



Ankara Üniversitesi
ZİRAAT FAKÜLTESİ

Yayın No : 1408
Ders Kitabı : 406

VARIYASYON KAYNAKLARI

III. BASKI

Prof.Dr.Orhan DÜZGÜNEŞ

Prof.Dr.Numan AKMAN

Ankara Üniversitesi Ziraat Fakültesi
Zootekni Bölümü

ANKARA 1995

16 Napier Lane
San Francisco, CA 94133
Tel: 415-989-2722
Fax: 209-821-7869
www.fineprint.com

Ankara Üniversitesi
Ziraat Fakültesi Yayınları No: 1408
Ders Kitabı: 406

VARIYASYON KAYNAKLARI

III. BASKI

Prof.Dr.Orhan DÜZGÜNEŞ

Prof.Dr.Numan AKMAN

Ankara Üniversitesi Ziraat Fakültesi
Zootečni Bölümü

ANKARA
1995

İÇİNDEKİLER

Sayfa

ÖNSÖZ	
1. BÖLÜM: GİRİŞ	1
2. BÖLÜM : VARIYASYON KAYNAĞI OLARAK ÇEVRE	5
2.1. Giriş	5
2.2. Varyasyonları Kesikli Çevre Faktörleri	6
2.2.1. Genelinin Karşabileceği Çevre Faktörleri	8
2.2.2. Ananın Özel Etkisi	10
2.3. Varyasyonları Sürekli Çevre Faktörleri	11
2.3.1. Birbirini Etkileyen Faktörler	14
2.4. Tesadüflü Çevre Faktörleri (Hata)	15
3. BÖLÜM: VARIYASYONLARI KESİKLİ ÇEVRE FAKTÖRLERİNİN ETKİ PAYLARI	17
3.1. Giriş	17
3.2. Örnek -1 (Basit Varyans Analiz)	17
3.3. Örnek -2 (İnteraksiyonlu Analiz, Haller Özel Seçilmiş)	21
3.4. Örnek-3 (Grup İçi Analiz)	25
4. BÖLÜM: VARIYASYONLARI KESİKLİ ÇEVRE FAKTÖRLERİNİN ETKİ MİKTARLARI	35
4.1. Giriş	35
4.2. Örnek	36
4.3. Basit Bir Yöntem	40
4.4. Tartılı Ortalama Fark (TOF) Yöntemi	42
4.5. Üç Faktörlü Bir Örnek	45
4.6. Tek Faktörlü Bir Örnek	47
4.6.1. En Küçük Kareler Yöntemi	48
4.6.2. Basit Yöntem	50
4.6.3. Tartılı Ortalama Fark	50

5. BÖLÜM: VARIYASYONLARI SÜREKLİ OLAN ÇEVRE FAKTÖRLERİNİN ETKİLERİ.....	53
5.1. Giriş.....	53
5.2. İz-Katsayısının Hesaplanması.....	54
5.2.1. Kuralın İsbatlan.....	57
5.2.2. Örnek.....	59
5.3. Belirleme (Determinasyon) Katsayısı.....	60
5.3.1. Örnek-1.....	62
5.3.2. Örnek-2.....	63
5.3.3. Örnek-3.....	64
5.4. Kısmi Regresyon Katsayıları (Etki Miktarları).....	65
5.4.1. Örnek.....	68
6. BÖLÜM: KESİKLİ VE SÜREKLİ ÇEVRE FAKTÖRLERİNE AIT ETKİ MİKTARLARININ BİRLİKTE HESAPLANMASI VE STANDARTLAŞTIRMA.....	71
6.1. Giriş.....	71
6.2. Örnek.....	73
6.3. Standartlaştırma.....	77
6.3.1. Açıklama.....	77
6.3.2. Örnekler.....	78
6.3.3. Özel Haller.....	80
7. BÖLÜM: VARIYASYON KAYNAĞI OLARAK GENOTİP.....	81
7.1. Giriş.....	81
7.2. Kalitatif Karakterler.....	81
7.3. Kantitatif Karakterler.....	83
7.3.1. Genotipik Farklılığın Kaynakları.....	84
7.3.2. Özelleme.....	95
8. BÖLÜM: GENOTİPİK FAKTÖRLERİN ETKİNLİKLERİ.....	97
8.1. Giriş.....	97
8.2. Geniş Anılamlı Kalıtım Derecesi.....	99
8.2.1. Sal ve Akraba Hatlardan Yararlanma.....	99

8.2.2. Tek-Yumurta İkiizlerinden Yararlanma.....	100
8.2.3. Seleksiyondan Yararlanma.....	103
8.2.3.1. Örnek.....	104
8.2.3.2. Farklı Gruplardan Yararlanma.....	104
8.3. Dar Anılamlı Kalıtım Derecesi.....	105
8.3.1. Seleksiyondan Yararlanma.....	105
8.3.2. Akraba Gruplarından Yararlanma.....	106
8.3.2.1. Üvey Kardeşlerden Yararlanma.....	107
8.3.2.2. Öz Kardeşlerden Yararlanma.....	109
8.3.2.3. Öz ve Üvey Kardeşlerden Yararlanma.....	112
8.4. Eklerneli Olmayan Gen Etkileri.....	116
9. BÖLÜM: ÇEVRE GENOTİP İLİŞKİLERİ.....	121
9.1. Giriş.....	121
9.2. Düz İlişki.....	122
9.3. Genotip x Çevre İnteraksiyonu.....	124
9.3.1. Tanımlama.....	124
9.3.2. İnteraksiyonun Çeşitleri.....	125
9.3.3. Konunun Hayvan İslahı Bakımından Önemi.....	126
9.3.4. Tesbit Yöntemleri.....	127
9.3.4.1. Genotiplerin Sıralanması.....	127
9.3.4.2. Genotiplerin İki Çevredekİ Performansları Arasındaki Farklar.....	128
9.3.4.3. Diyagonal Alt Grupların Mukayesesi.....	129
9.3.4.4. Faktöriyel Deneyler.....	130
9.3.4.5. İç İçe Gruplar.....	131
9.3.4.6. Genetik Korelasyon.....	135
9.3.4.7. Kalıtım Derecesinin Değişmesi.....	139
9.3.4.8. Tek Yumurta İkiizleri.....	139
Tablolar.....	141
Literatür.....	145

ÖNSÖZ

Bu kitap, Fakültemizin Zootekni Bölümü öğrencilerine geçen yıl verilmeğe başlanan Varyasyon Kaynakları dersi için hazırlanmıştır. İlk yılda konular kitaptaki sıraya göre ve çoğu kez öğrencilerle tartışılarak işlenmiş, bu arada onların bu dersi anlamaları için lüzumlu olan Zootekni, Genetik ve İstatistik bilgilerinin hangi seviyelerde hatırlayıp kullanabilecekleri tesbit edilmiştir. Gerek anlatılanlar, gerek tartışmalar ve gerek ders dışında sorulan sorular Dr. Numan Akman tarafından sürekli kaydedilmiştir.

Kitap hazırlanırken büyük ölçüde bu tesbitlerden ve notlardan yararlanılmıştır. Bahislerle ilgili örneklerin işlenmeleri ve sonuçların yorumlanmaları ile daktilo ve afset işleri de Dr. Numan Akman'ın yardımları ile gerçekleştirilmiştir. Bu yardımlar kendisine ortak yazarlığı hak ettirecek seviyede olmuştur. Dr. N. Akman'ın benden sonra bu dersi ve kitabı daha da geliştirerek devam ettirebileceğine inancım da kendisini ortak yapmamda rol oynamıştır. Böylece aynı zamanda, bence bir üniversite hocası için en zevkli iki görevi birden yerine getirmiş olduğumu hissediyorum.

Kitabın yalnız Zooteknist olacıklara değil, canlılar üzerinde çalışan herkese yararlı olacağına inanıyorum.

Eylül/1985

Prof. Dr. Orhan DÜZGÜNEŞ

ÖNSÖZ

İlk baskısı 1985 yılında yapılan bu kitabın ikinci baskısı altı yıl sonra Fakültemizin 1200/346 sayılı yayını olarak yapılmıştır. İkinci baskı yaklaşık beş yıl içerisinde tükenmiş, üçüncü baskısı bir öncekinin tıpkı basımı olarak gerçekleştirilmiştir. İlk bakışta bir eksiklik gibi görülebilecek bu durum, kitabın daha ziyade temel konuları içerdiği düşünüldüğünde, anlayışla karşılanabilir.

Ziraat Fakültelerinin Zooteknik Bölümlerinde okutulan "Hayvan Islahı" dersi öğrencilerin büyük bir bölümü tarafından zor dersler arasında değerlendirilmektedir. Bu değerlendirmeyi haklı kılan Hayvan Islahı dersinin, Genel Genetik, İstatistik ve özel hayvan yetiştirme konularında etraflı bilgi gerektirmesidir. Bu bilgilerin bir bölümü çeşitli derslerle sağlanırken, özellikle canlı popülasyonlarında görülen farklılıkların ölçülmesi, kaynaklarının araştırılması ile bu kaynakların etki miktar ve paylarının hesaplanması konularındaki bilgilerin "Hayvan Islahı" dersi kapsamında bir araya getirilmesi ve sunulmasında bazı güçlükler ortaya çıkmaktadır. Bu da, doğal olarak, Hayvan Islahı dersinden yararlanmayı azaltmaktadır. Başlangıçta, Hayvan Islahı dersini daha yararlı, etkin ve kolay anlaşılır hale getirmek için düşünülen bu kitap, örneklerin çoğu hayvancılıkla ilgili olmasına rağmen, diğer canlılarla ilgilenenler tarafından da kullanılmıştır. Buna ek olarak önceleri sadece Fakültemizde okutulan "Varyasyon Kaynakları" dersi bazı Ziraat Fakültelerinin de ders programlarına dahil edilmiştir. Bundan mutluluk duymakta ve gelecekte tüm Zooteknik Bölümlerinin bu konuya eğilecekleri ve katkıda bulunacaklarını ümit etmekteyim.

Bu dersin ve kitabın ortaya çıkmasında en büyük pay, hocam olmasından her zaman gurur duyduğum ve öğrencisi olmayı hak etmeye çalıştığım Prof.Dr.Orhan DÜZGÜNEŞ'indir.

NİSAN 1995

Prof.Dr.Numan AKMAN

1. BÖLÜM

GİRİŞ

Varyasyonu, bütün canlı toplumlarında en göze çarpan özelliklerden biridir. Doğada hiç bir şahsın tam benzeri yoktur. Aynı genotipe sahip şahıslar (ki bunlar hemen her canlı grubunda çok veya az miktarlarda bulunurlar veya meydana getirilebilirler) bile tamamen aynı görünümde değildirler. Vegetatif çoğalan veya çoğaltılan bir canlı grubunda (klonda veya kolonide) dahi şahıslar arasında farklılıklar bulunur.

Canlılarla uğraşan her bilim dalının ana konusu bu farklılıkların kalitatif veya kantitatif olarak tesbit etmek, bunların sebeplerini belirleyerek her birinin etkinliğini araştırmaktır. Canlı toplumlarına ve üzerinde durulan özelliğe göre değişmek üzere, sözkonusu farklılıkların bir kısmı kolay, bir kısmı da zor tesbit edilebilmektedir. Kolaylık veya zorluk, üzerinde durulacak özelliklerin belirlenmesi ve bu özelliklerin rakamlarla ifade edilmesi bakımındanadır. Gerçekten de ölçme ve değerlendirme bilgilerimiz arttıkça hem tespit edilebilen özelliklerin sayısı artmış, hem de bir özelliğin çok çeşitli halleri birbirinden objektif ölçütlerle ayrılabilmiştir. Nitekim günümüzde canlı topluluklarında halen bilinmekte olan farklılıklar, bundan beş yıl önce bilinenlerden çok daha fazla özellik bakımındadır. Bu durumun ortaya çıkmasında her canlı grubu üzerinde giderek artan sayıda bilim adamının çalışması ve çok daha hassas görme ve ölçme aletlerinin geliştirilmiş bulunması en önemli etkenlerdir. İstatistik metodlarından yararlanmanın yaygınlaştırılması da konu üzerinde sağlanan ilerlemelerde önemli rol oynamıştır. Bu sayede hem sözkonusu farklılıklar ölçüye vurulmuş, hem de bunların kaynakları etkinlikleri ile birlikte belirtilebilmiştir.

Bu çalışmaların en verimli olanları tarımın konuları olan kültür bitki ve hayvanları üzerinde yapılanlardır. Öyle ki, bugün kültür bitki ve hayvanlarında ekonomik değer taşıyan özelliklerden pek çoğuna ait farklılıkların sınırları, mutlak ve nisbi miktarları ile kaynakları hakkında, geniş çerçeve içinde de olsa, değerli bilgilere sahip bulunmaktayız. Konu üzerinde hemen bütün dünya ülkelerinde yapılmakta olan sürekli çalışmalarla sözkonusu çerçeve daralmakta, böylece uygulamada daha güvenle değerlendirilebilecek bilgiler elde edilmektedir. Bitki ve hayvan yetiştir-

tiriciliği üzerinde yayınlanan yerli ve yabancı dergilerin en büyük kısmını, hala çeşitli ülkelerde, çeşitli bitki-hayvan tür, varyete ve ırklarının çeşitli şartlarda çeşitli özellikler bakımından gösterdikleri varyasyonlar üzerinde yapılmış araştırmalar kaplamaktadır.

Varyasyon, canlılarla uğraşan her bilim dalının en başta gelen konusudur. Zoologlar, botanikçiler, entomolog ve fitopatologlar, mikrobiologlar, hatta bitki ve hayvan yetiştiricileri, herşeyden önce, üzerinde çalıştıkları canlıları tarif etmek, bunları öteki canlılardan ayıran karakterleri belirlemek durumundadırlar.

Canlılar, bilindiği üzere, bir takım sistematik gruplara ayrılmışlardır. Her sistematik grup için karakteristik olan özellikler tesbit edilmiştir. Bunların bir kısmına cins, bir kısmına tür, bir kısmına da varyete veya ırk özellikleri denmiştir. Herhangi bir özelliğe tür özelliği diyebilmek için bunun o türe mensup bütün canlılarda, hangi şartlarda yaşamakta olurlarsa olsunlar, aynen görünmesi, yani bir varyasyonu göstermemesi ve generasyonlar boyunca değişmeden devam etmesi gerekir. Bunlardan bir kaç türde müşterek olanlar cins özelliği olarak kabul edilirler. Bitkilerde varyete (veya alt-tür), hayvanlarda ırk (veya alt-ırk) diye ayrılan gruplar mensup oldukları türlere alt sabit özelliklerden başka, belirli şartlarda belirli sınırlar arasında belirli ortalamaları gösteren özelliklere sahiptirler ki, bunların bu seviyedeki belirli bir gruba (varyete veya ırka) özel olmaları için **aynı şartlarda yaşamakta** oları diğer gruplardakilerden farklı parametreler göstermeleri lazımdır.

Görülüyor ki, canlıların sistematik gruplara ayrılabilmesi için çeşitli özelliklerin varyasyon bakımından incelenmeleri gerekmektedir. Bu inceleme çeşitli tabii ve sunî şartlarda yapılmakta ve ele alınan özelliklerin bu şartlarda gösterdikleri varyasyonların sınırları, mutlak ve nisbi miktarları tesbit edilmektedir.

Canlılar üzerinde deney yapanlar, kullandıkları canlı materyalleri tarif etmedikleri taktirde, bunlarla elde ettikleri sonuçları teşmil edebilecekleri (genelleştirebilecekleri) popülasyonlar belirsiz kalırar, ki bu gibi çalışmalar ilmi sayılmazlar, en azından eksik kabul edilirler. Bu sebeple, bütün araştırma yayınlarında "materyal ve metod" başlıklı bir bölüm bulunur. Burada materyalin üzerinde durulan ve deney sonucunu etkileyebilecek olan özelliklerine ait tanımlayıcı değerler bildirilir ve bunların arasında varyasyon ölçüleri de muhakkak bulunur.

Zooteknist Ziraat Mühendisleri olarak gayemiz, çiftlik hayvanlarında çeşitli verimleri ekonomiklik ilkesini gözardı etmeksizin yükseltmektir. Bunda muvaffak olabilmek için, ilk önce, üzerinde çalıştığımız hayvan grubunda (sürüde veya sürülerde) sözkonusu verimler bakımından varyasyonların büyüklük ve biçimleri ile sebepleri (kaynakları) hakkında bilgi sahibi olmamız gerekir. Özel Zootekni derslerinde çeşitli hayvan türlerinde çeşitli verimlerin hangi faktörlere bağlı olarak hayvandan hayvana ne ölçülerde farklılıklar gösterdikleri anlatılmaktadır.

Bu faktörlerin varyasyon meydana getirme bakımından etkileri her yerde, her matede ve her dönemde aynı değildir. Bu sebeple sözkonusu etkilerin, üzerinde çalışılan hayvan grubunda, başlangıçta ve belirli aralıklarla ölçülmeleri gerekir.

Zooteknide varyasyonla ilgili olarak, sözü geçen bilgilerin şu bakımlardan önemleri vardır:

a) Üzerinde çalışılan hayvan grubunun verim seviyesi tatmin edici ise, bu özellik bakımından görülen varyasyon önemsenmiyebilir, veya azaltılmaya çalışılarak daha üniform bir sürü sağlama yönünde çaba sarfedilir.

b) Verimlerin seviyeleri tatmin edici değilse, verimi yükseltmede izlenecek yollar doğru bir şekilde tespit edebilmek için varyasyonların büyüklüklerini, şekillerini ve sebeplerini tespit etmeğe lüzum vardır. Çünkü:

1) Varyasyon yeterli değilse arttırımağa çalışılır.

2) Varyasyon yeterli ise bunda hayvanların genotipik değer bakımından farklılıklarının payı hesaplanır.

3) Varyasyon yeterli olduğu halde bunda genotipik farklılığın payı düşükse, ya bu pay arttırımağa, ya da bazı çevre faktörlerinin sebep oldukları varyasyonlar giderilmeğe çalışılır.

4) Bu da yeterli görülmezse hayvanlar varyasyona sebep olan çevre faktörlerinden en ucuz ve en etkili olanına tabi tutılmaya çalışılır.

c) Varyasyonun fazlalığı sürüde az sayıda ekstrem değerli hayvanların varlığından ileri gelmekte ise, yani varyasyon platikörtik şekilde ise, dişi damızlıklar ortalamaya yakın, erkek damızlıklar ise (+) taraftaki ekstrem değerdeki hayvanlardan seçilir.

d) Varyasyon sola (düşük değerli tarafta) eğrilik gösteriyorsa (bu, ortalamadan yüksek değerli hayvanların çokluğundan ileri geldiğine göre) ortalamadan değil, ortanca değerden daha yüksek olanlar damızlığa ayrılır.

e) Çeşitli sürülerde aynı verime ait varyasyonları karşılaştırmak suretiyle bu sürülerde uygulanan yetiştirme (çiftleştirme) sistemleri hakkında bilgi edinilir.

f) Çeşitli çiftleştirme sistemlerinin generasyonlar boyunca çeşitli verimlere ait varyasyonlarda meydana getirdikleri değişimleri incelemek suretiyle hem üzerinde çalışılan hayvan grubunun genetik kompozisyonu, hem de mesela akrabalar arası yetiştirmenin varyasyonu azaltıcı etkisinin hangi özelliklerde az, hangilerinde çok olduğu öğrenilmiş olur.

Yukarıdaki açıklamalardan anlaşılacağı üzere, varyasyon ve kaynakları hakkında edinilecek bilgiler sadece Zootekni alanında değil, diğer bütün canlılar üzerinde çalışan ve çalışacak olanlar için de lüzumludur, gereklidir. Her ne kadar bu kitapta konu Zootekni açısından ve bu alandan alınan örnekler üzerinde işlenmekte ise de, diğer alanlarda çalışanlar da bunlardan yararlanabilirler.

Genetik derslerinden hatırlanacağı üzere, bütün canlılarda her özellik bakımından varyasyonun başlıca iki ana kaynağı vardır: **çevre ve genotip**. Bu kitapta, esas itibarıyla sözkonusu kaynakların çeşitli çiftlik hayvanlarının çeşitli özelliklerinde nasıl ve ne tipte varyasyonlar meydana getirdikleri, bu bakımdan etkilerinin nasıl hesaplanabilecekleri açıklanacaktır. Gerek çevre, gerek genotip çeşitli unsurlardan oluşurlar. Her unsurun varyasyon meydana getirme bakımından etkisi farklıdır ve bu farklılık üzerinde durulan popülasyona ve özelliğe göre değişir.

Bundan sonraki bölümde çeşitli çevre unsurlarının (çevre faktörlerinin) yukarıda belirtilen etkileri deskriptif olarak ve bu ders için tesbit edilen sistem dahilinde incelenecektir. Sözkonusu çevre faktörlerinin varyasyon meydana getirme bakımından etkilerini hesaplamada kullanılacak metodlar, gerektiğinde bu etkilerin giderilme yolları daha sonraki üç bölümün konuları olacaktır.

Varyasyon kaynağı olarak genotipin rolleri 7.Bölümde kalitatif ve kantitatif nitelikteki özellikler üzerinde deskriptif olarak anlatılacak, 8.Bölümde de müşahede ve tesbit edilen varyasyonda etkileri eklemeli, dominant ve epistatik tipte olan genlerin etki paylarını hesaplama metodları gösterilecektir.

Son bölümde iki ana kaynağın, çevre ve genotipin, interaksiyonunu tesbit ve hesaplamak üzere tertiplenen deneyler ve geliştirilen metodlar yer alacaktır.

Bütün bu metod ve işlemleri öğrenebilmek için belirli seviyelerde Özel Zootekni, İstatistik Metodları ve Genetik bilmeğe ihtiyaç vardır. Bu seviye, Zootekni Bölümü öğrencilerinin daha önce aldıkları derslerle ulaştıkları seviyeden daha yüksek değildir. Marnafih, bu seviyeye ulaşamamış öğrencilerin de bulunacağı dikkate alınarak gerekli hatırlatmalar yapılacaktır.

2. BÖLÜM

VARIYASYON KAYNAĞI OLARAK ÇEVRE

2.1. GİRİŞ

Aynı popülasyonda bulunan fertlerin aynı çevre şartlarına maruz kaldıkları söylenemez. İki ferdin bile tamamen aynı çevre şartlarında bulundurulmalarına imkan yoktur. Aynı yetiştirme kafesinde tutulan laboratuvar hayvanları veya tavuklar, aynı saksıda yetiştirilen iki kök bitki, hatta aynı bitkinin alt ve üst dallarında gelişen meyveler ve tohumlar bile çevre şartlarına atfedilebilen farklılıklar gösterirler.

Çevrenin bir varyasyon kaynağı olduğu, en ikna edici olarak, aynı genotipe sahip fertlerde yapılan müşahedeyle gösterilmektedir. Hayvanlarda tek yumurta ikizleri aynı genotipe sahiptirler. Bu ikizlerin çeşitli çevrelerde tutulmaları halinde gösterdikleri farklılık, tamamen çevre şartlarının farklılığına atfedilir. Bir bitkiden vegetatif olarak çoğaltılan fertler de aynı genotiptedirler. Bunlar çeşitli çevre faktörlerinin varyasyon meydana getirme bakımından etkilerini incelemek için çok uygun materyaldirler.

Çevre şartlarının farklılığı, fertlerin bazı özelliklerinde büyük, bazı özelliklerinde küçük farklar meydana getirir. Rakamlarla ifade edilebilen (kantitatif) özellikler, sözlü veya sıfatla ifade edilen (kalitatif) özelliklere göre çevre şartlarının farklılığına karşı çok daha hassastır. Yani çevrenin kantitatif özelliklerde farklılık yaratma etkisi çok daha büyüktür. Oysa, kalitatif özelliklerde çevre şartlarının varyasyon meydana getirme etkisi yoktur, denebilir. Bunlardaki varyasyonun başlıca kaynağı genotiptir. Bu sebeple bu bölümde yalnızca kantitatif özelliklere ait varyasyonlar incelenecektir. Hayvancılıkta ekonomik değer taşıyan özelliklerin hemen hepsi kantitatif niteliktedir. Et, süt, yumurta, yapağı, tiftik verimleri ile bunların kalite özellikleri hep rakamlarla ifade edilirler.

Diğer taraftan, bazı popülasyonların fertleri az, bazı popülasyonların fertleri ise çok farklı çevre şartlarında yetiştirilmiş olabilirler. Mesela, kimi yetiştirme bölgelerinde çevre şartları bakımından işletmeler arası farklılık çok küçük olduğu halde kimi bölgelerde oldukça fazladır. Dolayısıyla, aynı ırka mensup hayvanlardan oluşan iki popülasyonda aynı özellik bakımından çevreye atfedilen varyasyonlar

farklı büyüdükte bulunabilir. Bu durum, her çeşit çevrenin her hayvan grubunda (her sürüde) aynı etkiye sahip olamayacağını, bu etkinin her sürüde aynı aynı hesaplanması gerektiğini gösterir. Söz konusu etkinin zamanla aynı sürüde dahi değişebileceğini gözönünde bulundurmak lazımdır.

Çevrenin üzerinde çalışılan özelliklerde varyasyon meydana getirebilmesi, hayvanların farklı çevrelerde yetiştirilmelerine bağlıdır. Mümkün olsa da hayvanlar aynı çevrede yetiştirilebilseler, bunların çevreye atfedilebilecek farklılıklar göstermeleri beklenmez. O halde önce çevre ve çevredeki faktörlerin neler olabileceğini bilmek gerekir. Çevre, hayvanların genotipi dışında verime etkili tüm faktörleri içine alan bir terimdir. Çevre şartları veya çevre faktörleri dendiğinde de çevredeki farklılık veya çeşitlilik kastedilir. Söz konusu şartlar veya faktörler etkilerinin hesaplanmasında uygulanan metodlara göre, şu şekilde tasnif edilerek incelenirler:

- a) Kesikli varyasyon gösteren çevre faktörleri
- b) Sürekli varyasyon gösteren çevre faktörleri
- c) Tesadüfî olan çevre faktörleri (hata).

Aşağıdaki bahislerde bu sıraya göre çeşitli çevre faktörleri genel karakteristikleri ile ve örnekler verilerek tanımlanacak, etkilerini hesaplama yöntemleri ise bundan sonraki bölümlerde anlatılacaktır.

2.2. VARIYASYONLARI KESİKLİ ÇEVRE FAKTÖRLERİ

Bu gruptaki çevre faktörlerinin çeşitli halleri birbirlerinden kesin sınırlarla ayrılırlar. Hayvanların bir çok özelliklerinde farklılıklar meydana getiren **cinsiyet**, normal olarak, iki halli bir çevre faktörüdür ve bu haller (erkeklik ve dişilik) arasında kesin bir sınır vardır. İncelenen populasyonda (sürüde) kastre edilmiş hayvanlar da varsa, o zaman cinsiyet faktörünün üç hali olur. Cinsiyetin bu halleri, hayvanların üzerinde durulan özelliğinde farklılık meydana getiriyorsa, cinsiyet bu özellik için bu bahiste incelenmekte olan varyasyon kaynaklarından biridir.

*. Çevre faktörleri; Makro, Mikro ve Sabit Çevre faktörleri olarak ta tasnif edilirler. Buradaki tasnifte de (a) ve (b) grupları makro, (c) grubu da mikro çevre faktörlerine tekabül eder. Sabit çevre faktörleri çok özel ve ender hallerde söz konusu olduklarından burada dikkate alınmamıştır.

Süt veren hayvanlarda **laktasyon sırası** da halleri birbirlerinden kesin olarak ayrılan bir çevre faktörüdür. Bu haller birinci, ikinci, laktasyon olarak ifade edilirler ve bunlar arasında geçit haller yoktur. Çeşitli laktasyon gruplarındaki hayvanların ortalama verimleri arasında tesbit edilen farklılıkta (varyasyonda) laktasyon sırası da bir çevre faktörü olarak pay sahibidir.

Bir işletmede birer ay ara ile kuluçkadan çıkan civcivlerde cinsi olgunluk yaşı bakımından bir farklılık tesbit edilmiş ise, bunda **çıkış tarihi**, varyasyonu kesikli olan bir çevre faktörü olarak rol oynamıştır.

Özellikle koyun ve keçilerde **ana yaşı** döllerin hiç olmazsa belirli bir çağa kadarki canlı ağırlıklarında etkisi olan bir çevre faktörüdür ve bunun da çeşitli halleri olup bunlar arasında kesin sınırlar vardır. Bir koyun veya keçi sürüsünde aynı doğum mevsiminde elde edilen döllerden bir kısmı 2, bir kısmı 3, bir kısmı da 4,5 ve 6 yaşlı analara aittir. Her ana yaşı grubuna ait döllerin doğum, süten kesim, hatta 6 aylık çağlardaki ağırlıklarına ait ortalamalar birbirlerinden farklı ise, bunda anaların farklı yaşlarda olmalarının payı vardır. Çünkü her gruptaki analar döllerine ortalama olarak farklı çevreler sağlarlar.

Bu sınıftaki çevre faktörleri popülasyonda farklı ortalama değerler gösteren veya ortalamaları farklı olan grupların oluşmasına sebep olurlar. Bu da, sözkonusu faktörlerin her halinin aynı bir grup hayvanı etkilemesinden ve bu gruptaki her hayvanda bir miktar değişiklik meydana getirmesindedir. Sözkonusu değişikliğin miktarı o grubun ortalaması ile popülasyon ortalaması arasındaki farkla ölçülür ki, buna o halin **"etki miktarı"** denir. Mesela erkek hayvanların üzerinde durulan özelliğine ait ortalaması (X_e) ile bu özelliğin popülasyondaki (bütün hayvanlara ait) ortalaması (X) arasındaki fark ($X_e - X$) erkeklik halinin etki miktarıdır ve bu erkek olan bütün hayvanlar için aynıdır. Buna paralel olarak, dişilik halinin etkisi de ($X_d - X$) şeklinde gösterilebilir. Eğer popülasyonda kastre edilmiş hayvanlar yoksa, bu iki halin etki miktarları toplamı sıfırdır. Çünkü her değer belirli bir ortalamadan (popülasyon ortalamasında) sapmadır ve bir istatistik kuramı olarak ortalamadan sapmaların toplamı sıfırdır. Cinsiyet faktörünün halleri i (iki hal olduğuna göre $i = 1,2$) ve sözkonusu etkiler de c_i olarak gösterilirse $\sum c_i = c_1 + c_2 = 0$. Buradan da $c_1 = -c_2$ bulunur. Eğer popülasyonda üçüncü bir grup olarak kastre edilmiş hayvanlar da varsa, kastrasyonun etkisi ($X_k - X$) şeklinde gösterilir. Buna c_3 denirse, o zaman $c_1 + c_2 + c_3 = 0$ olur.

Bir popülasyonda muhtelif laktasyon sıralarındaki ineklerin aynı yılda bitirmiş oldukları laktasyonlara ait süt verimlerinin ortalamaları sıra ile X_1, X_2, X_3, X_4, X_5 ve sürünün ortalama verimi de X ise her laktasyon sırasının etki miktarları: ($X_1 - X$) = L_1 , ($X_2 - X$) = L_2 , ($X_3 - X$) = L_3 , ($X_4 - X$) = L_4 , ($X_5 - X$) = L_5 olarak gösterilebilir. Bu takdirde $\sum L_i = L_1 + L_2 + L_3 + L_4 + L_5 = 0$

Yukarıdaki açıklamalardan anlaşılacağı üzere, bu bahiste incelenen her çevre faktörü, çeşitli hallerinin etkiledikleri grupların ortalama değerleri arasında varyasyon meydana getirir, aynı grup içindeki şahıslarda değil. Çünkü, aynı grup içindeki şahısların hepsi aynı hale maruz kalmışlardır. Bunlar arasında müşahade edilecek farklılığın kaynağı başkadır. Buna göre, herhangi bir faktörün çeşitli hallerinin sebep olduğu varyasyonun ölçüsü, istatistik derslerinden hatırlanacağı gibi, V_{env} olup, basit varyans analizi ile bulunabilir. Bunun toplam varyansa oranı ise sözkonusu çevre faktörünün "etki payı" olarak bilinir: V_{env}/V_T .

Gerek etki miktarlarının gerekse etki paylarının hesaplanma teknikleri bundan sonraki bölümlerde açıklanacaktır.

2.2.1. Genotipin Karışabileceği Çevre Faktörleri

Öyle çevre faktörleri vardır ki bunların herhangi bir haline maruz kalan gruplar bazen farklı genetik yapıda olabilirler. Böyle durumlarda grup ortalamaları arasındaki farklılığı yalnızca çevre faktörünün o haline atfetmek mümkün olmaz. Farklılıkta genotipin farklı olması da pay sahibidir. Varyasyonları kesikdi olan aşağıdaki çevre faktörleri bu niteliktedirler.

a) Yaş: Bir popülasyonda her yaş grubu o popülasyondan rastgele seçilmiş birer örnek mahiyetinde ise, grupların genotipik değer bakımından ortalamaları arasında bir farkın olmaması beklenir, çünkü her grup ortalaması popülasyona ait ortalamaların tarafsız birer tahminidir. Bu takdirde belirli bir özellik bakımından yaş gruplarına ait ortalama değerler arasındaki farklılıkta genotipin payı bulunmaz. Bu farklılık yalnız yaş faktörüne bağlıdır.

Fakat genellikle her yaş grubundaki hayvanlar öteki yaş gruplarındakilerden farklı genotiplerdedirler. Mesela bir sığır sürüsünde 10 yaşlı hayvanlar on yıl önceki ıslah seviyesindedirler. Bundan sonra sürüde giderek daha ileri ıslah metodları uygulanmış ise (mesela bir melezleme yapılmış veya döl kontrolünden geçen boğalar kullanılmaya başlanmış ise) daha sonraki yıllarda doğan, dolayısıyla daha genç yaşlarda olan hayvanlar daha ileri ıslah seviyelerine ulaşmış olurlar. Tersine, sürüdeki yaşlı hayvanların uzun süre sürüde tutulmalarında bunların yüksek verim kabiliyetinde olmaları rol oynamış olabilir. Bu durum daha önce belirtilenlerin aksine, yüksek verimin yaşları ileri getirdiği sonucuna varılmasına yol açabilir. Böyle hallerde çeşitli yaş gruplarına ait ortalamalar arasındaki farklılıkta yalnız yaşın değil, genotipin de payı vardır. Bu payı ayırmak için aynı hayvanların çeşitli yaşlardaki verimleri arasındaki farklardan yararlanılır. Çünkü bir hayvanın genotipi doğuşunda ne ise 10 yaşında da odur. Ne var ki bu sefer yaş etkisine yıl etkisi karşışmış olur. Çünkü her hayvanın yaşı yıl geçtikçe artar veya her yaş ayrı bir yılda oluşur. Yaş etkisini yıl etkisinden arındırmak daha zordur. Bunun için hayvanları her yıl aynı şartlarda bulundurmamak gerekir, ki bu da normal sürülerde imkansızdır.

Sonuç olarak, kesikli varyasyon gösteren bir çevre faktörü olan yaşın etki miktar ve payını genotip ve yılın etkilerinden arınmış olarak hesaplayabilmek ancak, uzun süre istlah seviyesi değişmemiş bir sürüde belirli bir zamanda mevcut çeşitli yaşlardaki hayvanlarda mümkündür.

b) Yıl: Bir sürüde çeşitli yıllarda tesbit edilmiş fenotipik değerlere ait varyasyonda yılların iklim, mer'a, bakım ve besleme bakımından farklı oluşunun payı vardır. Bunlar bir arada varyasyonu kesikli olan yıl faktörünü oluştururlar. Normal idare edilen bir sürüde bakım ve besleme şartlarının yıldan yıla iyileşmesi, dolayısıyla yılların, üzerinde durulan verimdeki etki miktarlarının giderek artmaları, yıl faktöründen ileri gelen varyansın da büyümesi beklenir. Gerçek beklenen bu durumun gerçekleşip gerçekleşmediğini anlamak ve gerek genotipik istlahın etkinliğini artırmak için yıllara ait etki miktarları ile yıla ait etki payının genotipin etkisinden arındırılmış olarak hesaplanmaları gerekir. Gerçekten, uzun bir dönem içindeki yıllar arasında meydana gelen farklılıkta bu dönemde sürdürülen genotipik istlah çalışmalarını rol oynamış olabilir. Dönem kısa ise, yani birbirini ardına gelen 2-4 yıl söz konusu ise, bu dönemde (yapılmış olsa dahi) genotipik istlah çalışmalarını yıllar arasında (özellikle generasyonlar arası sürenin uzun olduğu hayvanlarda) söze değer bir farklılık yaratmaz.

c) İşletme: Üzerinde çalışılan populasyon çeşitli işletmelerde yetiştirilmekte olan hayvanlardan oluşmakta ise, bu populasyonda herhangi bir verim bakımından tespit edilen varyasyonda işletmelerdeki bakım, besleme ve diğer çevre şartlarındaki farklılığın da payı vardır. Bakım, besleme ve diğer çevre şartları topluca işletme faktörünü oluşturur ve bunların işletmeden işletmeye değişmesi de işletmeler arası farklılığı meydana getirir. Bu bahiste bir çevre faktörü olarak "işletme"nin ele alınması bundandır. Populasyondaki hayvanların buldukları her işletme bu faktörün bir halidir ve bu haliler birbirlerinden kesin olarak ayrılırlar. Dolayısıyla işletme de varyasyonu kesikli bir çevre faktörüdür.

Ne varki, sözkonusu işletmelerdeki hayvanlar farklı istlah seviyelerinde olabilirler. Bir işletme ötekinden daha önce genotipin istlahına başlamış, hayvanlarını ileri istlah seviyesinde olan bir işletmeden temin etmiş veya daha başka istlah metodu kullanmış olabilir. Bu durumda işletmelere ait etkilerde genotipin de payı bulunur. Bir işletmedeki hayvanların ortalaması ile populasyon ortalaması arasındaki farkın (yani işletmeye ait etki miktarının) büyük veya küçük olması, yalnızca oradaki bakım, besleme ve diğer çevre şartlarının iyi veya kötü olmasından değil, hayvanların üstün veya düşük genotipik değerlerde olmalarından da kaynaklanır. Böyle hallerde işletmelere ait çevre etkilerini hesaplamaya ve gerektiğinde bu etkiler bakımından verimleri standartlaştırmaya kalkışmak hatadır. Genotipin istlah için yapılacak çalışmalarda işletme içi mukayeseler yapmak, yani damızlığa seçilecek hayvanları aynı işletmedeki hayvanlar arası mukayeselerle belirlemek tavsiye edilir.

2.2.2. Ananın Özel Etkisi

Her ana yavrularına doğum öncesi ve doğum sonrası kendine özel bir çevre sağlar. Tek doğuran hayvanlarda bu çevre, hata kaynaklarından biri olarak baş tarafta yapılan tasnifte (c) grubuna girer. Çünkü kesikli varyasyon gösterenler grubuna girebilmesi için bu çevrenin bir tek dölde değil, bir grup dölde etkili olması gerekir. Sürekli varyasyon gösteren çevre faktörleri grubuna girmesi için de, bundan sonraki bahiste görüleceği gibi, anaların bu etkiyi yaratan özelliklerinin rakamla ifade edilebilmeleri ve sürekli varyasyon göstermeleri lazımdır.

Bu açıklamadan anlaşılacağı üzere, ananın özel etkisi ancak bir batında birden fazla döl meydana getiren tavşan ve domuz gibi hayvanlarda hesaplanabilir*. Bu hayvanlardan bir dönemde (veya bir generasyonda) meydana gelen döller analarına göre gruplandırılabilirler. Bu grupların üzerinde durulan özelliğe ait ortalamaları dahil oldukları popülasyon (generasyon) ortalamasından önemli sapmalar gösteriyorsa (ki bu $V_{ara} = 0$ hipotezinin reddedilmesi ile anlaşılır), ananın özel etkisinden söz edilebilir.

Bu etkinin kesikli varyasyon gösteren çevre faktörleri bahsinde, fakat ayrı bir alt bahis olarak incelenmesinin çeşitli sebepleri vardır. Anaların döllerine sağladıkları özel çevrelere ait etki miktarları, bundan önce sözü edilen kesikli çevre faktörlerine ait hatler için kullanılan metodla hesaplanabilir. Ancak, bundaki gaye döllere ait değerleri analarının özel etkilerinden arındırarak mukayese edilebilir seviyelere getirmek ise, hayvancılık pratiğinde bu yola gidilmez. Çünkü:

a) Bu zordur. Zorluk anaların fazla sayıda olmalarından, başka bir deyişle bu faktöre ait hallerin fazlalığından kaynaklanır. Eğer üzerinde çalışılan popülasyonda 50 ana varsa, a_1, a_2, \dots, a_{50} olmak üzere 50, diğer çevre faktörlerine ait hatlerle birlikte yaklaşık 60 civarında etki miktarının hesaplanması gerekecektir. Bundan sonraki bölümde görüleceği üzere, bunların her birisi (bir de genel) için birer normal denklem geliştirilip bunlar birlikte çözülecektir, ki bu ancak büyük kapasiteli bir bilgisayarla mümkün olabilir.

* Bir kuluçka döneminde birden fazla döl meydana getirdikleri için tavuklarda da ananın özel etkisi hesaplanabilir ve bu, her ananın kuluçkaya konan yumurtalarında farklı gelişme şartları yaratmış olması ile yorumlanabilir (Bak. Düzgüneş ve Yao, 1956).

b) Hesaplama zorluğundan daha önemlisi analarına göre gruplandırılan döllere ait ortalamalar arasındaki farklılıkta yalnızca anaların sağladıkları özel çevrelerin değil, anaların genotiplerinin farklı olmasının da payı vardır. Eğer sözkonusu farklılık her baba ile çiftleşen anaların döpleri için ayrı ayrı (babalar içi olarak) hesaplanmazsa, analara ait döl grupları ortalamaları arasındaki farklılık babaların genotipik farklı olmaları ile daha da artar. Buna göre, a_1, a_2, \dots, a_{50} değerleri sadece anaların sağladıkları özel çevrelerin etkilerini değil, anaların (hatta babaların) genetik etkilerini de ihtiva eder ve bu etkileri ayırmak zordur.

Analarn döllerine sağladıkları özel çevrenin etki payını* da bundan önceki çevre faktörleri için sözü edilen metodla, yani döpleri anaforına göre gruplandırıp bunlara uygulanacak basit varyans analizi ile hesaplamak da doğru değildir. Çünkü bu analiz sonunda hesaplanacak V_{ana} 'da analara, hatta babalara ait genotipler arası farklılığın da payı vardır. Buna rağmen bu payı elimine ederek c^2 'yi tahmin etmenin yolu vardır ve bu yol 8. bölümde açıklanacaktır.

2.3. VARIYASYONLARI SÜREKLİ ÇEVRE FAKTÖRLERİ

Bu gruptaki çevre faktörlerinin sonsuz denecek sayıda halleri vardır. Bu hallerin her biri ayrı bir rakamla ifade edilirler, dolayısıyla sürekli varyasyonu gösterirler. Diğer taraftan, bu hallerin etkileri gruplarda değil, münferit hayvanlarda görülür ve onlarda da sürekli varyasyonlara sebep olurlar.** Bu nitelikteki çevre faktörlerinden hayvancılıkta en çok sözü edilenler aşağıda sıralanmışlardır.

a) Ananın Cüssesi: Büyük cüsseli analardan doğan döplerin doğumda daha ağır oldukları genellikle bilinmektedir. Ana cüssesi döl yatağındaki gelişmeyi etkiler ve bu etki doğumdaki ağırlıkta kendini gösterir. Ana cüssesinin ölçüsü de genellikle gebelik başlangıcındaki ağırlıkta ve kilogram olarak ifade edilir. Böyle olunca analar birbirlerinden birer kilogramlık farklar gösterirler ve her ağırlıktaki analar ötekilerinden kesin olarak ayrılmış görünürler. Halbuki anaların cüsseleri arasındaki farklar gerçekte tam tamına birer kilo değildir. Tartı neticeleri tam kiloya yuvarlaştırılarak kaydedildiğinde böyle bir görüntü ortaya çıkar. Eğer tartılar hassas bir ölçü aleti ile yapılır ve neticeler oldukları gibi kaydedilirse ana cüsselerinin sürekli varyasyon gösterdikleri daha kolay görülebilir. Başka bir deyişle, mesela bir sürüdeki anaç koyunlar 40 ile 55 kg arasında iseler, bu değerler arasında düşünülebilen her ağırlıkta hayvanın bulunması mümkündür.

* Bu pay hayvan ıslahından c^2 ile gösterilir.

** Sonsuz denecek sayıda halin herbirinin ayrı bir grubu etkilemesine zaten imkan yoktur. Çünkü bu taktirde sonsuz sayıda grubun oluşması gerekir.

Kesiklik varyasyon gösteren çevre faktörlerinde olduğu gibi, sürekli varyasyon gösteren çevre faktörlerinde de etkiler iki şekilde ifade edilirler. Birincisi etki miktarı olup **Regresyon Katsayısı** ile, ikincisi etki payı olup **Belirleme (determination)** katsayısı ile ölçülür. Regresyon katsayısı, hatırlanacağı gibi, bağımsız değişkenin (Burada ana küssesinin) bir ölçü birimi (kg) artmasına karşılık bağımlı değişkende (Burada doğum ağırlığında) meydana gelmesi beklenen değişimin miktarıdır. Belirleme katsayısı ise, bağımlı değişkende müşahade edilen varyasyonda bağımsız değişkenin çeşitli hallerinden ileri gelen kısmın payıdır. Başka bir deyişle, bağımsız değişkenin bağımlı değişkende yalnız başına meydana getirdiği varyasyonun bağımlı değişkende müşahade ve tesbit edilen toplam varyasyondaki nisbi miktarıdır. Bu etki ölçülerinin hesaplanma yöntemleri 5. bölümde açıklanacaktır.

b) Emilen Süt Miktarı: Döllerin doğrudan belirli bir dönem kadar olan gelişmelerinde anaforından emdikleri veya elden verilen süt miktarının etkisi vardır. Gelişme belirli dönemlerde yapılan tartılarla tesbit edilir. Süt elden içirilmediğinde emilen süt miktarı çeşitli şekillerde tahmin edilir:

1) Yavrunun emiştirme başındaki ve sonundaki ağırlıkları arasındaki fark, emdiği süttan ileri gelir (tabii bu arada idrar ve dışkı çıkarmazsa). Bu işlemin sürüdeki bütün hayvanlarda her gün ve her öğün yapılması hemen hemen imkansız olduğundan hayvanlar gruplara ayrılır ve işlem her gün gruplardan birine uygulanır. Hayvanlar süttan kesilinceye kadar yapılan bu tesbitlerin ortalaması, emme süresince günlük ortalama olarak kabul edilir ve bu sürüdeki gün sayısı ile çarpılarak emilen toplam süt miktarı bulunur. Veya kontrollerde tesbit edilen süt miktarı periyoddaki gün sayısı ile çarpılarak çarpımlar toplanır.

2) Haftada bir gün ananın sabah, ertesi gün de akşam sütü (yavru emiştirilmeyerek) sağılır ve ölçülür. Bunların toplamı yavrunun o haftada her gün emdiği süt miktarı olarak kabul edilir. Bundan haftalık toplamlar, onlardan da genel toplam bulunur. Veya her hafta bulunan günlük miktarların ortalaması yavrunun anasını emdiği toplam gün sayısı ile çarpılır.

Bu işlemler, tabii emiştirme yapılan hayvanlarda ve sürülerde uygulanır. Sütün elden içirildiği sürülerde her yavruya her yaş döneminde belirli bir miktarda süt verildiğinden yavruların içtikleri süt miktarında bir varyasyon olmaz. Bu çevre faktörü bütün yavrular için eşitlenmiştir. Bu durumda etkileri hesaplanamaz.

Bununla beraber, bir sürüden ayrılan gruplara belirli bir müddet içinde çeşitli miktarlarda süt içirilerek emilen süt miktarının etkileri araştırılmak, böylece optimal bir büyütmede kullanacak en düşük süt miktarını tesbit etmek istenebilir. Bu takdirde etkileri denenecek süt miktarları, birbirlerinden kesin sınırlarla ayrılan hâllere (mesela 150; 200; 250 kg süttan büyütme hâllerine) dönüşür ve bu hâllerin etki

miktarları bundan evvelki bahiste belirtilen ve bundan sonraki bölümde anlatacağ olan yöntemle hesaplanabilir.

c) Emme Süresi: Koyun ve keçide (kısmen de sığırdaki) yavrular genellikle hep birden veya (doğum uzamışsa) 2-3 partide süten kesilirler. Bu durum farklı zamanlarda doğmuş olan yavruların değişik emme sürelerine sahip olmalarına yol açar. Sonuçta, erken doğup analarını uzun müddet emenler geç doğup analarını daha kısa müddet emenlerden, hiç olmazsa belirli bir yaşa kadar, daha fazla gelişme gösterirler.

Emme müddeti gün olarak, gelişme de süten kesim tarihinde ve ondan sonra belirli aralıklarla yapılan tartılara kilogram olarak ifade edildiğinde, her tartıda elde edilen değerlerin emme müddetine regresyonu ve, istenirse, bu değerlere ait varyansın emme müddeti farklılığından ileri gelen kısmı hesaplanabilir.

d) Doğum Ağırlığı: Doğum ağırlığının da ileri dönemlerdeki ağırlıklara (hiç olmazsa belirli bir yaşa kadar) etkisi olduğu bilinmektedir. Gerek bu etkinin hangi yaşa kadar devam ettiğini araştırmak ve gerekse hayvanların belirli bir yaşta damızlığa ayrılmaları söz konusu olduğunda doğum ağırlığının sebep olduğu farklılığı elemine etmek gayesiyle söz konusu etkinin hesaplanması gerekebilir. Doğum ağırlığı ve belirli dönemlerdeki ağırlıklar sürekli varyasyon gösterdiklerinden doğum ağırlığının etki miktar ve payı ananın cüssesi bahsinde belirtilen ölçülerle (regresyon ve belirleme katsayıları ile) ifade edilirler.

e) Süten Kesim Ağırlığı: Koyun, keçi ve sığırlarda döllerin süten kesildikleri tarihteki ağırlıkları (doğum ağırlığı gibi) ileri dönemlerdeki ağırlıklarını etkiler. Söz konusu etkinin miktar ve payları da sürekli varyasyon gösteren öteki çevre faktörleri için bildirilenler gibi hesaplanabilirler.

f) Kuruda Kalma Süresi: Süt üretimi için kullanılan hayvanların ikinci ve daha sonraki laktasyonlarında verdikleri süt miktarına kuruda kalma süresinin etkisi olduğu bilinmektedir. Kuruda kalma süresi bir önceki laktasyonun bitiminden yeni laktasyonun başlamasına (doğuma) kadar geçen gün sayısıdır. Bu süre iyi idare edilmeyen sürülerde hayvandan hayvana geniş sınırlar arasında (0 - 200 gün) değişmektedir. Buna göre, kuruda kalma süresi de sürekli varyasyon gösteren bir çevre faktörü olarak incelenebilir.

