

**T.C.
ADNAN MENDERES ÜNİVERSİTESİ
FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ
ZOOOTEKNİ ANABİLİM DALI
ZZO-YL-2007-0001**

JAPON BILDIRCINLARINDA (*Coturnix coturnix japonica*) BAZI YUMURTA KALİTE ÖZELLİKLERİNE AİT GENETİK PARAMETRE TAHMİNLERİNİN GİBBS ÖRNEKLEME YÖNTEMİ İLE ELDE EDİLMESİ

Burcu KURT

**DANIŞMAN
Doç. Dr. Kadir KIZILKAYA**

AYDIN-2007

İÇİNDEKİLER

ÖZET	i
ABSTRACT.....	ii
ÖNSÖZ	iii
ŞEKİLLER DİZİNİ	iv
ÇİZELGELER DİZİNİ.....	iv
EKLER DİZİNİ.....	v
1.GİRİŞ	1
2. LİTERATÜR ÖZETLERİ	3
2.1. Yumurta Kalite Özellikleri	3
2.2 Genetik Parametre Tahmin Yöntemleri	8
2.2.1. Bayesian yöntemleri	11
2.2.2.Markov-Chain Monte Carlo yöntemi (MCMC) ve Metropolis-Hasting Algoritması	13
2.2.3. Gibbs örnekleme (Gibbs Sampling)	14
2.2.4. Bayesian formülasyonu ve Gibbs	16
2.2.4.1. Prior (ön) dağılımlar.....	17
2.2.4.2. Olabilirlik fonksiyonu (Likelihood).....	18
2.2.4.3. Ortak (Müşterek) Posterior yoğunluk fonksiyonu.....	18
2.2.4.4. Tam Şartlı Yoğunluk Fonksiyonu (Full condition distribution function)	18
3. MATERYAL ve YÖNTEM	20
3.1. Materyal	20
3.2. Yöntem	22
3.2.1. Likelihood fonksiyonu	23
3.2.2. Prior dağılımlar	24
3.2.3. Ortak posterior yoğunluk fonksiyonları	25
3.2.4.Tam şartlı yoğunluk:	26
3.2.5. Etkili örnek büyüklüğü	28
4. ARAŞTIRMA BULGULARI.....	30
4.1. Burn-in ve etkili örnek büyüklüğü.....	30
4.2. Yumurta sarı ağırlığı.....	37
4.3. Yumurta Ak Ağırlığı	41
4.4. Yumurta Kabuk Ağırlığı.....	44
5.TARTIŞMA.....	46
6. SONUÇ.....	49
KAYNAKLAR	51
EKLER	59
ÖZGEÇMİŞ	68

ÖZET

Yüksek Lisans Tezi

Japon Bildircinlarında Bazı Yumurta Kalite Özelliklerine ait Genetik Parametre Tahminlerinin Gibbs Örnekleme Yöntemi İle Elde Edilmesi

Burcu KURT

Adnan Menderes Üniversitesi
Fen Bilimleri Enstitüsü
Zootekni Anabilim Dalı

Danışman: Doç. Dr. Kadir KIZILKAYA

Bu çalışmanın amacı Japon bildircinlarının 10, 14, 18, 22, 26, 30, 34, 38 ve 42. haftalık yaş dönemlerinde toplanan yumurtalarda tespit edilen yumurta sarı, ak ve kabuk ağırlıklarına ait genetik parametre tahminlerini Gibbs örnekleme yöntemi kullanılarak gerçekleştirmektir.

Araştırmada ADÜ ziraat fakültesi zootekni bölümü araştırma ünitesinde 2002 yılında tamamlanan yüksek lisans tez çalışmasında 25 erkek ve 75 dişi Japon bildircininin (*Coturnix coturnix japonica*) ebeveyn olarak kullanılmasıyla üretilen 375 dişi bildircininden 9 ayrı yaş döneminde (10., 14., 18., 22., 26., 30., 34., 38. ve 42. hafta) ve her dönemin başında bir defa toplanan yumurtalarda kabuk ağırlığı, ak ağırlığı ve sarı ağırlığı olarak tespit edilen toplam 3132 gözlem, bu araştırmanın veri setini oluşturmuştur. Dokuz farklı yaş döneminde toplanan yumurtalarda tespit edilen kabuk, ak ve sarı ağırlığını içeren gözlemlerin istatistiksel analizi için çok değişkenli karışık doğrusal model kullanılmıştır.

Bildircinlerde 10., 14., 18., 22., 26., 30., 34., 38. ve 42. haftalık yaş dönemlerine göre tahminlenen kalıtım dereceleri ve standart hataları sarı ağırlığı için sırasıyla $0,23 \pm 0,09$, $0,19 \pm 0,08$, $0,43 \pm 0,11$, $0,57 \pm 0,15$, $0,20 \pm 0,10$, $0,40 \pm 0,12$, $0,24 \pm 0,11$, $0,23 \pm 0,11$ ve $0,40 \pm 0,12$, ak ağırlığı için sırayla $0,33 \pm 0,10$, $0,16 \pm 0,08$, $0,42 \pm 0,20$, $0,39 \pm 0,13$, $0,37 \pm 0,10$, $0,30 \pm 0,11$, $0,19 \pm 0,08$, $0,43 \pm 0,12$ ve $0,35 \pm 0,13$ ve kabuk ağırlığı için ise $0,21 \pm 0,09$, $0,14 \pm 0,08$, $0,19 \pm 0,09$, $0,18 \pm 0,09$, $0,28 \pm 0,10$, $0,48 \pm 0,13$, $0,52 \pm 0,14$, $0,34 \pm 0,12$ ve $0,45 \pm 0,13$ olarak tahminlenmiştir.

Bu çalışmada yumurta sarı, ak ve kabuk ağırlığı özellikleri arasında genetik korelasyon ise; yumurta sarı ağırlığı ve ak ağırlığı arasındaki genetik korelasyon yaş dönemlerine göre -0,23 ile 0,80 arasında değişmekte olup 10., 18. ve 22. haftalarda önemli bulunmuştur. Sarı ağırlığı ile kabuk ağırlığı arasındaki genetik korelasyon ise -0,26 ile 0,48 arasında tahminlenmiş ve 42. hafta için önemli olduğu tespit edilmiştir. Yumurta ak ağırlığı ile kabuk ağırlığı arasındaki genetik korelasyon tahminleri ise yaş dönemine göre 0,23 ile 0,68 arasında değişmekte olup 10., 26., 30., 34. ve 38. haftalarda önemli bulunmuştur.

2007, 78sayfa

Anahtar kelimeler: Gibbs Örnekleme, yumurta kalite özellikleri, Japon bildircini

ABSTRACT
Master Thesis

**Estimation of Genetic Parameters for Some Egg Quality Traits in Japanese Quails by
using Gibbs Sampling**

Burcu KURT

Adnan Menderes University
Graduate School of Natural and Applied Sciences
Department of Animal Science

Supervisor: Assoc.Doç.Dr. Kadir KIZILKAYA

The purpose of this study was to estimate genetic parameters by using Gibbs sampling for egg shell, albumen and yolk weight determined in the eggs collected from 10, 14, 18, 22, 26, 30, 34, 38 and 42. week of age in Japanese quails.

In this study, the data set was 3132 egg shell, albumen and yolk weight observations determined in the eggs collected within 9 different age periods (10, 14, 18, 22, 26, 30, 34, 38 and 42) from 375 female progeny quails produced by using 25 male and 75 female parents in the master thesis completed in Adnan Menderes University in 2002. The egg shell, albumen and yolk weight observations collected within 9 different age periods were analyzed by using mutiple trait linear mixed model.

In Japanese quails, the estimate of heritabilities and their standart errors for yolk weight were $0,23\pm0,09$, $0,19\pm0,08$, $0,43\pm0,11$, $0,57\pm0,15$, $0,20\pm0,10$, $0,40\pm0,12$, $0,24\pm0,11$, $0,23\pm0,11$ and $0,40\pm0,12$, for albumen $0,33\pm0,10$, $0,16\pm0,08$, $0,42\pm0,20$, $0,39\pm0,13$, $0,37\pm0,10$, $0,30\pm0,11$, $0,19\pm0,08$, $0,43\pm0,12$ and $0,35\pm0,13$ and for egg shell $0,21\pm0,09$, $0,14\pm0,08$, $0,19\pm0,9$, $0,18\pm0,09$, $0,28\pm0,10$, $0,48\pm0,13$, $0,52\pm0,14$, $0,34\pm0,12$ and $0,45\pm0,13$ based on 10, 14, 18, 22, 26, 30, 34, 38 and 42-week age, respectively.

In this study, although the genetic correlations between albumen and yolk weight were between -0,23 and 0,80 based on age periods, those of them were found to significant for 10, 18 and 22 week of age. Also, the genetic correlations between yolk weight and egg shell were estimated between -0,26 and 0,48 and were significant for only 42-week age. The genetic correlations between albumen and egg shell were determined between 0,23 and 0,68 and were found to be significant for 10, 26, 30, 34 and 38-week age.

2007, 77 pages

Key words

Gibbs Sampling, egg quality trait, Japanese quail.

ÖNSÖZ

Çalışmalarım boyunca benden yardımlarını esirgemeyen sayın hocam Doç. Dr. Kadir KIZILKAYA' ya, bu çalışmanın verilerini sağlayan Araş. Gör. Demir ÖZDEMİR' e ayrıca çalışmam boyunca manevi desteğini esirgemeyen eşim Osman MESTAV'a ve anne ve babama teşekkür ederim.

ŞEKİLLER DİZİNİ

Şekil 1-a Sarı ağırlığına ait en iyi Burn-in.....	31
Şekil 1-b Sarı ağırlığına ait en kötü Burn-in.....	31
Şekil 2-a Ak ağırlığına ait en iyi Burn-in	31
Şekil 2-b Ak ağırlığına ait en kötü Burn-in	31
Şekil 3-a Kabuk ağırlığına ait en iyi Burn-in	31
Şekil 3-b Kabuk ağırlığına ait en kötü Burn-in	31
Şekil 4. Haftalara göre yumurta sarı ağırlığına ait etkili örnek büyüklüğü grafiği	32
Şekil 5. Haftalara göre yumurta ak ağırlığına ait etkili örnek büyüklüğü grafiği	32
Şekil 6. Haftalara göre yumurta kabuk ağırlığına ait etkili örnek büyüklüğü grafiği.....	32
Şekil 7. Haftalara göre yumurta sarı, ak ve kabuk ağırlığına ait kalıtım derecelerinin etkili örnek büyük grafiği.....	35
Şekil 8. Haftalara göre yumurta sarı, ak ve kabuk ağırlıkları arasındaki genetik korelasyonlara ait etkili örnek büyüklükleri	36
Şekil 9. Sarı ağırlığına ait genetik varyans tahmin değerlerinin değişim grafiği	37
Şekil 10. Yumurta sarı ağırlığına ait kalıtım derecesinin haftalara göre değişim grafiği	38
Şekil 11. Ak ağırlığına ait varyans tahminlerinin haftalara göre değişim grafiği	41
Şekil 12. Ak ağırlığına ait kalıtım derecesinin haftalara göre değişim grafiği	42
Şekil 13. Kabuk ağırlığına ait varyans tahminlerinin değişim grafiği	44
Şekil 14. Yumurta kabuk ağırlığına ait kalıtım derecesi tahminlerinin değişim grafiği ..	45

ÇİZELGELER DİZİNİ

Çizelge 1. Dokuz farklı yaş dönemine göre yumurta sarı ağırlığı, ak ağırlığı ve kabuk ağırlığına ait kalıtım derecesi tahminleri ve standart hataları	4
---	---

Çizelge 2. Yumurta sarı, ak ve kabuk ağırlıkları arasındaki genetik korelasyon tahminleri ve standart hataları.....	4
Çizelge 3. Etkili örnek büyüklüğü.....	34
Çizelge 4. Yumurta sarı, ak ve kabuk ağırlığının kalıtım derecelerine ait etkili örnek büyüklükleri	35
Çizelge 5. Yumurta sarı, ak ve kabuk ağırlığı arasındaki genetik korelasyona ait etkili örnek büyüklükleri	36
Çizelge 6. Yumurta sarı ağırlığına ait genetik varyansların tahmin değerleri	37
Çizelge 7. Haftalara göre yumurta sarı ağırlığına ait kalıtım derecesi ve standart hataları	38
Çizelge 8. Dönemlere göre sarı ağırlığı ile ak ağırlığı arasındaki genetik korelasyonlar	39
Çizelge 9. Dönemlere göre sarı ağırlığı ile kabuk ağırlığı arasındaki genetik korelasyon	40
Çizelge 10. Yumurta ak ağırlığına ait varyans tahminlerinin haftalara göre tahmin değerleri ..	41
Çizelge 11. Dönemlere göre yumurta ak ağırlığına ait kalıtım derecesi ve standart hataları	42
Çizelge 12. Dönemlere göre yumurta ak ağırlığı ile kabuk ağırlığı arasındaki genetik korelasyon	43
Çizelge 13. Yumurta kabuk ağırlığına ait varyans tahminlerinin haftalara göre değerleri	44
Çizelge 14. Yumurta kabuk ağırlığına ait kalıtım derecesi tahminleri ve standart hataları	45

EKLER DİZİNİ

Ek 1. Yumurta sarı, ak ve kabuk ağırlıklarının 10. haftaya ait kalıtım derecelerinin ve genetik korelasyonların posterior yoğunluk grafikleri	59
Ek 2. Yumurta sarı, ak ve kabuk ağırlıklarının 14. haftaya ait kalıtım derecelerinin ve genetik korelasyonların posterior yoğunluk grafikleri	60
Ek 3. Yumurta sarı, ak ve kabuk ağırlıklarının 18. haftaya ait kalıtım derecelerinin ve genetik korelasyonların posterior yoğunluk grafikleri	61
Ek 4. Yumurta sarı, ak ve kabuk ağırlıklarının 22. haftaya ait kalıtım derecelerinin ve genetik korelasyonların posterior yoğunluk grafikleri	62
Ek 5. Yumurta sarı, ak ve kabuk ağırlıklarının 26. haftaya ait kalıtım derecelerinin ve genetik korelasyonların posterior yoğunluk grafikleri	63
Ek 6. Yumurta sarı, ak ve kabuk ağırlıklarının 30. haftaya ait kalıtım derecelerinin ve genetik korelasyonların posterior yoğunluk grafikleri	64

Ek 7. Yumurta sarı, ak ve kabuk ağırlıklarının 34. haftaya ait kalıtım derecelerinin ve genetik korelasyonların posterior yoğunluk grafikleri	65
Ek 8. Yumurta sarı, ak ve kabuk ağırlıklarının 38. haftaya ait kalıtım derecelerinin ve genetik korelasyonların posterior yoğunluk grafikleri	66
Ek 9. Yumurta sarı, ak ve kabuk ağırlıklarının 42. haftaya ait kalıtım derecelerinin ve genetik korelasyonların posterior yoğunluk grafikleri	67

1.GİRİŞ

İnsanların beslenmesinde önemli yeri olan hayvansal proteinin üretimini artırmak için mevcut kaynaklar zorlanmakta ve yeni hayvansal protein kaynaklarının araştırılmasına da devam edilmektedir (Şeker, 2003). Bu amaçla son yıllarda bütün dünyada alternatif kanatlı yetiştiriciliği hızla artmaktadır. Alternatif kanatlı tüketimi, dünya kanatlı tüketiminin % 22'sini oluşturmaktadır (Roenigk, 1999). Bu alternatif kanatlı yetiştiriciliği kaynaklarından biri de diğer kanatlılara göre daha yüksek bir üretim hızı göstermekte olan bıldırcındır (Şeker, 2003).

Bıldırcın, 20. yüzyılın başında önceleri yumurta, daha sonra da et hayvanı olarak evcil kanatlılar arasına alınmıştır. 1910'lu yıllarda Japonya'da bıldırcınlar, yumurta verimi bakımından yoğun seleksiyona tabi tutulmuş ve yumurta üretimi amacıyla kullanılmıştır. 1950'li yıllardan itibaren Fransa ve kuzey İtalya'da bıldırcın ıslahı et üretimi üzerine yoğunlaşmış ve bıldırcın üretimi de yoğun şekilde bu amaç için gerçekleştirilmektedir. Türkiye'de ise bıldırcın yetiştiriciliği 1970 yılından itibaren yapılmakta olup (Şehu, 2004), ülkemizde yaklaşık olarak yılda 1,2-1,8 milyon adet bıldırcın üretilmektedir (Alarşlan, 1999).

Bıldırcınların küçük yapılı olmaları, az yer kaplamaları, az yem tüketmeleri, hızlı büyümeleri, erken cinsel olgunluğa ulaşmaları, kısa generasyon aralığına sahip olmaları ve seleksiyon ile genetik ıslah çalışmalarına kısa sürede cevap vermeleri hem hayvan yetiştirmede uygun bir kanatlı türü hem de hayvan araştırmalarında uygun bir deney hayvanı olmalarını sağlamıştır (Şehu, 2004).

Hayvan ıslahı çalışmalarında veya ekonomik özelliklerin ıslahında esas olan genetik parametrelerin tahmini için en uygun yöntemlerin geliştirilmesidir (Balcıođlu ve ark., 2005). Evcil hayvanların genetik ıslahında kullanılan istatistik yöntemler son 25 yıl içinde büyük bir ilerleme göstermiştir. Gerek

hayvancılık verilerinin toplanması gerekse genetik parametre ve damızlık değerlerinin tahminlenmesi alanında elde edilen gelişmelerle daha güvenilir genetik değerlendirmelerin yapılabilmesi sağlanmıştır (Akbaş, 2000).

Hayvan ıslahında veriler genellikle klasik yöntemlerle (ANOVA, ML, REML, DFREML vb.) değerlendirilmektedir. Ancak son yıllarda, hayvan ıslahında varyans unsurları hakkında yorumlar yapmak için Bayesian yöntemleri geliştirilmiştir. Sadece şartlı dağılımlar mevcut olduğunda, çoklu müşterek ve marjinal posterior dağılımların (son dağılım) örnekleme yapma bu sayısal integral yöntemler, bir çok alanda yaygın olarak kullanılmaktadır (Fırat, 2001a). Geman ve Geman (1984) tarafından sunulan ve Bayesian yöntemlerinden biri olan Gibbs örnekleme, karmaşık stokastik modeller hakkında yorumlar yapmak için giderek artan bir biçimde önem kazanan oldukça güçlü bir yöntemdir (Fırat, 2001b).

Bu çalışmada, Japon bıldırcınlarının 10-42. haftalar arasındaki 9 farklı yaş döneminde tespit edilen yumurta Sarı (S), Ak (A) ve Kabuk ağırlıklarının (K) çok değişkenli analiz yöntemiyle birlikte analiz edilerek özelliklere ait, eklemeli genetik ve çevresel varyans ve kovaryansların, bunlara bağlı olarak da bu üç özelliğe ait kalıtım derecelerinin ve bunlar arası genetik korelasyonların Gibbs Örnekleme metoduyla tahminlenmesi amaçlanmıştır.

2. LİTERATÜR ÖZETLERİ

2.1. Yumurta Kalite Özellikleri

Yumurta verim dönemi diğer kanatlı türlerine göre daha kısa olan bıldırcınlarda, farklı yaş dönemleri için yumurta özelliklerine ait genetik parametrelerle ilgili yapılmış çalışma sayısı oldukça sınırlı kalmış, bu çalışmalarda belirtilen yaş dönemleri de kısıtlı tutulmuştur (Altan ve Oğuz, 1995). Japon bıldırcınlarında yumurta kalite karakterlerinin kalıtımına ilişkin ilk çalışmalar Garret et.al., (1972) ve Wilhelmson (1975) tarafından yapılmıştır.

Ana üzerine yavru regresyonu yöntemi kullanarak yapılan çalışmada sarı ağırlığı, ak ağırlığı, kabuk kalınlığı ve ak yüksekliği için orta düzeyde (0,14 – 0,32) kalıtım dereceleri tahminlenmiştir (Wilhelmson, 1975).

Farklı seleksiyon hatlarında animal model ve REML'dan yararlanarak yapılan bir çalışmada yumurta ağırlığı, kabuk ağırlığı, sarı ağırlığı ve sarı/ak oranı için yüksek düzeyde (0.5'den büyük) kalıtım dereceleri tahminlemiştir (Minvielle et. al., 1997).

Özdemir (2003), bıldırcınlarda eşeyssel olgunluk döneminden itibaren 42. hafta yaş dönemine kadar olan yumurta verimini ve bu periyot içerisinde belirlenen 9 farklı yaş döneminde ortaya çıkan yumurta kalite özelliklerindeki değişimi incelemiş ve bu dönemlerde **Sarı ağırlığı**, **Ak ağırlığı** ve **Kabuk ağırlığına** ilişkin bazı genetik parametre tahminlerini gerçekleştirmiş olup bu özelliklere ait kalıtım derecesi tahminleri ve standart hataları sırası ile Çizelge 1'de verilmiştir.

Çizelge 1. Dokuz farklı yaş dönemine göre yumurta sarı ağırlığı, ak ağırlığı ve kabuk ağırlığına ait kalıtım derecesi tahminleri ve standart hataları

Haftalar	Sarı Ağırlığı	Ak Ağırlığı	Kabuk Ağırlığı
10	0,16 ± 0,09	0.31 ± 0.11	0.13 ± 0.08
14	0.11 ± 0.08	0.10 ± 0.08	0.11 ± 0.08
18	0,36 ± 0,11	0,32 ± 0,11	0,14 ± 0,08
22	0,51 ± 0,15	0,26 ± 0,12	0,05 ± 0,08
26	0,12± 0,08	0,29± 0,10	0,21± 0,10
30	0,28 ± 0,11	0,29 ± 0,11	0,40 ± 0,13
34	0,09 ± 0,09	0,07 ± 0,08	0,45 ± 0,14
38	0,14 ± 0,10	0,35 ± 0,12	0,29 ± 0,14
42	0,23 ± 0,11	0,24 ± 0,12	0,40 ± 0,13

Yaş dönemleri de dikkate alındığında bu üç özellik arasındaki genetik korelasyon tahminleri oldukça yüksek düzeyde bulunmuştur (Çizelge 2).

