

**T.C.
BİNGÖL ÜNİVERSİTESİ
FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ**

**TÜRKİYE'DE KÜLTÜR, MELEZ VE YERLİ SIĞIR IRKLARINA
AİT SÜT VERİMLERİNİN ÇOK DEĞİŞKENLİ VARYANS
ANALİZİ
(MANOVA) İLE İNCELENMESİ**

YÜKSEK LİSANS TEZİ

GAMZE AZAK

ZOOTEKNİ

**TEZ DANIŞMANI
Dr. Öğr. Üyesi Şenol ÇELİK**

BİNGÖL-2018

**T.C.
BİNGÖL ÜNİVERSİTESİ
FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ**

**TÜRKİYE'DE KÜLTÜR, MELEZ VE YERLİ SIĞIR IRKLARINA
AİT SÜT VERİMLERİNİN ÇOK DEĞİŞKENLİ VARYANS
ANALİZİ (MANOVA) İLE İNCELENMESİ**

YÜKSEK LİSANS TEZİ

Gamze AZAK

Enstitü Anabilim Dalı : ZOOTEKNİ

Bu tez 23.11.2018 tarihinde aşağıdaki jüri tarafından oy birliği ile kabul edilmiştir.

**Prof. Dr.
Turgay ŞENGÜL
Jüri Başkanı**

**Prof. Dr.
Ecevit EYDURAN
Üye**

**Dr. Öğr. Üyesi
Şenol ÇELİK
Üye**

Yukarıdaki sonucu onaylarım

**Doç. Dr. Zafer ŞİAR
Enstitü Müdürü**

ÖNSÖZ

Tez çalışmam süresince bana rehber olan ve çalışmalarım sırasında manevi desteğini benden esirgemeyen tez danışmanım Sayın Dr. Öğr. Üyesi Şenol ÇELİK hocama şükranlarımı sunarım. Tez çalışmalarım ve eğitimim boyunca sabır ve metanetle her zaman yanımda olan benim için her türlü fedakârlığı gösteren ve dualarını benden esirgemeyen sevgili annem Ayten AZAK’a, babam Mehmet AZAK’a, kardeşlerim Hatip AZAK ve Şefika AZAK’a teşekkürü bir borç bilirim.

Gamze AZAK

Bingöl 2018

İÇİNDEKİLER

ÖNSÖZ.....	ii
İÇİNDEKİLER.....	iii
SİMGELER VE KISALTMALAR LİSTESİ.....	v
ŞEKİLLER LİSTESİ.....	vi
TABLolar LİSTESİ.....	vii
ÖZET.....	viii
ABSTRACT.....	ix
1. GİRİŞ.....	1
2. KAYNAK ÖZETLERİ.....	5
3. MATERYAL VE YÖNTEM	7
3.1. Materyal	7
3.2. Metot	7
3.2.1. Wilk's Lamba'da	8
3.2.2. Hotelling – Lawley İz İstatistiği (T)	11
3.2.3. Roy'un En Büyük Kök İstatistiği (R)	12
3.2.4. Pillai'nin İz İstatistiği (V)	14
3.3. Normallik Testi	15
3.3.1. Q –Q Nokta Grafik Yöntemi	16
3.2.2. Ki-Kare Uygunluk Testi	17
3.3.3. Çok değişkenli normallik testleri	17
3.4. Bartlett Küresellik Testi	18
3.5. Aykırı Gözlemler	18
3.6. Kovaryans Matrislerinin Homojenlik Testleri.....	19
3.7. Bonferroni Testi	20

3.7. Bonferroni Testi	20
4. BULGULAR VE TARTIŞMA	21
5. SONUÇLAR VE ÖNERİLER	32
KAYNAKLAR	33
ÖZGEÇMİŞ	40

SİMGELER VE KISALTMALAR LİSTESİ

N	: Toplam gözlem sayısı
α	: Hipotez testinde I. tip hata
p	: Çok değişkenli analizde bağımlı değişken sayısı
k	: Çok değişkenli varyans analizinde ortalama vektörleri karşılaştırılacak bağımsız grup sayısı
n	: Gruplarda deney ünitesi sayısı
μ	: Çok değişkenli normal dağılım ($p \times 1$) boyutlu ortalama popülasyon ortalama vektörü
Σ	: Çok değişkenli normal dağılım ($p \times p$) boyutlu ortalama popülasyon kovaryans matrisi
$\bar{X}$	: Çok değişkenli normal dağılımın ($p \times 1$) boyutlu örnek ortalama vektörü
S	: Çok değişkenli normal dağılımın ($p \times p$) boyutlu örnek kovaryans matrisi
g_i	: i.sınıfta gözlenen birim sayısı (gözlenen frekanslar)
t_i	: i.sınıfta beklenen birim sayısı (teorik frekanslar)
R	: Sınıf sayısı
G.A.K.O	: Gruplar arası kareler ortalaması
G.A.K.T	: Gruplar arası kareler toplamı
G.İ.K.O	: Gruplar içi kareler ortalaması
G.İ.K.T	: Gruplar içi kareler toplamı
MANOVA	: Çok değişkenli varyans analizi
sd	: Serbestlik derecesi

ŞEKİLLER LİSTESİ

Şekil 4.1.	Normallik testinde aykırı gözlemler tespit edilmesine ait grafikler	21
Şekil 4.2.	Yeni gözlemlerden oluşan normallik testlerinden Q-Q Plot ve aykırı değerlere ait grafikler	23

TABLÖLAR LİSTESİ

Tablo 3.1.	Wilks Λ istatistiğinin, $\min(p, k-1) \leq 2$ olduğu özel durumlardaki dağılımı	10
Tablo 4.1.	Kovaryans matrislerinin eşitliğinin Box's M Testi	22
Tablo 4.2.	Grupların kovaryans matrislerinin eşitliğinin Box's M Testi	24
Tablo 4.3.	Bartlett's küresellik testi	24
Tablo 4.4.	Tanıtıcı istatistikler	25
Tablo 4.5.	MANOVA testi sonuçları	26
Tablo 4.6.	Bonferroni testi sonuçları	27
Tablo 4.6.	(Devam): Bonferroni testi sonuçları	28
Tablo 4.6.	(Devam): Bonferroni testi sonuçları	29

TÜRKİYE'DE KÜLTÜR, MELEZ VE YERLİ SIĞIR IRKLARINA AİT SÜT VERİMLERİNİN ÇOK DEĞİŞKENLİ VARYANS ANALİZİ (MANOVA) İLE İNCELENMESİ

ÖZET

Bu çalışmada, Türkiye'deki melez, kültür ve yerli sığır ırklarına ait 2015 yılı süt verimlerinin 7 coğrafi bölgeye göre sığır ırklarının süt verimlerinin çok değişkenli varyans analizi (MANOVA) ile incelenmesi amaçlanmıştır.

Çalışmada, MANOVA testi için kullanılan Pillai's Trace, Wilks' Lambda, Hotelling's Trace ve Roy's Largest Root istatistiklerinin değerleri sırasıyla; 0,522, 0,546, 0,711 ve 0,490 elde edilirken, bu istatistiklere karşılık gelen F değerleri sırasıyla 2,422, 2,518, 2,594 ve 5,634 bulunmuştur. Melez, kültür ırkı ve yerli sığırların yıllık süt verim ortalamaları sırasıyla 3776,355, 2692,803 ve 1311,513 kg olarak saptanmıştır.

MANOVA testi sonucunda, süt verimi bakımından bölgeler arası farklılık kültür ırkı ve yerli sığırlarda önemsiz iken, melez sığırlarda istatistiksel olarak önemli bulunmuştur ($P<0,001$). Bonferroni testi, melez sığırlardaki süt verimi farklılığının Doğu Anadolu-Ege, Doğu Anadolu-Marmara, Güneydoğu Anadolu-Ege ve Güneydoğu Anadolu-Marmara bölgeleri arasındaki verim farklılığından kaynaklandığını ortaya koymuştur.

Anahtar kelimeler: MANOVA testi, sığır ırkları, süt verimi, coğrafi bölge.

INVESTIGATION OF MILK YIELD FROM CULTURAL, CROSS-BRED AND NATIVE CATTLE BREEDS IN TURKEY BY MULTIVARIATE ANALYSIS OF VARIANCE (MANOVA)

ABSTRACT

In this study, it was aimed to examine milk yield from cultural, cross-bred, and native cattle breeds in seven geographical regions of Turkey through multivariate analysis of variance (MANOVA).

The values of Pillai's Trace, Wilks' Lambda, Hotelling's Trace and Roy's Largest Root statistics used for the MANOVA test were 0.522, 0.546, 0.711 and 0.490, respectively. The corresponding F values for these statistics were found to be 2.422, 2.518, 2.594 and 5.634, respectively. Annually milk yield averages of cultural, and native cattle breeds were found to be 3776.355, 2692.803 and 1311.513 kg, respectively.

As a result of the MANOVA test, the difference in milk yield between the regions was not significant for cultural and native cattle breeds, whereas a significant difference was found in cross breed cattle ($P < 0.001$). As a result of the Bonferroni test, it was found that the milk yield difference in crossbred cattle was due to the difference in yield between Eastern Anatolia-Aegean, Eastern Anatolia-Marmara, Southeast Anatolia-Aegean and Southeast Anatolia-Marmara regions.

Keywords: MANOVA test, cattle breeds, milk yield, geographical region.

1. GİRİŞ

Hayvansal ürünlerin üretimi ve bu üretimden kişi başına düşen tüketim seviyesi ülkelerin kalkınmışlık seviyesini belirlemede kullanılan göstergelerden birisidir (Şapdeniz 1993). Hayvansal ürünler içerisinde en önemlilerden birisi de süttür. Süt, gittikçe artan dünya nüfusunun protein ihtiyacının karşılanabilmesi ve insanların yeterli ve dengeli beslenebilmesinde yeri doldurulamayacak bir gıdadır. Süt ayrıca, biyolojik değeri yüksek, kalsiyum, fosfor ve vitaminler bakımından zengin bir protein içerikli olup, insanların ihtiyaç duyduğu besin öğelerini belirli bir denge içinde taşıyan önemli bir besin maddesidir. Günümüzde süt tüketimi her yaştaki nüfusun beslenmesinde büyük önem taşımaktadır. Süt, insan beslenmesinde çok önemli olmasına karşın, Türkiye'deki birey başına düşen süt üretimi yıldan yıla artış gösterse de, henüz yeterli düzeyde değildir. (Akman 2016).

Türkiye hayvansal üretimi arttırma açısından coğrafi konumu ve arazi yapısı itibarıyla önemli bir hayvancılık potansiyeline sahiptir. Ancak, ülkemiz hayvan varlığı bakımından dünyada ilk sıralarda yer alsa da hayvan başına elde edilen verim bakımından istenen düzeyde değildir. Bu nedenle, Türkiye’de yapılan çalışmalar hayvan sayısını arttırmaktan ziyade, hayvan başına elde edilen verimi arttırmaya yöneliktir (Yaylak 2003). Cumhuriyet döneminde yerli ırkların ıslah edilmesi amacıyla, yurt dışından kültür ırkı sığırlar ithal edilmeye başlanmıştır. Cumhuriyet döneminden bugüne kadar sığır ithaline devam edilmiş ve mevcut sığır popülasyonunun %88’ini, kültür ırkları ve melez ırklar oluşturmaktadır. Mevcut sığır popülasyonu içinde yerli ırklarda sürekli bir azalma görülürken, melez sığır sayısında hızlı bir artış meydana gelmiştir. Türkiye’de sığırlardan sağlanan süt verimini arttırmak için yapılan çalışmalarda 1958 yılından itibaren kültür ırkı sığır yetiştiriciliğine önem verilmiştir (Kumlu ve Akman 1999). Türkiye’de sığır başına verim düzeyinin arttırılması için yerli sığırların ıslahında genellikle Jersey, Esmer ırk, Simmental ve Siyah Alaca ırkları kullanılmıştır.

Süt sığırcılığında uzun ömürlülük bütün verim değerlerini etkileyen önemli bir niteliktir. Yetiştirilen sığırların damızlıkta kullanma sürelerinin olabildiğince fazla olması istenir. Damızlıkta kullanma süresinin uzamasıyla daha sonraki laktasyonlarda ineğin fiziki kapasitesi ve verimi artacaktır (Fritzche 1980). Üretime bağlı ayıklama yapmak sürünün ortalama verimini ve sürü yenileme maliyetini yükseltir (Van Randen ve Wiggans 1995). Sürü ömrünün kalıtım derecesi düşük olduğu için genetik ilerleme daha zordur (Jairath vd 1998). Süt sığırcılığının Türkiye'deki gelişim süreci, süt üretiminde kullanılan hayvan ırkı ve buna bağlı ıslah çalışmaları ile doğrudan alakalıdır. Çünkü üretimde kullanılan tekniğin yanı sıra, hayvan materyalinin ırk özellikleri elde edilen verimde önemli bir paya sahiptir.