*) Bununla beraber istenirse gelişmenin içilen süt miktarına regresyonu hesaplanarak önem kontrolü de yapılabilir.

Ne var ki, kuruda kalma süresinin bir günü artması ile gelecek laktasyondaki süt veriminde çok az bir değişme meydana geldiği, bu değişme miktarının da kuruda kalma süresinin her döneminde aynı olmadığı düşünülerek, çoğu kez, bu çevre faktörü varyasyonu kesikli çevre faktörü durumuna getirilir. Bunun için kuruda kalma süresi bakımından hayvanlar guruplandırılırlar. Mesela 0-30 gün, 31-60 gün, 61-90 gün, 91-121 ve daha fazla gün kuruda kalan hayvanlar birer grup teşkil ederler. Böylece kuruda kalma süresi 5 halli bir çevre faktörü olmuş olur, ki gerek bu hallerin etki miktarları ve gerek bu faktörün etki payı kesikli varyasyon gösteren çevre faktörlerindeki gibi hesaplanır ve ifade edilirler.

Bu faktörün etkisi, yukarıda belirtildiği üzere, müteakip laktasyondaki süt veriminde görülür. Laktasyon süt verimi ise, genellikle belirli aralıklarla yapılan kontrol sağımlarından hesaplanır. Söz konusu aralıkların uzunluğu, kontrol sağımlarının yapılışı ve kontrol sağımlarında elde edilen süt miktarlarından laktasyon verimini tahmin ile ilgili yöntemler Düzgüneş ve Eker (1955) ile Gönül (1971) tarafından etraflıca açıklanmıştır.

g) Yem Miktarı: Bazı besi denemelerinde her hayvanın besi süresince belirli yemlerden tükettikleri miktarlar ayrı ayrı tesbit edilir. Sürekli varyasyon gösteren bu miktarların besideki hayvanların ağırlık artışlarına etkileri bu bahiste sözü edilen öteki faktörlerdeki gibi hesaplanabilir.

h) Işıklandırma Süresi: Bu çevre faktörü yumurta tavuklarında cinsi olgunluk yaşı ile yumurta verimini, etlik pilçlerde ise gelişme hızını etkiler. Rakamla ifade edilen sürenin, aslında sonsuz deneyecek sayıda halli vardır. Ancak süre saat birimi ile ifade edildiğinde bu haller sayılabilecek kadar azalır. Işıklandırma süresi üzerinde yapılan çalışmalarda genellikle belirli bir sürenin (mesela 8 veya 10 saatin) üstündeki ışıklandırmaların etkileri araştırılır. Bu takdirde ışıklandırma süresi kesikli varyasyon gösteren çevre faktörüne dönüşür veya onlar gibi işleme tabi tutulur. Bununla beraber, yine de ışıklandırma süresinin bir saat uzatılması ile üzerinde durulan özellikte meydana gelececek değişimin miktar ve üzerinde durulan özelliğe ait varyasyonda ışıklandırma süresinin farklılığından ileri gelen kısım ve bunun payı hesaplanabilir.

2.3.1. Birbirini Etkileyen Faktörler

Varyasyonları sürekli olan çevre faktörleri arasında sayılanlardan bazıları, diğer biri veya bir kaç tarafından etkilenmiş durumdadır. Mesela süten kesim ağırlığında doğum ağırlığının ve emilen süt miktarının etkileri vardır. Doğum ağırlığı, hatta emilen süt miktarı da ana cüssesinin etkisindedir.

Bu durumlarda etkisi hesaplanmak istenen faktörün, kendisini etkileyen diğer faktörlerden bağımsızlaştırılması gerekir. Yukarıdaki misalde sözü edilen sütten kesim ağırlığının, bilfiarz, 6 aylık yaştaki ağırlığa bağımsız etkisini hesaplayabilmek için yalnızca aynı ağırlıkta doğan ve aynı miktarda süt emen aynı cinsiyetteki kuzularla çalışılması gerekir. Aynı cinsiyette yeter sayıda kuzu bulunabilir, ama diğer faktörler bakımından aynı durumda olan (belki) iki kuzu bile bulmak mümkün değildir. Deneyisel olarak gerçekleştirilmeyen bu durumun üstesinden istatistik yöntemler kullanılarak gelinebilmektedir. Bu da her faktöre göre kısmi regresyon katsayıları ile determinasyon katsayılarını hesaplamak suretiyle gerçekleştirilmektedir.

2.4. TESADÜFİ ÇEVRE FAKTÖRLERİ (Hata)

Bundan önceki bahislerde sözü edilen çevre şartlarının aynı hallerine maruz kalan bütün hayvanlar, üzerinde durulan özellikler bakımından, aynı değerleri göstermezler. Mesela, aynı yaştaki koyunların erkek kuzuları hep aynı ağırlıkta doğmazlar. Her ne kadar bunlar birbirlerine başka yaşlardaki anaların erkek kuzularına olduğundan daha yakın değerler gösterirler ise de, aralarında yine de bir miktar fark olur. Bu fark, doğum ağırlığına ana yaşından daha başka faktörlerin de etki yaptığına işarettir.

Bu faktörlerden ilk önce akla gelecek olan ananın cüssesidir. Çünkü aynı yaştaki anaların aynı cüsseye sahip olmaları gerekmez. Sürekli varyasyon gösteren bu çevre faktörünün doğum ağırlığına etki yaptığı da bilinmektedir. Ancak, ileride görülecek istatistik metodları ile bu etki hesaplanıp giderilebilir ve böylece aynı yaşta ve aynı cüssedeki koyunların erkek kuzularına ait değerler elde edilebilir. Fakat bu işlem de söz konusu değerler arasındaki farkı tamamen ortadan kaldıramaz, yalnızca azaltabilir. O halde geri kalan farklılığı meydana getiren daha başka faktörlerin bulunması gerekir, ki bunlara topluca **tesadüfi çevre faktörleri** denir. Bunların hangi hayvana hangi yönde ve ne ölçüde etki yapacağı bilinmez. Bunlar, tesadüfi olarak bir hayvanı grup ortalamasından (+), ötekini de (-) tarafa ve değişik miktarlarda saptırırlar. Bu sapmalar genellikle (e_i) olarak gösterilirler ve **"tesadüfi sapma"** veya **"hata"** olarak anılırlar. Öteki çevre faktörlerine ait etki miktarlarında olduğu gibi, tesadüfi sapmaların (ki bunlar tarif gereğince etki miktarıdır) toplamı da sıfırdır: $\sum e_i = 0$. Mesela aynı yaşta ve aynı cüssedeki koyunların erkek kuzularından hangisinin ötekilerden daha ağır olacağı tahmin edilemez. Söz konusu kuzulardan herhangi birinin bu kuzulara ait ortalamadan 0.1 kg fazlalık, ötekinin 0.08 kg düşüklük (sapma) göstermesi tesadüften başka bir sebebe atfedilemez. İşte bundan dolayı söz konusu sapmalara (farklılıklara veya varyasyona) kaynak olan çevre faktörlerine **"tesadüfi çevre faktörleri"** denir.

İstatistikte etkileri ölçülenlerden başka faktörlerin sebep olduğu varyasyon "**hata**" olarak tanımlanır. Başka bir deyişle, herhangi bir özellik (verim) bakımından müşahade edilen ve ölçülen varyasyondan bunda rol oynadıkları bilinen faktörlerin meydana getirdikleri varyasyon çıkarıldıktan sonra geri kalan kısım "hata"dır. Yabancı kitaplarda bu tanımlamaya uygun olarak buna "remainder - bakiye" dendiği de görülür. Kitabın ilk basımında kullandığımız "hata unsurları" deyimini de bundandır.

3. BÖLÜM

VARIYASYONLARI KESİKLİ ÇEVRE FAKTÖRLERİNİN ETKİ PAYLARI

3.1. GİRİŞ

Bundan önceki bölümde belirtildiği üzere, kesikli varyasyon gösteren bir çevre faktörünün her halı ayrı bir hayvan grubunu etkileyerek sürü içinde farklı ortalamalara sahip grupların oluşmasını sağlar ve bunun sonucu olarak grupların ortalamaları arasında bir varyasyon görülür. Bu varyasyonun ölçüsü gruplar arası varyans (V_{ara}) olup varyans analizi sonuçlarından hesaplanır. Gruplar arası varyansın toplam varyansa oranı (V_{ara} / V_T)da sözkonusu çevre faktörünün etki payı olarak bilinir ve genellikle % olarak ifade edilir. Mesela, incelenen sürüde ineklerin süt verimleri bakımından gösterdikleri varyasyonda laktasyon sırasının payı % 15 veya % 18 dir denir. Burada toplam varyans V_T , bütün faktörlerin sebep oldukları varyansların toplamıdır. Sözkonusu etki paylarının hesaplanma yöntemleri çeşitli örneklerle açıklanacaktır.

3.2. ÖRNEK - 1 (Basit Varyans Analizi)

Aynı ırktan çeşitli yaşlardaki koyunlardan oluşan bir sürüde aynı mevsimde doğan erkek kuzuların doğum ağırlığında görülen varyasyonda ana yaşının payı hesaplanmak istendiğinde, önce tesbit edilen doğum ağırlıkları bakımından kuzular ana yaşlarına göre gruplandırılır, sonra da bunlara varyans analizi uygulanır. Sözkonusu gruplamanın nasıl yapılacağı 3.1. sayılı tabloda gösterilmiştir. Bu tabloda her yaş grubunda farklı sayıda erkek kuzu bulunmaktadır, ki gerçekte de durum böyledir. Farklı ana yaşı gruplarındaki kuzulara ait ortalama ağırlıkları da farklıdır. Bu farklılık tesadüfe atfedilemeyecek kadar büyük ise, ana yaşı doğum ağırlığını etkileyen bir çevre faktörü sayılır. Bu husus varyans analizi sonunda anlaşılır.

Tablo 3.1. Aynı Irktan Çeşitli Yaşlardaki Koyunlardan Aynı Mevsimde Doğan Erkek Kuzuları Sayıları ve Doğum Ağırlıkları.

Ana Yaşı	Doğum Ağırlıkları (kg)									$\sum X/n$ \bar{X}
2	3.4 4.1	3.6 4.3	4.0 4.2	3.8 3.9	4.3 4.1	3.9 3.8	3.8 3.7	3.7 3.6	3.5 4.0	69.7/18 3.87
3	3.8 4.0 4.3	4.0 3.6 4.6	4.2 3.9	3.9 3.8	3.9 4.4	4.4 4.3	4.5 4.0	4.3 4.2	4.1 4.2	82.4/20 4.12
4	4.4 4.2 4.8	4.2 3.9 4.6	4.6 4.3 4.5	4.5 4.4 4.2	4.0 4.2 4.4	4.9 4.1 4.2	4.2 4.5	4.4 4.7	4.3 4.6	105.1/24 4.38
5	4.5 4.4	4.2 4.5	4.4 4.5	4.4 4.3	4.6 4.3	4.7 4.1	4.0	4.2	4.3	65.4/15 4.36
6	4.3	4.7	4.6	4.5	4.4	4.3	4.3	4.4	4.2	39.7/9 4.41
$\sum n=86$; $\sum \sum x=362.3$; $\sum \sum x^2=1534.51$; D.T.= 1526.29										

Hatırlanacağı gibi, varyans analizi aslında genel kareler toplamını bunda payı olan varyasyon kaynaklarına bölüştürmektir. Örneğimizde iki kaynak vardır: Bir ana yaşı grupları, ikincisi de tesadüfi çevre faktörleridir. Başka bir deyişle, doğum ağırlıkları tesbit edilen 86 kuzu arasında hem ana yaşları farklı olanlar, hem de aynı olanlar vardır. Aynı yaşta anaların kuzuları arasındaki varyasyonun kaynağı tesadüftür, hatadır. Bir başka deyişle, bu örnekte aynı yaşlı anaların kuzuları arasındaki farklılık tesadüften başka sebeplere atfedilemez.

Değişik yaşlardaki anaların döleri arasındaki farklılıkta (V_{ana} da) tesadüfi çevre faktörlerinin de payı vardır ve bu pay aynı yaşta anaların döleri arasındaki farklılık (V_{ϵ}) kadardır. O halde farklı yaşlardaki anaların döleri arasında tesadüften ileri gelenden daha büyük bir farklılık varsa, ancak o zaman ana yaşının doğum ağırlığını etkileyen bir çevre faktörü olduğu söylenebilir. Söz konusu büyüklük V_{ana} ile, yani yaş grupları ortalamalarına ait varyansla, ölçülür.

Buraya kadar yapılan hatırlamalardan sonra varyans analizi yolu ile söz konusu ölçünün hesaplanmasına geçilebilir. Bilindiği üzere;

$$I) \text{ Genel Kareler Toplamı} = \sum_{k=1}^k \sum_{n} x^2 - \frac{(\sum \sum x)^2}{\sum n}$$

$$= 3,4^2 + \dots + 4,0^2 + 3,8^2 + \dots + 4,6^2 + 4,4^2 \\ + \dots + 4,2^2 + 4,5^2 + \dots + 4,1^2 + 4,3^2 + \dots + 4,2^2 \\ - (69,7 + 82,4 + 105,1 + 65,4 + 39,7)^2 / 86$$

$$= 1534,51 - 1526,29 = 8,22$$

Genel kareler toplamının serbestlik derecesi = 85 = (86 - 1)

$$II) \text{ Ana Yaşı Grupları Arası K.T.} = \frac{\sum (\sum x)^2}{n} - \frac{(\sum \sum x)^2}{\sum n}$$

$$= \frac{69,7^2}{18} + \frac{82,4^2}{20} + \frac{105,1^2}{24} + \frac{65,4^2}{15} + \frac{39,7^2}{9} - \frac{362,3^2}{86}$$

$$= 1529,89 - 1526,29 = 3,60$$

Bu kareler toplamının serbestlik derecesi = 4 = (5-1)

III) Ana Yaşı Grupları İçi (Hata) K.T. = I - II = 8,22 - 3,60 = 4,62

Bu kareler toplamının serbestlik derecesi = 81 = (85 - 4)

Bu sonuçlar ve bunlara eide edilen kareler ortalamaları 3.2 sayılı varyans analizi tablosunda bir araya getirilmiştir. Bu tablonun son sütununda kareler ortalamalarının beklenen unsurları da gösterilmiştir. Bunların eide edilişleri istatistik derslerinde anlatılmıştır (Bk. Düzgüneş, v.d. 1983, s. 175 - 176).

Tablo 3.2. Erkek Kuzularda Doğum Ağırlığına Ait Varyans Analizi.

Varyasyon Kaynakları	S.D.	KT.	K.O.	K.O.nın beklenen unsurları
Ana Yaşı Grupları	4	3.60	0.90	$V_{iç} + n_0 V_{ara}$
Hata	81	4.62	0.05	$V_{iç}$
Genel	85	8.22		

Yine hatırlanabileceği gibi, bir ana yaşı grubundaki her kuzu için ana yaşının etkisi sabit (aynı) olduğundan V_{ara} , gruplardaki kuzu sayısı ile (n ile) çarpılmaktadır. Örneğimizde gruplardaki kuzu sayısı eşit olmadığından bunun için ortalama bir sayı bulmak gerekir. Bu da beklenen unsurlar elde edilirken çıkan şu formülle hesaplanır.

$$n_0 = \left(\frac{\sum n \cdot \frac{\sum n^2}{\sum n}}{\sum n} \right) / (k - 1) = \left(\frac{86 \cdot \frac{1605}{86}}{86} \right) / (5 - 1) = 16.83$$

Bu sayı yaş gruplarındaki hayvan sayıları eşit olmadığı durumlarda n 'lerin aritmetik ortalaması değildir. Her gruptaki hayvan sayıları (n 'ler) birbirlerine çok yakın iseler aritmetik ortalama bu formül ile bulunana çok yaklaşıyor ve bunun yerine kullanılabilir.

Varyans analizi tablosundan, önce ana yaşının doğum ağırlığını gerçekten etkileyen bir çevre faktörü olup olmadığını belirlemek gerekir. Bu $V_{ara} = 0$ hipotezinin kontrolü ile yapılır. Bu hipotez $0.90 / 0.05$ oranının 4 ve 81 serbestlik dereceli F- dağılımına dahil olma ihtimaline göre kabul veya red edilir. Oran 18 olup söz konusu ihtimal % 1 den de küçüktür. Hipotez red edilir, V_{ara} vardır, ana yaşı önemli bir çevre faktörüdür. Bunun mutlak ve nisbi miktarı da şöyle bulunur:

$$V_{iç} = 0.05 ; \quad V_{iç} + 16.83 V_{ara} = 0.90$$

$$V_{ara} = (0.90 - 0.05) / 16.83 = 0.051$$

$$V_T = V_{iç} + V_{ara} = 0.05 + 0.051 = 0.101$$

Ana yaşının etki payı:

$$V_{ara} / V_T = 0.051 / 0.101 = 0.505 = \% 50.5$$

Buna göre ana yaşı erkek döllерinin doğum ağırlığı bakımından gösterdikleri varyasyonun % 50.5 ini meydana getiren önemli bir çevre faktörüdür, denir.

Tesadüfe atfedilecek varyasyon V_{iq} olup bunun da payı $0.05 / 0.101 = 0.495 = \% 49.5$. Bir sürü içinde aynı yaştaki anaların döllерindeki doğum ağırlığını etkileyecek derecede farklı koşullarla çiftleştirilmiş olmaları da pratikte söz konusu olamaz. Bununla beraber, ne anaların, ne de koçların aynı genotipte oldukları da söylenemez. Ne var ki, bunlar arasındaki farklılık döllere tesadüfi olarak yansır. Bir dölün yüksek, ötekünün de düşük genotipik değerli ana ve babadan geldiği bilinmez. Böyle olunca sözkonusu farklılık ta tesadüften kaynaklanmış sayılır.

Bunun gibi, aynı yaştaki analar aynı cüssede değildirler. Ancak bu çalışmada sürekli varyasyon gösteren cüsse faktörü dikkate alınmamıştır. Bu bakımdan farklılık da tesadüfi çevre faktörleri arasına dahil edilmiş, yani bunun etkisi de V_{iq} te kalmıştır. Bunun mutlak ve nisbi olarak (hiç olmazsa ana yaşına ait olanlara nazaran) küçük oluşu, aynı yaştaki anaların cüsse bakımından, döllерin doğum ağırlığında söze değer bir etki yapacak kadar farklı olmadıklarına işaret sayılabilir. Bununla beraber ileride, ana yaşı ile ana cüssesinin birlikte incelenmesine yarayacak metodlar da verilecektir.

3.3 . ÖRNEK - 2 (İnteraksiyonlu Analiz, Haller Özel Seçilmiş)

Yumurtacı hibrit civciv üreten bir işletmenin teknik sorumlusu, Haziran ayı sonlarında kuluçkadan çıkan civcivlerin cinsi olgunluk yaşlarını Nisan ve Mayıs ayı sonlarında çıkanların seviyesine indirmek üzere 14 saat yerine 16 saat ışıklandırma yapmayı tavsiye etmeyi düşünmüş, ancak bunu önce kendi işletmesinde denemeyi gerekli bulmuştur. Bu maksatla Nisan, Mayıs ve Haziran aylarının son haftalarında (birer ay ara ile) kuluçkadan çıkardığı dişi civcivleri Eylül ortasına kadar normal şartlarda büyüttükten sonra ikişer eşit gruba ayırmış, gruplardan her birini çevre şartları kontrol edilebilen ayrı bölmelerdeki kafeslere teker teker yerleştirmiştir. Eylül ayı ortasından itibaren ışıklandırma süresini yavaş yavaş artırarak, Ekim başında, bölmelerden birinde günde 14 saat, diğerinde ise 16 saat ışıklandırma yapılmaya başlanmış ve bu durum sürdürülmüştür.

Her hayvanın ilk yumurtasını yaptığı gündeki yaşı tesbit edilmiş, sonradan bunlar bir tabloda toplanmıştır. Bu çalışmadan rastgele seçilmiş 10' ar hayvan 3.3 sayılı tabloya alınmıştır. Tablodaki gün sayıları gerçek sayılardan 130 düşülerek elde edilmiştir. Böyle bir kodlamanın varyansları değiştirmeyeceği, herhalde bilinir.

Tablo 3.3 Kuluçkadan Çıkış Zamanı ve Işıklandırma Süresi Farklı Yumurtaç Hibril Piliçlerin Cinsi Olgunluk Yaşları (Gerçek yaşlardan 130 indirilmiştir),

Işıklandırma süresi	ÇIKIŞLAR												Işıklandırma Toplamı, \bar{X}			
	NİSAN				MAYIS				HAZİRAN							
14 saat	15	14	17	15	18	16	17	18	20	18	20	26	23	22	27	
	17	16	17	15	16	16	19	17	20	20	27	25	21	24	28	
Toplam, \bar{X}	160, 16.0				161, 16.1				243, 24.3				584, 19.47			
16 saat	16	15	14	14	18	17	16	15	19	20	20	18	24	23	19	
	18	17	15	15	18	18	18	17	21	19	18	17	20	22	18	
Toplam, \bar{X}	159, 15.9				180, 18.0				199, 19.9				538, 17.93			
Çıkış Toplamları, \bar{X}	319, 15.95				361, 18.05				442, 22.1				1122, 18.7			

Tabloda 6 adet alt-grup görülmektedir. Bunlardan her biri iki faktörün birer hali ile meydana getirilmiş muamele kombinasyonlarına aittir. Bu tip deneylere **faktöriyel** denir. Yukarıda anlatılan deneyde kuluçkadan çıkış zamanı faktörünün üç hali ışıklandırma süresinin de iki hali vardır. * Çıkış zamanının her hali ışıklandırma süresinin her hali ile birlikte denenmiş, böylece $3 \times 2 = 6$ muamele kombinasyonu meydana gelmiştir. Bundan başka, her muamele kombinasyonunda eşit sayıda (10) müşahede yapılmıştır. Faktöriyel deneylerde bu, şart derecesinde önemlidir.

Varyans analizi basit faktöriyel deneyler için geliştirilmiş yöntemle ve iki aşamada yürütülür. Birinci aşamada genel kareler toplamı ve serbestlik derecesi alt gruplar arasına ve alt gruplar içine bölünür. İkinci aşamada ise alt gruplar arası kareler toplamı ve serbestlik derecesi faktörlere ve bunların interaksyonuna ayrılır.

I. Aşama

I) Genel Kareler Toplamı = $15^2 + 14^2 + \dots + 18^2$ - DT = 700.6

$$DT = 1122^2 / 60 = 20981.4$$

II) Alt gruplar arası K.T. = $[(160^2 + 181^2 + \dots + 199^2) / 10] - 20981.4 = 487.8$

III) Alt Gruplar İçi K.T. (Hata Unsurları) = I-II = $700.6 - 487.8 = 212.8$

Serbestlik Dereceleri: I için: $60-1=59$, II için: $6-1=5$, III için: $59-5=54$.

* Işıklandırma süresi bu iki hali ile kesikli varyasyon gösteren bir çevre faktörü durumuna dönüşmüştür.

II. Aşama

$$II_a) \text{ Çıkış zamanları arası K.T.} = (319^2 + 361^2 + 442^2) / 20 - 20981,4 = 390,9$$

Her çıkış zamanı için 20 müşahade vardır.

$$II_b) \text{ Işıklandırma süreleri arası K.T.} = (584^2 + 538^2) / 30 - 20981,4 = 35,3$$

Her ışıklandırma süresinde 30 müşahade vardır.

$$II_c) \text{ Zaman X süre interaksyonu K.T.} = II - (II_a + II_b) \\ = 487,8 - (390,9 + 35,3) = 61,6$$

Serbestlik dereceleri:

$$II_a) \text{ için: } 3-1=2, \quad II_b) \text{ için: } 2-1=1, \quad II_c) \text{ için: } 5-(2+1) = 2 \text{ veya } (2 \times 1)=2$$

Sonuçlar 3.4 sayılı varyans analizi tablosunda toplanmıştır. Bu tablodaki varyasyon kaynaklarından zaman x süre interaksyonu hakkında bir hatırlatma yapmak gerekli görülmüştür: Faktörlerden birine ait hallerin ortalamaları (veya toplamları) arasındaki farklar öteki faktörün her halinde sabit (aynı) ise, bu faktörler interaksyon halinde değildir. Aksi halde, yani bir faktörün hallerinin ortalamaları arasındaki farklar öteki faktörün her halinde başka başka ise, o zaman bir interaksyondan söz edilir. Ancak bu başkalık tesadüfe atfedilmeyecek kadar büyük olmalıdır, ki bu da hipotez kontrolü ile tesbit edilir. 3.3 sayılı tabloda ışıklandırma sürelerine ait ortalamalar arası farklar Nisan çıkışında 0,1 gün, Mayıs çıkışında da 0,1 gündür. Eğer yalnızca bu iki çıkış ele alınmış olsaydı (Haziran çıkışı dikkate alınmasa idi) II_a ile II_b niri toplamı II_c 'ye tamamen eşit olurdu, II_c için hiçbir şey kalmazdı. Bu sonuç, tarife de uygun olarak, sözkonusu faktörlerin interaksyon halinde olmadığını belirtirdi. Fakat deneyde Haziranda çıkan civcivler de bulunduğu ve bunlardan 14 saat ışıklandırılanlarla 16 saat ışıklandırılanların ortalamaları arasındaki fark $(24,3 - 19,9) = 4,4$ güne çıktığından analizde II_c 'ye de bir pay kalmıştır ve bu payın tesadüfe atfedilebilme ihtimali % 1 den bile küçüktür. Gerçekten $30,8/3,94$ oranı $(= 7,89)$, ancak % 1 den küçük bir ihtimalle 2 ve 54 serbestlik dereceli F- dağılımına dahil olabilir.

3.4 sayılı tablonun son sütununda kareler ortalamalarına ait beklenen unsurları daha önce verilen varyans analizi tablolarındaki farklı oldukları dikkati çekmiş olmalıdır. Bu fark, üzerinde durulan çevre faktörünün deneyde ele alınan hallerinin mümkün olanlar arasından rastgele veya özel olarak seçilmiş olmaları ile ilişkilidir. Ele alınan hallerin rastgele seçilmiş oldukları kabul edildiğinde, bu hallerin, esas faktörün mevcut bütün hallerine ait gruplar topluluğundan (populasyondan) rastgele seçilmiş örnekler oldukları varsayılır. Böyle olunca da bu grupların ortalamalarına ait varyans sözü edilen populasyona ait varyanstan tahmin edilebilir: V/n .

Tablo 3.4. Yumurtacı Hibrit Piliçlerde Cinsi Olgunluk Yaşına Ait Varyans Analizi (Tablo 3.3 den).

Varyasyon Kaynakları	S.D.	K.T.	K.O.	Beklenen Unsurlar
I) Genel	59	700.6		
II) Alt Gruplar Arası	5	487.8		
II _a) Çıkış Zamanları	2	390.9	195.5	$V_{iq} + 20 E_C$
II _b) Işık Süreleri	1	35.3	35.3	$V_{iq} + 30 E_i$
II _c) Çıkış x Işık İnteraksiyonu	2	61.6	30.8	$V_{iq} + 10 E_{Ci}$
III) Alt Gruplar İçi (Hata)	54	212.8	3.9	V_{iq}

Eğer üzerinde durulan faktörün denenenleri halleri, buna ait tüm haller arasından belirli bir maksatla (özel olarak) seçilmişler ise, bu hallerin etkilediği gruplarla, V_{ara} tahmin edilemez. Bu durumda o faktöre ait kareler ortalamasında, deneye alınan hallerin kendi gruplarının ortalamalarında meydana getirdikleri sapma karelerinin ortalaması yer alır.

Yukarıda anlatılan deneyde çıkış zamanları özel olarak birer ay ara ile ve yalnızca üç ay olarak tesbit edilmiştir. Demek ki bu haller mümkün olan bütün çıkış zamanları arasından rastgele seçilmemiştir. Bundan dolayı da tablo 3.4 de çıkış zamanına ait kareler ortalamasında V_{iq} değil, E_C unsuru bulunur. $E_C = \sum(X_i - \bar{X})^2 / 3$ olup 3 kadar (burada 3) çıkış zamanına ait etkilerin karelerinin ortalamasıdır. Bunun gibi, ışıklandırma süresi için de özel olarak iki hal tesbit edilmiştir. Çünkü ışıklandırma süreleri arasında en çok tartışılan 14 ve 16 saatlik sürelerdir. Bu sebepten de 3.4 sayılı tabloda ışıklandırma sürelerine ait kareler ortalamasının beklenen unsurlarında V_i değil, E_i yer almıştır. $E_i = \sum(X_i - \bar{X})^2 / 2$.

Denenen hallerin rastgele seçilmiş olmaları halinde ana faktörlere ait kareler ortalamalarında bu faktörlerin interaksyonundan ileri gelen bir varyans unsuru (V_{Ci}) da bulunur. Mesela bu durumda çıkış zamanlarına ait kareler ortalaması ($V_{iq} + 10 V_{Ci} + 20 V_C$) unsurlarından oluşur. Fakat burada her iki faktöre ait haller özel maksatla seçildikleri için her ikisine ait kareler ortalamalarında da interaksyon terimi bulunmaz.

* Faktörlerden birine ait haller özel, ötekine ait haller rastgele seçilmiş olabilir. Bu takdirde kareler ortalamalarının beklenen unsurları değişir. Bu konu Düzgüneş ve ark. (1987) tarafından yeteri kadar açıklanmıştır.

Bu gibi durumlarda yapılacak iş 3.4 sayılı tablodaki (E) etkilerinin önemlilik derecelerini kontrol etmek ve büyüklüklerini hesaplamaktır. Bu örnekte interaksyon etkisinin (E_{C1} 'nin) önemli olduğu yukarıda belirtilmişti. Işıklandırma süresine ait etkinin önemliliği de 35.3 / 3.9 oranının (9.05'in) 1 ve 54 serbestlik de F-dağılımına dahil olma ihtimaline göre tayin edilir. Bu ihtimalin % 1 den küçük olduğu, 9.05'in kitabın sonundaki F- tablosunda 1 sütunu ile 54 sırasının çatıştığı 7.16 dan daha büyük olmasından anlaşılr. Buna göre de, deneyde kullanılan iki ayrı ışıklandırma süresi cinsi olgunluk yaşında önemli sapmalara sebep olmuştur, denir. E_C için kullanılacak test oranı ise 195.5/3.9 olup 2 ve 54 serbestlik dereceli F- dağılımına dahil olma ihtimali binde birden bile azdır. Bu da üç farklı kuluçkadan çıkış zamanının cinsi olgunluk yaşında önemli farklılıklar yarattığı anlamına gelir. Ancak bu yorumlar yapılırken interaksyonun varlığını, yani ışıklandırma süresine ait etkinin bütün çıkışlarda aynı olmadığını dikkate almak gerekir. Gerçekleri yukarıda da belirtildiği ve 3.3 sayılı tabloda da görüldüğü üzere, ışıklandırma süresini iki saat uzatmakla sadece Haziran çıkışlarında cinsi olgunluk yaşı önemli ölçüde küçültülebilmektedir. Nisan ve Mayıs çıkışlarında ise bu 14 saatlik ışıklandırma nazaran bir üstünlük sağlamamaktadır.

Sözkonusu etkilerin miktarları aşağıdaki gibi hesaplanır:

$$E_{C1} = (30.8-3.9) / 10 = 2.69$$

$$E_1 = (35.3-3.9) / 30 = 1.05$$

$$E_C = (195.5-3.9) / 20 = 9.58$$

Tesadüfi faktörlerden ileri gelen varyans (V_{10}), 3.9 dur. Ne varki bununla E'ler (mahiyet itibarıyla farklı olduklarından) toplanıp toplam varyans dolayısıyla ele alınan faktörlerin bundaki payları bulunamaz. Bununla beraber yukarıdaki etki miktarlarına dayanılarak hangi faktörün (denenen halleri itibarıyla) daha etkili olduğu söylenebilir.

3.4 . ÖRNEK - 3 (Grup İçi Analiz)

Bir önceki örnekte ışıklandırma süresinin sadece iki hali denenmişti. Bu hallerin hangi maksatla seçildikleri de o bahsin başında açıklanmıştı. İşletmenin teknik sorumlusu daha başka ışıklandırma sürelerinin de cinsi olgunluk yaşına etkilerini araştırmak istemekte, ancak kontrollü çevre şartlarına sahip sadece iki bölme bulunduğu için, bu isteğini gerçekleştirilemeyeceğini düşünmektedir. Bu durumda kendisine şöyle bir deney tavsiye edilebilir.

Nisan ayı ortasında kuluçkadan çıkan dişi civcivler Temmuz ayı sonuna kadar, yani 3.5 ay, normal şartlarda büyütüldükten sonra rastgele iki gruba ayrılarak her grup kontrollü çevre şartları bulunan bölmelerden birindeki kafeslere teker teker

yerleştirilir. Bölmelerden birine etkileri araştırılmak istenen ışıklandırma sürelerinden biri, ötekine de diğeri (rastgele tesbit edilmek üzere) uygulanır. Sürenin 12,13,14,15,16,17 saat olmak üzere altı hal denenmek istense, Nisan çıkışı civcivlere bunlardan rastgele ikisi uygulanacaktır. Tablo 3.5 ten bunlara 12 ve 13 saatlik ışıklandırmaların isabet ettiği anlaşılmaktadır.

Bölmelerdeki münferit kafelerde bulunan hayvanlardan herbirinin ilk yumurtasını yaptığı tarih, buna göre de o tarihteki yaşı tesbit ve kaydedilir. Her bölmedeki hayvanların yansı yumurtaya gelince bölmeler boşaltılır. Bu sefer aynı bölmelere Haziran ayı ortasında kuluçkadan çıkıp 3.5 aylık oluncaya (Ekim ayının başına) kadar normal şartlarda büyütülen piliçler rastgele iki gruba ayrılarak yerleştirilir. Bu partiye uygulanacak ışıklandırma süreleri de geri kalanlar arasından kur'a çekilmek suretiyle tesbit edilir. 3.5 sayılı tabloda bu sürelerin 15 ve 17 saat oldukları anlaşılmaktadır. Bu partiye de birinci partide yapılan işlemler uygulanır.

Bunlardan boşalan bölmelere bu sefer Ağustos ayı ortasında kuluçkadan çıkıp 3.5 ay normal şartlarda büyütülmüş piliçler yerleştirilir. Bu piliçlere de geride kalan 14 ve 16 saatlik ışıklandırmalar uygulanır. Keza, her hayvanın ilk yumurtasını yaptığı tarihteki yaşı tesbit edilir ve bu işe hayvanları yansı yumurtaya gelinceye kadar devam edilir.

Böyle bir deneyden elde edildiği farzedilen sonuçlar 3.5 sayılı tabloda verimmiştir. Başlangıçta her partide bölmelere eşit sayıda piliç konmuş olsa da bunlardan bazılarının yumurtaya gelmeden ölebilir veya bir başka sebeple değerlendirme dışı kalabilir. Bu durum alt gruplarda farklı sayılarda hayvan bulunmasına sebep olur. Tabloda böyle bir halin varlığı görülmektedir. Ancak gruplardaki gözlem sayılarının farklı olması analiz yönteminde bir değişikliğe yol açmaz. Diğer taraftan hesaplamaları kolaylaştırmak amacıyla müşahedelerin hepsinden belirli bir miktar düşülebilir. Bu bir kodlamadır. Tabloda, her hayvanın cinsi olgunluk yaşı 140 günün üstünde olduğundan, gerçek yaşlardan 140 gün düşülmüştür. Bunun varyans analizi sonuçlarını etkilemeyeceği bilinmelidir.

Bu deneyde yine (örnek - 2'deki gibi) iki faktör var ise de-faktöriyel düzen yoktur. Çünkü birinin her hali ötekinin her hali ile kombine edilmiş değildir. Aslında bu deneye, baş tarafta da belirtildiği gibi, ışıklandırma süresinin cinsi olgunluk yaşında önemli bir varyasyon kaynağı olup olmadığını anlamak, böyle ise bunun payını hesaplamak üzere girilmiştir. Eğer elde kontrollü çevre şartlarına sahip çok sayıda (mesela 6 adet) bölme bulunsaydı o zaman materyal olarak aynı tarihte çıkan dişi civcivler kullanılır, böylece kuluçkadan çıkış tarihi ayrı bir faktör olarak işe karışmazdı. Aynı zamanda çıkan civcivler 6 gruba ayrılır, her grup ayrı bir bölmeye yerleştirilir ve her bölmeye ışıklandırma sürelerinden rastgele biri uygulanırdı.

Tablo 3.5. Üç Dönemde Kuluçkadan Çıkan Piliçlerin Çeşitli Işıklandırma Sürelerinde Gösterdikleri Cinsi Olgunluk Yaşları (X = 140 gün), n= 59, $\sum X = 789$.

ÇIKIŞLAR						
Işıklandırma süreleri(Saat)	Nisan		Haziran		Ağustos	
	12	13	15	17	14	16
10	10		8	5	9	7
14	13		8	6	11	8
14	13		9	7	14	8
16	14		13	8	15	9
17	14		14	8	15	9
17	15		15	9	16	10
18	15		18	10	16	12
18	16		21	12	18	12
19	19			13		13
20	22			14		13
22						15
23						
Işıklandırma Top.	208	153	106	92	114	116
	17.33	15.3	13.25	9.2	14.25	10.55
n	12	10	8	10	8	11
Çıkış Top.	361		198		230	
n	22		18		19	

Elde çevre şartları kontrol edilebilen yalnız iki bölme bulunduğu için bu deney ikişer ay ara ile kuluçkadan çıkan civcivlerle yapılmış, böylece çıkış zamanı da bir faktör olarak işe karışmıştır. Ne var ki, ikinci faktörün (çıkış zamanının) asıl faktörle interaksyonu bu deneyde sözkonusu değildir. Bilakis, asıl faktörün etkisi çıkış zamanı etkisinden arındırılmaya çalışılmıştır, ki bu da grup-içi analiz yöntemini kullanmayı gerektirmiştir. Burada ışıklandırma sürelerine alt gruplar, çıkış zamanlarına alt grupları içine rastgele dağılmış durumdadır.

*İki faktörlü deneylerin faktöriyel düzende mi, yoksa iç-içe gruplar halinde mi tertiplenmiş olduklarına dikkat etmek gerekir. Çünkü analiz yöntemleri ve yorumlar farklıdır.

Grup-içi analiz de iki aşamada yürütülür. Birinci aşamada genel kareler toplamı ve serbestlik derecesi alt gruplar arasına ve içine (hataya) bölünür. İkinci aşamada ise alt gruplar arası kareler toplamı ve serbestlik derecesi analiz edilir. Aşağıdaki işlemler 3.5 sayılı tablodan izlenirse daha kolay anlaşılır.

1. Aşama

$$I) \text{ Genel K.T.} = 10^2 + 14^2 + \dots + 13^2 + 15^2 - D.T. = 1111.8$$

$$DT = (769)^2 / 59 = 10551.2$$

$$II) \text{ Alt gruplar arası K.T.} = \frac{208^2}{12} + \dots + \frac{116^2}{11} - DT = 11044.9 - 10551.2$$

$$= 493.7$$

$$III) \text{ Alt gruplar içi (Hata) K.T.} = 1111.8 - 493.7 = 618.1$$

2. Aşama

$$II a) \text{ Çıkış zamanları arası K.T.} = \frac{381^2}{22} + \frac{198^2}{18} + \frac{230^2}{19} - DT.$$

$$= 10885.9 - 10551.2 = 334.7$$

$$II b) \text{ Aynı çıkışlarda ışıklandırma süreleri arası K.T.} = II - IIa = 493.7 - 334.7 = 159.0$$

Serbestlik dereceleri:

$$I) \text{ için: } 59 - 1 = 58; \quad II) \text{ için: } 6 - 1 = 5; \quad III) \text{ için: } 58 - 5 = 53$$

$$II a) \text{ için: } 3 - 1 = 2; \quad II b) \text{ için: } 5 - 2 = 3$$

Bu değerler 3.6 sayılı tabloda bir araya getirilmiştir. Tabloda kareler ortalamalarının beklenen unsurları da gösterilmiştir. Bunlarda iki özel durum dikkati çekmektedir. Birincisi, üst gruplara (çıkış zamanlarına) ait kareler ortalamasında alt gruplardan (ışıklandırma sürelerinden) ileri gelebilecek varyans unsurunun (V_1 'nin) da bulunması, ikincisi ise varyans unsurlarına ait katsayıların (n 'lerin) farklı olmalarıdır. Birinci özellik, her üst grupta ikinci faktörün farklı hallerine ait grupların bulunmasından kaynaklanmaktadır. Çıkış zamanlarına ait grupların farklılığında bunların her birinde başka alt grupların bulunması da rol oynamış olabilir. İkinci özel durum da hem üst ve hem alt gruplarda farklı sayılarda müşahade yapılmış olmasındandır (bak tablo 3.5).

Tablo 3.5. Üç Dönemde Kuluçkadan Çıkmış Piliçlerin Çeşitli Işıklandırma Sürelerindeki Cinsî Olgunluk Yaşlarına Ait Varyans Analizi.

Varyasyon Kaynakları	S.D.	K.T.	K.O.	Beklenen unsurlar
I) Genel	58	1111.8	-	
II) Alt gruplar arası	5	493.7	-	
IIa) Çıkış zamanları arası	2	334.7	167.35	$V_{12} + n_2V_1 + n_3V_0$
IIb) Aynı çıkışlarda ışıklandırma süreleri	3	159.0	53.00	$V_{12} + n_1 V_1$
III) Alt gruplar içi (Hata)	53	618.1	11.66	V_{12}

Burada açıklanması gereken bir husus da kareler ortalamalarına ait beklenen unsurların ele alınan faktörlere ait hallerin rastgele seçilmiş olduklarına göre yazılmış olmalarıdır. Gerçekten buradaki çıkış zamanları belirli bir maksada göre seçilmemişlerdir. Elde mevcut iki bölmeye hiç olmazsa 6 ışıklandırma süresinin etkilerini belirleyebilmek için aralarında en az iki ay açıklık bulunan üç çıkış yapmak mecburiyeti duyulmuştur. Bu açıklık 3 ay da olabilir ve ilk çıkış Şubat ayında da yapılabilirdi. Buna Nisan'da başlamakta hiç bir özel gaye güdülmemiştir. Işıklandırma sürelerinin birer saatten daha az aralıklı olması uygulama bakımından gereksizdir. Diğer taraftan, 12 saatten az ve 17 saatten uzun süre ışıklandırma da yumurta üreticiliğinde nadiren sözkonusudur. Buna göre seçilen ışıklandırma süreleri uygulamada tartışılan sürelerin hepsidir, bu sürelerin popülasyonudur, denebilir. Diğer taraftan, süreler çıkış zamanlarına rastgele dağıtılmıştır. Belirli bir çıkış zamanı için belirli bir ışıklandırma süresini tesbit etmek gayesi güdülmemiştir.

Deneyin esas itibarıyla ışıklandırma süresinin cinsî olgunluk yaşında tespit edilen varyasyondaki payını hesaplamak gayesiyle tertiplenip yürütüldüğü baş tarafta belirtilmişti. Buna göre, bizi asıl ilgilendiren V_1 'in önemli bir varyasyon kaynağı olup olmadığı, eğer böyle ise bunun payıdır. O halde ilk iş olarak $V_1 = 0$ hipotezi kontrol edilmelidir. 3.6 sayılı tabloda bu kontrolün 53.00/11.66 oranının 3 ve 53 serbestlik dereceli F- dağılımına dahil olma ihtimaline göre yapıldığı görülmektedir. Kitabın sonundaki F- tablosundan bu ihtimalin % 1 den de küçük olduğu anlaşılmaktadır. Gerçekten 53.00/11.66=4.54 olup bu F- tablosunda % 1 ihtimal sınırındaki 4.20 yi aşmış bulunmaktadır.

Işıklıdırma sürelerinin farklılığından ileri gelen varyansın (V) mutlak değerini hesaplayabilmek için n_1 'e, toplam varyanstaki payını hesaplayabilmek için de hem n_2 'ye hem de n_3 'e ihtiyaç vardır. Çünkü toplam varyans $V_{\bar{c}} + V_1 + V_2$ ye eşittir. $V_{\bar{c}}$ 'yi bulmak için de n_2 ve n_3 katsayılarını bilmek gerekir. Bu tip analizlerden bunlar için geliştirilen formüller ve bunların 3.5 sayılı tablodaki örneğe uygulanmaları aşağıda gösterilmiştir.

$$n_1 = \frac{N-A}{a-0}$$

N = toplam müşahede sayısı
 a = alt, \bar{u} = üst grupların sayısı
 n = alt gruplardaki gözlem sayısı

$$A = \frac{\sum_{\bar{u}} \sum_a n^2}{\sum^a n} = \frac{12^2+10^2}{12+10} + \frac{8^2+10^2}{8+10} + \frac{8^2+11^2}{8+11} = 29.94$$

$$n_1 = \frac{59-29.94}{6-3} = 9.69$$

$$n_2 = \frac{A-(B/N)}{0-1} \quad B = \sum_{\bar{u}} \sum_a n^2$$

$$B = \sum_{\bar{u}} \sum_a n^2 = 12^2+10^2+8^2+10^2+8^2+11^2 = 593$$

$$n_2 = \frac{29.94 - (593)/59}{3-1} = \frac{29.94-10.05}{2} = 9.95$$

$$n_3 = \frac{N - (C/N)}{0-1} \quad C = \sum_{\bar{u}} (\sum_a n)^2 = (12+10)^2 + (8+10)^2 + (11+8)^2 = 1169$$

$$n_3 = \frac{59 - (1169/59)}{3-1} = \frac{59-19.81}{2} = 19.59$$

Bu sayılar ve tablo 3.6 daki değerler kullanılarak yukarıda sözü edilen varyans unsurları aşağıdaki şekilde hesaplanmıştır:

$$53.00 = 11.66 + 9.69 V_1; \quad V_1 = (53-11.66) / 9.69 = 4.27$$

$$167.35 = 11.66 + (9.95) (4.27) + 19.59 V_2$$

$$V_2 = (167.35-11.66-42.49) / 19.59 = 5.78$$

Bu değerlerden ışıklandırma süresine ait etki payı:
 $4.27 / (11.66+4.27+5.78) = 0.1967 = \% 19.67$
olarak hesaplanır.

Çıkış zamanlarına ait varyansın (V_c 'nin) önemliliğini kontrol etmek için hata olarak II_B ye ait kareler ortalamasını kullanmak gerektiği 3.6. sayılı tabloda beklenen unsurları incelenmesinden kolayca anlaşılır. Gerçekten,

$$\frac{V_{I_1} + n_2 V_1 + n_3 V_c}{V_{I_1} + n_1 V_1}$$

oranının tesadüfî sapmalarla 1'e eşit olabilmesi için $V_c = 0$ olması gerekir*. Söz konusu oran $167.35/53.00 = 3.16$ olup 2 ve 3 serbestlik dereceli F- dağılımına dahil olma ihtimali % 5 ten büyüktür (tablo değeri % 5 te 9.55 dir).

Bu kontrol çıkış zamanlarının önemli bir varyasyon kaynağı olmadığını göstermektedir. Deney anlatılırken çeşitli zamanlarda çıkan civcivlerin hep normal şartlarda büyütüldükleri belirtilmişti, ki yukarıda ifade edilen sonuç bunun başandığına kanıt teşkil eder. Durum böyle olunca, 3.5 sayılı tablodaki değerlerin analizinde çıkış zamanlarının dikkate alınmaması mümkün görülebilir. Buna karar verildiği takdirde 3.6 sayılı tabloya esas olan hesaplamalardaki ikinci aşamaya gerek kalmaz. Birinci aşamadaki alt-gruplar zaten ışıklandırma sürelerine ait olduğundan, "alt gruplar arası" ifadesi yerine "ışıklandırma süreleri arası" ifadesi kullanılır ve varyans analizi tablosu 3.7 deki şekli alır.

Tablo 3.7. Tablo 3.5 teki Verilere Çıkış Zamanları Dikkate Alınmadan Uygulanan Varyans Analizi.

Varyasyon Kaynakları	S.D.	K.T.	K.O.	Beklenen unsurlar
Işıklandırma Süreleri	5	493.7	98.74	$V_{I_1} + n V_1$
Hata Unsurları	53	618.1	11.66	V_{I_2}
Genel	58	1111.8	-	

* n_1 ve n_2 arasında söze değer bir fark olmadığı için yukarıdaki orantılamada hata yoktur denebilir.

Burada n , örnek-1 de verilen $n_{ij} = (N \cdot \frac{\sum n^2}{N}) / (k-1)$ formülü ile 9.79 olarak bulunmuştur. Buna göre de:

$$V_1 = (98.74 - 11.66) / 9.79 = 8.90 \text{ elde edilmiştir. Bunun toplam varyanstaki payı da: } 8.90 / (8.90 + 11.66) = 0.4329 = \% 43.29 \text{ 'a çıkmıştır.}$$

İki analiz sonuçları arasında büyük bir farkın görülmesi bunlardan hangisinin daha güvenilir olduğunu tartışmayı gerektirir. 3.7 sayılı tabloda yer alan analizde çıkış zamanlarından ileri gelen varyans sıfır olarak kabul edilmiştir. Gerçekte bu varyansın sıfır olma ihtimali büyük ise de sıfır olmama ihtimali de vardır. Bu durum ışıklandırma süreleri arasındaki farklılığın farklı çıkışlı hayvanlarda aynı çıkışlı hayvanlara göre daha fazla olmasına sebep olabilir.