Çizelge 2. Yumurta sarı, ak ve kabuk ağırlıkları arasındaki genetik korelasyon tahminleri ve standart hataları

ÖZELLİKLER	Genetik Korelasyon ve Standart Hataları
Sarı Ağırlığı-Ak Ağırlığı	0,87 ± 0,05
Sarı Ağırlığı-Kabuk Ağırlığı	0,85 ± 0,06
Kabuk Ağırlığı-Ak Ağırlığı	0,93 ± 0,03

Ayrıca yumurta kalite özellikler arası fenotipik korelasyonlar tahminlenmiş ve önemli bulunmuştur. Bu çalışmada, yumurta kabuk ağırlığına ait dönemler arası farklar önemli ($p < 0,05$) bulunurken; yumurta sarı ağırlığı için 26-42 haftalar arası fark, ak ağırlığı için ise 30-42. haftalar arası farklar önemli ($p < 0,05$) bulunmuştur (Özdemir, 2003).

Cüce Kahverengi Yumurtacı tavuklarda yapılan bir çalışmada, yumurta kalite özelliklerine ait fenotipik ve genotipik korelasyonlar ile kalıtım dereceleri REML yöntemi kullanılarak tahminlenmiştir. Ak yüksekliği, **ak ağırlığı (AA)**,

kabuk rengi (KR), kabuk indeksi, kabuk dayanıklılığı, kabuk kalınlığı, **kabuk ağırlığı (KA)**, yumurta ağırlığı (YA), haugh birimi ve **sarı ağırlığının (SA)** REML'a göre tahminlenen kalıtım dereceleri sırasıyla 0,51, **0,59**, 0,46, 0,40, 0,24, 0,34, **0,64**, 0,63, 0,41 ve **0,45** olarak bulunmuştur. Kabuk rengi ile yumurta iç ve dış kalite özellikleri arasındaki genetik korelasyonlar (-0,23 ile 0,13 arasında) düşük bulunurken, yumurta ağırlığı ile **ak ağırlığı** arasındaki ve **sarı ağırlığı** ile **kabuk ağırlığı** arasındaki genetik korelasyonlar ise (0,67 ile 0,97 arasında) yüksek bulunmuştur (Zhang et. al., 2005).

Japon bıldırcınlarında bazı verim özellikleri ile yumurta kalite özelliklerini belirlemek amacıyla yapılan bir çalışmada, şekil indeksi, **sarı ağırlığı**, **ak ağırlığı**, **kabuk ağırlığı**, kabuk kalınlığı ve haugh birimi değerleri sırasıyla % 79,9, **3,28 g**, **6,38 g**, **0,82 g**, 0,206 mm ve 88,93 olarak belirlenmiştir. Araştırmada incelenen özelliklerin bıldırcın yaşına bağlı olarak değiştiği, artan yaşla birlikte yumurta ağırlığı, sarı ve ak ağırlıkları, kabuk ağırlığının arttığı, haugh birim ve kabuk kalınlığının azaldığı saptanmıştır. Yumurta iç kalite özellikleri bakımından haftalara ait ortalamalar arası farklar önemli ($p < 0,001$) bulunmuştur (Nazlıgül ve ark., 2001).

Japon bıldırcınlarında bazı verim özelliklerini ve yumurtanın dış ve iç kalite özellikleri üzerine yaşın etkisini belirlemek amacıyla yapılan çalışmada, yumurta verimi, yumurta ağırlığı ve bazı yumurta kalite özellikleri değerlendirilmiştir. Yumurta kabuk özellikleri 9. ile 23. hafta arasında incelenmiş olup ortalama şekil indeksi, **sarı ağırlığı**, **ak ağırlığı**, **kabuk ağırlığı**, kabuk kalınlığı ve haugh birimi değerleri sırasıyla % 75,72, 3,54 g, 6,77 g, 0,852g, 0,233 mm ve 80,94 olarak tespit edilmiştir. Yaşın yumurta verimi ve yumurtaya ait dış ve iç kalite özelliklerine etkisi önemli bulunmuştur ($p < 0,01$). Bıldırcın yaşı arttıkça yumurta ağırlığı, kabuk ağırlığı (23.hafta hariç) ve ak ağırlığı (23.hafta hariç) ve sarı ağırlığı (21.hafta hariç) artmış; kabuk kalınlığı, haugh birimi, ak indeksi ve sarı indeksi değerleri de azalmıştır (Şeker ve ark., 2005)

Beyaz leghorn hatlarında yumurta kalite özelliklerinden sarı oranı üzerine direkt genetik etki ile çıkıştaki civciv ağırlığına maternal genetik etkiler arasındaki genetik korelasyonlar ve yumurta kalite özelliklerinin genetik parametrelerinin tahmini üzerine yapılan çalışmada; civciv çıkış ağırlığındaki maternal etkiler ile sarı oranı, **sarı ağırlığı**, **ak ağırlığı**, ak kuru madde konsantrasyonu ve yumurta ağırlıkları üzerine elde edilen direkt etkiler arasındaki genetik korelasyon anılan sıraya göre 0,14, 0,76, 0,93, 0,14 ve 0,99 olarak saptanmıştır. Sarı oranı, **sarı ağırlığı**, **ak ağırlığı**, ak kuru madde konsantrasyonu ve yumurta ağırlığı için elde edilen kalıtım dereceleri ise sırasıyla 0,33, 0,43, 0,57, 0,38 ve 0,60 olarak bulunmuştur (Hartmann et al., 2003)

Tavuk yumurtasında iç ve dış kalite özellikleri üzerine yaşın etkisi önemli bulunmuştur. Yaşa bağlı olarak yumurta ağırlığında, sarı genişliğinde, ak genişliğinde ve ak uzunluğunda artış gözlenmiş kabuk mukavemetinde, kabuk kalınlığında, sarı indeksinde, ak indeksinde, sarı yüksekliğinde, ak yüksekliğinde ve haugh biriminde azalmalar saptanmıştır (Akbaş ve ark., 1996)

Japon bıldırcınlarında yaşın yumurta ağırlığı, özgül ağırlığı ve birim yüzey kabuk ağırlığı üzerine etkisinin araştırıldığı bir çalışmada; bu özelliklerin bıldırcın yaşına bağlı olarak önemli düzeyde değiştiği, artan yaşla birlikte yumurta ağırlığının arttığı, özgül ağırlık ve birim yüzey kabuk ağırlığının azaldığı saptanmıştır (Altan ve Oğuz, 1994).

Japon bıldırcınlarında canlı ağırlık yönünde seleksiyon uygulanan ve uygulanmayan (kontrol) gruplarda yapılan bir çalışmada 10, 14 ve 18 haftalık yaştaki bıldırcınlarda yumurta **kabuk ağırlığı** bakımından gruplar arasında önemli bir fark bulunmamıştır. **Sarı ağırlığı** açısından dönemler arası bütün farklar önemli bulunurken; **ak ağırlığı** için 10.-14. haftalık yaş dönemleri ile 18. haftalık yaş dönemleri arasındaki farklar önemli bulunmuştur (Altan ve ark., 1998).

Bıldırcın yumurtalarında yumurta **kabuk ağırlığı** ve **sarı ağırlıklarının** yaşa göre değişimini belirlemek amacıyla genç ve yaşlı olarak tanımlanan iki farklı yaş grubunda yapılan bir çalışmada; yumurta kabuk ağırlığı ve sarı ağırlıkları için iki yaş grubu arasındaki fark önemli bulunmuştur (Uluocak ve ark., 1995).

Bıldırcınlarda cinsel olgunluk mevsiminin yumurta kalitesine etkisini belirlemek amacıyla yapılan bir çalışmada 3 farklı dönemde yumurtlamaya başlayan bıldırcınlar incelenmiştir. Çalışmada yumurta **kabuk ağırlığının** yumurtlama mevsiminden önemli ölçüde etkilendiği belirtilmiştir (Poyraz ve ark., 2002).

Bıldırcınlarda 59, 73, 87, 101, 122, 136 ve 154 günlük yaş gruplarına ait yumurta özelliklerinin incelendiği bir çalışmada yaşın ilerlemesiyle birlikte **ak ağırlığında**, yumurta ağırlığının artışına paralel bir artış olduğu belirtilmiştir. Aynı çalışmada **sarı ağırlığının** ve sarı indeksinin ilerleyen yaş ile birlikte artış gösterdiği yaş dönemleri arasındaki farkın **sarı ağırlığı** için önemli olmadığı bildirilmiştir (Uluocak, 1996).

İki farklı genotipteki yumurtacı tavuklarda 45, 50, 55, 60, 70, 75 ve 80 haftalık farklı yaş dönemlerindeki yumurta **kabuk ağırlığı**, **sarı ağırlığı** ve **ak ağırlıkları** incelenmiştir ve elde edilen sonuçlara göre yaş dönemleri arasındaki farklar önemli ($p < 0,01$) bulunmuştur (Suk and Park, 2001).

Suptropik iklim koşullarında bıldırcınlarda yumurta kalite özellikleri ve bu özelliklere ait kalıtım dereceleri üzerine yapılan bir çalışmada 8 haftalık ve 42 haftalık yaş dönemleri incelenmiştir. Bu çalışmada **sarı ağırlığı** için dönemler arası fark önemli bulunmuştur. Yumurta **kabuk**, **sarı** ve **ak ağırlığına** ait kalıtım dereceleri sırasıyla **0,52**, **0,37** ve **0,75** olarak tahminlenmiştir (Stino et al., 1982).

Japon bıldırcınlarında yapılan bir çalışmada yumurta kabuk ağırlığı, sarı ağırlığı ve ak ağırlığı özelliklerine ait kalıtım derecelerinin 0,25 ile 0,35 arasında değiştiği belirtilmiştir (Baumgartner, 1994).

2.2 Genetik Parametre Tahmin Yöntemleri

Çoklu karakter analizi, her bir deneysel üniteden birden fazla karakterin ölçümünden elde edilen verilerin analizi, özetlenmesi, sunumu ve yorumu ile uğraşan istatistiğin bir dalıdır. Bir çok ülkede boğaların seçiminde, süt verimine ait yüksek korelasyonlu karakterler ayrı ayrı analiz edilmişlerdir. Fakat biz genellikle belli bir özelliğin kalıtsallığını değil, diğer karakterlerle olan ilişkisini de öğrenmek isteriz. Bu nedenle, karakterler arasındaki fenotipik ve genetik korelasyonların tahminini elde etmek için çoklu karakter analizine gereksinim vardır. Genetik değerlendirmelerde böyle bir analiz yönteminin avantajları şöyle sıralanabilir (Fırat, 1997).

a) Çoklu karakter yöntemleri, tekli metotlara göre bireyleri değerlendirmek için daha fazla bilgi kullanırlar. Genetik ve çevresel korelasyonların mutlak değerleri yüksek olabileceğinden, bütün karakterlerin çoklu analizini yapmakla, tahmindeki doğruluk ve sonuç olarak seleksiyondaki ilerleme artar.

b) Bazı karakterler sınırlı sayıdaki bireyler üzerinde ölçülmüşlerdir ve bu karakter popülasyondaki daha fazla sayıdaki bireyler üzerinde ölçülen diğer karakterlerle birlikte analiz edilerek tahminde daha fazla doğruluk kazanılabilir.

Çoklu karakter analizinin en büyük dezavantajı çözülecek eşitlik sayısında artma olmasından dolayı ilave hesaplamalara ihtiyaç göstermesidir. Diğer bir dezavantajı ise analiz edilecek karakter sayısı arttıkça negatif tanımlı varyans matrisi tahminlerinin olasılıklarında da artma olmasıdır (Fırat, 1997).

Doğru genetik model ve buna göre dikkate alınan istatistik model altında, genetik parametrelerin ve damızlık değer tahminlenmesi amacıyla farklı

yöntemler geliştirilmiştir. Yöntemlerin gelişim hızı bilgisayar teknolojisindeki gelişmelere paralel olarak artmıştır (Akbaş, 2000).

Hayvan ıslahında veriler genellikle klasik analizlerle değerlendirilmektedir. Yeni yöntemlerin üstünlüğü, klasik analizlerde yapılan gerçekçi olmayan varsayımları azaltması ve daha sapmasız tahminlere ulaşmamıza imkan vermesidir. Söz konusu varsayımların tutmadığı durumlarda varyans analizi yolu ile tahminlenen varyans unsurları ve kalıtım dereceleri sapmalı olmaktadır. Geliştirilen yöntemlerin çoğu dengesiz verilerde genel doğrusal modellerin kullanımına yöneliktir (Akbaş, 2000).

Yeşilova (1998)'in bildirdiğine göre; Varyans analizi ilk olarak 1921 yılında R.A. Fisher tarafından geliştirmiştir. Fisher, kareler ortalamalarını kendi beklenen değerlerine eşitliyerek varyans unsurlarının tahminini yapmıştır ki bu durum, veri seti dengeli olduğundan yapılabilmektedir. Bu nedenle veriler dengeli olmadığı zaman varyans analizi yapmak mümkün değildir.

Yeşilova (1998)'in bildirdiğine göre; Varyans unsurlarının tahmin edilmesine ilişkin ilk ciddi adım 1949 yılında Henderson tarafından atılmıştır. Varyans unsurlarının tahmini için Henderson I, II ve III yöntemlerini geliştirmiştir. Her üç yöntemde varyans unsurlarının kareler ortalamaları kendi beklenen değerlerine eşitlenerek tahminleme gerçekleştirilmektedir. Henderson I, II ve III yöntemleri dengeli ve dengesiz veriler için uygulanabilmekte ve sapmasız tahminler vermektedir.

En-yüksek-olabilirlik (Maksimum Likelihood-ML) yöntemi 1967 yılında Hartley ve Rao tarafından geliştirilmiştir. ML yöntemi, gözlem değerlerinin (y) olabilirlik fonksiyonuna ait logaritmik değerleri $L(y)$ kullanmaktadır. Verilerdeki olası bütün genetik ilişkileri dikkate alabilmekte ve dengeli desen gereksinimi duymamaktadır. ML'nin esas amacı $L(y)$ olabilirlik fonksiyonunu maksimize etmektir. Bu yöntemde parametrelere ait başlangıç değerleri girilmekte ve iterasyon yöntemi ile olabilirliğin maksimum olduğu noktadaki parametre

kombinasyonu bulunmaktadır. Bu yaklaşımda, parametreler belirli sınırlar içinde tahminlenme eğilimindedir. Ayrıca sabit etkilerin bilindiğini kabul eder ve sabit etkilerin tahminlenmesi sırasındaki serbestlik derecesi kayıplarını dikkate almaz. Genellikle çok sayıda sabit etkinin modelde yer aldığı düşünülürse söz konusu sapmanın büyüklüğü de artacaktır (Yeşilova, 1998).

ML'un sabit etkiler bakımından söz konusu sapması **REML** (Restricted maksimum likelihood – kısıtlanmış maksimum olabilirlik) tekniği ile giderilmiştir. REML yöntemi ilk olarak 1969 yılında Alan Thompson tarafından önerilmiş ve 1971 yılında Thompson ile Patterson tarafından uygulamaya geçirilmiştir. REML yöntemi y gözlemlerinin çok değişkenli normal dağılışı gösterdiğini kabul etmektedir. REML transformasyon ile değişmezlik özelliğine sahiptir ancak sapmasız değildir. Çünkü parametreleri kendi uzayı içerisinde tahmin eder (Yeşilova, 1998). Daha yoğun hesaplama tekniklerini içeren REML yöntemi varyans bileşenleri ve kalıtım derecesi tahminlerinde yegane yöntem haline gelmiştir. REML yöntemi ayrıca generasyonlar arası seleksiyonla elde edilen genetik ilerlemeyi, bütün bireyler arasındaki akrabalık ilişkilerini dikkate alabilmektedir. Varyans bileşenlerini tahminlemeye yönelik olarak geliştirilmiş yöntemlerden diğerleri ise MINQUE ve MIVEQUE'dur. Henderson'nın Yöntem IV'ü, 'pseudo-expectation' yöntemi ve 'tide-hat' yaklaşımı gibi etkinlikler, yukarıda sıralanan yöntemlerin hesaplama yüklerini azaltma çabalarının birer sonucudur. Aynı şekilde REML tekniğine de 'expectation-maximization (EM)' ve 'derivate-free (DFREML)' algoritmaları ile farklı hesaplama teknikleri önerilmiştir (Akbaş 2000).

Son yıllarda, hayvan ıslahında varyans unsurları hakkında yorumlar yapmak için Bayesian yöntemleri geliştirilmiştir. Fırat (2001b)'ye göre Posterior dağılımların tahminleri için kullanılan Gibbs örnekleme yöntemi Wang et al. (1993) tarafından tek değişkenli karışık bir doğrusal modeldeki varyans unsurları tahmini için geliştirilmiştir. Sabit ve şansa bağlı parametreler için sabit prior varsayımlardır. Bununla birlikte, hayvan ıslahı uygulamalarında

karakterlerin çoğu sürekli dağılış göstermektedir ve böyle karakterlerin çoklu-karakter analizleri yakın yıllarda Varona et. al., (1994), Jensen et. al., (1994), ve Jensen (1994) tarafından Bayesian yöntemleri kullanılarak yapılmıştır (Fırat, 2001b.)

2.2.1. Bayesian yöntemleri

Bayesian teoremi 1763 yılında bir din görevlisi olan Thomas Bayes tarafından geliştirilmiş ve istatistikte yeni bir akımın oluşmasına neden olmuştur. 1763 yılında yayınlanmış olmasına rağmen Bayesian düşüncesi 20.yy'da İngiltere'den Harold Jeffreys ve İtalya'dan Bruno de Finetti gibi birkaç araştırmacı sayesinde hayata geçmiştir. Modern Bayesian hareketi 20.yy'ın ikinci yarısında başlamış ve USA'dan Jimmy Savage ve İngiltere'den Dennis Lindley tarafından hızla yayılmıştır. 1990'ların başında bilgisayarların gelişimi ve yeni hesaplama metotlarıyla da hızla gelişmiştir (Anonymus).

Ünalın (2002)'nin bildirdiğine göre; Kendall ve Buckland (1971) bayesian tahmininin tanımını "invers olasılık yöntemleri kullanarak populasyon parametrelerinin tahmini şeklinde yaparken, Gianola ve Fernando (1986) ise tanımını" önceki durumla ilgili birikmiş bilgiyi yansıtan ön dağılışların (prior distribution) işleme dahil edilerek, şansa bağlı değişkenlerle ilgili yapılan bir yorumlama tarzı" şeklinde tanımladıklarını belirtmiştir.

Birçok Bayesian probleminde uygun yorumlamalar yapabilmek için parametrelerin marjinal dağılışlarına ihtiyaç duyulmaktadır. Bununla birlikte, müşterek posterior dağılışların karmaşıklığı nedeniyle, parametreler veya bunların fonksiyonlarının marjinal dağılışlarını analitik yöntemlerle elde etmek oldukça zor veya imkansızdır. Bu durum varyans unsurları hakkındaki yorumlamalar dahil olmak üzere bir çok uygulamalı problemler için geçerlidir. Dolayısı ile, müşterek yoğunluk fonksiyonundan her bir parametreye ait marjinal fonksiyonu elde etmede analitik integral yerine sayısal integral yöntemlerine gereksinim duyar (Fırat 2001c).

Bayesian analizi, veriler için parametrik bir model seçip, bilinmeyen parametrelere ait prior (ön) dağılımları belirleyip daha sonra bu modelin olabilirlik fonksiyonu ile prior dağılımların birleşiminden meydana gelen müşterek posterior (son) dağılımı değerlendirmekten ibarettir. Parametrelerin prior (ön) dağılımı hayvan ıslahçısının parametre değeri hakkındaki ön bilgisini doğru bir şekilde yansıtmalıdır. Ön bilgiyi analize dahil eden istatistiksel yöntemler bu ön bilgiyi dikkate almayan yöntemlere oranla daima daha kesin ve doğru yorumlamalar yapılmasını sağlar. Bu durum Bayesian yönteminin hayvan ıslahındaki önemini ortaya koyar (Fırat ve Bek, 1998).

Bayesian yöntemi bir çok bilim adamı tarafından hayvan ıslahı çalışmalarında tercih edilmesinin nedenleri (Bek ve ark, 1998);

- Varyans unsurunun gerçek değerleri hakkındaki belirsizlik uygun bir ön dağılım (prior distribution) seçimi ile analize dahil edilebilir. Yani hayvan ıslahçısının parametreler hakkındaki ön bilgisi de uygun bir şekilde analize dahil edilerek daha etkili tahminler bulmak mümkündür.
- Tahmin edilecek şansa bağlı değişkeni hakkındaki mevcut bilginin tamamı bu değişkenin son dağılımında mevcuttur. Bu nedenle yorumlamalar bu dağılım esas alınarak yapılır.
- Bayesian yöntemi ile varyans unsurlarının nokta tahminleri elde edilmediğinden geleneksel ANOVA ve ML yöntemlerinin yaratacağı sorunlar ortaya çıkmaz. Böylece bu yöntemle elde edilen tahminler daima kendi parametreleri sınırları içerisinde kalmak durumdadırlar.

Bayesian yönteminin tek olumsuz tarafı analitik integrale ve güçlü bilgisayarlara gereksinim duymasıdır. Bir çok durumda arzu edilen son dağılımı elde etmek için çok boyutlu integral almak gerekir. Bu durum geçmişte bir sorun olmakla beraber günümüzde güçlü bilgisayarların devreye girmesi ile giderek artan ölçülerde kolaylaşmıştır.

Hayvan yetiştiriciliğinde Bayesian metotlarının gelişimi Wang (1998); pre-gibbs (Gibbs'den önce) ve gibbs olmak üzere iki dönemde gerçekleşmiştir. Pre-gibbs dönemi Bayesian Modelinin yapısını oluşturur ve istenilen posterior dağılıma ulaşmak için analitiksel yaklaşımı kullanır. Bu dönemde Bayesian modellerini teorik olarak uygulamadaki zorluk öncelikle sayısal olmasıdır. Zira yüksek boyutlardaki integrallerde bilinmeyen parametreler için prior dağılımlara ve bunun yanı sıra marjinal posterior dağılımlara ihtiyaç duyulmaktaydı .

Pre-gibbs dönemi bu şekilde gelişmeye devam ederken gibbs döneminin karakteristik özelliği, analitiksel yaklaşım olmaksızın sayısal olarak istenilen marjinal posterior yoğunlukların elde edilmesine dayanmaktadır (Wang, 1998).

İntegral alma yöntemlerine dayalı olan bu istatistik yöntemin kullanımdaki zorluk, Metropolis algoritmasının genelleştirilmiş şekli olan MCMC (**M**arkov **C**hain **M**onte **C**arlo = Markov Zincirli Monte Karlo) metodunun geliştirilmesi ile büyük oranda giderilmiştir (Tempelman, 1998).

2.2.2.Markov-Chain Monte Carlo yöntemi (MCMC) ve Metropolis-Hasting Algoritması

MCMC metodu, analitik ve sayısal integrasyon tekniklerinin uygulanamadığı kompleks posterior (son) dağılımın yorumlanmasını sağlayan önemli bir hesaplama metodudur (Sorensen and Gianola, 2002).