Türkiye'de süt sığırcılığı alanında yapılan çalışmalar, süt üretiminde sağlanan artışlara, çevre ve genotip faktörlerinin etkisi ile bu faktörlerin ağırlık düzeyi önemli bir yer tutmuştur (Alpan ve Arpacık 1998). Sığırlarda süt verimini hayvanın genotipi ve uygun çevre koşulları olmak üzere iki faktör etkilemektedir (Tuncel 1994). Genetik bakımından süt verim kabiliyetinin yükseltilmesi için yetiştirme metotları ve seleksiyondan yararlanılmaktadır. Çevresel faktörler ise uzun süreli ve günlük değişimlere yol açacak niteliklere sahiptir.

Doğan (2003), çalışmasında sığırlarda süt verimini en çok etkileyen faktörlerin sırasıyla 55-74 günlük kuruda kalma süresi ve ilk sıfat yaşı olduğunu bildirmiştir.

İneklerde doğumdan sonra süt salgısının başladığı andan ineğin kuruya çıkarıldığı ana kadar geçen 305 günlük döneme laktasyon denir. Laktasyon döneminden doğuma kadar geçen sürede sağım yapılmaz ve hayvan kuruya çıkartılır. Kuru dönem ise süt sağımının durdurulmasından doğuma kadar geçen süredir. Bu süre ise, yaklaşık olarak 45-60 günlük süreyi kapsayan dönemdir (Tuncer 2006).

Yaş, ırk, canlı ağırlık, laktasyon dönemi, günlük sağım sayısı, beslenme, çevre ısısı, buzağılama mevsimi, kuruda kalma süresi, hastalıklar ve egzersizler ineklerde süt verimini etkileyen faktörlerdir (URL-1).

Siyah Alaca sığırların 305 gün süt verimi ile ilgili bazı çalışmalarda; Türkyılmaz vd (2005), 544 baş hayvanda ortalama 6491 kg, Sattar vd (2005), 499 baş hayvanda ortalama 2772 kg, Tekerli ve Gündoğan (2005), 525 baş hayvanda ortalama 6404 kg süt verimi sağlandığını bildirmişlerdir. Khattab vd (2005) Mısır'da 2095 baş hayvanda ortalama 4746 kg, Makgahlela vd (2007) Güney Afrika'da 4112 baş hayvanda ortalama 8695 kg, Hashemi ve Nayeboor (2008) İran'da 19885 baş hayvanda ortalama 5123 kg, Bakır vd (2009) Balıkesir Tahirova TİM'de 1302 baş hayvanda ortalama 6810 kg, Şahin ve Ulutaş (2010) Ankara Polatlı TİM'de 536 baş hayvanda ortalama 6976 kg, Oudah ve Zainab (2010) Mısır'da 1011 baş hayvanda ortalama 2737 kg, Keskin ve Boztepe (2011) Konya Karapınar 105 baş hayvanda ortalama 5997 kg süt üretildiğini belirtmişlerdir.

Pirzada (2011) İngiltere'de 10768 baş hayvanda ortalama 7743 kg, Duru vd (2012) Bursa ilinde 597 baş hayvanda ortalama 6010 kg, Yousefi-Golverdi vd (2012) İran'da 1128 baş hayvanda ortalama 5662 kg, Bastin vd (2013) Belçika'da 52147 baş hayvanda ortalama 8851 kg, Boğakşayan ve Bakır (2013) Ceylanpınar TİM'de 1935 baş hayvanda ortalama 5673 kg, Irano vd (2014) Brezilya'da yetiştirilen 5090 baş hayvanda ortalama 9001 kg, Kheirabadi ve Alijani (2014) İran'da yetiştirilen 763505 baş hayvanda ortalama 9059 kg süt üretimi sağlanmıştır.

TÜİK verileri incelendiğinde, Türkiye'de sığır sayısı 1981 yılında 15,981,000 adetle en fazla sayıda iken bu değer 2015 yılında 13,994,071 olmuştur. Bu durum geçmişte büyükbaş hayvan sayısı bakımından önemli bir potansiyele sahip olan Türkiye'nin bu potansiyelin sonraki dönemlerde düştüğünü göstermektedir. 2015 yılı istatistiklerine göre Türkiye'de üretilen yıllık 18,654,682 ton sütün 16,933,520'si (%90,77) sığırlardan sağlanmıştır (TÜİK 2015). Bu durumda sığır sütü en fazla paya sahip olduğu için önemi artmaktadır.

Sığırlardan elde edilen süt miktarı %4,19 oranında yerli, %35,29 oranında melez ve %60,53 oranında kültür ırklardandır. Sığırlardan sağlanan ortalama yıllık süt verimi yerli ırklardan 1307 kg, melezlerin 2723 kg, kültür ırklarının 3861 kg ve genel olarak 3143 kg düzeylerinde olmuştur (TÜİK 2017).

FAO 2014 yılı istatistiklerine göre, dünyada toplam sığır sayısı 1,482,144,415 adettir. Türkiye ise, 14,122,847 adet sığır üretimi ile dünyada 21. sıradadır. Dünyada en fazla sığır yetiştiriciliği 212,343,932 adet olarak Brezilya'da yapılmaktadır. Hindistan 187,000,000 adetle 2. ve Çin 117,409,587 adetle 3. sırada yer almaktadır. FAO 2013 yılı istatistiklerine göre, dünyada sığır sütü miktarı 638,175,895 tondur. Dünya ülkeler sıralamasında 2013 yılında Amerika Birleşik Devletleri 91,271,058 ton sığır sütü üretimi ile ilk sırada, Hindistan 60,600,000 ton ile 2. ve Çin 35,670,002 ton ile 3. sıradadır. Türkiye ise 16,655,009 tonluk sığır sütü üretimi ile dünyada 9. sırada yer almaktadır. Bu bilgiler Türkiye'nin sığır sütü üretiminde önemli konumda olduğunu göstermektedir. Süt veriminde Türkiye Avrupa Birliğine yakın bir değerdedir. Bu değer oluşmasına yüksek verime sahip kültür ırkı sığırların kullanılması ve teknoloji kullanımının artması neden olmuştur.

Bu çalışma, Türkiye'de 7 coğrafi bölgede yetiştirilen yerli, melez ve kültür ırkı sığırların süt verimi incelemek ve yıllık ortalama süt veriminin bölgelere göre değişimini analiz etmek amacıyla yapılmıştır.

2. KAYNAK ÖZETLERİ

Süt verimine ilişkin yapılmış bazı çalışmalar aşağıda özetlenmiştir.

Ergel (1996), Ankara Üniversitesi Ziraat Fakültesi Zootečni Bölümü Sığırcılık İşletmesi'nde yetiştirilen 26 baş Siyah-Alaca ineğin süt verim ortalamasını 5445 kg olarak bulmuştur.

Erkuş vd (1996), Tekirdağ ilinde ithal ve kültür melezi sığırlar ile yapılan süt sığırcılığı etkinliklerini araştırmışlardır. Araştırma neticesinde, ithal damızlık sığırlarla süt sığırcılığında birim hayvan başına gayri safi üretim değerini, kültür melezine göre %29,47 oranında daha fazla olarak saptamışlardır.

Uzmay vd (1998) Ege Bölgesi'nde Türk-Anafı Projesine bağlı Siyah-Alaca sığır yetiştiriciliği yapılan işletmelerde, İtalya'dan gelen inekler ile Türkiye'de doğan ineklerin 4738 laktasyon kaydını değerlendirerek laktasyon süt verimi ortalamasını Türkiye'de doğan sığırlar için 6569 kg, İtalya'dan gelen sığırlar için 6749 kg olarak hesaplamış, bu iki gruba ait süt verim özellikleri arasındaki farklılığın istatistik yöntemlerle önemli bulunduğunu tespit etmişlerdir.

Günlü vd (2001), Afyon ili süt sığırcılık işletmelerinde yapmış oldukları çalışmada hayvan başına günlük ortalama süt verimini 13,9 kg olarak saptamışlardır.

Koç (2001), Siyah-Alaca süt sığırlarının 1989-1996 yılları arasındaki verim denetimi kayıtlarından 458 baş ineğin 1314 laktasyon kaydından 305 günlük süt verimi ortalamasını 7291 kg olarak bildirmiştir.

Ünalan ve Cebeci (2004) Siyah-Alaca sürüsünde yaptıkları çalışmalarında, 1990–1997 yılları arasında doğum yapan 1816 baş inekten elde edilen toplam 3484 adet süt verim kaydı kullanmışlardır. Çalışmada, 1., 2. ve 3. laktasyon sıraları için laktasyon süreleri

sırasıyla 305,6 gün, 300,5 gün, 303,6 gün, 305 günlük süt verimi ortalamaları ise sırasıyla 5046,3 kg, 5175,8 kg ve 5268,2 kg olarak hesaplanmıştır.

Yaylak (2003) İzmir'in Ödemiş İlçesi'nde 17 işletmede yetiştirilen 696 baş Siyah-Alaca ineğin 305 gün süt verim ortalamasını 6697 kg olarak bulmuştur. Duru (2005) yürüttüğü çalışmada Siyah Alaca sığırlarda 305 günlük süt verimini 6010,3 kg olarak bulmuştur.

Koç vd (2005), sekiz farklı süt sığırı işletmesinde yetiştirilen 157 baş Siyah-Alaca ineğe ait laktasyon süresi, laktasyon süt verimi ve 305 günlük süt verimi ortalamalarını sırasıyla 348,6 gün, 6732,8 kg ve 5591,9 kg olarak hesaplamışlardır.

Çerçi (2006) Aydın İli Damızlık Sığır Yetiştiriciliği Birliği'ne yetiştirilen 10 farklı işletmedeki 311 baş Siyah-Alaca ineğin laktasyon kaydından 305 günlük süt verim ortalamasını 6218 kg olarak hesaplamıştır.

Penesa vd (2010) 305 günlük dönemde 26,9-78,8 aylık buzağılama yaşına sahip melez sığırlarda ortalama süt verimini 6002-7423 kg olarak saptamışlardır.

Bir diğer çalışmada, 305 günlük dönemde ortalama süt verimi 5807,83 kg, buzağılama mevsiminde ise ilkbahar, yaz, sonbahar ve kış mevsimlerinde sırasıyla 5608,62, 5213,73, 5713,69 ve 5827,63 kg olarak bildirilmiştir (M'hamdi 2012).

3. MATERYAL VE METOT

3.1. Materyal

Çalışmanın materyalini, Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK)'nin web sitesinden alınan 2015 yılında Türkiye'de illere ait yerli, melez ve kültür ırkı sığırların sayıları ve bu sığırlardan sağılan süt miktarı oluşturmuştur (URL-2). Bu çalışmada 7 coğrafi bölgeye ait illere göre sağılan süt miktarı, sağılan hayvan sayısına bölünerek yıllık ortalama süt verimi hesaplanmıştır. Hesaplanan değerler yerli, melez ve kültür ırkları için ayrı ayrı belirlenerek analiz edilmiştir.

3.2. Metot

Çok değişkenli varyans analizi, grup sayısı 3 veya daha fazla olan her bir grupta 2 ve daha fazla bağımlı değişken olması halinde uygulanmaktadır. Diğer bir ifadeyle ikiden çok grubun (k sayıda) ortalama vektörleri karşılaştırılmaktadır (Alpar 2011). MANOVA modeli için k adet popülasyonun ortalama vektörünün karşılaştırılması,

$$Y_{ijk} = \mu + \alpha_{ij} + \varepsilon_{ijk} \quad (3.1)$$

şeklindedir (Johnson ve Wichern 2007). Burada; Y_{ijk} : i. popülasyonda j. değişkenin k. gözlem değeri, α_{ij} : i. popülasyonda j. değişkenin etkisi, ε_{ijk} : i. popülasyonda j. değişkenin k. gözlemindeki hata değeridir.

Hata terimleri (ε_{ijk} 'lar) birbirinden bağımsız, ortalamaları sıfır ve kovaryans matrisi Σ olan normal dağılıma sahiptir (Jeremy 1974). $\bar{x}_i$: i. grubun ortalama vektörü, $\bar{x}$: Genel ortalama vektörü, n_i : i. gruptaki gözlem sayısı, S_i : i. grubun varyans kovaryans vektörü

$$B = \sum_{i=1}^k n_i (\bar{x}_i - \bar{x}) (\bar{x}_i - \bar{x})' \quad (3.2)$$

$$W = \sum_{i=1}^k (n_i - 1) S_i \quad (3.3)$$

olmak üzere BW^{-1} matrisinin özdeğerleri λ_i 'lerdir.