Bundan daha önemli olarak 3.7 sayılı tablodan tahmin edilen V_1 da çıkış zamanı x ışıklandırma süresi interaksyonunu da bulunur. Bu interaksyon her ne kadar hesaplanmamakta ise de, yok sayılamaz, az veya çok vardır ve bu, hata kareler ortalamasında, yani V_{iq} te değil, ışıklandırma sürelerine ait kareler ortalamasında, dolayısıyla V_1 'de, yer alır ve bunun büyümesine sebep olur. Halbuki, 3.6 sayılı tablodaki analizden hesaplanan V_1 'de çıkış zamanlarının herhangi bir etkisi yoktur. Çünkü buradaki V_1 aynı çıkışlı hayvanlara uygulanan farklı ışıklandırmalardan ileri gelmiştir.

Bu bahsi kapatmadan önce, denenen ışıklandırma sürelerinin hangisinin uygulamada tavsiye edilebileceğini belirlemek üzere yapılması gereken bir kontrolü (Düzgüneş v.d. 1983 tarafından etraflıca açıklanmış olan Duncan yöntemini) hatırlatmakta yarar görülmüştür. 3.8 sayılı tabloda çeşitli ışıklandırma süreleri arasındaki farkların önemlilik dereceleri gösterilmiştir. Bu tablo hazırlanırken, çıkış zamanları dikkate alınmadan, her bir ışıklandırma süresine ait ortalamalar büyüklüklerine göre sıralanmış, önce birbirini izleyen, daha sonra da sırası ile aralarında, iki, üç, dört ve beş saat fark olanların ortalamaları arasındaki farklar Duncan'ın önemli olabilecek farkları ile karşılaştırılmıştır.

Duncan'ın önemli olabilecek farkları % 1 ve % 5 ihtimal seviyeleri ve her sıralama için aynı aynı olmak üzere (Q.SX) değerlerinden hesaplanmıştır. $S_{\alpha} = (V_{iq} / n)^{1/2} = (11.66/9.79)^{1/2} = 1.091$ olarak tablo 3.6'daki analiz sonuçlarından bulunmuş, Q'ler ise Duncan testiyle ilgili tablolarda 2, 3, 4, 5. ve 6. sütunlarla 53 sırasının karşılaştıkları yerlerden alınmışlardır. Tablo 3.8 de kullanılan değerler bunlardır.

Tablo 3.8. Işıklandırma Sürelerine Alt Cinsi Olgunluk Yaşı Ortalamaları Arasındaki Farkların Önem Kontrolü (Duncan Testi).

Mukayese edilen ortalamalar ve aralarındaki farklar				
17-16=1.35	17-15=4.01*	17-14=5.05*	17-13=6.10**	17-12=8.13**
16-15=2.70	16-14=3.70	16-12=4.75	16-12=6.78	
15-14=1.00	15-13=2.05	15-12=4.18*		
14-13=1.05	14-12=3.06			
13-12=2.03				
%5 D= 1.091 x 2.84 D= 3.10	1.091x3.41 3.72	1.091x3.76 4.10	1.091x4.01 4.38	1.091x4.18 4.56
%1 D=1.091x3.78 D= 4.13	1.091x4.31 4.70	1.091x4.64 5.06	1.091x4.86 5.30	1.091x4.91 5.36

* <P 0.05, ** < P 0.01

Tablo 3.8 uygulama açısından şöyle değerlendirilebilir. Günde 12,13,14 veya 15 saat aydınlatma cinsi olgunluk yaşında bir farklılık yaratmamaktadır. Eğer bu aydınlatma sürelerinde ulaşılan ortalama, tatminkar ise aydınlatma masrafını azaltacağı için günde 12 saat aydınlatma yeterli görülmelidir. Daha düşük bir cinsi olgunluk yaşı isteniyor ve bunun aydınlatma ile sağlanması planlanmışsa 16 saatlik aydınlatma yeterli olacaktır, 17 saate hiç gerek yoktur.

4. BÖLÜM

VARİYASYONLARI KESİKLİ ÇEVRE FAKTÖRLERİNİN ETKİ MİKTARLARI

4.1. GİRİŞ

Kesikli varyasyon gösteren bir çevre faktörünün her hali, populasyon (sürü) içinde belirli bir grup hayvanı etkiler ve bu grubun üzerinde durulan özelliğe (verime) ait ortalamasını populasyon ortalamasından az veya çok saptırır, ki bu sapma o halin **etki miktarı** olarak bilinir. Her halin etki miktar etkilediği gruptaki bütün hayvanlar için sabittir, aynıdır, fakat aynı faktörün öteki hallerinin etki miktarlarından az veya çok farklıdır. Bu durum populasyonda (sürüde) ortalamaları birbirlerinden farklı grupların meydana gelmesine yol açar.

Önceki bölümde anlatılan varyans analizi ve Duncan testi ile ortalamaları birbirlerinden farklı bulunmayan gruplar birleştirilerek tek bir grup oluşturulabilir. Yani, grup, ortalamaları arasında fark yoksa bu grupları etkileyen haller aynıymış gibi düşünülürler. Mesela 4.1. sayılı tabloda, 4.5 ve 6 yaşlı analardan doğan kuzulara ait grupların ortalamaları istatistik olarak farklı bulunmadıkları için bu gruplar 4-6 yaşlılar grubu olarak birleştirilmişlerdir. Bununla beraber, bazı araştırmalarda gruplar arası farkların önemli olup olmadıkları kontrol edilmeden, hatta önemli olmadıkları bilindiği halde, her gruba ait sapma miktarları (her hale ait etki miktarları olarak) ayrı ayrı hesaplanmışlardır. Bu tutum, yanlış sayılmasa bile, gereksiz sayılabilir. Bilgisayardan yararlanma imkanı yaygınlaştıkça bu tip gereksiz işlemler de artmaktadır.

Bir faktörün her hali için hesaplanacak etki miktarlarının toplamı daima sıfıra eşit olacaktır. Mesela kuzuların süten kesim çağındaki ağırlıklarına üç farklı ana yaşının etki miktarları sıra ile b_1 , b_2 ve b_3 olsa, $b_1 + b_2 + b_3 = 0$. Keza aynı özelliği etkileyen iki cinsiyetin etki miktarları c_1 ve c_2 ise, $c_1 + c_2 = 0$. Bu ifadeler genel olarak $\sum b_i = 0$ ve $\sum c_j = 0$ şeklinde gösterilirler (i ve j ilgili faktörlere ait halleri belirtirler). Bu gösterim şekli "ortalamadan sapmaların toplamı sıfırdır" kuralına uymaktadır. Gerçekten sözkonusu etki miktarları grup ortalamalarının genel ortalamadan sapmalarıdır.

$$\sum b_i = \sum (X_i - \bar{X}) = 0, \quad \sum c_j = \sum (X_j - \bar{X}) = 0$$

Bu bahiste belirtmesi gereken önemli bir husus daha vardır. Birden fazla çevre faktörüne ait hallerin aynı materyalde aynı özellik (verim) üzerine etkileri hesaplanırken sözkonusu faktörler arasında interaksyon bulunmadığı varsayılır. Böyle olunca, mesela yukarıda sözü edilen anayaşı ve cinsiyet faktörlerine ait hallerin sütten kesme çağındaki ağırlığa (Y'ye) etki miktarları;

$$Y_{ijk} = m + b_i + c_j + e_{ijk} \dots\dots\dots(4.1)$$

modeline göre hesaplanabilir. Burada her iki faktöre ait etki miktarları arasında sadece lineer bir ilişki bulunduğu, sözkonusu etkileri birbirlerine eklendiği görülmektedir. Bu varsayım hesaplamada büyük kolaylık sağlar.

4.1. sayılı modelde Y_{ijk} = i yaşındaki anadan olma j cinsiyetteki k kuzusunun Y özelliğine (burada sütten kesme çağındaki ağırlığa) ait değeri, m = populasyonun (sürünün) aynı özellik bakımından ortalaması, b_i = i yaşındaki anılardan olma kuzulara ait ortalamasının m'den göstordüğü sapma (i halinin etki miktarı), c_j = j cinsiyetteki kuzulara ait ortalamasının m'den sapması (j halinin etki miktarı), e_{ijk} = i yaşlı anadan doğan j cinsiyetteki k kuzusunun sütten kesim ağırlığına ana yaşı ve cinsiyetten başka faktörlerin (tesadüfi faktörlerin) etki miktarıdır.

Üzerinde durulan B ve C çevre faktörlerinin her haline ait etki miktarları genellikle 4.1 sayılı modeldeki e_{ijk} değerlerine ait kareler toplamını minimum yapacak şekilde (yani en küçük kareler yöntemi ile) hesaplanır. Bu da 4.1 sayılı eşitlikten elde edilen;

$$\sum e_{ijk}^2 = \sum [Y_{ijk} - (m + b_i + c_j)]^2 \dots\dots\dots(4.2)$$

ifadesinin önce sıra ile m, b_1 , b_2 , b_3 , c_1 ve c_2 için alınacak kısmi türevlerinin sıfıra eşitlenmeleri ile bulunacak normal denklemleri elde etmek, sonra da bu denklem sistemini bağımsız hale getirip çözerek her halin etki miktarını bulmaktan ibarettir.

4.2. ÖRNEK

4.1. sayılı modeldeki iki faktörün etki miktarlarını hesaplamak üzere, Eriçin ve Kesici (1972) tarafından üzerinde çalışılmış bulunan İvesi Kuzularına ait değerlerden 4.1 sayılı tablo meydana getirilmiştir. Bu tablodaki değerlerden yararlanılarak her sabit için (m, b_1 , b_2 , b_3 , c_1 ve c_2) birer denklem elde edilmiştir. Eğer dikkat edilirse bu denklemlerin yazılışının bir sistem dahilinde olduğu kolayca anlaşılabilir. Bunlardan 4.3 sayılı denklemler olarak ileride tekrar söz edilecektir.

Tablo 4.1. 155 İvesi Kuzusunda Sütten Kesim Ağırlığının Ana Yaşlarına ve Cinsiyetlere Alt Gruplardaki Toplamları.

Cinsiyet	A n a Y a ş l a r ı						TOPLAM	
	2 yaş (b ₁)		3 yaş (b ₂)		4 yaş (b ₃)		n	Y
	n	Y	n	Y	n	Y		
Erkek (c ₁)	20	344.8	10	195.5	53	1008.6	83	1548.9
Dişi (c ₂)	20	332.0	9	151.0	43	759.3	72	1242.3
TOPLAM	40	676.8	19	346.5	96	1767.9	155	2791.2

$$m \text{ için: } 155m + 40b_1 + 19b_2 + 96b_3 + 83c_1 + 72c_2 = 2791.2$$

$$b_1 \text{ için: } 40m + 40b_1 + 0 + 0 + 20c_1 + 20c_2 = 676.8$$

$$b_2 \text{ için: } 19m + 0 + 19b_2 + 0 + 10c_1 + 9c_2 = 346.5$$

$$b_3 \text{ için: } 96m + 0 + 0 + 96b_3 + 53c_1 + 43c_2 = 1767.9$$

$$c_1 \text{ için: } 83m + 20b_1 + 10b_2 + 53b_3 + 83c_1 + 0 = 1548.9$$

$$c_2 \text{ için: } 72m + 20b_1 + 9b_2 + 43b_3 + 0 + 72c_2 = 1242.3 \dots \dots \dots (4.3)$$

Bu denklemlerde her faktör halinin etkisi ve genel ortalama bir takım sayılarla çarpılmış durumdadır. Bunlar ilgili gruplardaki hayvan sayıdır. Her faktör halinin etkisi ve genel ortalama o gruptaki bütün hayvanlar için sabit (aynı) olduğundan, (4.2) sayılı ifadenin kısmi türevlerinde yer alacak toplam işaretleri, önlerindeki sabit etkilerin ilgili gruplardaki hayvan sayıları kadar toplanacağını ifade edecektir, ki bu da sözkonusu etkinin hayvan sayısı ile çarpımına eşit olacaktır: $\sum b_1 = n.b_1$

Birinci denklem popülasyondaki (sürüdeki) bütün hayvanların ortalaması içindir. Bu sebepten bütün etkileri gruplardaki hayvan sayıları ile tartılmış olarak içermektedir. İkinci denklem b₁ içindir. Bu sebepten yalnız b₁ grubundaki hayvanları kapsamaktadır. Üçüncü denklemde de yalnız b₂ grubundaki hayvanlara yer verilmiştir. b₃ denklemi ise 4-6 yaşındaki anaların kuzuları içindir. c₁ denkleminde yalnızca 83 adet erkek, c₂ denkleminde ise 72 adet dişi kuzu yer almıştır. Görülüyor ki, materyal etkileri incelenecek faktörlere ve bunların hallerine göre, tablo 4.1 deki gibi, doğru ve düzgün olarak gruplanırsa, sözkonusu normal denklemleri yazmak zor olmaz.

Dikkat edilirse, 4.3 sayılı denklemlerin katsayılarında diyagonal bir simetrisinin varlığı görülür. Ayrıca **b** denklemlerinin toplamı **m** denklemine eşittir. Aynı hal **c** denklemleri için de geçerlidir. Bu hususlar denklemlerin yazılmasında hata veya yanlışlık yapıp yapılmadığının kontrolüne yararlar.

Bu aşamada 4.3 sayılı 6 denklemden 6 bilinmeyen ($m, b_1, b_2, b_3, c_1, c_2$) hesaplanabileceği düşünülebilir. Ne var ki, bu denklemler bağımsız değildir. Yukarıda gösterildiği gibi **b** denklemleri ile **c** denklemlerinin toplamları aynı **m** denklemini vermektedirler. Bu sebeple denklemleri önce bağımsız hale getirmek gerekir.

Bu $\sum b_i (b_1 + b_2 + b_3) = 0$ ve $\sum c_j (c_1 + c_2) = 0$ ilişkilerinden yararlanarak yapılır. Söz konusu ilişkiler denklemlerde c_2 yerine $(-c_1)$, b_3 yerine de $(-b_1 - b_2)$ koymayı mümkün kılar. Bütün denklemlerde c_2 yerine $(-c_1)$, b_3 yerine de $(-b_1 - b_2)$ konup gerekli katsayılar yapıldıktan sonra b_1 ve b_2 denklemlerinden b_3, c_1 denklemlerinden de c_2 denklemleri çıkarılarak dört bağımsız denklem elde edilir. Şöyle ki:

m denkleminde:

$$155m + 40b_1 + 19b_2 + 96(-b_1 - b_2) + 83c_1 + 72(-c_1) = 2791.2$$

$$155m + 40b_1 + 19b_2 - 96b_1 - 96b_2 + 83c_1 - 72c_1 = 2791.2$$

$$\mathbf{I. Denklem : 155m - 56b_1 - 77b_2 + 11c_1 = 2791.2}$$

b₁ denkleminde :

$$40m + 40b_1 + 20c_1 + 20(-c_1) = 676.8$$

$$40m + 40b_1 = 676.8$$

b₂ denkleminde:

$$19m + 19b_2 + 10c_1 + 9(-c_1) = 346.5$$

$$19m + 19b_2 + 1c_1 = 346.5$$

b₃ denkleminde :

$$96m + 96(-b_1 - b_2) + 53c_1 + 43(-c_1) = 1767.9$$

$$96m - 96b_1 - 96b_2 + 10c_1 = 1767.9$$

c₁ denkleminde:

$$83m + 20b_1 + 10b_2 + 53(-b_1 - b_2) + 83c_1 = 1548.9$$

$$83m - 33b_1 - 43b_2 + 83c_1 = 1548.9$$

c_2 denkleminde:

$$72m + 20b_1 + 9b_2 + 43(-b_1 - b_2) + 72(-c_1) = 1242.3$$

$$72m - 23b_1 - 34b_2 - 72c_1 = 1242.3$$

Bu işlemler sonucunda elde edilmiş denklemler kullanılarak b_1 ve b_2 den b_3 'ü c_1 denkleminde de c_2 'yi çıkarmak suretiyle 2., 3. ve 4. bağımsız denklemlerde elde edilmiş olur:

$$b_1 - b_3 = 40m + 40b_1 - (96m - 96b_1 - 96b_2 + 10c_1) = 676.8 - 1767.9$$

$$\text{II. Denklem: } -56m + 136b_1 + 96b_2 - 10c_1 = -1091.1$$

$$b_2 - b_3 = 19m + 19b_2 + c_1 - (96m - 96b_1 - 96b_2 + 10c_1) = 346.5 - 1767.9$$

$$\text{III. Denklem: } -77m + 96b_1 + 115b_2 - 9c_1 = -1421.4$$

$$c_1 - c_2 = 83m - 33b_1 - 43b_2 + 83c_1 - (72m - 23b_1 - 34b_2 - 72c_1) = 1548.9 - 1242.3$$

$$\text{IV. Denklem: } 11m - 10b_1 - 9b_2 + 155c_1 = 306.6$$

Böylece elde edilen 4 bağımsız denklem alt alta yazıldığında katsayıların yine diyagonal bir simetri halinde dizildikleri görülür.

$$155m - 56b_1 - 77b_2 + 11c_1 = 2791.2$$

$$-56m + 136b_1 + 96b_2 - 10c_1 = -1091.1$$

$$-77m + 96b_1 + 115b_2 - 9c_1 = -1421.4$$

$$11m - 10b_1 - 9b_2 + 155c_1 = 306.6$$

Bu durum görülmese hesap hatası yapıldığı anlaşılır.

Denklem sayısı gibi bilinmeyenlerin sayısı da dörde indirilmiştir. Denklemlerin birlikte çözülmesi ile m , b_1 , b_2 ve c_1 değerleri elde edilir, c_2 ve b_3 etkileri de sırası ile $c_2 = -c_1$ ve $b_3 = -(b_1 + b_2)$ ilişkilerinden hesaplanır.

Faktörlerin ve her faktöre ait hallerin sayılan arttıkça denklem sayısı da artar ve birlikte çözümler zorlaşır. Ancak bilgisayardan yararlanma imkanı memleketimizde de gittikçe yaygınlaşmakta olduğundan böyle bir zorluktan söz etmemek gerekir. Yukarıdaki denklemlerin çözümlerinden şu sonuçlar elde edilmiştir:

$$m = 17.82209; \quad b_1 = -0.902112; \quad b_2 = 0.379116; \quad b_3 = 0.522996$$

$$c_1 = 0.677082; \quad c_2 = -0.677082$$

Bu sonuçlara göre, 2 yaşlı analardan olma kuzulann süten kesme çağındaki ağırlıkları genel ortalamadan 0.902112 kg. daha düşük olmuştur. Başka bir deyişle, ananın iki yaşında olması kuzunun süten kesimdeki ağırlığını olumsuz yönde ve 0.902112 kg. miktarda etkilemiştir. Kuzulann üç yaşlı analardan olmaları genel ortalamadan 0.379116 kg., 4-5 yaşlı analardan olmaları ise 0.522996 kg. daha ağır olmaları sağlamıştır. Bu sonuç sürüde daha yaşlı koyunların nisbi miktarını arttırmakla süten kesim çağında daha ağır kuzulann elde edilebileceğini göstermektedir.

Kuzulann erkek olmaları onlara ortalama olarak 0.677082 kg. bir avantaj sağlamış, dişi olmaları ise bu miktarda olumsuz etki yapmıştır. Buna göre erkeklerle dişiler arasında $0.677082 - (-0.677082) = 1.354164$ kg'lık fark meydana gelmiştir. 4.1 sayılı tablodan erkek kuzulann ortalama $1548.9/83 = 18.661$ kg. dişilerin ise $1242.3 / 72 = 17.254$ kg. geldikleri hesaplanabilir. Aralarındaki fark $18.661 - 17.254 = 1.407$ kg dir. Bununla 1.354164 arasındaki fark esas itibarıyla hata unsurlarına atfedilir. Başka bir deyişle 1.354164 kg.lık fark beklenendir ve 4.1 sayılı eşitlikteki $a_{ij} = 0$ olduğunda, yani Y'nin B ve C faktörleri ile tamamen tayin edilmesi, daha açık olarak (4.2) sayılı eşitliğin sağ tarafından köşeli parantez içindeki ifadenin sıfıra eşit olması halinde gerçekleşir. Burada her cinsiyette farklı sayıda kuzunun bulunması da beklenenin gerçekleşmemiş olmasında rol oynamıştır.

4.3. BASİT BİR YÖNTEM

Kesikli varyasyon gösteren iki çevre faktörünün her hangi bir özelliğe etkilerini hesaplamak için Bilgisayar kullanmayı gerektirmeyecek basit bir yöntem vardır. Söz konusu iki faktörün halleri ne kadar fazla olursa olsun bu yöntem kullanılabilir. Yöntemin uygulanması (4.3) sayılı normal denklemlerde gösterilecektir.

1. Aşama

B- Faktörünün halleri C- faktörünükilerden daha fazla olduğundan kolaylık olsun diye, birinci aşamada $(m+b_i)$ değerleri c_j cinsinden hesaplanır.

$$40 (m+b_1) = 676.8 - 20c_1 - 20 c_2$$

$$(m+b_1) = 16.920 - 0.5c_1 - 0.5 c_2$$

$$19 (m+b_2) = 346.5 - 10c_1 - 9 c_2$$

$$(m+b_2) = 18.237 - 0.526c_1 - 0.474 c_2$$

$$96 (m+b_3) = 1767.9 - 53c_1 - 43 c_2$$

$$(m+b_3) = 18.416 - 0.552c_1 - 0.448 c_2 \dots\dots\dots (4.4)$$

2. Aşama

c_1 denkleminde b'lere ait katsayıları toplamı m'in katsayısına (83'e) eşit olduğundan bu denklem:

$$20(m+b_1) + 10(m+b_2) + 53(m+b_3) + 83c = 1548.9 \dots\dots\dots(4.5)$$

olarak yazılabilir. Buradaki $(m+b_i)$ lerin yerlerine 4.4 sayılı eşitliklerdeki değerleri konduğunda:

$$20 (16.920-0.5c_1 - 0.5c_2) + 10 (18.237-0.526c_1 - 0.474c_2) \\ + 53(18.416 - 0.552c_1 - 0.448 c_2) + 83 c_1 = 1548.9 \dots\dots\dots(4.6)$$

elde edilir. Bu eşitlik basitleştirilince:

$$1496.8+38.484c_1 - 38.484c_2 = 1548.9 \text{ bulunur. } c_1 = -c_2 \text{ olduğundan} \\ 38.484 (-c_2) - 38.484c_2 = 1548.9 - 1496.8= 52.1 \\ -c_2 (38.484+38.484) = 52.1 = -76.968C_2 \\ c_2 = -52.1 /76.968 = -0.6769 \quad c_1 = + 0.6769$$

Bu değerlerin en küçük kareler yöntemi ile bulunmasını ayrı olduktan, küçük farkları yuvarlaklaştırma işlemlerinden kaynaklandıkları anlaşılmaktadır.

3. Aşama

c_1 ve c_2 için hesaplanan bu değerler (4.4) sayılı $(m+b_i)$ eşitliklerinde yerlerine konduğunda:

$$m+b_1 = 16.920 - 0.5 (0.6769) - 0.5 (- 0.6769) = 16.920 \\ m+b_2 = 18.237 - 0.526 (0.6769) - 0.474 (- 0.6769) = 18.202 \\ m+b_3 = 18.416 - 0.552 (0.6769) - 0.448 (- 0.6769) = 18.346$$

Bunlar toplanınca:

$$3m+b_1 + b_2 + b_3 = 16.920 + 18.202 + 18.346 = 53.468 \\ b_1 + b_2 + b_3 = 0 \text{ olduğundan } m = 53.468 / 3 = 17.823.$$

Bu, bütün alt gruplarda eşit sayıda hayvanın bulunması halinde Y- değerlerinin gösterdiği ortalamadır.

4. Aşama

(m+b) eşitliklerinde m için bulunan bu değer kullanıldığında:

$$b_1 = 18.920 - 17.823 = - 0.903$$

$$b_2 = 18.202 - 17.823 = +0.379$$

$$b_3 = 18.346 - 17.823 = +0.523$$

Bununla birlikte bu değerler $b_1 + b_2 + b_3 = 0$ şartını yerine getirmektedirler. Binde hanesindeki farklar yuvarlaklaştırmalardan ileri gelmiştir.

C faktörünün üç hali olsaydı, o zaman 4.4 sayılı eşitliklerin sağ tarafından c_1 ve c_2 'ye ilaveten bir c_3 etkisi de yer alacak, dolayısıyla 4.5 sayılı eşitlik üç bilinmeyenli olacaktır. Bunları hesaplayabilmek için de iki eşitliğe daha lüzum duyulacaktı. Bunlardan biri şöyle elde edilebilir: 4.3. sayılı normal denklemlerden c_2 'ye ait olanda b'lerin katsayılar toplamı m'in katsayısına (72'ye) eşit olduğundan 4.5 sayılı eşitlik gibi, son terimi 72 c_2 olan bir eşitlik daha yazılabilir.

$$20(m+b_1) + 9(m+b_2) + 43(m+b_3) + 72c_2 = 1242.3$$

Buradaki (m+b) ler yerine (4.4) daki eşitleri konup basitleştirilince (4.6) daki gibi bir eşitlik elde edilmiş olur. İkinci eşitlik olarak da $c_1 + c_2 + c_3 = 0$ kullanılır ve bunlarla c_1 , c_2 ve c_3 değerleri bulunur. b'lerin hesaplanmasında herhangi bir değişiklik olmaz.

4.4. TARTILI ORTALAMA FARK (TOF) YÖNTEMİ

Kesikli varyasyon gösteren çevre faktörlerinin hallerine ait etki miktarlarını, bilgisayarla ihtiyaç duymadan, hesaplamada kullanılabilecek bir yöntem de Gönül (1974) tarafından TOF olarak adlandırılıp anlatılmış ve bu yöntemle elde edilen sonuçların En-Küçük-Kareler metodu ile elde edilenlerle uyum halinde oldukları gösterilmiştir. Bölümümüzde yapılan bir Yüksek Lisans tezinde de aynı sonuçlar elde edilmiştir (Başpınar, 1985).

Bu bahiste yöntem (4.1) sayılı tablodaki örnek üzerinde anlatılacak, böylece aynı zamanda daha önce anlatılan yöntemlerle bu yöntemin karşılaştırılması yapılabilecektir. (4.1) sayılı tablodaki toplamlar yerine ortalamalar kullanılarak (4.2) sayılı tablo meydana getirilmiştir. Böyle bir tablo yöntemin uygulanmasında ilk aşamadır. İkinci aşamada standart kabul edilecek alt grup tesbit edilmiştir. Örneğimizde Bu ($c_1 - b_2$) alt grubu, yani üç yaşlı analardan olma erkek kuzulardır.

Üçüncü aşamada hangi faktöre ait hallerin etki miktarları hesaplanacaksa onlara uygun tablolar düzenlenir, 4.3 sayılı tablo cinsiyet faktörünün halleri içindir.

Tablo 4.2. 155 İvesi Kuzusunun Sütten Kesim Çağındaki Ağırlıklarına Alt Alt Grup Ortalamaları ve Her Alt Gruptaki Kuzu Sayıları.

Cinsiyet	A n a Y a ş l a r ı					
	2 Yaş (b ₁)		3 Yaş (b ₂)		4-6 Yaş (b ₃)	
	n	\bar{X}	n	\bar{X}	n	\bar{X}
Erkek (c ₁)	20	17.24	10	19.55	53	19.03
Dişi (c ₂)	20	16.60	9	16.78	43	17.66

Ana yaşı faktörüne ait haller için de 4.4 ve 4.5 sayılı tablolar düzenlenmiştir. Dördüncü aşamada TOF'lar hesaplanırlar. Bunun için genel olarak $\sum Wd / \sum W$ işlemi yapılır. Buradaki W= sözü geçen tartıdır ve $W = (n_1 \cdot n_2) / (n_1 + n_2)$ şeklinde hesaplanır. Burada n_1 standart hale, n_2 de bundan sapması hesaplanacak hale ait fert sayısıdır. $d = \bar{X}_2 - \bar{X}_1$ olup yine \bar{X}_2 standart hale, \bar{X}_1 de bundan sapması hesaplanacak hale ait ortalamadır.

Tablo 4.3. Cinsiyet Faktörünün Standart (erkek) Hali ile Öteki (dişi) Hali Arasındaki TOF'ın Hesaplanması.

Alt Gruplar	Erkek n ₁	Dişi n ₂	Erkek X ₁	Dişi X ₂	Farklar d= $\bar{X}_1 - \bar{X}_2$	Tartılar W	d.W
b ₁	20	20	17.24	16.60	0.64	10.00	6.40
b ₂	10	9	19.55	16.78	2.77	4.74	13.13
b ₃	53	43	19.03	17.66	1.37	23.74	32.52
TOF (c ₁ - c ₂) = 52.05 / 38.48 = 1.353					Toplam	38.48	52.05

4.3 sayılı tabloda her alt gruptaki dişilerle standart hal olan erkeklerin ortalamaları arasındaki TOF $(C_1 - C_2) = \sum Wd / \sum W = 52.05 / 38.48 = 1.353$ olarak hesaplanmıştır. Cinsiyet faktörünün başka hali olmadığından $c_1 + c_2 = 0$ eşitliği ile şimdi hesaplanan $c_1 - c_2 = 1.353$ eşitliğinden yararlanılarak: $2c_1 = 1.353$, buradan da $c_1 = 0.677$ ve $c_2 = -0.677$ bulunmuştur. Görülüyor ki bu etkiler (değerler) en küçük kareler yöntemi ile bulunanların aynıdır.

Ana yaşı faktörüne ait hallerin etkilerine gelince, bunlardan B₂ hali standart kabul edildiğinden diğer hallerin etkileri önce buna göre hesaplanacaktır. Tablo (4.4) 2 yaşlı analara ait etkili hesaplamak üzere düzenlenmiştir. Bu tabloda 2 yaşlı anaların erkek ve dişi kuzularına ait ortalamaların standart yaştaki anaların erkek ve dişi kuzularına ait ortalamalarla karşılaştırılarak TOF (b₂ - b₁)'in hesaplanma işlemi göstermiştir.

Tablo 4.4. Standart (3 yaşlı) Analara 2 Yaşlı Analara Ait Kuzuların Sütten Kesim Ağırlığı Ortalamaları Arasındaki TOF'ın Hesaplanması.

Alt Gruplar	3 yaşlı n ₁	2 yaşlı n ₂	3 yaşlı X ₁	2 yaşlı X ₂	Farklar d=X ₁ -X ₂	Tartılar W	d.W
c ₁ (erkek)	10	20	19.55	17.24	2.31	6.67	15.41
c ₂ (dişi)	9	20	16.78	15.60	0.18	6.21	1.12
TOF (B ₂ - B ₁) = 16.53/12.88 = 1.283					Toplam	12.88	16.53

Ana yaşı faktörünün üçüncü hali olan 4-6 yaşlı anaların standart yaşta tartılı ortalaması farkı da (4.5) sayılı tablodan hesaplanmış ve - 0.138 olarak bulunmuştur. Ana yaşı faktörünün üç hali olduğundan bunlardan herbirine ait etki miktarını aşağıdaki formül yardımı ile elde edilmiştir.

$$b_i = \frac{\sum (\text{TOF}) \cdot k \text{ TOF } (B_2 - B_1)}{k}$$

Paydaki birinci terim hesaplanan TOF'ların toplamı, ikinci terim etkisi hesaplanacak hale ait TOF, k ise hal sayısıdır. Buna göre

$$b_1 = \frac{\text{TOF } (B_2 - B_1) + \text{TOF } (B_2 - B_3) - 3 \text{ TOF } (B_2 - B_1)}{3}$$

$$b_1 = \frac{1.283 + (-0.138) - 3 (1.283)}{3} = \frac{1.145 - 3.849}{3} = -0.901$$

$$b_2 = \frac{1.283 + (-0.138) - 3 (0)^*}{3} = 0.381$$

* B₂ standart hal olduğundan buna ait TOF=0.

Tablo 4.5. Standart (3 yaşlı) Analarla 4-6 Yaşlı Analara Ait Kuzulann Ortalamaları Arasındaki TOF'ın Hesaplanması.

Alt Gruplar	3 yaşlı n ₁	4-6 yaşlı n ₂	3 yaşlı \bar{X}_1	4-6 yaşlı \bar{X}_2	Farklar d= $\bar{X}_1-\bar{X}_2$	Tartılar W	d.W
C ₁	10	53	19.55	19.03	0.52	8.41	4.37
C ₂	9	43	16.78	17.66	-0.88	7.44	-6.55
TOF (B ₂ - B ₃) = - 2.18 / 15.85 = - 0.138					Toplam	15.85	- 2.18

$$b_3 = \frac{1.283 + (-0.138) \cdot 3 \cdot (-0.138)}{3} = 0.520$$

Görüleceği üzere, ana yaş faktörünün hallerine ait etki miktarları için bu yöntemle hesaplanan etki miktarları da en küçük kareler yöntemi ile hesaplanmış olanların aynıdır ve $\sum b_i = 0$ şartı da gerçekleşmiş bulunmaktadır: 0.901+0.381+0.520=0.

4.5. ÜÇ FAKTÖRLÜ BİR ÖRNEK

Bir siğir sürüsünde ineklerin süt verimlerine doğum mevsiminin, yaşın ve yılların etkilerini incelemek üzere elde edilen veriler 4.6 sayılı tabloda toplanmıştır. Tablodaki verimler alt gruplardaki hayvanlara ait verimlerin ton olarak toplamlarıdır.

Problem için uygulanacak model:

$$Y_{ijk} = m + a_i + b_j + c_k + e_{ijk} \quad (4.7)$$

$$(i=1,2; j=1,2; k=1,2,3,4,5)$$

Normal denklemler:

m için:

$$105m + 44a_1 + 61a_2 + 51b_1 + 54b_2 + 11c_1 + 14c_2 + 21c_3 + 27c_4 + 32c_5 = 412.91$$

a₁ için:

$$44m + 44a_1 + 0 + 21b_1 + 23b_2 + 5c_1 + 7c_2 + 9c_3 + 12c_4 + 1c_5 = 170.29$$

$$5c_1 = (2+3)c_1$$

a₂ için:

$$61m + 0 + 61a_2 + 30b_1 + 31b_2 + 6c_1 + 7c_2 + 12c_3 + 15c_4 + 21c_5 = 242.62$$

$$6c_1 = (3+3)c_1$$

Tablo 4.6. İki Ayn Yılda ve İki Ayn Mevsimde Doğuran Beş Farklı Yaştaki İneklerin Sayıları ve Toplam Verimleri (ton).

YAŞLAR	Yıllar				TOPLAMLAR	
	a ₁		a ₂		ΣΣn	ΣΣY
	Yaz(b ₁) n	Kış(b ₂) n	Yaz(b ₁) n	Kış(b ₂) n		
2 (C ₁)	2 5,72	3 10,04	3 9,60	3 9,95	11	35,31
3 (C ₂)	3 10,80	4 14,40	3 10,10	4 15,00	14	50,30
4 (C ₃)	4 16,01	5 20,40	6 23,17	6 26,60	21	86,18
5 (C ₄)	6 22,00	8 23,70	8 31,80	7 29,94	27	107,44
6+ (C ₅)	6 24,40	5 22,82	10 40,10	11 46,36	32	133,68
Toplam	21 78,93	23 91,36	30 114,77	31 127,85	105	412,91
Yıllar	a ₁ : Σn = 44	ΣY = 170,29	a ₂ : Σn = 61	ΣY = 242,62		
Mevsimler	YAZ: Σn = 21 + 30 = 51		KİŞ: Σn = 23 + 31 = 54			
	ΣY = 78,93 + 114,77 = 193,70		ΣY = 91,36 + 127,85 = 219,21			

b₁ için:

$$51m + 21a_1 + 30a_2 + 51b_1 + 0 + 5c_1 + 6c_2 + 10c_3 + 14c_4 + 16c_5 = 193,70$$

$$16c_5 = (6 + 10)c_5$$

b₂ için:

$$54m + 23a_1 + 31a_2 + 0 + 54b_2 + 6c_1 + 8c_2 + 11c_3 + 13c_4 + 16c_5 = 219,21$$

$$16c_5 = (5 + 11)c_5$$

c₁ için:

$$11m + 5a_1 + 6a_2 + 5b_1 + 6b_2 + 11c_1 + 0 + 0 + 0 + 0 = 35,31$$

c₂ için:

$$14m + 7a_1 + 7a_2 + 8b_1 + 8b_2 + 0 + 14c_2 + 0 + 0 + 0 = 50,30$$

c₃ için:

$$21m + 9a_1 + 12a_2 + 10b_1 + 11b_2 + 0 + 0 + 21c_3 + 0 + 0 = 86,18$$

c₄ için:

$$27m + 12a_1 + 15a_2 + 14b_1 + 13b_2 + 0 + 0 + 0 + 27c_4 + 0 = 107,44$$

c₅ için:

$$32m + 11a_1 + 21a_2 + 16b_1 + 16b_2 + 0 + 0 + 0 + 0 + 32c_5 = 133,68$$

Konu bu 10 adet normal denklemin birlikte çözümüdür. İlk örnekteki gibi burada da bütün denklemler bağımsız değildirler. m denklemler a denklemlerinin toplamıdır. Aynı durum b ve c denklemleri için de vardır.

$\sum a_i = 0$, $\sum b_j = 0$ ve $\sum c_k = 0$ ilişkilerinden yararlanarak bu denklemleri 7 bağımsız denkleme indirgemek mümkündür. Deneyiniz.

4.6. TEK FAKTÖRLÜ BİR ÖRNEK

Bazı hallerde bir tek faktörün çeşitli hallerine ait etki miktarlarını hesaplamak durumu ile karşılaştırılabilir. Nitekim Düzgüneş ve Yeo (1956), kuluçka mevsimi uzatılmış bulunan Nebraska Leghorn sürüsünde birinci yıl yumurta verimine ait kalıtım derecesini hesaplariken kuluçkadan çıkış zamanının etkisini gidermek durumunda kalmışlardır. Bu çalışmada kuluçka mevsimi 11 hafta sürmüş ve her hafta çıkan hayvanların yıllık yumurta verimi bakımından sürü ortalamasından sapmaları hesaplanmıştır. Bunlar bir çevre faktörü olan çıkış zamanının 11 haline ait etki miktarları olarak değerlendirilmiş ve 7. bölümde anlatılacak yöntemle hayvanların yıllık yumurta verimi bu etkiler bakımından standartlaştırılmıştır. Standartize edilmiş değerlerden hesaplanan seleksiyonda isabet derecesinin, beklendiği üzere, arttığı gösterilmiştir.

Burada ikişer haftalık aralıklarla çıkış yapılan, böylece de kuluçka mevsimi uzatılan bir işletmede (ki Ankara Tavukçuluk Enstitüsünde bazı sürülerde böyle yapmak gerekmektedir) 4 çıkış zamanının birinci verim yılının Şubat ayı ortasına kadarki yumurta verimine etkilerini hesaplama yöntemi anlatılacaktır*. Bu maksatla 4.7 sayılı tablodaki veriler kullanılacaktır. Yumurta sayıları hep 100'ün üstünde olduğu için kolaylık olsun diye bunun üstündeki sayılar toplanmıştır. Hesaplama bu kodların hata yaratmadığı daha önce açıklanmıştır.

Tablo 4.7. Nisan Ortasından İtibaren İkişer Hafta Ara İle Çıkarılan Leghorn Irkı Tavukların Sayıları ve Şubat Ortasına Kadarki Verimleri (Y-100).

	ÇIKIŞLAR	1.	2.	3.	4.	TOPLAM
n		142	160	200	220	722
$\sum (Y-100)$		1570	1715	1580	1650	6515

Bu örneğe bundan evvel anlatılan üç yöntem uygulanarak aynı sonuçların elde edileceği gösterilecektir.

4.6.1. En Küçük Kareler Yöntemi

Tablo 4.7'deki değerleri kullanarak çıkış zamanlarının etki miktarlarını hesaplamak için;

$$Y_{ij} = m + b_i + e_{ij} \dots\dots\dots(4.8)$$

modeli kullanılmıştır. Burada Y_{ij} = i çıkışlı j tavuğuna ait verim, b_i = i çıkışlı tavuklara ait verim ortalamasının genel ortalamadan (m'den) sapması (i çıkışının etki miktarı, i= 1,2,3,4), e_{ij} = i çıkışlı j tavuğunun verimine çıkış zamanından başka faktörlerin etki miktarı (hata unsurunun etkisi). (4.8) sayılı modelde m ve b_i lerin e_{ij} 'yi minimum yapacak şekilde hesaplamaları için geliştirilen normal denklemler (4.9) sayılı olarak aşağıda verilmiştir. Burada da (4.2) sayılı bahiste (4.3) sayılı normal denklemleri geliştirirken kullanılan usule uyulmuştur. 4.7 sayılı tablodaki değerler:

$$\begin{array}{l} m \text{ için : } 722m + 142b_1 + 160b_2 + 200b_3 + 220b_4 = 6515 \\ b_1 \text{ için : } 142m + 142b_1 + 0 + 0 + 0 = 1570 \\ b_2 \text{ için : } 160m + 0 + 160b_2 + 0 + 0 = 1716 \\ b_3 \text{ için : } 200m + 0 + 0 + 200b_3 + 0 = 1580 \\ b_4 \text{ için : } 220m + 0 + 0 + 0 + 220b_4 = 1650 \dots\dots\dots(4.9) \end{array}$$

denklemleri yazılmıştır.

Bu denklemlerdeki beş bilinmeyen (m, b_1 , b_2 , b_3 , b_4 'ün) hesaplanabilmeleri için önce bunların $\sum b_i = b_1 + b_2 + b_3 + b_4 = 0$ ilişkisinden yararlanılarak bağımsızlaştırılmaları gerekir. Bu amaçla denklemlerde mesela b_4 yerine (- $b_1 - b_2 - b_3$) konur. Bundan sonra b_1 , b_2 ve b_3 denklemlerinden b_4 denklemini çıkarıp, gereken basitleştirmeleri yaparak 4 bağımsız denklem elde edilir. Şöyle ki:

m denkleminde b_4 yerine (- $b_1 - b_2 - b_3$) konunca:

$$722m + 142b_1 + 160b_2 + 200b_3 + 220(-b_1 - b_2 - b_3) = 6515$$

Basitleştirilince:

$722m - 78b_1 - 60b_2 - 20b_3 = 6515$ denklemleri elde edilmiştir. Bu bağımsız denklemlerden biridir.

* Birer hafta ara ile bahar başında yapılan 4 çıkış arasında yıllık yumurta verimi bakımından genellikle önemli farklar bulunmamıştır. Ancak aralıklar iki haftaya çıkarılıp verimler de kısmi olunca 4 çıkış zamanının etkilerini araştırmak gerçekçi bir tutum sayılır.

b_1, b_2, b_3 denklemlerinde b_4 olmadığından bunlar kısaltılarak aynen yazılmıştır:

$$b_1 \text{ denklemleri : } 142m + 142b_1 = 1570$$

$$b_2 \text{ denklemleri : } 160m + 160b_2 = 1715$$

$$b_3 \text{ denklemleri : } 200m + 200b_3 = 1580$$

b_4 denkleminde b_4 yerine $(-b_1 - b_2 - b_3)$ konunca: $220m + 220(-b_1 - b_2 - b_3) = 1650$

$$b_4 \text{ denklemleri: } 220m - 220b_1 - 220b_2 - 220b_3 = 1650$$

Bunun b_1, b_2 ve b_3 denklemlerinden çıkartılması ile:

$$b_1 - b_4 = 142m + 142b_1 - (220m - 220b_1 - 220b_2 - 220b_3) = 1570 - 1650$$

$$= -78m + 362b_1 + 220b_2 + 220b_3 = -80$$

Bu, bağımsız denklemlerden ikincisidir.

$$b_2 - b_4 = 160m + 160b_2 - (220m - 220b_1 - 220b_2 - 220b_3) = 1715 - 1650$$

$$= -60m + 220b_1 + 380b_2 + 220b_3 = 65$$

Bu, bağımsız denklemlerden üçüncüsüdür.

$$b_3 - b_4 = 200m + 200b_3 - (220m - 220b_1 - 220b_2 - 220b_3) = 1580 - 1650$$

$$= -20m + 220b_1 + 220b_2 + 420b_3 = -70$$

Bu da dördüncü bağımsız denklemdir. Bunlar birarada yazılınca:

$$722m - 78b_1 - 60b_2 - 20b_3 = 6515$$

$$-78m + 362b_1 + 220b_2 + 220b_3 = -80$$

$$-60m + 220b_1 + 380b_2 + 220b_3 = 65$$

$$-20m + 220b_1 + 220b_2 + 420b_3 = -70$$

denklemleri ekle edilir. Bu denklem sisteminde katsayıların diyagonal simetri halinde oldukları görülür, ki bu işlemlerde hata yapılmadığına işarettir. Bağımsız denklemlerin birlikte çözümlenmeleri ile:

$$m = 9.294, \quad b_1 = 1.763, \quad b_2 = 1.425, \quad b_3 = -1.394 \text{ bulunmuştur.}$$

$$b_4 = -(b_1 + b_2 + b_3) \text{ ilişkisinden de}$$

$$b_4 = -1.794 \text{ olarak hesaplanmıştır.}$$

4.6.2. Basit Yöntem

Aynı örneğin 4.3 sayılı bahiste anlatılan basit yöntemle işlenmesi de şöyledir:

4.9. Sayılı normal denklemlerden (b'lere ait olanlardan)

$$142(m+b_1) = 1570 \quad ; \quad (m+b_1) = 1570/142 = 11.056$$

$$160(m+b_2) = 1715 \quad ; \quad (m+b_2) = 1715/160 = 10.719$$

$$200(m+b_3) = 1580 \quad ; \quad (m+b_3) = 1580/200 = 7.900$$

$$220(m+b_4) = 1650 \quad ; \quad (m+b_4) = 1650/220 = 7.500 \quad \text{.....(4.10)}$$

eşitlikleri elde edilmiştir.

Sağ taraftakiler (m+ b'ler) toplanınca:

$$4m + b_1 + b_2 + b_3 + b_4 = 11.056 + 10.719 + 7.900 + 7.500 = 37.175$$

$$b_1 + b_2 + b_3 + b_4 = 0 \text{ olduğuna göre:}$$

$$4m = 37.175, \quad m = 37.175/4 = 9.294$$

Yine (4.10) sayılı eşitliklerin sağındakilerden $b_i = (m+b_i) - m$ işlemi ile

$$b_1 = 11.056 - 9.294 = 1.762; \quad b_2 = 10.719 - 9.294 = 1.425$$

$$b_3 = 7.900 - 9.294 = -1.394; \quad b_4 = 7.500 - 9.294 = -1.794$$

bulunur ki, bunlar En - Küçük - Kareler yöntemi ile bulunanların aynıdır ve toplamın da sıfıra eşittir (Yuvarlaklaştırmalardan kaynaklanan küçük farklar hariç).

4.6.3. Tartılı Ortalama Fark

Tartılı ortalama farklar yöntemini uygulamak üzere (4.8) sayılı tablo düzenlenmiştir.

Tablo 4.8. Tablo 4.7'deki Verilerden Çıkış Zamanlarına Ait Etkilerin TOF Yöntemi ile Hesaplanmaları. ($B_1 =$ standart hal).

	$B_1 - B_2$	$B_1 - B_3$	$B_1 - B_4$
$d = \bar{X}_1 - \bar{X}_i$	$11.056 - 10.719 = 0.337$	$11.056 - 7.9 = 3.156$	$11.056 - 7.5 = 3.556$
$W = \frac{n_1 \cdot n_i}{n_1 + n_i}$	$\frac{142 \cdot 160}{142 + 160} = 75.232$	$\frac{142 \cdot 200}{142 + 200} = 83.041$	$\frac{142 \cdot 220}{142 + 220} = 86.298$
d.W.	25.358	262.077	306.876
TOF* = d.W/W =	0.337	3.156	3.556

* Alt gruplar olmadığından toplam işaretine gerek kalmamıştır.

Tablodaki değerlerden:

$$b_1 = \frac{0,337+3,156+3,556-4(0)}{4} = 1,762$$

$$b_2 = \frac{0,337+3,156+3,556-4(0,337)}{4} = 1,425$$

$$b_3 = \frac{0,337+3,156+3,556-4(3,156)}{4} = -1,394$$

$$b_4 = \frac{0,337+3,156+3,556-4(3,556)}{4} = -1,794$$

Görüldüğü gibi bu yöntemle de aynı etki miktarları elde edilmiştir.

5. BÖLÜM

VARIYASYONLARI SÜREKLİ OLAN ÇEVRE FAKTÖRLERİNİN ETKİLERİ

5.1. GİRİŞ

Kesikli varyasyon gösteren çevre faktörlerinin etki payları ile etki miktarlarını hesaplama teknikleri iki ayrı bölümde açıklanmıştır. O erada hata unsurlarından ileri gelen farklılıklar da gösterilmiştir. Varyasyonları sürekli olan çevre faktörlerine ait etki payları ile etki miktarlarını hesaplama teknikleri ise tek bölümde anlatılacaktır.

Bu tip çevre faktörlerinin herhangi bir kantitatif özellikte (mesela, belirli bir yaştaki canlı ağırlıkta veya besi sonucunda seçilene ağırlık artışında) müşahade edilen varyasyondaki payları **Belirleme (Determination)** katsayı ile ölçülür. Bu, Wright (1921) tarafından geliştirilen **İz (Path)** katsayısının karesidir.

İz-katsayısı, üzerinde çalışılan bir populasyonda (sürüde) kantitatif bir özelliğin yalnızca sürekli varyasyon gösteren belli bir faktörden (mesela A'dan) ileri gelen farklılığının ($S_{Y,A}$) bu özellikte bütün faktörlerin etkisiyle meydana gelen farklılıktaki (S_Y) nisbi miktar olarak tanımlanır ve genel olarak:

$$P_{Y,A} = \frac{S_{Y,A}}{S_Y} \quad \text{.....(5.1)}$$

şeklinde gösterilir.* Burada $S_Y=Y$ özelliğinin bütün faktörlerin etkisi ile gösterdiği varyasyonun standart sapma cinsinden ölçüsü, $S_{Y,A} = Y$ 'ye ait standart sapmanın yalnızca A'dan ileri gelen kısmıdır. Bunu deneyle bulmak hemen hemen imkansızdır. Mesela kuzularda süten kesimdeki ağırlığa ait standart sapmanın yalnızca ananın farklı miktarlarda süt vermelerinden ileri gelen kısmı hesaplanmak istense, süten kesimdeki ağırlığa etkisi olduğu bilinen bütün faktörlerin

*Buna göre belirleme katsayısı da $P^2_{Y,A}$ dir.

