyonunun kullanımıyla KF-RRM'de toplam çevresel varyasyonun %89.3 gibi oldukça büyük bir kısmı açıklanabilmektedir. 5. dereceden uyumu yapılan polinom için bu değer %92.8 olarak elde edilmiştir. Ancak bu durumda, tahminleyici eşitlik sayısı çok fazla artmıştır.

11 denetim günü için uyumu yapılan tam modelde (Full Model) 11x11 olarak elde edilen matrislerle 3x3 boyutlu olarak elde edilen matris arasındaki farkın

önemli olmaması sebebiyle laktasyonda 4 farklı devrenin yeterli olduğu belirlenmiştir. Laktasyonun 4 devresinin incelendiği durum için Çevresel kovaryanslar Çizelge 4.16' daki gibi elde edilmiştir. Buna göre, başlangıç döneminden pik dönemine kadar incelenen 2 evrede, çevresel etkilerin verime oldukça yüksek oranda etkili olduğu belirlenmiştir. Pik evresi ile son evre arasında ise çevresel korelasyonların düşük olduğu belirlenmiştir.

Tekrarlanan verimler için tüm laktasyonun beraberce değerlendirilmesi amacıyla çok faktörlü yaklaşımda yapılan analiz ve tahminleme hafıza problemi nedeniyle yapılamamıştır. Burada, toplam 11 denetim zamanı, 3 sürü, 4 baba, 3 laktasyon , 4 mevsim ve 8 yaş grubu için toplam 1584 adet varyans-kovaryans unsuru için ortalama 0.25sn'lik bir zaman harcanması gerektiği belirlenmiştir. Bu tip bir analizde, her hayvan için ayrı ayrı indeks ile babalara ve hayvanlara ilişkin BLUP tahminlerinin elde edilmesi için 1.3 GB'lık bir RAM kullanılması gerektiği belirlenmiştir.

Çizelge 4.16. Laktasyonun 4 farklı dönemi için laktasyon sıralarına göre çevresel korelasyon değerleri

Denetim Günü	1. Laktasyon				2. Laktasyon				3. Laktasyon			
	1	4	7	11	1	4	7	11	1	4	7	
1. laktasyon	1											
	4	42										
	7	32	14									
	11	20	27	23								
2. Laktasyon	1	18	11	27	24							
	4	11	14	36	23	25						
	7	12	28	58	28	23	16					
	11	38	19	33	31	28	56	10				
3. Laktasyon	1	27	36	32	20	27	19	17	38			
	4	63	14	42	19	17	15	25	31	15		
	7	23	28	11	15	36	36	19	28	17	19	
	11	61	14	14	36	27	36	39	25	25	27	12

$\hat{G}(y_1t_1e_1, y_2t_2e_2, y_3t_3e_3)$ y_1, y_2, y_3 arasındaki tüm varyans kovaryans değerleri için yapılan bir tanım olmuştur. Eklemeli varyans-kovaryans için tanımlanan G için tahmin değeri 3 laktasyon verimi arasındaki varyans-kovaryanslar için tanımlı olup aşağıdaki gibi elde edilmiştir.

$$Y = \begin{vmatrix} 0.1236 & 0.3645 & -0.2514 \\ & 0.2561 & -0.0000 \\ & & 0.1025 \end{vmatrix}$$

Y değeri laktasyon verimleri arasındaki varyans-kovaryanslar için ön fikir edinmek amacıyla incelenmiştir. Y incelediğinde, veriler arasında önemsiz de olsa korelasyon olduğu açıkça gözlenmektedir.

4.3.1. Genetik Kovaryans Fonksiyonları

Yapılan çoklu regresyon analizinde F testi sonuçlarına göre modelde yer alan tüm terimler önemli bulunmuştur ($P < 0.05$). Bu durum, C olarak isimlendirilen ve laktasyonu 4 farklı zaman noktasında inceleyen 3. dereceden polinomun yeterli olduğunu göstermektedir. Bununla beraber, sürü ve verim seviyelerinin incelendiği F matrisi için 4. mertebede yapılan bir tanımlama kullanılmıştır. Burada, 4. mertebeden 4×4 boyutlu olarak tahminlenen F matrisi ile; 3. mertebeden 3×3 boyutlu F matrisleri arasında istatistik olarak bir fark bulunamamıştır ($P > 0.05$). Bu nedenle, F tanımlaması için 3×3 boyutlu matris tanımı kullanılmıştır. Benzer şekilde, interaksiyonların açıklandığı D matrisi 3×4 boyutlu olarak tanımlanmıştır. Bu şekilde oluşturulan model, 21 adet tahminlenebilir parametre ve Y için 11 seviyede tanımlı zaman faktörü ile beraber 32 parametre içermiştir. Toplam faktör seviyeleri göz önüne alındığında 4 sürü, 3 baba, 2304 hayvan, 3 laktasyon sırası, 8 yaş, 4 mevsim, 11 zaman ve 3 regresyon için toplam 72640 adet kovaryans unsuru tahminlenmiştir. Bununla beraber, yöntemin kullandığı kısıtlama nedeniyle tüm kovaryanslar tahminlenmiştir. Ancak, modelde tanımlı olan tüm parametreler toplam 2314 eşitlik kullanılarak tahminlenmiştir. Ortalama olarak 0.23 sn CPU zamanının kullanıldığı 58 devre (raunda) için tüm parametrelerde yaklaşım (converge) sağlanmıştır. Her raund ortalama olarak 28 iterasyona sahip olmuştur. A^{-1} için geliştirilmiş matris tanımı kullanılarak $G \otimes A^{-1}$ olarak analize dahil edilmiştir. A^{-1} matrisinin kullanıldığı durum için G tanımlaması negatif olduğu için analiz tamamlanamamıştır. Akralılık katsayısı ortalama olarak 0.330 olarak hesaplanmıştır. Bu durum akrabalı ilişkiler açısından hayvanlar arasında çok yüksek bir ilişkinin olmadığını göstermektedir.

C, F ve D matrisleri başlangıç değerlerinden çok az farkla tahminlenmiştir. Bu durum yaklaşımda bir avantaj olarak kabul edilmektedir. Kullanılan eşitlik sayısının fazla olmasına rağmen neredeyse 1/5'lik eşitlikle parametre tahminleyen HM ile benzer sayıda iterasyon ve CPU zamanında da yaklaşım sağlanmıştır. Bu model, kovaryansların giderilmesiyle beraber, toplam varyasyonun %68.9'lük bir kısmını açıklayabilmiştir. İnteraksiyonların önemli bulunduğu modelde D matrisinin dahil edilmediği durum için analiz tekrarlanmış ve varyasyonun %63.4'lük bir kısmının açıklanabildiği belirlenmiştir.

t zamanları için polinom uyumu yapılmış olup, 3,4 ve 5. dereceden polinomlar için 4 farklı zaman aralığı tanımlamasının yeterli bulunmasına rağmen, 11 zaman için de uyumlar yapılarak çözümler elde edilmek istendiğinde hafıza sorunu ile karşılaşmıştır. Ancak, $\phi_{4 \times 4}$ matrisinin dahil edildiği KF'nin uyumunun yapıldığı durumlar için harcanacak CPU zamanının, $\phi_{11 \times 11}$ kullanıldığı modelden 10 kat daha az olacağı belirlenmiştir. İkinci Durum için 72640 adet olarak tanımlanan kovaryans unsuru sayısı, 4 devre dikkate alındığında 26414'e düşmüştür. Parametre tahminleri için kullanılan toplam eşitlik sayısı da 518 olarak belirlenmiştir. Bu şekildeki bir düzenlemeyle, ortalama CPU zamanı 0.20 sn olarak gerçekleşmiştir.

4 laktasyon seviyesi için, 4 sürüde neredeyse eşit sayıda gözlem kullanılmıştır. Avustralya kaynaklı olan veri tabanında laktasyon süreleri 300 gün ve üzeri değerlerde elde edilmiştir. Ortalama ve sapma değerleri ise, veri tabanına oldukça yakın değerlerdedir. Simulasyonla elde edilen veri seti ortalamalarının da popülasyon parametrelerinden istatistik olarak farklı bulunmadığı belirlenmiştir ($P>0.05$).

Genetik parametre tahminleri için DFREML/DXMRR ver. 3.0 programında startvalue.dat dosyası dahilinde tanımlanan A, C ve E matrisleri SAS/MIXED(1998) kullanılarak, REML algoritmasında Newton-Raphson yaklaşımında elde edilen lokal tahminler kullanılmıştır. Bu şekilde tanımlanan matrislerin başlangıç değerleri ilgili dosyada tanımlanarak, DFREML istatistik programında kullanılmıştır. Ortalama 21 iterasyonla yürütülen 58 raund sonunda yaklaşım sağlanmış ve ilk sonuçlar başlangıç değeri olarak kabul edilerek yeniden çalıştırılmıştır. Yeni değerlerle, yeniden oluşturulan başlangıç dosyası (startvalue.dat) ile yeni bir hesaplama başlatılmıştır. Bu şekilde arda yapılan tekrarlamalar sonucunda bir önceki matris değerleri ile sonraki değerler arasındaki farkın 10^{-6} olduğu durum için programın çalıştırılmasına son verilerek, maxima tahminler elde edilmiştir. Toplam 27 yeni değer ataması yapılarak ortalama 0.18 CPU zamanı ile tüm parametreler için yaklaşım sağlanmıştır.

4.3.2. Çevresel Kovaryanslar

Çevresel etkiler olarak tanımlanan etkiler arasında 3 regresyon etkisiyle beraber 1151 adet kovaryans unsur tanımlaması kullanılmıştır. Bu şekilde belirlenen modellerle toplam çevresel varyasyonun %94.7'si açıklanabilmektedir. Çevresel kovaryanslar için interaksiyon dahil 98 parametre için tahminleme yapılmıştır. Modele dahil edilen tüm terimler önemli bulunmuştur. Korelasyonlar arası farkın önemli bulunmaması nedeniyle KF tanımlamasına bazı etkiler dahil edilmemiş ve bu modellerle toplam varyasyonun %92.8'i açıklanabilmektedir. İki model arasında istatistik olarak önemli bir farkın olmadığı belirlenmiştir. Böylece, 63 parametrenin tanımlı olduğu model kullanılmıştır. C, F, ve H için uyumlar yapılarak sadece 4 denetim günü için analizler tamamlanmıştır. Genetik kovaryanslara benzer şekilde, hata varyanslarının tanımlı olduğu V matrisi C matrisine dahil edilerek C matrisi karıştırılmış biçimde yeniden düzenlenmiştir. nc boyutlu olarak tanımlanan bu matris 4×4 boyutlu olarak tahminlendiğinde, V'de tanımlı tüm elemanlar kolaylıkla tahminlenebilmiştir. Ancak V'nin 3×3 boyutlu olduğu olduğu durumlar için V matrisinin yine aynı şekilde tahminlenebilmesi nedeniyle matris 3×3 boyutlu olarak

tanımlanmıştır. Tüm denetim günleri için 11 zaman tanımlamasının kullanıldığı modelde (full model) çok fazla sayıda kovaryans unsuru ve parametre tahminleri için çok fazla sayıda eşitliğin çözümünün gerekmesi nedeniyle hafıza sorunu yaşanmıştır. Bu nedenle tüm etkilerin tanımlı olduğu modelde parametre tahminleri elde edilememiştir.

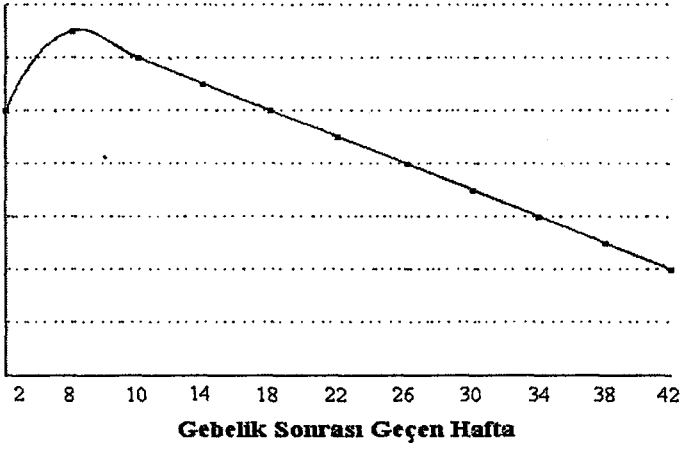
Kovaryans matrislerinin kovaryans fonksiyonlarına uyumu yapılarak eklemeli genetik etkilerle, çevresel kovaryans fonksiyonu çözümleri elde edildikten sonra bu çalışmanın 3. adımına geçilmiştir. Bu aşamada tahminlenen G ve R için elde edilen çözüm matrislerinin uyumu yapılarak. KF'da G ve R için gerçek değerler tahminlenmiştir.

\hat{G} esas alınarak, Jamrozik ve Schaeffer (1997) tarafından tanımlanan modelin uyumu yapılmıştır. Tanımlanan bu modelde, Legendre polinomlarına alternatif olarak Schaeffer laktasyon eğrisinin uyumu yapılmıştır. Legendre polinomlarının ve Schaeffer Eğrisi'nin tanımlandığı iki modelde ağırlıklı kareler ortalaması sırasıyla 7.14 ve 7.84 olarak bulunmuştur. İkinci yaklaşımda model uyumu az da olsa daha iyi bulunmuştur. Schaeffer Eğrisi tanımlı olan bu modelde sadece 3 öz değer 0 dan farklı ve istatistik olarak önemli bulunmuştur ($P < 0.05$). \hat{R} hata matrisi için, $k=5$ seviyesinde F istatistikleri quartik terimler için en yüksek değere sahip olmuştur. Ancak, bu durumda, hata için serbestlik derecesi çok düşük olmuştur (6 ve 5). Çevresel kovaryanslar için, 3 öz değer tahmini de 0'dan farklı bulunmuştur ($P < 0.05$). Çevresel etkiler için de polinomun doğrusal olarak açıkladığı kısım önemli bulunmuştur ($P < 0.05$).

Eklemeli genetik etkilerin ve hataların tahminlendiği kovaryans matrisinin elemanları için, çalışmada kullanılan tüm model yaklaşımlarında, genel olarak 3 yöntem kullanılarak tahminleme yapılmıştır. Bunlar sırasıyla HM ve ORM için Newton-Raphson yaklaşımıyla işlem yapan EM-REML, TM için Powel yaklaşımında iterasyon yapan ve tek değişkenli yaklaşım olan DFREML ile RRM için regresyon çözümlerini kullanan Simplex yöntem yaklaşımıyla tahminleme yapan DFREML ve KF-RRM için AI tekniğini kullanan (EK-A) DFREML olmuştur. Elde edilen sonuçlara göre beklendiği gibi en iyi sonuçlar KF-RRM için yapılan çözümlerde elde edilmiştir.