Roy'un en büyük kök test istatistiği λ_i lerin en büyük değeridir.

Lawley-Hotelling trace (iz) testi

$$T_0^2 = \sum_{i=1}^s \lambda_i \quad (3.4)$$

Pillai's Trace (iz) istatistiği

$$T = \sum_{i=1}^s \lambda_i / (1 + \lambda_i) \quad (3.5)$$

olarak hesaplanır (Lehmann 1986). Burada s özdeğer sayısını ifade etmektedir. Wilks Lambda istatistiği Rao (1973) tarafından geliştirilmiş olup,

$$\Lambda = \prod_{i=1}^s 1 / (1 + \lambda_i) \quad (3.6)$$

şeklinde ifade edilmektedir.

3.2.1. Wilks Lamba'da

Çok değişkenli varyans analizi (MANOVA)'nin uygulanabilmesi için yapılması gerekli çok önemli varsayımlardan biri varyanskovaryans matrislerinin homojenliğidir. Bu da 'Box's M' testi ile tespit edilir.

$$M = \sum_{i=1}^k (n_i - 1) \ln|S| - \sum_{i=1}^k (n_i - 1) \ln|S_i| \quad (3.7)$$

şeklindeki Box's M istatistiği için, S ortak kovaryans matrisi, S_i ise her bir grubun kovaryans matrisidir (Özdamar 2013). Çoklu karşılaştırma için Bonferoni yaklaşımıyla ilgili ikili karşılaştırmalar yapılarak eşanlı güven aralıkları oluşturulur (Hsu 1996; Everitt

2001). Çok deęişkenli analizde, H_0 hipotezinin test edilmesinde kullanılan birden fazla test istatistięi vardır. Bu test istatistikleri içinde en çok kullanılan ve bilinen ilk kez deęişken sayısı 1, 2 olduęunda F daęılımı gösteren Wilks Lambda test istatistięi ařaęıdaki gibi hesaplanmaktadır.

Wilks Lamda test istatistięi;

Test deęişkenli F istatistięinin hesaplanmasında kullanılan (3.8) nolu eřitlik

$$1 + \frac{G.A.K.O}{G.I.K.O} \quad (3.8)$$

řeklinde yazılarak ve tersi alınarak çok deęişkenli B ve W matrisleri için dzenlendięinde;

$$\frac{1}{1 + \frac{G.A.K.O}{G.I.K.O}} = \frac{1}{1 + \frac{B}{W}} = \frac{|W|}{|B+W|} = \Lambda \quad (3.9)$$

elde edilir. Buradaki Λ istatistięi Wilks Lambda istatistięi olarak adlandırılır.

Bu oran çok deęişkenli varyans analizinde; tek deęişkenli varyans analizde kullanılan F istatistięinin yerini kullanır ve 0 ile 1 arasında deęer alır. Eęer grup etkisi yoksa, $B=0$ ise Λ deęeri 1'dir. Buna göre Λ 'nın 1'e yakın deęer aldıęı zaman H_0 hipotezi kabul edilir. Eęer B matrisi W matrisne göre büyük ise Λ deęeri sıfır (0)'a yaklařır. Bu durumlarda H_0 hipotezi reddedilir. Tek deęişkenli varyans analizinde olduęu gibi çok deęişkenli varyans analizinde de Λ ile T^2 arasında bir iliřki vardır.

$k=2$ olduęu durumda;

$$\Lambda = \frac{1}{1 + \frac{T^2}{N-k}} \quad (3.10)$$

dir. $k=2$ iken, Λ ve T^2 istatistikleri; p ve N-p-1 serbestlik dereceli F daęılımı gösterir. $p=1$ olduęunda ise,

$$\Lambda = \frac{1}{1 + B/W} = \frac{B}{W} \frac{N-k}{k-1} = F \quad (3.11)$$

olduğu görülür.

$p > 2$ ve $k > 3$ olduğunda durumlarda Λ 'ın dağılımı oldukça karmaşıktır. Λ 'nın dağılımı hakkında en iyi yaklaşım Rao tarafından geliştirilmiş olan F yaklaşımıdır. Bu yaklaşım p ve $k-1$ 'in sırasıyla 1 ve 2 olduğu durumlarda gerçek F dağılımı göstermektedir.

Wilks Λ istatistiğinin, $\min(p, k-1) \leq 2$ olduğu özel durumlarda gerçek F dağılımları Tablo 3.1'de verilmiştir (Johnson ve Wichern 2007).

Tablo 3 .1. Wilks Λ istatistiğinin, $\min(p, k-1) \leq 2$ olduğu özel durumlardaki dağılımı

Değişken sayısı	Grup sayısı	Wilks Λ istatistiğinin dağılımı
$p=1$	$k \geq 2$	$\left(\frac{\sum_{j=1}^k (n_j - k)}{k-1} \right) \left(\frac{1-\lambda^*}{\lambda^*} \right) \sim F_{(k-1), \sum (n_j - k)}$
$p=2$	$k \geq 2$	$\frac{\sum (n_j - k - 1)}{k-1} \left(\frac{1 - \sqrt{\Lambda}}{\sqrt{\Lambda}} \right) F_{2(k-1), 2 \cdot \sum (n_j - k)}$
$p \geq 1$	$K=2$	$\left(\frac{\sum (n_j - p - 1)}{p} \right) \left(\frac{1 - \Lambda}{\Lambda} \right) \sim F_{p, \sum n_j - p-1}$
$p \geq 1$	$K=3$	$\left(\frac{\sum (n_j - p - 2)}{p} \right) \left(\frac{1 - \Lambda}{\Lambda} \right) F_{2p, 2 \sum n_j - p-2}$

Eğer örnek genişlikleri büyük ise ($n \geq 20$), Brarttlet (1937) tarafından yapılan çalışmalar sonucunda Λ 'ın χ^2 dağılımı gösterdiği bildirilmektedir (Johnson ve Wichern 2007). Çoklu karşılaştırmayı gerçekleştirmek için Bonferoni yöntemiyle ilgili ikili karşılaştırmaları yapan eşanlı güven aralıkları oluşturulur. $\sum_{j=1}^k n_j = N$ büyük ise

$$-\left(N - 1 - \frac{p+k}{2}\right) l_n \Lambda^* = -\left(N - 1 - \frac{p+k}{2}\right) l_n \left(\frac{|W|}{|W+B|} \right) \sim \chi_{P(k-1)}^2 \quad (3.12)$$

dağılımı gösterir.

Tablo 3.1'in dışındaki durumlar için SAS, SPSS, MINITAB gibi istatistik paket programlarında da Wilks Λ istatistiğinin Rao (1973) tarafından geliştirilen ve yaklaşık F dağılımı gösteren eşitlikleri kullanılmaktadır (Stevens 1986).

Bu eşitlikler aşağıda verilmiştir.

$$\Lambda = \frac{\det(W)}{\det(B+W)} F_{\Lambda} = \frac{1-\Lambda^{1/S}}{\Lambda^{1/S}} \frac{f_2}{f_1} \quad (3.13)$$

$$F_{\Lambda} \sim F_{\alpha, f_1, f_2} \quad (3.14)$$

$$f_1 = p(k-1) \text{ ve } f_2 = M.S - \frac{p(k-1)}{2} + 1 \quad (3.15)$$

$$M = N - 1 - (p+k)/2 \quad (3.16)$$

Eğer $p=1$ ya da $k=2$ ise $S=1$ 'dir. Diğer durumlarda;

$$S = \sqrt{\frac{p^2(k-1)^2 - 4}{p^2 + (k-1)^2 - 5}} \quad (3.17)$$

Çok değişkenli varyans analizinde $k>2$ olduğu durumlarda B ve W matrislerinden yararlanılarak hesaplanan birden fazla test kriteri vardır.

3.2.2. Hotelling-Lawley İz İstatistiği (T)

Lawley ve Hotelling (1938) tarafından geliştirilen bu istatistik; BW^{-1} matrisinin köşegen elemanlarının toplamından elde edilmektedir (Seber 1984).

$T^2_0 = \text{tr}(BW^{-1})$ u istatistiğin en çok kullanılan yaklaşımları F ve Ki-kare'dir.

$$F_{HL} = T^2_0 \frac{p(N-k-p-1)+2}{p^2(k-1)} \quad (3.18)$$

Hesaplanan bu istatistik $p(k-1)$ ve $p(N-k-p-1)+2$ serbestlik dereceli F dağılımı gösterir dağılımı $s=1$ için gerçek F dağılımı gösterir. Büyük N değerler için bu istatistiğin $p(k-1)$ serbestlik derecesine sahip ki-kare dağılımı gösterdiği bilinmektedir (Kotz ve Johnson 1985).

Wilks Lambda ve Hotelling-Lawley iz istatistikleri büyük örnek genişliklerinde güç bakımından karşılaştırılmış, hatanın serbestlik derecesi >100 olduğu durumlarda bu iki istatistiğin güçlerinin ancak ikinci ondalık basamakta fark edildiği bildirilmiştir (Morrison 1976). Buna eşdeğer olarak bu istatistiğin Wilks Λ istatistiğine oldukça yakın F değerleri verdiği ve bu istatistiğin yerine çoğunlukla Wilks Λ 'nın tercih edildiği bilinmektedir (URL-3). Bu istatistik ile Hotelling T^2 arasında da bir ilişki vardır. Grup sayısı $k=2$ için, N =toplam gözlem sayısı olmak üzere;

$$T^2 = (N - 2)T_0^2 \quad (3.19)$$

istatistiği hesaplanır.

3.2.3. Roy'un En Büyük Kök İstatistiği (R)

W^{-1} matrisi çok değişkenli Beta dağılımını göstermektedir. Bu matrisin özdeğerleri λ_i ; $1 < \lambda_1 < \lambda_2 < \dots < \lambda_p < 0$ şeklinde olup bu özdeğerlere ait test istatistiklerine bileşim-kesişim (union-intersection) tabanlı istatistik denilmektedir (Tatlıdil 2002). P tane değişkenin doğrusal bileşimi;

$$x = a_1x_1 + a_2x_2 + \dots + a_px_p \quad (3.20)$$

olsun. Bu doğrusal bileşene göre

$$F = \frac{GAKT}{GİKT} \frac{N-k}{k-1} \quad (3.21)$$

Değerinin H_0 hipotezini reddedebilmek için maksimum olması istenir. F'i maksimum yapacak a vektörü BW^{-1} matrisinin en büyük öz değerine aittir. BW^{-1} matrisinin özdeğerlerin en büyüğüne eşit olan bu istatistik;

$$R = \sum_{i=1}^p \max \lambda_i \quad (3.22)$$

olarak ifade edilir.

R istatistiği, $p=1$ olduğu durumda gerçek F dağılımı gösterir. Bunun dışındaki durumlarda tam bir dağılımı yoktur.

Rao (1952) yaptığı hesaplamalarda H_0 hipotezinin doğru olduğu durumlarda Wilks Lambda ve Hotelling-Lawley istatistiklerinin H_0 hipotezini %5 düzeyinde reddettiğini ancak R istatistiğinin H_0 hipotezini %15 düzeyinde reddettiğini bildirmiştir (Kotz ve Johnson 1988).

Bu istatistik için hipotez kontrollerinde θ_{max} istatistiğine göre Heck (1960) tarafından yayınlanan, istenen $\alpha=0,01, 0,025, 0,05$ ve $0,10$ düzeylerine göre;

$$S=\min(p, (k-1)), m=\frac{1}{2}(|p-(k-1)|-1), n=\frac{1}{2}(n-k-p-1) \quad (3.23)$$

olmak üzere; S, m ve n değerlerine göre hazırlanmış grafiklerdeki üst limit F değerleri kullanılmaktadır.

$$\theta_{max} = \frac{\lambda_{max}}{1+\lambda_{max}} \quad (3.24)$$

olarak ifade edilmektedir. θ_{max} aynı zamanda $B(B+W)^{-1}$ matrisinin en büyük özdeğeridir. Heck (1960) tarafından yayınlanan bu grafikler oldukça sınırlı s değerleri için ($s=1,2,3,4,5$) için geçerlidir (Harris 1975). Bu grafikler Pillai (1967) tarafından tablolara dönüştürülmüş ve $s=20$ 'ye kadar genişletilmiştir (Kotz ve Johnson 1998).