(mesela doğum ağırlığı, ana ağırlığı, ana yaşı ve cinsiyetin) elemine edilmeleri, yani eşit olmalarının sağlanması gerekir. Başka bir deyişle, aynı sürüden, aynı yaş ve ağırlıkta analardan aynı ağırlıkta ve aynı cinsiyette doğan kuzuların sütten kesim ağırlıklarına ait standart sapmanın hemen sadece anaların süt verimlerindeki farklılıktan ileri geldiği, yani $S_{Y,A}$ nin bir tahmini olduğu kabul edilebilir. Eğer bu, sürüdeki bütün kuzulara ait standart sapmaya bölünürse (ki bunda bütün faktörlerin payı vardır) elde edilecek değer $P_{Y,A}$ yazılabilir. Görülüyor ki, $S_{Y,A}$ nin tahmin edilmesi için gerekli olan şartların hepsine sahip yeter sayıda kuzu bulmak hemen hemen imkansızdır. İşte bu sebeptendir ki, iz - katsayısı istatistik yolla hesaplanmaktadır.

Yukarıda anlatılan örneğin gerçekleşmesi halinde bulunacak $S_{Y,A}$ değeri, aslında, A faktörüne ait standart sapmanın Y özelliğinin ölçü birimi ile ifadesinden başka bir şey değildir, ki bu da $b.S_A$ olarak gösterilir. Buradaki $b=A$ 'ya ait bir standart sapmanın Y'ye ait kaç standart sapmaya tekabül ettiğini belirten bir katsayıdır. Buna göre iz katsayısı:

$$P_{Y,A} = b \frac{S_A}{S_Y} \dots \dots \dots (5.2)$$

şeklinde de yazılabilir *.

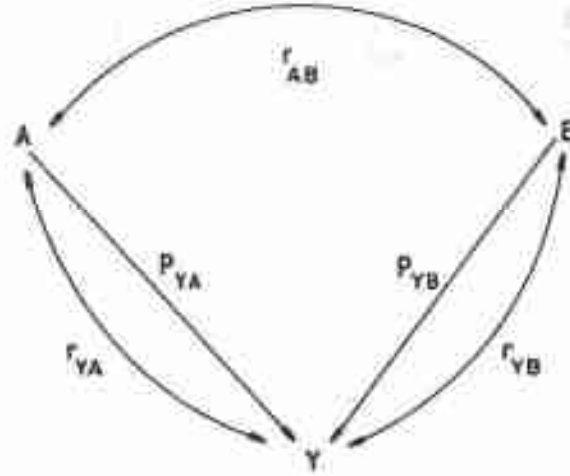
5.2. İZ KATSAYISININ HESAPLANMASI

Herhangi bir Y özelliği bakımından müşahade edilen varyasyonda sürekli varyasyon gösteren iki ve daha fazla çevre faktörünün etki paylarını hesaplama tekniğini kavrayabilmek için şekil 5.1 deki gibi bir diyagram kullanmakta yarar vardır. Bu bir iz diyagramdır.

Burada birbiri ile ilişki halinde olan A ve B gibi iki çevre faktörü ele alınmıştır. Söz konusu ilişki (r_{AB}), bu faktörleri birbirlerine bağlayan iki başlı ok ile gösterilmiştir. Y'nin A'dan gelen iz katsayısı $P_{Y,A}$, B den gelen iz katsayısı ise $P_{Y,B}$ olup tek başlı oklarla belirtilmişlerdir. Diyagramda ayrıca faktörlerle özellik arasında bulunması veya hesaplanması mümkün olan korelasyon katsayıları (r_{YA} ve r_{YB}) da iki başlı oklarla gösterilmiş bulunmaktadır.

* Bu anlamı ile iz katsayısı standardize edilmiş kısımlı regresyon katsayısıdır. Herhangi bir y değişkeni $y = (Y - m) / S_Y$ eşitliği kullanılarak standardize edilebilir. Y ve A değişkenlerini bu şekilde standardize ettikten sonra

$$r_{YA} = b_{YA} \frac{S_A}{S_Y} = P_{Y,A} \text{ eşitliği yazılabilir.}$$



Şekil 5.1. A ve B gibi iki faktörle Y özelliği arasındaki ilişkiler.

Diyagramdan, biraz ileride ispatlanacak bir kurala uyularak, doğruca:

$$r_{YA} = P_{YA} + r_{AB} P_{YB} \dots\dots\dots (5.3a)$$

$$r_{YB} = P_{YB} + r_{AB} P_{YA} \dots\dots\dots (5.3b)$$

eşitlikleri yazılabilir. Kural şudur: Faktörle özellik (sebeple sonuç) arasındaki korelasyon katsayısı, faktörden özelliğe (sebepten sonuca) giden iz ile diğer yolların toplamına eşittir. A faktörü ile Y özelliği arasında P_{YA} iz-katsayısından başka B üzerinden geçen bir yol daha vardır: $r_{AB} P_{YB}$. Yukarıdaki eşitliklerden ilki işte bunların toplamıdır. "B" faktörü ile Y özelliği arasındaki korelasyon katsayısı (r_{YB}) için de aynı kurala uyularak (5.3b) eşitliği yazılmıştır.

C gibi üçüncü bir faktör daha olsaydı, o zaman iz-diyagramı şekil 5.2 deki gibi yapılır ve her faktörün Y özelliği ile korelasyon katsayıları için de:

$$r_{YA} = P_{YA} + r_{AB} P_{YB} + r_{AC} P_{YC} \dots\dots\dots (5.4a)$$

$$r_{YB} = P_{YB} + r_{AB} P_{YA} + r_{BC} P_{YC} \dots\dots\dots (5.4b)$$

$$r_{YC} = P_{YC} + r_{AC} P_{YA} + r_{BC} P_{YB} \dots\dots\dots (5.4c)$$

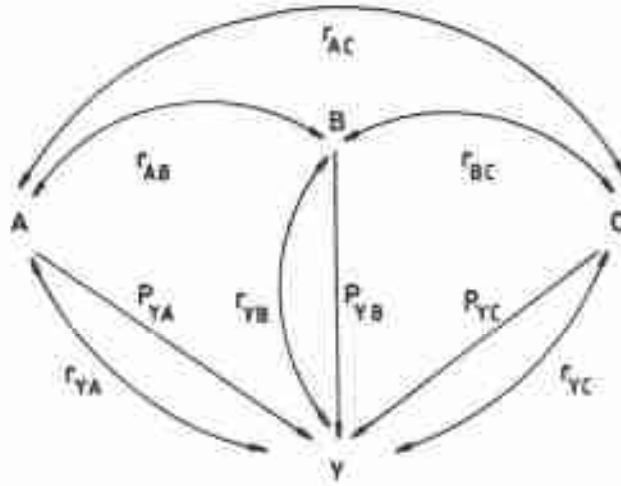
eşitlikleri yazılırdı.

Bu eşitliklerdeki (5.3 ve 5.4) korrelasyon katsayıları, üzerinde çalışılan materyalden toplanan verilerden bilinen formülle kolayca hesaplanabilirler. Böylece sözkonusu eşitlikleri iz-katsayıları için çözmek mümkün olur. Mesela 5.3. sayılı eşitliklerden:

$$P_{YA} = \frac{r_{YA} - r_{AB} r_{YB}}{1 - r_{AB}^2} \dots\dots\dots (5.5a)$$

$$P_{YB} = \frac{r_{YB} - r_{AB} r_{YA}}{1 - r_{AB}^2} \dots\dots\dots (5.5b)$$

olarak çıkarılabilir.



Şekil 5.2. A, B ve C Gibi Üç Faktörle Y Özelliği Arasındaki İlişkiler.

Faktörler arasında ilişki bulunmadığı takdirde $r_{AB}=0$, $r_{AC}=0$, $r_{BC}=0$ olacağından 5.3 ve 5.4 sayılı eşitliklerin: $r_{YA}=P_{YA}$, $r_{YB}=P_{YB}$ ve $r_{YC}=P_{YC}$ değerlerini alacakları kolayca görülebilir. Bundan tamamen bağımsız olan sürekli çevre faktörlerinden üzerinde durulan özelliğe giden iz-katsayıları, o özellikte çevre faktörleri arasındaki korrelasyon katsayılarına eşittir, kuralı çıkarılmaktadır. Baş tarafta ifade edildiği gibi, iz katsayılarının kareleri belirleme katsayılarını verdiklerine göre sözü geçen korrelasyon katsayılarının kareleri de (verilen şartlarda) **belirleme katsayıları**, bir başka ifadeyle, sözkonusu faktörlerin **etki paylarıdır**.

5.2.1. Kuralın İspatlanması:

Şekil 5.1 deki iz diyagramındaki durum istatistik olarak;

$$Y_i = b_1 A_i + b_2 B_i \dots\dots\dots (5.6)$$

denklemi ile ifade edilir. Bu, bir çoklu regresyon denklemidir. Burada Y_i = üzerinde çalışılan özelliğin i şahsındaki değeri; A_i ve B_i = bunu etkileyen sürekli çevre faktörlerinin i şahsı ile ilgili değerleri; b_1 ve b_2 de Y 'nin sözkonusu faktörlere göre kısmi regresyon katsayılarıdır. Bu denklem Y özelliğinin A ve B faktörleri tarafından tam olarak belirlendiğini, yani Y özelliğini etkileyen başka faktörlerin bulunmadığını ifade eder *.

Y , A ve B gibi üç değişken arasında (5.6) sayılı denklemle ifade edilen ilişki;

$$dy_i = b_1 dA_i + b_2 dB_i \dots\dots\dots (5.7)$$

şeklinde de yazılabilir. Gerçekten, 5.6 sayılı denklemden

$$\bar{Y} = b_1 \bar{A} + b_2 \bar{B}$$

eşitliği elde edilebilir **. Bu, 5.6 sayılı denklemden çıkarıldığında:

$$Y_i - \bar{Y} = b_1 A_i + b_2 B_i - (b_1 \bar{A} + b_2 \bar{B}) = Y_i - \bar{Y} = b_1 (A_i - \bar{A}) + b_2 (B_i - \bar{B}).$$

Şahıslara ait değerlerin dahil oldukları grubun ortalamasından sapmaları genellikle d ile gösterildiğinden bu ifade tamamen 5.7 sayılı ifadeye dönüşür.

A faktörü ile Y özelliği arasındaki korrelasyon katsayısı, bilindiği üzere:

$$r_{YA} = \frac{\sum dy_i dA_i}{\sqrt{\sum d^2 Y \sum d^2 A}}$$

* Gerçeğin böyle olup olmadığı, böyle değilse ne yapılacağı ileride tartışılacaktır.

** 5.6 sayılı ilişki, materyaldeki bütün şahıslar için geçerlidir. Bunlar toplandığında: $\sum Y_i = b_1 \sum A_i + b_2 \sum B_i$ elde edilir. İki taraf n 'e bölünürse yukarıdaki eşitlik bulunur.

Paydaki d_Y çarpanı yerine (5.7) deki eşiti konduğunda;

$$r_{YA} = \frac{\sum (b_1 d_A + b_2 d_B) d_A}{\sqrt{\sum d^2_Y \sum d^2_A}}$$

$$= \frac{(\sum b_1 d^2_A + \sum b_2 d_B d_A)}{\sqrt{\sum d^2_Y \sum d^2_A}}$$

Payda her terime ayrı verilir ve b'ler bütün şahıslar için aynı (sabit) olduğundan toplam işaretinin dışına alınırsa;

$$r_{YA} = \frac{b_1 \sum d^2_A}{\sqrt{\sum d^2_Y \sum d^2_A}} + \frac{b^2 \sum d_B d_A}{\sqrt{\sum d^2_Y \sum d^2_A}} \quad (5.8)$$

Bu terimler ayrı ayrı incelenirse:

$$\frac{b_1 \sum d^2_A}{\sqrt{\sum d^2_Y \sum d^2_A}} = b_1 \frac{\sqrt{\sum d^2_A}}{\sqrt{\sum d^2_Y}} \cdot \frac{\sqrt{\sum d^2_A}}{\sqrt{\sum d^2_A}} = b_1 \frac{\sqrt{\sum d^2_A}}{\sqrt{\sum d^2_Y}}$$

yazılabilir. Karekök içindekiler A ve Y değişkenlerine ait kareler toplamıdır. Pay ve payda $\sqrt{n-1}$ e bölünürse $b_1 S_A / S_Y$ elde edilir ki bu, tarif gereğince P_{YA} dir.

(5.8) sayılı eşitliğin son teriminin pay ve paydası $\sqrt{\sum d^2_B}$ ile hem çarpılır hem de bölünür ve çarpanların yerleri ayarlanırsa;

$$\frac{b^2 \sum d_A d_B}{\sqrt{\sum d^2_Y \sum d^2_A}} = \frac{\sum d_A d_B}{\sqrt{\sum d^2_B \sum d^2_A}} \cdot \frac{b^2 \sqrt{\sum d^2_B}}{\sqrt{\sum d^2_Y}}$$

Birinci çarpan r_{AB} , ikinci çarpan ise yukarıdaki açıklamaya uygun olarak, P_{YB} dir. Böylece 5.7 sayılı eşitlikten yararlanarak:

$$r_{YA} = P_{YA} + r_{AB} P_{YB}$$

elde edilmiş olur ki, bu (5.3a) nın aynısıdır. Bunun gibi;

$$r_{YB} = \frac{\sum d_Y d_B}{\sqrt{\sum d^2_Y \sum d^2_B}}$$

den hareket ederek ve r_{YA} için yapılan işlemleri tekrarlayarak

$$r_{YB} = P_{YB} + r_{AB} P_{YA} \quad \text{elde edilir ki, bu da 5.3 b dir.}$$

5.2.2 Örnek

Çeşitli ağırlıkta danalarla yapılan bir beside belirli bir sürede elde edilen artışlar (Y) ile besi başı ağırlıklar (A) ve sarfedilen karma yem miktar (B) tesbit edilmiştir. Bunlardan 10 hayvana ait değerlerin 5.1 sayılı tablodaki gibi olduğu kabul edilmiştir. Burada A ve B faktörlerinin Y özelliğini tamamen determine ettiği, yani $Y_i = b_1 A_i + b_2 B_i$ eşliğinin her hayvan için geçerli olduğu görülmektedir. Başka bir deyişle, her hayvanın Y değeri başlangıç ağırlığının 0.08 katı ile sarfettiği yemin 0,1 katının toplamına eşittir. Aynı ilişkiler doğal olarak toplamlar arasında da vardır.

Tablo 5.1. Danalarla Yapılan Beside Elde Edildiği Farzedilen Değerler. Y= Canlı Ağırlık Artışı, A= Besi Başı Ağırlığı, B= Sarfedilen Yem.

No	Y=	0.08 A + 0.1 B		No	Y=	0.08 A + 0.1 B	
1	14.60	70	90	6	16.18	96	105
2	14.24	68	88	7	17.44	98	96
3	16.00	80	96	8	17.40	105	90
4	17.00	90	98	9	18.80	110	100
5	17.48	96	98	10	18.56	117	92

$$\sum n = 10; \quad \sum Y = 169.70; \quad \sum A = 930; \quad \sum B = 953$$

İz-katsayıları için 5.5 sayılı eşitliklerdeki korelasyon katsayıları, tablodaki değerlerden bilinen formüle göre aşağıdaki gibi hesaplanmıştır:

$$\sum d_Y d_A = (14.60) 70 + \dots + (18.56) 117 - \frac{(169.7)(930)}{10} = 217.22$$

$$\sum d_Y^2 = (14.60)^2 + \dots + (18.56)^2 - \frac{(169.7)^2}{10} = 22.02$$

$$\sum d_A^2 = 70^2 + \dots + 117^2 - \frac{930^2}{10} = 2384$$

$$r_{YA} = \frac{\sum d_Y d_A}{\sqrt{\sum d_Y^2 \sum d_A^2}} = \frac{217.22}{\sqrt{(22.02)(2384)}} = 0.9481$$

$$\sum d_Y d_B = (14.60) 90 + \dots + (18.56) 92 - \frac{(169.7)(953)}{10} = 46.41$$

$$\sum d_B^2 = 90^2 + \dots + 92^2 - \frac{953^2}{10} = 252.1$$

$$r_{YB} = \sum d_Y d_B / \sqrt{\sum d_Y^2 \sum d_B^2} = 0.6229$$

$$\sum d_A d_B = (70)(90) + \dots + (117)(92) - \frac{(930)(943)}{10} = 265$$

$$r_{AB} = \sum d_A d_B / \sqrt{\sum d_A^2 \sum d_B^2} = 0.3418$$

Bunlar 5.5 sayılı eşitliklerde yerlerine konduğunda:

$$P_{YA} = \frac{0.9481 - (0.3418)(0.6229)}{1 - (0.3418)^2} = \frac{0.7352}{0.8832} = 0.8325$$

$$P_{YB} = \frac{0.6229 - (0.3418)(0.9481)}{1 - 0.3418^2} = \frac{0.2088}{0.8832} = 0.3383$$

5.3. BELİRLEME (Determinasyon) KATSAYISI

Y özelliği ile A ve B çevre faktörleri arasında yine 5.6 sayılı denklemle ifade edilebilen bir ilişki olduğu kabul edilirse, bu değişkenlere ait varyanslar arasında da,

$$V_Y = b_1^2 V_A + b_2^2 V_B + 2 b_1 b_2 r_{AB} S_A S_B \dots \dots \dots (5.9)$$

İlişkinin bulunduğu kolayca gösterilebilir. Daha önce verilen 5.7 sayılı ilişkinin karesi alınıp bütün şahıslar için toplanırsa:

$$\sum d_Y^2 = \sum (b_1 d_A + b_2 d_B)^2 \text{ elde edilir.}$$

Parantez açılır, toplam işareti bütün terimlere ayrı ayrı verilir ve b katsayıları toplam işaretinin dışına alınılırsa:

$$\sum d_Y^2 = b_1^2 \sum d_A^2 + b_2^2 \sum d_B^2 + 2b_1 b_2 \sum d_A d_B$$

bulunur. Her iki taraf N'e bölünür ve N bütün terimlere ayrı ayrı payda verilirse, kareler ve çarpımlar toplamlarının N'e bölündüğü görülür, ki bunlar varyanslar ve kovaryansları verirler.

$$V_Y = b_1^2 V_A + b_2^2 V_B + 2b_1 b_2 \text{ kov (AB)}$$

Korelasyon katsayısı formülünden:

$$\text{kov}(AB) = r_{AB} S_A S_B$$

eşitliği çıkarılabilir. Böylece;

$$V_Y = b_1^2 V_A + b_2^2 V_B + 2b_1 b_2 r_{AB} S_A S_B$$

elde edilir. Bu 5.9 sayılı eşitlik ve bunun hem iki tarafı V_Y 'ye bölüldüğünde;

$$1 = b_1^2 \frac{V_A}{V_Y} + b_2^2 \frac{V_B}{V_Y} + 2r_{AB} b_1 b_2 \frac{V_A}{V_Y} \cdot \frac{V_B}{V_Y}$$

elde edilir. İz ve belirleme katsayıları için verilen tanımlamalara uyarınca:

$$1 = P_{YA}^2 + P_{YB}^2 + 2r_{AB} P_{YA} P_{YB} \dots \dots \dots (5.10)$$

yazılabilir.

Burada P_{YA}^2 , A faktörünün; P_{YB}^2 , B faktörünün Y özelliğini belirleme katsayılarıdır. Üçüncü terime de "birlikte belirleme katsayısı" denir.

5.10 sayılı eşitlik Y özelliğinin yalnızca A ve B faktörlerinin etkisinde olduğu varsayımından hareketle elde edilmiştir. Buna göre Y özelliğinde müşahade edilen varyansın P_{YA}^2 kadar A faktörünün, P_{YB}^2 kadar B faktörünün şahıslarda meydana getirdikleri sapmalardan, $2r_{AB} P_{YA} P_{YB}$ kadar da bu faktörler arasındaki ilişkiden kaynaklanmıştır*.

Sistemde üçüncü bir faktör (C) de bulunmuş olsaydı, o zaman (5.6) sayılı ilişki:

$$Y_i = b_1 A_i + b_2 B_i + b_3 C_i \dots \dots \dots (5.11)$$

şeklini alırdı ve aynı yollardan gidilerek;

$$1 = P_{YA}^2 + P_{YB}^2 + P_{YC}^2 + 2r_{AB} P_{YA} P_{YB} + 2r_{AC} P_{YA} P_{YC} + 2r_{BC} P_{YB} P_{YC} \dots \dots \dots (5.12)$$

elde edilirdi.

* Eğer söz konusu çevre faktörleri arasında bir ilişki yoksa $r_{AB}=0$ olacağından birlikte belirleme katsayısı sözkonusu olmaz.

Burada tartışılması gereken husus şudur: Canlı toplumlarında hiçbir kantitatif özelliğin akla gelen bir kaç faktörle detemine edildiği savunulamaz. Faktör sayısı ne kadar çoğaltılırsa çoğaltılsın ne bunları teker teker ne de birlikte belirleme katsayılarının toplamı 1'e erişir, hemen daima 1'den küçük kalır. Laboratuvar hayvanlarında bile durum böyledir. 3. Bölümde sözü edilen hata unsurları burada da pay sahibidirler.

Buna göre 5.10 sayılı ve buna benzer şekilde daha fazla sayıda faktörle geliştirilen eşitlikler (mesela 5.12) ancak "hata unsurlarına" ait pay da dikkate alındığı takdirde gerçekleştirilebilirler. Bu da ele alınan faktörlerin belirleyebildiklerinden geri kalan kısımdır. Ele alınan faktörleri hepsinin birden belirleyebildikleri varyasyonun toplam varyanstaki payı genellikle R^2 ile ifade edildiğinden hataya ait pay da $1-R^2$ ile gösterilir. Bundan anlaşılacağı üzere, herhangi bir Y özelliğini etkilediği düşünülen faktörlere ait münferit ve birlikte belirleme katsayılarının toplamı 1'e ne kadar yaklaşırsa, bu faktörler Y'nin belirlenmesinde o kadar yeterli sayılırlar ve hataya o kadar az pay kalır. Bu açıklamalardan 5.10 sayılıya benzer ifadelerin artık 1'e değil R^2 ye eşit olması gerektiği kolayca kabul edilebilir.

Diğer taraftan, 5.6 ve 5.11 gibi ifadelerin de gerçeği yansıtmadıkları anlaşılmaktadır. Bunlar tartıştığımız bu durumu ortaya koymak üzere hareket noktası olarak alınmışlardır. O halde belirli bir Y özelliği ile A, B, C, K gibi faktörler arasındaki ilişkiler, gerçekte:

$$Y_i = b_1 \cdot A_i + b_2 \cdot B_i + \dots + b_k \cdot K_i + e_i$$

şeklinde gösterilmelidirler. Bundaki e_i terimi, Y- özelliğine etkisi olup eşitliklerde yer verilmeyen faktörlerin (hata unsurlarının) payını ifade eder.

5.3.1. Örnek - 1

Tablo 5.1'de verilen örnekte: $P^2_{YA} + P^2_{YB} + 2r_{AB} P_{YA} P_{YB} = 1$

eşitliğinin gerçekleşmesi beklenir. Çünkü bu örnek $Y = b_1 A + b_2 B$ ilişkisinin varlığına göre tanzim edilmişti. Gerçekleri:

$P_{YA} = 0.8325$, $P_{YB} = 0.3383$ ve $r_{AB} = 0.3418$ olduğuna göre;

$$R^2 = (0.8325)^2 + (0.3383)^2 + 2(0.3418)(0.8325)(0.3383) = 1 \text{ dir.}$$

Görüldüğü gibi belirleme katsayısı bire eşittir. Bu, Y'nin tamamen A ve B faktörleri tarafından detemine edilmiş olmasının tabii sonucudur.

Gerçekte böyle bir ilişki nadiren görülür*. Yani herhangi bir özelliğin burada görüldüğü gibi yalnızca iki çevre faktörünün etkisinde olması beklenemez. Hayvancılıkta hemen her kantitatif özellik bakımından varyasyonda çok daha fazla sayıda çevre faktörünün payı vardır. Ne varki, bunların hepsi de 5.6 gibi bir modele alınmayabilir. Modele alınmayan faktörler "hata unsurları" olarak kabul edilirler.

5.3.2. Örnek - 2

5.2 sayılı tablodaki değerler gerçeğe daha uygundur. Y, A ve B değişkenleri arasındaki ilişki tam tamına $Y_i = b_1 A_i + b_2 B_i$ şeklinde ifade edilemez; buna bir ϵ_i teriminin de eklenmesi gerekir.

Tablo 5.2. Kuzularda, 80 gün sürdürülen bir beside artış (Y), besi başlangıç ağırlığı (A) ve karma yem sarfıyatı (B).

Hayvanlar	1	2	3	4	5	6	7	8	9	Toplam-
Artış (Y)	22	25	24	23	21	27	24	26	24	202
A- faktörü	15	18	18	22	13	19	16	21	14	156
B- faktörü	80	97	93	91	82	99	90	98	94	824

Bu değerlerle hesaplanan korrelasyon katsayıları:

$$r_{YA} = \frac{\sum d_Y d_A}{\sqrt{\sum d_Y^2 \sum d_A^2}} = 26 / \sqrt{(28)(76)} = 0.584$$

$$r_{YB} = \frac{\sum d_Y d_B}{\sqrt{\sum d_Y^2 \sum d_B^2}} = 93 / \sqrt{(28)(362.22)} = 0.923$$

$$r_{AB} = \frac{\sum d_A d_B}{\sqrt{\sum d_A^2 \sum d_B^2}} = 100.33 / \sqrt{(76)(362.22)} = 0.605$$

Bunlar 5.5 sayılı eşitliklerde yerlerine konduğunda:

$$P_{YA} = [0.584 - (0.605)(0.923)] / [1 - (0.605)^2] = 0.0088$$

$$P_{YB} = [0.923 - (0.605)(0.584)] / [1 - (0.605)^2] = 0.9177$$

bulunur. Bu faktörlerin toptan belirleme katsayısı 5.10 sayılı eşliğe göre:

$$R^2 = P_{YA}^2 + P_{YB}^2 + 2r_{AB} P_{YA} P_{YB}$$

$$= (0.0088)^2 + 0.9177^2 + 2(0.605)(0.0088)(0.9177) = 0.8520$$

bulunur. Görüldüğü gibi R^2 , 1 den küçük kalmıştır. R^2 nin 1 den farkı ise $(1 - 0.852 = 0.148)$ hata unsurlarına atfedilebilir.

* Fenotip genotiple çevre faktörleri tarafından tam olarak determin edilir ($P=G+E$).

5.3.3. Örnek - 3

Erkek kuzularda sütleri kesme çağındaki ağırlığı (Y) etkileyen çevre faktörleri olarak doğum ağırlığı (A), ana ağırlığı (B) ve emilen süt miktarı (C) alındığında bu faktörlere ait münferit, birlikte ve toptan belirleme katsayılarını hesaplayabilmek için önce 5.4 sayılı eşitliklerdeki korelasyon katsayılarına ihtiyaç vardır. Bunlar hesaplanıp sözü edilen eşitliklerde yerlerine konarak iz katsayıları (P_{YA} , P_{YB} , P_{YC}) bulunabilir. İz katsayılarının kareleri o faktörlere ait belirleme katsayılarıdır. Birlikte belirleme katsayıları da kolayca hesaplanır. Bunlar 5.12 sayılı ifadeye yerlerine konarak R^2 elde edilir. Bu işlemler Tablo 5.3 teki örneğe uygulanmıştır.

Tablo 5.3. Bir Sürüden Rasgele Seçilen Erkek Kuzuların Sütten Kesim, Doğum ve Ana Ağırlıkları ile Emdikleri Süt Miktarı (n=12).

Kuzular	Sütten Kesim Ağı (kg) (Y)	Doğum Ağı (kg) (A)	Ana Ağı (kg) (B)	Emilen süt (kg) (C)
1	23	4.4	50	55
2	20	4.1	48	52
3	22	4.0	54	54
4	24	4.2	54	55
5	19	3.8	49	50
6	17	3.7	53	53
7	21	3.9	57	51
8	24	4.3	58	56
9	20	4.0	55	58
10	22	4.1	56	60
11	18	3.6	52	54
12	26	4.3	59	62
TOPLAM	256	48.4	645	660

Korelasyon katsayıları:

$$r_{YA} = 6.47 / \sqrt{(78.67)(0.69)} = 0.878 \quad r_{YB} = 57.0 / \sqrt{(78.67)(136.25)} = 0.551$$

$$r_{YC} = 63 / \sqrt{(78.67)(140)} = 0.600 \quad r_{AB} = 2.60 / \sqrt{(0.69)(136.25)} = 0.268$$

$$r_{AC} = 5 / \sqrt{(0.69)(140)} = 0.509 \quad r_{BC} = 87.0 / \sqrt{(136.25)(140)} = 0.630$$

olarak bulunmuşlardır. Bunların 5.4 sayılı eşitliklerde yerlerine konmasıyla:

$$0.878 = P_{YA} + 0.268P_{YB} + 0.509P_{YC} \quad (5.4a)$$

$$0.551 = 0.268P_{YA} + P_{YB} + 0.630P_{YC} \quad (5.4b)$$

$$0.600 = 0.509P_{YA} + 0.630P_{YB} + P_{YC} \quad (5.4c)$$

eşitlikleri elde edilmiş ve P'ler için birlikte çözümleri ile:

$$P_{YA} = 0.798, \quad P_{YB} = 0.358, \quad P_{YC} = -0.032$$

bulunmuştur. Buna göre R^2 , 5.12 sayılı ifade gereği olarak:

$$R^2 = 0.798^2 + 0.358^2 + (-0.032)^2 + 2(0.268)(0.798)(0.358) \\ + 2(0.509)(0.798)(-0.032) + 2(0.630)(0.358)(-0.032) = 0.879$$

Görüyoruz ki, R^2 birden küçük kalmıştır. $1-R^2 = 0.121$ olup modele dahil edil-meyen faktörlerin (hata unsurlarının) payıdır. Yukarıdaki ifadeden bir de, hangi faktörün süttten kesim ağırlığına ait varyasyonda daha büyük paya sahip olduğu görülebilmektedir. Ayrıca ele alınan faktörler arası ilişkilerin yüksek olması, bunların tek başlarına etki paylarını azaltmış, birlikte etki paylarını arttırmıştır. Ne varki, bun-lardan son ikisi toplam belirleme katsayısını küçültücü etki yapmıştır. Bu, iz-katsayılarından P_{YC} nin negatif değerli olmasından ileri gelmiştir.

5.4. KİSMİ REGRESYON KATSAYILARI (Etki Miktarları)

Sürekli varyasyon gösteren çevre faktörlerinin kantitatif bir özellikte meydana getirdikleri sapma (etki) miktarları için ölçü, **kısmi regresyon katsayılarıdır**. Bir tek (mesela A) çevre faktörü sözkonusu olduğunda, bunun bir ölçü birimi değişmesine karşılık üzerinde durulan özellikte (Y veriminde) meydana gelecek değişimin miktarı, hatırlanacağı gibi, regresyon katsayısıdır ve b_{YA} olarak gösterilir. Faktör ile özellik (verim) arasındaki ilişki de:

$$Y_i = a + b_{YA}A_i + e_i \quad (5.13)$$

şeklinde bir denklemle ifade edilir, ki buna Regresyon Denklemi denir. Bu denk-lemle A faktörünün herhangi bir i değerine karşılık Y özelliğinin olması beklenen değeri (Y_i) de tahmin edilebilmektedir. Ancak bu tahminin hatası (e terimi) genel-likle büyüktür. Başka çevre faktörlerini (mesela B ve C'yi) de regresyon denklemine dahil etmekle sözkonusu hata azaltılabilir. O zaman regresyon denklemi:

$$Y_i = a + b_{YA}A_i + b_{YB}B_i + b_{YC}C_i + e_i \quad (5.14)$$

şeklini alır ki buna **"çoklu regresyon denklemi"** denir. Buradaki b'ler de artık kısmi regresyon katsayıları olarak anılır. Bunlar sadece ilgili faktörün bir ölçü birimi değişmesine karşılık Y de meydana gelecek değişme miktarını verirler. Mesela b_{YA} , B ve C faktörleri sabit (bütün hayvanlarda aynı) olduğu zaman Y'nin A'ya göre regresyon katsayısıdır. Bu anlamı ile b_{YA} , 5.13 sayılı regresyon denklemindeki b_{YA} dan farklıdır. Bu farklılık A'dan sonra konan bir nokta ile belirtilmiştir.

Bundan önceki bahiste verilen 5.3 sayılı tabloda sütten kesim ağırlığı ile doğum ağırlığı ilişkilendirildiğinde $b_{YA} = 9.377$ olarak bulunur. Fakat ana ağırlığı ve emilen süt miktar da dahil edildiğinde, biraz sonra anlatılacak hesaplama tekniği ile bulunan $b_{YA} = 8.519$ dur. Bilindiği gibi, doğum ağırlığı ana ağırlığı ile ilişkilidir. Bu ilişki elemine edildiğinde, sütten kesim ağırlığında yalnızca doğum ağırlığından ileri gelen değişme miktarı hesaplanmış olacağından, azalmayı olağan kabul etmek gerekir.

5.14 sayılı çoklu regresyon denklemindeki kısmi regresyon katsayıları, genellikle, en küçük kareler kareler metodu ile hesaplanırlar. Bu metodun esası şudur: b'ler ve a öyle hesaplanırlar ki, bu denklemden hesaplanan Y'ler ile gerçekte ölçülen Y'ler arasındaki farkların kareleri toplamı minimum olsun. Söz konusu farklar denklemin hatası olan e_i 'lerdir. 5.14 sayılı denklemden bu hata:

$$e_i = Y_i - (a + b_{YA} A_i + b_{YB} B_i + b_{YC} C_i)$$

olarak bulunur. Bunun kareleri toplamı:

$$\sum e_i^2 = \sum [Y_i - (a + b_{YA} A_i + b_{YB} B_i + b_{YC} C_i)]^2$$

Bu ifadenin her katsayı ve a için ayrı ayrı kısmi türevi alınıp sıfıra eşitlendiğinde dört normal denklem elde edilir. Bunlarda bilinmeyenler sadece a ve b'lerdir.

Normal denklemler basit olarak şu kaide ile de kurulabilirler. 5.14 sayılı çoklu regresyon denklemi sırası ile a, b_{YA} , b_{YB} ve b_{YC} ye ait çarpanlarla çarpılır. Bu işlemler materyaldeki bütün fertler için yapılabilir. Sonra bunlar toplanırlar. a sabit sayısının çarpanı 1'dir. 5.14 sayılı denklem 1 ile çarpılıp toplanınca (sabit değerler toplam işaretinin dışına alınarak ve $\sum a = na$ olduğunu hatırlanarak);

$$\sum Y_i = na + b_{YA} \sum A_i + b_{YB} \sum B_i + b_{YC} \sum C_i \dots\dots\dots (5.15a)$$

elde edilir. $\sum e_i = 0$ olduğundan denkieme alınmaz. b_{YA} nin çarpanı A_i 'dir. 5.14 sayılı denklem A_i ile çarpılıp toplanınca:

$$\sum Y_i A_i = a \sum A_i + b_{YA} \sum A_i^2 + b_{YB} \sum A_i B_i + b_{YC} \sum A_i C_i \dots\dots\dots (5.15b)$$

bulunur. Aynı işlem sırası ile b_{YB} ve b_{YC} 'nin çarpanları ile yapıldığında:

$$\sum Y_i B_i = a \sum B_i + b_{YA} \sum A_i B_i + b_{YB} \sum B_i^2 + b_{YC} \sum B_i C_i \dots\dots\dots (5.15c)$$

$$\sum Y_i C_i = a \sum C_i + b_{YA} \sum A_i C_i + b_{YB} \sum B_i C_i + b_{YC} \sum C_i^2 \dots\dots\dots (5.15d)$$

Böylece elde edilen 4 normal denklemden; Y_i , A_i , B_i ve C_i değişkenleri üzerinde çalışılan materyalden elde edilmiş olacağından, a , b_{YA} , b_{YB} ve b_{YC} katsayıları kolayca hesaplanabilirler.

İstatistik kitaplarının çoğunda normal denklemler materyalden doğrudan elde edilen değerler yerine bunlara ait kareler ve çarpımlar toplamları ile geliştirilmiştir. Böyle olunca a 'ya ait normal denklem ortadan kalkacağından denklem sayısı bir azalır. a sabit sayısı b 'ler hesaplandıktan sonra 5.15a' dan kolayca bulunur.

Dağa önce 5.6 ve 5.7 sayılı eşitliklerde gösterildiği gibi, 5.14 sayılı çoklu regresyon denklemi müşahedelerin kendi ortalamalarından sapmaları ile yazılabilir:

$$d_{Yi} = b_{YA} \cdot d_{Ai} + b_{YB} \cdot d_{Bi} + b_{YC} \cdot d_{Ci} \dots\dots\dots (5.16)^{**}$$

Normal denklemlerin elde edilmelerindeki kaideyi uygulayarak:

$$\sum d_{Yi} d_{Ai} = b_{YA} \cdot \sum d_{Ai}^2 + b_{YB} \cdot \sum d_{Ai} d_{Bi} + b_{YC} \cdot \sum d_{Ai} d_{Ci} \dots\dots\dots (5.16a)$$

$$\sum d_{Yi} d_{Bi} = b_{YA} \cdot \sum d_{Ai} d_{Bi} + b_{YB} \cdot \sum d_{Bi}^2 + b_{YC} \cdot \sum d_{Bi} d_{Ci} \dots\dots\dots (5.16b)$$

$$\sum d_{Yi} d_{Ci} = b_{YA} \cdot \sum d_{Ai} d_{Ci} + b_{YB} \cdot \sum d_{Bi} d_{Ci} + b_{YC} \cdot \sum d_{Ci}^2 \dots\dots\dots (5.16c)$$

denklemleri elde edilir. Bunların birlikte çözümleri ile b 'ler hesaplanabilir.

$$* \quad \frac{na}{n} = \frac{\sum Y_i}{n} - \left(b_{YA} \cdot \frac{\sum A_i}{n} + b_{YB} \cdot \frac{\sum B_i}{n} + b_{YC} \cdot \frac{\sum C_i}{n} \right)$$

$$a = \bar{Y} - b_{YA} \bar{A} - b_{YB} \bar{B} - b_{YC} \bar{C}$$

$$** \quad d_{Ai} = A_i - \bar{A} \dots\dots\dots d_{ei} = a - \bar{a} = 0 \text{ olduğundan bu eşitliğe katılmamış,}$$

$$e = 0 \text{ olduğundan } d_{ei} = a_i - \bar{e} = e_i \text{ dir. ve bütün denklemlerde vardır.}$$

5.4.1. Örnek

Gerek (5.15) ve gerek (5.16) sayılı normal denklemlerin 5.3. sayılı tablodaki örneğe uygulanmaları, aşağıda gösterilmiştir.

$$(5.15a) : 256 = 12a + 48.4b_{YA} + 64.5b_{YB} + 660b_{YC}$$

$$(5.15b) : 1039 = 48a + 195.9b_{YA} + 2604.1b_{YB} + 2667b_{YC}$$

$$(5.15c) : 13817 = 64.5a + 2604.1b_{YA} + 34805b_{YB} + 35562b_{YC}$$

$$(5.15d) : 2667 = 660a + 2667b_{YA} + 35562b_{YB} + 38440b_{YC}$$

Çözümü kolaylaştırmak için denklemler 5.16 daki gibi kurulduğunda

$$(5.16a) : 5.47 = 0.69b_{YA} + 2.60b_{YB} + 5.0b_{YC}$$

$$(5.16b) : 57 = 2.60b_{YA} + 136.25b_{YB} + 87.0b_{YC}$$

$$(5.16c) : 63 = 5.0b_{YA} + 87b_{YB} + 140b_{YC}$$

Bu denklem sistemlerinin çözümü sonucu:

$b_{YA} = 8.519$; $b_{YB} = 0.270$; $b_{YC} = -0.022$ değerleri elde edilmiştir.

$a = (Y - b_{YA}\bar{A} - b_{YB}\bar{B} - b_{YC}\bar{C})$ eşitliğinden yararlanarak da:

$$a = (21.33) - (8.519)(4.03) + (0.270)(63.75) - (-0.022)(55) = -26.30$$

olarak bulunmuştur.

Bu değerler yerine konduğunda 5.14 sayılı eşitlik:

$$\hat{Y} = -26.30 + 8.519A + 0.270B - 0.022C \dots\dots\dots (5.17)$$

şeklini almıştır.

Yukarıda 5.3. sayılı bahiste verilen R^2 , bu bahisteki çoklu regresyon denkleminin hesaplanmasında elde edilen değerler ile de bulunabilir. Bunun için bütün korelasyon katsayıları için tanımlayıcı formül olan;

$$r^2 = \sum d^2\hat{Y} / \sum d^2Y \dots\dots\dots (5.18)$$

ifadesinden yararlanılır. Burada sözkonusu olan R^2 için, Düzgüneş (1963, s. 329) tarafından açıklanan formüllerle:

$$\begin{aligned} \sum d^2\hat{Y} &= b_{YA} \cdot \sum d_Y d_A + b_{YB} \cdot \sum d_Y d_B + b_{YC} \cdot \sum d_Y d_C \\ &= 8.519 (6.47) + 0.270 (57) + (-0.022) (63) = 69.12. \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \sum d^2Y &= [\sum Y^2 - (\sum Y)^2 / n] = [5540 - (256)^2 / 12] = 78.67 \\ R^2 &= 69.12 / 78.67 = 0.879 \end{aligned}$$

bulunmuştur, ki bu daha önce bulunenin aynıdır.

Bu değeri sağlayan 5.17 sayılı denklemin güvenilirliği, başka bir deyişle R^2 nin önemli olup olmadığı, F-kontrolü ile test edilir.* Bunun için önce varyans unsurlarına ait serbestlik dereceleri ve kareler toplamları bulunarak tablo 5.4 de olduğu gibi bir varyans analizi tablosu hazırlanır. 5.18 sayılı eşitliğin paydasındaki değer gerçek ölçümlere, payındaki değer regresyon değerlerine, bunların farkı da (78.67-69.12 = 9.55) denklemin hatasına ait kareler toplamıdır.

Tablo 5.4. 5.17 Sayılı Denklemin Güvenilirlik Kontrolü İle İlgili Varyans Analizi.

Varyasyon Kaynakları	S.D	KT	K.O	F
Regresyon	3=k-1*	69.12	23.04	
Hata	8=N-k	9.55	1.19	19.30**
Genel	11=N-1	78.67		

* k= Değişken sayısı (Y, A, B, C), N= birey sayısı (=12), ** P<0.01.

Bulunan F= 19.30'un 3 ve 8 serbestlik dereceli F dağılımına dahil olma ihtimali % 1 den de küçük olduğundan regresyon değerlerinin ortalamadan sapması çok önemlidir. Buna göre; R^2 nin sıfır olma ihtimalinin de % 1 den de küçük olduğuna karar verilir.

*Aslında 0.879 kadar yüksek bir R^2 için böyle bir teste gerek duyulmaz. Burada kontrol sadece işlemin anlatılması için yapılmıştır.

6. BÖLÜM

KESİKLİ VE SÜREKLİ ÇEVRE FAKTÖRLERİNE AİT ETKİ MİKTARLARININ BİRLİKTE HESAPLANMASI VE STANDARTLAŞTIRMA

6.1. GİRİŞ

Üzerinde durulan özelliğe (verime) etkileri araştırılacak çevre faktörlerinden bir kısmının kesikli, bir kısmının da sürekli varyasyon göstermeleri mümkündür. Böyle hallerde etkileri araştırılacak bütün faktörleri bir tek modelde göstermek ve bu modelin gerektirdiği yöntemi kullanarak söz konusu etkilerin her birini birlikte hesaplamak gerekir. Kuzuların sütten kesim ağırlığına ana yaşı, kuzunun cinsiyeti, emilen süt miktarı ve doğum ağırlığının etkilerini dikkate alan 6.1. sayılı model buna örnek olarak verilmiştir.

$$Y_{ijk} = a + b_1 + c_j + b_{yx} \cdot X_{ijk} + b_{yz} \cdot Z_{ijk} + e_{ijk} \quad (6.1)$$

Burada Y_{ijk} = i yaşlı bir anadan doğan j cinsiyetteki k kuzusunun sütten kesim çağındaki ağırlığı, b_1 = i yaşlı anaların sütten kesim çağındaki kuzularında meydana getirdikleri ortalama sapma, c_j = j cinsiyetteki kuzuların sütten kesim çağında gösterdikleri ortalama sapma, X_{ijk} = i yaşlı bir anadan olma j cinsiyetteki k kuzusunun anasından emdiği süt miktarı, Z_{ijk} = i yaşlı bir anadan olma j cinsiyetteki k kuzusunun doğum ağırlığı, b_{yx} = Y'nin X'e, b_{yz} = Y'nin Z'ye göre kamil regresyon katsayısı*, e_{ijk} = i yaşlı bir anadan olma j cinsiyetteki k kuzusunun mensup olduğu grup ortalamasından sapması (tesadüf faktörlerine ait etki miktarı), a = populasyon ortalaması ile ilişkili sabit sayıdır**. Burada X ve Z varyasyonları sürekli olan, B ve C de varyasyonları kesikli olan çevre faktörleridir.

* b_{yx} = Diğer faktörler (X hariç) sabit tutulduğunda Y'nin yalnız X'e bağlı olarak göstereceği değişme miktarı, b_{yz} = Z değişkeni dışındaki faktörler sabit tutulduğunda Y'nin yalnız Z'ye bağlı olarak değişeceği miktardır.

** Tek bağımsız değişkenli regresyon denkleminde $a = \bar{Y} - b\bar{X}$. Burada da $a = \bar{Y} - b_{yx} \cdot \bar{X} - b_{yz} \cdot \bar{Z}$ dir. X ve Z'nin sıfır olmaları halinde $a = \bar{Y} = m$.

Hayvancılıkta çevre faktörlerinin etki miktarlarını hesaplamının en önemli amacı, hayvanları sözkonusu faktörler bakımından eşit duruma getirerek damızlık seçiminde isabeti artırmaktır. Habriyacağı gibi, genel olarak fenotipik değerleri yüksek hayvanlar veya bunların akrabaları damızlığa ayrılırlar. Bunların pozitif yüksek etkili çevre faktörlerinden etkilenmiş olmaları halinde, fenotipik değerlerindeki yükseklik dâimlerine geçmeyecek, dolayısıyla isabetli bir seleksiyon yapılmamış olacaktır. Halbuki bu bölümün sonunda gösterilecek yöntemle seleksiyonun uygulanacağı sürüde mevcut bütün hayvanların tesbit edilen fenotipik değerlerini sanki hepsi aynı çevre faktörlerine maruz kalmış gibi (standart) değerlere dönüştürmek mümkündür. Böylece hayvanlar arasında ele alınan çevre faktörlerinden kaynaklanan farklılık istatistik yolla giderilmiş olur. Damızlık seçimini de bu standart değerlere göre yapmak seleksiyonda isabeti artırır.

Varyasyonları kesikli ve sürekli çevre faktörlerine ait etki miktarlarını bir tek modelde göstererek birlikte hesaplamının gerekçelerinden başlıcaları şunlardır:

1- Herhangi bir kantitatif özellik, çok çeşitli çevre faktörlerinin etkisi altındadır ve bu faktörlerin de çoğu birbirlerini etkiler durumdadır. Esas olan, faktörlerden herbirine ait etkinin ötekilerden arındırılarak hesaplanmasıdır. Yukarıda verilen örnekte doğum ağırlığı, sütten kesimi çağındaki ağırlığı etkileyen faktörlerden biri olarak modele konmuştur. Bunun tek başına etki miktarı (b_{v2}) tek bağımsız değişkenli bir regresyon problemindeki gibi hesaplanabilir. Fakat bu 6.1 sayılı modeldeki b_{v2} den farklıdır. Çünkü b_{v2} , sütten kesim ağırlığına yalnız başına doğum ağırlığının (modeldeki diğer faktörlerin etkilerinden arındırılmış olan) etkisini ifade eder.

2- Gerek 4. bölümde uygulanan 4.1 sayılı, gerek bu bölümde kullanılacak olan 6.1 sayılı modellerde birer hata terimi (e_{ijk}) vardır. Bu, çeşitli vesilelerle açıklandığı üzere, söz konusu özellikte modelde nazan itibare alınmayan faktörlerden ileri gelen sapmaları ifade eder. 6.1. sayılı modelde dikkate alınmayan faktörlerin sayısı 4.1 sayılı modeldekinden daha az olduğuna göre, 6.1 sayılı modele göre hesaplanacak etki miktarlarında hata payı daha küçüktür.

Buna göre, ana yaşlarına ve cinsiyetlere ait etki miktarlarının 4. bölümde hesaplanan değerleri ile bu bölümde 6.1 sayılı modele göre, aynı materyal kullanılarak, hesaplanacak değerleri arasında farkların olacağı, bu bölümde hesaplanacakların daha az hata taşıyacakları şimdiden söylenebilir.

Aslında 4. bölüm yalnızca kesikli varyasyon gösteren çevre faktörleri, 5. bölüm ise yalnızca sürekli varyasyon gösteren çevre faktörleri sözkonusu olduğunda uygulanacak yöntemleri açıklamak üzere hazırlanmışlardır. Bunun dışında, bu bölümler her iki tipten çevre faktörleri sözkonusu olduğunda uygulanacak yöntemi anlatmayı ve kavramayı büyük ölçüde kolaylaştırmış olacaktır.

6.2. Örnek

İvesi kuzularında süten kesme çağındaki ağırlığa ikisi kesikli, ikisi de sürekli varyasyon gösteren dört çevre faktörünün etki miktarlarını hesaplama yöntemi, Eliçin ve Kesici (1974) tarafından kullanılan materyal üzerinde gösterilecektir. Bu materyal ana yaş faktörüne ait hatler üçe indirilerek 6.1 sayılı tabloda özetlenmiştir.