MCMC metodu, ilk olarak Albert ve Chib (1993) tarafından ortaya atılmış ve daha sonraları Sorensen et al. (1995) tarafından hayvan ıslahına uygulanmıştır (Kızılkaya, 2002). Günümüzde MCMC, Bayes istatistiği ve Gibbs Örnekleme'sinde çok önemli bir metot olarak kullanılmaktadır. Bu metotta Monte-Carlo simülasyonu sırasında iterasyonlar sonucu Markov zincirleri oluşturulur (Sorensen and Gianola, 2002).

MCMC yöntemiyle sonlu sayıda gözlem değeri kullanılarak, sonsuz sayıda veri elde etmek mümkündür. Böylece çözümleri analitik olarak zor olan bazı problemlerin, benzetim teknikleri ve bilgisayar yazılımları sayesinde hızlı biçimde çözülmesi mümkün olmaktadır (Yardımcı ve Erar, 2005).

Metropolis et. al., (1953) ve Hasting (1970), Gibbs örneklemesinde kullanılan ve olasılık dağılışından örnekler çekmeye yarayan “Metropolis-Hastings algoritması” olarak adlandırdıkları genel bir MCMC yöntemi geliştirmişlerdir. Metropolis-Hastings algoritmasının MCMC uygulamasının daha hızlı olmasını sağladığını bildirmişlerdir (Tempelman, 1998).

2.2.3. Gibbs örneklemesi (Gibbs Sampling)

Geman ve Geman (1984)'nin fizik alanında görüntü analizi konusunda yaptığı çalışma Bayesian istatistiksel yorumlamanın uygulanabilirliğini daha da arttırmıştır. Gibbs örneklemesi kompleks Bayesian modellerinde posterior (son) dağılışları incelemek için güçlü bir iteratif metot oluşturmuştur (Geman and Geman, 1984). Gibbs örneklemesi algoritması, tam şartlı yoğunluk fonksiyonlarının tamamından örnekleme yaparak modeldeki bütün parametrelerin müşterek yoğunluk fonksiyonuna yaklaşımda bulunur.

Günümüzde güçlü bilgisayarların hayata geçmesi ile Bayesian yaklaşımının uygulanabilirliği de gittikçe artmıştır. Arkeoloji’de, Atmosfer biliminde, ekonomi ve ekonometri’de, Eğitim bilimlerinde, Epidemiyoloji’de, Genetik, Hukuk, Tıp ve sosyal bilimler gibi bir çok alanda çalışmalar yapılmıştır (Berger, 2000). Bayesian yaklaşımı 1990’ların ilk yarısından itibaren kantitatif genetik alanında uygulanmaya başlanmıştır (Wang et al. 1993, Sorensen et al 1994). Hayvan ıslahı alanında ise; tek özellikli karışık doğrusal modellerde, seleksiyon cevabına ilişkin modellerde, anaya ait etkinin bulunduğu modeller, birey modeli, çok özellikli doğrusal modellerde, tek özellikli eşikli modellerde, bivariate eşikli ve Gaussian modellerde, tek değişkenli boğa ve hayvan modellerinde genetik ve fenotipik parametrelerin tahmininde kullanılmıştır.

Doğrusal modellerden sonra, Gianola and Foulley (1983) tarafından geliştirilen eşikli modeller için de Gibbs örneklemesinin üzerinde çalışılmıştır (Gevrekçi, 2006).

Gibbs örneklemesi, modelde bilinmeyen tüm parametreler için tam şartlı yoğunluk fonksiyonlarının (Full Conditional Densities) bilinmesini gerektirir (Tempelman, 1998). Gibbs örneklemesi algoritmasında tam şartlı yoğunluk fonksiyonu, modelde bütün diğer parametreler verildiğinde ilgi duyulan değişkenin yoğunluğudur. Örneğin, gibbs örneklemesi $f(a|y)$, $f(b|y)$ veya $f(a,b|y)$ ' nin dağılımlarını tahmin etmek için kullanılacaklarsa, bu durumda $f(a|b,y)$ ve $f(b|a,y)$ tam şartlı dağılımlarına gereksinim vardır. Bu yoğunluk fonksiyonlarının herhangi birini elde etmek amacıyla Gibbs örneklemesini kullanmak için, değişkenlerin bir tanesine rasgele bir başlangıç değeri seçilir ve daha sonra aşağıdaki sıralamada tam şartlı yoğunluk fonksiyonlarından değerler üretilir.

$$a^n \sim f(a|b^{n-1}, y) \quad \text{ve} \quad b^n \sim f(b|a^{n-1}, y)$$

Burada \sim , değişkenin belirtilen dağılıştan şansa bağlı bir değişken olduğunu belirtmektedir ve üst simge Gibbs örneklemesi zincirindeki değerin sırasını ifade etmektedir. Eğer zincir yeteri kadar tekrarlanırsa a ve b örneklerinin dağılımı $f(a|y)$ ve $f(b|y)$ dağılımlarından olacaktır ve a , b örnek çiftleri $f(a,b|y)$ müşterek dağılımından çekilmiş olacaktır (Fırat, 2001c).

Gibbs örneklemesindeki zincirin uzunluğunun kaç olacağı konusunda farklı görüşler vardır. Bazı araştırmacılar ya tek uzun zincir (single long chain) metodu (Geyer, 1992) yada çoklu kısa zincir (multiple short chain) metodunu (Gelman and Rubin, 1992) önermektedir. Çoklu kısa zincirde belli bir adet örnek paralel olarak çalıştırılmakta olup bu yöntem tek uzun zincir metoduna göre daha etkili bulunmuştur. Çünkü birbirini paralel olarak takip eden örnekler arasında yüksek korelasyon bulunduğu bildirilmektedir (Fırat, 2001c). Tek uzun zincirde ise başlangıçta kaydedilen değerlerin atılması (burn-in periyodu) gerekmektedir (Geyer, 1992). Bunun nedeni ilk değerlerin

populasyon parametresine yaklaşımdan çok uzak olmalarıdır. Bazı araştırmacılar ise sürecin farklı başlangıç değerleri ile yeniden başlatılmasından yanadırlar. Mevcut durum için posterior dağılışa yakın başlangıç değerleri kullanılması halinde bir takım olumsuzluklarla karşılaşılmayacağını bildirmektedirler (Firat, 2001c).

2.2.4. Bayesian formülasyonu ve Gibbs

Bayes istatistiğinde öncelikle modelde bilinmeyen parametreler (sabit, şansa bağlı etkiler ve varyans komponentleri) için bir prior (ön) dağılış belirlenir, daha sonra modelin olabilirlik fonksiyonu ile ön dağılışın birleşiminden meydana gelen ortak posterior (son) dağılış elde edilir. Bu nedenle, Gibbs örnekleme için aşağıdaki gösterim yazılabilir:

Son dağılım \propto Olabilirlik \times Ön dağılım

Modelde bilinmeyen parametreler θ olarak gösterilirse, şartlı yoğunluk fonksiyonları,

$$P(\theta|Y) = \frac{P(Y, \theta)}{P(Y)} \qquad P(Y|\theta) = \frac{P(Y, \theta)}{P(\theta)}$$

olarak yazılabilir. Böylece şartlı son dağılış,

$$P(\theta|Y) = \frac{P(Y|\theta)P(\theta)}{P(Y)}$$

olur. Burada $P(\theta | Y)$ şartlı son dağılışı, $P(Y | \theta)$ şartlı olabilirliği, $P(\theta)$ ön dağılımı ve $P(Y)$ olayı göstermektedir.

2.2.4.1. Prior (ön) dağılımlar

Hayvan ıslahında veriler için öncelikle bir parametrik model seçilir.

$$y = X\beta + Zu + e$$

Varyans unsurlarının tahmini amacıyla modeli tam olarak tanımlamak için ilave varsayımlar yapılması gerekmektedir. Modeldeki (β , Z , u , e , σ_u^2 ve σ_e^2) bilinmeyen parametreler için prior (ön) dağılım tayin edilir. Bu başlangıçta parametrelerin değerleri hakkında çok az bir bilgiye sahip olduğumuz anlamındadır. Bunun için tüm parametrelere daha önce yapılan çalışmalardan veya kaynaklardan yola çıkarak değerler verilir ve buna prior (ön) bilgi denir. Parametreler hakkındaki bu ön bilgi değerleri doğru şekilde yansıtmalıdır. Ön bilgiyi analize dahil eden istatistiksel yöntemler bu ön bilgiyi dikkate almayan yöntemlere göre daha kesin ve doğru yorumlamalar yapılmasını sağlar. Bu durum Bayesian yönteminin hayvan ıslahındaki önemini ortaya koymaktadır.

Modeldeki sabit etkilere ait parametrelerin üniform dağıldığı varsayılarak üniform prior dağılım kullanılmaktadır ($f(\beta) = \text{sabit}$). Şansa bağlı etkilere ait parametrelerin ise normal dağıldığı varsayılır. Varyans-kovaryansa ait parametrelerin dağılımı için bir kaç varsayımda bulunulmuştur. Gibbs örnekleme çalışmaları bu parametreler için Wang et. al., (1994) ve Jensen et. al., (1994) üniform dağılım kullanmışlardır. Fırat (2001c)'nin bildirdiğine göre, Hobert (1994); varyans unsurları için üniform dağılımlar kullanıldığı zaman müşterek dağılımın her zaman mevcut olamayacağını ve Gibbs örneklemeinde elde edilen sonuçların doğru olamayacağını belirtmiştir.

Bazı araştırmacılar varyans ve kovaryans matrislerinin prior dağılımı için invers Wishart dağılımı kullanmışlardır. Benzer şekilde Cantet et.al(1992) hata varyans unsuru için invers χ^2 dağılımını önermişlerdir. Tek yönlü bir tesadüf modeli kullanılarak yapılan bir çalışmada varyans unsurlarının her ikisinin prior dağılımının bağımsız invers χ^2 dağılımına sahip oldukları varsayılmıştır.

Son yıllarda özellikle Bayesian metodunun hayvan ıslahında kullanılmaya başlamasından sonra invers χ^2 ve invers Wishart dağılışları oldukça önem kazanmaya başlamıştır (Ünalın, 2002).

2.2.4.2. Olabilirlik fonksiyonu (Likelihood)

Prior'lar belirlendikten sonra olabilirlik fonksiyonu belirlenir. Bu olabilirlik fonksiyonu bir çok olabilirliğe dayalı metotlara göre tahminlenip tanımlanır.

2.2.4.3. Ortak (Müşterek) Posterior yoğunluk fonksiyonu

Ortak posterior yoğunluk fonksiyonu modelin olabilirlik fonksiyonu ile prior dağılışın çarpımından meydana gelmektedir. Varyans komponent tahminlemeleri, posterior dağılışlar üzerinden gerçekleştirilir.

Posterior dağılış = Olabilirlik (Likelihood) \times Prior dağılış

2.2.4.4. Tam Şartlı Yoğunluk Fonksiyonu (Full condition distribution function)

Gibbs örnekleme yöntemi kullanabilmek için parametrelerin her birinin tam şartlı dağılışına, yani modeldeki diğer parametreler verildiğinde her bir parametrenin posterior dağılışına ihtiyaç duyulmaktadır

Karmaşık Bayesian modellerinde posterior dağılışları incelemek için güçlü bir iteratif algoritma olan Gibbs örnekleme, sıra ile bütün tam şartlı dağılışlardan örnekleme yaparak modeldeki parametrelerin hepsinin müşterek posterior yoğunluk dağılışına örnek değerler üretir

Bu yoğunluk fonksiyonlarının herhangi birini elde etmek amacıyla Gibbs örneklemesini kullanmak için, değişkenlerin bir tanesine rasgele bir başlangıç değeri verilir (Fırat, 2001c).

Daha sonra her bir bilinmeyen parametreler bu başlangıç değerine göre tek tek üretilir ve güncelleştirilir. Böylece her parametre rastgele bir sıra ile ziyaret edilmiş olur ve bu döngü $(\beta_0, Z_0, u_0, e_0, \sigma_0^2 \text{ ve } \sigma_0)$ 'dan $(\beta_1, z_1, u_1, e_1, \sigma_1^2 \text{ ve } \sigma_1)$ 'e bir geçişi tamamlar. Gibbs örneklemesinin geçerliliği, algoritmanın her döngüsünün Markov zincirinin bir adımına karşılık gelmesinden kaynaklanmaktadır (Geman ve Geman, 1984). Posterior dağılıştan üretilen ve güncelleştirilmiş olan değerler kullanılarak ve tüm değerler kaydedilmek suretiyle bu işlem m defa tekrarlanır (Fırat, 2001c).

Örneğin eğer σ^2 parametresi için değerler dizisinin $\sigma_1^2, \sigma_2^2, \dots, \sigma_m^2$ olduğunu varsayarsak, bu durumda bunlar σ^2 'nin marjinal posterior dağılıştından simüle edilmiş değerleri oluştururlar.

3. MATERYAL ve YÖNTEM

3.1. Materyal

ADÜ ziraat fakültesi zootekni bölümü araştırma ünitesinde 2002 yılında yapılan yüksek lisans tez çalışmasında (Özdemir, 2003) 25 erkek ve 75 dişi Japon bıldırcınının (*Coturnix coturnix japonica*) ebeveyn olarak kullanılmasıyla üretilen 375 dişi bıldırcından 9 ayrı yaş döneminde (10., 14., 18., 22., 26., 30., 34., 38. ve 42. hafta) dönem başında bir defa toplanan yumurtalarda kabuk ağırlığı, ak ağırlığı ve sarı ağırlığı olarak tespit edilen toplam 2861 gözlem bu araştırmanın veri setini oluşturmuştur.

Yaş Dönemleri Yumurta Sayısı

● 10. Hafta (1)	349
● 14. Hafta (2)	350
● 18. Hafta (3)	349
● 22. Hafta (4)	295
● 26. Hafta (5)	349
● 30. Hafta (6)	305
● 34. Hafta (7)	293
● 38. Hafta (8)	285
● 42. Hafta (9)	286

Toplam Gözlem Sayısı: 2861

Araştırma süresince hayvan materyali olan dişi bıldırcınların ebeveyn sürüsü Alman orijinli Japon bıldırcını (*coturnix coturnix japonica*) sürüsünden toplanan 500 adet dömlü yumurtadan elde edilen 25 erkek, 75 dişi bıldırcın ebeveyn sürüyü oluşturmak için rasgele seçilmiş, 1 erkek 3 dişiden oluşan 25 aile oluşturulmuştur. Her dişi ayrı bireysel bölmelerde barındırılmış ve erkek, değiştirme yöntemiyle ikişer gün arayla üç dişi arasında gezdirilip dişilerle çiftleştirilerek yeterli dömlülük sağlanmıştır. Böylece babaya ait öz ve üvey kardeş familyaları oluşturulmuştur. Bu familyaya ait yumurtalar günlük olarak

toplanmış ve F₁ generasyonunu oluşturmak amacıyla kuluçka edilmiştir. Kuluçka çıkışıdan sonra bıldırcın civcivleri 5 hafta ana makinede büyütüldükten sonra sadece dişi bıldırcınlar, çevresel faktörlerin (ısı, sıcaklık, nem) denetim altında tutulduğu bireysel kafeslere yerleştirilmiştir. Deneme ünitesinde oransal nem ve ortam sıcaklığı % 53±2 ve 22±1°C'de tutulmuştur (Özdemir, 2003).

Araştırma süresince bıldırcınlar 2662 kcal/kg metabolik enerji, % 17.2 ham protein, % 2.78 ham yağ, % 3.38 kalsiyum, % 3.97 ham selüloz ve % 0.66 toplam fosfor içerikli yem ile beslenmiştir (Özdemir, 2003).

Araştırma süresince toplanan yumurtaların tartım işlemi için ± 0,01 gram duyarlılıkta dijital terazi ve yumurta içi kalite özelliklerinin belirlenmesi için yumurtaların üzerine kırıldığı cam sehpa kullanılmıştır (Özdemir, 2003).

Araştırmada her dönem başında bir defa olmak üzere toplanmış olan yumurtalar aynı gün analiz edilmiştir. Yumurtaların sarı, ak ve kabuk ağırlıklarına ait analizinde yumurtalar cam sehpa üzerinde kırılıp yumurta sarısı, ak tabakasından bir ayraç yardımıyla ayrılmış ve şalaz bağlarından ve albüminden ayrılan yumurta sarısı ± 0,01 gram duyarlılıktaki terazide tartılmıştır. Yumurta kabuklarının içi yumurta akı kalıntılarının temizlenmesi için su ile yıkanmıştır, daha sonra 24 saat süre ile 70°C'deki bir etüvde kabukların kurutulması için bekletilmiştir. Kurutulmuş yumurta kabuklarının ağırlıkları ± 0,01 gram duyarlılıktaki bir terazide tartılmıştır. Yumurta ak ağırlığı değerlerinin elde edilmesinde ise aşağıdaki formül kullanılmıştır (Özdemir, 2003).

$$\mathbf{Ak\ Ağırlığı\ (g)} = [Yumurta\ ağırlığı - (Sarı\ ağırlığı + Kabuk\ ağırlığı)]$$

3.2. Yöntem

Dokuz farklı yaş döneminde toplanan yumurtalarda tespit edilen Sarı (S), Ak (A) ve Kabuk (K) ağırlığını içeren gözlemlerin istatistiksel analizinde aşağıda matris gösterimiyle sunulan çok değişkenli karışık doğrusal model kullanılmıştır.

$$\mathbf{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{Z}\mathbf{u} + \mathbf{e} \quad [1]$$

ve detaylı şekliyle

$$\begin{bmatrix} y_S \\ y_A \\ y_K \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mathbf{X}_S & \mathbf{0} & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{X}_A & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \mathbf{X}_K \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \boldsymbol{\beta}_S \\ \boldsymbol{\beta}_A \\ \boldsymbol{\beta}_K \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \mathbf{Z}_S & \mathbf{0} & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{Z}_A & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \mathbf{Z}_K \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mathbf{u}_S \\ \mathbf{u}_A \\ \mathbf{u}_K \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \mathbf{e}_S \\ \mathbf{e}_A \\ \mathbf{e}_K \end{bmatrix} \text{ dir.}$$

Bu modelde, $[y_S \ y_A \ y_K]'$ dönemler içi Sarı (S), Ak (A) ve Kabuk (K) ağırlığına ait gözlem değerlerini içeren vektördür ve $\mathbf{Y} \sim N(\boldsymbol{\mu}, \mathbf{V})$ şeklinde ortalaması $\boldsymbol{\mu}$ ve varyansı \mathbf{V} olan çok değişkenli normal dağılım göstermektedir.

$$\mathbf{X} = \begin{bmatrix} \mathbf{X}_S & \mathbf{0} & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{X}_A & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \mathbf{X}_K \end{bmatrix} \text{ Sarı (S), Ak (A) ve Kabuk (K) ağırlığı için sabit etkilere ait desen matrisidir,}$$

$$\boldsymbol{\beta} = \begin{bmatrix} \boldsymbol{\beta}_S \\ \boldsymbol{\beta}_A \\ \boldsymbol{\beta}_K \end{bmatrix} \text{ sabit etkiler vektörüdür,}$$

$$\mathbf{Z} = \begin{bmatrix} \mathbf{Z}_S & \mathbf{0} & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{Z}_A & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \mathbf{Z}_K \end{bmatrix} \text{ şansa bağlı etkilere ait desen matrisi,}$$

$$\mathbf{u} = \begin{bmatrix} \mathbf{u}_S \\ \mathbf{u}_A \\ \mathbf{u}_K \end{bmatrix} \text{ dönemler içi Sarı (S), Ak (A) ve Kabuk (K) ağırlığına ait eklemeli genetik etkiler vektörüdür,}$$

$$\begin{bmatrix} \mathbf{e}_S \\ \mathbf{e}_A \\ \mathbf{e}_K \end{bmatrix} \text{ hata terimine ait vektör olup}$$

$$\mathbf{e} = \begin{bmatrix} \mathbf{e}_S \\ \mathbf{e}_A \\ \mathbf{e}_K \end{bmatrix} \sim N \left[\boldsymbol{\mu}_e = \begin{bmatrix} \mathbf{0} \\ \mathbf{0} \\ \mathbf{0} \end{bmatrix}, \mathbf{R} \otimes \mathbf{I} \right]$$

şeklinde çok değişkenli normal dağılıma sahiptir, burada

$$\mathbf{R} = \begin{bmatrix} \sigma_{S_e}^2 & \sigma_{SA_e} & \sigma_{SK_e} \\ \sigma_{SA_e} & \sigma_{A_e}^2 & \sigma_{KA_e} \\ \sigma_{SK_e} & \sigma_{KA_e} & \sigma_{K_e}^2 \end{bmatrix} \text{ özellikler arası hata varyans-kovaryans matrisidir.}$$

3.2.1. Likelihood fonksiyonu

Bayesian yaklaşımında hiyerarşik model yapısı geçerlidir. Bu yapının ilk aşaması Likelihood fonksiyonunun tanımlanmasıdır. Buna göre, $\boldsymbol{\beta}, \mathbf{u}, \mathbf{R}$ verildiğinde Likelihood fonksiyonu

$$P(\mathbf{y} | \boldsymbol{\beta}, \mathbf{u}, \mathbf{R}) = (2\pi)^{-n} |\mathbf{R} \otimes \mathbf{I}|^{-\frac{1}{2}} \exp \left(-0.5 \left(\begin{bmatrix} \mathbf{e}'_S, \mathbf{e}'_A, \mathbf{e}'_K \end{bmatrix} [\mathbf{R}^{-1} \otimes \mathbf{I}] \begin{bmatrix} \mathbf{e}_S \\ \mathbf{e}_A \\ \mathbf{e}_K \end{bmatrix} \right) \right) \quad [2]$$

şeklinde ifade edilmekle birlikte,

$$S_e = \begin{bmatrix} e'_S e_S & e'_S e_A & e'_S e_K \\ e'_S e_A & e'_A e_A & e'_K e_A \\ e'_S e_K & e'_K e_A & e'_K e_K \end{bmatrix} \quad \text{şeklinde tanımlanırsa ve}$$

$|\mathbf{R} \otimes \mathbf{I}| = |\mathbf{R}|^n |\mathbf{I}|^2$ olduğuna dikkat edilirse, [2] numaralı eşitlik aşağıdaki

şekilde yazılabilir

$$p(\mathbf{y} | \boldsymbol{\beta}, \mathbf{u}, \mathbf{R}) = (2\pi)^{-n} |\mathbf{R}|^{-\frac{n}{2}} |\mathbf{I}|^{-1} \exp\left(-0.5 \left[\text{trace}(\mathbf{R}^{-1} \mathbf{S}_e) \right]\right) \quad [3]$$

3.2.2. Prior dağılımlar

Hiyerarşik model yapısının ikinci aşaması, modelde yer alan sabit etkili ve

şansa bağlı faktörler için priorların tanımlanmasıdır. Buna göre, sabit etkili

faktörler için düz prior $p(\beta) \propto 1$ ve şansa bağlı etkiler (\mathbf{u}) için de

yapısal prior

$$p(\mathbf{u}_S, \mathbf{u}_A, \mathbf{u}_K | \mathbf{G}) = (2\pi)^{-q} |\mathbf{G} \otimes \mathbf{A}|^{-\frac{1}{2}} \exp\left(-0.5 \left[\begin{bmatrix} \mathbf{u}'_S & \mathbf{u}'_A & \mathbf{u}'_K \end{bmatrix} [\mathbf{G}^{-1} \otimes \mathbf{A}^{-1}] \begin{bmatrix} \mathbf{u}_S \\ \mathbf{u}_A \\ \mathbf{u}_K \end{bmatrix} \right]\right) \quad [4]$$

tanımlanır ve burada,

$$\mathbf{G} = \begin{bmatrix} \sigma_S^2 & \sigma_{SA} & \sigma_{SK} \\ \sigma_{SA} & \sigma_A^2 & \sigma_{KA} \\ \sigma_{SK} & \sigma_{KA} & \sigma_K^2 \end{bmatrix}$$

Likelihood fonksiyonunda olduğu gibi burada da [4] numaralı eşitlik aşağıdaki gibi yazılabilir.

$$p(\mathbf{u}_S, \mathbf{u}_A, \mathbf{u}_K | \mathbf{G}) = (2\pi)^{-q} |\mathbf{G}|^{-\frac{q}{2}} |\mathbf{A}|^{-1} \exp\left(-0.5 \left(\text{trace}[\mathbf{G}^{-1} \mathbf{S}_u]\right)\right) [5]$$

ve

$$\mathbf{S}_u = \begin{bmatrix} \mathbf{u}'_S \mathbf{A}^{-1} \mathbf{u}_S & \mathbf{u}'_S \mathbf{A}^{-1} \mathbf{u}_A & \mathbf{u}'_S \mathbf{A}^{-1} \mathbf{u}_K \\ \mathbf{u}'_S \mathbf{A}^{-1} \mathbf{u}_A & \mathbf{u}'_A \mathbf{A}^{-1} \mathbf{u}_A & \mathbf{u}'_K \mathbf{A}^{-1} \mathbf{u}_A \\ \mathbf{u}'_S \mathbf{A}^{-1} \mathbf{u}_K & \mathbf{u}'_K \mathbf{A}^{-1} \mathbf{u}_A & \mathbf{u}'_K \mathbf{A}^{-1} \mathbf{u}_K \end{bmatrix} [6]$$

yapısındadır.