R istatistiğinin üst limit kritik F değerleri için çalışmalar devam etmektedir (Lutz 1999). Hesaplanan üst limitin algoritmaları vardır (Harris 1975). Bu algoritmalarda da farklı yaklaşımlar söz konusudur. Bu yaklaşımlar detaylı olarak Kotz ve Johnson (1988)'da verilmiştir.

MINITAB istatistik paket programı R istatistiğinin F yaklaşımını ve olasılığını hesaplamadan sadece değerini vererek Heck grafiklerinin kullanılmasını önermektedir (MINITAB 1993). R istatistiğinin üst limit F tablo değerleri; IMSL, SPSS VE SAS paket programları tarafından hesaplanabilmektedir. Bu programlar r istatistiğini F dağılımına dönüştürmekte fakat hesapladıkları F değerinin üst limit olduğunu buna karşılık hesaplanan olasılık değerinin alt limit olduğunu bildirmektedirler (IMSL 1994; SPSS 1999). Bu F dönüşümüne ait hesaplamalar aşağıda verilmiştir.

$R = \text{maksimum}(p, k-1)$ olmak üzere;

$$F_R = R \frac{N-r-1}{r} \quad (3.25)$$

olarak hesaplanan bu üst limit F değeri için $f_1 = r$ ve $f_2 = N - r - 1$ serbestlik dereceli F dağılımından yararlanılmaktadır (SPSS 1999).

3.2.4. Pillai'nin İz İstatistiği (V)

Pillai (1955), $p=2$ ve $\alpha=0.05$ için Wilks Lamda (W), Hotelling, Lawley Trace (T) ve Roy'un en büyük kök (R) istatistiklerini güç bakımından karşılaştırmış, Roy'un R istatistiğinin güç olarak en zayıf istatistik olduğunu saptamıştır (Morrison 1976). Pillai, bunun üzerine R istatistiğini geliştirerek, sadece en büyük özdeğeri kullanmak yerine tüm özdeğerleri kullanan ve $B(B+W)^{-1}$ matrisinin köşegen elemanlarının toplamından oluşan bir istatistik sunmuştur. Pillai (1955), R istatistiğinin en düşük güce sahip olmasına karşılık bu yeni istatistiğin diğerleri arasında en yüksek güç değerine sahip olduğunu bildirmiştir (Morrison 1976). Bu istatistik;

$V = \text{tr}(B(B+W)^{-1})$ şeklinde gösterilir. V istatistiğinin F yaklaşımı;

$s = \min(p, (k-1))$, $m = \frac{1}{2}(|p-(k-1)|-1)$, $n = \frac{1}{2}(n-k-p-1)$ olmak üzere;

$$F_v = \frac{V}{s-v} \frac{2n+s+1}{2m+s+1} F_v \quad (3.26)$$

İstatistiği $f_1 = 2(2m + s + 1)$ ve $f_2 = 2(2n + s + 1)$ serbestlik dereceli F dağılımı gösterir. Dağılım $s=1$ için tam F dağılımıdır (IMSL 1994). V istatistiğinin çok değişkenli varyans analizinde bu şartlar yerine gelmediği durumlarda, özellikle kovaryans matrislerinin heterojen olduğu ve gruplardaki örnek genişliklerinin farklı olduğu durumlarda diğer test istatistiklerine göre daha robust olduğu birçok çalışmada belirtilmektedir (Seber 1984; Walker 1998).

MANOVA'nın uygulanabilmesi için gerekli bazı varsayımlar vardır. Bu varsayımlardan biri, bağımlı değişkenler arasında çoklu doğrusal bir bağlantının olmamasıdır.

MANOVA'nın gerçekleştirilebilmesi için bağımlı değişkenler birbirleriyle ilişkili olmalıdır (Field 2005; Leechvd 2005). Aksi halde bağımlı değişkenler arasındaki korelasyon katsayılarının yüksek olması (0,80 veya 0,90 gibi) durumu (Pallant 2005) MANOVA testi için uygun olmaz (Akbulut 2010).

MANOVA'nın uygulanabilmesi için varyans kovaryans matrislerinin homojenliği karşılanması gereken bir başka önemli varsayımdır. Bu varsayımın geçerliliği "*Box's M*" testi ile tespit edilmektedir. Box's M testi istatistiksel olarak anlamlı değil sevaryans-kovaryans matrislerinin homojenlik varsayımı sağlanmıştır. Eğer "*Box's M*" testinin anlamlı olması bu varsayımın sağlanmadığını göstermektedir. Box's M testinin anlamlılığı araştırmadaki katılımcı sayısından önemli ölçüde etkilendiğinden ve katılımcı sayısının fazla olduğu araştırmalarda Box's M testidaha kolay anlamlı çıkacağından (Tabachnick ve Fidell 2007) bu test için anlamlılık ölçütünün 0,025, 0,01 (Mertler ve Vannatta 2010) veya 0,001 (Pallant 2005) olarak alınması önerilmektedir.

MANOVA'nın uygulanabilmesi için istenilen diğer önemli varsayım ise verilerin normal dağılım özelliği göstermesidir. Normal dağılıma uygunluk için Q-Q Nokta grafik yöntemi, çeyreklikler arası fark yöntemi Ki-kare uygunluk, Kolmogorov-Simirnov uygunluk, Lilliefors ve Shapiro-Wilk normallik testleri gibi testler geliştirilmiştir.

3.3. Normallik Testleri

Parametrik yöntemler verilerin normal dağıldığını varsayar. Bu yüzden normallik testleri istatistikte önemli bir yere sahiptir ve çok fazla sayıda metot kullanılmıştır. Parametrik testlerin uygulanabilmesi için, varyans analizinin şartlarından biri olan gözlemlerin normal dağılım şartının yerine gelmesi gerekmektedir. Normal dağılımın şartı; gözlemlerin denemede üzerinde durduğumuz özellik bakımından normal dağılım gösteriyor olması demektir. Bu gözlemler ölçmek, tartmak veya herhangi bir şekilde analiz etmek suretiyle elde edilirler. Bu yaklaşımla elde edilen gözlemlerin hemen hemen hepsi normal dağılımı andıran bir görünüm vermesine rağmen bazı özelliklerin gösterdiği dağılımlar normal dağılıma benzememektedir.

Üzerinde durulan özelliğin normal dağılım gösterip göstermediği ya daha önceden özellikle konuyla ilgili yapılmış araştırmalardan ya da araştıracının bizzat kendisi tarafından yapılan ön denemelerle belirlenebilir. Dağılımın normal olup olmadığı grafiksel ve istatistik analiz yöntemleri ile belirlenebilir. Elde edilen verilerin histogramının çizilmesi ya da normal olasılık grafiğinin çizilmesi ile dağılımın normalden sapıp saptığı anlaşılabılır. Yani, grafiksel yöntemlerle normalden sapmanın şekli ve büyüklüğü hakkında bir ön fikir edinilebilir. Ancak, söz konusu sapmanın dağılımın normal olarak kabul edilmemesi için önemli bir sapma olup olmadığının belirlenmesi mümkün olamamaktadır. Bu durum ise elde edilen verilerin normal dağılım gösterip göstermediklerinin belirlenmesinde hipotez testi yapılmasını gerektirir. Yani verilerin normal dağılıma uyup uymadıkları hakkında grafiksel yöntemlerle edinilen izlenimin istatistik yöntemlerle de test edilmesi gerekir. Normal dağılıma uygunluk testlerinden bazıları aşağıda özetlenmiştir.

3.3.1. Q-Q Nokta Grafik Yöntemi

Q-Q nokta grafik yöntemi, bir veri setinin normal dağılıma uygunluğunu belirler. Eğer grafikteki noktalar, bir doğru etrafında kümelenmemişler ise normallik varsayımı sağlanmamıştır. Normallikten sapmalar olduğunda dönüşüm yapılarak dağılımın normal dağılıma uygunluğu sağlanabilir. Gözlem sayısı 20 veya daha fazla olduğunda Q-Q nokta grafik yöntemi iyi sonuç vermektedir. Bu yöntem aşağıdaki adımlarda yapılır.

- a) Bir veri kümesindeki gözlem değerleri küçükten büyüğe doğru sıralanır.
- b) Her bir gözlem değerine ait sırasıyla

$$p_i = \frac{i - 0.5}{n} \quad n \neq 0 \quad (3.27)$$

şeklindeki yüzdelik hesaplanır. Burada i gözlem değeri, n gözlem sayısıdır.

- c) p_i yüzdeliğine karşılık gelen standart normal değerler z tablosundan bulunur.

d) Gözlem değerleri (x_i) , yüzdelik değerleri p_i 'ye karşılık gelen z_i değerleri (x_i, z_i) çiftlerine ait nokta grafiği çizilir ve nokta dağılımının bir doğru üzerinde olup olmadığı incelenir. Grafikteki nokta dağılımı bir doğru üzerinde ise veriler normal dağılım gösterir (Johnson ve Wichern 1997).

3.3.2. Ki-Kare Uygunluk Testi

Ki-kare uygunluk testi bir veri kümesinin normal dağılıma uygun olup olmadığını belirlemek için kullanılır. Gözlemlenen değerler kullanılarak bilinmeyen parametreler tahmin edilir. Parametrelerin tahmini yapılırsa beklenen frekanslar tanımlanır.

$H_0 : F(x) = F_0(x)$ (Normal olasılık yoğunluk fonksiyonu dağılıma uygundur).

$H_1 : F(x) \neq F_0(x)$ (Normal olasılık yoğunluk fonksiyonu dağılıma uygun değildir)

şeklindeki hipotezlerin testi yapılır.

Ki-kare test istatistiği:

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^r \frac{(g_i - t_i)^2}{t_i} \quad (3.28)$$

formülü ile hesaplanır. Burada;

g_i : i. sınıfta gözlenen birim sayısıdır yani gözlenen frekanslar.

t_i : i. sınıfta beklenen birim sayısıdır yani teorik frekanslar.

r : Sınıf sayısı olmaktadır.

Test istatistiği H_0 kabul edildiğinde $r-1-k$ serbestlik dereceli ki-kare dağılım gösterir.

Burada k tahmin edilen parametre sayısıdır (Chiang 2003). Hesaplanan ki-kare test değeri α anlam düzeyinde ve $r-1-k$ serbestlik dereceli ki-kare tablo değerinden küçükse veriler normal dağılıma uygundur.

3.3.3. Çok Değişkenli Normallik Testleri

Çok değişkenli dağılımlarda, sıralanmış uzaklıklar olan $m_i^2 (i=1, 2, \dots, n)$ ile $\chi_{p;(i-0,5)/n}^2$ değerlerine ait saçılım grafiği düz bir çizgi oluşturursa veriler çok değişkenli normal dağılım gösterir. Kısaca $m_1^2 \leq m_2^2 \leq \dots \leq m_n^2$ değerlerine karşılık gelen $\chi_{p;(1-0,5)/n}^2, \chi_{p;(2-0,5)/n}^2, \dots, \chi_{p;(n-0,5)/n}^2$ değerleri saçılım grafiğinde bir doğru üzerinde olmalıdır.

Çok değişkenli normal dağılımı belirlemek için diğer bir yöntem de χ^2 dağılımıdır. Bu yöntemde göre m_i^2 değerlerinin %50'den fazlası $\chi_{p;(0,5)}^2$ değerinden büyükse dağılımın normal olmadığı veya m_i^2 değerlerinin %50'den fazlası $\chi_{p;(0,5)}^2$ değerinden küçükse dağılımın normal olduğu anlaşılır (Alpar 2011). Burada m_i^2 ifadesi Mahalanobis uzaklığıdır. Veriler normal dağılıma uymuyorsa bazı dönüşümler uygulanır. Bu dönüşümler mutlak büyüklükler için karekök, logaritmik veya hiperbolik, oranlar için logit (p) veya arcsin (x), korelasyonlar için ise Fisher Z dönüşümüdür (Johsnon ve Wichern 2002; Albayrak 2006).

3.4. Bartlett Küresellik Testi

Bartlett küresellik testi χ^2 dağılışı kullanılarak yapılan bir testtir. Bartlett's testi değişkenler arası ilişki gücünü ölçer. Bu test H_0 'ı belirler. Bartlett's testte (Barlett's test of sphericity) $p < 0,05$ olmalıdır. Önemlilik değeri (p) 0,05'in altındaysa H_0 reddedilir bu da korelasyon matrisinin özdeş bir matris olmadığı anlamına gelir. Eğer tabloda Bartlett değeri $\rightarrow p < 0,001$ ise bu ilerleyebileceğimizi gösterir. Bu çalışmada yapılan analizle Küresellik testi (Bartlett's test of sphericity) sonucunda Approx $\chi^2=53,611$ ve $p < 0,01$ olduğundan anlamlıdır ve MANOVA testi uygulanabilir.