Konu 6.1 sayılı modeldeki a , b_i , c_j , b_{yx} ve b_{yz} katsayılarını hata terimini minimum yapacak şekilde hesaplamaktır. Bu terim 6.1 sayılı denklemden herhangi bir birey için:

$$e_{ijk} = Y_{ijk} - (a + b_1 + c_1 + b_{yx} \cdot X_{ijk} + b_{yz} \cdot Z_{ijk})$$

olarak yazılır. İki tarafın karesi alınır ve aynı ifade ij gruplarındaki bütün hayvanlar için yazılıp toplanırsa:

$$\sum e_{ijk}^2 = [\sum Y_{ijk} - (a + b_1 + c_1 + b_{yx} \cdot X_{ijk} + b_{yz} \cdot Z_{ijk})]^2 \quad \dots\dots\dots (6.2)$$

elde edilir. Aslında minimum yapılacak değer budur ve metoda en küçük kareler metodu denmesi bundandır. Daha önceki bölümlerde yapıldığı gibi, bu ifadenin her etki bakımından alınan kısmi türevlerinin sıfıra eşitlenmeleri ile aşağıdaki normal denklemler elde edilirler:

$$a_1 \text{ için: } n_1 \cdot a + n_{11} \cdot b_1 + n_{12} \cdot b_2 + n_{13} \cdot b_3 + n_{11} \cdot c_1 + n_{12} \cdot c_2 + b_{yx} \cdot X_{1..} + b_{yz} \cdot Z_{1..} = Y_{1..}$$

$$b_1 \text{ için: } n_{11} \cdot a + n_{11} \cdot b_1 + 0 + 0 + n_{11} \cdot c_1 + n_{12} \cdot c_2 + b_{yx} \cdot X_{11..} + b_{yz} \cdot Z_{11..} = Y_{11..}$$

$$b_2 \text{ için: } n_{21} \cdot a + 0 + n_{21} \cdot b_2 + 0 + n_{21} \cdot c_1 + n_{22} \cdot c_2 + b_{yx} \cdot X_{2..} + b_{yz} \cdot Z_{2..} = Y_{2..}$$

$$b_3 \text{ için: } n_{31} \cdot a + 0 + 0 + n_{31} \cdot b_3 + n_{31} \cdot c_1 + n_{32} \cdot c_2 + b_{yx} \cdot X_{3..} + b_{yz} \cdot Z_{3..} = Y_{3..}$$

$$c_1 \text{ için: } n_{11} \cdot a + n_{11} \cdot b_1 + n_{21} \cdot b_2 + n_{31} \cdot b_3 + n_{11} \cdot c_1 + 0 + b_{yx} \cdot X_{11..} + b_{yz} \cdot Z_{11..} = Y_{11..}$$

$$c_2 \text{ için: } n_{21} \cdot a + n_{12} \cdot b_1 + n_{22} \cdot b_2 + n_{32} \cdot b_3 + 0 + n_{21} \cdot c_2 + b_{yx} \cdot X_{2..} + b_{yz} \cdot Z_{2..} = Y_{2..}$$

$$b_{yx} \text{ için: } X_{1..} \cdot a + X_{11..} \cdot b_1 + X_{2..} \cdot b_2 + X_{3..} \cdot b_3 + X_{11..} \cdot c_1 + X_{2..} \cdot c_2 + b_{yx} \cdot X_{11..}^2 + \dots + b_{yz} \cdot (XZ)_{1..} = (XY)_{1..}$$

$$b_{yz} \text{ için: } Z_{1..} \cdot a + Z_{11..} \cdot b_1 + Z_{2..} \cdot b_2 + Z_{3..} \cdot b_3 + Z_{11..} \cdot c_1 + Z_{2..} \cdot c_2 + b_{yx} \cdot (ZX)_{1..} + b_{yz} \cdot Z_{11..}^2 = (ZY)_{1..}$$

Bu denklemlerde, kolaylık olsun diye, değişen değerlerin toplamını () ile belirtmiştir. n, X, Z ve Y'lerin altındaki 1,2,3 rakamları b ve c hallerini gösterirler. Bunlardan ilki b, ikincisi c halleri içindir. İkisinin de yerinde () varsa bu, b ve c hallerindeki toplamı ifade eder. Birisinin yerinde () varsa, o faktöre ait hallerin toplamı alınacak demektir. Mesela n_{11} , b_1 haliindeki erkek ve dişi kuzuların toplam sayısıdır ki bu, örneğimizde, 40'dir. n_{12} = Çeşitli ana yaş gruplarında (b hallerinde) bulunanlardan c_2 haliinde olanların (dişilerin) toplam sayısıdır ki örneğimizde bu değer 72'dir. Altında nokta yerine yan yana iki rakam bulunan n'ler bu rakamların ifade ettikleri alt gruptaki hayvan sayısını gösterir. Mesela n_{12} = $b_1 c_2$ alt grubundaki, n_{32} = $b_3 c_2$ alt grubundaki hayvan sayıdır. $X_{2..}$ = b_2 grubundaki, bütün hayvanların X değerlerine ait toplamıdır (1305.4). $Z_{2.}$ = c_2 grubundaki bütün hayvanların Z değerleri toplamıdır (304.9). $(XY)_{..}$ = her hayvanın X ve Y değerleri çarpılıp bunlar bütün alt gruplar için toplanacak demektir. $X^2_{..}$ = aynı toplamın X değerlerinin kareleri için yapılacağını ifade eder.

Normal denklemlerdeki n'lerin 6.1. sayılı tablodaki karşılıkları ile sürekli değişkenlere ait değerlerin her denklemdaki toplamını 6.2 sayılı tabloda vermişlerdir. Normal denklemlerdeki notasyonlar bu tablodaki değerlerle karşılaştırılmak suretiyle durum daha iyi kavranabilir. Aslında bu tablo örneğimizdeki (6.1 sayılı tablodaki) veriler kullanılarak elde edilmiş normal denklemleri kısaltarak vermek üzere hazırlanmıştır.

Tablo 6.1. İvesi Kuzularında Sütten Kesme Çağındaki Ağırlığa Ana Yaşı ve Cinsiyet ile Doğum Ağırlığı ve Emilen Süt Miktarının Etkilerini Birlikte Hesaplamak Üzere Kullanılacak veriler (E: Erkek , D: Dişi).

Ana Yaşı ve Halleri	Karakter ve Özellikler		Cinsiyet		TOPLAM
			E: c_1	D: c_2	
2 (b_1)	Kuzu Sayısı	(n)	20	20	40
	Sütten Kes. Ağı. Top.	(Y)	344.8	332.0	676.8
	Ana Sütü Toplamı	(X)	1079.2	1121.1	2200.3
	Doğum Ağırl. Topl.	(Z)	83.2	78.5	161.7
3 (b_2)	Kuzu Sayısı	(n)	10	9	19
	Sütten Kes. Ağı. Top.	(Y)	195.5	151.0	346.5
	Ana Sütü Toplamı	(X)	687.6	617.8	1305.5
	Doğum Ağırl. Top.	(Z)	47.6	39.1	86.7
4-7 (b_3)	Kuzu Sayısı	(n)	53	43	96
	Sütten kes. Ağı. Top.	(Y)	1008.6	759.3	1767.9
	Ana Sütü Toplamı	(X)	4416.2	3493.6	7909.8
	Doğum Ağırl. Top.	(Z)	247.5	187.3	434.8
TOPLAM	Kuzu sayısı	(n)	83	72	155
	Sütten Kes. Ağı. Top.	(Y)	1548.9	1242.3	2791.2
	Ana Sütü Toplamı	(X)	6183.0	5232.5	11415.5
	Doğum Ağırl. Top.	(Z)	378.3	304.9	683.2

Tablo 6.2. Tablo 6.1. deki Verilerden Elde Edilen Normal Denklemler.

DENKLEMLER	FAKTÖR HALLERİ VE BUNLARA AIT ÇARPANLAR								Toplam (n)
	a	b ₁	b ₂	b ₃	c ₁	c ₂	b _{yx}	b _{yz}	
B için	155	40	19	96	83	72	11415.5	683.2	-2791.2
b ₁ için	40	40	0	0	20	20	2200.3	161.7	= 676.8
b ₂ için	19	0	19	0	10	9	1305.4	86.7	= 346.5
b ₃ için	96	0	0	96	53	43	7909.8	434.8	= 1767.9
c ₁ için	83	20	10	53	83	0	6183.0	376.3	= 1548.9
c ₂ için	72	20	9	43	0	72	5232.5	304.9	= 1242.3
b _{yx} için	11415.5	2200.3	1305.4	7909.8	6183.0	5232.5	304537	50394	= 208298
b _{yz} için	683.2	161.7	86.7	434.8	376.3	304.9	50394	3063.6	= 12391.8

$11415.5 = \Sigma X$; $683.2 = \Sigma Z$; $904537 = \Sigma X^2$; $50394 = \Sigma XZ$; $3063 = \Sigma Z^2$
 $208298 = \Sigma XY$; $12391.8 = \Sigma ZY$

Çarpınlarda diyagonal bir simetri olduğu görülmektedir. Bu durum, yapılan işlemlerin doğruluğunu kontrole yarar. Ayrıca "b" denklemlerinin toplamı "a" denklemini vermektedir. Aynı hal "c" denklemleri için de geçerlidir. Bu durum denklemlerin bağımsız olmadıklarını, dolayısıyla bilinmeyen 8 etki miktarının bu denklemlerden doğrudan hesaplanamayacağını gösterir. Ne var ki "b"lere ve "c"lere ait toplamların sıfır olmalarından yararlanılarak bunlardan 6 bilinmeyenli 6 bağımsız denklem geliştirmek mümkündür. Bu denklemlerde b'nin iki, c'nin de bir hali bulunur. b'nin üçüncü hali $b_1 + b_2 + b_3 = 0$; c'nin ikinci hali de $c_1 + c_2 = 0$ eşitliğinden hesaplanabilir. Bu işlem 4. bölümde, gösterilmişti. Dördüncü bölümde yer almayan sürekli varyasyon gösteren çevre faktörleri yapılan uygulamada bir farklılık meydana getirmemektedir. Bu sebeple, burada yalnızca işlemin aşamaları sözle hatırlatılarak elde edilen bağımsız denklemler verilecektir.

1. Aşama: Bütün denklemler, c_2 yerine $(-c_1)$, b_3 yerine de $(-b_1 - b_2)$ konarak sadeleştirilir.

2. Aşama: elde edilen yeni c_2 denklemini yeni c_1 denklemlerinden çıkarılır. Böylece c_2 denklemini ortadan kalkar ve elde yeni bir c_1 denklemini kalır.

3. Aşama: Yeni b_3 denklemini aynı aynı b_1 ve b_2 denklemlerinden çıkarılır. Böylece b_3 denklemini ortadan kalkar ve içlerinde c_2 ve b_3 bulunmayan yeni b_1 ve b_2 denklemleri elde edilmiş olur.

Sonuçta a , c_1 , b_1 , b_2 , b_{yx} , ve b_{yz} bilinmeyenlerini içeren aşağıdaki 6 bağımsız denklemler elde edilmiş olur.

$$a \text{ için: } 155a - 56b_1 - 77b_2 + 11c_1 + 11415.5b_{yx} + 683.2b_{yz} = 2791.2$$

$$b_1 \text{ için: } -56a + 136b_1 + 96b_2 - 10c_1 - 5709.5b_{yx} - 273.1b_{yz} = -1091.1$$

$$b_2 \text{ için: } -77a + 96b_1 + 115b_2 - 9c_1 - 6604.4b_{yx} - 348.1b_{yz} = -1421.4$$

$$c_1 \text{ için: } 11a - 10b_1 - 9b_2 + 155c_1 + 950.5b_{yx} + 73.4b_{yz} = 308.6$$

$$b_{yx} \text{ için: } 11415.5a - 5709.5b_1 - 6604.4b_2 + 950.5c_1 + 904537b_{yx} \\ + 50394b_{yz} = 208296$$

$$b_{yz} \text{ için: } 683.2a - 273.1b_1 + 348.1b_2 + 73.4c_1 + 50394b_{yx} + 3063.6b_{yz} = 12391.8$$

Denklemlerdeki çarpanlar yine diyagonal bir simetri göstermektedirler. Denklemlerin birlikte çözümlerinde bilgisayardan yararlanmak adeta gereklidir. İndirgenen denklemlerin çözümü sonucunda:

$$a = 7.598, b_1 = 0.274, b_2 = 0.086, b_3 = -(b_1 + b_2) = -0.360,$$

$$c_1 = 0.417; c_2 = -c_1 = -0.417; b_{yx} = 0.048; b_{yz} = 1.584$$

değerleri elde edilmiştir. b ve c 'lerin 4. bölümde bulunan değerleri ise;

$$b_1 = -0.902, b_2 = 0.379, b_3 = 0.523; c_1 = 0.677; c_2 = -0.677$$

olup yukarıdakilerden farklıdır. Bu durum burada iki sürekli bağımsız değişkenin modele katılmasından ileri gelmiştir. Elde edilen değerlere göre, ananın yaşı, emzirme ve diyet, kuzuların sütten kesim çağındaki ağırlıklarına olumsuz etkiler yapmakta, emilen süt miktarının on kilosu yaklaşık yarım kiloluk, doğum ağırlığının bir kilosu ise 1.584 kiloluk bir artış sağlamaktadır.

6.3. STANDARTLAŞTIRMA

6.3.1. Açıklama

İslahına çalışılan bir hayvan popülasyonunun mümkün olduğu kadar üniform çevre şartlarında tutulmuş olması esastır. Öyle ki, popülasyonu oluşturan hayvanların üzerinde durulan özellik bakımından farklılığı hemen sadece hata unsurları ile genotipten kaynaklanmış olsun. Bu taktirde damızlık seçimindeki isabet artar. Ne var ki, böyle bir durumu uygulamada gerçekleştirmek zordur. Ancak kümes hayvanlarında mümkün olabilmektedir. Diğer hayvan türlerinde başarılı bir istah yapabilmek için gerekli genişlikte bir popülasyon (sürü) eşit çevre faktörlerine maruz bırakılmaz. Bir yandan bütün hayvanlara sağlanan çevreyi eşit kılmaya çalışırken bir yandan da eşit olmayan çevre faktörlerinden kaynaklanan farklılığı istatistik metodları ile hesaplayıp gidermek gerekir. Bu görevin ilk kısmı için gerekli bilgiler bundan önceki iki bölüm ile bu bölümün ilk bahislerine verilmiş ve ele alınan örneklerde bazı çevre faktörlerine ait hallerin etkileri (sebeplenen sapmalar) hesaplanmıştı. Bu bahiste sözkonusu etkiler bakımından bütün hayvanların nasıl eşitleneceği (standartlaşma, standardizasyon) açıklanacaktır.

Bu konuya eşitlemenin yapılacağı standardı belirlemekle başlanır. Hatırlanacağı gibi, çevre faktörleri için hesaplanan etki miktarları, bunların etkiledikleri hayvanların popülasyon (sürü) ortalamasından gösterdikleri sapmalardır. O halde eşitleme popülasyon ortalamasında gerçekleştirilmelidir, denebilir. Bu taktirde standart değer olarak popülasyon ortalaması alınır ve çeşitli hallerin sebeplenen (+) sapmalar, hayvanların ölçülen değerlerinden çıkarılır, (-) sapmalar ise ölçülen değerlerine eklenir. Bütün hayvanlar sanki sapma yaratan herhangi bir çevre faktörüne maruz kalmamış gibi değerler almış olurlar.

Bunun beraber, çoğu kez, sözkonusu çevre faktörlerinin birer hali standart çevre olarak kabul edilir. Bu durumda bu hale ait etki miktarından daha büyük etki gösteren hali farkı bulunarak, etki miktarı daha büyük olan haldeki hayvanların ölçülen değerlerinden çıkarılır. Standart halden daha küçük etkili halde bulunan hayvanların ölçülen değerlerine ise aradaki fark eklenir. Böylece bütün hayvanlar sanki standart olarak kabul edilen faktör hallerine maruz kalmış gibi değerler almış olurlar. Ölçülen değerden düşülecek ve bu değere eklenecek miktarlar, genellikle, her faktör için ayrı ayrı hesaplanıp toplanırlar ve çıkarma veya ekleme işlemi bu toplamın işaretine göre yapılır.

Standart olarak ister ortalama, ister faktörlerin birer hali kabul edilsin standartlaştırma için 6.1. sayılı bahiste işlenen örneğe göre yazılmış bulunan 6.3. sayılı formül uygulanır.

$$Y_{sijk} = Y_{ijk} + (b_0 - b_1) + (c_0 - c_1) + b_{yx}(X_0 - X_{ijk}) + b_{yz}(Z_0 - Z_{ijk}) \dots (6.3)$$

Bu formül ij grubundan k hayvanının standartlaştırılmış sütten kesim ağırlığını (Y_{ijk}) verir. Y_{ijk} aynı hayvanın ölçülen değeridir. b_0 = Ana yaşı faktöründe standart olarak kabul edilene haliin etki miktarı, b_1 = standartlaştırılacak hayvanın anasının dahil olduğu grubuna ait etki miktarı, c_0 = cinsiyet faktöründe standart kabul edilen haliin etki miktarı, c_1 = standartlaştırılacak hayvanın cinsiyetine ait etki miktardır. X_0 ve Z_0 , sıra ile emilen süt miktarı ve doğum ağırlığı için standart kabul edilen değerler, X_{ijk} ve Z_{ijk} ise ij grubundan k hayvanının emdiği süt miktarı ve doğum ağırlığı olup standartlaştırılacak değerlerdir. Emilen süt miktarlarının bir kg artmasına karşılık sütten kesim çağındaki ağırlıkta b_{yx} kadar bir değişme meydana geleceğinden, ij grubundan k hayvanının emdiği süt miktarı (X_{ijk}), standart olarak kabul edilen (X_0 den) ne kadar fazla veya eksik ise, bunun b_{yx} kadar sözkonusu hayvanın sütten kesim ağırlığında bu çevre faktöründen ileri gelmiş fazlalık veya eksiklikdir. Fazlalık Y_{ijk} dan çıkartılarak, eksiklik buna eklenerek bu hayvan için standart değer elde edilir. Doğum ağırlığı (Z-faktörü) için de durum aynıdır.

Standart olarak populasyon ortalaması kabul edildiğinde kesikli varyasyon gösteren faktörlere ait terimlerde $b_0 = 0$ ve $c_0 = 0$ olur*. Buna göre 6.3. sayılı eşitlikte, sözkonusu terimler (- b_1) ve (- c_1) değerlerini alacaklarından,

$$Y_{sijk} = Y_{ijk} - b_1 - c_1 + b_{yx}(X_0 - X_{ijk}) + b_{yz}(Z_0 - Z_{ijk}) \text{ şeklinde yazılabilir.}$$

6.3.2. Örnekler

Bu bölümde 6.2. sayılı bahiste işlenen örnek için hesaplanan etki miktarları kullanılarak, bu örneğe dahil hayvanlardan bir kısmına ait sütten kesim çağındaki ağırlıkların nasıl standartlaştırıldıkları gösterilmiştir:

Etki miktarları olarak:

$$\begin{array}{ll} b_1 = 0,274 & c_1 = 0,417 \\ b_2 = 0,066 & c_2 = -0,417 \\ b_3 = -0,360 & b_{yx} = 0,048, \quad b_{yz} = 1,584 \end{array}$$

* Standart değer ortalamayı kendisi olduğu nd olan artık buna ait hiçbir sapma sözkonusu olamaz.

a) Standart değerler olarak da; $b_2 = 0.086$, $c_1 = 0.417$, $X_0 = 70$ kg, $Z_0 = 4.0$ kg kabul edilmiştir.

1- Üç yaşlı bir anadan 3.6 kg. ağırlıkta doğan 74 kg. süt emip 18 kg. ağırlığa ulaşan bir dişi kuzunun standart değeri nedir?

Bu kuzu standart yaştaki bir anadan doğduğu için bu bakımdan standartlaştırılmasına gerek yoktur; esasen $(b_2 - b_2) = (0.086 - 0.086) = 0$ dir.

$$Y_3 = 18 + 0 + 0.417 - (-0.417) + 0.048(70 - 74) + 1.584(4.0 - 3.6) = 19.28$$

2- Dört yaşlı bir anadan 4.4 kg ağırlıkta doğarak anasından 82 kg. süt emdiği tesbit edilen erkek bir kuzunun süten kesim ağırlığı 18.9 kg. olarak tesbit edilmiştir. Bunun standart değeri nedir?

Bu kuzu standart cinsiyette olduğundan bu bakımdan bir işleme gerek yoktur; esasen $(c_1 - c_1) = 0$; $(0.417 - 0.417 = 0)$,

$$Y_4 = 18.9 + 0.086 - (-0.360) + 0 + 0.048(70 - 82) + 1.584(4.0 - 4.4) = 18.14$$

3- İki yaşlı bir anadan 3.3 kg. ağırlıkta doğan bir dişi kuzu süten kesim çağına kadar 66 kg. süt emmiş ve 17.5 kg. gelmiştir. Bunun standart değeri nedir?

$$Y_2 = 17.5 + (0.086 - 0.274) + 0.417 - (-0.417) + 0.048(70 - 66) + 1.584(4.0 - 3.3) = 19.45$$

Dikkat edilirse görülür ki, standart hallerden düşük etkili hallerdeki hayvanların ölçülen değerlerine eklemeler, yüksek etkili hallerdeki hayvanların ölçülen değerlerinden ise düşmeler yapılmakta, böylece bütün hayvanlar standart çevre-deymişler gibi değerler almaktadırlar.

b) Standart değerler olarak popülasyon ortalamaları, yani

$$b_S = 0, c_4 = 0, \bar{X} = 73.6, \bar{Z} = 4.4$$

alındığında 1 numaralı kuzunun standardize edilmiş ağırlığı:

$$Y_1 = 18 + (0 - 0.086) + [0 - (-0.417)] + 0.048(73.6 - 74) + 1.584(4.4 - 3.6) = 19.58 \text{ kg}$$

2 numaralı kuzunun standardize edilmiş ağırlığı

$$Y_5 = 18.9 + [0 - (-0.360)] + [0 - (0.417)] + 0.048 (73.6 - 62) + 1.584 (4.4 - 4.4) = 18.44 \text{ kg}$$

3 numaralı kuzunun standardize edilmiş ağırlığı ise:

$$Y_5 = 175 + (0 - 0.274) + [0 - (1 - 0.417)] + 0.048(73.6 - 66) + 1.584(4.4 - 3.3) = 19.75$$

kg olarak bulunmuştur.

Görüldüğü gibi aynı hayvanlar için hesaplanan standart değerler arasında farklar vardır. Bu, standart olarak kabul edilen hallerin aynı olmayışından kaynaklanmıştır. Fakat bu farklılık hayvanların standart değerler bakımından sıralanışlarını bozacak nitelikte değildir.

6.3.3. Özel Haller

Araştırmada yalnız kesikli veya yalnız sürekli varyasyon gösteren çevre faktörleri üzerinde durulmuş ise, bunlar bakımından standartlaştırmada 6.3. sayılı formülün yalnızca bu tip çevre faktörlerine ait terimleri kullanılır. Tabiiyle bu takdirde hesaplamalar araştırmada bulunan etki miktarları ile yapılır.

7. BÖLÜM

VARIYASYON KAYNAĞI OLARAK GENOTİP

7.1. GİRİŞ

Bütün canlılarda hayatın başlamasından sona ermesine kadar meydana gelen her karakter genotipte şifrelenmiştir. Başka bir deyişle, her karakter canlıda şu veya bu biçimde, şu veya bu ölçüde, şu veya bu seviyede meydana gelecek şekilde şifrelenmiş, determine edilmiştir. Populasyonlar ve aynı populasyon içindeki fertler arasında herhangi bir karakter bakımından gözlenen varyasyonda sözkonusu şifrelerdeki farklılıkların rolü vardır*. Her populasyon ve fert için özel olan bu şifrelerin hepsine birden **genotip** denir. Bu deyim, çoğu zaman, belirli bir karakterle ilgili şifreler için özelleştirilmektedir. Renk bakımından genotip, süt verimi bakımından genotip gibi.

Bu bölümde, genetik derslerinde edinilmiş olması lazım gelen bilgiler kullanılarak ve Hayvan Yetiştirme ve Islahı Anabilim Dalının uğraşı alanında kalınarak aynı tür içinde populasyonlar (familya, hat, sürü ve ırklar) ve bu populasyonlar içindeki fertler arasında belli başlı karakterler bakımından görülen varyasyonda genotipin rolleri, bundan sonraki bölümde de rollerin etkinlik derecelerini hesaplama imkan ve yollar gösterilmeğe çalışılacaktır.

7.2. KALİTATİF KARAKTERLER

Rakamlarla değil de, sözle belirtilen karakterlere kalitatif denir. (Alaca, siyah, boynuzlu, boynuzsuz gibi). Canlı grupları ve bu gruplardaki fertler bu tip karakterler bakımından kesin sınırlarla belirlenmiş sınıflara ayrılırlar. Böylece kesikli varyasyonlar meydana gelir. Kalitatif karakterlerin gösterdikleri bu tip varyasyonlar iki sebebe bağlanırlar:

a) Böyle karakterler bir veya iki, nadiren de üç çift gen tarafından determine edilirler. Bunlarda meydana gelecek açılma ile az sayıda genotip oluşur.

* Bu rol, çevre şartlarına göre az veya çok değişik olarak gerçekleşir.

b) Bu genlerin ve genotiplerin etkileri çevre şartlarına (hiç olmazsa farkedilir seviyede) bağıli değildir.

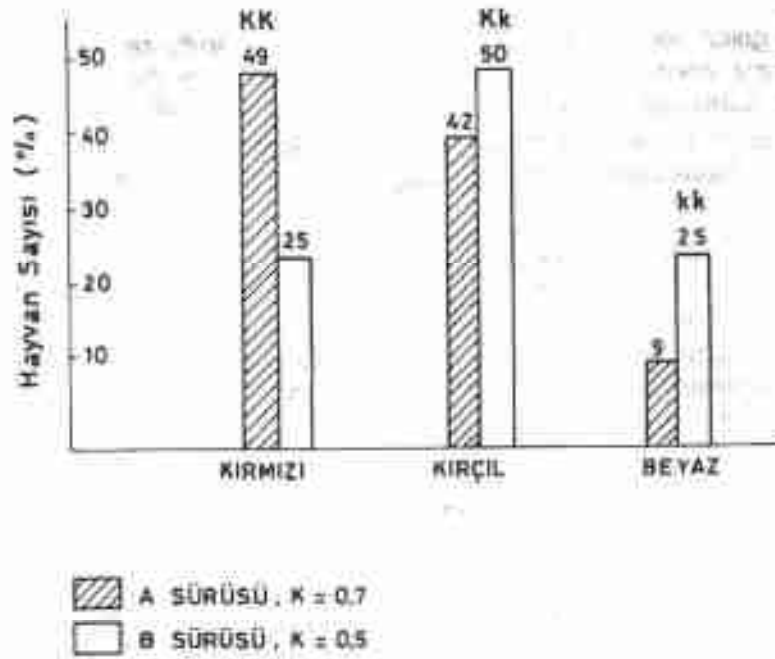
P genine sahip sığırlar muhakkak boynuzsuz, bu gene sahip olmayan (pp genotipli) sığırlar (boynuz köreltme yapılmamış ise) muhakkak boynuzlu olurlar. Tavuklarda yalnız R genini taşıyanlar (R-pp) gül, yalnız P genini taşıyanlar (rr P-) ise mercimek ibikli olmaktadır. R ve P genleri aynı genotipte buldukları zaman muhakkak ceviz ibik meydana gelmekte, bunlardan hiçbirini taşımayan (rr pp genotipli) hayvanlarda ise ibik balta şeklinde olmaktadır. Buna göre, ceviz ibiğin teşekkülü için yalnız başlarına ne R, ne de P geni yeterlidir, ikisinin birlikte bulunmaları gerekir.

Çeşitli kalitatif karakterlerin kombinasyonları bakımından varyasyonlarda da durum aynıdır. Alaca boynuzlu sığırlar muhakkak ss pp genotiplidir. Düz renkli boynuzlu sığırlarda s genlerinden hiç olmazsa birinin yerinde S geni, alaca boynuzsuz sığırlarda da p genlerinden hiç olmazsa birinin yerinde P geni bulunur. Başka bir deyişle, renk ve boynuz bakımından sığırlarda yalnızca dört ayrı sınıf vardır ve bunlar birbirlerinden kesin olarak ayrılırlar. Boynuzsuz düz renkli (P-S-), boynuzsuz alaca (P-ss), boynuzlu düz renkli (ppS-) ve boynuzlu alaca (pp ss).

Bazı kalitatif karakterleri determine eden genlerin etkileri, buldukları şahısların erkek veya dişi olmalarına göre görünmekte veya görünmemekte, yahut ta değişmektedir. Mesela süt yapan memeler yalnız inekte (boğada değil), atkı tüyleri ile orak şeklindeki kuyruk tüyleri yalnız horozda görünür. Koyunlarda boynuzun teşekkülünden sorumlu olan gen erkekte alleline dominant, dişiye resesif atkılıdır. Başka bir deyişle, H₁H₂ genotipli hayvan erkek ise boynuzlu, dişi ise boynuzsuzdur. Dişilerden boynuzlu olanlar muhakkak H₁H₁, erkeklerden boynuzsuz olanlar da muhakkak H₂H₂ genotiplidirler.

Bütün bu örnekler kalitatif karakterler bakımından varyasyonların tamamen fertlerin genotiplerindeki farklılıktan kaynaklandığını göstermektedirler. Bu farklılık 1-2 gen çifti bakımından olduğu için de varyasyonlar kesikli ve az sınıflı olmaktadır. Tek gen çifti tarafından determine edilen bir kalitatif karakter bakımından popülasyonda üç çeşit genotip bulunur: BB, BB', B'B'. Her genotipin aynı bir görüntüsü olması halinde popülasyonda üç ayrı görüntüde fertlere rastlanır. Söz konusu genlerden biri alleline tam dominant ise, görüntü çeşidi (fenotip) ikkiye iner, çünkü BB ve BB' genotipleri aynı görüntüyü verirler. R ve P genleri bakımından bir tavuk popülasyonunda 9(=3²) farklı genotip bulunur. Ancak, yukarıdaki açıklamadan anlaşılacağı üzere, bu popülasyonda ancak dört çeşit ibik görülebilir: ceviz, balta, gül ve mercimek. Bunun sebebi söz konusu genlerin birlikte oluşturdukları kimi genotiplerin aynı görüntüyü sağlamasıdır (RR PP= RR Pp= Rr PP= Rr Pp).

Diğer taraftan, kalitatif bir karakter bakımından bu yollarla meydana gelen varyasyonların büyüklükleri, farklı genotiplerin sayısı kadar bunların popülasyondaki nisbi miktarlarına da bağlıdır. Popülasyonlar arası varyasyon da sözü geçen genlerin nisbi miktarlarının farklılığından kaynaklanır. Şekil 7.1, renk bakımından iki sürüdeki varyasyonu göstermek ve karşılaştırmak gayesiyle düzenlenmiştir. Bununla aynı zamanda, kalitatif bir karakter bakımından varyasyonunun grafikte gösterilmesi gerektiğinde çubuklu diyagram yapılacağı hatırlatılmış olacaktır.



Şekil 7.1. A ve B sürülerindeki sığırların renk bakımından nisbi frekansları.

7.3. KANTİTATİF KARAKTERLER

Rakamlarla tesbit ve ifade edilen karakterlere kantitatif denir. Ağırlık, süt ve yumurta verimleri gibi. Böyle karakterler bakımından varyasyon süreklidir; hayvanlar birbirlerinden kesin sınırlarla belirtilmiş sınıflara bölüştürülemezler; bir hat üzerindeki noktalar gibi birbirlerini izleyen değerler gösterirler. İstatistik işlemler için yapılan frekans dağılım tablolarındaki sınıflar sun'ıdır. Gerçekte bunlardan birinin üst sınırı ile ondan sonra gelenin alt sınırı arasında boşluk yoktur, bu aradaki her değerde fertler bulunur. Bu fertlere ait değerler tam olarak ölçülemedikleri, veya kolaylık olsun diye, yuvarlaklaştırılarak kaydedildikleri için, kısmen üst, kısmen de alt sınıfa dahil edilirler. Örneğin ağırlığı 42 kg olarak kaydedilen bir koyun aslında 41.975, 42.415 veya 41.8598 kg olabilir.

Kantitatif karakterler popülasyonların çoğunda çan eğrisi şeklinde dağılım gösterirler. Bu, hatırlanacağı gibi, normal dağılımların grafiğidir.

Kantitatif karakterlere ait varyasyonların yukarıda belirtilen özelliklerde şekillenmeleri şöyle izah edilmektedir: Kantitatif karakterler, münferit etkileri çok küçük olup birbirlerine eklenen ve çevre şartlarına göre değişen çok sayıda genler tarafından detemine edilirler. Bunlara K. Mather (1942) tarafından poligen ismi verilmiştir.

Bir popülasyonda herhangi bir kantitatif karakter bakımından belirli sınırlar arasında akla gelen her değerde fertlerin bulunduğu baş tarafta ifade edilmişti. Ancak bu fertlerin her biri özel bir genotipi temsil etmez. Böyle olsaydı, sonsuz sayıda genin bulunması gerekirdi. Genler belirli sayıda ve belirli uzuntuktaki kromozomlar üzerinde yerleşmiş olduklarına göre, bu kadar fazla gen lokusu için yer bulunamaz. Üstelik canlıda sadece bir değil, birçok kantitatif karakter vardır.

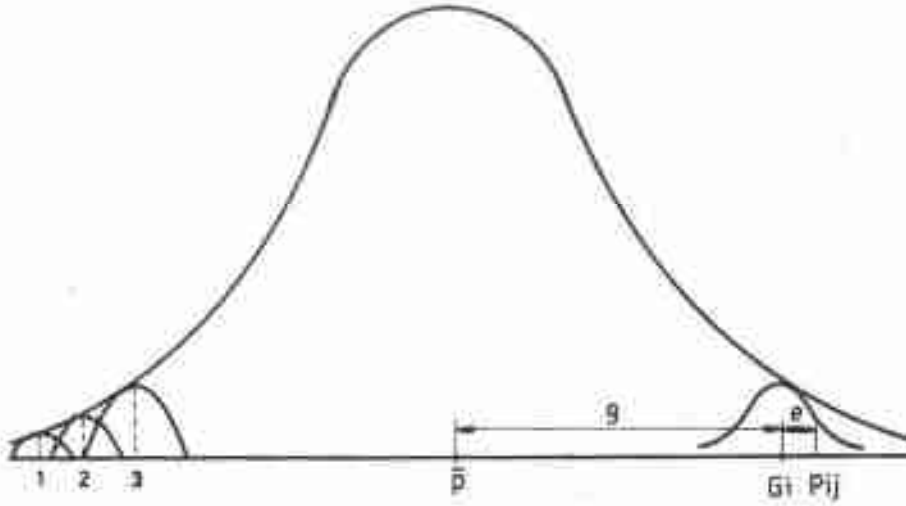
O halde her kantitatif karakter için çok, fakat belirli sayıdaki genlerin kombinasyonlarından meydana gelen çok, fakat sınırlı sayıda genotipler söz konusudur. Her kombinasyon (genotip) yukarıda sözü edilen değişim sınırları arasında belirli bölümleri (segmentleri) kontrol eder. Bölümler (segmentler) içindeki farklı değerler çevre faktörlerinin sebep oldukları sapmalardır. Durum 7.2 sayılı şekilde açıklanmaya çalışılmıştır.

7.3.1. Genotipik Farklılığın Kaynakları

Şekil 7.2'deki genotiplerin birbirlerinden üstünlükleri, esas itibarıyla o karakteri detemine eden genlerden ortalama etkisi yüksek olanların sayısına bağlıdır. Bundan başka, dominant ve epistatik etkili genlerin bulunması da o genotipi diğerlerinden daha yüksek gösterebilir. Bir popülasyonda fertlerin belirli bir kantitatif karakter bakımından gösterdikleri genotipik değer farklılığının kaynakları özetle bunlardır. Aşağıda bu ifadelerdeki deyimler açıklanarak konunun daha iyi kavranması sağlanacaktır.

a) Ortalama Etki: Bir genin ortalama etkisi, o gene sahip genotiplerin popülasyon ortalamasından sapmalarının ortalaması olarak tanımlanır.* "B" genini taşıyan gametlerin popülasyonda mevcut bütün gametlerle aynı şansa birleşmeleri ile meydana gelecek zigotların popülasyon ortalamasından gösterecekleri sapmaların ortalaması "B" geninin ortalama etkisidir.

* Popülasyonun ve sapmaların ortalamaları fenotiptir. Ancak bu ortalamalar genotipik değerlerin ölçülendir.



Şekil 7.2. Bir kantitatif karakter bakımından varyasyonun şekillenmesi. 1,2,3,... işaretli noktalar genotiplere tekabül ederler. Her genotip sınıfında çevre faktörlerinden ileri gelen varyasyonlar ... olarak gösterilmiştir. Sağdaki P_j noktası G_j genotip sınıfından j şahsının fenotipik değeridir. Bunun popülasyon ortalaması olan \bar{P} 'den sapması, g =genotipin, e =çevrenin etkisi olmak üzere, $(g+e)$ kadardır.

Popülasyonda nisbi olarak p kadar B genli erkek gamet teşekkül ediyorsa, bunların aynı popülasyondaki p kadar B ve q kadar B' dişi gameti ile birleşmeleri sonucundan p^2 kadar BB ve pq kadar da BB' zigotu (genotipi) teşekkül eder. Bunların her birine ait nisbi miktarlar ($p+q=1$ olduğu hatırlanarak):

$$p^2 / (p^2 + pq) = p; \quad pq / (p^2 + pq) = q$$

olarak bulunur.

BB genotipinin değeri (a), BB' genotipinin değeri de (d) ise (bak şekil 7.3), B genini taşıyan zigotlara ait genotipik değerlerin frekansları ile tartılmış ortalaması:

$$\frac{pa + qd}{p+q} = pa+qd \text{ olur.}$$

Bunun populasyon ortalamasından sapsması, tanımlamaya göre, B geninin ortalama etkisi olup $\alpha(B)$ olarak gösterilir.*

$$\alpha(B) = pa + qd \cdot m = pa + qd - [a(p-q) + 2pqd] = q [a + d(q-p)] \dots\dots\dots (7.2)$$

B'geninin ortalama etkisi de aynı şekilde;

$$\alpha(B') = (-qa + pd) \cdot m = -p [a + d(q-p)] \dots\dots\dots (7.3)$$

olarak bulunur.**

Görülüyor ki bir genin ortalama etkisi (a) ve (d) değerlerinden başka genin nisbi frekansına (p veya q'ye) da bağıdır. p veya q populasyondan populasyona değişeceğine göre bir genin ortalama etkisi de populasyondan populasyona değişebilir.

Genotipler	B'B'	BB'	BB
Değerleri	-a	0(d)	+a
Frekansları	q ²	2pq	p ²

Şekil 7.3. B lokusu bakımından genotipler, değerleri ve frekansları

- * Populasyonun B lokusu bakımından ortalaması; Şekil 7.3 ten ve nisbi frekanslar toplamlarının (p+q ile p² + pq+q² nin bire) eşit oldukları hatırlanarak;

$$m = \frac{p^2 a + 2pqd + q^2 (-a)}{p^2 + 2pq + q^2} = q (p^2 - q^2) + 2pqd = a(p-q) + 2pqd \dots\dots\dots (7.1)$$

olarak bulunur.

- ** B' genini taşıyan zigotlara ait genotipik değerlerin, frekansları ile tartılmış ortalaması (B'B' lerin nisbi miktar q; değeri -a, BB' lerin nisbi miktar p değeri de d olduğundan (-qa + pd) / (p+q) = -qa + pd dir.

Bir karakteri detemine eden lokustardaki her bir gen için ortalama etkiler de aynı şekilde gösterilebilir. Ancak, her lokustaki allel genlerin nisbi frekansları (p ve q) ile bu genlerden oluşan genotiplerin değerleri (a ve d) aynı olmayabilir. İşte, bu yüzden sözkonusu karakter bakımından populasyona ait genotipik değer olarak o özelliği detemine eden, bütün lokustardaki genlerin ortalama etkilerinin toplamı dikkate alınmalıdır. Bu açıklamadan kolayca anlaşılacağına göre, sözkonusu toplam her populasyonda aynı olmaz. Populasyonların aynı karakter bakımından genotipik farklılığı bundandır.

Bir populasyon içindeki fertlerin genotipik değerlerine ait varyasyon da allel genlerin ortalama etkileri ile bunları çeşitli kombinasyonlarda (BB, B'B ve B'B' olarak) taşıyan fertlerin damızlık değerleri arasındaki ilişkiden faydalanılarak açıklanabilir.

b) Damızlık Değer: Bir hayvanın damızlık değeri, uygulamada, populasyonu temsil eden bir grup hayvanla verdiği döllerin populasyon ortalamasından sapmalarına ait ortalamanın iki katı olarak tarif edilir. Bu tarifle genlerin ortalama etkileri, hemen hemen aynıdır. Çünkü sözü edilen sapmalar damızlığın dölleri geçirdiği genlerin ortalama etkileri toplamıdır. Bu genler damızlık değeri tesbit edilecek hayvanın sahip olduğu genlerin yansı olduğu için ortalama etkilerinin toplamı iki ile çarpılır.

Sözkonusu genlerden sadece 1. lokustaki B₁ ve B₁' çifti ele alındığında bir hayvanın, damızlık değeri onun genetik yapısının B₁B₁, B₁B₁' veya B₁B₁' olmasına göre değişir. Genetik yapısı (genotipi) B₁B₁ olan bir hayvan bütün dölleri yalnız B₁ genini geçireceğinden, bunun damızlık değeri, yukarıdaki açıklamaya göre, 2α(B₁) kadardır. B₁B₁' genotipi bir hayvanın damızlık değeri de aynı şekilde 2α(B₁') dir. B₁B₁' genotipli bir hayvan dölleri yarıya B₁, yarıya da B₁' genini geçirir. Bu genleri alan dölleri gösterecekleri sapmaların ortalamaları, B₁ ve B₁' genlerinin ortalama etkilerinin yansı (ortalaması) kadardır: [α(B₁) + α(B₁')] / 2. Damızlık değeri bunun iki katı olduğuna göre B₁B₁' genotipindeki bir hayvanın damızlık değeri [α(B₁) + α(B₁')] dir. Bunlar aşağıda toplu olarak verilmiştir.

$$B_1B_1 \text{ genotiplilerin damızlık değeri} = 2\alpha(B_1)$$

$$B_1B_1' \text{ genotiplilerin damızlık değeri} = \alpha(B_1) + \alpha(B_1')$$

$$B_1B_1' \text{ genotiplilerin damızlık değeri} = 2\alpha(B_1') \text{ (7.4)}$$

Populasyon ortalamasından sapmalar olarak hesaplanan bu değerlerde görülen farklılık genotipik varyasyonun en önemli kaynağıdır. Kantitatif karakteri etkileyen diğer gen çiftleri bakımından da fertler arasında aynı farklılıklar bulunur.

Bu genlerin ortalama etkileri bu bahiste ele alınan B_1 ve B_1' genlerinin ortalama etkilerinden farklı olabilir. Bu farklılık hem (a) ve (d) değerlerinin, hem de q ve p frekanslarının başkalağından kaynaklanır. Diğer taraftan, B_1B_1 genotipli bir fert öteki gen çiftleri bakımından sözkonusu olabilecek her genotipe sahip olabilir. Bu genlerden yalnız ikinci lokustaki gen çifti ($B_2 - B_2'$) ele alındığında populasyonda tablo 7.1'deki genotipler ve hizalandaki damızlık değerleri oluşabilir.

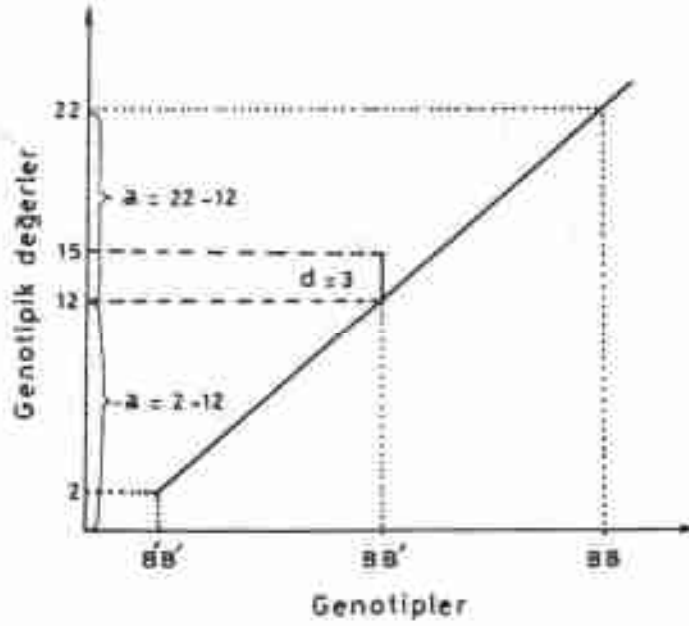
Böylece populasyonda 3^n ifadesine uygun olarak farklı damızlık değerlere sahip 9 çeşit genotip (fert) meydana gelebilir. Gen çifti sayısı (n) arttıkça farklı damızlık değerli fertler de artacak, dolayısıyla populasyonda bu bahsin başında anlatılan genotiplik varyasyon meydana gelecektir.

Damızlık değerin, hayvan ıslahı derslerinde, söz konusu karakteri etkileyen genlerin eklemeli etkileri tarafından tayin edildiği söylenir. Bu ifade hemen aynen b alt başlığında anlatılan genlerin ortalama etkileri için kullanılmıştı. O halde genlerin ortalama etkilerine eklemeli etki (additive effect) de denebilir. Bunun gibi, genotiplerin damızlık değerleri için de eklemeli değer veya eklemeli genotiplik değer deyimleri kullanılabilir.

Tablo 7.1. Kantitatif bir karakteri etkileyen gen çiftlerinden yalnız ikisi bakımından oluşması muhtemel genotipler ve bunların damızlık değerleri.

GENOTİPLER	DAMIZLIK DEĞERLERİ
$B_1B_1B_2B_2$	$2\alpha(B_1) + 2\alpha(B_2)$
$B_1B_1B_2'B_2'$	$2\alpha(B_1) + 2\alpha(B_2')$
$B_1B_1B_2B_2'$	$2\alpha(B_1) + \alpha(B_2) + \alpha(B_2')$
$B_1'B_1B_2B_2$	$2\alpha(B_1') + 2\alpha(B_2)$
$B_1'B_1B_2'B_2'$	$2\alpha(B_1') + 2\alpha(B_2')$
$B_1'B_1B_2B_2'$	$2\alpha(B_1') + \alpha(B_2) + \alpha(B_2')$
$B_1B_1'B_2B_2$	$\alpha(B_1) + \alpha(B_1') + 2\alpha(B_2)$
$B_1B_1'B_2'B_2'$	$\alpha(B_1) + \alpha(B_1') + 2\alpha(B_2')$
$B_1B_1'B_2B_2'$	$\alpha(B_1) + \alpha(B_1') + \alpha(B_2) + \alpha(B_2')$

c) **Dominantlık:** Hatırlanacağı gibi, heterozigot fertlerin iki homozigot genotipin ortalamasından gösterdikleri sapmaya dominantlık denir. Şekil 7.3'te BB ve B'B' genotiplerine ait ortalamanın (0) olduğu, BB' genotipinin de bundan (d) kadar saptığı kabul edilmiştir. 7.4 sayılı şekilde dominantlık sapması gerçeğe daha yakın bir örnekte gösterilmiştir.



Şekil 7.4. B-locusunda çeşitli genotipler, bunların muhtemel değerleri ve dominantlık sapması (d).

Şekildeki örnekte homozigotlar ortalamasının $(22+2) / 2 = 12$, heterozigot genotipin ise 15 değerli olduğu görülmektedir. Buna göre $d = 15 - 12 = 3$ olarak hesaplanır. 7.3 sayılı şekilde (+a) ve (-a) olarak gösterilen değer burada 10 dur, ve bu değer in işareti a'nın ki ile aynıdır. $a = 22 - 12 = 10$; $2 - 12 = -10$. Eğer popülasyonda B geninin nisbi miktar (frekansı) $p = 0.6$, B'geninin nisbi miktar (frekansı) da $q = 0.4$ ve meydana gelen her çeşit erkek gamet, her çeşit dişi gameti tamamen şansa bağlı ve bağımsız olarak dölemekte ise, popülasyonun bu gen çifti bakımından ortalama değeri, 7.1 sayılı eşitlikten:

$$m = a(p-q) + 2pqd = 10(0.6-0.4) + 2(0.6)(0.4)3 = 3.44$$

olarak bulunur. Bu, homozigotların ortalaması (0) olduğuna göre hesaplanmış ortalama değerdir. 7.4 sayılı şekilde verilen örnekte ortalama 12 olduğuna göre, gerçek ortalama değeri $12 + 3.44 = 15.44$ olarak hesaplanır.