4.3. Laktasyon Eğrilerinin Tahmini

Bugüne kadar yapılan bir çok çalışmada süt sığırları için laktasyonun genel seyrini gösteren standart laktasyon eğrisi oluşturulmuştur. Şekil 4.5.1.'de bu eğri gösterilmektedir.



Şekil 4.7. Standart laktasyon eğrisi (verim (kg)/ Gebelik sonrası süre (hafta)).

Şekil incelendiğinde böyle bir veri setine uyumu yapılacak olan eğri tanımında zamana bağlı yükselme ve düşme katsayılarının önemli olduğu açıkça izlenmektedir. Çalışmada bu durumu en iyi açıkladığı düşünülen uzun yıllar yapılan çalışmalarda kabul görmüş olan Wilmink (1987)'in tanımladığı eğri tanımı, Legendre (ortogonal) polinomları ve Ali ve Schaeffer (1987)'in tanımladığı eğri ile veri setini en iyi açıklayan model belirlenmeye çalışılmıştır. Bu amaçla 3 farklı tanım esas alınarak en iyi model seçimine ilişkin sonuçlar ile r , R^2 ve hata tahminleri Çizelge 4.17.'de özetlendiği gibi olmuştur.

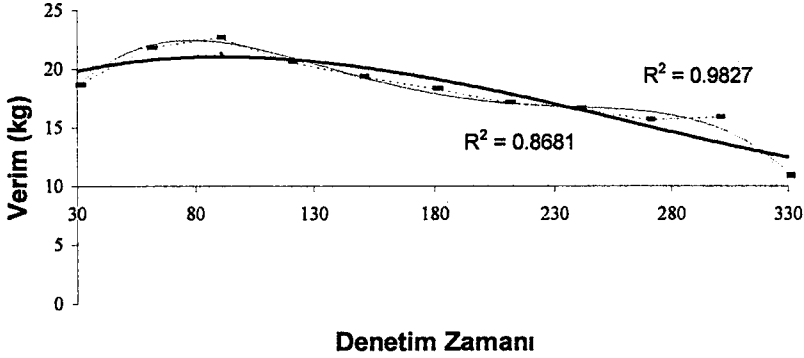
Çizelge 4.17. Laktasyon eğrisinin açıklanması amacıyla kullanılan 3 fonksiyon tanımına ait bilgiler

Fonksiyon	Model	r	R ²	S
Polinom	$y = a$	0.7274	0.5180	2.1310
	$y = a + bt^{0.5} + c \ln t$	0.9642	0.9125	1.2610
	$y = a + bt + ct^2 + dt^3 + f \ln(t)$	0.9652	0.9296	1.2313
	$y = a + bt + ct^2 + dt^3 + ft^4$	0.9652	0.9156	1.0265
	$y = a + bt + ct^2 + dt^3 + ft^4 + gt^5$	0.9835	0.9156	1.0025
Wilmink	$y^{-1} = a + bt^{-1} + ct$	0.1087	0.012	2.4141
	$y^{-1} = a + bt^{-1} + ct + dt^2$	0.7841	0.6023	1.9723
	$y^{-1} = a + bt^{-1} + ct + dt^2 + ft^3$	0.3943	0.1451	2.3845
KF	$\ln(y/t) = a + bt$	0.6312	0.3784	2.3456
	$\ln(y) = a + b \ln t + ct$	0.9534	0.8971	2.0012
	$\ln(y) = a + b \ln t + ct + dt^{0.5}$	0.9531	0.8852	1.9412
	$\ln(y) = a + b \ln t + ct + dt^2$	0.9652	0.9125	1.2811
	$\ln(y) = a + b \ln t + ct + dt^{0.5} + ft^2$	0.9863	0.9356	1.0003

Burada laktasyon eğrisini en iyi açıklayan fonksiyon tanımlamasına Ali-Schaeffer'in KF katsayılarını kullanarak tanımladığı eğri fonksiyonu sahip olmaktadır. Wilmink fonksiyonu ise, en kötü sonuçları vermiş ve zamana bağlılığı açıklamada yetersiz kalmıştır.

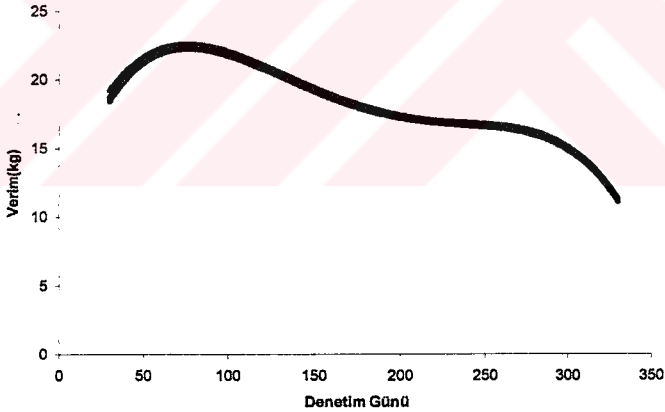
Veri setinde 1. laktasyon için süt veriminin genel yapısı 4. ve 3. dereceden polinomlarla tanımlanmıştır. 4. dereceden uyumu yapılan ortogonal (Legendre) polinomuna ait R² değeri 0.9827 olurken, 3. dereceden polinom için bu değer 0.8681 olmuştur. Uyumu yapılan 2 eğrinin grafiksel gösterimi ve gerçek verim ortalamaları Şekil 4.8. de verilmiştir.

1. LAKTASYON



Şekil 4.8. Laktasyonlar için genel laktasyon eğrisi tanımı.

Çalışmada 4 babanın dişi döllerine için elde edilen denetim günü süt verimlerine ilişkin laktasyon eğrisi tahminlerine ait grafiksel gösterim, Şekil 4.9. daki gibi olmuştur.

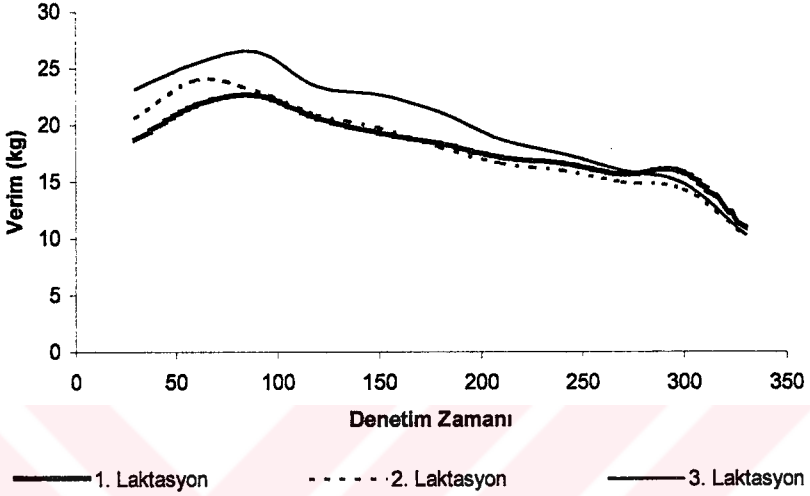


$$B1_R^2 = 0.9836 \quad B2_R^2 = 0.9854 \quad B3_R^2 = 0.9757 \quad B4_R^2 = 0.98$$

Şekil 4.9.'dan da gözleneceği gibi babalara göre veri seti sınıflandırıldığında ortalamaların oldukça benzer olmasından dolayı polinom tahminleri benzer olmuştur. Babalar için ayrı ayrı 4. dereceden uyumu yapılan polinomlar için R² değerleri, 1,2,3 ve 4. baba için sırasıyla, 0.9836, 0.9854, 0.9757 ve 0.9800 olarak hesaplanmıştır.

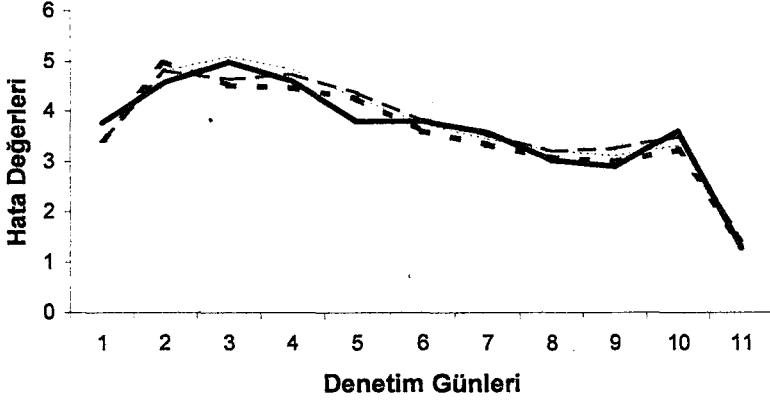
Çalışmada, 3 laktasyon için 4. dereceden uyumu yapılmış olan polinomların grafiksel gösterimi Şekil 4.5.2.3. daki gibi olmuştur. Şekil incelendiğinde en yüksek ortalamaya 3. laktasyonun sahip olduğu, ancak 1 ve 2.

laktasyon için uyumu yapılan polinomlar benzer oluđu gözlenmektedir. 2 ve 3. laktasyonlar için 3, 4 ve 5. dereceden polinom uyumları yapılmış ve R^2 değerleri sırasıyla, 0.9626,0.9897 ve 0.9902; 0.9283, 0.9927 ve 0.9929 olarak elde edilmiştir.

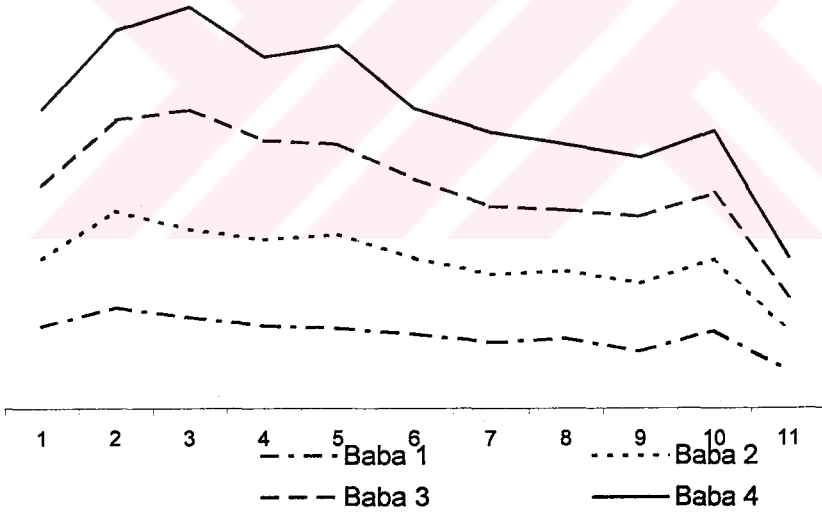


Şekil 4.10. Üç laktasyon için 4. dereceden uyumu yapılan polinomlar.

Şekilde de görüldüğü gibi, genel olarak tahminlerde benzerlik olmakla beraber, bu durum denetim zamanının son evresinde daha da artmıştır. Babalar arası sınıflandırmaya göre tahminlenen ortalamalar için standart hatalar ve maksimize edilmiş ortalamalara ait tahminler için grafiksel gösterim Şekil 4.11. de verildiği gibi olmuştur. Grafik incelendiğinde çok benzer olan polinom tahminlerinin babalar için çevresel etkiler giderildikten sonra farklılaştığı görülmektedir. R^2 değerleri ise benzer şekilde 0.95-0.98 arasında değişik değerler almıştır.



--- Baba 1 - - - Baba 2 Baba 3 ——— Baba 4



Şekil 4.11. Babalar için yapılan sınıflandırmaya göre denetim günleri ortalama (yukarıda) ve maksimize edilmiş ortalama (aşağıda) sapma değerleri .

5. TARTIŞMA VE SONUÇ

5.1. Eklemeli Verimler

Eklemeli verimlerin (kümülatif verimler) tek değişkenli analiz tekniğinde incelenmesi çevresel etkiler için ortalama bir bilginin kullanılmasına neden olmaktadır. Laktasyonun veya büyümenin farklı dönemleri için geçerli olduğu özel çevresel koşulların bu yolla, incelenmesi durumunda deneysel hata büyümektedir. Zira bu çalışmada, farklı amaçlar için denetim günleri birleştirilerek ve literatürde tanımlı bazı düzeltme katsayıları kullanılarak 100, 200 ve 305 günlük toplam verimler elde edilmiştir. Birçok literatürde, kullanılan katsayıların özel olarak yeniden elde edilmesi gerektiği belirtildiği için, yöntemin etkisinin doğrudan ortaya konulabilmesi amacıyla, regresyon tekniği ile özel olarak türetilen düzeltme katsayıları kullanılarak çalışmadaki veri setine gerekli düzeltmeler uygulanmıştır.

Çalışmada kullanılan 5 model için model uyumları arzu edilen şekilde ve beklendiği gibi çıkmıştır. Hayvan modelinin tüm eklemeli verimler için uyumu ve parametre tahminlerinde akrabalığın çok yüksek olmaması nedeniyle SAS/Proc MIXED (1988) prosedürü kullanılmıştır. REML algoritması ve Newton-Raphson kullanılarak elde edilen parametre ve varyans-kovaryans unsurların tahminleri için başlangıç olarak MIVQUE(0) değerleri atanmıştır. Bir çok literatürde başlangıç değerlerinin bilinmediği durumlar için MIVQUE(0) veya ANOVA tahminlerinin başarılı sonuçlar verdiği yönünde bildirişler mevcuttur (Ducrocq ve Besbes , 1993; Albuquerque ve ark., 1998; Newman ve ark., 1998; Everett, 2000) . Başlangıç değerlerinin ANOVA ya da MIVQUE(0) değerlerinden dolayı hesaplanan k atanarak, veri setinin nispeten dengeli olması nedeniyle MIVQUE(0) tahminlerine oldukça yakın tahminler elde edilmiştir. 15 iterasyon sonucunda yaklaşım sağlanmıştır. Ancak ANOVA tahminlerinde MIVQUE(0)'dan oldukça uzak değerler elde edilmiş ve yaklaşımın sağlanması için 28 iterasyona ihtiyaç duyulmuştur. Bu nedenle 2 kat daha fazla süreye ihtiyaç duyulmuştur.

Eklemeli verimler için DFREML tahminlerinin elde edilmesi amacıyla ORM, TM, RRM ve KF-RRM' nin veri setine uyumu yapılmıştır. DFREML ver 3.0 DXUNI prosedürüne göre AI-REML algoritmasında tahminlemeler elde edilmiştir. Akrabalı yetiştirme katsayısı matrisinin tekil olması nedeniyle doğrudan A' nın entegrasyonunda, G için hesaplamalar elde edilememiştir. Smianer (1986) tarafından bildirilen A matrisinin genelleştirilmiş tersinin G' de kullanımıyla bu sorun ortadan kalkmıştır. HM' ye göre tüm modeller için iterasyon sayıları ve CPU değerleri oransal olarak daha düşük olmuştur. Ancak, özellikle KF için hesaplamaya dahil edilen tahminlenebilir eşitlik sayısının olası tüm ilişkiler için oluşturulması nedeniyle, toplam zaman HM ve ORM'den sırasıyla 5 ve 3 kat daha fazla olmuştur. RRM için ise, iki aşamalı analiz gerektiği için, benzer şekilde 2 ve 1 kat daha fazla toplam zamana ihtiyaç duyulmuştur.