3.5. Aykırı Gözlemler

Bazı çalışmalarda, ortalamaya göre farklı bir veya birden fazla gözlem değeri verilerin normal dağılımdan uzaklaşmasına sebep olabilir. Verilerin normal dağılıma uygunluğunu tespit etmek için yapılan istatistik testler genellikle gözlemlerin tek etkilerini belirlemekten ziyade tamamı dikkate alınarak hesaplanır. Gözlemlerin içerisindeki aykırı gözlem sıfır hipotezinin ret edilmesi gerekirken kabul edilmesine neden olabilir. Bu yüzden bir veri seti içerisinde sonuca önemli ölçüde tesir eden aykırı değerlerin belirlenmesi son derece önemlidir.

Birçok istatistiksel analiz yöntemi verilerin normal dağılım varsayımını sağlamak amacıyla geliştirilmiştir. Bu nedenle asıl analizlere geçmeden önce verilere ait normallik testlerinin yapılması gerekir (Bek ve Efe 1987; Akdeniz 1998).

Dağılışının normal olması beklenen veri setlerinin normal dağılım göstermemesi durumunda aykırı gözlemlerin olması ilk düşünülen nedenlerden biridir (Alpar 2011). Bu çalışmada aykırı gözlemlerin belirlenmesi amacıyla kullanılan bazı istatistik yöntemleri incelenmiştir. Aykırı gözlemler, veri setinin ortalamasından uzakta olan gözlemler olarak da ifade edilir. Bu değerler, bir veya daha fazla olabilir. Bu değerler, verilerin standart sapmasını arttırır, dağılımın şeklini değiştirebilir ve istatistiksel karar süreci sonucunda hatalı kararlar verilmesine neden olabilirler.

Aykırı değeri tespit etmek için standart sapma yöntemi, Box-Plot yöntemi, Dixon testi, Nalimov testi, Rosner testi, Discordance testi, Weisberg t testi, Grubbs T testi, Tietjen-Moore testi ve Walsh testi gibi çeşitli yöntemler geliştirilmiştir. Bu çalışmada Box-Plot yöntemi kullanılmıştır. Bu yöntemde değerlerin %25'inin başladığı sınır 1. çeyrek ve %75'inin başladığı sınır 3. çeyrek olmak üzere çeyreklikler arası genişlik değeri (IQR) hesaplanır. Bu değer kullanılarak alt ve üst sınırlar belirlenir (Walfish 2006).

$IQR = 3. \text{Kartil} - 1. \text{Kartil}$

$\text{Üst sınır} = 3. \text{Kartil} + 3/2 IQR$

$\text{Alt sınır} = 1. \text{Kartil} - 3/2 IQR$ (3.29)

bu sınırların dışında yer alan değerler aykırı değerdir.

Bu çalışmada Çok Değişkenli Varyans Analizi (MANOVA) için gerekli varsayımlardan verilerin normal dağılım ve kovaryans matrislerin homojenliği testleri yapılmıştır. Normallik testinde aykırı gözlemler tespit edilmiştir (Şekil 1). Kovaryans matrislerin eşitliğinde Box's Testi yapılmıştır.

3.6. Kovaryans Matrislerinin Homojenlik Testleri

Kovaryans matrisinin eşitliğinden söz etmek için bağımlı değişkenler için varyans eşitliğinin sağlanması gerekir. Box's testi kullanılarak gruplar arası varyans-kovaryans değerleri karşılaştırılır. Box's test sonucu elde edilen p değeri 0,05'ten büyük olduğunda varyans-kovaryans eşitliği söz konusudur. Varyans-kovaryans matrislerinin homojenliğinin testi için Box's M testinden faydalanılır. Box's M testi anlamlı olduğunda

örneklem mevcudu yeterince büyükse, varyans-kovaryans matrislerinin log determinantları incelenebilir. Eğer log determinantlar benzer ise Box's M testi göz ardı edilerek işlemlere devam edilebilir. Varyans-kovaryans matrisleri homojen değilse ve örneklem büyüklükleri eşit ve yeterli değilse, değişken dönüşümlerinden faydalanılır. Eğer temel amaç sınıflama farklı ise farklı varyans-kovaryans matrislerini kullanmak veya 21 örneklem büyüklüğü yeterli ve normal dağılım olduğunda karesel ayırma fonksiyonunu kullanmak ya da örneklem büyüklüğü yetersiz ve normal dağılım olmadığında parametrik olmayan istatistik yöntemlerinden faydalanılır.

3.7. Bonferroni Testi

Çoklu karşılaştırma için Bonferoni yaklaşımıyla ilgili ikili karşılaştırmaları gerçekleştiren eşanlı güven aralıkları oluşturulur (Hsu 1996; Everitt 2001).

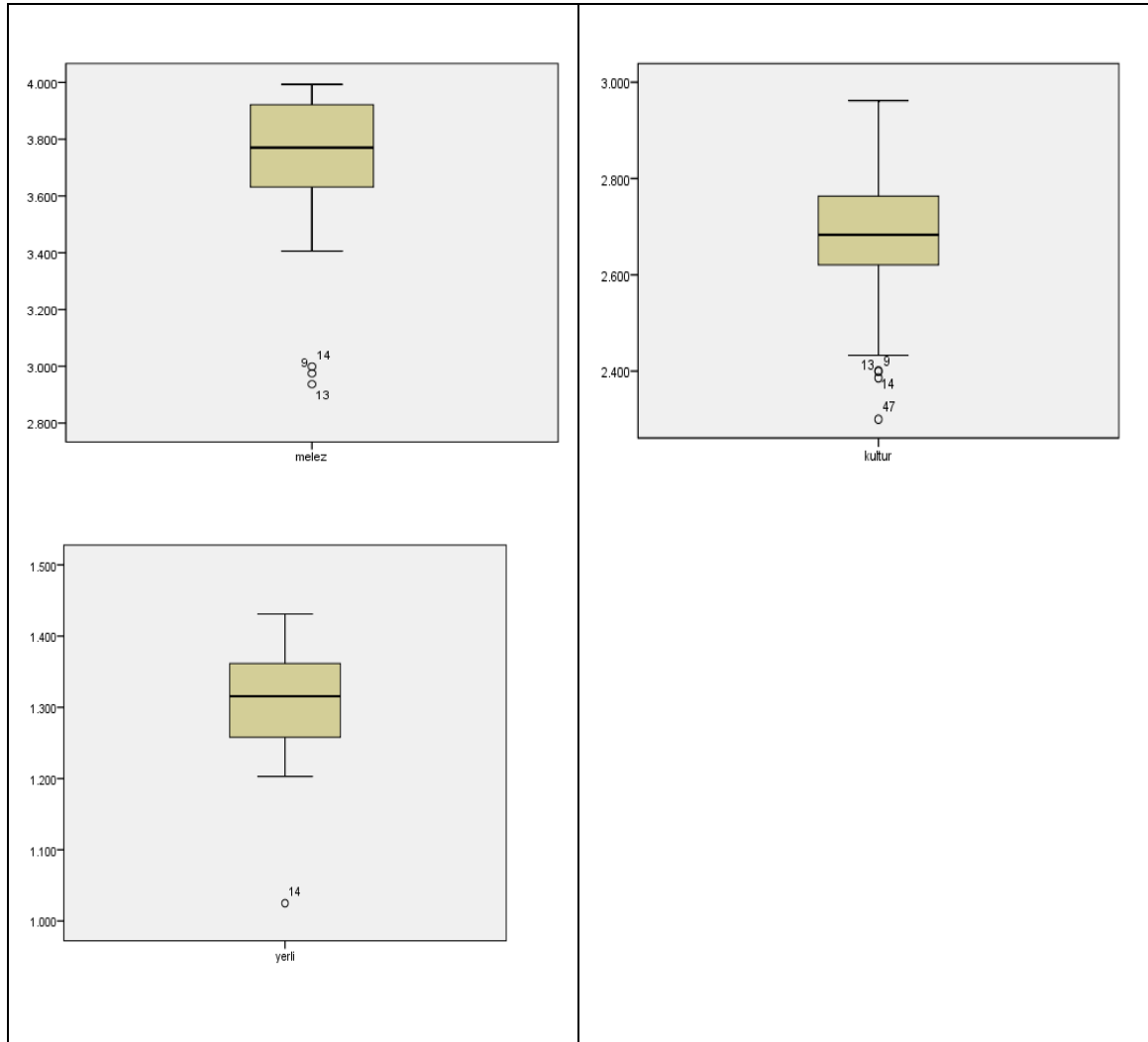
Bonferroni testi k adet gruba ait varyanslarının türdeş olduğu durumlarda k adet ortalamanın ikili karşılaştırmalarını ya da ortalamaları gruplayarak ağırlıklı olarak birbirleri ile karşılaştırmayı sağlayan bir testtir. Tek Yönlü Varyans Analizi Bonferroni testte ikili çiftler için arasındaki karşılaştırmalar için kullanılan test istatistiği,

$$t' = \frac{\bar{Y}_i - \bar{Y}_l}{\sqrt{\frac{2HKO}{n}}} \quad (3.30)$$

şeklindedir. Burada i ve l karşılaştırılacak iki grubu göstermektedir. t istatistiğinin önemliliği Dunn olasılık tablosuna göre belirlenir. Verilerin analiz edilmesinde ve değerlendirilmesinde SPSS 23.0 paket programı kullanılmıştır.

4. BULGULAR VE TARTIŞMA

Çok Değişkenli Varyans Analizi (MANOVA) için gerekli varsayımlardan verilerin normal dağılışı ve kovaryans matrislerin homojenliği testi yapılmıştır. Normallik testinde aykırı gözlemler tespit edilmiştir (Şekil 1). Kovaryans matrislerin eşitliğinde Box's Testi yapılmıştır.



Şekil 4.1. Verilerin aykırı gözlem grafiği

Şekil 4.1'de görüldüğü gibi, melez, kültür ve yerli sığır ırklarının süt miktarı verilerinin normal dağılım göstermediği görülmüştür. Melez grubunda 9, 13 ve 14. değerler, kültür grubunda 9,13, 14 ve 47. değerler, yerli grubunda ise 14. değer aykırı değerlerdir. Tablo 1'den Box's M Testi sonucunda Box's M=74,391, F=1,779 ve $p<0,01$ olduğundan kovaryans matrislerin homojen olmadığı görülmektedir.

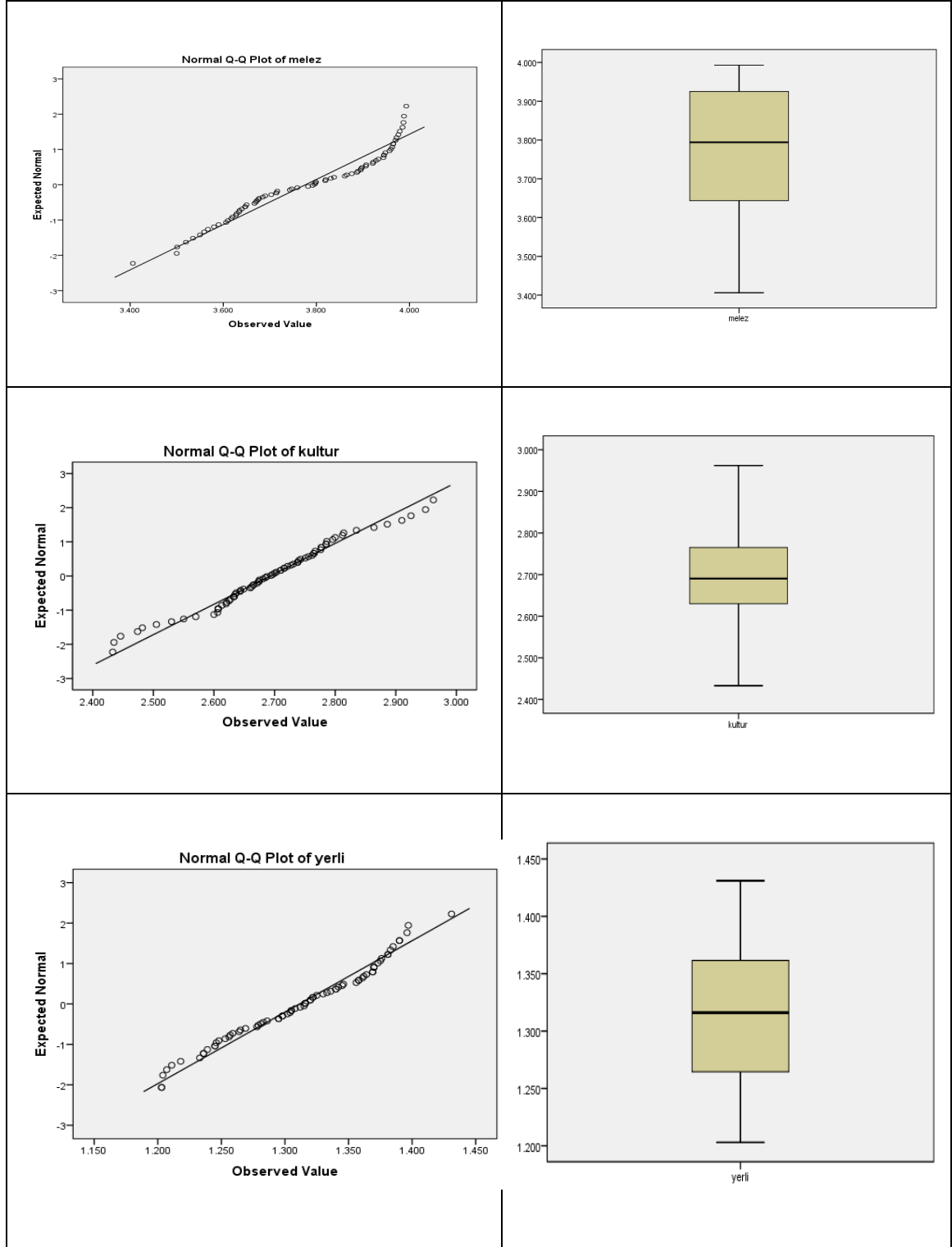
Tablo 4.1. Kovaryans matrislerin eşitliğinin Box'sM Testi