Üçüncü aşamada R ve G için priorlar belirlenmelidir. Her iki varyans ve kovaryans matrisi için uygun olan conjugate prior *inverted Wishart* prior'dur.

3x3 boyutunda olan \mathbf{R} için :

$$p(\mathbf{R} | v_e, \mathbf{R}_0) \propto |\mathbf{R}|^{-\frac{1}{2}(v_e+3)} \exp\left(-0.5 \text{trace}(\mathbf{R}^{-1} \mathbf{R}_0^{-1})\right) [7]$$

3x3 boyutunda olan \mathbf{G} için :

$$p(\mathbf{G} | v_g, \mathbf{G}_0) \propto |\mathbf{G}|^{-\frac{1}{2}(v_g+3)} \exp\left(-0.5 \text{trace}(\mathbf{G}^{-1} \mathbf{G}_0^{-1})\right) [8]$$

3.2.3. Ortak posterior yoğunluk fonksiyonları

Ortak posterior yoğunluk fonksiyonları, likelihood ile bütün parametrelere ait prior'ların çarpımı ile elde edilir. Buna göre

$$p(\boldsymbol{\beta}, \mathbf{u}, \mathbf{R}, \mathbf{G} | \mathbf{y}) \propto |\mathbf{R}|^{-\frac{n}{2}} \exp\left(-0.5 \left[\text{trace}(\mathbf{R}^{-1} \mathbf{S}_e)\right]\right) |\mathbf{G}|^{-\frac{q}{2}} \exp\left(-0.5 \left(\text{trace}[\mathbf{G}^{-1} \mathbf{S}_u]\right)\right) \\ |\mathbf{R}|^{-\frac{1}{2}(v_e+3)} \exp\left(-0.5 \text{trace}(\mathbf{R}^{-1} \mathbf{R}_0^{-1})\right) |\mathbf{G}|^{-\frac{1}{2}(v_g+3)} \exp\left(-0.5 \text{trace}(\mathbf{G}^{-1} \mathbf{G}_0^{-1})\right)$$

3.2.4. Tam şartlı yoğunluk:

Bu aslında 1. ve 2. aşamada tanımlanan yoğunlukların çarpımı şeklindedir.

Sabit ve Şansa bağlı etkiler

$$p(\boldsymbol{\beta}, \mathbf{u} | \mathbf{R}, \mathbf{G}, \mathbf{y}) \propto |\mathbf{R} \otimes \mathbf{I}|^{-\frac{1}{2}} \exp \left(-0.5 \left(\begin{bmatrix} \mathbf{e}'_S, \mathbf{e}'_A, \mathbf{e}'_K \end{bmatrix} [\mathbf{R}^{-1} \otimes \mathbf{I}] \begin{bmatrix} \mathbf{e}_S \\ \mathbf{e}_A \\ \mathbf{e}_K \end{bmatrix} \right) \right) \\ |\mathbf{G} \otimes \mathbf{A}|^{-\frac{1}{2}} \exp \left(-0.5 \left(\begin{bmatrix} \mathbf{u}'_S, \mathbf{u}'_A, \mathbf{u}'_K \end{bmatrix} [\mathbf{G}^{-1} \otimes \mathbf{A}^{-1}] \begin{bmatrix} \mathbf{u}_S \\ \mathbf{u}_A \\ \mathbf{u}_K \end{bmatrix} \right) \right)$$

Gaussian tam şartlı yoğunluk

$$p(\boldsymbol{\beta}, \mathbf{u} | \mathbf{G}, \mathbf{R}, \mathbf{y}) \sim N \left(\begin{bmatrix} \hat{\boldsymbol{\beta}} \\ \hat{\mathbf{u}} \end{bmatrix}, \mathbf{C}^{-1} \right)$$

Burada;

$$\mathbf{C}^{-1} = \begin{bmatrix} \hat{\beta}_S \\ \hat{u}_S \\ \hat{\beta}_A \\ \hat{u}_A \\ \hat{\beta}_K \\ \hat{u}_K \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mathbf{X}'_S \mathbf{X}_S r^{SS} & \mathbf{Z}'_S \mathbf{Z}_S r^{SS} & \mathbf{X}'_S \mathbf{X}'_A r^{SA} & \mathbf{X}'_S \mathbf{Z}'_A r^{SA} & \mathbf{X}'_S \mathbf{X}'_K r^{SK} & \mathbf{X}'_S \mathbf{Z}'_K r^{SK} \\ \mathbf{Z}'_S \mathbf{X}_S r^{SS} & \mathbf{Z}'_S \mathbf{Z}_S r^{SS} + \mathbf{A}^{-1} g^{SS} & \mathbf{Z}'_S \mathbf{X}'_A r^{SA} & \mathbf{Z}'_S \mathbf{Z}'_A r^{SA} + \mathbf{A}^{-1} g^{SA} & \mathbf{Z}'_S \mathbf{X}'_K r^{SK} & \mathbf{Z}'_S \mathbf{Z}'_K r^{SK} + \mathbf{A}^{-1} g^{SK} \\ \mathbf{X}'_A \mathbf{X}_A r^{AA} & \mathbf{Z}'_A \mathbf{Z}'_A r^{AA} & \mathbf{X}'_S \mathbf{X}'_S r^{SA} & \mathbf{Z}'_S \mathbf{Z}'_S r^{SA} & \mathbf{X}'_K \mathbf{X}'_A r^{KA} & \mathbf{X}'_K \mathbf{Z}'_A r^{KA} \\ \mathbf{Z}'_A \mathbf{X}_A r^{AA} & \mathbf{Z}'_A \mathbf{Z}'_A r^{AA} + \mathbf{A}^{-1} g^{AA} & \mathbf{Z}'_S \mathbf{X}'_A r^{SA} & \mathbf{Z}'_S \mathbf{Z}'_A r^{SA} + \mathbf{A}^{-1} g^{SA} & \mathbf{Z}'_K \mathbf{X}'_A r^{KA} & \mathbf{Z}'_K \mathbf{Z}'_A r^{KA} + \mathbf{A}^{-1} g^{KA} \\ \mathbf{X}'_K \mathbf{X}_K r^{KK} & \mathbf{Z}'_K \mathbf{Z}'_K r^{KK} & \mathbf{X}'_K \mathbf{X}'_A r^{KA} & \mathbf{Z}'_K \mathbf{Z}'_A r^{KA} & \mathbf{X}'_S \mathbf{X}'_K r^{SK} & \mathbf{X}'_S \mathbf{Z}'_K r^{SK} \\ \mathbf{Z}'_K \mathbf{X}_K r^{KK} & \mathbf{Z}'_K \mathbf{Z}'_K r^{KK} + \mathbf{A}^{-1} g^{KK} & \mathbf{Z}'_K \mathbf{X}'_A r^{KA} & \mathbf{Z}'_K \mathbf{Z}'_A r^{KA} + \mathbf{A}^{-1} g^{KA} & \mathbf{Z}'_S \mathbf{X}'_K r^{SK} & \mathbf{Z}'_S \mathbf{Z}'_K r^{SK} + \mathbf{A}^{-1} g^{SK} \end{bmatrix}^{-1}$$

Genetik varyans-kovaryans matrisi

Ortak posterior yoğunluk fonksiyonundan ,

$$p(\mathbf{G} | \boldsymbol{\beta}, \mathbf{u}, \mathbf{R}, \mathbf{y}) \propto |\mathbf{G}|^{-\frac{1}{2}(q+v_g+3)} \exp\left(-0.5 \left[\text{trace} \left[\mathbf{G}^{-1} (\mathbf{S}_u + \mathbf{G}_0^{-1}) \right] \right]\right)$$

$$\mathbf{G} | \boldsymbol{\beta}, \mathbf{u}, \mathbf{R}, \mathbf{y} \sim IW \left((\mathbf{S}_u + \mathbf{G}_0^{-1})^{-1}, q + v_g \right)$$

Hata varyans-kovaryans matrisi

Ortak posterior yoğunluk fonksiyonundan,

$$p(\mathbf{R} | \boldsymbol{\beta}, \mathbf{u}, \mathbf{G}, \mathbf{y}) \propto |\mathbf{R}|^{-\frac{1}{2}(n+v_0+3)} \exp\left(-0.5 \left[\text{trace} \left(\mathbf{R}^{-1} (\mathbf{S}_e + \mathbf{R}_0^{-1}) \right) \right]\right)$$

$$\mathbf{R} | \boldsymbol{\beta}, \mathbf{u}, \mathbf{G}, \mathbf{y} \sim IW \left((\mathbf{S}_e + \mathbf{R}_0^{-1})^{-1}, n + v_0 \right)$$

3.2.5. Etkili örnek büyüklüğü

Gibbs örneklemesinde bir diğer önemli konu da, etkili örnek büyüklüğünün belirlenmesidir. X_1, X_2, \dots, X_m Gibbs örnekleri; m , döngü sayısı ve X_i ise i inci döngüden çekilen Gibbs değişken değeri olsun. Bu zincirin zaman aralığı oto-kovaryansı (Lag-time auto-covariance) aşağıdaki gibi tahmin edilir (Sorenson et. al, 1995).

$$\gamma_m(t) = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^{m-t} \left(X_i - \mu \right) \left(X_{i+t} - \mu \right) \quad [1]$$

bu eşitlikte,

$$\hat{\mu}_m = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m X_i \quad [2]$$

zincirin örnek ortalamasıdır, m zincirin uzunluğu ve t ise zamanı göstermektedir. Buna göre zaman (t) oto-korelasyonu aşağıdaki gibi bulunur:

$$\frac{\gamma_m(t)}{\gamma_m(0)} \quad [3]$$

zincirin örnek ortalamasına ait varyansı ise,

$$\text{Var}(\mu_m) = \frac{\gamma(0)}{m} + \frac{1}{m} 2 \sum_{t=1}^{m-1} \left(1 - \frac{t}{m}\right) \gamma(t) \quad [4]$$

şeklinde hesaplanır. Burada $\gamma(0)/m$ değeri, $\gamma(t)>0$ olduğunda artacaktır.

Etkili bağımsız örnek sayısı (effective number independent samples) ise,

$$\psi_m = \frac{\gamma_m(0)}{\text{var}(\mu_m)} \quad [5]$$

formülü ile hesaplanır (Sorenson et al., 1995).

Umari et al. (1996), bağımsız örneklerin etkili sayısının minimum 100 olması gerektiğini, bu koşulun sağlanmaması durumunda iterasyon sayısının artırılmasını önermişlerdir.

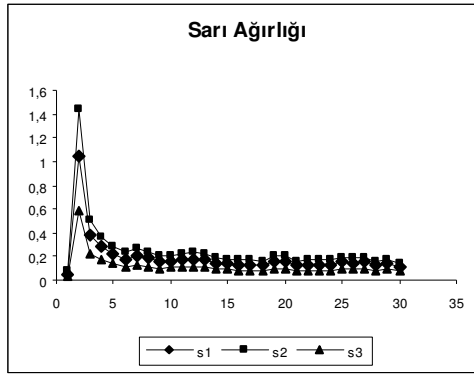
4. ARAŞTIRMA BULGULARI

Araştırmanın bu bölümünde yumurta sarı ağırlığı, ak ağırlığı ve kabuk ağırlığına ait varyans, kovaryans, genetik korelasyon, kalıtım dereceleri ve standart hataları verilmiştir.

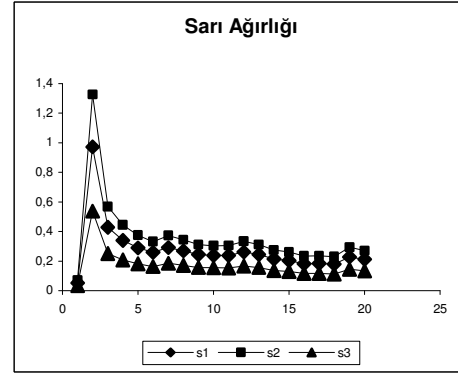
4.1. Burn-in ve etkili örnek büyüklüğü

Bu çalışmada her dönem içinde farklı başlangıç değerleri kullanılarak 3 Gibbs zinciri oluşturulmuştur. Her bir zincirdeki toplam iterasyon (örnek) sayısı 600.000 ve zincirin başlangıcında atılacak iterasyon sayısı (Burn-in) ise 100.000 olarak belirlenmiştir. Böylece ilk 100.000'lik burn-in periyodu atıldıktan sonra her iterasyon değeri kaydedilmek suretiyle her parametre için toplam 500.000'lik Gibbs zinciri elde edilmiştir.

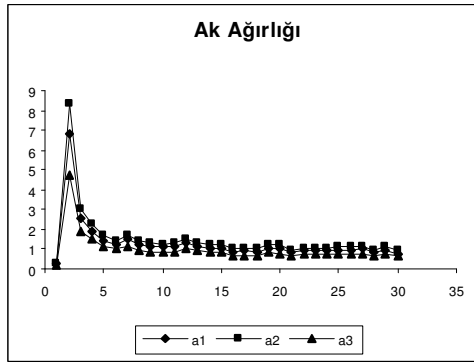
Şekil 1,2 ve 3'de, çalışmada Burn-in periyodu olarak belirlenen ilk 100.000'lik örneğin model parametrelerine ait posterior dağılıma yakınsama için yeterli olduğu ayrıca farklı başlangıç değerleri kullanılarak elde edilen her bir zincirin burn-in periyodu içerisinde yaklaşık 50. iterasyondan sonra aynı değere yakınsadığı görülmektedir.



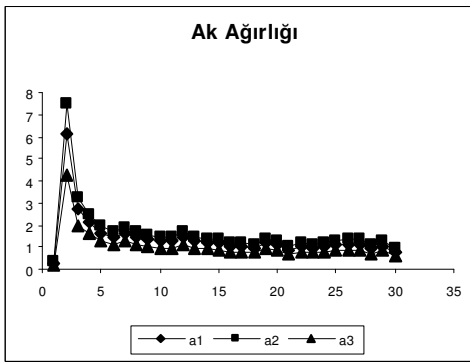
Şekil 1-a Sarı ağırlığına ait en iyi Burn-in



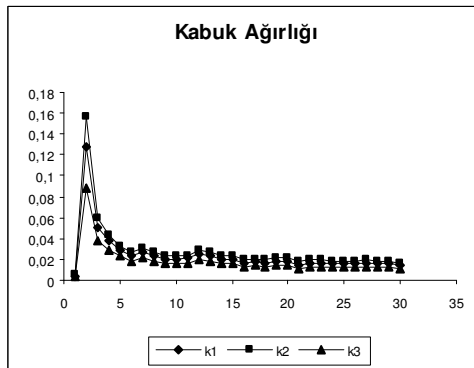
Şekil 1-b Sarı ağırlığına ait en kötü Burn-in



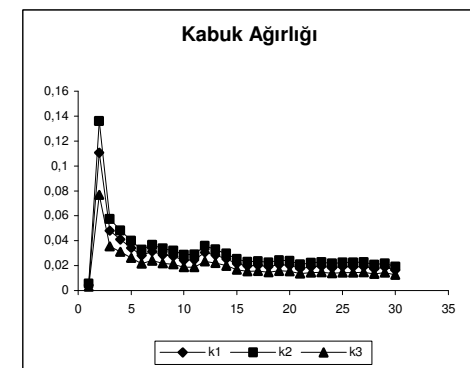
Şekil 2-a Ak ağırlığına ait en iyi Burn-in



Şekil 2-b Ak ağırlığına ait en kötü Burn-in

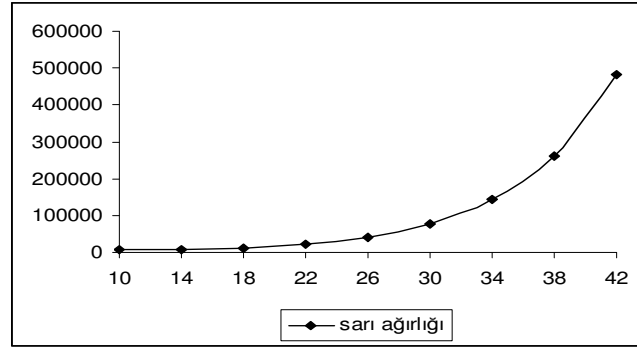


Şekil 3-a Kabuk ağırlığına ait en iyi Burn-in

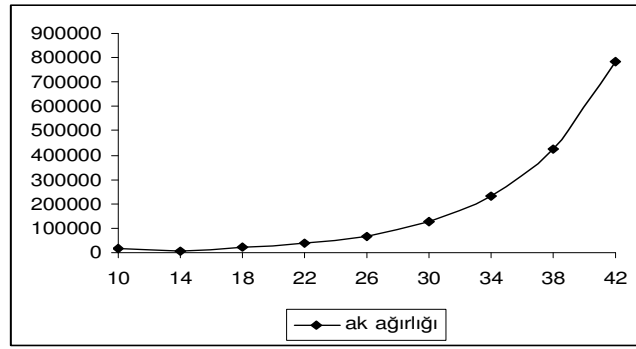


Şekil 3-b Kabuk ağırlığına ait en kötü Burn-in

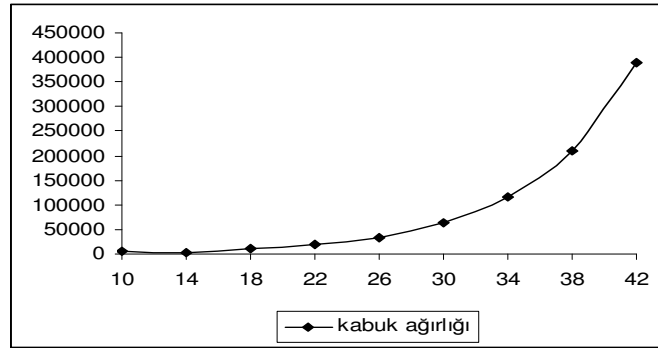
Etkili örnek büyüklüğü kısaca, parametrelerin şartlı posterior dağılımlarından rasgele çekilen bağımlı örnek sayısının karşılık geldiği bağımsız örnek sayısını ifade etmektedir.



Şekil 4. Haftalara göre yumurta sarı ağırlığına ait etkili örnek büyüklüğü grafiği



Şekil 5. Haftalara göre yumurta ak ağırlığına ait etkili örnek büyüklüğü grafiği



Şekil 6. Haftalara göre yumurta kabuk ağırlığına ait etkili örnek büyüklüğü grafiği

Bu çalışmada Şekil 4, 5 ve 6'da görüldüğü gibi, 3 farklı Gibbs zincirinin birleştirilmesi sonucunda oluşan 1.500.000'lük posterior değerlerin haftalara göre daha düşük bağımsız örnek sayılarına (Etkili Örnek Büyüklüğü) karşılık geldiği ve elde edilen etkili örnek büyüklüklerinin yaş ilerledikçe arttığı gözlenmiştir. Ayrıca son haftalara doğru neredeyse bağımsız örneklerin

tamamının bize aynı sonuçları verebileceğini göstermektedir. Yumurta sarı, ak ve kabuk ağırlıklarına ait etkili örnek büyüklükleri Çizelge 3'de verilmiştir.

Bu değişimin nedeni olarak 10. hafta ilk yumurtlama yaşı ve ilk yumurtlanan yumurtalarda gözlenen değerler ile diğer haftalarda gözlenen değerler farklı varyasyon göstermektedir. 10. haftada yani ilk yumurtlama yaşında elde edilen yumurta ağırlığı, sarı ağırlığı, ak ağırlığı ve kabuk ağırlığı düşük olarak gözlenmektedir. Yaş ilerledikçe sayılan bu özelliklerde yaş ile birlikte ağırlıkları artmaktadır. Doğal olarak haftalar arasında varyasyon görülmektedir. Bu özellikler belli bir yaştan sonra ise düşmeye başlar. Ancak ilk haftalarda olduğu gibi büyük varyasyon göstermemektedir. Daha yavaş bir değişim söz konusudur.