Eklemeli verimler için tüm modellerde aynı sayıda parametre bulunmuştur. Deneme deseninin de kısmen dengeli olması, analiz ve tahminleme sonuçlarının benzer olması ile sonuçlanmıştır. Bu durum özellikle Kirkpatrick ve ark. (1990) tarafından yapılan çalışma sonuçlarıyla paralellik göstermiştir. Schaeffer ve Dekkers (1997) simülasyonla elde ettikleri veri setinde gerçek parametre değerleri olarak tüm olası parametreleri içeren (full model) modelden tahminlenen parametreleri kabul

etmişlerdir. Bu araştırmacılar, eklemeli verimler için laktasyonun erken dönemleri için tüm parametreleri gerçek değerlerden düşük olarak tahminlemişlerdir. 200. gün verimleri için ise, yüksek değerler tahminlemişler ve son olarak 305. gün verimleri için RRM'de, parametrelerin gerçek değerlerine benzer sonuçlar elde etmişlerdir. Bu çalışmadan elde edilen sonuçlar, bu araştırmacılarla paralellik göstermektedir. Bir çok literatürdeki bildirişler de laktasyonun erken dönemlerinde daha düşük tahminlerin elde edildiği yönündedir.

Tahminlenen parametreler, hatalar bakımından karşılaştırıldığında en küçük hataya, RRM ve KF-RRM tahminleri sahip olmuştur. Jamrozik ve ark. (1997), bu durumu hata yapısının, gözlemler arasındaki ilişkiyi ve bunun meydana getirebileceği oto-korelasyon yapısının, zamana bağlı değişimin doğru olarak tanımlanması şeklinde açıklamaktadır. Çalışmada, eklemeli verimler için hatalar arasında zamana bağlılık söz konusu olmamıştır. Hataların heterojenliği için yapılan Bartlett homojenlik testi sonuçlarına göre, hataların homojen bir yapıda olduğu belirlenmiştir. Ancak, yinede özellikle KF-RRM için çevresel ve genetik kovaryanslar için ayrı katsayıların kullanılması nedeniyle toplam varyasyonun çok büyük bir kısmı açıklanabilmiştir.

Eklemeli verimler için fenotipik varyansların, süt verimlerinin değerlendirilmesi için önemli bir kriter olmadığı bir çok araştırmacı tarafından bildirilmiştir. Çünkü eklemeli verimler için tahminlenen fenotipik varyansların çevresel etkilerden çok daha ciddi olarak etkilendiğine işaret eden araştırmacılar, çevresel etkilerin ortalama etkisinin incelendiği durumlar için fenotipik varyansların anlamlı yorumlanmadığını bildirmektedir. Bu nedenle, eklemeli verimlerin kullanıldığı bir çok çalışmada fenotipik düzeyde tahminlenen varyanslara yer verilmemekte, doğrudan genetik varyans tahminleri üzerinde durulmaktadır. Ancak, akrabalı ilişkilerin yüksek olduğu sürülerde, ebeveyn ortalamalarına göre yapılan düzeltmelere rağmen, yanlış kalıtım derecesi ve yetersiz BLUP tahminlerinin elde edildiği bildirilmektedir. Bunun önüne geçebilmek için bir çok düzeltme yöntemi önerilmiş ancak, bunların çoğu istenen seviyede bir iyileştirme sağlayamamıştır.

Çalışmada elde edilen sonuçlar dikkate alınırca, TM, RRM ve KF-RRM eklemeli verimler için TM, RRM ve KF-RRM tahminlenen parametre varyansları bakımından benzer sonuçlar vermiştir. Ancak, KF-RRM, kullandığı hesaplama tekniğinden dolayı diğerlerinden biraz daha uzun sürede çözümlere ulaşmıştır. Tahminlenen parametrelerin hassasiyeti bakımından RRM ve KF-RRM benzer varyanslı parametre tahminleri vermiştir. TM için çözümler aynı algoritmaya göre elde edildiğinden, küçük varyanslı tahminler vermiş, ancak RRM ve KF-RRM'den nispeten daha büyük varyansa sahip olmuştur.

Elde edilen sonuçlara göre, 100, 200 ve 305 günlük eklemeli verimler için tahminlenen kalıtım dereceleri bütün model tanımlamaları için literatürle uyumlu olarak tahminlenmiştir. RRM de yer alan sabit ve şansa bağlı etkiler için iki ayrı aşamada tahminleme yapılmaktadır. Sabit etkiler için bilinen regresyon çözümleri ve şansa bağlı etkiler için şansa bağlı regresyon çözümleri, sabit ve şansa bağlı regresyon katsayıları matrisinde elde edilmektedir. Bu bir avantaj gibi gözükse de model çözümlerinde aynı fonksiyonların kullanılması, sonuçların yanıltıcı olmasına neden olabilmektedir. Çalışmada, ilk, ikinci ve üçüncü laktasyonlar için ayrı ayrı RRM'ye uyumu yapılmış olan veri setlerinde istenen çözümlere ulaşılabilmiştir. Ancak tüm laktasyon sonuçlarının çözümü için veri setlerinin kombine edilerek sadece laktasyon sırası aynı modele sabit etki olarak dahil edilerek çözümler

tekrarlanmıştır. İkincisinde hiçbir parametre için çözüm elde edilememiştir. RRM model çözümleri için DXMUX'ta tanımlı olan algoritma çoklu özellik tanımlamalarında çalışmadığı için işlem yapılamamıştır.

KF-RRM çözümleri, her özellik için ayrı fonksiyon tanımlarını ve çözümlerini içerdiği için en iyi sonuçlar bu model için elde edilmiştir. 100, 200 ve 305 günlük toplam verimlerin beraber tanımlanmasından elde edilen KF çözümleri, modelde daha az sayıda parametre kullanılması nedeniyle, oldukça kısa sürede elde edilmiştir. Burada zamana bağlı olarak tanımlanan $R(t)$ hata varyansları ve şansa bağlı genetik etkilerde $W(t)$ çözümleri için elde edilen sonuçlar diğer modellerden çok daha iyi çıkmıştır. Laktasyonun doğrusal bir şekilde polinomlarla açıklanması, tüm model yorumlarından daha başarılı olmasını sağlamıştır.

Ekleme verimleri için zamana bağlılığın olmadığı varsayımını içeren H_0 hipotezinin kabul edildiği bu çalışmada, ORM sonuçları zamana bağlılık olmasa da HM'den daha iyi sonuçlar vermiştir. Tüm model çözümlerinde, sparse tekniğini kullanan DFREML yönteminde AI yaklaşımında çözümlerin elde edilmesi, hemen tüm tahminlerin yakın olmasına neden olmuştur. Ancak, ORM için gerçek parametre değerleri 50 raundluk çalışmaya rağmen elde edilememiştir. Tüm yöntemlerde tahminler arasında yüksek korelasyonun belirlenmesi, çözümler arasında bir paralellik olduğunu göstermektedir. Özellikle RRM ve KF-RRM çözümleri için 0.97-0.99 arasında çok yüksek bir korelasyon bulunmuştur. Bu bulgu, eklemeli verimlerin tekrarlanan ölçümler çerçevesinde değerlendirildiği çalışmalarla paralellik göstermiştir.

5.2. Denetim günü verimleri

HM dışında tüm modeller için denetim günü verimlerinin uyumu yapılmıştır. Tekrarlanan gözlemlerin incelenmesine olanak tanıyan bu modellerden sadece RRM ve KF-RRM tüm denetim günü kayıtlarının ayrı ayrı değerlendirilmesine olanak tanımaktadır. Bu nedenle, çalışmada laktasyonun 4 kısımda incelenmesine izin verdiği için, 4 modelde uyum yapılmış ve sonuçlar bunlara göre elde edilmiştir. İkinci olarak, tüm gözlem değerleri RRM ve KF-RRM'ye yeniden uyumu yapılarak tüm modeller için ve gözlem yapılan tüm hayvanlar için bireysel damızlık değeri tahminleri elde edilmiştir. Tahminleme aşamasında kullanılan eşitlik sayıları ve modellere ilişkin özet bilgiler Çizelge 5.1'de özetlenmiştir.

Çizelge 5.1. Çalışmada iki veri setinin analizinde kullanılan model yaklaşımlarına ilişkin özellikler

Model	Etki	Varyans Tahmini	Maksimum ¹ Parametre Sayısı	Eşitlik ² Sayısı	Maksimum Gözlem Sayısı
HM	a	$\sum A, \sum E$	$q(q+1)$	82	3
ORM	a	$\sum A, \sum E$	$q(q+1)$	82	3
TM	a, c	$\sum A, \sum C, \sum E$	$3q(q+1)/2$	278	11
DRRM	a, m, c	$\sum A, \sum M, \sum C, \sum E$	$2q(q+1)$	278	11
KF-RRM	a, m, c	$\sum A, \sum M, \sum C, \sum E$	$2q(q+1)$	112	33

¹ q analizde kullanılan faktör sayısı olmaktadır.

² Parametrelerin tahminlenmesi için kullanılan toplam tahminlenebilir eşitlik sayısı.

Çizelgeden de izleneceği gibi hayvan başına en fazla gözlem değeri KF-RRM için kullanılmıştır. KF yaklaşımıyla tüm laktasyonlara ilişkin verilerin kullanımı avantaj olarak kabul edilmektedir. Çünkü, çevresel etkilere ilişkin olarak yapılacak olan düzeltmeler daha etkin bir şekilde yapılabilmektedir. DRRM ve KF-RRM benzer varsayımlara göre işlem yapmaktadır. İki model için tahminlenen kovaryans unsurları aynı olmaktadır. Bu nedenle, varsayımlar da benzer şekilde olmaktadır. Çalışmada sabit etkiler için oluşturulan X matrisi, full rank matrisi olmamıştır. Buna rağmen, DRRM, KF-RRM'ye göre daha fazla tahminleme eşitlikleriyle parametre tahminlerine ulaşmıştır. Bu durum DRRM için bir çok araştırmacı tarafından bildirilmektedir. DRRM için tahminlenebilir eşitlik sayısı oldukça yüksek olmaktadır. Bu nedenle, KF-RRM matriste bazı kısıtlamalara giderek interaksyona ait tanımlamaların ve kovaryans tanımlamalarının bazılarını D matrisinde karıştırarak tahminleme yapmaktadır. Böylece, kullanılan eşitlik sayısı oldukça düşürülmektedir. Ancak her iki yöntemde de eşitlik sayısı oldukça yüksek olmaktadır. Bu çoğu durumda işlem zamanını artırmakta, ya da bazı tahminlerin yapılmasını güçleştirmektedir.

Çalışmada çevresel etkiler için tekrarlanan gözlemleri içeren veri setinde 10 adet sabit çevresel ve toplam 19 adet çevre etkisi için parametre tahmini elde edilmiştir. Tekrarlanan gözlemler için her hayvana ilişkin 33 kovaryans unsuru tanımlanarak, eklemeli genetik ve hayvansal etkiye ilişkin varyans unsurları tahminlenmiştir. Bu kadar kovaryans etkisinin aynı anda tahmini, harcanan CPU zamanını ve RAM gereksinimini oldukça artırmaktadır. Ancak, log-olabilirlik tahminlerine göre en iyi sonuca, en fazla kovaryans etkinin tanımlandığı KF-RRM -341.057 ile sahip olmuştur. Bunu, -302.012 ile DRRM izlemiştir.

Modelde bulunan parametre sayısı bakımından ise, en avantajlı kullanıma HM sahip olmaktadır. Çünkü, burada minimum sayıda parametre bulunmaktadır. TM ise, en çok parametre tanımlanmış modeldir. Bu durum için DRRM ve KF-RRM eşit sayıda parametre kullanılmaktadır. Ancak, elde edilen bilgiler ve

tahminlenen parametrelerin hassasiyetleri göz önüne alındığında, bu durum DRRM ve KF-RRM için bir üstünlük olarak gözükmektedir.

Schaeffer ve Dekkers (1994), şansa bağlı regresyon katsayılarının denetim günü modelleri yaklaşımıyla tanımladıkları RRM modellerle yapılan tahminlemeyi gösterdikleri çalışmada, laktasyonun tanımlanması için 3. dereceden polinom kullanımının, hesaplama kolaylığı da göz önünde bulundurulursa oldukça tatminkar olduğunu bildirmişlerdir.

Çok değişkenli yaklaşımıyla elde edilmek istenen laktasyon verimlerine ilişkin yapılan model tanımlanmasının çözümü, bu yaklaşımın çok yüksek konfigürasyona sahip bilgisayar donanımı istemesi nedeniyle bu çalışmada yapılamamıştır. Jamrozik ve ark. (1997) bu yaklaşımla çözümlerin elde edilebilmesi için modele eklenecek her faktör ve bu nedenle modelde tanımlanan her parametre için çözümlerin elde edilmesinde ihtiyaç duyulan eşitlik sayısının yaklaşık 1 kat artacağını bildirmektedir. Araştırmacılar bu amaçla yaptıkları çalışmada, sadece 3 laktasyon için verimleri standart tanımlamayla, yani baba-ana ve 4 sabit etki ve 3 kovaryet tanımlanmasıyla 1730 babanın 50 kadar kızının verim kaydı sonuçları için çözümlerini elde etmişlerdir. Bu amaçla, 6800800 adet tahminlenebilir eşitlik çözümü yapılmıştır. Ortalama olarak 20 sn CPU zamanının harcandığı çalışmada, her laktasyonun veri setinden çıkarılmasıyla 130 RAM'lik bir alanın boşaldığı ve toplam tahminlenebilir eşitlik sayısında %17, toplam sürede %19'luk bir azalma meydana geldiğine işaret ederek, ayrı ayrı çözümlerin bu açıdan daha kullanışlı olduğunu bildirmişlerdir. Bunun tersine, bereber yapılacak olan çözümlerin bir tasarruf sağladığını ancak, laktasyon kayıtlarından beklenen ortak bilgilerin gözlenmemesi gibi oldukça önemli bir bilgi kaybının olduğunu bildirmektedirler. Bu araştırmacılar yaklaşık 3.800.000 kadar hayvanın 3 laktasyon için KF-RRM model çözümlerini elde etmek amacıyla, 4 adet PIII 1000 işlemci ve toplam 2 GB'lık bir RAM donanımlı bilgisayar kullanmışlardır. Bu çalışmada ise, toplam 2304 hayvana ait toplam 3 laktasyon için 11 denetim günü ve 76032 verim kaydından oluşan nispeten küçük bir veri setinde çalışılmasına rağmen, çoklu laktasyon verimleri için hafıza yetersizliği nedeniyle çözümler elde edilememiştir.