Box's M	74,391
F	1,779
sd1	36
sd2	5667,462
p	0,003

sd: Serbestlik derecesi

Bu sonuçlardan sonra 9., 13., 14., ve 47. aykırı değerleri normalliği bozduğundan gözlem değerlerinden çıkarılarak yeniden analiz yapılmıştır. Sözü edilen değerler Bingöl, Bitlis, Hakkâri ve Bartın illerine aittir. Bu durumda Kilis, Bingöl, Bitlis, Hakkâri ve Bartın illeri araştırma kapsamı dışında olup, 76 il üzerinden araştırma yapılmıştır. Yeni gözlemlerden oluşan normallik testlerinden Q-Q Plot ve aykırı değerlere ait grafikler Şekil 2'de verilmiştir.

Şekil 4.2'den, melez, kültür ve yerli sığır ırklarına süt miktarı verilerinin Q-Q Plot grafiğine göre normal dağılım gösterdiği görülmüştür. Dolayısıyla aykırı değer sorunu ortadan kalkmıştır.



Şekil 4.2. Q-Q Normal dağılım ve aykırı gözlemler grafikleri

Bu aşamadan sonra MANOVA testini uygulamak amacıyla bu veriler için kovaryans matrislerin homojenliği testi Tablo 4.2’de ve küresellik testi ise Tablo 4.3’te sunulmuştur.

Tablo 4.2. Grupların kovaryans matrislerinin eşitliğinin Box's Testi

Box's M	57,000
F	1,356
sd1	36
sd2	5677,983
p	0,076

$$H_0: \Sigma_1 = \Sigma_2 = \Sigma_3$$

H_1 : Grup ortalamalarından en az biri diğerlerinden farklı

$p=0,076 > \alpha:0,05$ olduğu için H_0 red edilemez. Yani; grup kovaryans matrisleri eşittir. Bu nedenle MANOVA yapılabilir. Tablo 4.2'de Box's $M=57$, $F=1,356$ ve $p>0,05$ olduğundan kovaryans matrisleri homojendir. Tablo 4.3'te küresellik testi kontrol edilir.

Tablo 4.3. Bartlett's Küresellik testi

Likelihood Ratio	0,000
Approx. Chi-Square	53,611
sd	5
P	0,000

Tablo 4.3'teki Bartlett's Küresellik testi sonucunda Approx $\chi^2=53,611$ ve $p<0,01$ olduğundan MANOVA testi uygulanabilir. Tablo 4.4'te tanıtıcı istatistikler verilmiştir.

Tablo 4.4. Tanıtıcı istatistikler

	Bölge	$\bar{X}$	S_x	$S_{\bar{x}}$	N
Melez	Doğu Anadolu	3670,273	100,480	41,039	11
	Güneydoğu Anadolu	3677,625	119,105	48,122	8
	Marmara	3889,182	79,625	41,039	11
	Ege	3926,750	64,913	48,122	8
	Karadeniz	3743,412	147,847	33,011	17
	İç Anadolu	3796,154	186,853	37,750	13
	Akdeniz	3753,250	175,830	48,122	8
	Genel	3776,355	156,156		76
Kültür	Doğu Anadolu	2715,182	153,598	34,018	11
	Güneydoğu Anadolu	2624,250	104,321	39,890	8
	Marmara	2699,818	137,858	34,018	11
	Ege	2736,000	71,544	39,890	8
	Karadeniz	2693,235	113,509	27,364	17
	İç Anadolu	2673,385	85,381	31,292	13
	Akdeniz	2708,375	81,703	39,890	8
	Genel	2692,803	112,176		76
Yerli	Doğu Anadolu	1343,455	26,170	16,306	11
	Güneydoğu Anadolu	1281,375	64,790	19,120	8
	Marmara	1298,000	47,862	16,306	11
	Ege	1294,250	64,107	19,120	8
	Karadeniz	1324,000	53,120	13,116	17
	İç Anadolu	1329,077	60,632	14,999	13
	Akdeniz	1278,500	59,320	19,120	8
	Genel	1311,513	56,576		76

$\bar{X}$: Ortalama, S_x : Standart sapma, $S_{\bar{x}}$: Standart hata

Tanıtıcı istatistik tablosunu incelendiğinde, melez, kültür ve yerli sığır ırklarına ait süt verimlerinin bölgelere göre farklılık gösterdiği görülmektedir.

Melez ırklardan en yüksek süt verimi Ege bölgesi iken en düşük süt verimi Doğu Anadolu Bölgesi, kültür ırklardan en yüksek süt verimi Ege Bölgesi iken en düşük süt verimi Güneydoğu Anadolu Bölgesi, yerli ırklardan en yüksek süt verimi Doğu Anadolu Bölgesi iken en düşük süt verimi Akdeniz Bölgesi olduğu saptanmıştır. MANOVA testi sonuçları Tablo 5'te olduğu gibidir.

Tablo 4.5. MANOVA testi sonuçları

Etki		Değer	F	Hipotez sd	Hata sd	p	Testin gücü
Bölge	Pillai's Trace	0,522	2,422	18	207	0,001	0,993
	Wilks' Lambda	0,546	2,518	18	190	0,001	0,991
	Hotelling's Trace	0,711	2,594	18	197	0,001	0,996
	Roy's Largest Root	0,490	5,634	6	69	0,001	0,995

sd: Serbestlik derecesi

$$H_0: \mu_1 = \mu_2 = \mu_3$$

H_1 : Grup ortalamalarından en az biri diğerlerinden farklı

$p = \text{Sig}: 0,001 < \alpha: 0,005$ olduğu için H_0 reddedilir.

MANOVA testi sonuçları incelendiğinde, Pillai's Trace, Wilks' Lambda, Hotelling's Trace ve Roy's Largest Root testleri sonuçlarına göre, 3 değişik ırktaki (yerli, melez ve kültür ırkları) sığırlardan sağlanan süt miktarları bölgelere önemli farklılık göstermiştir ($p < 0,01$) (Yani; grup ortalama vektörleri önemli derecede farklıdır). Yani;

Pillai's Trace istatistiğine göre $F=2,422$, $P=0,001$

Wilks' Lambda istatistiğine göre $F=2,518$, $P=0,001$

Hotelling's Trace istatistiğine göre $F=2,594$, $P=0,001$

Roy's Largest Root istatistiğine göre $F=5,694$, $P=0,001$

Ayrıca testin gücü değerleri çok yüksek çıkmıştır. Testin gücü sonuçları Pillai's Trace, Wilks' Lambda, Hotelling's Trace ve Roy's Largest Root testlerine göre sırasıyla %99,3, %99,1, %99,6 ve %99,5 olarak bulunmuştur. Genel olarak %80'lik güç değerine karşılık gelen minimum tekerrür sayısı uygundur (Mendes 2013). Bu durumda yapılan istatistik analizlerin uygun olduğu anlaşılmaktadır.

Her bir ırktaki süt veriminin hangi bölgeler arasında farklılık oluşturduğu çoklu karşılaştırma testlerinden Bonferroni testi kullanılarak saptanmıştır. Bonferroni testi sonuçları Tablo 4.6’da verilmiştir.

Tablo 4.6. Bonferroni testi sonuçları

Grup	Bölge		Ortalamalar farkı (I-J)	Std. Hata	P
Melez	Doğu Anadolu	Güneydoğu Anadolu	-7,352	63,245	1,000
		Marmara	-218,909*	58,037	0,007
		Ege	-256,477*	63,245	0,003
		Karadeniz	-73,139	52,668	1,000
		İç Anadolu	-125,881	55,760	0,570
		Akdeniz	-82,977	63,245	1,000
	Güneydoğu Anadolu	Marmara	-211,557*	63,245	0,028
		Ege	-249,125*	68,055	0,010
		Karadeniz	-65,787	58,357	1,000
		İç Anadolu	-118,529	61,162	1,000
		Akdeniz	-75,625	68,055	1,000
	Marmara	Ege	-37,568	63,245	1,000
		Karadeniz	145,770	52,668	0,152
		İç Anadolu	93,028	55,760	1,000
		Akdeniz	135,932	63,245	0,738
	Ege	Karadeniz	183,338	58,357	0,052
		İç Anadolu	130,596	61,162	0,762
		Akdeniz	173,500	68,055	0,273
	Karadeniz	İç Anadolu	-52,742	50,148	1,000
		Akdeniz	-9,838	58,357	1,000
	İç Anadolu	Akdeniz	42,904	61,162	1,000

Tablo 4.6. (Devam): Bonferroni testi sonuçları

Grup	Bölge		Ortalamalar farkı (I-J)	Std. Hata	P
Kültür	Doğu Anadolu	Güneydoğu Anadolu	90,932	52,425	1,000
		Marmara	15,364	48,109	1,000
		Ege	-20,818	52,425	1,000
		Karadeniz	21,947	43,658	1,000
		İç Anadolu	41,797	46,221	1,000
		Akdeniz	6,807	52,425	1,000
	Güneydoğu Anadolu	Marmara	-75,568	52,425	1,000
		Ege	-111,750	56,413	1,000
		Karadeniz	-68,985	48,373	1,000
		İç Anadolu	-49,135	50,699	1,000
		Akdeniz	-84,125	56,413	1,000
	Marmara	Ege	-36,182	52,425	1,000
		Karadeniz	6,583	43,658	1,000
		İç Anadolu	26,434	46,221	1,000
		Akdeniz	-8,557	52,425	1,000
	Ege	Karadeniz	42,765	48,373	1,000
		İç Anadolu	62,615	50,699	1,000
		Akdeniz	27,625	56,413	1,000
	Karadeniz	İç Anadolu	19,851	41,569	1,000
		Akdeniz	-15,140	48,373	1,000
	İç Anadolu	Akdeniz	-34,990	50,699	1,000

Tablo 4.6. (Devam): Bonferroni testi sonuçları

Grup	Bölge		Ortalamalar farkı (I-J)	Std. Hata	P
Yerli	Doğu Anadolu	Güneydoğu Anadolu	62,080	25,129	0,335
		Marmara	45,455	23,060	1,000
		Ege	49,205	25,129	1,000
		Karadeniz	19,455	20,927	1,000
		İç Anadolu	14,378	22,155	1,000
		Akdeniz	64,955	25,129	0,249
	Güneydoğu Anadolu	Marmara	-16,625	25,129	1,000
		Ege	-12,875	27,040	1,000
		Karadeniz	-42,625	23,187	1,000
		İç Anadolu	-47,702	24,301	1,000
		Akdeniz	2,875	27,040	1,000
	Marmara	Ege	3,750	25,129	1,000
		Karadeniz	-26,000	20,927	1,000
		İç Anadolu	-31,077	22,155	1,000
		Akdeniz	19,500	25,129	1,000
	Ege	Karadeniz	-29,750	23,187	1,000
		İç Anadolu	-34,827	24,301	1,000
		Akdeniz	15,750	27,040	1,000
	Karadeniz	İç Anadolu	-5,077	19,925	1,000
		Akdeniz	45,500	23,187	1,000
	İç Anadolu	Akdeniz	50,577	24,301	0,864

Bonferroni testine göre, ortalama süt verimi bakımından Melez ırklarda, Doğu Anadolu-Marmara, Doğu Anadolu- Ege, Güneydoğu Anadolu- Marmara ve Güneydoğu Anadolu-Ege bölgeleri arası farklılıklar önemli bulunmuştur ($p<0,05$ ve $p<0,01$). Özetle Ege ve Marmara Bölgelerinde yetiştirilen melez ırklı sığırlardan elde edilen süt verimi diğer bölgelerden çok daha yüksektir. Doğu Anadolu ve Güneydoğu Anadolu Bölgelerinde yetiştirilen melez ırklı sığırlardan sağlanan süt verimi daha düşüktür. En fazla elde edilen

süt verimine sırasıyla Ege ve Marmara bölgelerinde ulaşılmıştır. Türkiye şartlarında melez ırklı sığırlardan daha yüksek verim almak için Ege ve Marmara Bölgelerinin sözü edilen ırk için uygun olduğu görülmüştür.