Sözkonusu genotiplerin bu ortalamadan sapmalarını:

$$BB \text{ için: } 22-15.44 = 6.56$$

$$B'B' \text{ için: } 2-15.44 = -13.44$$

$$BB' \text{ için: } 15-15.44 = -0.44$$

Aynı genotiplerin damızlık değerleri ise (7.2, 7.3 ve 7.4 sayılı eşitliklerden), ortalamadan sapma olarak:

$$BB \text{ için: } 2\alpha(B) = 2q [a+d(p-q)] = 2(0.4) [10+3(0.4-0.6)] = 7.52$$

$$B'B' \text{ için: } 2\alpha(B') = 2(-p) [a+d(q-p)] = 2(-0.6) [10+3(0.4-0.6)] = -11.28$$

$$BB' \text{ için: } \alpha(B) + \alpha(B') = +3.76 + (-5.64) = -1.88$$

Görüyoruz ki, aynı genotiplerin damızlık (eklemeli) değerleri ile ortalamadan sapmaları arasında farklar vardır. Bu farklar:

$$BB \text{ genotipi için: } 6.56 - 7.52 = -0.94$$

$$B'B' \text{ genotipi için: } (-13.44) - (-11.28) = -2.16$$

$$BB' \text{ genotipi için: } -0.44 - (-1.88) = 1.44$$

kadar olup dominantlik sapmasından ileri gelmiştir. Dominantlik heterozigotların ortalamadan sapmasını artırırken damızlık değerlerinin, beklendiği üzere, ortalama değerden küçük bulunmasına yol açmıştır. Gerçekten, allel genler arasında dominantlik olmazsa bu farklar görülmez. Ele alınan örnekte $d=0$ olunca populasyon ortalaması, 1 sayılı eşitlikten, sıfıra nazaran:

$$m = 10(0.6-0.4) + 2(0.6)(0.4)(0) = 2$$

olarak bulunur. Homozigotlar ortalaması örneğimizde sıfır olmayıp 12 olduğuna göre, gerçek ortalama $12+2=14$. BB genotipinin bundan sapması: $22-14=8$, damızlık değeri de $2\alpha(B) = (2)(0.4)(10+0)=8$; B'B' genotipinin ortalamadan sapması $2-14=-12$, damızlık değeri de $2\alpha(B') = 2(-0.6)(10+0)=-12$.

BB' genotipi $d=0$ olunca; 12 değerini alacak (bak şekil 7.4), ortalamaından sapması $12-14 = -2$, olarak bulunacak, damızlık değeri de keza, $\alpha(B) + \alpha(B') = 4 + (-6) = -2$ olacaktır.

Tersine, d büyüdükçe genotipik değerlerle damızlık değerler arasındaki farklar artar. Mesela, tam dominantlik halinde, $d = a$ olacağından aynı örnek için:

1) Populasyon ortalaması:

$$(0.36 + 0.48) \cdot 22 + (0.16) \cdot 2 = 18.80 \text{ olarak hesaplanır.}^*$$

2) Çeşitli genotiplerin populasyon ortalamasından sapmaları:

$$\text{BB ler için: } 22 - 18.8 = 3.2 \quad \text{B'B'ler için: } 22 - 18.8 = 3.2$$

$$\text{B'B'ler için: } 2 - 18.8 = -16.8$$

3) Ortalama etkileri:

$$\alpha(B) = q [a + (a-d)(q-p)] = qa [1 + (p-q)] = qa (2q) = 2q^2a = 2(0.4)^2 \cdot 10 = 3.2$$

$$\alpha(B') = -pa [1 + (q-p)] = -2pqa = -2(0.6)(0.4) \cdot 10 = -4.8$$

4) Damızlık değerler:

$$\text{BB için } 2 \alpha(B) = 2(3.2) = 6.4 \quad \text{B'B' için } 2 \alpha(B') = 2(-4.8) = -9.6$$

$$\text{B'B' için: } \alpha(B) + \alpha(B') = 3.2 + (-4.8) = -1.6$$

5) Farklar:

$$\text{BB lerde: } 3.2 - 6.4 = -3.2 \quad \text{B'B'lerde: } 3.2 - (-1.6) = 4.8$$

$$\text{B'B' lerde: } -16.8 - (-9.6) = -7.2$$

* BB' genotipliler BB genotiplilerle eşit değerli olduğundan her iki genotipli şahıslar 22 değerli olacaklardır (Şekil 7.4). Bunların toplamı $p^2 + 2pq = 0.6^2 + 2(0.6)(0.4) = 0.84$. B'B' genotiplilerin nisbi miktarları $q^2 = 0.4^2 = 0.16$; değerleri ise 2 dir.

Görülüyorki bu farklar $d=3$ olduğunda hesaplanırlara nazaran çok daha büyüktür. Burada üzerinde durulan karakteri etkileyen genlerin hepsinde dominantlık beklenemeyeceğini ve dominantlığın olduğu genlerde de *d* değerlerinin aynı olmayabileceğini hatırlamak gerekir.

Önceki bahsin sonunda ifade edildiği üzere, damızlık değer ilgili genlerin eklemeli etkileri tarafından tayin edilir. Dominantlık ve bundan sonraki bahsin konusu olan epistasi etkileri damızlık değerler dışında kalırlar. Uygulamada bir hayvanın damızlık değerini tesbit ederken dölllerinin populasyonu ortalamasından gösterecekleri sapmalarda dominantlığa ve epistasiye ait etkilerin rol oynamamış olmalarına dikkat etmek gerekir. Aksi takdirde bu sapmaları da içine alarak hesaplanmış damızlık değeri, biraz önce gösterildiği gibi, gerçeğe uymaz ve ileride aynı hayvanın başka dölllerinde gerçekleşmez.

Genotipik değer, bu bahiste yapılan hesaplamalardan anlaşılacağı üzere her gen lokusundaki genetik yapıya ait damızlık (eklemeli) değer ile, eğer varsa, dominantlık ve epistasi denilen ileri gelen sapmaların toplamından oluşur. Populasyondaki fertler her gen çifti bakımından farklı genetik yapıda olabileceklerine göre, kantitatif bir karakteri determine eden genlerin lokuslarında fertten ferde değişen genetik yapıların, dolayısıyla genotipik değerlerin bulunacağı, bunun da kantitatif bir karaktere ait varyasyonda genotipik değer bakımından çok farklı fertlerin rolü olduğuna dair 7.3 sayılı bahiste söylenenleri kanıtlamış olacağı zorluk çekilmeden kavranabilir. Bir başka ifade ile, fertlerin farklı genotipik yapıda olmaları, onların farklı genotipik değerler göstermelerine yol açarak, fenotipik varyasyona bu tip farklılığın da katkıda bulunmasını sağlamaktadır.

d) Epistasi: Bundan önceki bahislerde aynı lokustaki iki allel gen bakımından meydana gelecek genotiplere ait değerlerin farklılığına sebep olan gen etkileri (eklemeli ve dominantlık) incelenmişti. Bazı genler diğer lokustardaki bazı genlerle birlikte buldukları zaman, eklemeli etkilerine ilaveten, epistasi denen bir etki daha göstermektedirler. Böyle bir genin alleline nazaran üstünlüğü diğer lokustardaki bazı genlerle birlikte olup olmadığına göre değiştiği için bu hale **genler arası interaksyon** denmektedir. Buna göre, aralarında interaksyon bulunan genler epistasi etkisinin kaynaklarıdır. Söz konusu genler populasyondaki bütün fertlerde birlikte bulunmadıkları için fertlerin genotipik değerlerinde, dolayısıyla üzerinde durulan kantitatif karakterde, farklılığa (varyasyona) sebep olurlar.

Konu anlatım ve kavramayı kolaylaştırmak amacıyla iki lokuslu bir örnek üzerinde açıklanacaktır. Bu örnekte C geni BB ve Bb genotiplerinin ikiser, bb genotipinin de bir değer almasına sebep olmaktadır. BB, Bb ve bb genotiplerinin C geni ile birlikte bulunmadıkları hallerde değerleri hep sıfırdır*.

* Tavşanlarda 2 siyaha , 1 kahverengine , 0 albinoya tekabül eder.

Buna göre, BB ve Bb genotipleri ile bb genotipi arasındaki fark, bunların başka bir lokustaki C geni ile birlikte bulunup bulunmamasına göre değişmektedir*:

$$\begin{array}{l} \text{C yoksa} \quad : (B-) - (bb) = 0-0 = 0 \\ \text{C ile birlikte} \quad : (B-) - (bb) = 2-1 = 1 \end{array}$$

Bu, istatistikte iki faktörün interaksyonu için yapılan tarife tamamen uymaktadır. Diğer taraftan bu örnekte B'nin alleli olan b'ye ve C'nin alleli olan c'ye tam dominant oldukları anlaşılmaktadır. Çünkü BB ile Bb genotipleri, keza CC ile Cc genotipleri aynı etkiye sahiptirler. Bu durum 7.2 sayılı tabloda daha açık görülmektedir. Bu tabloda her genotipe ait nisbi frekanslar $p(B) = 0.7$; $q(b) = 0.3$; $p(C) = 0.6$; $q(c) = 0.4$ varsayımına göre hesaplanmıştır.

BbCc genotipinin frekansı:

$$f(Bb) f(Cc) = (2 \times 0.7 \times 0.3)(2 \times 0.6 \times 0.4) = 0.2016$$

Bbcc genotipinin frekansı:

$$f(Bb) f(cc) = (2 \times 0.7 \times 0.3)(0.4^2) = 0.0672$$

bbCc genotipinin frekansı:

$$f(bb) f(Cc) = (0.3^2)(2 \times 0.6 \times 0.4) = 0.0432$$

olarak hesaplanmıştır. Diğer genotiplerin frekansları da benzer şekilde hesaplanabilir.

Tablodaki nisbi frekansların toplamı, beklendiği üzere, 1'e eşittir.

Popülasyonun bu genotipler bakımından ortalaması (Frekanslar toplamı 1 olduğu için) :

$$m = (0.7644) 2 + (0.0756) 1 + (0.1456) 0 + (0.0144) 0 = 1.6044$$

olarak hesaplanır.

* Büyük harflerin yanındaki çizgi alleli ne olursa olsun demektir.

Tablo 7.2. İki Lokustaki Genotiplerin Birlikte Olma Halleri ve Nisbi Frekansları.

2 Değerliler	1 Değerliler	0 Değerliler
BBCC = 0,1764	bbCC = 0,0324	BBcc = 0,0784
BBCc = 0,2352	bbCc = 0,0432	Bbcc = 0,0672
BbCC = 0,1512	0,0756	0,1456
BbCc = 0,2026		
0,7644		bbcc = 0,0144

Genotiplerini bu değerden (ortalamadan) sapmaları:

$$2 \text{ değerlilerde : } 2 \cdot 1,6044 = 0,3956$$

$$1 \text{ değerlilerde: } 1 \cdot 1,6044 = -0,6044$$

$$0 \text{ değerlilerde: } 0 \cdot 1,6044 = -1,6044 \text{ olarak bulunmuştur.}$$

Bu sapmalar her türlü gen etkilerini (eklemeli, dominantlık ve epistas) içermektedirler. Eğer epistas etkisi yoksa, her bir lokustaki genotiplerin (kendi ortalamalarından sapmalar olarak ve $d = a$ haline göre hesaplanan) genotipik değerlerinin toplamlarının, bu değerlere eşit olması gerekir. Bu eşitlik gerçekleşmediğinde bu değerlere sözü edilen toplamlar arasında ortaya çıkan farklar epistas etkisinin ölçüsü olarak kabul edilirler.

Tablo 7.3. B ve C Lokuslarında İnteraksiyon İncelenmesi, $m = 1,6044$ (Pirchner 1969, S.93 ten).

ÖLÇÜLER	Genotipler ve değerleri			
	B-C-	bbC-	B-cc	bbcc
Nisbi frekanslar	0,7644	0,0756	0,1456	0,0144
Değerleri	2	1	0	0
Ortalamadan sapmalar (Genel değerdeki)	0,3956	-0,6044	-1,6044	-1,6044
G (B)	0,0756	-0,7644	0,0756	-0,7644
G (C)	0,3056	0,3056	-1,6044	-1,6044
G (B) + G (C)	0,3812	-0,4588	-1,5288	-2,3688
Fark; I (BC)	0,0144	-0,1456	-0,0756	0,7644

Yukarıda verilen örneğe ait sözü edilen değerler 7.3 sayılı tabloda verilmiştir. Tablo 7.2'deki genotiplere ait genel değerler (ortalamadan sapmalar olarak) 3.satırda, B lokusundaki genotiplere ait değerler 4.satırda, C lokusundaki genotiplere ait değerler 5.satırda, B ve C lokuslarındaki genotiplere ait değerlerin toplamı da 6.satırda gösterilmiştir. 3.satırdaki genel değerlerle 6.satırdaki değerler arasında bir takım farklar belirmiştir, ki bunlar tablonun 7.satırında B ve C genlerine ait interaksiyona tekabül etmek üzere I (BC) olarak verilmiştir.

Tablo 7.2 den ve buna dayanılarak hesaplanan sapmalardan antlaşacağı gibi, aralarında interaksiyon bulunan iki lokusta meydana gelmesi mümkün genotipler, farklı değerler göstermektedirler. Üzerinde çalışılan karakteri etkileyen genlerden diğer bazıları arasında da interaksiyonlar bulunabilir ve bunlar da aynı şekilde farklı genotipik değerlerin oluşmalarına sebep olabilirler. Her interaksiyon halinde genotipik değerler arasındaki farklar da aynı olmayabilir. Ayrıca, bir interaksiyon hali bakımından yüksek değerli olan genotip, diğer interaksiyon hali bakımından düşük (veya yüksek) değerli bir genotiple birlikte bulunabilir. Keza, interaksiyon her zaman iki ayrı lokustaki genler arasında olmaz. Üç, hatta dört ayrı lokustaki genler de interaksiyon halinde olabilirler. Bu bahiste verilen örnekte interaksiyon halindeki genler kendi allelleriyle tam dominant idler. Interaksiyon, eksik dominant etkili veya dominantlığı olmayan genler arasında da olabilir.

Bütün bu durumlar popülasyon içindeki fertler arasında genotipik değer bakımından farklılıklar yaratır. Bu da üzerinde çalışılan karakterde müşahade edilen varyasyon için bir kaynak teşkil eder.

7.3.2. Özetleme

Genotipin üzerinde çalışılan kantitatif karakterin varyasyonuna hangi şekillerde kaynaklık yaptığı 7.3.1 sayılı alt bahiste teorik olarak gösterilmiştir. Bu meydana çeşitli gen etkileri tartışılmış ve her birinin fertlerde genotipik değer bakımından yaratabileceği farklılıklar daha çok tek gen çifti üzerinde anlatılmış, fakat aynı hallerin üzerinde çalışılan kantitatif karakteri determine eden diğer genlerde de olabileceği, böylece çok çeşitli değerlere sahip genotiplerin meydana gelebilecekleri belirtilmiştir.

Ne var ki, bir popülasyonda üzerinde çalışılan karakterin müşahade ve tesbit edilen varyasyonunda bu gen etkilerinin ne ölçülerde rol oynadıklarını anlamaya yarayacak yöntemlerden söz edilmemiştir. Bu yöntemler gelecek bölümün konusunu teşkil edeceklerdir. Burada yalnızca sözkonusu gen etkilerinin, hep birden, fertleri genotipik değer bakımından nasıl farklılaştırdıkları, yine teorik olarak gösterilecek, böylece konunun daha iyi kavranmasına yardım edilmiş olacaktır.

Örnek olarak B karakteri ve bunu determine eden genlerden rastgele beş çift alınacak, bu genlerden her birine teorik değerler verilecek ve popülasyondan rastgele seçildiği farzedilen üç ferdin bu genler bakımından genotipik değerleri hesaplanarak aralarındaki farklılık belirlenmiş olacaktır. Sözü edilen fertlerde genotiplerin aşağıdaki gibi olacağı düşünülmüştür. Üç ferdin buradaki beş gen çiftinden geri kalanlar bakımından üç ferdin tamamen aynı yapıda oldukları da kabul edilebilir.

- 1) B_1B_1 ; B_2B_2 B_3B_3 B_4B_4 B_5B_5
 2) $B_1B'_1$; B_2B_2 $B'_3B'_3$ $B'_4B'_4$ $B'_5B'_5$
 3) $B'_1B'_1$; B_2B_2 $B'_3B'_3$ B_4B_4 B_5B_5

Kabul edilen değerler :

$$d_1 = 1; B'_1 = 1; B_1 = 2; B_2 = 1.5; B_2 = 2.5; B'_3 = 2; B_4 = 4; B'_4 = 1; \\ B_5 = 3; B'_5 = 2; B_5 = 4; B_1 - B_3 = 5; B_1 - B'_3 - B'_4 = 0; B'_1 - B'_3 - B_4 = 0.$$

Bunlara göre sözkonusu üç ferde ait genotipik değerler:

- 1) $(2+2+0) + (2.5+1.5) + (4+2) + (1+1+0) + (4+2) = 22$
 2) $(2+1+1) + (2.5+2.5) + (2+2) + (3+1+5) + (2+2) = 26$
 3) $(1+1+0) + (1.5+1.5) + (2+2) + (3+3+0) + (4+4) = 23$

Her lokusta ilgili genotipik değerler sıra ile parantez içinde gösterilmişlerdir. 1. lokusta dominantlık olduğundan buna ait etki üçüncü değer olarak belirtilmiştir. 1. ve 3. fertte bu etki olmadığı için bunların eklemeli etkilerine bir ilave yapılmamış. 2. fert bu lokus bakımından heterozigot olduğu için eklemeli değerine $d_1 = 1$ eklenmiştir. Böylece bu fert 1. lokus bakımından 1. fertle aynı değere sahip olmuştur. Bu, dominantlığın tam olması halidir. Gerek aynı ve gerek farklı lokuslardaki genlerin etkilerinin birbirlerine eklenmekte olmaları eklemeli etkinin uygulanma şeklini açıklar. Dominantlığın olmadığı 2. lokusta B_2B_2 genotipli 1. fert, B_2B_2 ve $B'_2B'_2$ genotipli 2. ve 3. fertlerin tam ortasında değer almıştır. J lokusunda B_1 geni ile 1. lokustaki B_1 geni arasında epistasi etkisi olduğu anlaşılmaktadır. Her iki geni taşıyan 2. fertte bu lokustaki eklemeli değere ilave edilen 5, bu etkiye aittir. Diğer fertlerde sözü edilen bu iki gen bir arada bulunmadıkları için, bunların eklemeli değerlerine bir ilave yapılmamıştır.

Sonuçta üç ferdin ele alınan lokuslar bakımından farklı genotipik değerlere sahip oldukları belirlenmiş bulunmaktadır. Bu değerlerin her tipten gen etkisini içerdiklerine özellikle dikkat edilmelidir.

8.BÖLÜM

GENOTİPİK FAKTÖRLERİN ETKİNLİKLERİ

8.1. GİRİŞ

Varyasyon kaynağı olarak genotipik faktörler bundan önceki bölümde tanıtılmıştı. Üzerinde durulan verimde müşahede edilen (fenotipik) varyasyonda bu faktörlerin etki paylarını hesaplama yöntemleri de bu bölümde anlatılacaktır. Önce sözkonusu faktörlerin hepsinin birlikte meydana getirdikleri genotipik farklılığın fenotipik varyasyondaki etki payı üzerinde durulacak, sonra da genotipi oluşturan genlerin eklemeli olan ve olmayan etkilerinden kaynaklanan varyasyonların nisbi miktarlarını (etki paylarını) hesaplama yöntemlerine geçilecektir.

Çeşitli etkilere sahip genlerden ileri gelen toplam genotipik farklılığın müşahede edilen (fenotipik) varyasyondaki payına **kaldım derecesi** denmekte ve h^2 ile gösterilmektedir. Bu bir belirleme (determinasyon) katsayısıdır, genotipin fenotipi ne derecede belirlediğini (determine ettiğini) gösterir ve $h^2 = V_G / V_P$ olarak ifade edilir. 5. bölümde verilen belirleme katsayısı formülündeki b, burada 1 dir. Bu formüldeki V_G , her çeşitten etkilere sahip genlerden ileri gelen genotipik değer farklılığının ölçüsüdür ve:

$$V_G = V_A + V_D + V_I \dots\dots\dots (8.1)$$

Burada;

V_A - genotipi oluşturan genlerin eklemeli etkilerinden; V_D = dominantlik etkilerinden, V_I = epistasi etkilerinden kaynaklanan genotipik değer farklılığının ölçüleridir.

İslahtı için bilinmesi muhakkak gerekli olan V_A dir. Çünkü ıslahta en etkili vasıta olan seleksiyonda başarı, fertler arasında eklemeli etki bakımından farklılığın büyüklüğüne bağlıdır. Başka bir deyişle, 7. bölümde görüldüğü üzere, fertlerin

damızlık değerlerinde dominantlık ve epistasi etkilerinin payları yoktur. Tersine, bunlar damızlık değerini tesbitinde yanımlara sebep olabilirler. O halde V_G 'nin en önemli unsuru V_A dir. Bu sebepten ıslahçıların katılım derecesi olarak, çokluk V_A/V_G oranını bilmek isterler. Geniş anlamli kalıtım derecesi olarak isimlendirilen V_G / VP den ayırt etmek için bu orana "**dar anlamli kalıtım derecesi**" denmektedir. V_D ve V_I nin büyüklükleri nisbetinde $V_G > V_A$ eşitsizliğinin değeri de büyük dolayısıyla dar ve geniş anlamli kalıtım dereceleri arasındaki fark artar.

Islah edilecek populasyonda V_D ve V_I nin varlıklarını ve büyüklüklerini (etki paylarını) bilmeğe de ihtiyaç vardır. Bu ihtiyaç birinci olarak, hayvanların damızlık değerlerini tesbit ederken bunların sebep olabilecek yanımları önleyici tedbirleri almak, ikinci olarak da popülasyonun (sürünün) hibrid yetiştiriciliğine elverişli olup olmadığını anlamak bakımındandır.

Görülüyor ki, dominantlık ve epistasi etkilerinden kaynaklanan genotipik değer farklılıktan, ıslah uygulamalarında aynı maksatlar için, değerlendirilmektedirler. O halde bunları ayrı ayrı değil de, birlikte, eklemeli olmayan gen etkilerinden kaynaklanan varyans olarak hesaplamak uygulama bakımından yeterlidir. Bu da 8.1 sayılı eşitlikten yararlanılarak;

$$V_D + V_I = V_G - V_A \text{ (8.2)}$$

şeklinde veya uygun bir deneyle (mesela çapraz çiftleştirmeler yaparak) bulunabilir.

Bununla beraber, her iki genotipik faktörün (dominans ve epistasi) etkilerini ayrı ayrı hesaplamak amacı ile yapılmış çalışmalar vardır. Bunun için hayvancılıkta aynı populasyonda çok çeşitli çiftleştirme yöntemleri ile geliştirilmiş özkardeşler, üvey kardeşler, amca ve dayı çocukları gibi çok çeşitli akrabalarından oluşan gruplar, bitki yetiştiriciliğinde de saf veya kendilenmiş hatlar arasında karşılıklı çiftleştirmelerle elde edilmiş F_1 ve F_2 döleri kullanılmakta, bunlardan elde edilen veriler, bir takım varsayımlarla ve karşılıklı istatistik yöntemleri ile işlenmektedirler. Bu çalışmalarda yalnız genel olarak dominantlığın ve epistasinin değil, bunlara ait çeşitli hallerin (eşik, tam ve üstün dominantlığın, eklemeli ve dominant etkili iki ve üç gen arasındaki interaksiyonların) bile etkileri hesaplanabilmektedir.

Ne var ki, bu derece ayrıntılı ve karmaşık konular ancak yüksek lisans, hatta doktora programları için sözkonusu olabilir. Zootekni Bölümü lisans öğrencilerinin, yukarıda belirtildiği üzere, uygulamada bilinmesi gerekli olan eklemeli olmayan gen etkilerinden kaynaklanan varyasyonu hesaplayabilmeleri yeterli bir aşama sayılmalıdır.

8.2. GENİŞ ANLAMLI KALITIM DERECEİ

8.2.1. Saf ve Akraba Hatlardan Yararlanma

Popülasyon içinde aynı veya birbirlerine çok yakın genotipte şahıslardan oluşan gruplar (saf veya akraba hatlar) varsa ve bu gruplar ayrı ayrı değil de, hep bir arada tutulmakta iseler, bunlardan her biri içindeki şahısların verimleri arasındaki farklılık (ki bunun ölçüsü gruplar - içi varyansdır: V_G) hemen yalnız çevre faktörlerinden kaynaklanır ($V_G = V_E$). Söz konusu grupların ortalamaları arasındaki farklılıktan (ki bunun ölçüsü V_{ara} dir) ise yalnız her çeşit gen etkileri ile genotip sorumludur ($V_{ara} = V_G$). Söz geçen varyans unsurları, 3. bölümdekiler gibi yapılacak basit varyans analizi ile tahmin edilebilirler. 8.1. sayılı tablo bu yöntemin açıklanması maksadı ile tertiplenmiştir.

Tablo 8.1. Saf Veya Akraba Hatlar İçi ve Arası Varyanslarını Hesaplanmasında Kullanılacak Veriler.

Hatlar	Hatlar içindeki şahısların verimleri	TOPLAM
H ₁	8, 7, 5, 9, 9, 8, 10, 6, 7, 6	75
H ₂	10, 11, 9, 12, 10, 10, 7, 9, 6, 6	92
H ₃	5, 4, 8, 5, 4, 5, 7, 6, 7, 9	60
H ₄	7, 7, 8, 9, 8, 6, 5, 11, 10, 6	74
Toplam		301

Varyans analizi ile ilgili işlemler:

$$\text{Genel K.T.} = 8^2 + 7^2 + \dots + 10^2 + 6^2 - (301)^2 / 40 = 150$$

$$\text{Gruplar arası K.T.} = (75^2 + 92^2 + 60^2 + 74^2) / 10 - (301)^2 / 40 = 51.5$$

$$\text{Gruplar içi K.T.} = 150 - 51.5 = 98.5$$

Tablo 8.2. Tablo 8.1. deki Verilere Uygulanan Varyans Analizi Sonuçları.

Varyasyon kaynakları	S.D.	K.T.	K.O.	B. Unsurlar
Genel	39	150	-	-
Gruplar arası	3	51.5	17.167	$V_G + 10 V_{ara}$
Gruplar içi	36	98.5	2.736	V_G

Varyansların ve kalıtım derecesinin tahminleri:

$$V_{\text{ç}} = 2.736; V_{\text{ara}} = (17.167 - 2.736) / 10 = 1.443$$

$$V_T = V_{\text{ç}} + V_{\text{ara}} = 2.736 + 1.443 = 4.179$$

$$h^2 = 1.443 / 4.179 = 0.3453 = \% 34.53$$

Bu geniş anlamli kalıtım derecesidir, çünkü hatların birbirlerinden genotipik değer bakımından farklılığında (V_G 'de) her çeşit gen etkisinin rolü vardır.

Ne varki, hayvancılıkta saf hatlar elde edilemez. Akraba hatlarda da akrabalık (ayrı genlere sahip olma) derecesi nadiren % 50 nin üzerine çıkarılabilmektedir. Çünkü bu hatlar sürekli olarak akraba şahısların çiftleştirilmeleri ile elde edilirler. Bu çiftleştirme yöntemi ise başta üreme olmak üzere kimi özellikleri olumsuz yönde etkiler. Çiftleşen hayvanlar arasında akrabalık arttıkça, bunların döl verimleri düşer, bir çok halde tam dölsüzlük baş gösterir. Bununla beraber, laboratuvar hayvanlarında (*drosophila*, kobay, fare, kısmen de tavşan ve bildircinde) akrabalık dereceleri (genotipik benzerlikleri) % 90 ve daha yukarı olan şahıslardan oluşan hatlar elde edilebilmektedir.

Saf hatlar, esas itibarıyla vejetatif olarak çoğaltılabilen bitkilerde sözkonusu olur. Uzun süre kendi çiçek tozları ile döllenerek üreyen bitkilerin dölleri de "kendilenmiş hat" olarak saf hatlara çok yakın durumdadırlar. Kendilime aynı bitkinin üreme organlarında oluşan çiçek tozları ile yumurta hücresinin birleşmesi olduğuna göre, akrabalar arası çiftleştirilmenin en ileri şeklidir.

Buna göre, bu bahiste anlatılan yöntem yalnız sözü edilen bitkilerde, laboratuvar hayvanlarında uygulanabilir. Çiftlik hayvanları için sözkonusu olamaz.

8.2.2. Tek Yumurta İkizlerinden Yararlanma

Çiftlik hayvanlarında ikiz doğumları oldukça sık görülmektedir. En çok koyun ve sığır keçilerinde olmak üzere kültür ırkı sığırlarda da % 5'e varan oranda ikizliğe rastlanmaktadır. Bilindiği üzere, ikizler, daha çok, ayrı yumurta hücrelerinin döllenmeleri ile meydana gelirler. Böyle ikizler, aynı aynı zamanlarda doğan öz-kardeşler gibi olup ortalama olarak % 50 akrabadırlar, genlerinin ortalama olarak % 50 si aynıdır. İkizlerden bir kısmı da döllenmiş bir yumurta hücresinin ilk çoğalma

döneminde (genellikle 32 hücrelik oluncaya kadar) mekanik bir şekilde ikiye bölünmesi ve her parçanın kendi başına gelişmesi ile meydana gelir. Tek yumurta ikizleri denen bu canlılar tamamen aynı genetik yapıya sahiptirler. Çünkü aynı döllenmiş yumurta hücresinin mitotik çoğalmasından meydana gelmişlerdir.

Ne var ki, doğan ikizlerin ayrı veya aynı yumurta hücresinden gelişmiş olduklarını anlamak kolay değildir. Alaca hayvanlarda alaca alanların benzerliği bu maksatla kullanılmaktadır. Diğer hayvanlarda antijenler bakımından aynı olan ikizlerin bu antijenlerin oluşmasından sorumlu genler bakımından aynı olduklarına dayanılarak diğer bütün genler bakımından da aynı olacakları kabul edilmektedir.

Son zamanlarda embriyo transferi yaygınlaşmaktadır. Bunun esası, yüksek genotipik değerli damızlıklara ait döllenmiş yumurtalardan meydana gelen embriyoların ilk dönemlerinde çeşitli yollarla alınıp sürüdeki diğer dişilere aktarılmasıdır. Bu işlem esnasında sözkonusu embriyo, mikroskopik operasyonla ikiye bölünerek her biri ayrı bir dişiye de aktarılmaktadır. Böylece yüksek genotipik değerli bir döl yerine iki döl elde edilmektedir ve bu dölleri aynı genotiptedirler.

Hangi şekilde olursa olsun, tek yumurtadan meydana geldikleri tesbit edilen ikizlerden oluşan bir grup hayvan, mensup oldukları popülasyondaki toplam genotipik varyansı tahminde kullanılabilir. Bunun için bundan önceki bahiste uygulanan istatistik yönteminden yararlanılmaktadır. Tablo 8.1. deki hatlar yerine ikizler, hatlar içindeki onar şahısa ait verimler yerine de ikiz kardeşlerin verimleri konduğunda, aynı varyans analizi yöntemi ile ikiz kardeşlerin ortalamaları arası ve ikiz kardeşler arası varyanslar hesaplanabilir. Bunlardan birincisi (ikizler arası) genotipik farklılığın, ikincisi ise çevre farklılığının ölçüsü olarak değerlendirilebilir.

Ne var ki, tablo 8.1. deki 4 hat gibi, elde 4 ikiz çifti bulunursa, toplam hayvan sayısı B'e ineceğinden yapılacak tahminlerin hatası büyük olur. Aynı günlerde doğmuş, aynı cinsiyette daha fazla sayıda ikiz bulmak ta zordur. Ancak farklı zamanlarda doğmuş ikizler, 3. bölümdeki bir örnekte anlatılan grup içi analiz yöntemi ile daha az hatalı tahminler yapmada kullanılabilirler. Tablo 8.3. de buna ait bir örnek verilmiş ve analiz yöntemi gösterilmiştir.

Tablo 8.3. Bir Sığır Populasyonunda İki Ayrı Dönemde Elde Edilmiş Dişi Tek Yumurta İkizlerinin İlk Laktasyon Süt Verimleri (ton).

İkizler	I. Dönem			II. Dönem			
	1	Kardeşler 2	Toplam	İkizler	Kardeşler 1	2	Toplam
1	2.82	2.68	5.50	1	3.00	2.80	5.80
2	3.04	3.26	6.30	2	3.80	3.90	7.70
3	3.24	3.10	6.34	3	3.20	3.00	6.20
4	3.90	3.62	7.52	4	3.70	4.20	7.90
				5	4.20	4.30	8.50
TOPLAM			25.66				35.10

Analiz:

I. Genel K.T. = $2.82^2 + \dots + 3.62^2 + 3.00^2 + \dots + 4.30^2 - (61.76)^2 / 18 = 4.7106$

II. Alt Gruplar arası K.T. = $(5.50^2 + \dots + 8.50^2) / 2 - D.T. = 4.4526$

IIIa.) Dönemler arası K.T. = $(25.66)^2 / 8 + (35.10)^2 / 10 - D.T. = 0.7200$

IIIb.) Aynı dönemdeki ikizler arası K.T. = III - IIIa = $4.4526 - 0.7200 = 3.7326$

IIIc.) Alt gruplar içi (ikiz kardeşler arası) K.T. = I - II = $4.7106 - 4.4526 = 0.2580$

Analiz sonuçları 8.4 sayılı tabloda bir araya getirilmiştir.

Tablo 8.4. Tablo 8.3 deki Verilere Ait Varyans Analizi Sonuçları.

Varyasyon Kaynakları	S.D.	K.T.	K.O.	B.	Unsurlar
Genel	18-1=17	4.7106			
Alt gruplar	9-1=8	4.4526			
Dönemler	2-1=1	0.7200	0.7200	$V_{IG} + 2 V_I + 9.1 V_D$	
Aynı dönemdeki ikizler	3+4=7	3.7326	0.5332	$V_{IG} + 2 V_I$	
İkiz kardeşler	9(2-1)=9	0.2580	0.0287	V_{IG}	

Varyasyon Unsurları

$$V_{IG} = V_e = 0.0287; V_I = V_G = (0.5332 - 0.0287) / 2 = 0.2522$$

$$V_D = (0.7200 - 0.5332) / 9.1 = 0.0205$$

$$V_T = V_e + V_G + V_D = 0.0287 + 0.2522 + 0.0205 = 0.3014$$

$$h^2 = 0.2522 / 0.3014 = 0.8368 = \% 83.68$$

Bu verilere ve hesaplara göre, ikizler arası varyans her türü gen etkisinin yer aldığı genotipik farklılığı yansıttığı için hesaplanan 0.8368 değeri geniş anlamlı kalıtım derecesidir. İkiz kardeşler arasındaki farklılığın ölçüsü olan 0.0287, yalnızca çevre faktörlerine ait varyans olup bunun da toplam varyanstaki payı; $0.0287/0.3014=0.0952= \% 9.52$. İki ayrı dönemde elde edilmiş bulunan ikizler arasındaki farklılık ise, toplam varyansta $0.0205 / 0.3014=0.0680= \% 6.80$ pay almıştır. Söz konusu payların toplamı: $0.8368+0.0952+0.0680= 1.000$ dir.

8.2.3. Seleksiyondan Yararlanma

Damızlık olacak hayvanlar genellikle üzerinde durulan verim bakımından söz konusu populasyonun (sürünün) ortalamasından mümkün olduğu kadar daha yüksek fenotipik değerlere sahip olanlardan seçilirler. Böylece gelecek generasyona ait ortalamanın, bir öncekine ait ortalamadan daha yüksek olması beklenir. Bu yükselik, çevre şartlarının generasyondan generasyona değişmemesi halinde, damızlık olarak seçilenlerin üstünlüğü ve bu üstünlüğün kalıtsal olan (genotipten kaynaklanan) kısmına bağlıdır. Bu ifade;

$$\Delta G = I h^2 \dots\dots\dots (8.3)$$

olarak gösterilir. Burada I = damızlık olarak seçilenlerin kendi populasyonlarının ortalamasından üstünlüklerinin ortalaması (ki buna **seleksiyon üstünlüğü** denir), h^2 = kalıtım derecesi, ΔG = genotipik değer bakımından bir generasyonda sağlanan ilerleme, yani yeni generasyonun bir önceki generasyondan genotipik değer bakımından gösterdiği üstünlüktür.

Üzerinde durulan verim bakımından daha önce herhangi bir seleksiyona tabi tutulmamış bir sürüde hayvanlar arasındaki genotipik değer farklılığı (V_G), her çeşit gen etkilerinden kaynaklanır. Damızlığa ayrılan hayvanların fenotipik üstünlüklerinde de her çeşit gen etkileri rol oynamış durumdadır.

O halde bunların döllerinde görülecek ilerlemede de her çeşit etkiye sahip genlerin payı olacaktır. Bu durumda 8.3 sayılı formülden $\Delta G / i = h^2$ şeklinde bulunacak kalıtım derecesi geniş anlamlı sayılabilir.*

*)Seleksiyon devam ettikçe etkileri eklemeli olmayan genlerin ayrı ayrı döflere dağılması (açılma) neticesinde ΔG de etkileri eklemeli olmayan genlerin payı azalır ve bu eşitlikten hesaplanacak h^2 dar anlamlı olmağa yönelir. Keza, damızlıkta seçilirken eklemeli olmayan gen etkilerinden kaçınılrsa, bu şekilde hesaplanacak h^2 yine dar anlamlı olur.

8.2.3.1. Örnek

Daha önce seleksiyona tabi tutulmamış bir Ankara Keçisi sürüsünde ilk kırkım tiftik veriminin standardize edilmiş ortalaması 1.72 kg. olarak tesbit edilmiştir. Bunlar arasından ortalamaları 2.06 kg. olan dişilerle ortalamaları 2.40 kg. olan erkekler damızlığa ayrılmışlardır. Bunların döllerinde standardize edilmiş ilk kırkım tiftik verimine ait ortalama da 1.96 kg. olarak bulunmuştur. Konu, ilk kırkım tiftik verimine ait kalıtım derecesinin hesaplanmasıdır.

Döllerin veriminde dişi ve erkek ebeveynlerin etkileri eşit olduğundan uygulanan seleksiyon üstünlüğü, dişi ve erkek ebeveynlere ait üstünlüklerin ortalaması kadardır. Dişi ebeveynlerin üstünlüğü: $2.06 - 1.72 = 0.34$ kg., erkek ebeveynlerin üstünlüğü de: $2.40 - 1.72 = 0.68$ kg. olduğuna göre, 8.3 sayılı formüldeki $i = (0.34 + 0.68) / 2 = 0.51$ kg. dir. ΔG ise dolı generasyonunun ebeveyn generasyonundan üstünlüğü olup $1.96 - 1.72 = 0.24$ kg. dir. Buna göre:

$$h^2 = 0.24 / 0.51 = 0.47$$

olarak bulunur. Bu, sözkonusu Ankara Keçisi sürüsündeki hayvanların ilk kırkım tiftik verimi bakımından fenotipik varyasyonunda her çeşit gen etkilerini kapsayan genotipik varyasyonun payı olarak kabul edilebilir.

Süt ve yumurta gibi yalnız dişilerde görülen verimler bakımından erkeklerin fenotipik üstünlükleri tesbit edilemeyeceği için bu yöntem doğrudan kullanılamaz. Ancak, seçilen dişiler sürüden rastgele seçilen erkeklerle çiftleştirilirse, o zaman elde edilecek ilerleme yalnız dişilerin seleksiyonundan sağlanmış olacağından, $h^2 = 2 \Delta G / i_s$ şeklinde tahmin edilebilir. Burada $i_s =$ dişi ebeveynlerin (analarn) seleksiyon üstünlüğüdür. Çevre şartlarının generasyondan generasyona değişmesi halinde döllerdeki ilerlemede bunun da etkisi olacağından ΔG 'nin bu örnekteki gibi tahmini yanlış olur. O zaman seleksiyon iki yönlü yapılır ve h^2 aşağıdaki bahiste anlatılan gibi hesaplanır.

8.2.3.2. Farklı Gruplardan Yararlanma

Ebeveynler arasındaki fenotipik farklılıktan yalnız bunun genotipik farklılıktan ileri gelen kısmı (yani kalıtım derecesi kadari) döllere geçer. Bu ifade:

$$(\bar{Y}_1 - \bar{Y}_2) = h^2 (\bar{P}_1 - \bar{P}_2) \dots \dots \dots (8.4)$$

eşitliği ile gösterilebilir. Burada, $(\bar{P}_1 - \bar{P}_2)$ iki ebeveyn grubuna, $(\bar{Y}_1 - \bar{Y}_2)$ de bu ebeveyn gruplarının döllerine ait fenotipik ortalamalar arasındaki farklardır.

Daha önce seleksiyona tabi tutulmamış bir populasyonda (sürüde) yüksek ve düşük fenotipik değerli hayvanlardan oluşan iki grup teşkil edilse, bu grupların fenotipik ortalamaları arasındaki farkta her çeşit etkiye sahip genlerin rolü vardır. Her gruptaki erkek ve dişi hayvanlar kendi aralarında çiftleştirilerek iki döl grubu elde edilse, bunların sözkonusu özellik bakımından fenotipik ortalamaları arasındaki fark, yalnızca, ebeveyn gruplarının bu özellik bakımından genotipik farklılığını aksettirir. 8.4 sayılı eşitliğin sağ tarafının anlamı da budur. O halde bu eşitlikten:

$$h_2 = (\bar{Y}_1 - \bar{Y}_2) / (\bar{P}_1 - \bar{P}_2) \dots\dots\dots (8,5)$$

şeklinde hesaplanacak kalıtım derecesi de geniş anlamıdır.

Üzerinde durulan verim yalnız dişilerde görülmekte ise, o zaman her iki gruptaki dişiler ayrı erkeklerle çiftleştirilir. Bu taktirde erkeklerin her iki gruba ait döllere etkileri aynı olacağından $(\bar{Y}_1 - \bar{Y}_2)$ yalnız dişiler (analar) arası genotipik farklılığı aksettirir. Bu sebeple 8.5 sayılı formülden $(\bar{Y}_1 - \bar{Y}_2)$ nin iki ile çarpılması gerekir.

Bu yöntemi seleksiyonun iki yönlü yapılması halinde de kullanılır. O zaman \bar{P}_1 ortalamadan yüksek, \bar{P}_2 de ortalamadan düşük ebeveyn grubunun fenotipik ortalaması, \bar{Y}_1 ve \bar{Y}_2 de bu ebeveyn gruplarına ait döllerin ortalamaları olur.

8.3. DAR ANLAMLI KALITIM DEREGESİ

8.3.1. Seleksiyondan Yararlanma

8.2.3. sayılı bahiste geniş anlamli kalıtım derecesini tahmin için yararlanılan seleksiyon denemesinin daha önce seleksiyona tabi tutulmamış bir populasyonda (sürüde) yapıldığı varsayılmıştır. Aynı bahiste dip not olarak verilen kısa açıklamadan anlaşılacağı üzere, aynı populasyonda aynı verim bakımından seleksiyona devam edildiğinde, etkileri eklemeli olmayan genler ayrı ayrı döllere dağıtılacaklarından (yani dominantlık sapmasına sebep olan $B_1 B_1$ genotipli şahısları aynı genotipli dölleri her generasyonda yarıya ineceğinden, (epistatik etkinin görüldüğü $(B_1 - B_2)$ genotipli şahısların döllерinin önemli bir kısmında B_1 ve B_2 genleri artık birlikte bulunmayacaklarından) elde edilecek yeni generasyonlarda hayvanlar arasındaki genotipik farklılık, giderek artan nisbette, eklemeli etkili genlerden kaynaklanır. Populasyondan populasyona değişmekte birlikte, 2-3 generasyon yapılan seleksiyondan sonra elde edilen döl populasyonunda genotipik varyasyonun hemen hepsi yüksek ortalama etkili genlerin sayılarının şahıstan şahısa farklı olmasına bağlanabilir.

Bu seviyedeki bir populasyonda yapılacak seleksiyon denemesinden 8.3 ve 8.5 sayılı eşitliklerle hesaplanacak kalıtım dereceleri artık dar anlamlı olur.

Gerçekten, Dickerson ve Grimes (1947), domuzlarda yemden yararlanma bakımından yaptıktan iki yönlü seleksiyon denemelerinde, birinci generasyonun ebeveynleri için 34.8 kg. bir seleksiyon üstünlüğü sağlayabildikleri halde, bunların döleri arasından damızlık olarak seçtikleri aynı miktardaki hayvanlarda üstünlük 27.4 kg. a düşmüş, bundan sonraki generasyonlarda ise sıra ile 18.4 ve 0.7 kg.lık seleksiyon üstünlükleri sağlanabilmiştir. Bu deneylerden anlaşılacağı üzere, başlangıç generasyonunda eklemeli olmayan gen etkileri sebebiyle yüksek fenotipik değer gösteren hayvanlar bulunduğu için bunların ebeveyn olarak seçilmeleri ile yüksek bir seleksiyon üstünlüğü elde edilebilmiş, fakat sonraki generasyonlarda, sözkonusu gen etkilerinin rolleri zayıfladığı için, şahıslar arasındaki fenotipik farklar giderek azalmış, dolayısıyla bunlar arasından damızlığa seçilenler (miktarları aynı olunca) generasyon ortalamasından o kadar fazla üstünlük göstermemişlerdir.

Buna paralel olarak, ilk seleksiyon sonucuna dayanılarak 8.5. sayılı formülden hesaplanan kalıtım derecesi 0.67 olduğu halde, bundan sonraki generasyonlarda uygulanan aynı entansitedeki seleksiyon sonuçlarından hesaplanan kalıtım dereceleri giderek düşmüş, nihayet 3. generasyondan hesaplanan $h^2 = 0.23$, dar anlamlı kalıtım derecesi olarak kabul edilmiştir.

8.3.2. Akraba Gruplarından Yararlanma

Kalıtım derecesini hesaplamak üzere yapılan çalışmaların çoğunda akrabalardan fenotipik benzerliklerinden yararlanılmıştır. Bu maksatla yapılan işlemler şu esasa dayanır: Akraba gruplarından oluşan bir populasyonda bu grupların içindeki şahıslar birbirlerine ne kadar benzerlerse (fenotipik veya genotipik), akraba grupları arasındaki (fenotipik veya genotipik) farklılık da o kadar artar. 8.2.1. sayılı ba-histe sözkonusu olan saf hatlar içindeki şahıslar tamamen aynı genotipte olduklarından saf hatlar arası farklılığın hepsi genotipik farklılık, bunun toplam varyansa oranı da kalıtım derecesi olarak kabul edilmiştir. Baba-bir-üvey kardeş gruplarından oluşan bir populasyonda üvey kardeşlerin birbirleri ile genotipik benzerlik dereceleri (genellikle) 1/4 olduğundan, üvey-kardeş grupları arasındaki farklılığın (V_{ara} 'nın) da 1/4 ü genotipik sayılır. Buna göre, V_{ara} 'nın 4 katı populasyondaki genotipik farklılığın hepsini ifade eder, bunun toplam varyansa oranı da kalıtım derecesini verir:

$$h^2 = (4V_{ara})/V_T \quad (8.6)$$

Özkardeş gruplarından oluşan bir populasyonda ise, öz kardeşlerin genotipik benzerlikleri 1/2 olduğundan, bu gruplar arası varyansın da 1/2 si genotiptir. Böyle bir populasyonda kalıtım derecesi de;

$$h^2 = (2V_{\text{ara}}) / V_T \quad (3.7)$$

olarak hesaplanır.

Ne var ki, fenotipik değerlere uygulanan varyans analizi ile bulunan gruplar arası varyansta (V_{ara} da) eklemeli olmayan gen etkilerinin de, akrabalığın şekline göre değişen oranlarda, payları vardır. Dar anlamli kalıtım derecesi hesaplanırken, bu payların en az (ihmal edilebilir seviyede) bulunduğu akraba gruplarını kullanmak tavsiye edilir. Bu bakımdan en uygun olan baba - bir - üvey kardeş gruplandır.

8.3.2.1. Üvey Kardeşlerden Yararlanma*

Koyun, keçi ve sığır yetiştiriciliğinde her erkek hayvan birer miktar (20-50) dişi hayvanla çiftleştirilir. Bunlardan her birinin doğurduğu birer hayvan birbirleri ile baba-bir-ana-ayn üvey kardeşlerdir. Buna göre, her doğum döneminde aşam da kullanılan erkek hayvan sayısı kadar üvey-kardeş grubu elde edilir. Her gruptaki döllere özel olarak işaretlendikten sonra bütün gruplar bir arada, mümkün olduğu kadar aynı bakım ve beslemeye tabi tutulurlar. Üzerinde durulan verimler tesbit edilince babalara göre gruplandırılırlar. Gerektiğinde çevre şartları bakımından standartlaştırıldıktan sonra 3. bölüm ve 8.2.1. sayılı bahisteki gibi basit varyans analizine tabi tutulurlar. Sonuçları V_{ara} , V_C ve bunların toplamı olan V_T hesaplanır. Yukarıda açıklandığı üzere, $4 V_{\text{ara}}/V_T$ oranı kalıtım derecesini verir.

Hatırlanacağı gibi, buradaki 4 çarpanı üvey kardeşler arası genotipik benzerlik derecesinin 1/4 olmasından kaynaklanmaktadır. Halbuki, babalar ile çiftleştikten analar veya aynı baba ile çiftleşen analar arasında akrabalık varsa, bu değer 1/4 ten büyük (mesela 0.28), baba olarak kullanılan hayvanlar veya başka başka babalara verilen analar arasında akrabalık varsa bu değer 1/4 ten küçük (mesela 0.23) olabilir.* O zaman V_{ara} 'nın çarpanı, birinci hal için $100/28=3.57$, ikinci hal için ise $100 / 23 = 4.35$ olur. Çiftleştirme yapıldıkça söz konusu akrabalıklardan kaçınılırsa, oldukça zor olan net akrabalığın hesaplanmasına gerek kalmaz.

Bu yöntemde dikkat edilecek bir husus ta özellikle kullanılacak babaların önceden üzerinde durulan verim bakımından, dolaylı da olsa, bir seçime tabi tutulmamış olmalarıdır. Aksi halde varyans analizinde baba grupları arası kareler toplamı, sonuçta da V_{ara} gerçektekinden küçük bulunur. Bazı hallerde bu varyans unsuru (-) işaretli çıkar ki, bu tamamen anlamsızdır. Çünkü varyans bir kare olduğundan eksi işaretli olamaz.

* Çiftlik hayvanlarında aynı dönemde, normal olarak, ana-bir üvey kardeşler elde edilmediğinden buradaki üvey kardeşler deyiminden bundan böyle babaları bir anaları aynı kardeşler anlaşılmalıdır.

Diğer bir husus da, elde mevcut hayvan materyali ile kaçır diğilik kaç grup yapılacağını doğru olarak tespit etmektir. Bundaki hata, hesaplanan kalıtım derecesinin de hatasını büyütür. Literatürde $h^2 = 0,25$ civarında olduğu bildirilen bir verim üzerinde çalışırken her baba grubunda 16 üvey kardeş bulunmasına çalışılır. Bu takdirde hata minimum olur. Daha yüksek kalıtım dereceli verimlerde üvey kardeş sayısı giderek azaltılır. Grup sayısı da eldeki dişi hayvan sayısına göre ayarlanır.