Çalışmada her laktasyonda eklemeli verimlere ilişkin olarak hayvan başına 1 gözlem değerinden faydalanılmıştır. Ancak, denetim günü kayıtları için eksik gözlemlerin bulunmadığı durumda bu 11'ye kadar çıkmıştır. Gözlem sayılarındaki bu artış, doğrudan hata serbeslik derecesine yansıdığı için daha küçük varyanslı hata tahmini elde edilmekte ve sonuçların güvenilirliğini artırmaktadır. Bu şekilde bir değerlendirmeye, eklemeli verimler için birinci laktasyonda 1920 hayvana ilişkin kayıt değerlendirmeye alınmışken, bu sayı denetim günlerinde 18004 olmuştur. Sadece ilk denetim günü için, 999 denetim günü kaydının değerlendirilmesi oldukça önemli bir ek bilgi getirmektedir.

RRM ve KF-RRM çözümlerinde hayvanlar şansa bağlı olarak kabul edilmektedir. Bu nedenle her hayvan için ayrı ayrı tahminlenen damızlık değerleri ve süt verimlerine ait persistens tahminleri rahatlıkla elde edilebilmektedir. Ayrıca, çevresel varyansların zamana bağlı olarak açıklanması oldukça önemli bir avantaj olmaktadır.

Laktasyonun, denetim günü zamanına bağlı olarak değişimi, denetim günü verimlerinden dolayı tahminlenen kalıtım derecelerinin de zamana bağlı olarak nasıl etkilendiğinin açıklanması açısından önemli bir bilgi vermektedir. Çalışmada RRM ve KF-RRM modelleri için tahminlenen kalıtım dereceleri oldukça yakın

bulunmuştur. Özellikle, verimin yükseldiği dönemlerde kalıtım derecelerinin düşük tahminlenmesi, bir çok literatürde çevresel kaynaklı varyasyonun, genetik kaynaklı varyasyondan daha yüksek olması ile açıklanmaktadır. Bir başka söyleyişle, verimin yükseldiği dönemde, verimler çevreden oldukça hassas bir şekilde etkilenmektedir. Ancak, genetik yapıya bağlı olarak laktasyonun son döneminde çevresel etkilere göre yapılan düzeltmelere rağmen, önceki tahminlerden oldukça farklı ve yüksek tahmin elde edilmiştir. Diğer model tanımlamalarında benzer sonuçlar elde edilmiştir. Ancak, çevrenin ortak etkisinin incelenemediği HM ve ORM de diğerlerinden farklı ve düşük kalıtım dereceleri tahminlenmiştir.

Çalışmada kullanılan model yaklaşımlarında tahminlenen parametrelerin hataları bakımından karşılaştırma yapıldığında, beklendiği gibi DRRM ve KF-RRM en küçük sapmayla tahminleme yaptığı görülmektedir. Özellikle, damızlık değer tahminlerinde, RRM ve KF-RRM'de ortalama 0.05kg gibi oldukça küçük sapmalı tahminler elde edilmiştir. Bu durum özellikle seleksiyon çalışmalarında bu modeller için en önemli ölçütlerden biri olarak kabul edilen BLUP tahminlerine güvenebileceğini göstermektedir. Jamrozik ve ark. (1990) KF yaklaşımıyla tanımladıkları damızlık değer tahminlerini RRM'de 0.5 kg sapmayla elde etmişlerdir. Bu değer oldukça hassas tahmin yapıldığının işareti olduğuna dikkat çekmişlerdir.

Tahminlenen hatalar, beklenen ilişkiye rağmen oldukça küçük çıkmıştır. Oto-korelasyon yapısının test edildiği H_0 hipotezinin kabul edilmesine rağmen, hesaplanan Pearson korelasyon katsayıları oldukça yüksek bulunmuştur. Çalışmada ayrıca kullanılan program tarafından hesaplanan Rank korelasyonlarının pearson korelasyonlarına eşit çıkması da oldukça dikkat çekici bir durumdur. Bu bulgu, bir çok kaynakta veri setinin popülasyonu temsil etmesi olarak açıklanmaktadır. Bunu test etmek için, veri setinden şansa bağlı olarak çekilen küçük örneklerden oluşturulan bir veri setinin model uyumu yapılmış olup, sonuçta, Pearson ve Rank korelasyonlarının oldukça farklı çıktığı gözlenmiştir. Veri seti büyüdükçe bu değerler birbirine yaklaşmış ve nihayet tüm verilerin uyumu yapıldığında iki korelasyon birbirine eşit olmuştur. Bu nedenle veri tabanına ait bilgiler popülasyon parametreleri gibi değerlendirilerek yapılan test sonuçlarında, veri setinin popülasyon değerleriyle istatistik olarak farksız olduğu belirlenmiştir.

Laktasyonun 4 dönem için incelendiği analiz sonuçlarında literatürle benzer şekilde RRM ve KF-RRM en iyi performansla sahip olan yaklaşımlar olarak bulunmuştur. Laktasyon dönemleri boyunca genetik etkilerin toplam varyasyondaki payları incelendiğinde, öz değer ve öz fonksiyonlara ilişkin bilgileri kullanan KF-RRM, bu yönden oldukça avantajlı bir kullanıma sahiptir. Bu durum, Meyer (2000) tarafından ıslah çalışmaları için vazgeçilmez bir avantaj olarak gösterilmektedir. Burada genetik yapının zamana bağlı olarak maksimum bilgiyi içeren öz fonksiyonlarla açıklanması söz konusudur. Bu fonksiyonlarla, ıslah kriteri olarak kullanılacak en iyi parametre tahmini için gerekli bilgiye ulaşılmaktadır.

5.3. Laktasyon eğrisi tahminleri

Laktasyon eğrilerinin tahminlenmesinde zamana bağlılığın doğru şekilde açıklanması, bu yapılırken laktasyonun başlangıç, yükselme, pik ve düşme gibi kısımlarının doğru olarak tahminlenmesi eğrinin doğru olarak tanımlanması için

gerekli olmaktadır. Bu amaçla tanımlanmış bir çok eğri tanımı mevcuttur. Wilmink (1987), bu amaçla uzun yıllardır en yaygın kullanıma sahip eğriyi tanımlamıştır. Ancak, tanımlanan bu eğride laktasyonun genetik kaynaklarının ve zamana bağlı olarak değişimin ayrıntılı olarak incelenmesi mümkün olamamıştır. Özellikle, ıslah amaçlı çalışmalarda veri setinin yapısının grafiksel olarak incelenmesi bir çok açıdan faydalı gözükmektedir. Zamana bağlılığın ortaya konabilmesi ve amaca uygun model seçimi aşamasında ön bilgi sağlayan eğri fonksiyonu yardımıyla modelleme yapılabilmektedir. Zira, RRM yaklaşımında bu nedenle, zamana bağlılığın açıklanabileceği en uygun eğri formunun seçimi vazgeçilmez bir öneme sahiptir.

Wilmink fonksiyonu üssel tanımlı bir fonksiyon olması nedeniyle laktasyonun başlangıç, yükselme ve düşme dönemleri için değerlerdirildiği bir eğridir. Jamrozik ve ark. (1997), 3 ve 4. dereceden tanımlı polinomların doğru uyumunu yaptıkları çalışmada, Wilmink eğrisinin RRM uyumunda en kötü performansa sahip eğri olarak tanımlamışlardır. RRM yaklaşımı olmaksızın, doğrudan TM'de uyumu yapılan polinom ve Wilmink fonksiyonlarında benzer şekilde bulgular elde edilmiş ve bu yönden kesin olarak, en küçük varyanslı tahminlemelerin polinom tanımlamalarından elde edildiği bildirilmiştir. Schaeffer ve ark. (1997) yaptıkları çalışmada buna benzer bildirişte bulunmuşlardır.

Ali ve Schaeffer (1989) tarafından, Wilmink fonksiyonu ile yapılan eğri tanımına alternatif olarak sunulan ve laktasyonu tüm dönemleri için 5 ayrı parametrede tanımlayan bir eğri fonksiyonunu tanımlamışlardır. Çalışmada polinom yaklaşımına alternatif olarak bu eğrinin uyumu yapılmıştır. 5. dereceden uyumu yapılan ortogonal polinomlarla benzer bulgular elde edilmiştir. Ancak, zamana bağlı olarak değişen laktasyon eğrisinin polinomlardan daha kullanışlı gözükken bu tanımlaması, parametrelerin ortogonal polinomlara göre daha büyük varyanslı tahminlenmesi nedeniyle kullanışlı bulunmamıştır.

Çalışmada 3, 4 ve 5. dereceden tanımlanan polinomların RRM ve KF-RRM'e uyumu yapılmış ve 3. derecede tanımlanan eğrinin veri setine uyumunun yeterli olduğu belirlenmiştir. 5. dereceden tanımlanan polinom kullanımıyla, R^2 %99 değerine oldukça yakın bir değer almış ancak, parametre tahminleri için kullanılan eşitlik sayısı neredeyse 5 kat kadar artmıştır. Başlangıçta en iyi uyuma 5. dereceden polinom tanımı sahip olmuşsa da, bu sakıncası nedeniyle 4. dereceden polinomlar tercih edilmiştir. 4. dereceden polinomlar için uyum yapıldığında R^2 değeri önemsiz bir seviyede değişmiştir. Ancak 3. ve 4. dereceden eğri tanımlamalarındaki farklılığın istatistik olarak önemsiz bulunması ve hesaplamadaki basitlik göz önünde bulundurularak, tüm tahminlemeler 3. dereceden eğri kullanımıyla gerçekleştirilmiştir.

Laktasyon eğrilerinin zamana bağlı olarak açıklanmak istendiği durumlar için, RRM yaklaşımında kullanımı ile açıklanmak istendiği durumlar için zamana bağlılığın kaynaklarıyla en iyi RRM yaklaşımıyla elde edilen eğri tanımının Ortogonal polinom tanımlaması olduğu sonucuna varılmıştır.

Bu çalışmada, süt sığırlarında denetim günlerine ait olarak simulasyonla elde edilen verilere ilişkin tekrarlanan gözlem değerlerini içeren bir veri seti kullanılmıştır. Karşılaştırma yapabilmek amacıyla, bilinen animal modele göre kullanılarak tanımlanan baba modelde (Sire Model), 5 farklı yaklaşımla oluşturulan model tanımlamaları için DFREML ve REML tahminlerinden elde edilen parametre

tahminleri, gerçek parametrelerle karşılaştırılmıştır. Gerçek parametre değerleri Meyer (2001) tarafından sağlanan veri tabanına ait bilgilerden elde edilmiştir.

Denetim günü modellerinin kullanımı ile, özellikle süt sığırlarında elde edilen denetim günü kayıtlarının değerlendirilmesi olanağı bulunmuştur. Oldukça pratik gözüken bu modeller ayrıntılı bilgi vermesi, laktasyonun çok geniş olarak incelenmesi, zamana bağlılığı oldukça doğru bir şekilde açıklayabilmesi nedeniyle yaygın kullanım alanı bulmuştur. Ancak, bu modellerde çok fazla sayıda genetik parametre tahmini yapılması gibi dezavantajlar vardır. Örneğin, Veerkamp ve Goddard (1998) Avustralya denetim günü modelleri için 10 denetim günü kaydının kullanımının yeterli görüldüğü bir çalışmada, ilk ve sonraki laktasyonlar ve genel bir değerlendirmenin yapıldığı tüm laktasyonlar için kayıtlar incelenmiştir. Sabit çevresel etkiler için klasik olarak tanımlanmış olan sürü verim seviyesine ait özellikler arası ilişkiler tahminlenmek istendiğinde, 28680 adet genetik korelasyonun hesaplanması gerektiği bildirilmektedir.

Kirkpatrick ve Heckman (1989) ve Kirkpatrick ve ark. (1994), laktasyon verimleri için tüm ilişkileri, zamana bağlı olarak tanımladıkları bir fonksiyonda özetleyerek, kovaryans fonksiyonu tanımında modelde kullanılan eşitlik sayısının oldukça düşmesini sağlamışlardır. Örnek olarak, 28680 adet genetik kovaryans 1176 eşitlikte tahminlenebilmiştir. Modelde ise, sadece 27 parametre bulunmuştur. İnteraksiyon etkisinin de dahil edildiği çalışmalarda ise, gerçek veri setleri için tekrarlanabilen modeller yaklaşıyla oluşturulan denetim günü modeli tanımlamasında yürütülen hesaplamalarda da sıkıntılar yaşanmış ve çoğu parametre için tahminleme mümkün olamamıştır.

Çalışmada elde edilen bulgular ışığında ulaşılan bilgiler aşağıdaki şekilde maddeler halinde özetlenebilir:

- i. Bir çok literatürde tekrarlanan gözlemler kapsamında hayvancılık alanında ele alınan verim özelliklerine ilişkin verim kayıtlarının kullanımı sayesinde çevresel etkiler için etkin bir düzeltme yapılabilmektedir.
- ii. Toplam varyasyon içerisinde çevresel ve genetik etkiler zamana bağlı olarak açıklanabilmektedir.
- iii. Hayvanlara ilişkin damızlık değerleri, çevrenin özet bilgisi yerine, doğrudan zamana bağlı olarak tanımlandığı için çok daha hassas tahminlenebilmektedir.
- iv. Elde edilen BLUP tahminleri, inek indeksi veya boğa indeksi gibi kayıtların öncelikli olduğu ülkelerde boğalar için daha erken yaşlarda ve daha az sayıda kızlarının testini imkanı kılmaktadır. Bu durum, zamanı kısaltmakta ve daha ekonomik olmaktadır.
- v. Laktasyon eğrisi daha hassas belirlenebilmektedir. Laktasyonun farklı dönemleri için kalıtım dereceleri küçük varyanslı olarak tahminlenebilmektedir.
- vi. Laktasyona ilişkin genetik devamlılık (persistens) tahminleri, diğer yaklaşımlardan daha güvenilir olarak tahminlenmektedir.

- vii. Veri setinin kovaryans yapısı oldukça etkin olarak tanımlandığından, bu yapı zaman faktörü ile açıklanabilmekte ve bu yönden kullanışlı ek bir bilgi sağlamaktadır.