Kültür ırkı ve yerli ırklarda ortalama süt verimi bakımından bölgeler arası farklılık önemsizdir. Bu durum, süt verimi bakımından Kültür ve Yerli ırkların Türkiye'nin her bölgesinde yetiştirilmeye uygun olduğunu göstermektedir.

Çelik (2015), küçükbaş hayvanlarda süt veriminin bölgelere göre değişimini MANOVA yöntemi ile araştırmıştır. Araştırma sonucunda, Kıl keçisi ve yerli koyunlarda süt verimi bakımından farklılığın bölgelere göre istatistiksel olarak önemli olduğu saptanmıştır. Süt verimi için Kıl keçisinde Doğu Anadolu-Güneydoğu, Marmara, Ege ve Akdeniz, Güneydoğu Anadolu-Marmara, Ege ve Akdeniz, Marmara-Ege, İç Anadolu ve Akdeniz, Ege-Akdeniz, İç Anadolu-Akdeniz ve Akdeniz-Karadeniz Bölgeleri arasında; yerli koyunlarda ise Doğu Anadolu-Güneydoğu Anadolu, Marmara, Ege, İç Anadolu, Akdeniz ve Karadeniz, Güneydoğu Anadolu-Marmara, Ege, İç Anadolu, Akdeniz ve Karadeniz, Marmara-Ege, İç Anadolu, Akdeniz ve Karadeniz, Ege-İç Anadolu, Akdeniz ve Karadeniz ve İç Anadolu-Karadeniz Bölgelerindeki farklılıklar önemli bulunmuştur.

MANOVA analizi ile işçi arılarda ve erkek arılarda gruplar arasındaki farklılıklar araştırılmıştır. İşçi arılarda yapılan MANOVA analizi sonucu kontrol grubu (Kafkas) ve iller bazında tüm gruplar arasındaki fark istatistiki olarak önemli bulunmuştur. Erkek arılarda ise, Çanakkale (G. Ada) ve Kafkas (A. m. caucasica) grupları tüm gruplardan farklı olmuştur. Ancak Edirne, Tekirdağ ve Kırklareli grupları arasındaki farkın istatistiksel olarak önemsiz olduğu görülmüştür (Turan 2011).

Türkiye'deki yerli, melez ve kültür ırklarına ait, 11 kesim özelliği ve 18 karkas özelliği karşılaştırılmış ve MANOVA analizi uygulanmıştır. Kültür ırkları ile yerli ırklar ve melez ırklar arasındaki farklılıklar, kültür ırkları yönünden önemli bulunmuştur (Kızıl ve Aydoğan 2014).

Akman vd (2001) Samsun Gelemen Tarım işletmesinde yetiştirilen 750 baş Siyah Alaca sürüsünde yıllık gerçek süt verimi ve 305 gün süt verimini ortalama olarak sırasıyla

4925,9 kg ve 4564,8 kg olarak tespit etmişlerdir. Bu değerler çalışmamızdaki değerlerden daha yüksek bulunmuştur.

Özçelik ve Arpacık (2000), Bala Tarım İşletmesinde yetiştirilen 65 adet Siyah Alaca ineğin birinci laktasyondan beşinci laktasyona kadar süt verimini sırasıyla; 4653,97, 4785,40, 5003,65, 5520,65 ve 5354,69 kg olarak saptamışlardır. Bu değerler, çalışmamızdaki bulgular ve Akman vd (2001) değerlerden daha yüksek çıkmıştır.

Bakır ve Kaygısız (2003), Alparslan (Muş) Tarım İşletmesindeki 194 baş esmer ineklerin yıllık süt verimini ortalama 3211 kg olarak tespit etmişlerdir. Bahsedilen çalışmada 305 günlük süt verimi ile laktasyon süresi arasındaki genetik korelasyon 0,832 olarak hesaplanmıştır.

Bilgiç ve Alıç (2005) Polatlı Tarım İşletmesi'nde yetiştirilen Siyah Alaca İneklerin bazı süt verim özelliklerini incelemişlerdir. Söz konusu çalışmada 435 baş sığırdan ortalama olarak laktasyon süt verimi ve 305 gün süt verimi sırasıyla 4859,4 ve 4597,3 kg olarak saptanmıştır. Süt verim özelliklerinde yılın etkisi önemli iken, mevsim ve laktasyon sırasının etkisi önemsiz bulunmuştur.

Bu çalışmada, MANOVA yöntemi ile diğer hayvancılık verilerinde yapılmış olan çalışmalar değerlendirilmiştir.

6. SONUÇ VE ÖNERİLER

Bu çalışmada, Türkiye'deki kültür, melez ve yerli sığır ırklarına ait süt verimleri 7 coğrafi bölgeye göre, çok değişkenli varyans analizi (MANOVA) ile incelenmiştir. Yapılan bu çalışmada, 7 grup (bölgeler), 3 bağımlı değişken (ırklar) baz alınarak MANOVA testi uygulanmıştır. Kilis, Bingöl, Bitlis, Hakkâri ve Bartın illeri normallik testi sonucunda gözlem değerlerini bozduğu için araştırma dışında tutulmuştur. 76 il bazında araştırılma yapılmış olup, aykırı değer gözlemi ortadan kaldırılmıştır. Bu aşamadan sonra MANOVA testini uygulamak amacıyla kovaryans matrisleri homojenliği testi ve küresellik testi sunulmuştur. Yapılan test sonucuna göre, $p=0,076 > \alpha=0,05$ olduğu için grup kovaryans matrisleri eşittir. Bartlett's Küresellik testi sonucunda Approx $\chi^2=53,611$ ve $p<0,01$ olduğundan MANOVA testinin çalışılan veri setine uygun olduğu belirlenmiştir. Tanıtıcı istatistik analizi yapılarak melez, kültür ve yerli ırkların süt verimlerinin bölgelere göre değişkenlik gösterdiği görülmüştür. Melez sığırlarda, Ege bölgesinde daha fazla süt verimi saptanırken Doğu Anadolu Bölgesinde en az süt verimi; kültür ırklı sığırlarda, Ege bölgesinde en fazla Güneydoğu Anadolu bölgesinde en az süt verimi; yerli sığır ırklarında en çok süt verimi Doğu Anadolu Bölgesinde iken, en düşük süt verimi Akdeniz Bölgesinde olduğu görülmektedir. Bonferroni testi kullanılarak melez sığırlarda süt verimi farklılığı, Doğu Anadolu-Ege, Doğu Anadolu-Marmara, Güneydoğu Anadolu-Ege, Güneydoğu Anadolu-Marmara bölgeleri arasında önemli bulunmuştur. Kültür ırkı ve yerli sığırlarda süt verimi bakımından bölgeler arası farklılık önemsiz bulunmuştur. Genel olarak, melez ve kültür ırkı sığırlardaki süt veriminin Ege ve Marmara Bölgelerinde, yerli sığırlarda süt veriminin Doğu Anadolu Bölgesi'nde daha fazla olduğu görülmüştür. Çalışmada, istatistik yöntemlerinin uygun olduğu ve gerekli varsayımların sağlandığı görülmüştür. Testin gücü de %80'den büyük çıkarak çok yüksek bulunmuştur. Dolayısıyla MANOVA testinin bu çalışmada güçlü bir analiz olduğu görüldüğü söylenebilir.

KAYNAKLAR

Akman N, Ulutař Z, Etil H, Bięer S (2001) Gelemen tarım iřletmesinde yetiřtirilen siyah alaca sũrũsũnde sũt ve dũl verimi ȳzellikleri. Atatũrk Ŭniversitesi Ziraat Fakũltesi Dergisi 32(2): 173-179

Albayrak AS (2006) Uygulamalı ęok deęiřkenli istatistik teknikleri, Asil Yayın Daęıtım A. ř, Ankara, s. 498

Alpan O, Arpacık R (1998) Sıęır yetiřtiricilięi. İkinci baskı. řahin Matbaası, Ankara

Alpar R (2011) Uygulamalı ęok deęiřkenli istatistiksel yȳntemler. Detay Yayıncılık, Ankara, s. 853

Bakır G, Kaygısız A (2003) Esmer ırk sıęırlarda sũt verim ȳzelliklerine iliřkin genetik yȳnelim unsurlarının ve genetik korelasyonun tahmini. Atatũrk Ŭniversitesi Ziraat Fakũltesi Dergisi 34(4): 327-332

Bakır G, Kaygısız A, ilek S (2009) Milk yield of Holstein cattle reared at Tahirova state farm in Balıkesir province in turkey. Journal of Animal and Veterinary Advances 8(11): 2369-2374

Bastin C, Soyeurt H, Gengler N (2013) Genetic parameters of milk production traits and fatty acid contents in milk for Holstein cows in parity 1–3. J. Anim. Breed. Genet. 130: 118-127

Bek Y, Efe E (1987) Arařtırma deneme metotları 1. .Ŭ. Ziraat Fakũltesi Ofset ve Teksir Atȳyesi, Adana, s. 395

Benli YK (2005) Sektȳrel farklılıkların oranlar űzerinde etkisi. Gazi Ŭniversitesi Endũstriyel Sanatlar Eęitim Fakũltesi Dergisi 14(1): 115-126

Bilgię N, Alıę D (2005) Polatlı tarım iřletmesinde yetiřtirilen siyah alaca ineklerde bazı sũt verim ȳzellikleri. S.Ŭ. Ziraat Fakũltesi Dergisi 19(36): 116-119

Boğokşayan H, Bakır G (2013) Ceylanpınar tarım işletmesinde yetiştirilen siyah alaca sığırların ömür boyu verim performanslarının belirlenmesi. Atatürk Üniversitesi Ziraat Fakültesi Dergisi 44(1): 75-81

Çelik Ş (2015) Investigation milk yield in small ruminants by region in Turkey. International Journal of Innovation Sciences and Research 4(10): 516-519

Çerçi S (2006) Aydın ilinde bazı işletmelerde yetiştirilen siyah-alaca süt sığırlarının süt ve döl verim özellikleri ile dış görünüşlerine göre sınıflandırılması. Adnan Menderes Üniversitesi, Fen Bilimleri Enstitüsü. Yüksek Lisans Tezi, s. 83

Chiang CL (2003) Statistical methods of analysis. World Scientific Publishing Co. Pte. Ltd, 107-19, 349-354

Doğan İ (2003) Holştayn ırkı ineklerde süt verimine etki eden faktörlerin CHAID analizi ile incelenmesi. Ankara Üniversitesi Veteriner Fakültesi Dergisi 50: 65-70

Doormaal BV, Brand P (2003) Analysis of recorded disposal reasons in Canadian Holsteins, Ayrshires Jerseys. http://www.cdn.ca/committees/Sept2002/Analysis_of_Disposal_Reasons.pdf. p 1-4

Duru S (2005) Siyah alaca sığırlarda dış görünüş özelliklerine ait parametre ve damızlık değer tahmini. Uludağ Üniversitesi Doktora Tezi, Bursa, s. 85

Duru S, Kumlu S, Tuncel E (2012) Estimation of variance components and genetic parameters for type traits and milk yield in holstein cattle. Turk. J. Vet. Anim. Sci. 36(6): 585-591

Ergel D (1996) Zootehni bölümü sığircılık işletmesi'ndeki siyah-alaca ineklerde süt verimi ile canlı ağırlık, dış yapı puanı ve bazı vücut ölçüleri arasındaki ilişkiler. Ankara Üniversitesi. Fen Bilimleri Enstitüsü, Zootehni Anabilim Dalı. Yüksek Lisans Tezi, Ankara, s. 90