Üvey kardeşlerden yararlanılarak hesaplanan kalıtım derecesi, hemen tamamen eklemeli gen etkilerinden kaynaklanan genotipik varyansın fenotipik varyanstaki payıdır, yani dar anlamlıdır. Gerçekten üvey kardeş grupları arasında ve içine ait varyanslarla toplam varyans şu unsurlardan oluşmaktadır (Becker, 1975):

$$\begin{aligned} V_{\text{ara}} &= r^G V_A + (1/16) V_I \\ V_{\text{G}} &= (1 - r^G) V_A + (15/16) V_I + V_D + V_E \\ V_T &= V_A + V_D + V_I + V_E \dots\dots\dots (8.6) \end{aligned}$$

Populasyonda epistatik etkili genlerden kaynaklanan bir farklılık varsa, bunun yalnızca 1/16'sı üvey kardeş grupları arasında varyansta bulunur. Birçok araştırmada V_I 'nin çok küçük bir unsur olduğu, bunun 1/16'sını ise tamamen ihmal edileceği, dolayısıyla V_I 'nin, eğer mevcutsa, tamamen V_{G} te bulunduğu kabul edilebileceği ifade edilmiştir. Bu durumda, $V_{\text{ara}} = r^G \cdot V_A$ olmaktadır. 8.8 sayılı V_T

eşitliği elde edilirken yapılan toplamada;

$$r^G V_A + (1 - r^G) V_A = V_A$$

olduğundan, birinci terimi yalnızca bu değer oluşturmuştur. Buradaki $r^G =$ üvey kardeşlerin genotipik benzerlik derecesi olup 1/4 olarak alındığında, 8.6 sayılı formüle göre kalıtım derecesi, açık olarak:

$$h^2 = \frac{4V_{\text{ara}}}{V_T} = \frac{4 (1/4)V_A}{V_A + V_I + V_D + V_E} = \frac{V_A}{V_A + V_I + V_D + V_E}$$

şeklinde gösterilebilir.* Görüüyor ki, burada yalnızca eklemeli gen etkilerinden kaynaklanan varyansın, diğer bütün etkenlerden (Genotipten ve çevreden) kaynaklanan toplam varyanstaki payı söz konusudur.

* Burada söz konusu olan net akrabalık derecesi olup hesaplanma tekniği Düzgüneş v.d. (1987, S: 206-213) te açıklanmıştır.

Bu bahisle ilgili olarak iki hususun daha belirtilmesi gerekir:

1) Çevre faktörlerinden kaynaklanan fenotipik varyasyonun hepsi (V_E olarak) gruplar içi varyansta bulunmaktadır. Bu grupların farklı şartlarda tutulmaları halinde geçerlidir. Aksi halde yani gruplar farklı çevre şartlarına tabi tutulmuşlarsa gruplar arası varyansta bu farklı şartların da payı olur.

2) Üvey kardeşlerin birbirlerinden farklılığında (V_{ic} 'te) eklemeli etkili genlerden ileri gelen varyansın ($1-r^2$) kadarı, etkileri eklemeli olmayanlardan ileri gelen varyansın ise bütünü rol oynar.

8.3.2.2. Öz Kardeşlerden Yararlanma

Çiftlik hayvanlarında aynı dönemde yalnız öz-kardeşlerden oluşan gruplar, normal olarak elde edilemez. İkiz doğumların çok olduğu koyun ve keçi ırkları ile bir batında çok doğurucu tavşan ve domuzlarda ve bir kuluçka döneminde birden fazla yumurtasından döş alınan tavuk ve benzeri hayvanlarda özkardeş grupları meydana gelir.** Fakat sözü geçen hayvan türlerinde dişiler gruplandırılarak her grup aynı bir baba ile çiftleştirilir. Bu durum popülasyonda baba-ana aynı üvey kardeş gruplarının da oluşmasına yol açar. Mesela bir damızlıkçı tavuk işletmesinde damızlık olarak seçilen tavuklar kuluçka mevsiminin başlangıcında 10-15'elik gruplar halinde çiftleştirme bölmelerine konurlar. Her bölmeye bir horoz katılır. Belirli bir süre içinde bir bölmedeki her tavuğun verdiği yumurtalardan çıkan döller, özkardeşler. Fakat aynı bölmedeki farklı tavukların dölleri bir birleriyle baba bir-ana-aynı üvey kardeş olurlar. İşletmede 20 bölme varsa, kuluçka dönemi sonunda 20 adet baba grubu, her bölmede 10 tavuk varsa 200 adet öz kardeş grubu meydana gelir. Ne var ki, öz kardeş gruplarının her biri aynı bir babadan olmamıştır. Bunlar onar onar aynı babaya sahiptirler.

Bu şekilde meydana gelen öz ve üvey kardeş gruplarından nasıl yararlanılacağı gelecek bahiste anlatılacaktır.

* r^2 'nin 1 / 4'ten başka değerler aldığı anda bu eşitlik bozulmaz. Mesela $r^2 = 0.23$ ise, 4 çarpan yerine, yukarıda gösterildiği üzere, 4.35 konur ki, o zaman da $(4.35) (0.23) = 1$ yapar.

** Çok doğurucu hayvanlarda bir batında gelişen döllerden bazılarının da tek yumurtadan meydana gelmiş olabirler.

Populasyonun tamamen özkardeş gruplarından oluşabilmesi için her dişinin aynı bir baba ile çiftleştirilmesi ve her çiftleşmeden birden fazla döl alınması gerekir. Böyle bir çiftleştirme programı sadece laboratuvar hayvanlarında ve özel deneyler için uygulanmaktadır. Çünkü bu program dişi sayısı kadar erkeğin elde tutulmasını gerektirmektedir ki bu, her hangi bir işletmeye tavsiye edilemez.

Bununla beraber, tavuklarda, bildircinlerde ve tavşanlarda her babanın çiftleştiği dişilerden rastgele seçilen birine ait döllere alınarak esas itibarıyla laboratuvar hayvanları ile yapılacak araştırmalar için bu bahiste anlatılacak işlem ve yorumlara tabi tutulabilirler.

Bütün döllere karışık olarak mümkün olduğu kadar aynı şartlarda bulundurulduktan sonra üzerinde durulan özelliğe ait değerleri tesbit edilir. Bunlar gerektiğinde standartlaştırılarak özkardeş gruplarına göre tasnif edilir ve bir tabloda bir araya getirilirler (Tablo 8.5). Bu tabloya 3. bölümde ve 8.2.1. sayılı bahiste yapılan gibi bir varyans analizi uygulanır ve sonuçlar 8.6 daki gibi bir tabloda toplanır.

Tablo 8.5. Özkardeş Grupları ile Bu Gruplardaki Öz kardeşlere Ait Değerlerden Bir Kısmı.

Gruplar	Özkardeşlere ait değerler	n	ΣY
1	3.4, 4.1, 4.7, 5.0, 5.4, 6.0, 6.1	7	34.7
2	5.4, 5.7, 6.0, 6.7, 7.1, 7.8, 8.4, 8.8	8	55.6
3	5.5, 5.7, 5.9, 6.4, 7.0, 7.8, 8.0, 8.1	8	54.4
...			
30	6.8, 6.9, 7.3, 7.7, 8.8, 9.4	6	46.9
TOPLAM		205	1476.0

Analiz:

$$I) \text{ Genel K.T.} = 3.4^2 + 4.1^2 + \dots + 9.4^2 - (1476.0)^2 / 205 = 123$$

$$II) \text{ Gruplar arası K.T.} = \frac{34.7^2}{7} + \dots + \frac{46.9^2}{6} - D.T. = 34$$

$$III) \text{ Gruplar içi K.T.} = I - II = 123 - 34 = 89$$

Tablo 8.6. Tablo 8.5'teki Değerlere Uygulanan Varyans Analizinin Sonuçları.

Varyasyon Kaynağı	S.D.	K.T.	K.O.	B. Unsurlar
Genel	204	123	-	
Özkardeş grupları arası	29	34	1.172	$V_{\text{ç}} + 6.7 V_{\text{ara}}$
Özkardeşler içi	175	89	0.509	$V_{\text{ç}}$

Varyans unsurları:

$$V_{\text{ç}} = 0.509 \quad V_{\text{ara}} = (1.172 - 0.509) / 6.7 = 0.099$$

$$V_{\text{T}} = 0.509 + 0.099 = 0.608$$

$$V_{\text{ara}} / V_{\text{T}} = 0.099 / 0.608 = 0.163$$

Özkardeşler grupları arasındaki farklılıkta anaanın döllerine sağladıkları özel çevre bakımından farklılığın payı vardır. Hayvan ıslahında C- faktörü olarak tanınan bu durum, esas itibarıyla, bir batında fazla yavru geliştiren ve bunları emiştirerek büyüten hayvan türlerinde (tavşan ve domuz ile çoğuz doğuran koyun ve keçi ırklarında) sözkonusudur. Her ana döllerine natal ve postnatal olarak özel (öteki analardan farklı) çevre sağlar. Bu da her anaya ait döllerin (özkardeşlerin) öteki analara ait döllerden daha da farklı değerler almalarına, dolayısıyla V_{ara} 'nın artmasına sebep olur. Tavuklarda döller her safhada ana dışında geliştikleri için böyle bir durum sözkonusu olmaz*.

Eğer bütün kardeş grupları bir arada, mümkün olduğu kadar aynı çevre şartlarında büyütülürler ise hata unsurları olarak sözü geçen tesadüfi çevre faktörleri ancak, özkardeş grupları içerisinde, yani özkardeşler arasında farklılık yaratır ki, bunun ölçüsü $V_{\text{ç}}$ dir.

Buna göre, özkardeş grupları arası farklılık, C-faktörü dışında genotiptir. Populasyonda eklemeli genlerden kaynaklanan varyansın yansı, dominant ve epistatik etkili genlerden kaynaklanan varyansların 1/4 ü, özkardeş grupları arası varyansı (V_{ara} 'yı) meydana getirirler. Tesadüfi çevre faktörlerinin sebep olduğu varyans ile genotiple ilgili varyansların geri kalanı da $V_{\text{ç}}$ 'te yer alırlar. Bu söylenenler ile V_{T} nin unsurları aşağıda notasyonları ile gösterilmiştir (Becker, 1975).

*) Ancak her ana kendi özelliğini, meydana getirdiği kuluçkalık yumurtalarda gösterebilir. Bu özellik her tavuğa ait civcivlerde bir benzerlik, fakat tavuk grupları arasında bir farklılık yaratabilir.

$$V_{\text{ana}} = 1/2 V_A + 1/4 V_I + 1/4 V_D + V_C$$

$$V_{\text{iç}} = 1/2 V_A + 3/4 V_I + 3/4 V_D + V_E$$

$$V_T = V_A + V_I + V_D + V_E$$

Buna göre, 8.7 sayılı formülle hesaplanacak kalıtım derecesi gerçekte:

$$h^2 = \frac{2(1/2 V_A + 1/4 V_I + 1/4 V_D + V_C)}{V_A + V_I + V_D + V_C + V_E} = \frac{V_A + 1/2 V_I + 1/2 V_D + 2 V_C}{V_A + V_I + V_D + V_C + V_E}$$

Buradan anlaşılacağı üzere, özkardeşlerden $2 V_{\text{ana}}/V_T$ şeklinde hesaplanacak kalıtım derecesi, dar anlamı sayılamaz. Çünkü bu, eklemeli gen etkilerinden başka dominant ve epistatik etkili genlerden kaynaklanan varyansların ihmal edilmeyecek kadar büyük kısımları (yanları) ile anaların özel etkilerinden kaynaklanan varyansın (V_C 'nin) iki katını ihtiva eder.

8.3.2.3. Öz ve Üvey Kardeşlerden Yararlanma

Bundan önceki bahiste, ikiz doğumların çok olduğu koyun ve keçi ırkıları ile bir batında çok doğuran tavşan ve domuzlarda ve bir kuluçka döneminde birden fazla yumurtasından döl alınan tavuk ve benzeri hayvanlarda aynı generasyonda hem öz, hem de üvey kardeş gruplarının meydana gelecekleri açıklanmıştı. Bu durumda elde edilecek döllerin hem analarına, hem de babalarına göre gruplandırılmaları mümkün ve gerekli olmaktadır. Başka bir deyişle, dölleri analarına, anafar da çiftleştikleri babalara göre gruplandırılmaktadırlar. Böylece 3. bölümün 3.3. bu bölümün de 8.2.2. sayılı bahislerinde işlenen örneklerdeki gibi iç-içe gruplar oluşmaktadır (baba grupları içinde ana grupları olmak üzere). Durum 8.7 sayılı tabloda açık olarak gösterilmiştir.

Böyle bir tablodaki verilere uygulanacak varyans analizi sözü edilen bahislerde açıklanmış, analiz sonuçlarında 8.8 sayılı gibi bir tabloda toplanacağı gösterilmiştir. Bu tablo Düzgüneş (1976, S.258) deki örneğe aittir. Söz konusu örnekte 8 baba ve bunlarla çiftleşen toplam 51 anaya ait 295 döl bulunmaktadır.

Her babanın çiftleştiği anaların ve her ananın verdiği döllerin sayıları eşit olmadığı için kareler ortalamalarına ait unsurlardaki n_1 , n_2 ve n_3 , 3. bölümün 3.2. sayılı bahsinde verilen formüllerle örnekteki verilerden hesaplanmıştır. Tablodaki varyans unsurları:

Tablo 8.7.Baba Grupları İçinde Ana Grupları

Babalar	Analar	Dölgere ait veriler	n	ΣY
I	1	1.40, 1.40, 1.50, 1.55, 1.60	5	7.45
	2	1.50, 1.50, 1.60, 1.65	4	6.25
	⋮			
	⋮			
	a_1	1.45, 1.45, 1.60, 1.65, 1.70	5	7.85
Toplam	a_1		Σn_1	$\Sigma \Sigma Y$
II	1			
	2			
	⋮			
	⋮			
	a_2			
Toplam	a_2		Σn_2	$\Sigma \Sigma Y$
Diğer gruplar				
K	1			
	2			
	⋮			
	⋮			
	a_k			
Toplam	a_k		Σn_k	$\Sigma \Sigma Y$
Genel toplam	Σa_i		$\Sigma \Sigma n$	$\Sigma \Sigma \Sigma Y$

$$V_{iq} = 0.0187; \quad V_a = (0.0284 - 0.0187) / 5.7 = 0.00171$$

$$V_b = [0.0934 - 6.2(0.00171) - 0.00187] / 36.6 = 0.00175$$

$$V_T = 0.0187 + 0.00171 + 0.00175 = 0.02216$$

şeklinde bulunmuşlardır. Bu unsurlardan V_b = babaların farklılığından, V_a = aynı baba ile çiftleşen anaların farklılığından ileri gelen varyanslar olup bunların toplam varyanstaki payları, sırasıyla;

$$0.00175/0.02216 = 0.079 \text{ ve } 0.00171 / 0.02216 = 0.077$$

Sözkonusu varyansların kaynakları Becker (1975)' e göre; (üvey ve öz kardeşler arası genotipik benzerlik sırasıyla 1/4 ve 1/2 olduğu kabul edilerek),

$$V_b = 1/4 V_A + 1/16 V_I$$

$$V_k = 1/4 V_A + 3/16 V_I + 1/4 V_D + V_C$$

$$V_{ic} = 1/2 V_A + 3/4 V_I + 3/4 V_D + V_E$$

$$V_T = V_A + V_I + V_D + V_C + V_E$$

Görüldüğü gibi baba grupları arası farklılıkta hemen tamamen eklenmeli etkili genler rol oynamaktadır ki bu, üvey kardeş grupları arasındaki durumdur. Gerçekten 8.8 sayılı varyans analizi tablosundaki varyasyon kaynaklarına dikkat edilirse V_b nin özkardeş grupları arasındaki farklılıkta (II'de) babaların aynı oimaları sebebiyle meydana gelen farklılığın ölçüsü olduğu anlaşılır. Populasyonda, mevcut olsa bile, epistatik etkili genlerden kaynaklanan varyansın ancak 1/16 sı bu unsurdur.

Tablo 8.8. Baba Grupları İçindeki Ana Gruplarında Bulunan Hayvanlara Ait Değerlere Uygulanan Varyans Analizi Sonuçları (Düzgüneş, 1976 S. 259 dan).

Varyasyon Kaynakları	S.D.	K.T.	K.O.	B. Unsurları
I) Genel	294	6.427		
II) Alt gruplar (Özkardeş grupları)	50	1.876		
IIa) Baba grupları	7	0.654	0.0934	$V_{ic} + 6.2 V_k + 36.6 V_b$
IIb) Aynı babalarla çift- leşen analara ait döl (Özkardeş) grupları	43	1.222	0.0284	$V_{ic} + 5.7 V_k$
III) Alt gruplar içi (Özkardeşler arası)	244	4.551	0.0167	V_{ic}

bulunacağından ve bu da ihmal edileceğinden V_b nin 4 katı, hemen tamamen eklenmeli gen etkilerinden kaynaklanan varyansı verir. $4 V_b = 4(1/4) V_A = V_A$. O halde $4(0.00175) / 0.02216 = 0.316$ dar anlamlı kalıtım derecesinin güvenilir bir tahmini sayılır.

Yine 8.8 sayılı tabloda görüleceği gibi, V_a , özkardeş gruplarından (II'den) aynı babalarla çiftleşen farklı analardan ileri gelen varyasyonu meydana getiren unsurdur. Bunun kaynakları arasında eklemeli etkili genlerden ileri gelen varyansın 1/4'ünden başka dominant ve epistatik etkili genlerin sebep oldukları varyansların 3/16'lık kısımları ile anaların yavrularına sağladıkları farklı çevrelerden ileri gelen varyansın c^2 'nin hepsi yer almış durumdadır. Bu son kaynak özellikle bir batında fazla döbi veren hayvanlarda, genç yaşlarda tespit edilen özellikler söz konusu olduğu zaman, ihmal edilemez. Aynı babayla çiftleşen analar arası farklılıkta (V_a 'da) epistatik ve dominant etkili genlerden ileri gelen farklılıklar da önemli seviyelerdedir.

Aynı babayla çiftleşen analara ait varyasyondan yararlanarak da, yukarıda açıklanan hususları gözden kaçırmamak koşuluyla, h^2 hesaplanabilir. Baba grupları arası farklılıktan (V_b 'den) hesaplanan kalıtım derecesine paralel olarak:

$$h^2 = 4 V_a / V_T = \frac{V_A + 12/16 V_I + V_D + 4 V_C}{V_T}$$

değerleri bulunur, ki bu, görüldüğü gibi, dar anlamı kalıtım derecesi olarak kabul edilemez. Bununla beraber, tavuklar üzerinde yapılan birçok araştırmada baba ve ana grupları arası varyanslardan yararlanılarak hesaplanan kalıtım derecelerinin ortalaması güvenilir bir tahmin olarak değerlendirilmiştir. Şöyle ki:

$$h^2 = \frac{1}{2} \cdot \frac{4 V_a + 4 V_b}{V_T} = \frac{2 (V_a + V_b)}{V_T}$$

üzerinde durulan örneğe ait değerlerle:

$$h^2 = 2(0.00171 + 0.00175) / 0.02216 = 0.3123$$

Bazılar, söz konusu varyansları, dahil buldukları kareler ortalamalarına ait serbestlik dereceleri ile tartılı ortalamalarını kullanmayı tavsiye ederler:

$$V_{ara} = \frac{43 (0.00171) + 7 (0.00175)}{43+7} = 0.00172$$

$$h^2 = \frac{4(0.00172)}{0.02216} = 0.3105 \text{ olarak hesaplanır.}$$

Bu şekilde yapılan tahminlerde eklemeli olmayan gen etkilerinin ve C-faktörünün payları yarıya düşer.

Yukarıda yapılan açıklamalara göre, V_a 'nın V_b 'den büyük olması beklenir. Bu büyüklük de V_a 'daki eklemeli olmayan gen etkileri ile C- faktöründen ileri gelmiştir, denir. Halbuki burada işlenen örnekte sonuç, az dahi olsa, bunun tersidir. Bu, örnekleme hatasına atfedileceği gibi, sözü geçen kaynakların bu örneğin temsil ettiği popülasyonda varyasyonu arttıracak seviyelerde rol oynamadığı şeklinde de yorumlanabilir.

8.4. EKLEMELİ OLMAYAN GEN ETKİLERİ

Bu bölümün başında açıklandığı üzere, eklemeli olmayan gen etkilerinin (dominas ve epistasî birlikte hesaplanması, hayvan ıstahı ile ilgili uygulamalarda maksadı sağlar. Aslında gerek dominantlık ve gerek epistatik etkiler genler arası interaksiyonun sonuçlarıdır. Birincisi allel, ikincisi de allel olmayan genler arası olmak üzere. Böyle bir interaksiyon, döleyen ve dölenen cinsiyet hücrelerinin söz konusu genleri taşıdıkları (böylece bir genotipte bir araya geldikleri) taktirde bunların eklemeli etkilerinin üstünde bir etki göstermeleri, taşımadıkları (dolayısıyla bir genotipte bir araya geirmedikleri) taktirde böyle bir ek etkiyi göstermemeleri demektir.

O halde döllerin üzerinde durulan özellik bakımından gösterecekleri varyasyonda, bunları meydana getiren erkek ve dişi cinsiyet hücrelerindeki genlerin eklemeli etkilerinin farklılığından başka, bunların interaksiyonundan kaynaklanan farklılığı da tespit etmek ve ölçmek gerekir. Bu da ancak faktöriyel deneylerdeki kaideye uymakla mümkündür. Hatırlanacağı üzere, faktöriyel deneylerde ele alınan faktörlerden birine ait hallerden herbiri, öteki faktörlere ait hallerin herbiri ile birlikte, gereği kadar tekrarla denir. Faktörlerden birine ait üç, ikincisine ait dört hal varsa $3 \times 4 = 12$ hal kombinasyonu yapılır. Her kombinasyon ayrı bir muamele olarak kabul edilir. Her birinin üçer hali olan üç faktör söz konusu olsa ve bunlar faktöriyel düzende denenmek istense, $3 \times 3 \times 3 = 27$ hal kombinasyonu meydana gelir.

Konumuzla ilgili iki faktör vardır:

- 1) Erkek cinsiyet hücreleri,
- 2) Dişi cinsiyet hücreleri.

Her faktörünün (Ana ve babalar homozigot değilse) sonsuz denecek çeşitte halleri vardır. Bu kadar fazla çeşitteki haller bir tek babanın ve bir tek ananın cinsiyet hücrelerinde tesbit ve tefrik edilemeyeceğinden, bu çeşitliliği temsil edebilecek

sayıda farklı babalar ve analar kullanılır. Hayvancılıkta bu yol da (ilerde açıklanacağı üzere) hatalı sonuçlar verebileceğinden, bunu hafifletmek için, hiç olmazsa tavuk, bıldırcın ve hindi ile gebeliği kısa süren tavşanlarda ve laboratuvar hayvanlarında, ikişer babalı ve ikişer analı gruplar (setler) teşkil edilebilmektedir. Aşağıda bu gruplardan ikisi ele alınarak tertiplenen bir örnek üzerinde uygulanacak işlemler anlatılacak ve sonuçlar değerlendirilecektir:

Her sette iki baba (B) erkek cinsiyet hücresi faktörünün, iki ana (A) da dişi cinsiyet hücresi faktörünün ikişer halini temsil ederler. Böyle olunca, faktöriyel düzen için her sette $2 \times 2 = 4$ kombinasyon denenecek demektir: B_1A_1 , B_1A_2 , B_2A_1 , B_2A_2 . Her kombinasyon bir çiftleştirmeye tekabül eder. Bu çiftleştirmelerin aynı zamanda yapılmaları, dolayısıyla bunlardan elde edilecek döllerin aynı dönemde doğup aynı çevre şartlarında tutulmaları gerekir ki, bunlardan hesaplanacak varyans unsurlarında beklenenlerden başka kaynaklar rol oynamasın. İşte yukarıda sözü edilen hatalı sonuçlar, esas itibarıyla, bu mecburiyetten kaynaklanır. Gerçekten A_1 anası, hem B_1 hem de B_2 babası ile aynı zamanda çiftleştirilip her iki babadan aynı zamanda, birbirlerinden ayrı edilebilen n 'er sayıda dölleri veremez. A_2 anası için de durum aynıdır. Fakat tavuklarda aynı kuluçka dönemi için de bu, çok az zaman farkı ile sağlanabilir. Tavşanlarda gebelik süresi bir ay kadar olduğundan bir ana iki ayrı babadan en fazla iki ay ara ile, dölleri meydana getirebilir. Fare ve kobay gibi laboratuvar hayvanlarında da durum böyledir.

Tablo 8.9'da tavşanlarda yapıldığı farzedilen bir deneyin iki setine ait değerler verilmiştir. Bu değerler her çiftleştirmeden elde edilen dördür dölün cinsiyete göre standartlaştırılmış 4 aylık ağırlıklarıdır.* Bunlara uygulanacak varyans analizinde "tekerrürlenen deneyler" tertibi için Düzgüneş (1976, S.253) tarafından anlatılmıştır. Yöntemin esası sözkonusu varyasyon kaynaklarına ait kareler toplamı ve serbestlik derecelerini aynı aynı hesaplayıp sonradan toplamaktan ibarettir.

Satırlardaki kareler toplamının ve serbestlik derecelerinin toplamı ile bunlarla hesaplanan kareler ortalamaları 8, 10 sayılı tabloda verilmişlerdir. Bu tabloda serbestlik dereceleri için gösterilen toplamalar kareler toplamı için de yapılmıştır.

* İşlemleri kolaylaştırmak için her çiftleşmeye alt döl sayısı kur' a ile eşitlenir. Çok düşük sayıda döl alınan çiftleşmeler işleme alınmaz. Döl sayılarının her sette eşit olması gerekmez.

Tablo 8.9. İki Baba İle İki Anadan Oluşan İki Sette-Faktöriyel Düzende Çiftleştirme Kombinasyonları ve Her Çiftleştirmenin Elde Edilen Dört Döle Alt Veriler.

Setler/Analar	Babalar ve Döller				Analar Top.
	B ₁	Toplam	B ₂	Toplam	
I	A ₁ 1,2, 1,2, 1,4, 1,4	5,2	1,7, 1,7, 1,8, 1,8	7,0	12,2
	A ₂ 1,4, 1,6, 1,8, 2,0	6,8	1,7, 1,8, 1,9, 2,0	7,4	14,2
Babalar Toplamı		12,0		14,4	26,4
II	A ₃ 1,5, 1,7, 1,8, 2,0	7,0	1,5, 1,6, 1,8, 1,8	6,7	13,7
	A ₄ 1,7, 1,7, 1,9, 2,2	7,5	1,5, 1,7, 1,8, 2,0, 7,0	7,0	14,5
Babalar Toplamı		14,5		13,7	28,2

Analizler:

I. set için:

$$\text{Genel K.T.} = 1,2^2 + 1,2^2 + \dots + 2,0^2 - (26,4)^2 / 16 = 1,00$$

$$\text{Alt gruplar arası K.T.} = (5,2^2 + 6,8^2 + 7,0^2 + 7,4^2) / 4 - \text{D.T.} = 0,70$$

$$\text{Babalar arası K.T.} = (12,0^2 + 14,4^2) / 8 - \text{D.T.} = 0,36$$

$$\text{Analar arası K.T.} = (12,2^2 + 14,2^2) / 8 - \text{D.T.} = 0,25$$

$$\text{Baba x Ana interaksiyonu K.T.} = 0,70 - (0,36 + 0,25) = 0,09$$

$$\text{Alt gruplar içi (özkardeşler arası) K.T.} = 1,00 - 0,70 = 0,30$$

II. Set için :

$$\text{Genel K.T.} = 1,5^2 + 1,7^2 + \dots + 2,0^2 - (28,2) / 16 = 0,58$$

$$\text{Alt gruplar arası K.T.} = (7,0^2 + 7,5^2 + 6,7^2 + 7,0^2) / 4 - \text{D.T.} = 0,083$$

$$\text{Babalar arası K.T.} = (14,5^2 + 13,7^2) / 8 - \text{D.T.} = 0,04$$

$$\text{Analar arası K.T.} = (13,7^2 + 14,5^2) / 8 - \text{D.T.} = 0,04$$

$$\text{Baba x Ana interaksyonu K.T.} = (0,083) - (0,04 + 0,04) = 0,003$$

$$\text{Alt gruplar içi (özkardeşler arası) K.T.} = 0,58 - 0,083 = 0,497$$

Tablo 8.10. Tablo 8.9 daki İki Sette Uygulanan Analizlerin Toplu Sonuçları.

Var. Kaynakları	S.D.	K.T.	K.O.	B. Unsurlar
Genel	15+15=30	1,58		
Alt gruplar	3+3=6	0,783		
Babalar	1+1=2	0,400	0,200	$V_{iq} + 4 V_{ba} + 8 V_b$
Analar	1+1=2	0,290	0,145	$V_{iq} + 4 V_{ba} + 8 V_a$
B X A İnt	1+1=2	0,093	0,047	$V_{iq} + 4 V_{ba}$
Öz kardeşler arası (hata)	30 - 6 = 24	0,797	0,033	V_{iq}

Kareler ortalamalarındaki varyanslar ve toplamları da:

$$V_{iq} = 0,033; \quad V_{ba} = (0,047 - 0,033) / 4 = 0,0035$$

$$V_a = (0,145 - 0,047) / 8 = 0,0123; \quad V_b = (0,20 - 0,047) / 8 = 0,01913$$

$$V_T = 0,033 + 0,0035 + 0,0123 + 0,01913 = 0,06793$$

olarak elde edilmişlerdir. Bu unsurlarda çeşitli gen etkilerinin ve çevre faktörlerinin payları (akrabalar arası çiftleştirmelerden kaçınılmış olduğu varsayımına göre) aşağıdaki gibi bildirilmektedir (Becker, 1975):

$$V_b = 1/4 V_A + 1/16 V_I$$

$$V_a = 1/4 V_A + 1/16 V_I + V_C$$

$$V_{ba} = 0 + 1/8 V_I + 1/4 V_D$$

$$V_{iq} = 1/2 V_A + 3/4 V_I + 3/4 V_D + V_E$$

$$V_T = V_A + V_I + V_D + V_C + V_E$$

Bu ifadelere göre:

1) Baba x ana interaksiyonunun sebep olduğu varyasyon tamamen eklemeli olmayan gen etkilerinden kaynaklanmaktadır. Ne var ki, bu varyasyonun ölçüsü olan V_{ba} , bu örneğin temsil ettiği popülasyonda epistatik etkili genlerin sebep olduğu varyasyonun 1/8'i ile, dominant etkili genlerin sebep olduğu varyasyonun 1/4'ünün toplamıdır. O halde bunun dört katı $4(0,0035) = 0,014$, dominant etkili genlerden ileri gelen varyasyonun tamamı ile epistatik etkili genlerden ileri gelen varyasyonun yansının ölçüsüdür. Bunun toplam varyanstaki payı da $0,014 / 0,06793 = 0,2061 = \% 20,61$ dir.

2) Örnekteki setlerden birincisinde B x A interaksiyonuna ait kareler toplamı, doğayısıyla V_{ba} , ikinci settekinden, daha büyüktür. Hatta ikincisinde bu unsur sıfır sayılır. Buna göre, sözkonusu popülasyonda hibrit ebeveynleri geliştirilecek ise birinci setteki ana ve babaları damızlık olarak tercih etmek gerekir.

3) V_b 'nin, ihtiva ettiği varyans unsurlarına göre, dört katının toplam varyansa oranı, epistatik etki (daha önce yapıldığı gibi) ihmal edilirse, dar anlamlı kalıtım derecesini verir. Buradaki oranı $4(0,01913) / 0,06793$ olup birden büyüktür. Böyle bir sonuç deney materyalinin yetersizliğinden kaynaklanan örnekleme hatasının ve V_f 'nin büyük (ihmal edilmeyecek kadar) olması ile izah edilir.

4) V_a ile de aynı tahmin yapılabilir. Ne varki bunda, C- faktöründen ileri gelen varyans da bulunmaktadır. C- faktörünün hangi hallerde sözkonusu olabileceği evvelce açıklanmıştır. Analiz sonucundan da bunun varlığı anlaşılabilir. Eğer bu varsa, $V_a > V_b$ olması beklenir. Burada işlenen örnekte bunun tersi bir eşitsizlik elde edilmiştir. Böyle durumlar bir yandan örnekleme hatası ile, bir yandan da C- faktörünün varlığına dair bir delil elde edilmediği şeklinde yorumlanır.

5) Yukarıdaki durumda, eğer böyle bir deneyden aynı zamanda dar anlamlı kalıtım derecesini de hesaplamak istenirse, öz ve üvey kardeş gruplarında yapıldığı gibi ana ve baba varyanslarının ortalaması kullanılabilir.

$$h^2 = 2 (V_b + V_a) / V_T$$

9. BÖLÜM

ÇEVRE - GENOTİP İLİŞKİLERİ

9.1. GİRİŞ

Bundan önceki bölümlerde fenotipik varyasyonun kaynakları olarak çevre faktörleri ile genotipik faktörler ayrı ayrı incelenmiş, bunların hangi yollarla, hangi şekillerde etki yaptıkları ve etkilerinin pay ve miktar olarak nasıl ölçülebilecekleri anlatılmıştır. İkinci bölümde yaş, yıl ve işletme gibi çevre faktörlerine ait etkilerin genotipin etkileri ile karşılanabileceğine, böylece çevre faktörlerindeki iyileşmelerle genotipteki iyileşmeler arasında bir ilişki bulunabileceğine dikkat çekilmiştir. Diğer çevre faktörleri (mesela cinsiyet, ana yaşı ve doğum ağırlığı) incelenirken bu faktörlerin çeşitli hallerine maruz kalmış hayvanların genotipik farklılık bakımından gruplara rastgele dağıldıkları, dolayısıyla sözkonusu çevre faktörlerinin çeşitli halleri ile bunlara maruz kalan hayvanların genotipik değerleri arasında herhangi bir ilişkinin sözkonusu olmayacağı belirtilmiştir. Keza genotipik faktörlere ait etki payları hesaplanırken bunların belirli bir çevrede yetiştirilmekte olan belirli bir populasyon (sürü) için geçerli oldukları, farklı çevrelerde farklı ıslah seviyelerindeki populasyonlarda (sürülerde) farklı sonuçların elde edilebilecekleri, hatta farklı genotiplerdeki hayvan grupları arasında müşahade edilen fenotipik farklılıkların, çevreden çevreye değişebileceği de anlatılmağa çalışılmıştır.

Bütün bunlar çevre ile genotip arasında bir takım ilişkilerin bulunduğunu, bu ilişkilerin de fenotipik varyasyonun kaynakları arasında yer alması gerektiğini düşündürmüştür, olmalıdır. İşte bu bölümde sözkonusu ilişkilerin şekilleri, üretim ve ıslah sürüleri için önemleri belirtilecek, bunların üzerinde durulan özellik bakımından varyasyonu hangi durumlarda etkileyebilecekleri ve bu etkilerin nasıl ölçülebilecekleri gösterilecektir.

Çevre faktörleri ile genotip arasında düz ve interaksiyon şeklinde olmak üzere iki tür ilişki olabilir. Bunlar aşağıdaki bahislerde ayrı ayrı incelenenektir.

9.2. DÜZ İLİŞKİ

Sürü içerisinde herhangi bir hayvanın herhangi bir özellik bakımından fenotipik değeri için;

$$P_i = G_i + E_i \dots\dots\dots (9.1)$$

eşitliğinin yazılabileceği daha önce açıklanmıştır. Burada G_i = sözkonusu hayvanın genotipik değeri, E_i = bu hayvanda çevre faktörlerinin meydana getirdiği sapmadır. Bu ilişki sürüdeki bütün hayvanlar için geçerli olduğuna göre, fenotipik varyans ;

$$V_P = V_G + V_E + 2 \text{kov. (GE)} \dots\dots\dots (9.2)$$

olarak yazılabilir.

Burada kov.(GE), genotipik değerle çevre etkisinin kovaryansı, birlikte değişmelerinin ölçüsü olup, $r_{GE} S_G S_E$ 'ye eşittir. Buna göre, fenotipik varyasyonda genotip ile çevre faktörlerinden başka, bunlar arasındaki düz ilişki de bir kaynaktır. Ancak bu kaynak, sürüde uygulanan bakım ve beslemenin hayvanların genotipik değerlerine göre ayarlanması (değiştirilmesi) halinde sözkonusu olabilir. Daha önceki bölümlerde sözü geçen çevre faktörlerinin etki miktarları hayvanların genotipik değerlerine paralel olarak değişiyorsa, bu da çevre faktörleri ile genotip arasında bir ilişki olduğunu gösterir.

Her genotipin kendinden beklenen fenotipi gösterebilmesi için özel bir çevre gereklidir. Bu sağlanabildiği takdirde sürüde mevcut her hayvandan genotipinin müsaade ettiği azami verimi almak mümkün olur. Ne var ki hayvancılıkta buna imkan görülmediği için, bütün sürüye ekonomik olarak mümkün olan ve bilinen en iyi çevre şartları sağlanır. Bu şartlarda en yüksek performans gösterenler de gelecek generasyonun ebeveynleri (damızlık) olarak seçilirler. Böylece generasyonlar ilerledikçe, sürüde uygulanan çevre şartlarına reaksiyon bakımından, genotipik değerlerin ortalaması artar. Bu uygulamada bakım ve besleme diye sözü edilen çevre faktörleri sürüde bütün genotipler (hayvanlar) için sabit olduğundan (yani çevre bir değişken olmadığından) böyle bir sürüde genotiple çevre ilişkisinden söz edilemez.

Her genotipe özel çevre sağlanmasını imkansız kılan durumlar şunlardır: a) sürüdeki bütün hayvanların teker teker (veya grup grup) genotipik değerlerini tesbit etmek, imkansız değil ise bile, çok zordur; b) bundan daha zor olan husus her genotip için optimum olabilecek ve rakamla ifade edilebilecek çevre faktörlerinin belirlenmesi ve c) bunların her genotipe ayrı ayrı uygulanmasıdır.

Bununla beraber, bir sürüde (2. bölümde açıklandığı üzere) her yıl bir önceki yıldan daha etkili ıslah metodları uygulanmakta ise, genç hayvanlar giderek yaşlılardan daha yüksek genotipik değerlere sahip olurlar. Böyle bir sürüde bakım ve besleme şartlarının da yıldan yıla iyileştirilmiş olması beklenir. Eğer durum böyle ise bir sürüde bu iki ana faktörün kovaryansından sözedilebilir. Keza, üzerinde çalışılan populasyon ıslah seviyeleri farklı işletmelerde yetiştirilmiş hayvanlardan oluşmakta ve bu işletmelerde uygulanan bakım ve besleme şartları da ıslah seviyelerine uygun olarak değişmekte ise, bu populasyonda da genotipik değerlerle çevre arasında bir düz ilişki beklenir.

Söz geçen her iki durumda 9.2 sayılı ifadenin 3. terimi, ancak bunu oluşturan değerlerin (r_{GE} , S_G ve S_E 'nin) bilinmeleri halinde hesaplanabilir. Bu da, yukarıdaki açıklamalardan anlaşılacağı üzere, zordur. Diğer taraftan, bu terim ıslah işletmeleri için fazla bir önem de taşımaz. Birinci halde damızlıklar, her yıl doğanlar (çağdaşlar) arasından seçildikleri için çeşitli yıllarda doğanların genotipik değerleri ile geliştikleri çevre şartlarının farklılığı damızlık seçimindeki isabeti azaltmaz. İkinci halde, sözkonusu populasyonun ıslahında kullanılacak damızlıklar, genellikle, her işletme içindeki hayvanlar arasından seçilirler. Böyle olunca işletmeden işletmeye değişen genotipik değerlerle çevre şartları arasındaki düz ilişki bir hata yaratmaz. Düşük genotipik değerli hayvanlara sahip işletmeler için damızlıkların yüksek genotipik değerli işletmelerden sağlanması halinde bir yanıma olabilir. Fakat bu, çevre ile genotip arasında interaksiyon şeklindeki ilişkiden kaynaklanmış olur. Islah edilmeğe çalışılan bir bölge sığırılığı ise ve bunda sun'i tohumlamadan yararlanılıyorsa, genellikle bölgedeki işletmelerin hepsi için en uygun boğalar seçilir. Bunun için de, aday boğalar aynı işletmelerde verdikleri döllerine göre, döl sayıları ile tartışılmış değerleri kullanılarak mukayese edilirler. Böylece genotiple çevre arasında düz veya interaksiyon şeklindeki ilişkilerin etkileri, sözkonusu olsa bile, giderilmiş olur.

Bu açıklamalardan 9.2 sayılı ifadedeki 3. terimin ayrı olarak hesaplanmasına ıslah bakımından lüzum olmadığı anlaşılmaktadır. Ancak bu terim, fenotipik varyansı söze değer bir ölçüde arttıracak kadar ise, kalıtım derecesini düşürür. Çünkü hatırlanacağı gibi,

$$h^2 = V_G / V_P = V_G / (V_G + V_E + 2 \text{kov} (GE))$$

Bu sebepten bir sürünün ıslahında yararlanılacak kalıtım derecesini hesaplariken bundan etkilenmeyecek bir yöntem kullanılır ve uygulamada buna göre hareket edilir (yukarıda verilen örneklerdeki gibi).

9.3. GENOTİP X ÇEVRE İTERAKSİYONU

9.3.1. Tanımlama

Herhangi bir popülasyonda 9.2 sayılı ifadenin sağındaki üç terimin toplamı, fenotipik varyansı tam olarak belirlemiyorsa, o zaman dördüncü bir terimin eklenmesi gerekir ki bu, genel olarak, $f(G,E)$ şeklinde gösterilir. Bu ifade popülasyondaki hayvanların genotipleri ile maruz kaldıkları çevre arasında düz (linear) olmayan her çeşit ilişkiyi belirtir.

İstatistikte bu çeşit ilişkiler için **interaksiyon** deyimi kullanılır. Hatırlanacağı üzere, iki faktörün interaksiyonu, baniardan birine ait hallerin etkileri arasındaki farkların öteki faktörün hallerine göre değişmesi demektir. Burada söz konusu olan iki faktörden biri bütün unsurları ile genotip, diğeri de bütün unsurları ile çevredir. Buna göre genotip x çevre interaksiyonu, çeşitli genotiplere ait fenotipik değerler arasındaki farkların çevreden çevreye değişmesi demektir. O halde, böyle bir durumun varlığını tesbit edebilmek için, en az iki farklı genotipten her birine ait fenotipik görüntülerin, en az iki çeşit çevreden her birinde ayrı ayrı müşahede ve kaydedilmeleri gerekir.

Genotip X çevre interaksiyonu hem kalitatif, hem de kantitatif karakterlerde görülebilir. Genel genetik kitaplarının hemen hepsinde yer alan Himalaya albinosu tavşanlarında CC ile cⁿ cⁿ genotipleri arasındaki fenotipik görüntü farkı, hayvanların sıcakta veya soğukta tutulmalarına bağlıdır. Soğuk çevrede her iki genotip siyah görüntü verdiği halde, sıcak çevrede birinciler siyah, ikinciler Himalaya albinosu olmaktadır. Erkeklik dişilik bazı genotipler için iki ayrı çevredir. Çoğu koyun ırkında H₁H₁ genotipi ile H₁H₂ genotipi erkekte aynı (boynuzlu) görüntü sağladıkları halde, dişide farklı görüntü verirler. (dişi H₁H₁ 'ler boynuzlu, H₁H₂ 'ler boynuzsuz olurlar). Kantitatif karakterler bakımından bu derecede belirgin interaksiyonların tesbiti güçtür. Gerçekten, bu maksatla yapılan araştırmaları büyük bir kısmında tesadüfe atfedilemeyecek seviyede interaksiyonlar bulunamamıştır. Bununla beraber, başarısızlıkların çoğu ele alınan genotip çeşitleri ile çevre çeşitlerinin birbirlerine yakın etkili olmaları ile izah edilmiş, bu durumda aranan interaksiyonun, mevcut olsa bile, fark edilemeyeceği ileri sürülmüştür. Bu sebepten gerek araştırmalarda ve gerek hayvancılık pratiğinde genotip X çevre interaksiyonunun, daha çok, birbirlerinden oldukça farklı genotiplerin, birbirlerinden oldukça farklı çevrelerde yetiştirilmeleri halinde önem kazanacağı belirtilmiştir. Bu açıklamaların ışığı altında A ve B gibi iki farklı genotip ile X ve Y gibi iki farklı çevre şartına ait interaksiyonun matematik ifadesi :

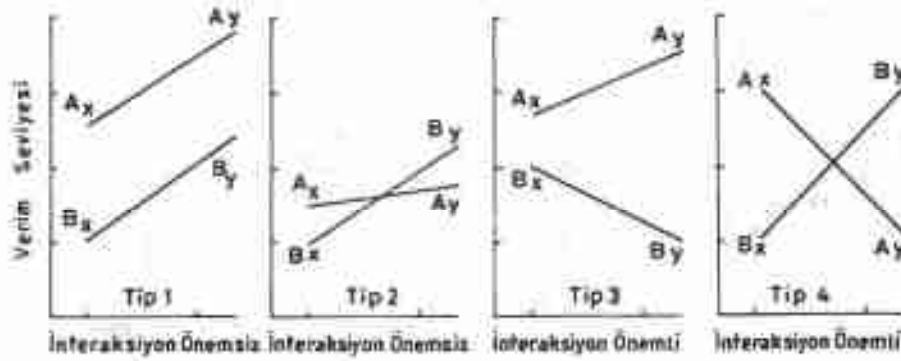
$$(AX + BY) - (AY + BX) \text{ veya } (AY + BX) - (AX + BY)$$

şeklinde yazılabilir.

Buradaki AX ve BX, A ve B genotiplerinin X çevresindeki, AY ve BY ise aynı genotiplerin Y çevresindeki performanslarıdır. Aslında interaksiyon, yukarıdaki ta-rife uygun olarak (AX - BX) farkı ile (AY - BY) farkının eşit olmamasıdır. Ne var ki yukarıdaki ifadeler bundan farklı değildirler. İlk ifade açılıp tekrar toplansa: $AX + BY - AY - BX = (AX - BX) - (AY - BY)$ elde edilir. Parantez içlerinin eşit olmaması ifadenin sıfırdan farklı olmasını sağlar. Eşitsizliğin büyüklüğü de, eşitsizlik hangi tarafın büyüklüğünden ileri gelirse gelsin, interaksiyonun derecesi için ölçütüdür.

9.3.2. İnteraksiyonun Çeşitleri

Çeşitli sayılarda genotip ile çeşitli sayılarda çevre arasında sözkonusu olabilecek interaksiyonlar ilk defa Haldane (1946) tarafından tasnif edilmiş, bundan sonra muhtelif araştırmacılar kendi görüşlerine göre tasnifler yapmışlardır. Hayvancılıkta sözkonusu olabilecek interaksiyon tipleri Pani (1971) tarafından gösterilmişti (Şekil 9.1). Şekilde A ve B gibi farklı iki genotipin X ve Y gibi farklı iki çevredeki performansları mukayese edilmiştir.



Şekil 9.1. Çevre x Genotip İnteraksiyonu Tipleri.

1. tipte A genotipi B genotipinden X çevresinde Y çevresindekinden daha farklı performans göstermiş olmasına rağmen interaksiyon önemli olarak nitelenmiştir. Çünkü $(AX - BX) - (AY - BY)$ veya $(AX + BY) - (AY + BX)$ farkları önemsenmeyecek kadar küçüktür. 3. tipte her iki çevrede de aynı durum olduğu, yani A genotipi B genotipinden her iki çevrede daha üstün performans verdiği halde interaksiyon önemli denmiştir. Çünkü yukarıdaki farklar büyüktür. 2. ve 4. tiplerde A genotipi B genotipinden X çevresinde daha üstün Y çevresinde daha düşük genotipik değer göstermiştir. Bununla beraber 2. tipte yukarıda sözü geçen ifadeler arası fark önemli sayılacak kadar küçük, 4. tipte ise önemli sayılacak kadar büyüktür.

9.3.3. Konunun Hayvan Islahı Bakımından Önemi

Genotip x çevre interaksiyonunun varlığında, damızlık adaylarına ait genotipik değerler çevreden çevreye değişecekleri için, bunlardan hangilerini damızlığa ayırmak gerektiğine karar vermek zorlaşır. Belirli bir damızlıkçı işletmedeki performanslarına göre damızlığa ayrılanlar veya bunların döllerini, başka bir işletmeye sattıkları zaman, hayal kırıklığı yaratabilirler. Damızlığa yaramaz diye aynı işletmeye ucuzaya satılan hayvanlar damızlık olarak satılan pahalı hayvanlardan daha yüksek performans gösterebilirler veya onlara yakın bulunabilirler. Öyle ki, aralarındaki fark, fiyat farkı ile orantılı olmayabilir.

Böyle durumlardan hem üretim sürüleri hem de damızlıkçıların zarar görmemeleri için damızlıkçı işletmelere çeşitli tavsiyelerde bulunulmaktadır:

a) Damızlıkçı işletmeler ebeveyn olarak kullanacakları hayvanları, bunların döllerini satın alacak işletmelerin şartlarındaki performanslarına göre seçmelidirler.

b) Optimum çevre şartlarındaki performanslarına göre seçilen damızlıklar veya döllerini çevre şartları daha geri olan işletmelere satılırken onların da aynı şartları sağlamağa çalışmaları öğütlenmeli ve bu öğüdün yerine getirilmesi için gereken teknik yardımlar yapılmalıdır.

c) Bir işletmede bütün hayvanlara üzerinde durulan verim için en ideal çevre şartlarının sağlanması halinde varyasyon artar, bu da seleksiyonun etkinliğini artırır. Bu şartlarda seçilmiş hayvanlar veya bunların döllen başka işletmelerde de tatmin edici verim üstünlüğü gösterirler, yeter ki bu hayvanlar sözkonusu işletmeler için lüzumlu olan diğer özelliklere de sahip olsunlar. Hammond (1947), tarafından ileri sürülen bu görüş memleketimiz için büyük önem taşır. Bizde yüksek verimli hayvanlarla çalışılacak işletmeler bunların aynı zamanda (hayvan türüne göre) hastalıklara dayanıklılık, kaba yemlerden ve meradan yararlanma ile yürüyüş kabiliyeti gibi özellikleri de taşımalarını isterler veya istemelidirler. Buna göre, bu işletmeler için yetiştirilecek hayvanların yüksek verim yanında bu gibi özelliklere de sahip olmaları gerekir. Bu ise seleksiyonun, hiç olmazsa kademeli olarak, çeşitli çevrelerde yapılması ile sağlanabilir.