Çizelge 3. Etkili örnek büyüklüğü

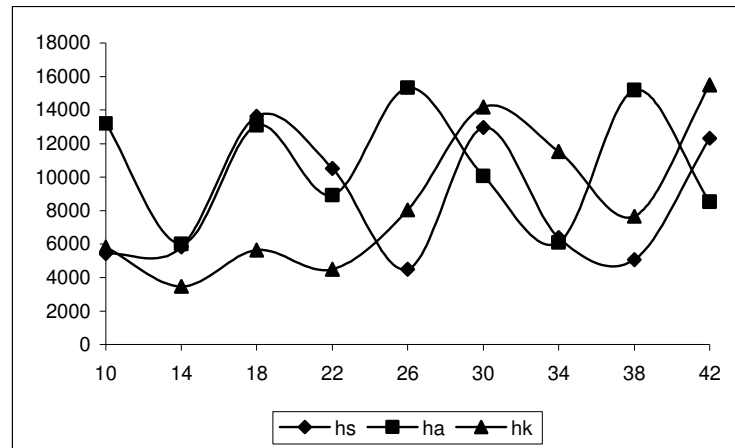
GENETİK	10	14	18	22	26	30	34	38	42
$\sigma^2 s$	5737	6154	11891	23782	41827	77500	143110	262437	483047
σsa	11100	4933	16033	32065	53030	101128	186224	340383	627736
σsk	6293	4251	10544	21088	35883	67515	124486	227884	419885
$\sigma^2 a$	13830	6239	20069	40137	66444	126650	233232	426326	786208
σak	9204	4339	13543	27086	44968	85597	157652	288217	531466
$\sigma^2 k$	6148	3662	9810	19620	33092	62523	115235	210850	388608
HATA									
$\sigma^2 se$	10455	12082	17278	11575	7986	17443	10793	8357	16661
σsae	17584	12790	20730	8671	10883	13884	8367	12062	15085
σske	11962	9736	10290	8306	10105	15926	11087	9434	18912
$\sigma^2 ae$	17584	12790	20730	8671	10883	13884	8367	12062	15085
σake	20751	14836	17441	12007	22378	15431	15111	20607	11733
$\sigma^2 ke$	15395	10801	14322	8382	19973	18985	12287	16422	17511

$\sigma^2 s$: sarı ağırlığına ait varyans, $\sigma^2 a$: ak ağırlığına ait varyans, $\sigma^2 k$: kabuk ağırlığına ait varyans, σsa : sarı ve ak ağırlığı arasındaki korelasyon, σsk : sarı ve kabuk arasındaki korelasyon, σak : ak ve kabuk ağırlığı arasındaki korelasyon, $\sigma^2 se$: sarı ağırlığına ait hata varyansı, $\sigma^2 ae$: ak ağırlığına ait hata varyansı, $\sigma^2 ke$: kabuk ağırlığına ait hata varyansı, σsae : sarı ve ak ağırlığı arasındaki hataya ait korelasyon, σske : sarı ve kabuk arasındaki hataya ait korelasyon, σake : ak ve kabuk ağırlığı arasındaki hataya ait korelasyon

Yumurta sarı, ak ve kabuk ağırlıklarının kalıtım derecelerine ait etkili örnek büyüklük (EÖB) değerleri Çizelge 4' de verilmiştir. Sarı ağırlığı için en yüksek EÖB değeri 18. haftada(13639) gözlenirken en düşük EÖB ise 26. haftada (4487) gözlenmektedir. Ak ağırlığına bakıldığında ise 26. haftada (15334) en yüksek 14. hafta (6012) en düşük EÖB değeri gözlenmiştir. Kabuk ağırlığında ise son haftaya doğru bir yükseliş gözlenmektedir. Kabuk ağırlığında gözlenen en yüksek EÖB değeri 42. haftada (15506) en düşük EÖB değeri ise 14. haftada (3468) gözlenmiştir. Yumurta sarı, ak ve kabuk ağırlığının değişim grafiği şekil 7'de verilmiştir.

Çizelge 4. Yumurta sarı, ak ve kabuk ağırlığının kalıtım derecelerine ait etkili örnek büyüklükleri

Hafta	Sarı ağırlığı	Ak ağırlığı	Kabuk ağırlığı
	EÖB	EÖB	EÖB
10	5434	13199	5834
14	5822	6012	3468
18	13639	13099	5638
22	10512	8924	4500
26	4487	15334	8030
30	12963	10066	14181
34	6386	6099	11518
38	5067	15190	7661
42	12320	8527	15506

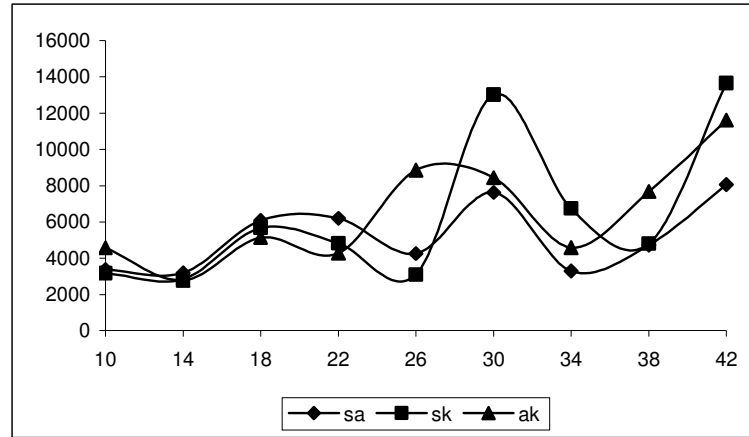


Şekil 7. Haftalara göre yumurta sarı, ak ve kabuk ağırlığına ait kalıtım derecelerinin etkili örnek büyüklük grafiği

Yumurta sarı, ak ve kabuk ağırlıkları arasındaki genetik korelasyona ait etkili örnek büyüklük (EÖB) değerleri de tablo olarak Çizelge 5'de grafiği ise Şekil 8'de verilmiştir.

Çizelge 5. Yumurta sarı, ak ve kabuk ağırlığı arasındaki genetik korelasyona ait etkili örnek büyüklükleri

Hafta	r_{sa}	r_{sk}	r_{ak}
	EÖB	EÖB	EÖB
10	3374	3174	4566
14	3189	2834	2770
18	6088	5668	5128
22	6198	4824	4270
26	4260	3088	8850
30	7623	13030	8446
34	3290	6754	4587
38	4724	4807	7674
42	8057	13665	11606



Şekil 8. Haftalara göre yumurta sarı, ak ve kabuk ağırlıkları arasındaki genetik korelasyonlara ait etkili örnek büyüklükleri

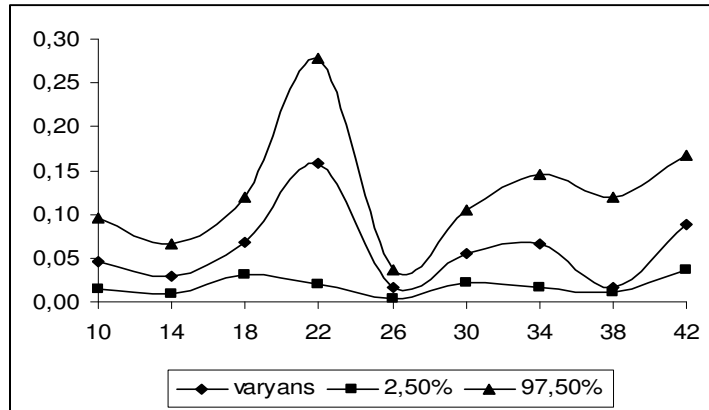
Çizelge 5'e bakıldığında özellikler arasındaki genetik korelasyonlara ait EÖB, 42. haftaya kadar düzenli olarak arttığı ve tüm özellikler 42. haftada en yüksek seviyeye ulaştığı gözlenmiştir.

4.2. Yumurta sarı ağırlığı

Yumurta sarı ağırlığına ait genetik varyansların haftalara göre tahmin değerleri Çizelge 6'da ve değişim grafiği ise Şekil 9'da verilmiştir.

Çizelge 6. Yumurta sarı ağırlığına ait genetik varyansların tahmin değerleri

Hafta	Ortalama	Mod	Medyan	Standart sapma	% 95 Posterior aralık	
10	0,0469	0,0369	0,0441	0,0205	0,0150	0,0954
14	0,0302	0,0232	0,2780	0,0154	0,0098	0,0670
18	0,0682	0,0601	0,0655	0,0227	0,0309	0,1203
22	0,1589	0,1439	0,1539	0,5446	0,0203	0,2780
26	0,0159	0,0120	0,0144	0,0086	0,0032	0,0366
30	0,0561	0,0478	0,0533	0,0213	0,0224	0,1052
34	0,0660	0,0537	0,0608	0,0338	0,0157	0,1457
38	0,0157	0,0383	0,0470	0,0287	0,0105	0,1204
42	0,0889	0,0772	0,0843	0,0340	0,0362	0,1681

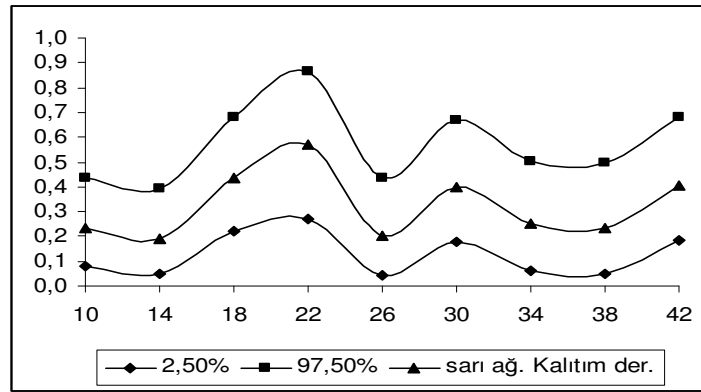


Şekil 9. Sarı ağırlığına ait genetik varyans tahmin değerlerinin değişim grafiği

Yumurta sarı ağırlığına ait kalıtım derecesinin haftalara göre değerleri Çizelge 7 'de ve değişim grafiği ise Şekil 10'da verilmiştir. Yumurta sarı ağırlığının kalıtım derecesi ve standart hataları sırasıyla $0,23 \pm 0,09$, $0,19 \pm 0,08$, $0,43 \pm 0,11$, $0,57 \pm 0,15$, $0,20 \pm 0,10$, $0,40 \pm 0,12$, $0,24 \pm 0,11$, $0,23 \pm 0,11$ ve $0,40 \pm 0,12$ olarak bulunmuştur. Yumurta sarı ağırlığına ait kalıtım derecesi yaşa bağlı olarak 14. haftadan 22. haftaya kadar artmış 26. haftada düşmüş ve 38. haftadan itibaren tekrar artmıştır. En yüksek kalıtım derecesi 22. haftada ($0,57 \pm 0,15$) elde edilmiştir.

Çizelge 7. Haftalara göre yumurta sarı ağırlığına ait kalıtım derecesi ve standart hataları

Hafta	Ortalama	mod	medyan	Standart sapma	% 95 Posterior aralık	
10	0,2322	0,1987	0,2230	0,0913	0,0792	0,4369
14	0,1897	0,1562	0,1790	0,0883	0,0503	0,3922
18	0,4344	0,4137	0,4280	0,1173	0,2239	0,6815
22	0,5709	0,5608	0,5718	0,1526	0,2697	0,8621
26	0,2044	0,1562	0,1916	0,1016	0,0435	0,4369
30	0,4015	0,3711	0,3933	0,1273	0,1760	0,6705
34	0,2490	0,2155	0,2368	0,1142	0,0637	0,5032
38	0,2323	0,1753	0,2182	0,1160	0,0501	0,4955
42	0,4071	0,3877	0,3987	0,1286	0,1818	0,6816



Şekil 10. Yumurta sarı ağırlığına ait kalıtım derecesinin haftalara göre değişim grafiği

Yumurta sarı ağırlığına ait kalıtım derecelerinin dönemlere göre posterior yoğunluk grafikleri Ek 1,2,3,4,5,6,7,8 ve 9'da verilmiştir.Yumurta sarı ağırlığına ait kalıtım derecelerinin haftalara göre posterior yoğunluk grafiklerinin çoğunlukla simetrik dağılım gösterdiği belirlenmiştir.

Yumurta sarı ağırlığı ile ak ağırlığı arasındaki genetik korelasyon Çizelge 8'de verilmiştir.Yumurta sarı ağırlığı ile ak ağırlığı arasındaki genetik korelasyon yaş dönemlerine göre -0.23 ile 0.80 arasında değişmekte olup 10., 18. ve 22. haftalarda %95'lik posterior aralığın sıfır değerini içermemesinden dolayı önemli bulunmuştur. Sarı ağırlığı ile Ak ağırlığı arasındaki genetik korelasyon yaş ilerledikçe düşmeye başlamıştır. En düşük genetik korelasyon değeri 34. haftada görülmüştür. Yumurta sarı ağırlığı ile ak ağırlığı arasındaki genetik korelasyonlara ait yoğunluk grafikleri Ek 1, 2, 3,

4, 5, 6, 7, 8 ve 9'da verilmiştir. Bu iki özellik arasındaki genetik korelasyonlara ait posterior yoğunluk grafiklerine bakıldığında ise 34. hafta hariç diğer haftalar sağa pozitif yönlü bir dağılım göstermektedir.

Çizelge 8. Dönemlere göre sarı ağırlığı ile ak ağırlığı arasındaki genetik korelasyonlar

Hafta	Ortalama	Mod	Medyan	Standart sapma	%95 Posterior aralık	
10	0,7964	0,9194	0,8322	0,1528	0,4050	0,9813
14	0,5106	0,7209	0,5715	0,3101	-0,2536	0,9344
18	0,8013	0,8572	0,8222	0,1144	0,5209	0,9597
22	0,6337	0,7165	0,6624	0,1896	0,1802	0,9178
26	0,0691	0,1309	0,0836	0,3179	-0,5933	0,6467
30	0,2966	0,3550	0,3166	0,2698	-0,2861	0,7677
34	-0,2267	-0,3685	-0,2998	0,3530	-0,8443	0,4947
38	0,5196	0,6164	0,5598	0,2447	-0,0470	0,8737
42	0,2258	0,2538	0,2350	0,2856	-0,3533	0,7622

Yumurta sarı ağırlığı ile kabuk ağırlığı arasındaki genetik korelasyonun haftalara göre elde edilen tahmin değerleri Çizelge 9'da gösterilmiştir. Sarı ağırlığı ile kabuk ağırlığı arasındaki genetik korelasyonlar -0,26 ile 0,48 arasında tahminlenmiş olup %95'lik posterior aralığa göre 42. hafta hariç diğer haftalarda önemsiz bulunmuştur. Sarı ağırlığı ile Kabuk ağırlığı arasındaki genetik korelasyon 26. hafta hariç yaş ilerledikçe artmıştır. En yüksek genetik korelasyon değeri 10. haftada gözlenmiştir. Yumurta sarı ağırlığı ile kabuk ağırlığı arasındaki genetik korelasyonlara ait posterior yoğunluk grafikleri Ek 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8 ve 9'da verilmiştir. Bu iki özellik arasındaki genetik korelasyonlara ait posterior yoğunluk grafiklerine bakıldığında ise 26. hafta hariç çoğunlukla sağa pozitif yönlü bir dağılım görülmektedir. 26. hafta da ise normal dağılım söz konusudur.

Çizelge 9. Dönemlere göre sarı ağırlığı ile kabuk ağırlığı arasındaki genetik korelasyon

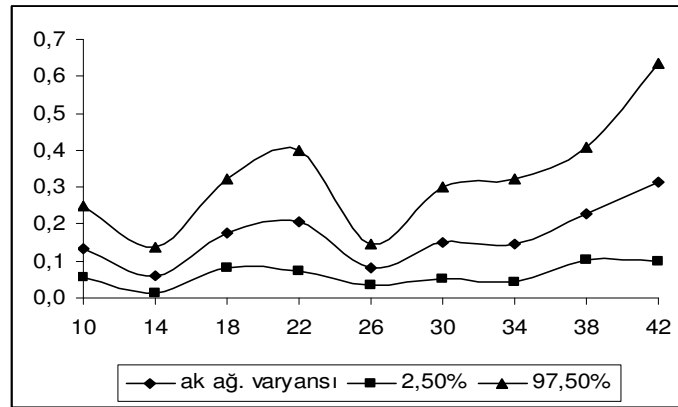
Hafta	Ortalama	Mod	Medyan	Standart sapma	%95 Posterior aralık	
10	0,4752	0,6087	0,5125	0,2786	-0,1580	0,9035
14	0,0692	0,1178	0,0898	0,4027	-0,7408	0,7870
18	0,3146	0,3805	0,3408	0,2669	-0,2743	0,7604
22	0,4046	0,5445	0,4460	0,3129	-0,3126	0,8897
26	-0,2593	-0,3033	0,2760	0,3402	-0,8643	0,4388
30	0,3858	0,4651	0,4094	0,2169	-0,0993	0,7398
34	0,1863	0,2978	0,2144	0,2967	-0,4634	0,6842
38	0,2626	0,3744	0,3001	0,2141	-0,4432	0,7689
42	0,4707	0,5735	0,4947	0,2033	0,0108	0,7970

4.3. Yumurta Ak Ağırlığı

Ak ağırlığına ait genetik varyansların haftalara göre tahmin değerleri Çizelge 10'da ve değişim grafiği ise Şekil 11'de gösterilmiştir.

Çizelge 10. Yumurta ak ağırlığına ait varyans tahminlerinin haftalara göre tahmin değerleri

Hafta	Ortalama	Mod	Medyan	Standart sapma	%95 Posterior aralık	
10	0,1346	0,1135	0,1281	0,0490	0,0577	0,2481
14	0,0601	0,0433	0,0549	0,0318	0,0138	0,1365
18	0,1781	0,1539	0,1703	0,0169	0,0803	0,3217
22	0,2077	0,1856	0,1973	0,0840	0,0733	0,4015
26	0,0795	0,0692	0,0760	0,0278	0,0355	0,1442
30	0,1500	0,1243	0,1406	0,0642	0,0516	0,3005
34	0,1469	0,1064	0,1342	0,0734	0,0412	0,3230
38	0,2266	0,2001	0,2163	0,0775	0,1047	0,4064
42	0,3147	0,2617	0,2669	0,1376	0,0977	0,6355

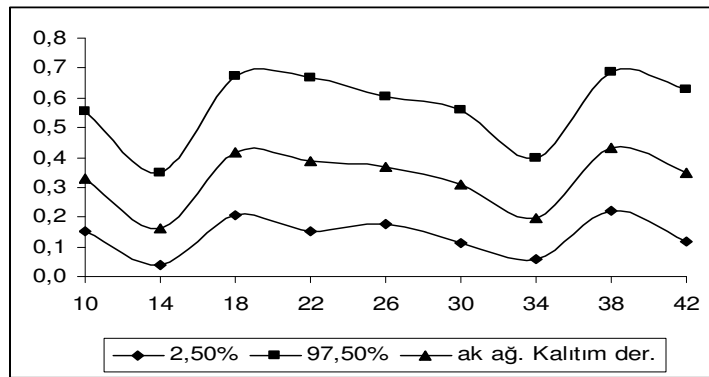


Şekil 11. Ak ağırlığına ait varyans tahminlerinin haftalara göre değişim grafiği

Yumurta ak ağırlığının haftalara göre kalıtım derecesi tahmin değerleri Çizelge 11 ve değişim grafiği ise Şekil 12'de verilmiştir. Bıldırcınlarda ak ağırlığına ait kalıtım derecesi ve standart hataları sırasıyla $0,33 \pm 0,10$, $0,16 \pm 0,08$, $0,42 \pm 0,20$, $0,39 \pm 0,13$, $0,37 \pm 0,10$, $0,30 \pm 0,11$, $0,19 \pm 0,08$, $0,43 \pm 0,12$ ve $0,35 \pm 0,13$ olarak bulunmuştur. Yumurta ak ağırlığının yaşa bağlı değişimine bakıldığında 18. haftaya kadar artmış 18. haftadan itibaren 38. haftaya kadar düşmüş sonra tekrar yükselmiştir. En yüksek kalıtım derecesi 38. haftada ($0,43 \pm 0,08$) en düşük kalıtım derecesi ise 14. haftada ($0,16 \pm 0,08$) elde edilmiştir.

Çizelge 11. Dönemlere göre yumurta ak ağırlığına ait kalıtım derecesi ve standart hataları

Hafta	Ortalama	Mod	Medyan	Standart sapma	%95 Posterior aralık	
10	0,3303	0,3094	0,3220	0,1030	0,1525	0,5537
14	0,1638	0,1324	0,1531	0,0803	0,0395	0,3493
18	0,4177	0,3974	0,4105	0,1188	0,2076	0,6704
22	0,3888	0,3655	0,3815	0,1319	0,1518	0,6667
26	0,3677	0,3496	0,3600	0,1079	0,1786	0,6015
30	0,3073	0,2732	0,2967	0,1145	0,1141	0,5582
34	0,1953	0,1535	0,1829	0,0887	0,0581	0,3986
38	0,4300	0,4044	0,4220	0,1194	0,2189	0,6848
42	0,3484	0,3099	0,3398	0,1308	0,1184	0,6283



Şekil 12. Ak ağırlığına ait kalıtım derecesinin haftalara göre değişim grafiği

Yumurta ak ağırlığına ait kalıtım derecelerinin yoğunluk grafikleri Ek 1,2,3,4,5,6,7,8 ve 9'da verilmiştir. Yumurta ak ağırlığına ait kalıtım derecelerinin haftalara göre posterior yoğunluk grafikleri 10., 22. ve 26. haftalarda simetrik dağılım göstermektedir. Diğer haftalara ait dağılımlar ise çoğunlukla sola negatif yönlü dağılım gözlenmiştir.

Yumurta ak ağırlığı ile kabuk ağırlığı arasındaki genetik korelasyon tahminleri Çizelge 12'de gösterilmiştir. Yumurta kabuk ağırlığı ile ak ağırlığı arasındaki genetik korelasyon 0,23 ile 0,68 arasında değişmekte olup 10., 26., 30., 34. ve 38. haftalarda %95'lik posterior aralığa göre önemli bulunmuştur. Yumurta kabuk ağırlığı ile ak ağırlığı arasında pozitif yönde bir genetik korelasyon görülmektedir. Ak ağırlığı ile Kabuk ağırlığı arasındaki genetik korelasyon 10. haftada en yüksek (0,68) olarak gözlenirken en düşük genetik korelasyon

(0,23) ise 42. haftada belirlenmiştir. Yumurta ak ağırlığı ile kabuk ağırlığı arasındaki genetik korelasyonlara ait posterior yoğunluk grafikleri Ek 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8 ve 9'da verilmiştir. Yumurta ak ağırlığı ile kabuk ağırlığı arasındaki genetik korelasyonlara ait posterior yoğunluk grafikleri sağa pozitif yönlü bir dağılım göstermektedir.