Erkuş A, Eliçin A, Özçelik A, Turan A, Tanrıvermiş H, Gündoğmuş E (1996) Tekirdağ ili tarım işletmelerinde ithal ve kültür melezi süt sığırları ile üretim yapan işletmelerde süt sığircılığı faaliyetlerinin karşılaştırmalı ekonomik analizi. Türk Ziraat Yüksek Mühendisleri Birliği ve Vakfı Yayınları, No:14, Ankara

Everitt B (2001) Statistics for Psychologists Lawrance Erlbaum Associates, Inc. New Jersey, p. 378

FAO (2013) Food and Agriculture Organization of the United Nations. Livestock Primary Production. (<http://faostat3.fao.org/download/Q/QL/E>)

FAO (2014) Food and Agriculture Organization of the United Nations. Live animal Production (<http://faostat3.fao.org/download/Q/QL/E>)

Fritzsche J (1980) Maßnahmen Zur Erhöhung der Nutzundauer der Kühe. Tierzucht (5): 209-210

Günlü A, İmİK H, Tekerli M (2001) Afyon ili süt sığırcılık işletmelerinin genel özellikleri ile karlılık ve verimlilik analizleri. Lalahan Hayvancılık Araştırma Dergisi 40(2): 1-15

Harris RJ (1975) A Primer of Multivariate Statistical. Academic Press, Inc., New York, p. 332

Hashemi A, Nayeboor M (2008) estimates of genetic and phenotype parameters from milk production in Iran Holstein-Friesian cows. Research Journal of Biological Sciences, 3(6): 678-682

Hsu JC (1996) Multiple Comparisons. CRS Press LLC, New York, p. 277

IMSL (1994) Stat/Library Vol:1. RHPTE/DRHPTE. Visual Numerics, Inc., USA

Irano N, Braga Bignardi A, El Faro L, Luiz Santana M, Lúcia CV, Albuquerque LG (2014) Genetic association between milk yield, stayability and mastitis in holstein cows under tropical conditions. Trop. Anim. Health Prod. 46: 529–535

Jairath L, Dekkers JCM, Schaeffer LR, Liu Z, Burnside EB, Kolstad B (1998) Genetic evaluation for herd life in Canada. J. Dairy Sci. 81: 550-562

Johnson RA, Wichern DW (2007) Applied multivariate statistical analysis. Prentice Hall, Upper Saddle River, USA, p. 773

Keskin İ, Boztepe S (2011) Siyah alaca sığırlarda kısmi süt verimlerinden yararlanılarak 305 günlük süt veriminin tahmini. Tekirdağ Ziraat Fakültesi Dergisi 8(1): 1-7

Khattab AS, Atil H, Badawy L (2005) Variances of direct and maternal genetic effects from milk yield and first calving in a herd of Friesian cattle in Egypt. Arch. Tierz. 48(1): 24-31

Kheirabadi K, Alijani S (2014) Genetic Parameters for milk production and persistency in the Iranian Holstein population by The Multitrait Random Regression Model. Archiv Tierzucht 57(12): 1-12

Kızıl SH, Aydoğan M (2014) Evaluation of Major Cattle Breeds in Turkey for Slaughter and Carcass Traits Using MANOVA and Multidimensional Scaling Technique. Erciyes Üniversitesi Veteriner Fakültesi Dergisi 11(1): 15-22

Koç A (2001) Dalaman TİM’de yetiştirilen siyah-alaca süt sığırlarının döl ve süt verimlerine ilişkin genetik ve fenotipik parametre tahminleri. Adnan Menderes Üniversitesi, Fen Bilimleri Enstitüsü, Doktora Tezi, Aydın, s. 83

Kotz S, Johnson NL (1985) Encyclopedia of Statistical Sciences.Vol:6 John Wiley & Sons, New York, p. 581-591

Kotz S, Johnson NL (1988) Encyclopedia of Statistical Sciences.Vol:8 John Wiley & Sons, New York, p. 529-532

Kumlu S, Akman N (1999) Türkiye damızlık siyah alaca sürülerinde süt ve döl verimi, Lalahan Hayvancılık Araştırma Enstitüsü Dergisi 39(1): 1-15

Lehmann EL (1986) Testing Statistical Hypotheses. Wiley series in probability and mathematical statistics, p. 603

Lutz G (1999) Roy Table: A program for Generating Tables of Critical Values for Roy’s Largest Root Criteria. In press. <http://www.netlib.org/toms/592>

M’hamdi N, Bouallegue M, Frouja S, Ressaissi Y, Kaur Brar S, Ben Hamouda M (2012) Effects of environmental factors on milk yield, lactation length and dry period in Tunisian Holstein cows. Milk Production – An Up-to-Date Overview of Animal Nutrition, Management and Health, Chapter 8: 153-164

Mendeş M (2013) Uygulamalı bilimler için istatistik ve araştırma yöntemleri. Kriter Yayınevi, İstanbul, s. 626

Mertler CA, Vannata RA (2010) Advanced and Multivariate Statistical Methods: Practical Application and Interpretation. Los Angeles: Pyrczak Publishing, p. 348

Morrison FD (1976) Multivariate statistical methods. Mc Graw-hill Book Company. second edition, United States of America, p. 410

MINITAB (1993) Minitab Reference Manual: Release 9 for Windows. Minitab Inc. Lebanon. PA

Oudah EZM, Zainab AK (2010) Genetic evaluation for friesan cattle in Egypt using single-trait animal model. Journal Animal and Poultry Production, Mansoura University, 1(9): 371-381

Özçelik M, Arpacık R (2000) Siyah alaca sığırlarda laktasyon sayısının süt ve döl verimine etkisi. Turk J Vet. Anim. Sci. 24: 39-44

Özdamar K (2013) Paket programlar ile istatistiksel veri analizi. Nisan Kitabevi, Eskişehir, cilt 2, s. 474

Pallant J (2005) SPSS Survival Manual: A Step by Step Guide to Data Analysis Using SPSS for Windows. Australia: Australian Copyright

Penasa M, Lo'pez-Villalobos N, Evans RD, Cromie AR, Dal Zotto R, Cassandro M (2010) Crossbreeding effects on milk yield traits and calving interval in spring-calving dairy cows, Journal of Animal Breeding and Genetics 127: 300-307

Pirzada R (2011) estimation of genetic parameters and variance components of milk traits in holstein-friesian and british-holstein dairy cows. Kafkas Üniversitesi Veteriner Fakültesi Dergisi 17(3): 463-467

Rao CR (1973) Linear Statistical Inference and Its Applications. 2nd. ed. John Wiley & Sons Inc. New York, p. 625

Sattar A, Mirza RH, Niazi AAK, Laitf M (2005) Productive and reproductive performance of Holstein-Friesian Cows in Pakistan. Pakistan Vet. J. 25(2): 75-81

Seber GAF (1984) Multivariate Observations. John Wiley & Sons, Inc., p. 686. United States of America

SPSS (1999) GLM Univariate and Multivariate; p. 250-252, <http://spss.com>

Stevens J (1986) Applied multivariate statistics for the Social Sciences. Lowrance Erlbaum Associates, Inc. London, p. 515

Şahin A, Ulutaş Z (2010) Tahirova Tarım İşletmesindeki siyah alaca ineklerin süt ve döl verimi özelliklerinin genetik parametreleri. Kafkas Üniversitesi Veteriner Fakültesi Dergisi, 16(6): 1051-1056

Şapdeniz İ (1993) Ankara Üniversitesi Ziraat Fak. Süt İnekçiliği Ünitesinin Ekonomik Analizi ve Fiziki Girdilerin Saptanması Üzerine Bir Araştırma. Ankara Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü Tarım Ekonomisi Anabilim Dalı, Basılmamış Yüksek Lisans Tezi, Ankara, s. 87

Tabachnick BG, Fidell L S (2007) Using multivariate statistics. Boston, Pearson Education, Inc.

Tatlıdil H (2002) Uygulamalı çok değişkenli istatistiksel analiz. Ziraat Matbaacılık, Ankara, s. 424

Tekerli M, Gündoğan M (2005) Effect of certain factors on productive and reproductive efficiency traits and phenotypic relationships among these traits and repeatabilities in West Anatolian Holsteins. Turk J. Vet. Anim. Sci. (29): 17-22

Tuncel E (1994) Hayvan Islahı. Uludağ Üniversitesi Ziraat Fakültesi Ders Notları No: 46 Bursa s. 217

Turan H (2011) Trakya Bölgesi Bal arısında (*Apis mellifera L.*) Geometrik Morfometrik Çalışmalar. Yüksek Lisans Tezi. Namık Kemal Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü, Tekirdağ, s. 67

TÜİK (2017) Hayvansal Üretim İstatistikleri, Hayvansal Ürünler, Sağılan Hayvan Sayısı ve Süt Üretim Miktarı. http://www.tuik.gov.tr/PreTablo.do?alt_id=1002 (erişim tarihi 24.09.2018)

TÜİK (2015) Hayvansal Üretim İstatistikleri, Hayvansal Ürünler, Hayvansal Üretim. http://www.tuik.gov.tr/PreTablo.do?alt_id=1002 (erişim tarihi 26.10.2016)

Türkyılmaz MK (2005) Reproductive Characteristics of Holstein Cattle Reared in a Private Dairy Cattle Enterprise in Aydın. Turk J. Vet. Anim. Sci. 29: 1049-1052

URL-1 (2013) Süt verimini etkileyen faktörler, Hayvan Sağlığı Yetiştiriciliği ve Su Ürünleri Şube Müdürlüğü (www.samsuntarim.gov.tr) (erişim tarihi 17.11.2017)

URL-2 (2016) T.C. Başbakanlık Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK). Erişim adresi, (<http://www.tuik.gov.tr>) (erişim tarihi 11.04.2016)

URL-3 (1998) Walker DM Lesson 6: MANOVA. (<http://www.colorado.edu>) (erişim tarihi 15.10.2018)

Uzmay C, Kaya A, Kaya İ, Akbaş Y, Saçlı Y (1998) İzmir, Manisa ve Aydın illerinde türk-anafı projesi kapsamındaki işletmelerde İtalya'dan gelen ve Türkiye'de doğan siyah-alaca ineklerin bazı verim özelliklerinin karşılaştırmalı analizi. Ege Bölgesi 1. Tarım Kongresi, (7-11 Eylül 1998), (511-519), Aydın

Van Randen PM, Wiggans GR (1995) Productive life evaluation: Calculation and economic value. J. Dairy Sci. 78: 631-638

Walfish S (2006) A review of statistical outlier methods. Pharm Tec, 30(11): 82-88

Yaylak E (2003) Siyah alaca ineklerde sürüden çıkarılma nedenleri, sürü ömrü ve damızlıkta yararlanma süresi. Akdeniz Üniversitesi Ziraat Fakültesi Dergisi 16(2): 179-185

Yousefi-Golverdi A, Hafezian H, Chashnidel Y, Farhadi A (2012) Genetic parameters and trends of production traits in Iranian Holstein Population. African Journal of Biotechnology 11(10): 2429-2435

ÖZGEÇMİŞ

13 Temmuz 1989'da Diyarbakır'da doğdu. İlköğretimini Diyarbakır Namık Kemal İlköğretim okulunda tamamladı. 2007 yılında Diyarbakır Yunus Emre Lisesi'nden mezun oldu. 2013 yılında Bingöl Üniversitesi Ziraat Fakültesi Zootečni bölümünden mezun oldu. 2014 yılında Bingöl Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü Zootečni Anabilim dalında Yüksek Lisans eğitime başladı.

Dosya adı: GAMZE AZAK Yuksek Lisans
Dizin: D:\BENDE\ogrenci_tez_form\gamze\tez_teslim\tez_son
Şablon: C:\Users\Asus\AppData\Roaming\Microsoft\Templates\Normal.dot
m
Başlık:
Konu:
Yazar: S.CELIK
Anahtar Sözcük:
Açıklamalar:
Oluşturma Tarihi: 16.12.2018 18:32:00
Düzeltilme Sayısı: 39
Son Kayıt: 26.12.2018 10:44:00
Son Kaydeden: S.CELIK
Düzenleme Süresi: 804 Dakika
Son Yazdırma Tarihi: 3.1.2019 10:36:00
En Son Tüm Yazdırmada
Sayfa Sayısı: 50
Sözcük Sayısı: 10.250(yaklaşık)
Karakter Sayısı: 58.425(yaklaşık)