Sonuç olarak, ıslah çalışmaları için yeterli büyüklükte bir veri setinin incelendiği, uyumu yapılan modellerden RRM ve KF-RRM'nin laktasyonu zamana ve zamana bağlı olarak değişen kaynaklarına göre en iyi açıklayan eğri tanımı ve kullanımının araştırıldığı bu çalışmada, elde edilen bulgular ışığında KF-RRM yaklaşımının ve buna uyumu yapılan Legendre (Ortogonal) polinomlarının arzu edilen bilgileri verdiği belirlenmiştir. RRM için ayrı ayrı yürütülen analiz sonuçları, KF-RRM ile paralellik gösterse de, şansa bağlı regresyon katsayılarının öz değer ve öz vektör kullanımıyla çözümlere ulaşan kovaryans yaklaşımı şansa bağlı regresyon modellerinin ıslah çalışmalarında oldukça avantajlı sonuçlar verdiğini belirlemiştir. Özellikle inek indekslerinin yaygın olarak kullanıldığı ülkelerde aday boğaların, daha az sayıda kızlarının verimlerinden damızlık değerlerin sağlıklı bir biçimde elde edilmesi nedeniyle, KF-RRM hayvan ıslahında oldukça başarılı bir şekilde kullanılabilir.

KAYNAKLAR

- Ali, T.E., Schaeffer, L.R., 1987. Accounting for Covariances Among Test Day Milk Yields in Dairy Cows. *Can. J. Anim. Sci.*, 630-637.
- Albuquerque, L. G., Meyer, K., 2001. Estimates of Genetic Parameters for Early Growth of Brazilian Nelore Cattle. *Proceedings of the 14th Conference of the Association for Advancement of Animal Breeding and Genetics.*, July 30-August 2. Queenstown, NZ.
- Albuquerque, L. G., Keown, J. F., Van Vleck, L. D., 1998. Variances of Direct Genetic Effects, Maternal Genetic Effects and Cytoplasmic Inheritance Effects for Milk Yield, Fat Yield and Fat Percentage. *J. Dairy Sci.*, 81: 544-549.
- Annang, A., Mielenz, N., Schüler, L., 2000. Genetic and Phenotypic Parameters for Monthly Egg Production in White Leghorn Hens. *J. Anim. Breed. Genet.* 117: 407-415.
- Anonim, 2000. Calculating Genetic Evaluations: The Test Day Approach. <http://www.cdn.ca/pages/new/tdm3eng.html>.
- Badner, G. B., Anderson, C.R., 1985. Evaluation of Five Lactation Curve Models Fitted from Daily Milk Weights. *J. Dairy Sci.*, 68 (Suppl.): 226.
- Barwick S. A., Henzell A. L., 1999. Assessing The Value of Improved Marbling In Beef Breeding Objectives and Selection. *Aust. J. Ag. Res.*, 50: 503-512 CSIRO Publishing, Collingwood.
- Boldman, K.G., Kriese, L. A., Van Vleck, L. D., Kachman, S. D., 1993. *A Annual For Use of MTDFREML*, USDA-ARS, Clay Center, NE.
- Boldman, K. G., Van Vleck, L. D., 1991. Derivative Free Restricted Maximum Likelihood Estimation in Animal Models with Sparse Matrix Solver. *J. Dairy Sci.*, 74: 4337-4343.
- Brian, D. M., 1989. Weighted Multicollinearity Diagnostics for Logistic Regression. *Proceed. Of The Fourteenth Annual SAS Users Group Int. Conference*, San Francisco, California, April 9-12, 1989.
- Brotherstone, S., White, I. M. S., Meyer, K., 2000. Genetic Modelling of Daily Milk Yield Using Orthogonal Polynomials and Parametric Curves. *British Soc. Animal Science* 70 : 407-416
- Brotherstone, S., White, I. M. S., Meyer, K., 1999. Genetic Modelling of Daily Milk Yield Using Orthogonal Polynomials and Genetic Curves. *INTERBULL. Bulletin* no: 16: 1-9.
- Brotherstone S., White I., Meyer K., 2000. Genetic Modelling of Daily Milk Yield Using Orthogonal Polynomials and Parametric Curves. *Anim. Sci.* 70:407-415.
- Carvalho, J. G. V., Blake, R. W., Pollak, E. J., Quaas, R. L., Duran-Castro, C. V., 1998. Application of An Autoregressive Process to Estimate Genetic Parameters and Breeding Values for Daily Milk Yield in A Tropical Herd of Lucerna Cattle and in United States Holstein Herds. *J. Dairy Sci.*, 81: 2738-2751.
- Dong, M. C., Mao, I. L., 1990. Heterogeneity of Co-Variance and Heritability in Different Levels of Intraherd Milk Production Variance and of Herd Average. *J. Dairy Sci.*, 73: 843-851.

- Doormal Van, B. J., Kistemaker, G. J., Sullivan, P. G., 1999. Heterogeneous Variance of Canadian Bull EBV's Over Time. *Interbull*. 22: 141-148.
- Galvao de Albuquerque L., Meyer K., 2000, Estimates of Direct and Maternal Genetic Effects for Weights from Birth to 600 Days of Age In Nellore Cattle. *J. Anim. Breed. Genet* (Online).
- Dempster, A. P., Laird N. M., Rubin, D. B., 1977. Maximum Likelihood from Incomplete Data Via The EM Algorithm. *J.Royal Stat. Soc.*, Series B, 39: 1-38.
- Ducrocq, V. P., Besbes, B., 1993. Solution of Multiple Trait Animal Models with Missing Data on Some Traits. *J. Anim. Breed. Genet.*, 110: 81-92.
- Everett, R. W., 2000. Evaluating Genetics and Management Using Your DHI Records. *Interbull Bulletin*. 27: 18-24.
- Eissen, R., Weigel, K., Swalve, H. H., Brotherstone, S., 1998. Feeding Performance and Calculating Adjustment Factors for Porks. *Anim. Breed. Abst.* 12:1568.
- Fikse, F., Rekaya, R., Weigel, K., 2000. Guernsey International Genetic Evaluation Using Performance Records: Preliminary Report. *Interbull Bulletin*. 27: 32-39.
- Gengler, N., Tijani, A., Wiggans, G. R., Van Tassel, C. P., Philpot, J.C., 1999. Estimation of (Co) Variances of Test Day Yields for First Lactation Holsteins in The United States. *J. Dairy Sci.*, 82: (Agustos 2000) Online.
- Gengler, N., Wiggans, G.R., Wright, J.R., Norman, H.D., Wolfe, C.W., 1997. Application of Canonical Transformation with Missing Values to Multitrait of Jersey Type. *J. Dairy Sci.*, 80: 2563-2571.
- Gianola, D., Fernando, R. L., 1986. Bayesian Methods in Animal Breeding Theory. *J. Anim. Sci.*, 63: 217-244.
- Gibbons, R. D., Bock, R. D., 1987. Trend in Correlated Proportions. *Psychometrika*, 52: 113-124.
- Gibbons, R. D., Hedeker, D., 1994. Application of Random Effects Probit Regression Models. *J. Cons. Clinic. Phyc.*, 62 (2): 285-296.
- Gibbons, R. D., Hedeker, D., 1997. Application of Random Regression Models in Clinical Study. *J. Cons. Clinic. Phyc.*, 72 (1): 154-161.
- Gibbons, R. D., Hedeker, D., Watrnau, C. M., Davis, J. M., 1982. Random Regression Models: A Comprehensive Approach to The Analysis of Lonitudinal Psychiatric Data. *Psyc. Bulletin*, 24: 438-443.
- Gilmour, A.R., Thompson, R., Cullis, B.R., 1995. Average Information REML: An Efficient Algorithm for Variance Parameter Estimation in Linear Mixed Models. *Biometrics.*, 51: 440-1450.
- Gilmour, A. R., Anderson, R. D., Rae, A. L., 1985. The Analysis of Binomial Data By A Generalized Linear Mixed Model. *Biometrika*, 72 (3): 593-599.
- Graser, H.U., Smith, S. P., Tier, B., 1987. A Derivative-Free Approach for Estimating Variance Components in Animal Models By Restrictred Maximum Likelihood. *J. Anim. Sci.*, 64: 1362-1372.
- Grossman, M., Koops, W. J., 1988. Multiphasic Analysis Lactation Curves in Dairy Cattle. *J. Dairy Sci.* 71: 1598.
- Guo, Z., Swalve, H. H., 1995. Modeling of The Lactation Curve As A Sub-Model in The Evaluation of Test Day Records. *INTERBULL Mtg.*, Prague, Sept. 7-8 INTERBULL Bull no: 11. Int. Bull Eval. Service, Upsala, Sweden.

- Hartley, H. O., Raó, J. N. K., 1967. Maksimum Likelihood Estimation for The Mixed Analysis of Variance Model. *Biometrika*. 54: 93.
- Henderson, C. R., 1953. Estimation of Variance and Covariance Components. *Biometrics*, 9: 226-252.
- Henderson, C. R., Jr. 1982. Analysis of Covariance in The Mixed Model: Higher Level, Nonhomogeneous, and Random Regression. *Biometrics*, Abstract. 38: 623.
- Henderson, C. R., 1984. *Application of Linear Models in Animal Breeding*. Univ. Guelph.p 645.
- Henshall, J. M., Goddard M. E., 1999. Multiple Trait Mapping of Quantitative Trait Loci After Selective Genotyping Using Logistic Regression. *Genetics* 151(2):885-894.
- Hermesch, S., Luxford B. G., Graser H. U., 2000a. Genetic Parameters for Lean Meat Yield, Meat Quality, Reproduction and Feed Efficiency Traits for Australian Pigs, 1. Description of Traits and Heritability Estimates. *Livest. Prod. Sci.*(Online).
- Hermesch, S., Luxford B. G., Graser, H. U., 2000b. Genetic Parameters for Lean Meat Yield, Meat Quality, Reproduction and Feed Efficiency Traits for Australian Pigs: 2. Genetic Relationships Between Production, Carcase and Meat Quality Traits. *Livest.Prod. Sci.* (Online).
- Hermesch, S., Luxford B. G., Graser, H. U., 2000c. Genetic Parameters for Lean Meat Yield, Meat Quality, Reproduction and Feed Efficiency Traits for Australian Pigs: 3. Genetic Parameters for Reproduction Traits and Genetic Correlations with Production, Carcase and Meat Quality Traits. *Livest. Prod. Sci.* (Online).
- Jaffrezic, F., White, I. M. S., Thompson, R., Hill, W. G., 2000. A Link Function Approach to Model Heterogeneity of Residual Variances Over Time in Lactation Curve Analyses. *J. Dairy Sci.*, 83: 1089-1093.
- Jamrozik, J., Kistemaker, G. J., Dekkers, J.C.M., Schaeffer, L.R., 1997a. Comparison of Possible Covariates for Use in A Random Regression Model for Analyses of Test Day Yields. *J. Dairy Sci.*, 80: 2250-2556.
- Jamrozik, J., Schaeffer, L. R., Liu, Z., Jansen, G., 1997b. Multiple Trait Random Regression Test Day Model for Production Traits. *Interbull Bulletin* No: 16: 43-47.
- Jamrozik, J., Schaeffer, L. R., Dekkers, J. C. M., 1997c. Genetic Evaluation of Dairy Cattle Using Test Day Yields an Random Regression Models. *J. Dairy. Sci.*, 80: 1217-1225.
- Jamrozik, J., Schaeffer, L. R., 1997. Estimates of Genetic Parameters for Test Day Model with Random Regression for Yield Traits of First Lactation Holstains. *J. Dairy Sci.*, 80: 762-770.
- Jenkins, T.G., Ferrel, C. L., 1984. A Note on Lactation Curves of Crossbreed Cows. *Anim. Prod.*, 39: 479-488.
- Jensen, J., Wang, D. A., Sorensen, D.A., Gianola, D., 1994. Bayesian Inference on Variance and Covariance Components for Traits Influenced by Maternal and Direct Genetic Effects Using The Gibbs Sampler. *Acta. Agric. Scand.* 44: 193.

- Johnson, D. L., Thompson, R., 1995. Restricted Maximum Likelihood Estimation of Variance Components for Univariate Animal Models Using Sparse Matrix Techniques and A Quasi Newton Procedure. *J. Dairy Sci.*, 78: 449-456.
- Kaiser C. J., Goddard M. E., Reverter A, 1998. Analysis of Gametic Imprinting Effects for Test Day Milk Yield in Australian Holstein Cattle. *Proceedings 6th World Congress on Genetics Applied to Livestock Production*, Armidale, 11-16 January, Vol. 23, 355-358.
- Kaiser, L. A., 1989. A General Approach in The Analysis The GLM Procedure. *Proceed. Of The Fourteenth Annual SAS Users Group Int. Conference*, San Francisco, California, April 9-12, 1989.
- Kirkpatrick, M., Heckman, N., 1989. A Quantitative Genetic Model Growth, Shape, Reaction Norms, and Other Infinite-Dimensional Characters. *J. Math. Biol.*, 27: 429-450.
- Kirkpatrick, M., Hill, W. G., Thompson, R., 1994. Estimating The Covariance Structure of Traits During Growth and Ageing, Illustrated with Lactation in Dairy Cattle. *Genet. Res. Camp.*, 64: 57-69.
- Kirkpatrick, M., Lofsvold, D., Bulmer, M., 1990. Analysis of The Inheritance, Selection and Evolution of Growth Trajectories. *Genetics*, 124: 979-993.
- Kirkpatrick, M., Thompson, R., Hill, W. G., 1994. Estimating The Covariance Structure of Traits During Growth and Ageing, Illustareted with Lactation in Dairy Cattle. *Genet. Res.*, 64: 57-59.
- Laird, N., Ware, J., 1982. Random Effects Models for Longitudinal Data. *Biometrics.*, 38: 963-975.
- Lee, J. K., Van Raden, P. M., Norman, H. D., Wiggans, G. R., Meinhert, T. R., 1997. Relationship of Yield Early Lactation and Days Open During Current Lactation with 305-day Yield. *J. Dairy Sci.*, 80: 771-776.
- Liang, K. Y., Zeger, S. L., 1986. Longitudinal Data Analysis Using Generalized Linear Models. *Biometrika*, 38: 963-974.
- Lidauer, M., Mantysaari, E. A., Strandén, I., Pösö, J., 2000. Multiple-Trait Random Regression Test Day Model for All Lactations. *Interbull Bulletin.*, Bulletin No: 22.
- Liu, Z., Reinhardt, F., Reents, R., 2000. Estimation Parameters of Random Regression Test Day Model for First Three Lactation Milk Production Traits Using The Covariance Function Approach. *INTERBULL*, Bulletin no: 17: 1-7.
- Mantysaari, E. A., 1999. Derivation of Multiple Trait Reduced Rank Random Regression Model for The First Lactation Test Day Records of Milk, Protein and Fat. *50th Annual Meeting of EAAP*, Zurich, August 22-26, 1999.
- Mc Gilchrist, C. A., Cullis, B. R., 1991. REML Estimation for Repeated Measures Analysis. *J. Statistical Comp. Simul.*, 38:151-163.
- Meuwissen, T. H. E., Jong de G., Engel, B., 1996. Joint Estimation of Breeding Values and Heterogeneous Variances of Large Data Files. *J. Dairy Sci.* 79: 310-316.
- Meyer, K, 2001a. Estimates of Direct and Maternal Covariance Functions for Growth of Australian Beef Calves from Birth to Weaning. *Genet. Sel. Evol.*, (Mart-2001) Online.