Çizelge 12. Dönemlere göre yumurta ak ağırlığı ile kabuk ağırlığı arasındaki genetik korelasyon

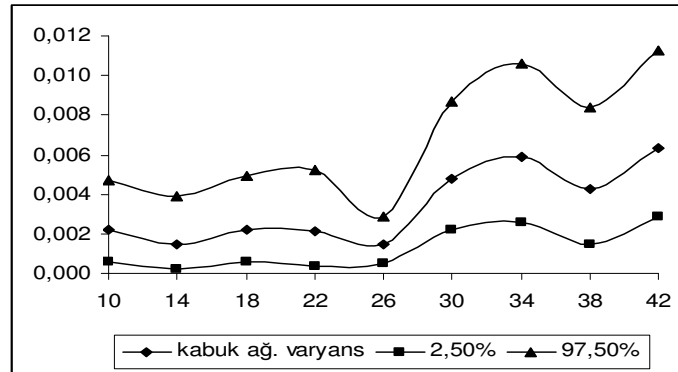
Hafta	Ortalama	Mod	Medyan	Standart sapma	%95 Posterior aralık	
10	0,6828	0,7894	0,7156	0,1810	0,2469	0,9391
14	0,4247	0,6846	0,4863	0,3458	-0,4025	0,9064
18	0,4928	0,6013	0,5234	0,2464	-0,0673	0,8783
22	0,3642	0,4894	0,3964	0,3202	-0,3441	0,8794
26	0,5611	0,6400	0,5868	0,1986	0,1036	0,8714
30	0,6320	0,7193	0,6612	0,1891	0,1875	0,9161
34	0,5937	0,7202	0,6314	0,2360	0,0415	0,9348
38	0,6416	0,7249	0,6664	0,1770	0,2310	0,9152
42	0,2299	0,2868	0,2452	0,2541	-0,2976	0,6809

4.4. Yumurta Kabuk Ağırlığı

Kabuk ağırlığına ait genetik varyansların haftalara göre tahmin değerleri Çizelge 13'de ve değişim grafiği ise Şekil 13'de verilmiştir.

Çizelge 13. Yumurta kabuk ağırlığına ait varyans tahminlerinin haftalara göre değerleri

Hafta	Ortalama	Mod	Medyan	Standart sapma	%95 Posterior aralık	
10	0,0022	0,0017	0,0020	0,0011	0,0006	0,0047
14	0,0015	0,0010	0,0013	0,0010	0,0002	0,0039
18	0,0022	0,0018	0,0021	0,0011	0,0006	0,0049
22	0,0021	0,0014	0,0019	0,0013	0,0004	0,0052
26	0,0015	0,0012	0,0014	0,0006	0,0005	0,0029
30	0,0048	0,0043	0,0046	0,0017	0,0022	0,0087
34	0,0059	0,0052	0,0057	0,0021	0,0026	0,0106
38	0,0043	0,0035	0,0040	0,0018	0,0015	0,0084
42	0,0063	0,0055	0,0060	0,0022	0,0029	0,0113

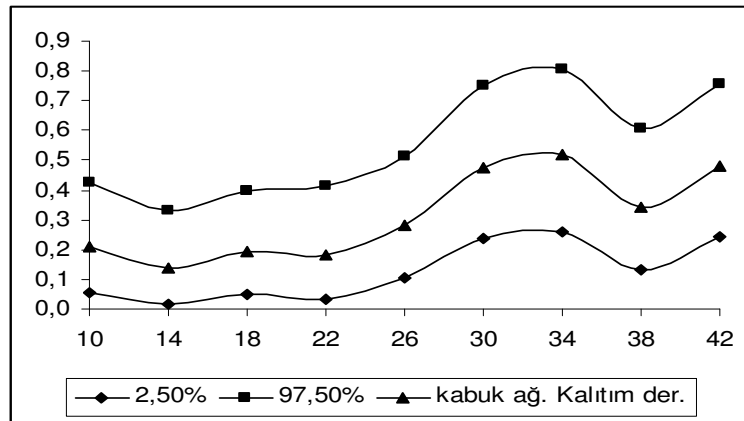


Şekil 13. Kabuk ağırlığına ait varyans tahminlerinin değişim grafiği

Yumurta kabuk ağırlığının haftalara göre kalıtım derecesi tahmin değerleri Çizelge 14'de ve değişim grafiği ise Şekil 14'de verilmiştir. Yumurta kabuk ağırlığına ilişkin kalıtım derecesi ve standart hataları sırasıyla $0,21 \pm 0,09$, $0,14 \pm 0,08$, $0,19 \pm 0,9$, $0,18 \pm 0,09$, $0,28 \pm 0,10$, $0,48 \pm 0,13$, $0,52 \pm 0,14$, $0,34 \pm 0,12$ ve $0,45 \pm 0,13$ olarak tahminlenmiştir. Yumurta Kabuk ağırlığına ait kalıtım derecesi tahmin değerlerinin yaşa göre değişimine bakıldığında 14. haftadan itibaren 34. haftaya kadar artmış fakat daha sonra bir düşüş gözlenmiştir. En yüksek kalıtım derecesi tahmininin 34. haftada ($0,52 \pm 0,14$) en düşük kalıtım derecesi değeri ise 14. haftada ($0,14 \pm 0,08$) gözlenmiştir.

Çizelge 14. Yumurta kabuk ağırlığına ait kalıtım derecesi tahminleri ve standart hataları

Hafta	Ortalama	Mod	Medyan	Standart sapma	%95 Posterior aralık	
10	0,2115	0,1832	0,2004	0,0951	0,0575	0,4270
14	0,1378	0,0968	0,1245	0,0820	0,0186	0,3296
18	0,1937	0,1566	0,1827	0,9000	0,0510	0,3988
22	0,1811	0,1347	0,1647	0,0992	0,0358	0,4139
26	0,2828	0,2527	0,2729	0,1057	0,1048	0,5138
30	0,4755	0,4512	0,4683	0,1333	0,2363	0,7527
34	0,5167	0,4640	0,5108	0,1416	0,2573	0,8072
38	0,3406	0,3022	0,3298	0,1218	0,1331	0,6052
42	0,4791	0,4580	0,4713	0,1311	0,2454	0,7539



Şekil 14. Yumurta kabuk ağırlığına ait kalıtım derecesi tahminlerinin değişim grafiği

Yumurta kabuk ağırlığına ait kalıtım derecelerinin posterior yoğunluk grafikleri Ek 1,2,3,4,5,6,7,8 ve 9'da verilmiştir. Yumurta kabuk ağırlığına ait kalıtım derecelerinin haftalara göre posterior yoğunluk grafikleri 10., 14., 18. ve 22. haftalarda sola negatif yönlü dağılım göstermektedir. Diğer haftalarda ise simetrik dağılım gözlenmiştir.

5.TARTIŞMA

Bu çalışmada haftalara göre bıldırcın yumurta sarı ağırlığına ait kalıtım dereceleri ve standart hataları Özdemir (2003)'ün çalışmasındaki bulunduğu değerlere göre yüksek bulunmuştur. Bunun nedenin çoklu karakter analizine bağlı olduğu düşünülmektedir. Ayrıca Baumgartner (1994)'in ve Stino et al. (1982)'nin çalışmasında bildirdikleri değerlere yakın sonuç elde edilmiştir. Yumurtacı tavuklarda Zhang et al. (2005) ve Hartmann et al. (2003)'ün yaptıkları çalışmalarda bulunan yumurta sarı ağırlığına ait kalıtım derecelerine göre de düşük olarak saptanmıştır.

Bıldırcınlarda yaşa bağlı olarak yumurta sarı ağırlığına ait kalıtım derecesinin değişimi ile ilgili pek fazla çalışma bulunmamaktadır. Bu çalışmada yumurta sarı ağırlığına ait kalıtım derecesi 14. haftadan 22. haftaya kadar artmıştır. Saptanan bu sonuç Özdemir (2003)'in yaptığı çalışma ile uyum göstermiştir.

Özellikler arasındaki genetik korelasyona bakıldığında ise çalışma bulgularına göre yumurta sarı ağırlığı ile kabuk ağırlığı arasındaki genetik korelasyon (-0,26 ile 0,48 arasında) düşük ve dönemler arası fark ise 42. hafta hariç önemsiz bulunmuştur. Bu sonuçlar Özdemir (2003)'in çalışmasındaki bulgularla ve Zhang ve ark. (2005)'nin yumurtacı tavuklarda yapmış olduğu çalışmadaki sonuçlarla (0,67 ile 0,97 arasında) uyum göstermemektedir. Sarı ağırlığı ile Ak ağırlığı arasındaki genetik korelasyonlar ise (-0,23 ile 0,80 arasında) 0., 18. ve 22. haftalar hariç önemsiz bulunmuştur ve Özdemir (2003)'in çalışması ile uyum göstermemektedir. Bu farklılığın nedeni olarak, Özdemir (2003)'in ve Zhang et al. (2005)'nin çalışmalarında (REML) farklı tahmin metodunun kullanılması ve özelliklerin tek tek analiz edilmesinin rol oynadığı düşünülmektedir. Bu çalışmada üç özelliğin Bayesian yaklaşımına göre yapılan analizinde; Prior (ön) bilgilerinin kullanılması yanında özelliklerin birlikte analizinde birbirlerini olumlu yada olumsuz şekilde etkilemeleri söz konusudur. Bu da tek özellikle yapılan çalışmalara göre sonuçlarda fark oluşturmaktadır.

Bu çalışmada haftalara göre elde edilen yumurta ak ağırlığına ait kalıtım dereceleri ve standart hataları Özdemir (2003)'in çalışmasında bulunduğu değerlere göre daha yüksek tahminlenmiştir. Bu değer Baumgertner (1994)'in çalışmasındaki değer (0,25 ile 0,35) ile uyum gösterirken Stino et al. (1982)'nin çalışmalarındaki değerden (0,75) daha düşük olarak saptanmıştır. Yumurtacı tavuklarda Zhang et al. (2005) ve Hartmann et al. (2003)'ün yaptıkları çalışmalarda bulunan yumurta Ak ağırlığına ait katlım derecelerine göre de düşük olarak saptanmıştır.

Yumurta Ak ağırlığına ait kalıtım derecesinin yaşa bağlı olarak değişimi üzerine çok fazla literatür bulunmamaktadır. Bu çalışmada yumurta Ak ağırlığına ait kalıtım derecesi 18. haftadan itibaren artmış ancak 34. haftada düşmüş daha sonra tekrar artmıştır. Saptanan bu değişim Özdemir (2003)'in yaptığı çalışma ile uyum göstermektedir.

Özellikler arasındaki genetik korelasyona bakıldığında ise çalışma bulgularına göre yumurta Ak ağırlığı ile kabuk ağırlığı arasındaki genetik korelasyonlar (0,23 ile 0,68 arasında) 10., 26., 30., 34. ve 38. haftalarda önemli diğer haftalarda ise önemsiz bulunmuştur. Bu sonuçlar Özdemir (2003)'in bulguları ile karşılaştırıldığında daha düşük olarak bulunmuştur. Sarı ağırlığı ile Ak ağırlığı ile arasındaki genetik korelasyonlar ise (-0,23 ile 0,80 arasında) dönemler arası fark 10., 18. ve 22. haftalar hariç önemsiz bulunmuştur ve Özdemir (2003)'in çalışması ile uyum göstermemektedir.

Bu çalışmada haftalara göre yumurta kabuk ağırlığına ait kalıtım dereceleri ve standart hataları Özdemir (2003)'in çalışmasında bulunduğu değerlere göre yüksek bulunmuştur. Baumgertner (1994)'in çalışmasındaki değer (0,25 ile 0,35) ile uyum gösterirken Stino et al. (1982)'nin çalışmalarındaki değerden (0,52) daha düşük olarak saptanmıştır. Yumurtacı tavuklarda Zhang et al. (2005) ve Hartmann et al. (2003)'ün yaptıkları çalışmalarda bulunan yumurta kabuk ağırlığına ait kalıtım derecelerine göre de düşük olarak saptanmıştır.

Yumurta kabuk ağırlığına ait kalıtım derecesinin yaşa bağlı olarak değişimi üzerine literatür bulunmamaktadır. Bu çalışmada yumurta kabuk ağırlığına ait kalıtım derecesi 14. haftadan itibaren düzenli olarak artmış ancak 38. haftada düşmüş daha sonra tekrar artmıştır. Saptanan bu değişim Özdemir (2003)'in yaptığı çalışma ile uyum göstermektedir.

Özellikler arasındaki genetik korelasyonlar incelendiğinde yumurta kabuk ağırlığı ile ak ağırlığı arasındaki genetik korelasyon (0,23 ile 0,68 arasında) 10., 26., 30., 34. ve 38. haftalarda önemli diğer haftalarda ise önemsiz bulunmuştur. Bu sonuçlar Özdemir (2003)'in çalışmasındaki bulgularla uyum göstermemektedir. Sarı ağırlığı ile kabuk ağırlığı arasındaki genetik korelasyonlar (-0,26 ile 0,48 arasında) düşük 42. hafta hariç önemsiz bulunmuştur. Bu sonuçlar Özdemir (2003)'in çalışmasındaki bulgularla ve Zhang et al. (2005)'in yumurtacı tavuklarda yapmış olduğu çalışmadaki sonuçlarla (0,67 ile 0,97 arasında) uyum göstermemektedir.

6. SONUÇ

Japon bildircinlerinde 9 farklı yaş döneminde (10, 14, 18, 22, 26, 30, 34, 38 ve 42. hafta) toplanan yumurtalardaki yumurta sarı ağırlığı, ak ağırlığı ve kabuk ağırlığı özelliklerine ait genetik parametrelerin tahmini için yapılan bu çalışmanın araştırma bulgularına göre aşağıdaki sonuçlar saptanmıştır.

Yumurta sarı ağırlığına ait kalıtım derecesi ve standart hataları sırasıyla $0,23\pm0,09$, $0,19\pm0,08$, $0,43\pm0,11$, $0,57\pm0,15$, $0,20\pm0,10$, $0,40\pm0,12$, $0,24\pm0,11$, $0,23\pm0,11$ ve $0,40\pm0,12$ olarak tahminlenmiştir. Sarı ağırlığı ile kabuk ağırlığı arasındaki genetik korelasyon 42. hafta hariç diğer haftalarda önemsiz bulunmuştur(% 95 güven aralığında). Yumurta sarı ağırlığı ile ak ağırlığı arasındaki genetik korelasyon ise 10., 18. ve 22. haftalarda önemli bulunmuştur (% 95 güven aralığında).

Ak ağırlığına ait kalıtım derecesi ve standart hataları sırasıyla $0,33\pm0,10$, $0,16\pm0,08$, $0,42\pm0,20$, $0,39\pm0,13$, $0,37\pm0,10$, $0,30\pm0,11$, $0,19\pm0,08$, $0,43\pm0,12$ ve $0,35\pm0,13$ olarak tahminlenmiştir. Yumurta ak ağırlığı ile sarı ağırlığı arasındaki genetik korelasyon 10., 18. ve 22. haftalarda önemli bulunmuştur. Yumurta kabuk ağırlığı ile ak ağırlığı arasındaki genetik korelasyon ise 10., 26., 30., 34. ve 38. haftalarda önemli 14., 18., 22. ve 42. haftalarda önemsiz bulunmuştur(% 95 güven aralığında).

Yumurta kabuk ağırlığına ilişkin kalıtım derecesi ve standart hataları sırasıyla $0,21\pm0,09$, $0,14\pm0,08$, $0,19\pm0,9$, $0,18\pm0,09$, $0,28\pm0,10$, $0,48\pm0,13$, $0,52\pm0,14$, $0,34\pm0,12$ ve $0,45\pm0,13$ olarak tahminlenmiştir. Yumurta kabuk ağırlığı ile sarı ağırlığı arasındaki genetik korelasyonlar 42, hafta hariç diğer haftalarda önemsiz bulunmuştur(% 95 güven aralığında), Kabuk ağırlığı ile Ak ağırlığı arasındaki genetik korelasyon ise 10., 26., 30., 34. ve 38. haftalarda önemli 14., 18., 22. ve 42. haftalarda önemsiz bulunmuştur(% 95 güven aralığında).

Bıldırcın, Türkiye’de yetiştiriciliği özellikle son yıllarda yaygınlaşan bir kanatlı türüdür. İnsan beslenmesinde önemli bir hayvansal protein kaynağı olması nedeniyle de her geçen gün önemi artmaktadır. Bu nedenle bıldırcın yumurtasının dış ve iç kalite özelliklerinin tespiti ve bu özelliklerle ilgili genetik parametrelerin tahminlerinin yapılması ihtiyacı söz konusu olmuştur. Bu çalışma Japon bıldırcınlarının genetik parametrelerinin tahminine yönelik çalışmaların az olması nedeniyle ve sonraki çalışmalar için de bir referans olması amacıyla katkı sağlayacağı düşünülmektedir. Ayrıca hayvan ıslahında genetik parametrelerin tahminlenmesinde kullanılan programlarla özellikle ASREML ile de bir bakıma karşılaştırma amacıyla yapılmıştır.

KAYNAKLAR

- Albert, J.H. and Chib, S. 1993. Bayesian analysis of binary and polychotomous response data. Journal of Am. Stat. Assoc. 88: 669-679.
- Akbaş, Y., 2000. Hayvan ıslahına yönelik verilerin değerlendirilmesinde son gelişmeler. TYUAP Ege-Marmara Dilimi 2000 yılı Hayvancılık Bilgi Alışveriş Toplantısı, 25-27 Nisan 2000, Ege Tarımsal Araştırma enstitüsü, Menemen, İZMİR.
- Akbaş, Y., Altan, Ö., Koçak, Ç.1996. Tavuk yaşının tavuk yumurtasının iç ve dış kalite özellikleri üzerine etkileri. Tr. J. of Veterinary and Animal Sciences. 20: 455- 460.
- Alarşlan, Ö. F., 1999. Bıldırcın yetiştiriciliğinde yapılabirirlik, uygulamalar ve öneriler. Uluslararası Tavukçuluk Fuarı ve Konferansı. Bildiriler, 156-163.
- Altan, Ö., Oğuz, İ., 1995. Japon bıldırcınlarında (*Coturnix coturnix japonica*) yaşın ve yumurtlama zamanının kimi yumurta özellikleri üzerine etkileri. Tr. J. of Veterinary and Animal Sciences. 19:405-408.
- Altan, Ö., Oğuz, İ. ve Akbaş, Y., 1998. Japon bıldırcınlarında (*Coturnix coturnix japonica*) canlı ağırlık yönünden yapılan seleksiyonun ve yaşın yumurta özelliklerine etkileri. Tr. J. of Veterinary and Animal Sciences. 22: 467-473.
- Anonymous, (16.06.2007). Maintained by Robert Wolpert, Duke University Statistical Science, 211c Old Chem, Box 90251, Durham, NC 27708-0251, USA. [<http://www.bayesian.org/bayesexp/bayesexp.html>]

- Balciođlu, M.S., Yolcu, H. İ., Fırat, M.Z., Karabađ, K. ve Őahin, E., 2005. Japon bıldırcınlarında canlı ađırlık ve canlı ađırlık artışına ait genetik parametre tahminleri. Akdeniz Ünv. Ziraat Fak. Dergisi. 18(1): 35-39.
- Baumgartner, J., 1994. Japanese quail production, breeding and genetics. World's Poultry Science Journal. 50: 227-235.
- Bek, Y., Fırat, M.Z., Cebeci, Z. ve Pekel, E., 1998. Çiftlik Hayvanlarının Genetik İslahında Bayesian Metodu Kullanarak Verime Etki Yapan Varyans Unsurlarının Tahmini Algoritmaları ve İslah İin En Uygun Bilgisayar Programının Geliřtirilmesi. VHAG-1221 Projesi Kesin Raporu. Adana.
- Berger, J. O., 2000. Bayesian analysis: a look at today and thoughts of tomorrow. Journal of the American Statistical Association. Vol. 95, No. 452: 1269-1276.
- Fırat, M. Z., 1997. Hayvan ıslahında kullanılan oklu karakter analizinin getirdiđi problemler ve özüm yolları. Tr. J. of Veterinary and Animal Sciences. 21:227-231.
- Fırat, M. Z., 2001a. Sürü-yıl-ay etkilerini Őansa bađlı varsayan dengesiz karışık bir modelde kontrol günü süt verimlerinin bayesian analizi. Tr. J. of Vet. Anim. Sci. 25:327-333
- Fırat, M. Z., 2001b. Hayvan ıslahında bayesian yöntemi kullanılarak oklu karakter analizi: Gibbs örnekleme yaklaşımı. Tr. J. of Vet. Anim. Sci. 25:855-862.
- Fırat, M. Z., 2001c. Varyans unsurlarının tahmini için gibbs örnekleme yöntemini bođa modellerine uygulayan bir fortran programı: MZFGIBBS. Tarımda biliřim teknolojileri 4. sempozyumu.

- Fırat, M.Z., 2002. Gibbs örneklemesi ile karışık doğrusal bir modeldeki varyans unsurları hakkında bayesian yorumlama. İstatistik Araştırma Dergisi. 2: 225-235.
- Fırat, M.Z. ve Bek, Y., 1997. Varyans unsurlarının tahmini için maksimum olabilirlik metotlarının karşılaştırmalı olarak incelenmesi. Çukurova Üniversitesi Ziraat Fak. Derg. 12(1): 1-8.
- Fırat, M.Z. ve Bek, Y., 1998. Hayvan ıslahı uygulamalarında kullanılan invers- χ^2 ve invers-wishart dağılımlarının matematik esasları. Tr. J. of Veterinary and Animal Sciences. 22:485-488.
- Garrett, R.L., Mcfarland, L. Z. and Fanti, C. E. 1972. Selected characteristics of eggs produced by Japanese quail (*Coturnic coturnix japonica*). Poultry Sci. 51:1370-1376.
- Gelfand, A.E. and Smith, A.F.M. 1990. Sampling based approaches to calculating marginal densities. Journal of the American Statistical Association. 85: 398-409.
- Gelman, A. and Rubin, D. B., 1992. Inference from iterative simulation using multiple sequences. Stat. Sci. :457-511.
- Geman, S. and Geman, D., 1984. Stochastic relaxation, gibbs distribution and the bayesian restoration of images. IEEE Transaction on Pattern Analysis and Machine Intelligence. 6: 721-741.
- Gevrekçi, Y., 2006. Gibbs örneklemesi ile buzağılama güçlüğü ve ölü doğum eşikli özelliklerine ilişkin genetik parametrelerin tahminlenmesi. E.Ü. Fen Bilimleri Enst. Zootekni A.B.D. Doktora tezi, İZMİR.

- Geyer, C.J., 1992. Practical markov chain monte carlo. *Statistical Science*, Vol. , No. 4, 473-511.
- Gianola, D. and Foulley, J.L. ,1983. Sire evaluation for ordered categorical data with a treshold model. *Genet. Sel. Evol.* 15:201-224.
- Gianola, D. and Foulley, J.L., 1990. Variance estimation from integrated likelihoods (VEIL). *Genet. Sel. Evol.* 22:403-417.
- Hartmann, C., Johansson, K., Strandberg, E., and Rydhmer, L., 2003. Genetics correlations between the maternal genetic effect on chick weight and the direct genetic effects on egg composition traits in a white leghorn line. *Poultry Sci.* 82: 1-8.
- Hasting, W.K., 1970. Monte Carlo sampling methods using Markov chains and their applications. *Biometrika.* 57: 97-109.
- Jensen, J., Wang, C.S., Sorensen, D. A. and 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.* 763-773.
- Kızilkaya, K., 2002. Hierarchical bayesian treshold models applied to the quantitative genetic analysis of calving ease scores in italian piemontese cattle. Phd. Thesis, University of Michigan State.
- Metropolis, N., Rosenbluth, A.W., Rosenbluth, M.N., Teller, A.H. and Teller, E., 1953. Equation of state calculations by fat computing machines,. *J. Chemical Physics*, 21:1087-1092.
- Minvielle, F., Monvoýsýn, J., Costa, L., and Frenot, A., 1997. Quail lines selected for egg number based on pureline or crossbred performance. *Proceedings of the 12th Symposium on Current Problems in Avian*

Genetics (Aviagen), 1-5 September, Pruhonice, Czech Republic, pp.99-103.

Nazlıgöl, A., K. Türkyılmaz ve H.E. Bardakçioğlu, 2001. Japon bıldırcınlarında (*Coturnix coturnix japonica*) bazı verim ve yumurta kalite özellikleri üzerinde bir araştırma. Türk Veterinerlik ve Hayvancılık Dergisi. 25: 1007-1013.

Özdemir, D., 2003. Japon bıldırcınlarının (*Coturnix coturnix japonica*) değişik yaşlardaki yumurta verimi ve yumurta kalite özelliklerine ilişkin genetik parametre tahminleri üzerine bir araştırma. ADÜ Fen Bil. Enst. ZO-YL-2003-002.

Poyraz, Ö., Akıncı, Z. Erdoğan, M. ve Gürler, Ş., 2002. Bıldırcınlarda cinsel olgunluk mevsiminin bazı yumurta kalite özelliklerine etkisi. Lalahan Hay. Araşt. Enst. Derg. 42 (1): 45-58.

Roening, W. P., 1999. World Poultry Consumption. Poultry Science, 78:722-728.

Sorenson, D.A., Wang, C.S., Jensen, J. and Gianola, D., 1994. Bayesian analysis of genetic change due to selection using Gibbs sampling. Genet. Sel. Evol. 26:333-360.

Sorenson, D.A., Anderson, S., Gianola D. and Korsgaard, I., 1995. Bayesian inference in threshold model using Gibbs sampling. Genet. Sel. Evol. 27:229-249.

Sorenson, D.A. and Gianola, D., 2002. Likelihood, bayesian and MCMC methods in quantitative genetics. Statistics for Biology and Health, ISBN: 038954406. Springer.

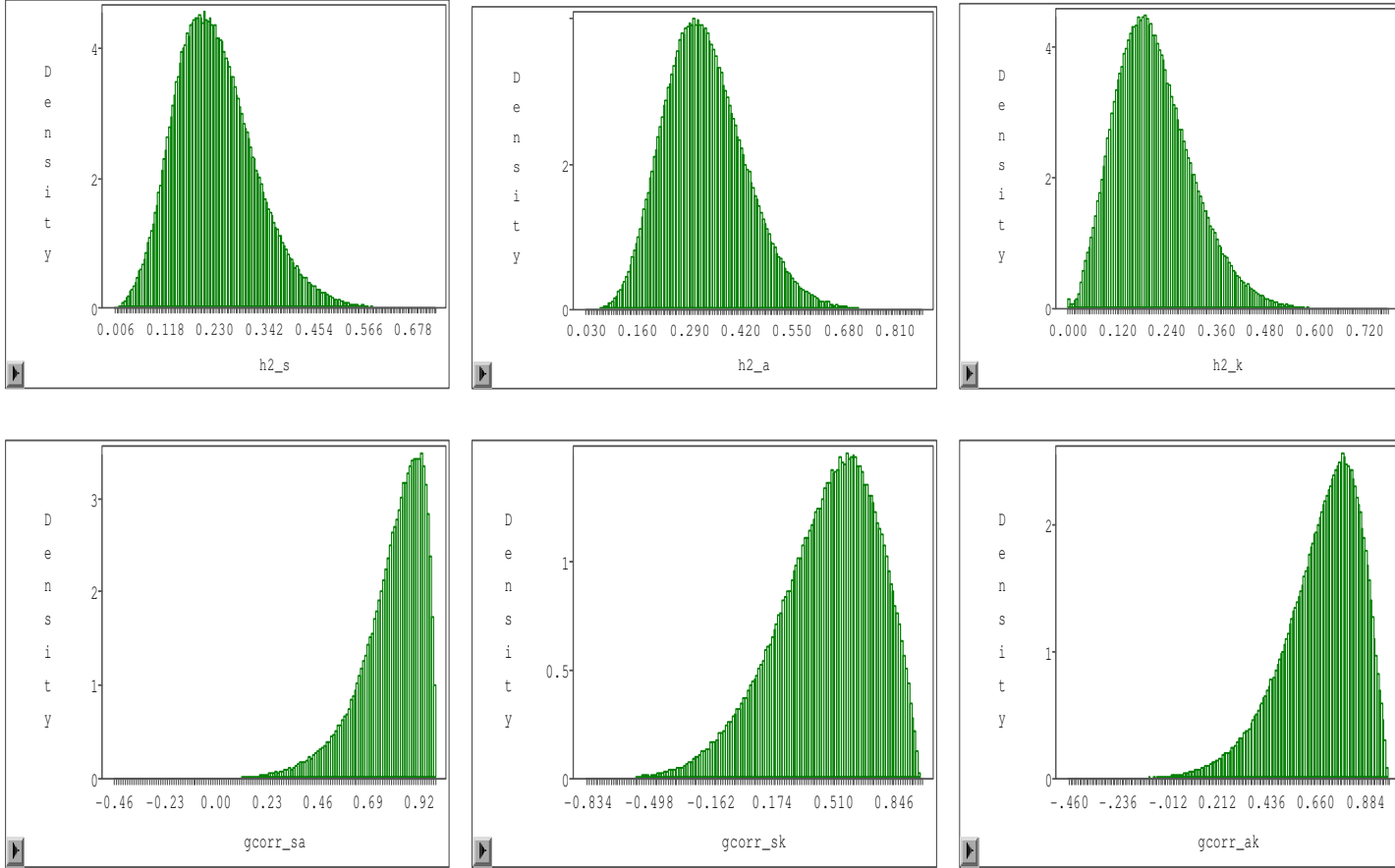
- Stino, F. K.R., Kicka, M. A., Kamar,G. A. and Altakreti, B. T. O., 1982. Egg quality traits of the Japanese quail and their heritabilities in the subtropics. Arch. Geflügelk. 46: 104-108.
- Suk, Y. O. and Park, C., 2001. Effect of breed and age of hens on the yolk to albumen ratio in two different genetic stocks. Poultry Science, 80: 855-858.
- Şehu, A., 2004. Bildircinların beslenmesi. Ed. Ergün, A. Hayvan Besleme ve Beslenme Hastalıkları. Baskı Pozitif,Ankara, s.455-456.
- Şeker, İ., 2003. Bildircinlarda Kuluçkalık Yumurtaların Döllülük Oranına ve Kuluçka Sonuçlarına Bazı Faktörlerin Etkisi. YYÜ. Vet. Fak. Derg. 14(2) 42-46.
- Şeker, İ., Kul, S., Bayraktar M., ve Yıldırım, Ö., 2005. Japon bildircinlarında (*Coturnix coturnix japonica*) yumurta verimi ve bazı yumurta kalite özelliklerine yaşın etkisi. İst. Üni. Vet. Fak. Derg. 31:129-138.
- Tempelman, R. J., 1998. Generalized linear mixed models in dairy cattle breeding. Journal of Dairy Sci. 1428-1444.
- Umari, P., Thaller G. and Hoeschele, I., 1996. The use of multiple markers in a Bayesian method for mapping quantitative trait loci. Genetics, 1831-1842.
- Uluocak, A. N., Okan F. ve Efe E., 1995. bildircin yumurtalarında bazı iç ve dış kalite özellikleri ile bunların yaşa göre değişimi. Türk Veterinerlik ve Hayvancılık Dergisi, 19:181-185.

- Uluocak, A. N., Nacar H., Cebeci Z. ve Baylan M., 1996. bıldırcın yumurtalarında yaşla birlikte bazı kalite özelliklerindeki değişim. Hayvancılık296 Ulusal Kongresi, Bildiriler-Cilt 1: 438-445.
- Ünalın, A., 2002. Ceylanpınar tarım işletmesi siyah alaca sığır popülasyonunda süt verimi ile ilgili genetik parametrelerin bayesian ve REML yöntemleri ile tahmini. Çukurova Üniversitesi Fen Bilimleri Enst. Zootekni A.B.D. Doktora tezi, ADANA.
- Wang, C.S., Rutledge J.J., and Gianola D., 1993. Marginal inferences about variance components in a mixed linear model using gibbs sampling. Genet.Sel. Evol. 25:41-62.
- Wang, C.S., Rutledge J.J. and Gianola D., 1994. Bayesian analysis of mixed linear models via Gibbs sampling with an application to litter size in Iberian pigs. Genet.Sel. Evol. 26:91-115.
- Wang, C.S., 1998 . Implementation issues in bayesian analysis in animal breeding. Proceedings of the 6th World Congress on Genetics Applied to Livestock Production, Armidale. 6 WCGWLP Congress Office, University of New England, Armidale. Vol:25 pp: 481-488.
- Wilhelmson, M., 1975. Breeding experiments with Japanese quail (*Coturnix coturnix japonica*) I. The synthesis of a random mated population. Acta Agr. Scand.. 25: 177-200.
- Yardımcı, A. ve Erar A., 2005. Gibbs sampling approach to variable selection in linear regression with outlier values. G.Ü. Fen Bilimleri Dergisi. 18(4): 603-611.
- Yeşilova, A., 1998. Gibbs örneklemesinin ıslah amaçlı çalışmalarda kullanılması. YYÜ. Fen Bilimleri Ens. ZO-YL.

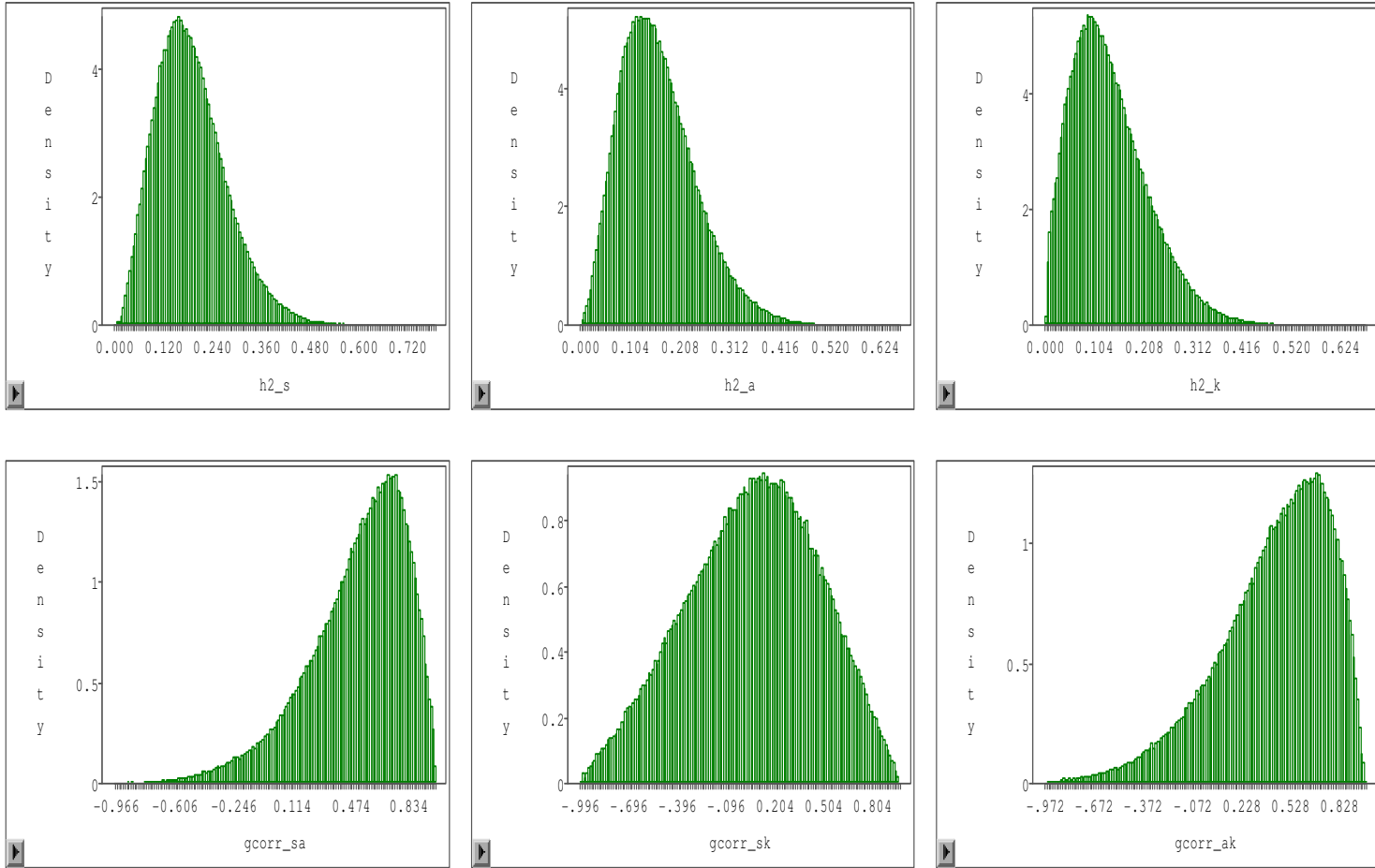
Zhang, L.C., Ning Z.H., Xu G.Y., Hou Z.C. and Yang N., 2005. Heritabilities and genetic and phenotypic correlations of egg quality traits in Brown-egg dwarf layers. *Poultry sci.* Aug. 84: 1209-1213.

EKLER

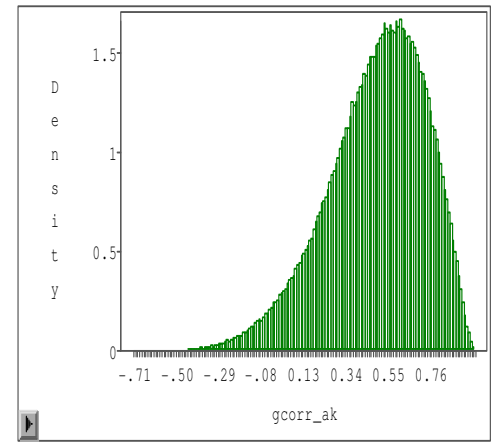
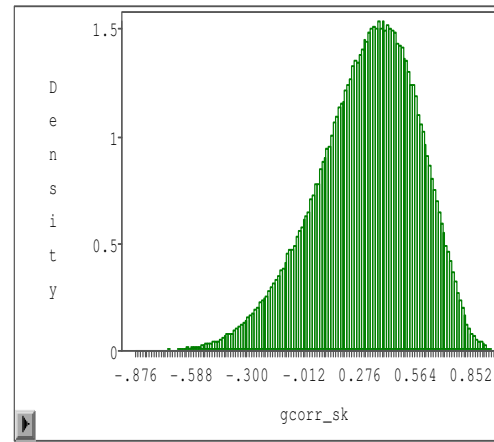
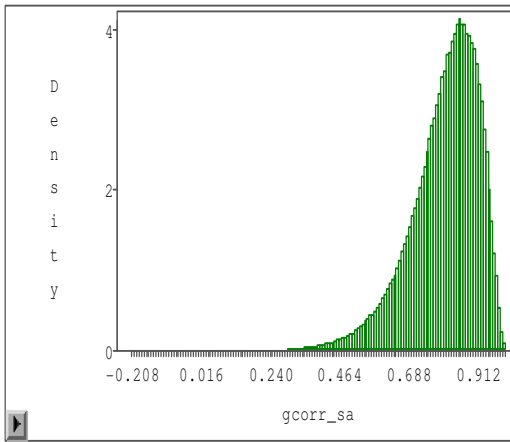
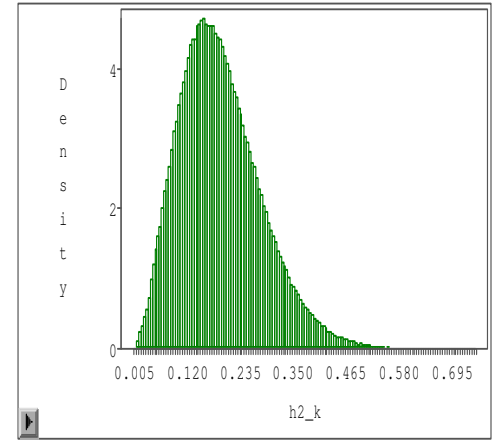
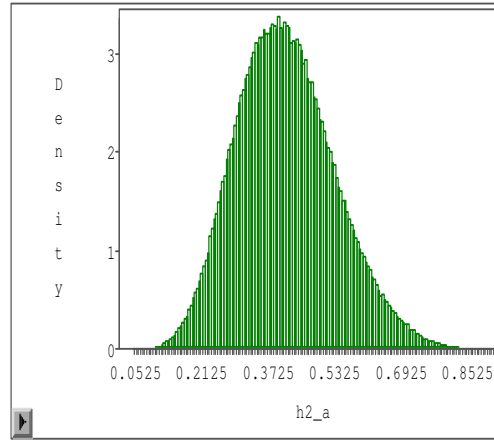
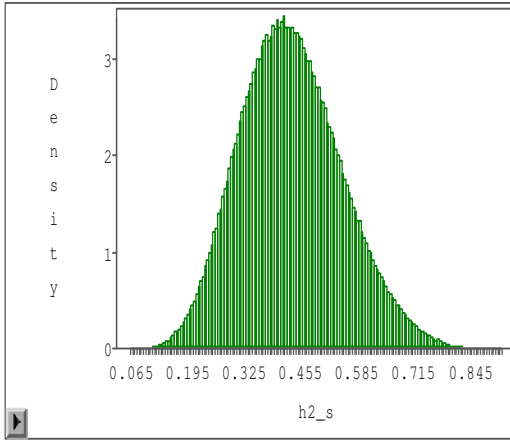
Ek 1. Yumurta sarı, ak ve kabuk ağırlıklarının 10. haftaya ait kalıtım derecelerinin ve genetik korelasyonların posterior yoğunluk grafikleri



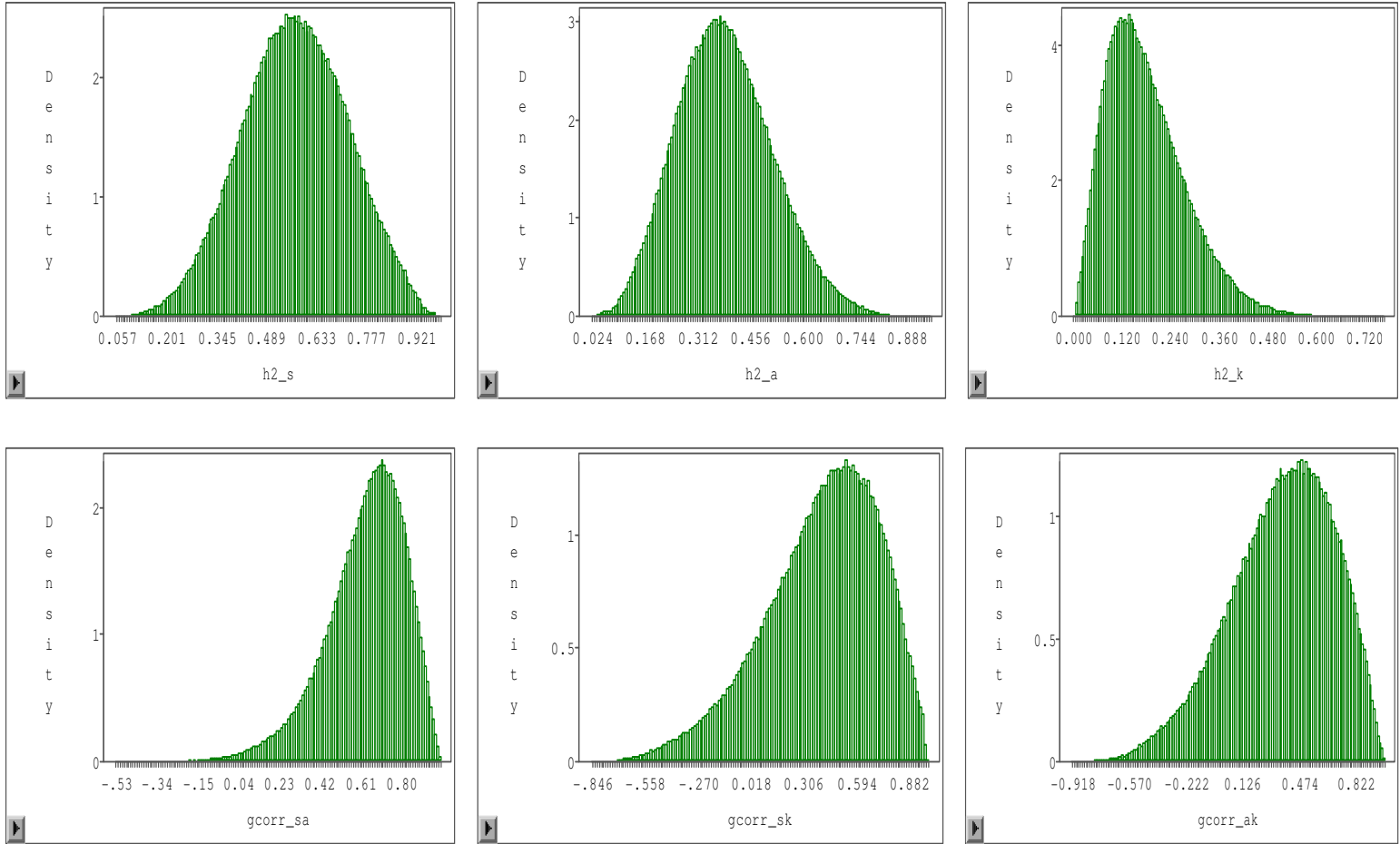
Ek 2. Yumurta sarı, ak ve kabuk ağırlıklarının 14. haftaya ait kalıtım derecelerinin ve genetik korelasyonların posterior yoğunluk grafikleri