- Meyer, K., 2001b. Estimates of Genetic Covariance Functions Assuming a Parametric Correlation Structure for Environmental Effects. *Genet. Sel. Evol.*, (Mart-2001) Online.
- Meyer, K., 2001c. Estimates of Genetic Covariance Functions for Weights of Beef Cows Assuming a Parametric Correlation Structure for Environmental Effects. *Proceedings of the 14th Conference of the Association for Advancement of Animal Breeding and Genetics*, Queenstown, NZ, July 30-August 2, 2001, (Mart-2001) Online.
- Meyer, K., 2000. Random Regressions to Model Phenotypic Variation in Monthly Weights of Australian Beef Cows. *Lives. Prod. Sci.*, 65: 19-38
- Meyer, K., Graser, H. U., Na-Chiangmai, A., 2000. Estimates of Genetic Parameters for Growth and Skeletal Measurements in Thai Swamp Buffalo. *Anim. Sci.*, 70 : 399-406.
- Meyer, K., 1999a. Estimates of Genetic and Phenotypic Covariance Functions for Postweaning Growth and Mature Weight of Beef Cows. *J. Anim. Breed. Genet.*, 116 : 181-205.
- Meyer, K., 1999b. Random Regression models to Describe Phenotypic Variation in Weights of Beef Cows When Age and Season Effects are Confounded. *50th Annual Meeting of the European Association for Animal Production*, Zurich, Switzerland, August 23-26, 1999, Mimeo.
- Meyer, K., 1999c. Estimates of Direct and Maternal Genetic Covariance Functions for Early Growth of Australian Beef Cattle. *50th Annual Meeting of the European Association for Animal Production*, Zurich, Switzerland, August 23-26, 1999, Mimeo.
- Meyer, K., 1999d. Modelling Phenotypic Variation in Monthly Weights of Australian Beef Cows Using A Random Regression Model. *Proceedings of the 13th Conference of the Association for Advancement of Animal Breeding and Genetics*, Mandurah, WA, July 4-7, 1999.
- Meyer, K., Graser, H. U., 1999a. Estimates of Genetic Correlations Between Pelvic Measurements and Calving Ease for Australian Angus. *Proceedings of the 13th Conference of the Association for Advancement of Animal Breeding and Genetics*, Mandurah, WA, July 4-7, 1999.
- Meyer, K., Graser, H. U., 1999b. Estimates of Parameters for Scan Records of Australian Beef Cattle Treating Records on Males and Females as Different Traits. *Proceedings of the 13th Conference of the Association for Advancement of Animal Breeding and Genetics*, Mandurah, WA, July 4-7, 1999.
- Meyer, K., 1997a. Estimates of Genetic Parameters for Weaning Weight of Beef Cattle Fitting A Regression on Maternal Phenotype. *Livest. Prod. Sci.*, 52 :187-199.
- Meyer, K., 1997b. An Average Information Restricted Maximum Likelihood Algorithm for Estimating Reduced Rank Genetic Covariance Matrices or Covariance Functions for Animal Models with Equal Design Matrices. *Genet. Select. Evol.*, 29: 97-116.
- Meyer, K., Hill, W. G., 1997. Estimation of Genetic and Phenotypic Covariance Functions for Longitudinal Data by Restricted Maximum Likelihood *Livest. Prod. Sci.*, 47 : 185-200.

- Meyer, K., Smith, S.P., 1996. Restricted Maximum Likelihood Estimation for Animal Models Using Derivatives of The Likelihood. *Genet. Sel. Evol.*, 28 : 23-49.
- Meyer, K., 1995a. Estimates of Genetic Parameters and Breeding Values for New Zealand and Australian Angus Cattle. *Australian J. Agric. Res.*, 46 : 1219-1229.
- Meyer, K., 1995b. Derivative-"Intense" Restricted Maximum Likelihood Estimation of Covariance Components without Matrix Inversion. *2nd European Workshop on Advanced Biometrical Methods in Animal Breeding*. Salzburg, Austria, June 12-20, 1995.
- Meyer, K., 1994. Estimates of Direct and Maternal Correlations Among Growth Traits in Australian Beef Cattle. *Lives.Prod. Sci.*, 38 : 91-105.
- Meyer K., 1998a, DXMRR- A Program to Estimate Covariance Functions for Longitudinal Data by Restricted Maximum Likelihood. *Proceedings 6th World Congress on Genetics Applied to Livestock Production, Armidale*, 11-16 January, Vol 27, 465-466.
- Meyer K., 1998b. Modeling Repeated Records: Covariance Functions and Random Regression Models to Analyse Animal Breeding Data. *January, Proceedings 6th World Congress on Genetics Applied to Livestock Production*, Armidale, 11-16 January, Vol. 25, 517-520.
- Meyer K., 1998c, DFREML Version 3.0. January. Package Consisting of Programs (Unix and DOS versions), Manual and Worked Examples. *Proceedings 6th World Congress on Genetics Applied to Livestock Production*, Armidale., 11-16 January.
- Meyer, K., 1998d. Estimating Covariance Functions for Longitudinal Data Using A Random Regression Model. *Genet. Selec. Evol.*, 30 : 221-240.
- Misztal, I., Lawlor, T. J., Fernando, R. L., 1997. Dominance Models with Method R for Stature of Holsteins. *J. Dairy Sci.*, 80: 975-978.
- Misztal, I. C., Perez-Enciso, M., 1993. Sparse Matrix Inversion for REML Estimation of Variance Components By Expectation Maximization. *J. Dairy Sci.*, 76: 1479-1483.
- Morant, S. V., Gnanasakthy., 1989. A New Approach The Mathematical Formulation of Lactation Curves. *Anim. Prod.*, 49: 151-161.
- Mote, T.G., Hermes S., Smith P.R., Luxford B.G., Graser H. U., 1999. Genetic Parameters for Growth Rate and Backfat for Large White and Landrace Pigs Raised in A Tropical Environment. *Proceedings of the Seventh Biennial Conference of the Australasian Pig Science Association APSA*, Adelaide, 27 November to 1 December, p.117.
- Newman S., McEwan J., Swan A., Brash L., Hermes S., 1998. A Genetic Parameter Estimate World Wide Web Site. *J. Anim. Sci.*, 76, Suppl. 1 / *J. Dairy Sci.* 81, Suppl. 1, 61.
- Neumaier, A., Groeneveld, E., 1998. REML of Covariances in Sparse Linear Models. *Genet. Sel. Evol.*, 30: 3-26.
- Oikawa T., Hammond K., Tier B., 1999. Effect of Heterogeneous Variance By Sex and Genotypes By Sex Interaction on EBVs of Postweaning Daily Gain of Angus Calves. *Asian-Aus. J. Anim. Sci.*, 12(6):850-853.
- Okut, H., Altın, T., Arslan, S., Taşdelen, A., 1996. Comparison of Some Tests For Correlated Error in Animal Studies. *Y.Y.Ü. Zir. Fak. Derg.* 6(1):191-203.

- Olori, V. E., Murphy, D., Harbers, A., Jong de, G., 2001. Effect of Recent Changes in The Genetic Evaluation of Dairy Cattle Production Traits in Ireland. *Interbull Bulletin.*, 29: 3-16.
- Olori, V. E., Galesloot, J. B., 1999. Projection of Partial Lactation Records and Calculation of 305-Day Yields in The Republic of Ireland. *Interbull.*, 22:149-154.
- Pryce, J., Simm, G., Amer, P., Coffey, M., Alistair, S., 1999. Returns from Genetic Improvement on Indices that Include Production Longevity, Mastitis and Fertility in UK. Circumstances. *Interbull.*, 23: 241-245.
- Ptak, E., Schaeffer, L. R., 1993a. Use of Test Day Yields for Genetic Evaluation of Dairy Sires and Cows. *Livest. Prod., Sci.* 33: 23.
- Ptak, E., Schaeffer, L. R., 1993b. Random Regression Models in Animal Breeding. *Livest. Prod. Sci.*, 34: 23-24.
- Quass, R. L., 1988. Additive Genetic Model with Groups An Relationships. *J. Dairy Sci.*, 71: 1338.
- Reents, R., Jamrozik, J., Schaeffer, L. R.; Dekkers, J. C. M., 1995. Estimation of Genetic Parameters for Test Day Recors of Somatic Cell Score. *J. Dairy Sci.*, 78: 2847.
- Reents, R., Dopp, L., Schmutz, M., Reinhardt, F., 1998. Impact of Application of a Test Day Model to Dairy Production Traits on Genetic Evaluations of Cows. *Interbull.*, 17, 49-54.
- Reekaya, R., Weigel, K. A., Gianola, G., 1999. Bayesian Estimation of Structural Model for Genetic Kovariances for Milk Yield in Five Regions of the USA. *50th Meeting of the EAAP*, Zurich, Swithzerland, 22-26 Agu.
- SAS, 1998. *SAS/STAT Software: hangen and enhanced. Sas*, Inst. Inc. Cri. NCI.
- Schaeffer, L.R., Dekkers, J.C.M., 1994a. *Random Regression Models for Test-Day Production in Dairy Cattle*. Dep. Anim. Sci. Univ. Guelph., Guelph, Ontario, Canada, N1G 2W1., 654 sayfa.
- Schaeffer, L.R., Dekkers, J.C.M., 1994b. Random Regression Models for Test-Day Production in Dairy Cattle. *Proc. 5th World Congr. Genet. Appl. Livest. Prod.*, Guelph, 18: 44-53.
- Searle, S. R., Casella, G., Mc Culloch, C.E., 1992. *Variance Components*. J.W. Wiley: New York. 658 s.
- Simianer, H., 1986. A general approach to the use of multiple traits with repeated measurements in estimation of breeding values. *Livest. Prod. Sci.*, 15: 315-324.
- Stanton, T. L., Jones, R. W., Everett, R. W., Kachman, S. D., 1992. Estimating Milk, Fat, and Protein Lactation Curves with A Test Day Model. *J. Dairy Sci.*, 75: 1691-1700.
- Strabel, T., Misztal, I., 1999. Genetic Parameters for First and Second Lactation Milk Yields of Polish Black and White Cattle with Random Regression Test-Day Models. *J. Dairy Sci.*, 82: 2805-2810.
- Tijani, A., Wiggans, G. R., Van Tassel, C. P.; Philpot, J. C., Gengler, N., 1999. Use of (Co)Variance Functions to Describe (Co) Variances for Test Day Yield. *J. Dairy Sci.*, 82: (Ağustos 2000) Online.
- Van der Linde, R., Groen, A., Jong, G., 2000. Estimation of Genetic Parameters for Persistency of Milk Production in Dairy Cattle. *Interbull Bulletin.*, 27: 8-14.

- Van der Werf, J. H. J., Goddard, M. E., Meyer, K., 1998. The Use of Covariance Functions and Random Regressions for Genetic Evaluation of Milk Production Based on Test Day Records. *J. Dairy Sci.*, 81: 3300-3308.
- Van der Werf J. H. J., Goddard M.E., 1998. Transformation of Random Regression Models to Reduced Rank. *Proceedings 6th World Congress on Genetics Applied to Livestock Production*, Armidale, 11-16 January, Vol 25, 597-600.
- Van der Werf, J., Schaeffer, L., 1997. *Random Regression In Animal Breeding*. CGIL, Guelph, June 25-28.
- Van Raden, P.M., Wiggans, G.R., 1991. Derivation, Calculation, and Use of National Animal Model Information. *J. Dairy. Sci.*, 74: 2737-2746.
- Van Tassel, C.P., 1994. *The Use of Gibbs Sampling for Variance Components Estimation with Simulated and Weaning Weight Data Using Animal and Maternal Effects Model*. Ph. D. Diss., Cornell Univ., Ithaca, N.Y.
- Van Vleck, L. D., 1970. Misidentification in Estimating The Paternal Sib Correlation. *J. Dairy Sci.* 53 (10): 1469-1475.
- Van Vleck, L. D., Bradford, G. E., 1965. Genetic Covariances Among Relatives for Dairy Lactation Records. *Genetics*, 52: 385-390.
- Varona, L., Moreno, C., Garcia Cortes, L. A., Altarriba, R., 1998. Bayesian Analysis of Wood's Lactation Curve for Spanish Dairy Cows. *J. Dairy Sci.*, 81: 1469-1478.
- Veerkamp, R.F., Emmans, G.C., Cromie, A.R., Simm, G., 1995. Variance Components for Residual Feed Intake in Dairy Cows. *Livest. Prod. Sci.*, 41: 111-120.
- Veerkamp, R. F., Goddard, M. E., 1998a. Covariance Functions Across Herd Production Levels for Test Day Records on Milk, Fat and Protein Yields. *J. Dairy Sci.*, 81: 1690-1701.
- Veerkamp R. F., Goddard M. E., 1998b. *Covariance Across Herd Production Levels for Test Day Records on Milk, Fat and Protein Yields*. American Dairy Science Association, Savoy, IL, USA. 25 s.
- Visscher, P. M., 1994. *Bias in R² from Half-Sib Designs*. Proc. 5th World Congr. Genet. Appl. Livest. Prod., Guelph, ON, Canada.
- Visscher, P.M., Thompson, R., 1992. Univariate and Multivariate Parameter Estimates for Milk Production Traits Using an Animal Model. I. Description and Results of REML Analyses. *Genet. Sel. Evol.*, 24: 415-430.
- Wang, C. Y., 2000. Weighted Normality Based Estimation in Correcting Correlation Coefficient Estimation between Incomplete Nutrient Measurements. *Biometrics*, 56: 106-112.
- White, I. M. S., Thompson, R., Brotherstone, S., 1999. Genetic and Environmental Smoothing of Lactation Curves with Cubic Splines. *J. Dairy Sci.*, 82: 632-638.
- Wiggans, G., Goddard, M. E., 1997. A Computationally Feasible Test Day Model for Genetic Evaluation of Yield Traits in The United States. *J. Dairy Sci.*, 80: 1795-1800.
- Wilmink, J.B.M., 1987. Adjustment of Test Day Milk, Fat and Protein Yields for Age, Season and Stage of Lactation. *Livest. Prod. Sci.*, 16: 335.
- Wood, P. D. P., 1967. Algebraic Model of The Lactation Curve Cattle. *Nature.*, 216: 164-171.
- Zotto, R. D., 2000. Comparison of Different Test Day Models for Genetic Evaluation of Italian Brown Dairy Cattle. *Interbull Bulletin.*, 27: 1-4.