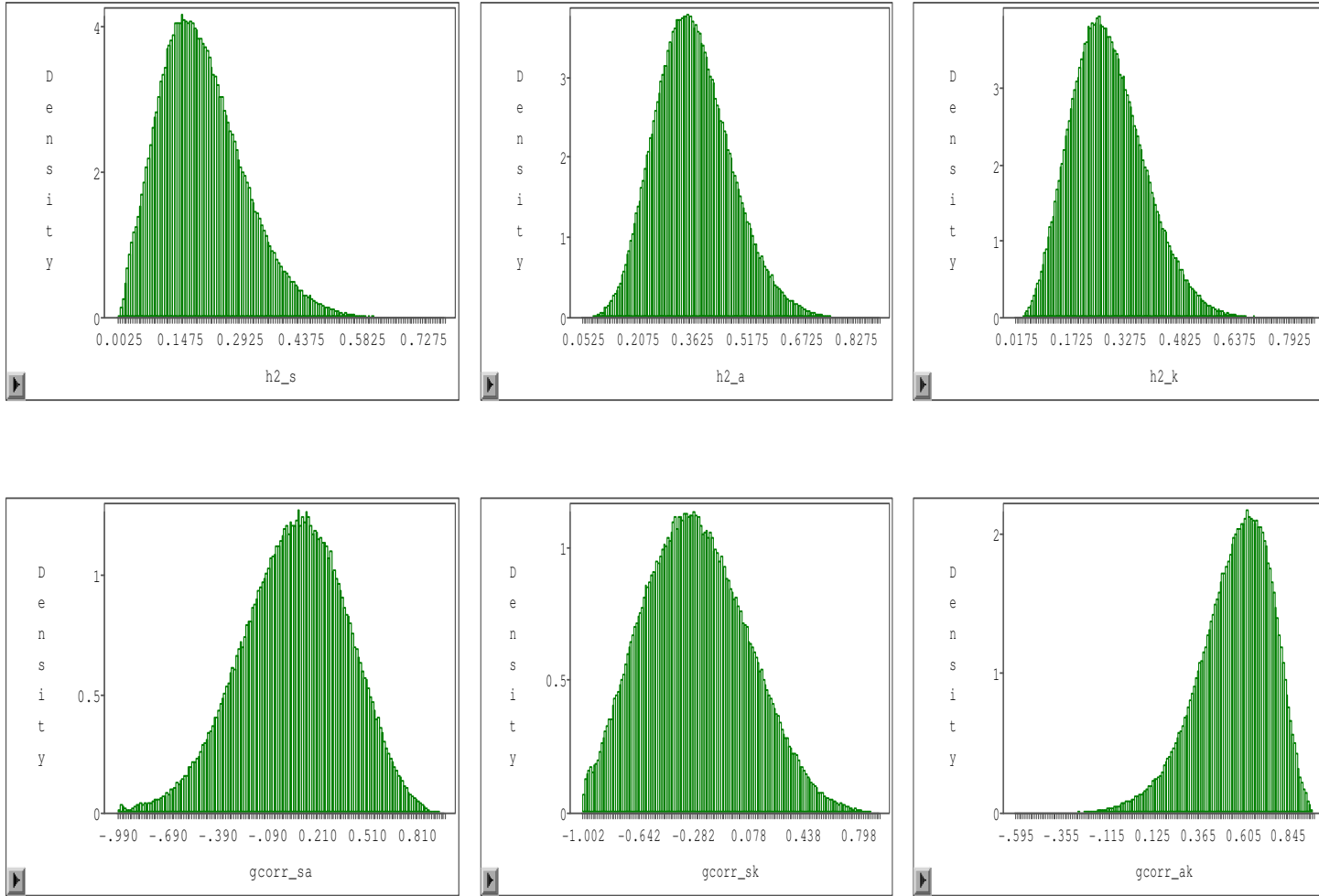
Ek 3. Yumurta sarı, ak ve kabuk ağırlıklarının 18. haftaya ait kalıtım derecelerinin ve genetik korelasyonların posterior yoğunluk grafikleri



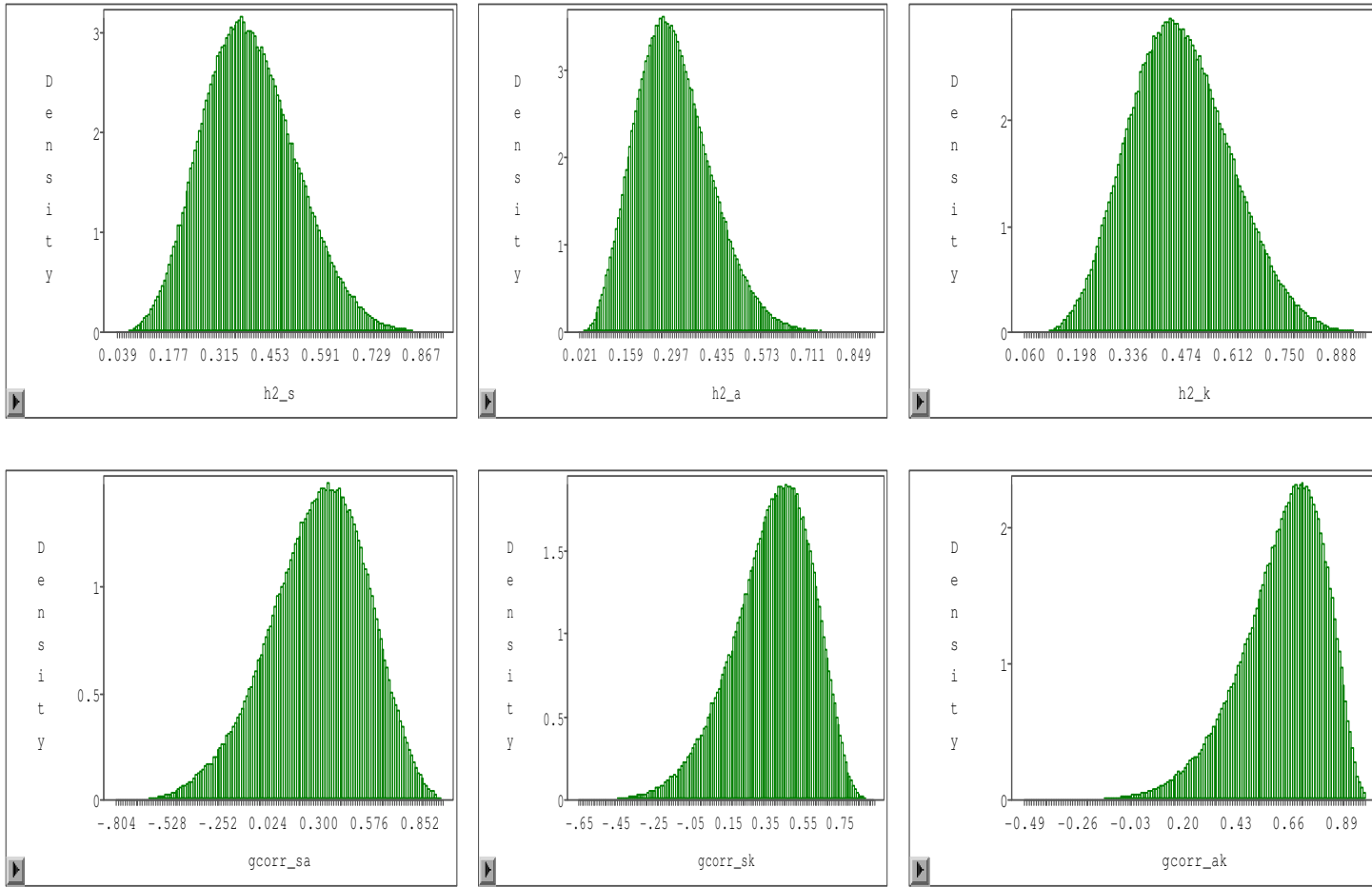
Ek 4. Yumurta sarı, ak ve kabuk ağırlıklarının 22. haftaya ait kalıtım derecelerinin ve genetik korelasyonların posterior yoğunluk grafikleri



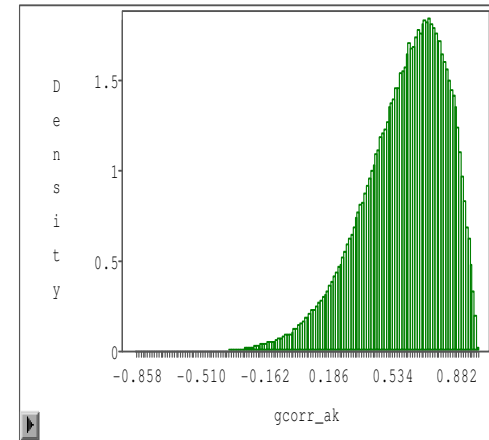
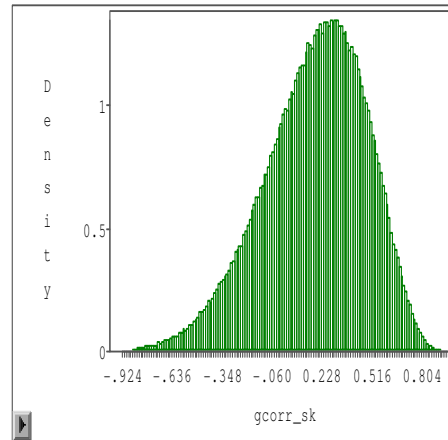
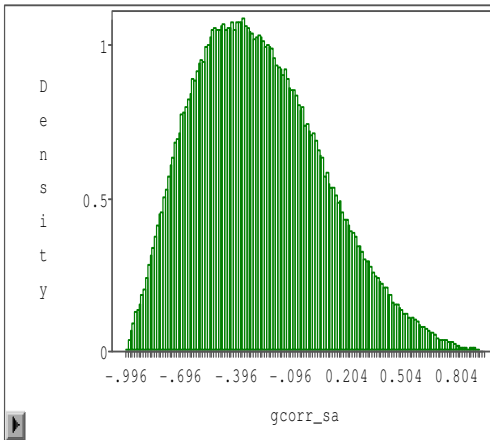
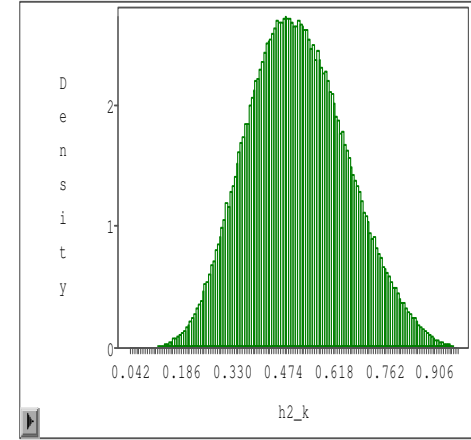
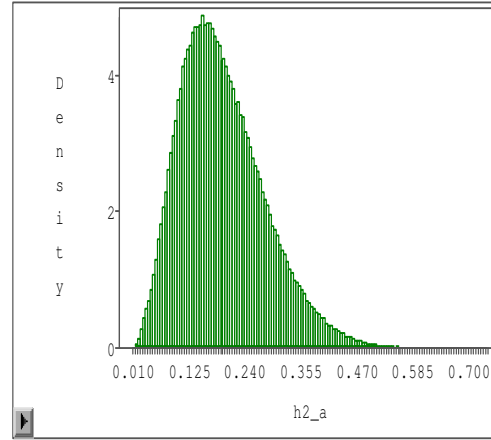
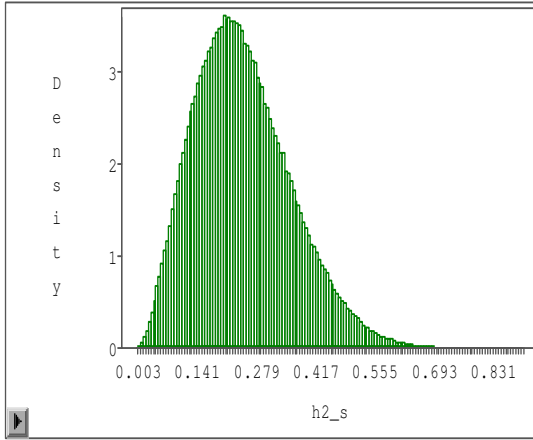
Ek 5. Yumurta sarı, ak ve kabuk ağırlıklarının 26. haftaya ait kalıtım derecelerinin ve genetik korelasyonların posterior yoğunluk grafikleri



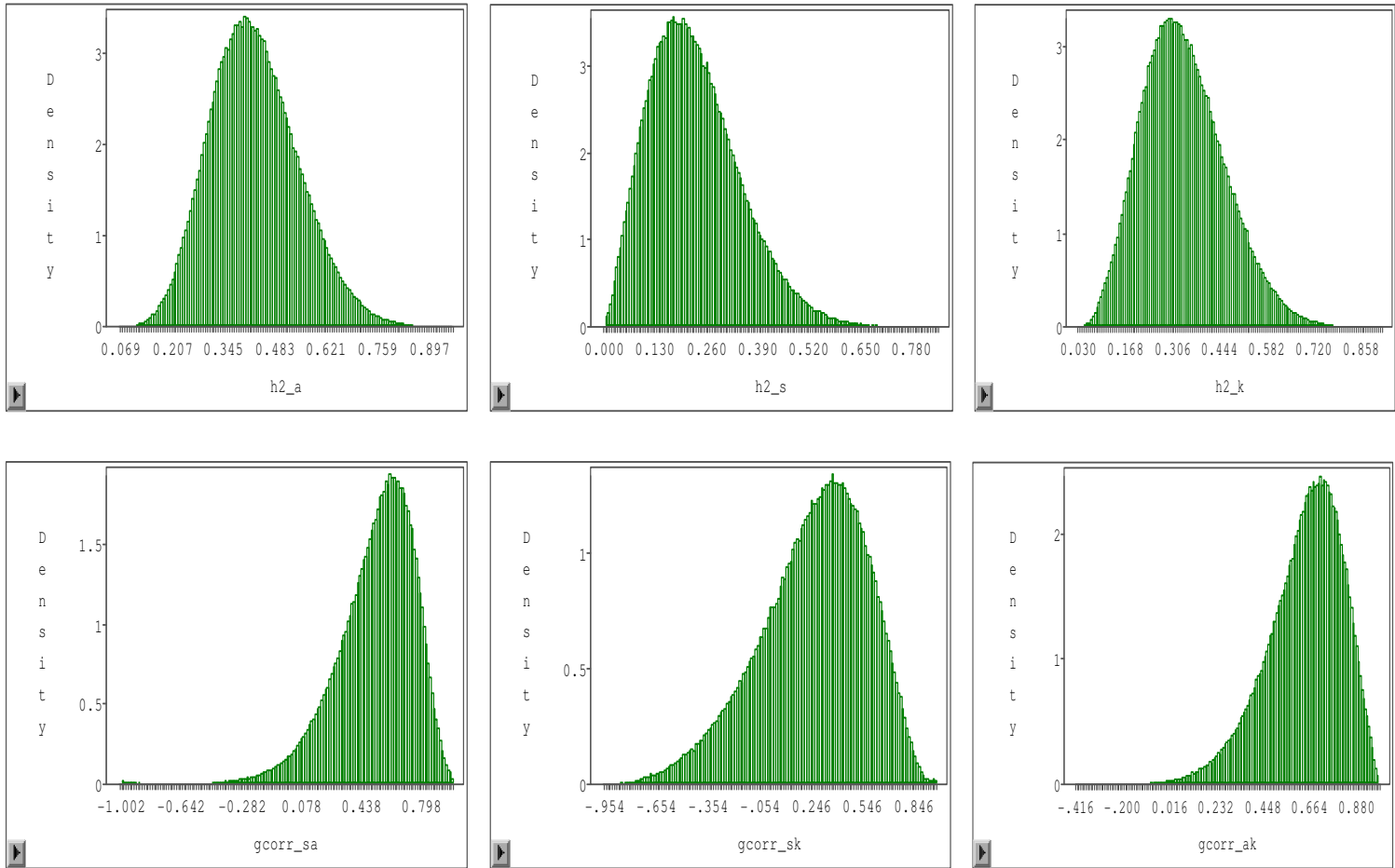
Ek 6. Yumurta sarı, ak ve kabuk ağırlıklarının 30. haftaya ait kalıtım derecelerinin ve genetik korelasyonların posterior yoğunluk grafikleri



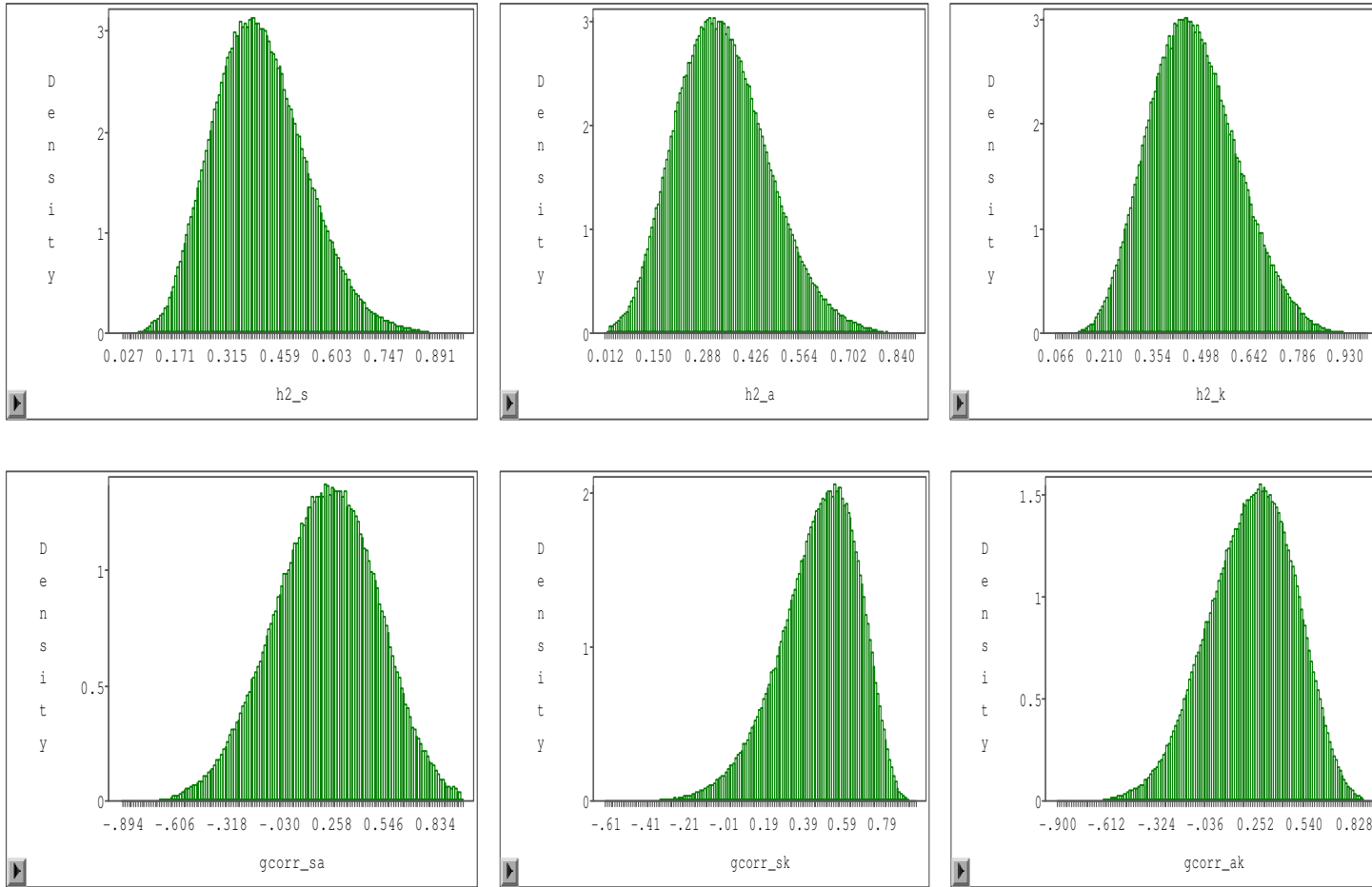
Ek 7. Yumurta sarı, ak ve kabuk ağırlıklarının 34. haftaya ait kalıtım derecelerinin ve genetik korelasyonların posterior yoğunluk grafikleri



Ek 8. Yumurta sarı, ak ve kabuk ağırlıklarının 38. haftaya ait kalıtım derecelerinin ve genetik korelasyonların posterior yoğunluk grafikleri



Ek 9. Yumurta sarı, ak ve kabuk ağırlıklarının 42. haftaya ait kalıtım derecelerinin ve genetik korelasyonların posterior yoğunluk grafikleri



ÖZGEÇMİŞ

KİŞİSEL BİLGİLER

Adı Soyadı : Burcu KURT
Doğum Yeri ve Tarihi : İZMİR/1981

EĞİTİM DURUMU

Lisans Durumu : ADÜ Ziraat Fak. Zootekni Bölümü (mezun)
Yüksek Lisans Durumu : ADÜ Ziraat Fak. Zootekni Bölümü
Bildiği Yabancı Diller : İngilizce

BİLİMSEL FAALİYETLERİ

a) Yayınlar

-SCI
-Diğer

b) Bildiriler

-Uluslararası
-Ulusal

c) Katıldığı Projeler

İŞ DENEYİMİ

Çalıştığı Kurumlar ve Yıl :

İLETİŞİM

E-posta Adresi : burcukrt@yahoo.com

Tarih : 06.08.2007