EK 1. Veri Setinin Simülasyonunda Kullanılan SAS Uygulaması

Çalışmada kullanılan veri seti aşağıdaki SAS (1998) uygulamasında oluşturulmuştur. Bu şekilde oluşturulan veri seti için 3 laktasyon dönemine ilişkin veri setine ait tanıtıcı istatistikler ek çizelgelerdeki gibi elde edilmiştir.

```
data case1;
retain mevsim yas suru baba
      kukalsu gebzur buzar milk1 milk2 milk3 milk4 milk5
      milk6 milk7 milk8 milk9 milk10 milk11 seed1-seed14 2560;
do baba=1 to 4;
  do mevsim=1 to 4;
    do yas =3 to 10;
      do suru=1 to 4;
        do hayvan=1 to 5;
          call rannor(seed1, kukalsu);
          .
          .
          call rannor(seed14, milk11);
          kukalsu=143+sqrt(1225)*normal(seed1);
          gebzur=275+sqrt(81)*normal(seed2);
          buzar=413+sqrt(81225)*normal(seed3);
          milk1=14.10+sqrt(32.49)*normal(seed4);
          .
          .
          milk11=9.80+sqrt(3.71)*normal(seed14);
          output;
            end;
          end;
        end;
      end;
    end;
  end;
end;
run;
```

EK 2. Veri Setine İlişkin Tanıtıcı İstatistikler

Çizelge 1. Simülasyonla elde edilen veri setinde 3 laktasyon dönemine ilişkin tanıtıcı istatistikler

Özellik	N	$\bar{X} \pm S_{\bar{X}}$	Minimum	Maksimum
BA	5760	275.289±8.640	260	295
BY	5760	357.956±31.158	320	385
S1	4121	18.645±3.475	14.020	34.534
S2	4548	21.768±4.768	14.013	42.261
S3	3962	22.639±4.811	16.008	50.310
S4	3930	20.604±4.653	14.008	41.688
S5	4132	19.317±4.171	13.003	41.733
S6	3938	18.326±3.744	13.004	33.510
S7	4056	17.096±3.478	12.004	31.231
S8	4120	16.604±3.135	12.004	29.545
S9	4036	15.644±3.074	11.010	28.639
S10	3877	15.823±3.410	11.012	32.767
S11	4620	10.923±1.330	9.002	16.502
Toplam	45340	19.052±6.420	9.002	50.310
L1-305	1920	4152±253.8	2140	6820
L2-305	1536	5150±256.8	2130	7403
L3-305	2304	6270±340.5	3130	8420

Çizelge 2. Simülasyonla elde edilen veri setinde 1. laktasyona ilişkin tanıttıcı istatistikler

Özellik	N	Ortalama	Standart Sapma	Minimum	Maksimum
KUKALSU	1920	121.842	15.289	50	130
GEBSUR	1920	275.289	8.640	260	295
BUZAR	1920	-	-	-	-
30	999	18.645	3.475	14.020	34.534
60	1875	21.768	4.788	14.013	42.261
90	1865	22.130	4.990	15.001	50.309
120	1906	20.604	4.653	14.008	41.688
150	1920	19.317	4.171	13.002	41.732
180	1903	18.326	3.744	13.004	33.510
210	1845	17.096	3.478	12.004	21.231
240	1781	16.604	3.135	12.004	29.545
270	1708	15.644	3.074	11.010	28.639
300	1309	15.823	3.409	11.012	32.767
330	893	11.475	1.161	10.001	16.502

Çizelge 3. Simülasyonla elde edilen veri setinde 2. laktasyona ilişkin tanıttıcı istatistikler

Özellik	N	Ortalama	Standart Sapma	Minimum	Maksimum
KUKALSU	1536	122.675	14.024	50	130
GEBSUR	1536	275.258	8.503	260	295
BUZAR	1536	350.954	40.381	300	385
30	958	20.623	5.780	10.026	43.319
60	1170	23.987	5.508	16.006	48.021
90	1326	22.990	5.889	14.014	55.121
120	1536	20.921	5.173	13.002	43.720
150	1461	19.757	5.140	12.004	43.893
180	1480	18.008	4.678	11.000	36.512
210	1478	16.590	4.262	10.000	30.787
240	1453	15.983	3.958	10.008	32.032
270	1325	14.963	3.512	10.001	29.935
300	1108	14.345	3.182	10.007	30.568
330	852	10.346	2.014	7.022	18.114

Çizelge 4. Simülasyonla elde edilen veri setinde 3. laktasyona ilişkin tanıtıcı istatistikler

Özellik	N	Ortalama	Standart Sapma	Minimum	Maksimum	
KUKALSU	2304	123.056	13.591	50	130	
GEBSUR	2304	275.185	8.709	260	295	
BUZAR	2304	357.733	31.204	320	385	
Denetim Günlü Süt Verimi(gün/kg)	30	1249	23.198	4.851	16.012	44.319
	60	1603	25.441	5.256	18.048	49.021
	90	1624	26.483	5.362	19.000	57.121
	120	2250	23.420	4.590	17.003	44.720
	150	2304	22.673	4.651	16.040	48.442
	180	2258	21.109	4.277	15.012	38.512
	210	2029	18.685	3.900	13.004	34.981
	240	1986	17.451	3.777	12.005	33.032
	270	1636	15.944	3.463	11.001	30.935
	300	1203	14.843	3.351	10.004	31.568
330	961	10.355	2.009	7.022	18.114	

EK 3. Average Information REML ile Varyans Unsurlarının Tahminlenmesi

$$y | u, e = X\tau + Zu + e \quad (E_1)$$

Standart model tanımlamasında X ve Z sabit ve şansa bağlı etkiler için desen matrisleri diğer parametreler ise sırasıyla sabit, şansa bağlı ve hata etkileri için bilinmeyen etkiler vektörleri olmaktadır. X matrisi full sütun rank özelliğindeki bir matris olmaktadır. Z için her şansa bağlı etki seviyesinde ayrı ayrı matris tanımlaması yapılabilmektedir. Şansa bağlı etkiler için:

$$\begin{bmatrix} u \\ e \end{bmatrix} \sim N \left(0, \sigma^2 \begin{bmatrix} G(\gamma) & 0 \\ 0 & R(\phi) \end{bmatrix} \right) \text{ varsayımları geçerli olmaktadır. Burada } \gamma, u \text{ için}$$

tanımlı olan varyans parametrelerine ait vektör; ϕ , e'ler için R matrisinde tanımlı varyans ve kovaryanslara ilişkin vektör olmaktadır. Karışık model eşitliklerinin çözümü için $\hat{\gamma}$ ve $\hat{\phi}$ ' lere ilişkin REML tahminlerinin bilinmesi gerekmektedir. Bu tahminler olabilirlik fonksiyonunun maksimizasyonu ile elde edilmektedir. Bu amaçla, log REML :

$$\begin{aligned} \lambda &= -\frac{1}{2} (\log \det X'H^{-1}X + \log \det H + v \log \sigma^2 + y'Py/\sigma^2) \\ &= -\frac{1}{2} (\log \det C + \log \det R + \log \det G + v \log \sigma^2 + y'Py/\sigma^2) \end{aligned} \quad (E2)$$

olarak yazılmaktadır. Burada $v=n-t$, $H = R + ZGZ'$, C katsayı matrisi olmak üzere:

$$\begin{aligned} P &= H^{-1} - H^{-1}X(X'H^{-1}X)^{-1}X^{-1}X'H^{-1} \\ &= R^{-1} - R^{-1}WC^{-1}W'R^{-1} \text{ olmaktadır. } W=[X:Z] \text{ olarak tanımlıdır. Buradan } \sigma^2 \text{ ve } \gamma \text{ için REML tahminleri:} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \partial \lambda / \partial \sigma^2 &= -\frac{1}{2} (v/\sigma^2 - y'Py/\sigma^4) = 0 \\ \partial \lambda / \partial k_i &= -\frac{1}{2} [tr(PH_i) - y'PH_iPy/\sigma^2] = 0 \end{aligned} \quad (E3)$$

olarak elde edilir. $H_i = \partial H / \partial k_i$ ve $k, \bar{\sigma}^2 = y'Py/v$ olarak tanımlıdır. E3 iteratif bir yöntemle çözüm gerektirmektedir. Bu durum için, en uygun yöntem Fisher Scoring (FS) olmaktadır. Buna göre FS algoritması:

$$k^{(0)} + B^{(0)} \partial \lambda / \partial k (k = k^{(0)}) \quad (E4)$$

yazılabilir. Burada, B, varyans ve k'lar için tanımlanan information matrisinin (IM) beklenenler için parçalanmasıyla oluşturulan matris olmaktadır. Gözlenen IM:

$$-\partial^2 \lambda / \partial \sigma^4 = y'Py/\sigma^6 - \frac{1}{2} v/\sigma^4$$

$$-\partial^2 \lambda / \partial k_i \partial k_j = \frac{1}{2} \text{tr}(PH_{ij}) - \frac{1}{2} \text{tr}(PH_i PH_j) + y' PH_i PH_j Py / \sigma^2 - \frac{1}{2} y' PH_{ij} Py / \sigma^2 \quad (\text{E5})$$

yazılabilir. Burada, $H_{ij} = \partial^2 H / \partial k_i \partial k_j$ olmaktadır. IM için beklenen elemanlar:

$$E(-\partial^2 \lambda / \sigma^4) = \frac{1}{2} y' Py / \sigma^6$$

$$E(-\partial^2 \lambda / \partial k_i \partial \sigma^2) = \frac{1}{2} \text{tr}(PH_i) / \sigma^2 \quad E(-\partial^2 \lambda / \partial k_i \partial k_j) = \frac{1}{2} \text{tr}(PH_i PH_j) \quad (\text{E6})$$

yazılır. 5 ve 6 nolu eşitlik tanımlamalarının her zaman bilgisayar çözümleri mümkün olmamaktadır. 5 ve 6 nolu eşitliklerdeki terimlerin ortalaması alınarak oluşturulan K gibi bir matris tanımının kullanılmasıyla bu matrisinin elemanları:

$$K(\sigma^2, \sigma^2) = \frac{1}{2} y' Py / \sigma^6$$

$$K(\sigma^2, k_i) = \frac{1}{2} y' PH_i Py / \sigma^4$$

$$K(k_i, k_j) = \frac{1}{2} y' PH_i PH_j Py / \sigma^2 \quad (\text{E7})$$

şeklinde hesaplanır. 7 nolu eşitlikte tanımlı olan ilk terim, 5 ve 6 nolu eşitlikteki terimlerin ortalaması olmaktadır. Diyagonal elemanları 2 eşitlik için ortalama bir bilgiyi veren, 7 nolu eşitlikteki gibi tanımlı olan matrisin eşitliğe dahil edilmesiyle, FS çözümleriyle aynı bilgiye sahip, çok daha hızlı yaklaşım sağlayan ve aynı zamanda daha az hafızaya gereksinim duyan AI matrisi tanımlanır. 7 nolu eşitlikte K matrisi, hata kareler ortalaması matrisi olmaktadır. Y gözlem değerleri matrisi:

$Y = [y_0, y_1, \dots, y_{q+s}]$ burada $y_i, i > 0$ olarak işleme sokulmaktadır ve y_0 :

$$y_i = H_i Py = H_i R^{-1} \tilde{e} \quad (\text{E8})$$

olur. 8 nolu eşitlikte: $\tilde{e} = y - X\hat{\tau} - Z\tilde{u}$ ve bilinmeyenler vektörü karışık model eşitliklerinden çözülmektedir. $y_0 \rightarrow y$ olarak gözlem vektörü şeklinde gözlenir.

$Z_i = WS_i$ şeklinde ve $C = W'R^{-1}W + G^*$ şeklindeki bir tanımlamada $G^* = G^{-1}$ olmaktadır. X ve W göz önünde tutulursa elde edilen matrisin izlerinden dolayı çözüme ulaşmak mümkündür. Çözümler $Z'PY = G^{-1}\tilde{u}$ şeklinde elde edilmektedir (Gilmour ve ark. 1995).

EK 4. MTDFREML ver. 3.0 da Çözümlerin Elde edilmesi İçin Geçilen Aşamalara İlişkin Akış Şeması

MTDFREML ver. 3.0 tüm alt program çalışmalarında hazırlık dosyalarının oluşturulması amacıyla olarak MTDFPREP alt programının çalışmasına gereksinim duymaktadır. Aşağıda bu amaçla hazırlanması gereken dosyalar verilmiştir.

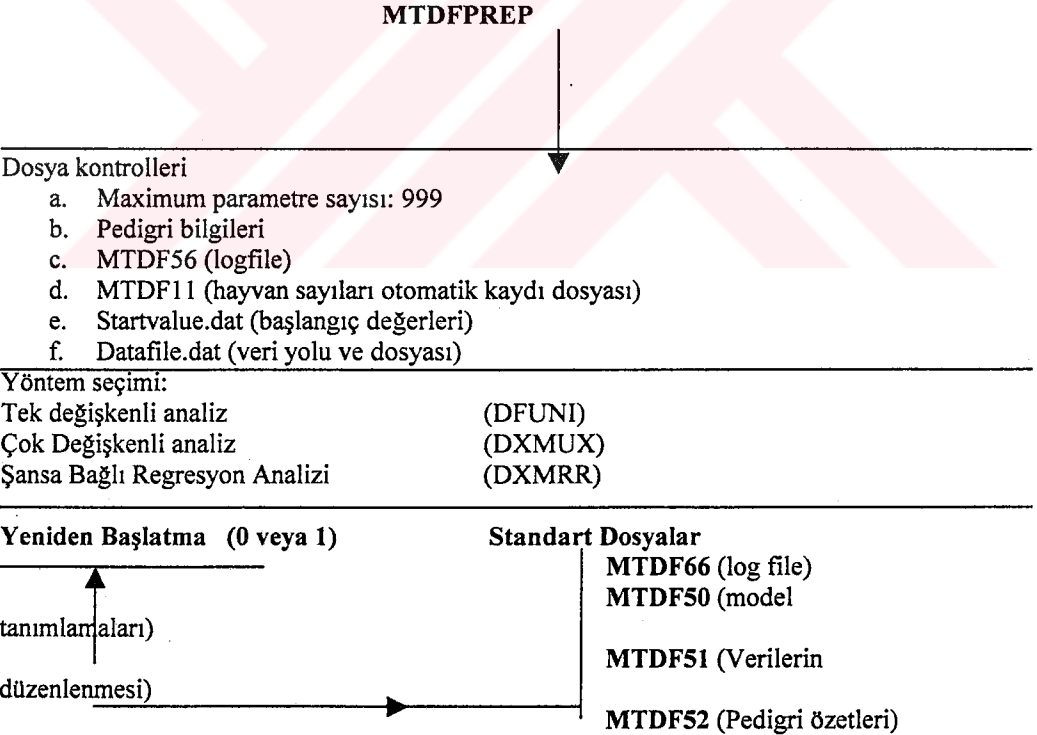
Startvalue.dat : varyans unsur tahmini için eklemeli genetik ve hata varyanslarına ilişkin başlangıç değerlerinden oluşturulan matris tanımının bulunduğu dosya.

Pedigree.dat: A matrisinin oluşturulması amacıyla hayvanların pedigr bilgileri hayvan, baba, ana, baba-ana, baba-baba, anne-baba, anne-anne sırasıyla 8 karakterli olarak girilir. Hayvan numaraları için verilen değerler, baba numaralarından büyük olmamalıdır.

Logfile.dat: Başlangıç değerleri ve diğer dosya isimleri, bu dosyada beraber yazılır.

Datafile.dat: hayvanlara ait pedigr bilgileriyle başlayan değerler ve gözlem değerleri tanımlanır. Eksik gözlem içermemelidir.

Programın MTDFPREP aşamasından başlayarak takip ettiği dosya yolu şu şekildedir:



1. Ortak dosyalar (veri özetleri ve iterasyon sonuçları ile MME çözümlerini içeren dosyalar)

MTDF76, MTDF54, MTDF58, MTDF59, MTDF59, MTDF68, MTDF68, MTDF67, MTDF77, MTDF4,

DXMRR için ayrı bir akış yolu izlenmektedir. DXMRR, MTDFPREP aşamasından sonra: -1, 0, 1, 2 ve 8 seçeneklerini içeren ayrı bir program dosyasında çalıştırılır. Burada:

-1: ilk çalıştırma ve tekrarlanan ölçümlerin tanımı aşamasını içerir.

0 : model tanımlaması ve ilk raund çözümlerini df44 dosyasına yazar. Ayrıca df22'de model ayrıntısı ve sonuçları özetlenir. Df1 1 olarak kullanılan standart dosyada ise, akrabalı ilişkilere ait çözümler bulunur. Burada 1 model seçimi aşamasıdır.

İterasyonla varyans unsur tahminleri elde edilir. Burada Simplex, Powel ve AI tekniğine ait istenen seçenikle iterasyon başlatılır. Dosya tanımı interaktif olarak yapılır. 2 ve 8 ise, en iyi model seçimi aşamalarını içermektedir. Model seçimi Stepwise yöntemi ile yapılır. Ancak, olası tüm seçenekler çıktıda bulunur.



EK 5. Oto-Regresif Model İçin Veri Setinin Seçiminde Kullanılan FORTRAN-90 Programı

```

SUBROUTINE STARMA(IP, IQ, IR, NP, PHI, THETA, A, P, V, THETAB,
$ XNEXT, XROW, RBAR, NRBAR, IFAULT)
DATA ZERO, ONE /0.0, 1.0/
IFAUULT = 0
  IF (IP .LT. 0) IFAUULT = 1
  IF (IQ .LT. 0) IFAUULT = IFAUULT + 2
  IF (IP .EQ. 0 .AND. IQ .EQ. 0) IFAUULT = 4
  K = IQ + 1
  IF (K .LT. IP) K = IP
  IF (IR .NE. K) IFAUULT = 5
  IF (NP .NE. IR * (IR + 1) / 2) IFAUULT = 6
  IF (NRBAR .NE. NP * (NP - 1) / 2) IFAUULT = 7
  IF (IR .EQ. 1) IFAUULT = 8
  IF (IFAUULT .NE. 0) RETURN
DO 10 I = 2, IR
  A(I) = ZERO
  IF (I .GT. IP) PHI(I) = ZERO
  V(I) = ZERO
  IF (I .LE. IQ + 1) V(I) = THETA(I - 1)
10 CONTINUE
  A(1) = ZERO
  IF (IP .EQ. 0) PHI(1) = ZERO
  V(1) = ONE
  IND = IR
  DO 20 J = 2, IR
  VJ = V(J)
  DO 20 I = J, IR
  IND = IND + 1
  V(IND) = V(I) * VJ
20 CONTINUE
IF (IP .EQ. 0) GOTO 300
IRANK = 0
  SSQERR = ZERO
  DO 40 I = 1, NRBAR
40 RBAR(I) = ZERO
  DO 50 I = 1, NP
  P(I) = ZERO
  THETAB(I) = ZERO
  XNEXT(I) = ZERO
50 CONTINUE
  IND = 0
  IND1 = 0

```

```

NPR = NP - IR
NPR1 = NPR + 1
INDJ = NPR1
IND2 = NPR
DO 110 J = 1, IR
PHIJ = PHI(J)
XNEXT(INDJ) = ZERO
INDJ = INDJ + 1
INDI = NPR1 + J
DO 110 I = J, IR
IND = IND + 1
YNEXT = V(IND)
PHII = PHI(I)
IF (J .EQ. IR) GOTO 100
XNEXT(INDJ) = -PHII
IF (I .EQ. IR) GOTO 100
XNEXT(INDI) = XNEXT(INDI) - PHIJ
IND1 = INDI + 1
XNEXT(IND1) = -ONE
100 XNEXT(NPR1) = -PHII * PHIJ
IND2 = IND2 + 1
IF (IND2 .GT. NP) IND2 = 1
XNEXT(IND2) = XNEXT(IND2) + ONE
CALL INCLU2(NP, NRBAR, ONE, XNEXT, XROW, YNEXT,
$ P, RBAR, THETAB, SSQERR, RECRE, IRANK, IFAIL)
XNEXT(IND2) = ZERO
IF (I .EQ. IR) GOTO 110
XNEXT(INDI) = ZERO
INDI = INDI + 1
XNEXT(IND1) = ZERO
110 CONTINUE
CALL REGRES(NP, NRBAR, RBAR, THETAB, P)
IND = NPR
DO 200 I = 1, IR
IND = IND + 1
XNEXT(I) = P(IND)
200 CONTINUE
IND = NP
IND1 = NPR
DO 210 I = 1, NPR
P(IND) = P(IND1)
IND = IND - 1
IND1 = IND1 - 1
210 CONTINUE
DO 220 I = 1, IR
220 P(I) = XNEXT(I)
RETURN

```



```

300 INDN = NP + 1
   IND = NP + 1
   DO 310 I = 1, IR
   DO 310 J = 1, I
   IND = IND - 1
   P(IND) = V(IND)
   IF (J .EQ. 1) GOTO 310
   INDN = INDN - 1
   P(IND) = P(IND) + P(INDN)
310 CONTINUE
   RETURN
   END

```

```

SUBROUTINE KARMA(IP, IQ, IR, NP, PHI, THETA, A, P,
$ V, N, W, RESID, SUMLOG, SSQ, IUPD, DELTA, E, NIT)

```

```

C
  REAL PHI(IR), THETA(IR), A(IR), P(NP), V(NP), W(N), RESID(N),
$ E(IR), SUMLOG, SSQ, DELTA, WNEXT, A1, DT, ET, FT, UT, G,
$ ZERO, ZLOG, ZSQRT
C
  DATA ZERO /0.0/
C
  ZLOG(G) = ALOG(G)
  ZSQRT(G) = SQRT(G)
C
  IR1 = IR - 1
  DO 10 I = 1, IR
10 E(I) = ZERO
  INDE = 1
C
  IF (NIT .NE. 0) GOTO 600
  DO 500 I = 1, N
  WNEXT = W(I)
C
  C    PREDICTION.
C
  IF (IUPD .EQ. 1 .AND. I .EQ. 1) GOTO 300
C
  C    HERE DT = FT - 1.0
C
  DT = ZERO
  IF (IR .NE. 1) DT = P(IR + 1)
  IF (DT .LT. DELTA) GOTO 610
  A1 = A(1)
  IF (IR .EQ. 1) GOTO 110
  DO 100 J = 1, IR1
100 A(J) = A(J + 1)

```

```

110 A(IR) = ZERO
   IF (IP .EQ. 0) GOTO 200
   DO 120 J = 1, IP
120 A(J) = A(J) + PHI(J) * A1
200 IND = 0
   INDN = IR
   DO 210 L = 1, IR
   DO 210 J = L, IR
   IND = IND + 1
   P(IND) = V(IND)
   IF (J .EQ. IR) GOTO 210
   INDN = INDN + 1
   P(IND) = P(IND) + P(INDN)
210 CONTINUE
300 FT = P(1)
   UT = WNEXT - A(1)
   IF (IR .EQ. 1) GOTO 410
   IND = IR
   DO 400 J = 2, IR
   G = P(J) / FT
   A(J) = A(J) + G * UT
   DO 400 L = J, IR
   IND = IND + 1
   P(IND) = P(IND) - G * P(L)
400 CONTINUE
410 A(1) = WNEXT
   DO 420 L = 1, IR
420 P(L) = ZERO
   RESID(I) = UT / ZSQRT(FT)
   E(INDE) = RESID(I)
   INDE = INDE + 1
   IF (INDE .GT. IQ) INDE = 1
   SSQ = SSQ + UT * UT / FT
   SUMLOG = SUMLOG + ZLOG(FT)
500 CONTINUE
   NIT = N
   RETURN
C
600 I = 1
610 NIT = I - 1
   DO 650 II = I, N
   ET = W(II)
   INDW = II
   IF (IP .EQ. 0) GOTO 630
   DO 620 J = 1, IP
   INDW = INDW - 1
   IF (INDW .LT. 1) GOTO 630

```

```

    ET = ET - PHI(J) * W(INDW)
620 CONTINUE
630 IF (IQ .EQ. 0) GOTO 645
    DO 640 J = 1, IQ
        INDE = INDE - 1
        IF (INDE .EQ. 0) INDE = IQ
        ET = ET - THETA(J) * E(INDE)
640 CONTINUE
645 E(INDE) = ET
    RESID(I) = ET
    SSQ = SSQ + ET * ET
    INDE = INDE + 1
    IF (INDE .GT. IQ) INDE = 1
650 CONTINUE
    RETURN
    END
C
SUBROUTINE KALFOR(M, IP, IR, NP, PHI, A, P, V, WORK)
C
REAL PHI(IR), A(IR), P(NP), V(NP), WORK(IR), DT,
$ A1, PHII, PHIJ, PHIJDT, ZERO
C
DATA ZERO /0.0/
C
IR1 = IR - 1
DO 300 L = 1, M
C
C    PREDICT A.
C
A1 = A(1)
IF (IR .EQ. 1) GOTO 110
DO 100 I = 1, IR1
100 A(I) = A(I + 1)
110 A(IR) = ZERO
    IF (IP .EQ. 0) GOTO 200
    DO 120 J = 1, IP
120 A(J) = A(J) + PHI(J) * A1
C
C    PREDICT P.
C
200 DO 210 I = 1, IR
210 WORK(I) = P(I)
    IND = 0
    IND1 = IR
    DT = P(1)
    DO 220 J = 1, IR
    PHIJ = PHI(J)

```

```

PHIJDT = PHIJ * DT
DO 220 I = J, IR
IND = IND + 1
PHII = PHI(I)
P(IND) = V(IND) + PHII * PHIJDT
IF (J .LT. IR) P(IND) = P(IND) + WORK(J + 1) * PHII
IF (I .EQ. IR) GOTO 220
IND1 = IND1 + 1
P(IND) = P(IND) + WORK(I + 1) * PHIJ + P(IND1)
220 CONTINUE
300 CONTINUE
RETURN
END
C
SUBROUTINE INCLU2(NP, NRBAR, WEIGHT, XNEXT, XROW, YNEXT,
D, RBAR,
$ THETAB, SSQERR, RECRES, IRANK, IFAULT)
C
REAL XNEXT(NP), XROW(NP), D(NP), RBAR(NRBAR), THETAB(NP),
$ WEIGHT, YNEXT, SSQERR, RECRES, WT, Y, DI, DPI, XI, XK,
$ CBAR, SBAR, RBTHIS, ZERO, ZSQRT
C
DATA ZERO /0.0/
C
ZSQRT(Y) = SQRT(Y)
C
Y = YNEXT
WT = WEIGHT
DO 10 I = 1, NP
10 XROW(I) = XNEXT(I)
RECRES = ZERO
IFAULT = 1
IF (WT .LE. ZERO) RETURN
IFAULT = 0
C
ITHISR = 0
DO 50 I = 1, NP
IF (XROW(I) .NE. ZERO) GOTO 20
ITHISR = ITHISR + NP - I
GOTO 50
20 XI = XROW(I)
DI = D(I)
DPI = DI + WT * XI * XI
D(I) = DPI
CBAR = DI / DPI
SBAR = WT * XI / DPI
WT = CBAR * WT

```

```

IF (I.EQ. NP) GOTO 40
I1 = I + 1
DO 30 K = I1, NP
ITHISR = ITHISR + 1
XK = XROW(K)
RBTHIS = RBAR(ITHISR)
XROW(K) = XK - XI * RBTHIS
RBAR(ITHISR) = CBAR * RBTHIS + SBAR * XK
30 CONTINUE
40 XK = Y
Y = XK - XI * THETAB(I)
THETAB(I) = CBAR * THETAB(I) + SBAR * XK
IF (DI.EQ. ZERO) GOTO 100
50 CONTINUE
SSQERR = SSQERR + WT * Y * Y
RECRES = Y * ZSQRT(WT)
RETURN
100 IRANK = IRANK + 1
RETURN
END

```

C

```

SUBROUTINE REGRES(NP, NRBAR, RBAR, THETAB, BETA)

```

C

```

REAL RBAR(NRBAR), THETAB(NP), BETA(NP), BI
ITHISR = NRBAR
IM = NP
DO 50 I = 1, NP
BI = THETAB(IM)
IF (IM.EQ. NP) GOTO 30
I1 = I - 1
JM = NP
DO 10 J = 1, I1
BI = BI - RBAR(ITHISR) * BETA(JM)
ITHISR = ITHISR - 1
JM = JM - 1
10 CONTINUE
30 BETA(IM) = BI
IM = IM - 1
50 CONTINUE
RETURN
END

```

ÖZ GEÇMİŞ

Edirne 1969 doğumludur. İlk, orta öğrenimini İzmir'de tamamladı. Liseyi İzmir Atatürk Lisesi'nde bitirdi. 1986 yılında Ege Üniversitesi Ziraat Fakültesi Zootečni Bölümü'nü kazandı. 1990 yılında Ziraat Mühendisi ünvanını aldı. 1990 yılında Ege Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü Zootečni Anabilim Dalı Biyometri bölümünde yüksek lisansa başladı. 1993 yılında Yüksek Ziraat Mühendisi ünvanını aldı. 1993 Mayıs ayında Yüzüncü Yıl Üniversitesi Ziraat Fakültesi Zootečni Bölümü'nde araştırma görevlisi olarak çalışmaya başladı. 1996 yılında Yüzüncü Yıl Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü'nde doktora öğrenimine başladı. 1998-1999 yılları arasında askerlik görevini tamamladı. Evli ve bir çocuk babasıdır.

T.C. YÜKSEKÖĞRETİM KURULU
DOKÜMANTASYON MERKEZİ