Falconer ve Latyewski (1952), aynı hayvanların farklı çevrelerdeki performanslarını, birbirleri ile korelasyon halindeki farklı karakterler gibi görmektedirler. Buna göre, seleksiyon yalnız bir çevredeki performanslara göre yapılırsa, seçilen hayvanların veya döllerinin öteki çevrelerdeki performansları ancak, bir bakıma, dolaylı seleksiyonla sağlanabilen kadar yükseltilmiş olur.*

* Dolaylı seleksiyon için bak (Düzgüneş vd, 1987, S. 80).

Bundaki bağan da ilk çevredeki kalıtım derecesinin diğer çevrelerdeki diğer önemli derecede yüksek olması ve sözkonusu çevrelerdeki performanslar arası genetik korelasyon katsayısının büyüklüğüne bağlıdır. Böyle bir durumun varlığında seleksiyon en fazla varyasyonun sağlanacağı (Hammond'a göre en ideal) çevrede yapılabilir.

9.3.4. Tespit Yöntemleri

Bir populasyonda genotip x çevre interaksyonunun varlığını tespit etmek için birçok metot geliştirilmiş ve kullanılmıştır. Bunların hepsinde esas, çeşitli çevrelerdeki performanslar bakımından çeşitli genotipler arası farkların tespiti ve bu farkların tesadüfi olma ihtimalinin hesaplanmasıdır.

9.3.4.1. Genotiplerin Sıralanışı

Erkek damızlık adaylarının belirli bir çevredeki döllerinin performanslarına göre sıralanışı, diğer bir çevredeki döllerinin performanslarına göre sıralanışına uymuyorsa, seleksiyonda zorluk yaratan bir genotip X çevre interaksyonu sözkonusudur. Bu metoda göre karar verebilmek için iki çevredeki sıralamalar arası farkın tesadüfe atfedilmeyecek kadar büyük olması gerekir. Bu da sıralamalar arası korelasyon katsayısının sıfır olduğuna dair hipotezin kontrolü ile anlaşılabilir. Tablo 9.1 de örnek olarak 10 aday boğanın, iki ayrı çevrede yetiştirilen döllerinin ortalama performanslarına göre sıralanışı verilmiş ve bunlar arası korelasyon katsayısı ile bunun sıfır olma ihtimalinin hesaplanması gösterilmiştir.

Tablo 9.1. On Boğa Adayının İki Çevrede Yetiştirilmiş Döllerinin Verimlerine Göre Sıralanışı.

Boğa adayları	1	2	2	4	5	6	7	8	9	10
1.Çevredeki sıra	3	1	4	7	10	2	6	8	5	9
2.Çevredeki sıra	1	6	8	4	5	10	7	3	9	2
Farklar (D)	2	-5	-4	3	5	-8	-1	5	-4	7
Farkların karesi(D ²)	4	25	16	9	25	64	1	25	16	49

$$r_s = 1 - \frac{6 \sum D^2}{n(n^2 - 1)} = 1 - \frac{6(234)}{10(100 - 1)} = -0.418 \quad S_r = 0.321$$

$$t = (-0.418 - 0) / 0.321 = -1.302$$

8 Serbeslik dereceli t- dağılımında ortalama olan sıfırdan 1.302 ve daha fazla sapan t- deęerlerinin nisbi miktar (t- cetvelinden) takriben % 24 olduđuna gre, sz konusu sıralar arasındaki korelasyon katsayısının sıfırdan sapması % 24 ihtimalle tesadfidir. Bu durumda sıralamalar arasında bir uyum, bir benzerlik olmadıđına, dolayısıyla nemli seviyede bir genotip X evre interaksyonunun varlıđına hkmedilir. Buradaki sıralamalar arası benzerliđin kabul edilebilmesi iin hesaplanacak korelasyon katsayısının 0.632 den byk olması gerekirdi. Bu takdirde sz konusu genotiplerle evrelerin interaksyonu nemsiz sayılırdı.

9.3.4.2. Genotiplerin İki evredeki Performansları Arasındaki Farklar

İki ayrı dnemde kulukadan ıkan aynı babalara ait diđi dllerin cinsi olgunluk yařlarına ait ortalamalar arası farkların baba familyalarına gre gsterdiđi deęişmelere dayanarak Osborn (1951), genotip x evre interaksyonu hakkında fikir yrtmřtr. Osborn'un metodu ve sonuları tablo 9.2 de gsterilmiřtir.

Tablo 9.2. Sekiz Baba Familyasının İki evredeki Ortalamaları Arasındaki Farklar

Babalar	1	2	3	4	5	6	7	8
İki dnemde ıkan dllerin ortalamaları arasındaki farklar	+10	-10	-8	+13	-1	+16	+8	-18
Farkların sıfır olma ihtimali	0.3	0.1	0.1	0.1	-	0.05	0.20	0.05

Bu deęerlerden anlařılacađı üzere, 1. babanın ilk ıkan dlleri ikinci ıkanlardan ortalama 10 gn ge yumurtaya geldiđi halde, 2. babanın dllerinde durum tamamen tersi olmuřtur. Bu ters durumlar diđer babalar arasında da grlmřtr. Buna gre bir genotip x evre interaksyonundan sz edilebilir. Ne var ki, sz konusu farkların sıfır olma ihtimali hep % 5 ten byktr. Bu sonu, yalnızca farkların babadan babaya gsterdiđi deęişmeye bakılarak verilecek hkmn geerli sayılamayacađını gsterir.

9.3.4.3. Diyagonal Alt Grupların Mukayesesi

Aşağıda görüldüğü üzere, A ve B gibi iki genotipin X ve Y gibi iki çevredeki performansları 4 alt grup meydana getirir: AX, AY, BX ve BY.

		Çevreler	
		X	Y
Genotipler	A	AX	AY
	B	BX	BY

Diyagonal alt grupların toplamları arasındaki fark genotip x çevre etkileşimini ölçmek için kullanılabilir. Bu durum da etkileşimin değeri:

$(AX + BY) - (AY + BX)$ veya $(AY + BX) - (AX + BY)$ şeklinde hesaplanır.

Hatırlanacağı üzere bu ifade etkileşimi tarif için 9.3.1. sayılı bahiste kullanılmıştır. King ve Young (1955) sözkonusu fark diyagonal toplamlara ait ortalamaların yüzdesi olarak ifade etmişler, böylece inceledikleri çeşitli yapı özellikleri bakımından hesapladıkları etkileşimlerin mukayese edebilmişlerdir. Bu araştırmacıların bulgularından bir kısım tablo 9.3'te verilmiştir.

Bu tablodaki değerlerden anlaşılacağı üzere, aynı ırkların aynı çevrelerle etkileşimi her özellik için aynı seviyede ve aynı yönde olmayabilir. A- ırkı ile B- ırkı arasındaki fark bir özellik bakımından her iki çevrede (-), başka özellik bakımından bir çevrede (-), ötekinde (+) olabilmektedir. Bu, her özellik için aynı bir genotipin sorumlu olmasının tabii bir sonucudur.

Tablo 9.3: Çeşitli Yapı Özellikleri Bakımından Genotip x Çevre Etkileşimi Araştırması Sonuçları (King ve Young 1955).

	X- Çevresi		Y- Çevresi		Etkileşim	
	A- ırkı	B- ırkı	A- ırkı	B- ırkı	Mutlak	Yüzde
Yapı sıklığı (ki/cm ²)	894	1407	863	1939	- 363	- 14.8
Uzunluk (cm)	3.39	3.49	4.81	4.54	+ 0.37	+ 4.6
İncelik ()	21.4	23.8	27.4	32.3	- 2.4	- 4.8

9.3.4.4. Faktöriyel Deneyler

Bundan önceki bahiste verilen ait gruplarda eşit sayıda bağımsız müşahede yapılmış ise bu, 3. bölümde sözü geçen faktöriyel düzende bir deney tertibidir ve sonuçlar buna uygun yöntemle analiz edilir (tablo 3.4). Sözü edilen örnekte iki çevre ile iki genotip vardır. Halbuki 'a' kadar çevre ve 'b' kadar genotip faktöriyel düzende denenebilir. Tablo 9.4 te dört ayrı firmaya ait erkek hibrit piliçlerin üç ayrı işletmedeki 8 haftalık ağırlıkları örnek olarak verilmiştir.

Tablo 9.4. Dört Genotipin Üç Çevredeki Performansları (parantez içindekiler ait grupların toplamıdır).

Hibritler (Genotipler)	İşletmeler (Çevreler)									Toplam
	Ç ₁			Ç ₂			Ç ₃			
G ₁	1.8, 2.2,	1.7, 1.9	2.1 (9.7)	2.0, 1.9,	1.8, 1.7	1.7 (9.1)	1.6, 1.7,	1.8, 1.5	1.8 (8.4)	27.2
G ₂	2.2, 2.3	2.1, 2.3	2.0 (10.9)	1.9, 2.0,	2.1, 1.7	1.6 (9.5)	2.3, 2.2	1.8, 2.1	2.0 (10.4)	30.8
G ₃	1.6, 1.7,	1.8, 1.6	1.5 (8.2)	1.8, 1.9,	1.9, 2.1	2.0 (9.7)	2.0, 1.7,	1.8, 1.9,	1.9 (9.3)	27.2
G ₄	2.0, 2.1,	2.2, 2.3	1.8 (10.4)	1.7, 1.9,	1.8, 1.7	1.6 (8.7)	1.8, 2.2,	1.9, 2.3,	2.0 (10.2)	29.3
TOPLAM	39.2			37.0			38.3			114.5

Bu verilere 3.3 sayılı bahiste anlatılan yöntemle uygulanan varyans analizi sonuçları tablo 9.5 te toplanmıştır. Bu tabloda kareler ortalamalarına ait beklenen varyans unsurları da verilmiştir.

Tablo 9.5. Tablo 9.4 teki Verilere Uygulanan Varyans Analizi Sonuçları.

Varyasyon Kaynakları	S.D.	K.T.	K.O.	Unsurları
Çevreler (Ç)	2	0.1224	0.0612	$V_{\text{Ç}} + 5 V_{\text{Ça}} + 20 V_{\text{Ç}}$
Genotipler (G)	3	0.6165	0.2055	$V_{\text{G}} + 5 V_{\text{Ga}} + 15 V_{\text{G}}$
İnteraksiyon(ÇG)	6	0.8349	0.1391	$V_{\text{ÇG}} + 5 V_{\text{ÇG}}$
Hata	48	1.1520	0.0240	$V_{\text{İ}}$
Genel	59	2.7258		

Tablodan $V_{GD} = 0$ hipotezinin red edilmesi gerektiği de anlaşılmaktadır. Çünkü $0.1391 / 0.0240 = 5.769$ olup 6 ve 48 serbestlik derecesi F- dağılımına dahil olma ihtimali % 1 den de küçüktür. Buna göre bütün işletmeler için en iyi hibritin hangisi olduğu söylenemez. Bu bakımdan G_2 en iyi durumdadır. Bu hibrit yalnız \checkmark_2 işletmesinde G_3 den biraz geri kalmıştır.

Tablodaki değerlerdir:

$$V_{CG} = (0.1391 - 0.0240) / 5 = 0.0230; V_G = (0.2055 - 0.1391) / 15 = 0.0044$$

$$V_{\checkmark} = (0.0612 - 0.1391) / 20 = 0.0000; V_{\checkmark} = 0.0240$$

$$V_T = 0.0230 + 0.0044 + 0.0 + 0.0240 = 0.0514$$

$$V_{CG} / V_T = 0.0230 / 0.0514 = 0.4475 = \% 44.75$$

9.3.4.5. İç İçe Gruplar

Tavuklarda ve tavşanlarda bir erkek bir kaç dişi ile çiftleştirir ve her dişi bir dönemde bir miktar döl verir. Döller hem analarına, hem de babalarına göre gruplandırılır, her baba grubunda çiftleştiği dişiler kadar ana grubu bulunur. Eğer her ananın döleri farklı çevrelerde yetiştirilirse, babaların ve aynı baba ile çiftleşmiş anaların sözkonusu çevrelerle interaksyionları çevre x genotip interaksyionu için ayrı ayrı ölçü olarak değerlendirilebilir.

Tablo 9.6. da her biri 8 tavukla çiftleştirilmiş horozlardan yalnız ikisi örnek olarak alınmıştır. Her tavuktan 6 dişi döl elde edildiği, bunlardan üçünün yerde, üçünün de kafeste tutulduğu farzedilmiştir. İlk dört aylık yumurta verimlerinden 90 düşülerek bulunan değerlerden analiz tekniğini anlatmak için gerekli olanlar tabloya alınmıştır.

Tablodan 96 dölle ait verimlerin tesbit edildiği bunların üçerlik 32 adet alt grup teşkil ettiği anlaşılmaktadır. Analiz 3. bölümün 4. bahsinde anlatıldığı gibi, esas itibarıyla iki aşamada yürütülür.

1. Aşama

$$i) \text{ Genel K.T.} = 3^2 + \dots + 4^2 - (286)^2 / 96 = 23.07$$

$$ii) \text{ Alt gruplar arası K.T.} = (8^2 + 7^2 + \dots + 9^2) / 3 - \text{D.T.} = 15.95$$

$$iii) \text{ Alt gruplar içi K.T.} = 1 - \text{it} = 7.12$$

Tablo 9.6. İki Horozun Çiftleştiği Sekiz Tavuktan Bir Kuluçka Döneminde Elde Edilen 6 Dişi Dölün Yerde ve Kafesteki Yumurta Verimleri (X- 90).

Babalar	Analar	D ö l l e r			Toplam	Ana Toplamları	
		Yerde	Toplam	Kafeste			
1	1	3	(8)	---	(7)	15	
	2	---	()	---		18	
	...						
	...						
	8	---	(5)	---	(7)	12	
	Toplam (1.Baba)			65	75	140	
	2	1	---	{ }	---	{ }	16
		2	---	{ }	---		-
...							
...							
8		---	()	4	(9)	18	
Toplam (2.Baba)			76	70	146		
Toplam (Genel)			141	145	286		

2. Aşama

2. Aşamada $32 - 1 = 31$ serbestlik dereceli alt gruplar arası K.T. şu kaynaklara bölünür: 1 S.D. li çevreler, 1 S.D. li babalar, $7+7 = 14$ serbestlik dereceli aynı babalarla çiftleştirilen analar, $1 \times 1 = 1$ S.D. li çevre x baba interaksiyonu ve $7 \times 1 + 7 \times 1 = 14$ S.D. li babalar içi çevre x ana interaksiyonu.

$$\text{I a) Çevreler arası K.T.} = (141^2 + 145^2) / 48 - D.T. = 0.17$$

$$\text{II b) Babalar arası K.T.} = (140^2 + 146^2) / 48 - D.T. = 0.38$$

$$\text{II c) Aynı babalarla çiftleşen analar arası K.T.} = \left(\frac{15^2 + 18^2 + \dots + 12^2}{6} - \frac{140^2}{48} \right) + \left(\frac{16^2 + \dots + 18^2}{6} - \frac{146^2}{48} \right) = 6.30$$

ii d) Çevre x Baba K.T. (iki yanlı tablodan):

	Babalar		Toplam
	1	2	
Yer	65	76	141
Kafes	75	70	145
Toplam	140	146	286

$$\text{Alt gruplar: } \frac{65^2 + 76^2 + 75^2 + 70^2}{24} - \frac{286^2}{96} = 3.21$$

$$\text{Çevre x Baba K.T.} = 3.21 - (0.17 + 0.38) = 2.66$$

ii e) Babalar içi çevre x ana K.T. (her baba için yapılan ana-çevre iki yanlı tablosundan hesaplanır);

1. Baba:

	Analar								Toplam
	1	2	3	4	5	6	7	8	
Yer	8	-	-	-	-	-	-	5	65
Kafes	7	-	-	-	-	-	-	7	75
Toplam	15	-	-	-	-	-	-	12	140

$$\text{Alt gruplar K.T.} = \frac{8^2 + \dots + 7^2}{3} - \frac{140^2}{48} = 6.65$$

$$\text{Analar K.T.} = \frac{15^2 + \dots + 12^2}{6} - \frac{140^2}{48} = 1.12$$

$$\text{Çevreler K.T.} = \frac{65^2 + 75^2}{24} - \frac{140^2}{48} = 2.08$$

$$\text{Çevre x ana interaksyonu} = 6.65 - (1.12 + 2.08) = 3.45$$

2. Baba:

Aynı şekilde tertiplenen iki yanlı tablodan aynı şekilde yapılan analiz sonucunda: Çevre x ana interaksyonuna ait K.T. = 3.40 olarak bulunmuştur. Her birinin S.D. = $1 \times 7 = 7$ olduğuna göre babalar içi çevre x ana interaksyonu K.T. = $7 + 7 = 14$ serbestlik dereceli olmak üzere $3.45 + 3.40 = 6.85$ bulunmuştur.

Analiz sonuçları 9.7 sayılı tabloda toplanmıştır. Bu tabloda kareler ortalamalarının beklenen unsurları da verilmiştir. Bunlarda çevre faktörüne ait iki halin özel seçildiği dikkate alınmıştır. Bu tablodaki V_{CB} ve $V_{CA:B}$ unsurları çevre x genotip interaksiyonu olarak kabul edilebilir.

Tablo 9.7. Sonuçları Tablo 9.6 da Verilen Deneye Ait Varyans Analizi.

Varyasyon Kaynakları	S.D.	K.T.	K.G.	Unsurları
Genel	95	23.07		
Alt gruplar	31	15.95		
Çevreler (Ç)	1	0.17	0.17	$V_C + 3 V_{CA:B} + 24 V_{CB} + 48 E_C$
Babalar (B)	1	0.36	0.36	$V_C + 6 V_A + 48 V_B$
Aynı Babaların çitlenen anaları(A:B)	14	6.30	0.45	$V_C + 6 V_{A:B}$
Çevre x Baba(ÇB)	1	2.66	2.66	$V_C + 3 V_{CA:B} + 24 V_{CB}$
Çevre x Ana(ÇA:B)	14	6.85	0.49	$V_C + 3 V_{CA:B}$
Alt gruplar içi	64	7.12	0.11	V_C

$$V_{CA:B} = (0.49 - 0.11)/3 = 0.1267; \quad V_{CB} = (2.66 - 0.49)/24 = 0.0904,$$

$$V_{A:B} = (0.45 - 0.11)/6 = 0.0567.$$

Bunların V_T deki nisbi miktarları:

$$V_T = V_C + V_{CA:B} + V_{CB} + V_{A:B} + V_B$$

= $0.11 + 0.1267 + 0.0904 + 0.0567 + 0.00 + 0.00 = 0.3838$ olduğuna göre, sırasıyla

$$0.1267/0.3838 = \% 33.01 \text{ ve } 0.0904/0.3838 = \% 23.55 \text{ olarak bulunur.}$$

9.7 sayılı tabloda yapılacak F-kontrolleri ile her iki interaksiyona ait varyansların önemli oldukları da görülür.

9.3.4.6. Genetik Korelasyon

Falconer (1952), çeşitli genotiplerin çeşitli çevrelerdeki performanslarına göre hesaplanan genotipik değerleri arasındaki (genetik) korelasyon katsayısını çevre x genotip interaksyonu için bir ölçü olarak ileri sürmüştür. Sonradan bu ölçünün hesaplanmasına yarayacak çeşitli formüller geliştirilmiştir. Söz konusu korelasyon katsayısının bire yaklaşması genotiplerin çeşitli çevrelerdeki görüntüleri arasında benzerliğin arttığını göstereceğinden, çevre x genotip interaksyonu önemsizleşir. Aksi halde, yani korelasyon katsayısı sıfıra yaklaştıkça, çevre x genotip interaksyonunun önemi büyür. İki çevrede belirlenen genotipik değerler arasındaki korelasyon katsayısı için en basit formül, korelasyon katsayısının genel formülüne uygun olarak: $r_g = \text{kov}(G_1G_2) / S_{G_1}S_{G_2}$.

Formülün payı, aynı özelliğin 1 ve 2 çevrelerindeki değerleri arasındaki genetik kovaryans, paydadakiler de sıra ile 1. ve 2. çevredeki genetik standart sapmalardır.

Her genotipten yeter sayıda şahısların 1 ve 2 çevrelerinde aynı dönemdeki performanslarının ortalamaları, söz konusu genotipleri karakterize edeceğinden, bunların çarpımları toplamını genotip sayısına bölmekle formülün payındaki kovaryans hesaplanabilir: $\sum d_1d_2 / N$. 1 ve 2 çevrelerindeki ortalamalara ait standart sapmalar genotipler arası farklılıktan başka aynı gruptaki şahıslar arası farklılığı (gruplar içi varyansı) da ihtiva ederler. Bu sebepten formülün paydasındaki standart sapmalar her çevredeki değerlere ayrı ayrı uygulanarak basit varyans analizleri ile bulunabilen V_{G_1} ve V_{G_2} unsurlarının (aynı çevredeki genotipler arası varyansın) karekökü alınarak elde edilirler. 9.8 sayılı tablo bu tekniği açıklamak üzere tertiplenmiştir.

Tablo 9.8. Çeşitli Genotiplerin İki Çevredeki Performansları.

Babalar	1	2	3	4	5	6	Toplam
1. Çevredeki döllerin performansları	8	-	-	-	-	-	
	-	-	-	-	-	13	
TOPLAM	50	53	52	55	59	58	327
ORTALAMA	10.0	10.6	10.4	11.0	11.8	11.6	
2. Çevredeki döllerin performansları	7	-	-	-	-	-	
	-	-	-	-	-	14	
TOPLAM	48	55	56	50	50	54	313
GEN. ORTALAMA	9.6	11.0	11.2	10.0	10.0	10.8	
Baba Toplamları	98	108	108	105	109	112	640

$$\text{Çarpımlar toplamı} = 10.0 \times 9.6 + \dots + 11.6 \times 10.8 - \frac{65.4 \times 62.6}{6} = 0.02$$

$$\text{Kov} (G_1, G_2) = 0.02 / 6 = 0.033$$

1. Çevredeki varyans analizi:

$$\text{Genel K.T.} = 8^2 + \dots + 13^2 - \frac{372^2}{30} = 53.1$$

$$\text{Babalar arası K.T.} = \frac{50^2 + 53^2 + \dots + 58^2}{5} - \frac{327^2}{30} = 12.3$$

$$\text{Babalar içi K.T.} = 53.1 - 12.3 = 40.8$$

Kareler Ortalamaları:

$$\text{Babalar arası: } 12.3 / 5 = 2.46 = V_{ij} + 5 \cdot V_{G1}$$

$$\text{Babalar içi: } 40.8 / 24 = 1.70 = V_{i0}$$

$$V_{G1} = (2.46 - 1.70) / 5 = 0.152, \quad S_{G1} = 0.3899$$

2. Çevrede varyans analizi :

$$\text{Genel K.T.} = 7^2 + \dots + 14^2 - \frac{313^2}{30} = 47.0$$

$$\text{Babalar arası K.T.} = \frac{48^2 + \dots + 54^2}{5} - \frac{313^2}{30} = 10.6$$

$$\text{Babalar içi K.T.} = 47.0 - 10.6 = 36.4$$

Kareler Ortalaması:

$$\text{Babalar arası: } 10.6 / 5 = 2.12 = V_{ic} + 5 \cdot V_{G2}$$

$$\text{Babalar içi: } 36.4 / 24 = 1.52 = V_{ic}$$

$$V_{G2} = (2.12 - 1.52) / 5 = 0.120, \quad S_{G2} = 0.3464$$

$$r_g = \frac{0.0033}{(0.3899)(0.3464)} = 0.0244$$

Bu genetik korelasyon katsayısının sıfıra yakın olması, sözkonusu genotiplerin iki çevredeki performansları arasında bir benzerlik olmadığını, bir çevrede üstün olan genotipin öteki çevrede bu üstünlüğü koruyamadığını göstermektedir. Tablodaki ortalamalardan da bu durum fark edilmektedir. Buna göre çevre x genotipin etkisi önemli bir seviyededir.

9.8 sayılı tablodan doğrudan V_{CG} unsurunu ve bunun toplam varyanstaki payını hesaplamak mümkün, belki de daha kolaydır.

9.4. ve 9.5 sayılı tablolarda verilen ve işlenen örnek ile 9.8 sayılı tabloda verilen örnek arasında mahiyet itibarıyla bir fark yoktur. Bu bahiste analitik metodun bir avantajı, eşit gruplarda eşit sayıda döl bulundurmamak zorunluluğunun olmamasıdır. Yapılan analizlerden bu durum kolayca anlaşılabilir.

9.4 sayılı tabloda verilen örneğe uygulanan analiz sonuçlarından da (Tablo 9.5) sözkonusu genetik korelasyon katsayısı hesaplanabilmektedir. Bunun için Dickerson (1962) şu formülü teklif etmiştir:

$$r_g = V_G / (V_G + V_{CG})$$

9.5 sayılı tablodaki varyans analizi sonuçlarına göre:

$$r_g = 0.0044 / (0.0044 + 0.0230) = 0.161$$

Bu formül her çevredeki genotipik varyansların aynı olduğu varsayımına göre geliştirilmiştir. Eğer bu varsayım gerçekleşmemiş ise (ki bu her çevredeki verilere aynı şekilde uygulanan basit varyans analizi sonucunda hesaplanacak V_G 'lerin karşılaştırılmalarıyla anlaşılabilir) o zaman formüldeki V_{CG} den V_{CG} kadar bir değerin çıkarılması lazımdır. Bu çeşitli çevrelerdeki S_G 'lere ait varyanslar, iki çeşit çevre olduğunda bu değer $1/2 (S_{G1} - S_{G2})^2$ dir. O zaman;

$$r_g = \frac{V_G}{V_G + V_{CG} - 1/2 (S_{G1} - S_{G2})^2}$$

Aynı genotiplerin çeşitli çevrelerdeki değerleri arasında tam bir korelasyon varsa, $V_{CG} = 0$ ve $S_{G1} = S_{G2} = \dots = S_{Gk}$ olacağından yukarıdaki her iki formülden de $r_g = 1$ olarak hesaplanır.

Eğer çevreler rastgele değil de özel bir maksat için seçilmişler ise, o zaman r_G yi hesaplamak için aşağıdaki formül kullanılır (Yamada, 1962) :

$$r_G = \frac{V_G - \frac{1}{k} V_{CG}}{V_G + \frac{k-1}{k} V(S_G)}$$

Burada k = çevre çeşidi olup bunun 2 olması halinde formül

$$r_G = \frac{V_G - 1/2 V_{CG}}{V_G + 1/2 V_{CG} - 1/2 (S_{G1} - S_{G2})^2} = \frac{2V_G - V_{CG}}{2V_G + V_{CG} - (S_{G1} - S_{G2})^2}$$

şeklini alır.

9.6. sayılı tabloda verilen iç - içe gruplara uygulanan varyans analizi sonuçlarından da (tablo 9.7) sözkonusu genetik korelasyon katsayısı hesaplanabilir. Bu maksatla Yamada (1962) tarafından verilen formüller aşağıdadır. Bunlardan ilki babalara ait çevredeki genotipik değerler, ikincisi de aynı baba ile çitlendirilmiş analara ait iki çevredeki genotipik değerler arası korelasyon katsayısı içindir.

$$r_{GB} = \frac{V_B - 1/2 V_{CB}}{V_B + 1/2 V_{CB} - 1/2 (S_{B1} - S_{B2})^2}$$

$$r_{GA} = \frac{V_{A:B} - 1/2 V_{CA:B}}{V_{A:B} + 1/2 V_{CA:B} - 1/2 (S_{A1:B} - S_{A2:B})^2}$$

Genetik korelasyon seleksiyonla doğrudan ve dolaylı olarak sağlanan ilerlemelerden yararlanılarak da tahinin edilebilmektedir. Belirli bir çevrede yapılan seleksiyonla aynı çevrede sağlanan genotipik ilerleme, doğrudan, selekte edilenlerin döllerinin başka bir çevrede yetiştirildiği durumda bunların aynı popülasyonu ortalamasına göre gösterdikleri genotipik ilerleme ise dolaylıdır. Doğrudan ilerleme ΔG , dolaylı ilerleme de $\Delta G'$ ile gösterirse:

$$r_G = \frac{\Delta G' \cdot h'}{\Delta G h}$$

Burada h ilk çevredeki, h' de ikinci çevredeki kalıtım derecelerinin kareköküdür. Bu oranın bire yaklaşması seleksiyonun her iki çevrede birbirine yakın miktarlarda ilerleme sağladığını, dolayısıyla genotip x çevre interaksyonunun olmadığını gösterir, ki iki çevredeki performanslara göre hesaplanan genetik korelasyonun sözkonusu interaksyonla ilişkisi de, hep bu şekilde ifade edilmiştir.

9.3.4.7. Kalıtım Derecesinin Değişmesi

Bir karakterin iki farklı çevredeki değerlerine ait aynı metotla hesaplanmış kalıtım dereceleri arasında önemli seviyede bir fark bulunursa, bu da çevre x genotip interaksyonunun varlığına işaret sayılır. Bu taktirde yüksek kalıtım derecesi veren çevrede yapılacak seleksiyonda isabet derecesi, düşük kalıtım derecesi veren çevredekiye nazaran daha büyük olur. Başka bir deyişle, birinci çevrede hayvanların fenotipik değerleri bakımından sıralanması halinde bu sıralamanın genotipik değerler bakımından üstünlükleri belirtme ihtimali, ikinci çevredekiye nazaran daha yüksektir. Buna göre, seleksiyonla islahi birinci çevrede yapmak ikinci çevrede yapılacak seleksiyondan daha isabetli ve daha etkili olabilir. Doğrudan ve dolaylı ilerlemeler birbirlerine yakın olmak şartıyla bu sistem uygulanabilir. Diğer bir şart da hayvanların birinci çevredeki sıralanışları ile ikinci çevredeki sıralanışlarının pek farklı olmamasıdır.

9.3.4.8. Tek Yumurta İkizleri

Bir miktar tek yumurta ikiz eşinden her biri ayrı çevrelerde yetiştirildiğinde tesbit edilen performanslara uygulanacak varyans analizi sonucunda kalan kısımda çevre x genotip interaksyonu ile hata unsurlarının payı vardır. Elde mevcut bir miktar ikizin her iki eşini aynı çevrede tutmak suretiyle hata unsurlarından kaynaklanan farklılık hesaplanabilir. Bu, 1. aşamada hesaplanan kalandan çıkarıldığında geriye çevre x genotip interaksyonuna ait pay kalır. Şöyle ki:

1. Aşama:

İkizler	1	2	3	4	5	Toplam
1. Çevre	8	7	9	8	7	39
2. Çevre	5	5	6	10	10	36
Toplam	13	12	15	18	17	75

$$\text{Genel K.T.} = 8^2 + \dots + 10^2 \cdot \frac{75^2}{10} = 593 - 562.5 = 30.5$$

$$\text{İkizler (genotipler arası) K.T.} = (13^2 + \dots + 17^2) / 2 \cdot \text{D.T.} = 13.0$$

$$\text{Çevreler arası K.T.} = (39^2 + 36^2) / 5 \cdot \text{D.T.} = 0.9$$

$$\text{Geri kalan} = 30.5 - (13.0 + 0.9) = 16.6$$

II. Aşama:

İkizler	1	2	3	4	
Aynı çevredeki performanslar	7 8	10 7	7 7	8 10	
TOPLAM	15	17	14	18	64

$$\text{Genel K.T.} = 7^2 + \dots + 10^2 \cdot (64^2 / 8) = 529 - 512 = 12$$

$$\text{İkizler (genotipler) arası K.T.} = (15^2 + \dots + 18^2) / 2 \cdot \text{D.T.} = 5$$

$$\text{Hata K.T.} = 12 - 5 = 7$$

III. Aşama

Bu aşamada farklı çevrelerde tutulmuş ikiz eşleri için hesaplanmış hata kareler toplamı ile aynı çevrede tutulmuş ikiz eşlerinden hesaplanan hata kareler toplamı arasındaki fark (16.6-7= 9.6) **İnteraksiyon kareler** toplamı olarak tespit edilir.

13. Yildiz 1

F dejerleri dagiliminda P = 0.05 alintu egrisi dejerleri.

VI	V7: Hayat Karar Ortalamasi Serbestlik Derecesi																
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	14	16	20	24	30
1	181.00	200.00	216.00	225.00	230.00	231.00	237.00	239.00	241.00	242.00	243.00	243.00	245.00	246.00	248.00	249.00	252.00
2	18.51	19.00	19.16	19.25	19.30	19.33	19.36	19.37	19.38	19.39	19.40	19.41	19.41	19.43	19.44	19.45	19.46
3	10.13	9.55	9.28	9.12	9.01	8.94	8.88	8.84	8.81	8.78	8.76	8.75	8.74	8.69	8.66	8.64	8.62
4	7.71	6.94	6.59	6.30	6.05	5.86	5.69	5.54	5.41	5.30	5.21	5.14	5.07	4.94	4.80	4.71	4.64
5	6.61	5.79	5.41	5.19	5.05	4.92	4.80	4.72	4.65	4.58	4.53	4.48	4.43	4.30	4.16	4.07	4.00
6	5.99	5.14	4.76	4.51	4.30	4.28	4.21	4.15	4.10	4.06	4.03	4.00	3.96	3.82	3.67	3.54	3.48
7	5.59	4.71	4.35	4.12	3.97	3.87	3.79	3.72	3.68	3.63	3.60	3.57	3.52	3.40	3.25	3.12	3.06
8	5.32	4.48	4.14	3.91	3.78	3.68	3.59	3.54	3.49	3.45	3.41	3.38	3.33	3.20	3.05	2.92	2.86
9	5.12	4.28	3.95	3.73	3.59	3.50	3.42	3.37	3.33	3.29	3.25	3.21	3.16	3.03	2.88	2.75	2.70
10	4.96	4.10	3.77	3.56	3.43	3.34	3.26	3.21	3.17	3.13	3.09	3.05	3.00	2.87	2.72	2.59	2.54
11	4.84	3.98	3.65	3.44	3.31	3.22	3.14	3.07	3.02	2.97	2.94	2.90	2.85	2.72	2.57	2.44	2.39
12	4.75	3.88	3.55	3.34	3.21	3.12	3.04	2.97	2.92	2.87	2.82	2.78	2.73	2.60	2.45	2.32	2.27
13	4.67	3.80	3.47	3.26	3.13	3.04	2.96	2.89	2.84	2.79	2.74	2.70	2.65	2.52	2.37	2.24	2.19
14	4.60	3.74	3.41	3.20	3.07	2.98	2.90	2.83	2.78	2.73	2.68	2.64	2.59	2.46	2.31	2.18	2.13
15	4.54	3.68	3.35	3.14	3.01	2.92	2.84	2.77	2.72	2.67	2.62	2.58	2.53	2.40	2.25	2.12	2.07
16	4.49	3.63	3.30	3.09	2.96	2.87	2.79	2.72	2.67	2.62	2.57	2.53	2.48	2.35	2.20	2.07	2.02
17	4.45	3.59	3.26	3.05	2.92	2.83	2.75	2.68	2.63	2.58	2.53	2.49	2.44	2.31	2.16	2.03	1.98
18	4.41	3.55	3.22	3.01	2.88	2.79	2.71	2.64	2.59	2.54	2.49	2.45	2.40	2.27	2.12	1.99	1.94
19	4.38	3.52	3.19	2.98	2.85	2.76	2.68	2.61	2.56	2.51	2.46	2.42	2.37	2.24	2.09	1.96	1.91
20	4.35	3.49	3.16	2.95	2.82	2.73	2.65	2.58	2.53	2.48	2.43	2.39	2.34	2.21	2.06	1.93	1.88
21	4.32	3.47	3.14	2.93	2.80	2.71	2.63	2.56	2.51	2.46	2.41	2.37	2.32	2.19	2.04	1.91	1.86
22	4.30	3.45	3.05	2.84	2.71	2.62	2.54	2.47	2.42	2.37	2.32	2.28	2.23	2.10	1.95	1.82	1.77
23	4.28	3.42	3.03	2.82	2.69	2.60	2.52	2.45	2.40	2.35	2.30	2.26	2.21	2.08	1.93	1.80	1.75
24	4.26	3.40	3.01	2.80	2.67	2.58	2.50	2.43	2.38	2.33	2.28	2.24	2.19	2.06	1.91	1.78	1.73
25	4.24	3.38	2.99	2.78	2.65	2.56	2.48	2.41	2.36	2.31	2.26	2.22	2.17	2.04	1.89	1.76	1.71
26	4.22	3.37	2.98	2.77	2.64	2.55	2.47	2.40	2.35	2.30	2.25	2.21	2.16	2.03	1.88	1.75	1.70
27	4.21	3.35	2.96	2.75	2.62	2.53	2.45	2.38	2.33	2.28	2.23	2.19	2.14	2.01	1.86	1.73	1.68
28	4.20	3.34	2.95	2.74	2.61	2.52	2.44	2.37	2.32	2.27	2.22	2.18	2.13	2.00	1.85	1.72	1.67
29	4.18	3.33	2.94	2.73	2.60	2.51	2.43	2.36	2.31	2.26	2.21	2.17	2.12	1.99	1.84	1.71	1.66
30	4.17	3.32	2.92	2.72	2.59	2.50	2.42	2.35	2.30	2.25	2.20	2.16	2.11	1.98	1.83	1.70	1.65
40	4.08	3.23	2.84	2.63	2.50	2.41	2.33	2.26	2.21	2.16	2.11	2.07	2.02	1.89	1.74	1.61	1.56
60	4.00	3.15	2.76	2.55	2.42	2.33	2.25	2.18	2.13	2.08	2.03	1.99	1.94	1.81	1.66	1.53	1.48
120	3.92	3.07	2.68	2.47	2.34	2.25	2.17	2.10	2.05	2.00	1.95	1.91	1.86	1.73	1.58	1.45	1.40
∞	3.84	2.99	2.60	2.39	2.26	2.17	2.09	2.01	1.94	1.88	1.83	1.79	1.73	1.61	1.47	1.32	1.27

V değerleri dağılımında P = 0.01 alınmış ayızan değerler.

V2: Büyük Karşolar Ortalama Sızdırmazlık Derecesi

V1	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	14	16	20	24	30
1	4032.0	4900.0	6403.0	8625.0	5704.0	8859.0	3920.0	5901.0	6022.0	6056.0	6002.0	6100.0	6142.0	6109.0	6208.0	6234.0	6261.0
2	98.49	99.00	99.17	99.25	99.30	99.33	99.36	99.37	99.39	99.40	99.41	99.42	99.43	99.44	99.45	99.46	99.47
3	34.12	30.82	29.66	28.71	28.24	27.91	27.67	27.49	27.31	27.23	27.13	27.05	26.92	26.83	26.80	26.80	26.80
4	21.20	18.09	16.68	15.90	15.52	15.21	14.90	14.69	14.66	14.54	14.45	14.37	14.21	14.15	14.02	13.93	13.83
5	16.20	13.27	12.06	11.39	10.97	10.67	10.46	10.28	10.15	10.05	9.96	9.89	9.77	9.68	9.55	9.47	9.38
6	13.74	10.92	9.70	9.15	8.75	8.47	8.26	8.10	7.99	7.87	7.79	7.72	7.60	7.52	7.39	7.31	7.23
7	12.25	9.55	8.43	7.85	7.46	7.19	7.00	6.84	6.71	6.62	6.51	6.47	6.35	6.27	6.13	6.07	5.98
8	11.26	8.65	7.59	7.01	6.63	6.37	6.19	6.03	5.91	5.82	5.74	5.67	5.56	5.48	5.30	5.21	5.10
9	10.56	8.02	6.99	6.42	6.06	5.80	5.62	5.47	5.35	5.26	5.18	5.11	5.00	4.92	4.80	4.71	4.61
10	10.04	7.56	6.53	5.99	5.64	5.38	5.21	5.06	4.95	4.85	4.76	4.71	4.60	4.51	4.35	4.25	4.14
11	9.63	7.20	6.22	5.67	5.32	5.07	4.88	4.74	4.63	4.54	4.46	4.39	4.29	4.21	4.10	4.02	3.91
12	9.32	6.95	5.95	5.41	5.06	4.82	4.65	4.50	4.39	4.29	4.22	4.16	4.05	3.98	3.86	3.78	3.70
13	9.07	6.70	5.74	5.20	4.85	4.62	4.44	4.30	4.19	4.10	4.02	3.96	3.85	3.78	3.67	3.59	3.51
14	8.86	6.51	5.56	5.02	4.67	4.44	4.26	4.14	4.03	3.94	3.86	3.80	3.70	3.62	3.51	3.43	3.34
15	8.68	6.36	5.42	4.88	4.53	4.30	4.12	4.00	3.89	3.80	3.72	3.67	3.55	3.48	3.36	3.29	3.19
16	8.52	6.22	5.29	4.75	4.41	4.20	4.02	3.90	3.78	3.69	3.61	3.53	3.45	3.37	3.25	3.18	3.10
17	8.40	6.11	5.18	4.64	4.31	4.10	3.92	3.79	3.68	3.59	3.52	3.45	3.35	3.27	3.16	3.08	3.00
18	8.28	6.01	5.09	4.56	4.23	4.01	3.85	3.71	3.60	3.51	3.44	3.37	3.27	3.19	3.07	3.00	2.91
19	8.19	5.93	5.01	4.48	4.17	3.94	3.77	3.63	3.52	3.43	3.36	3.30	3.19	3.12	3.00	2.92	2.84
20	8.10	5.83	4.94	4.41	4.10	3.87	3.71	3.56	3.45	3.37	3.30	3.23	3.13	3.05	2.93	2.86	2.77
21	8.02	5.78	4.87	4.37	4.04	3.81	3.65	3.51	3.40	3.31	3.24	3.17	3.07	2.99	2.89	2.80	2.72
22	7.94	5.72	4.82	4.31	3.99	3.76	3.59	3.45	3.35	3.26	3.19	3.12	3.02	2.94	2.83	2.73	2.67
23	7.86	5.66	4.76	4.26	3.94	3.71	3.54	3.41	3.30	3.21	3.14	3.07	2.97	2.89	2.78	2.70	2.62
24	7.82	5.61	4.72	4.22	3.90	3.67	3.50	3.36	3.25	3.17	3.09	3.03	2.93	2.85	2.74	2.66	2.58
25	7.77	5.57	4.68	4.18	3.86	3.63	3.46	3.32	3.21	3.13	3.05	2.99	2.89	2.81	2.70	2.62	2.54
26	7.72	5.53	4.64	4.14	3.82	3.59	3.42	3.29	3.17	3.09	3.02	2.96	2.86	2.77	2.66	2.58	2.50
27	7.68	5.49	4.60	4.11	3.79	3.56	3.39	3.25	3.14	3.06	2.98	2.93	2.83	2.74	2.63	2.54	2.47
28	7.64	5.45	4.57	4.07	3.75	3.53	3.36	3.22	3.11	3.02	2.95	2.90	2.80	2.71	2.60	2.52	2.44
29	7.60	5.42	4.54	4.04	3.73	3.50	3.33	3.20	3.10	3.00	2.93	2.87	2.77	2.68	2.57	2.49	2.41
30	7.56	5.39	4.51	4.02	3.70	3.47	3.30	3.17	3.06	2.98	2.90	2.84	2.74	2.64	2.55	2.47	2.38
40	7.31	5.18	4.31	3.83	3.53	3.30	3.12	2.99	2.88	2.80	2.73	2.66	2.56	2.49	2.37	2.29	2.21
60	7.04	4.90	4.13	3.65	3.34	3.12	2.95	2.82	2.72	2.63	2.56	2.50	2.40	2.32	2.20	2.12	2.03
120	6.64	4.70	3.94	3.47	3.17	2.95	2.79	2.67	2.56	2.47	2.40	2.33	2.23	2.15	2.03	1.94	1.85
∞	6.01	4.00	3.24	3.22	3.02	2.80	2.64	2.51	2.41	2.32	2.24	2.18	2.07	1.99	1.87	1.79	1.69

F - 0.05 NOKTASINDAKİ STANDARDEZİ EDİLMİŞ VARYASYON GENİŞLİKLERİ (DURCAN TESTİ)

Ek Tablo II

RD	GRUP SAYILARI														
	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	
1	17.97	17.97	17.97	17.97	17.97	17.97	17.97	17.97	17.97	17.97	17.97	17.97	17.97	17.97	
2	6.09	6.09	6.09	6.09	6.09	6.09	6.09	6.09	6.09	6.09	6.09	6.09	6.09	6.09	
3	4.52	4.52	4.52	4.52	4.52	4.52	4.52	4.52	4.52	4.52	4.52	4.52	4.52	4.52	
4	3.93	4.01	4.03	4.03	4.03	4.03	4.03	4.03	4.03	4.03	4.03	4.03	4.03	4.03	
5	3.61	3.73	3.80	3.81	3.81	3.81	3.81	3.81	3.81	3.81	3.81	3.81	3.81	3.81	
6	3.46	3.59	3.65	3.68	3.69	3.70	3.70	3.70	3.70	3.70	3.70	3.70	3.70	3.70	
7	3.34	3.48	3.53	3.59	3.61	3.62	3.63	3.63	3.63	3.63	3.63	3.63	3.63	3.63	
8	3.26	3.40	3.47	3.52	3.55	3.57	3.57	3.58	3.58	3.58	3.58	3.58	3.58	3.58	
9	3.00	3.16	3.24	3.27	3.29	3.32	3.34	3.34	3.35	3.35	3.35	3.35	3.35	3.35	
10	3.15	3.29	3.38	3.43	3.43	3.49	3.51	3.52	3.52	3.53	3.53	3.53	3.53	3.53	
11	3.11	3.26	3.34	3.40	3.43	3.46	3.48	3.49	3.50	3.51	3.51	3.51	3.51	3.51	
12	3.08	3.22	3.31	3.37	3.41	3.44	3.46	3.47	3.48	3.49	3.50	3.50	3.50	3.50	
13	3.05	3.20	3.29	3.35	3.39	3.42	3.45	3.46	3.47	3.48	3.49	3.49	3.49	3.49	
14	3.03	3.18	3.27	3.33	3.37	3.40	3.43	3.44	3.46	3.47	3.47	3.48	3.48	3.48	
15	3.01	3.16	3.25	3.31	3.36	3.39	3.41	3.43	3.45	3.46	3.47	3.47	3.48	3.48	
16	3.00	3.14	3.24	3.30	3.34	3.38	3.40	3.42	3.44	3.45	3.46	3.47	3.47	3.47	
17	2.98	3.13	3.22	3.28	3.33	3.37	3.39	3.41	3.43	3.44	3.45	3.46	3.47	3.47	
18	2.97	3.12	3.21	3.27	3.32	3.36	3.38	3.41	3.42	3.43	3.45	3.46	3.47	3.47	
19	2.96	3.11	3.20	3.26	3.31	3.35	3.38	3.40	3.41	3.43	3.44	3.45	3.46	3.46	
20	2.95	3.10	3.19	3.26	3.30	3.34	3.37	3.39	3.41	3.42	3.44	3.45	3.46	3.46	
24	2.92	3.07	3.16	3.23	3.28	3.32	3.34	3.37	3.39	3.41	3.42	3.43	3.44	3.45	
30	2.89	3.03	3.13	3.20	3.25	3.29	3.32	3.35	3.37	3.39	3.41	3.42	3.43	3.44	
40	2.85	3.01	3.10	3.17	3.22	3.27	3.30	3.33	3.35	3.37	3.39	3.41	3.42	3.43	
60	2.83	2.98	3.07	3.14	3.20	3.24	3.28	3.31	3.33	3.36	3.37	3.39	3.41	3.42	
120	2.80	2.95	3.05	3.12	3.17	3.22	3.26	3.29	3.31	3.34	3.36	3.38	3.39	3.41	
∞	2.77	2.92	3.02	3.09	3.15	3.19	3.23	3.26	3.29	3.32	3.34	3.36	3.38	3.40	

F = 0.01 NOKTASINDAKİ STANDARDAZİZE EDİLMİŞ VARYASYON GENİRLİKLERİ (DUNCAN TESTİ)

SD	GRUP SAYILARI														
	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	
1	90.030	90.030	90.030	90.030	90.030	90.030	90.030	90.030	90.030	90.030	90.030	90.030	90.030	90.030	
2	14.040	14.040	14.040	14.040	14.040	14.040	14.040	14.040	14.040	14.040	14.040	14.040	14.040	14.040	
3	8.262	10.832	10.832	10.832	10.832	10.832	10.832	10.832	10.832	10.832	10.832	10.832	10.832	10.832	
4	6.312	6.877	6.310	6.756	6.756	6.756	6.756	6.756	6.756	6.756	6.756	6.756	6.756	6.756	
5	5.703	5.803	6.040	6.065	6.074	6.074	6.074	6.074	6.074	6.074	6.074	6.074	6.074	6.074	
6	5.243	5.409	5.549	5.614	5.653	5.650	5.694	5.701	5.703	5.703	5.703	5.703	5.703	5.703	
7	4.940	5.145	5.260	5.334	5.383	5.416	5.439	5.454	5.464	5.478	5.472	5.472	5.472	5.472	
8	4.746	4.939	5.057	5.135	5.180	5.227	5.256	5.276	5.291	5.302	5.300	5.314	5.314	5.317	
9	4.596	4.787	4.906	4.986	5.043	5.086	5.118	5.142	5.160	5.174	5.184	5.193	5.199	5.203	
10	4.482	4.671	4.790	4.871	4.931	4.975	5.010	5.037	5.058	5.074	5.088	5.098	5.106	5.112	
11	4.392	4.579	4.697	4.780	4.841	4.887	4.924	4.952	4.975	4.994	5.009	5.021	5.031	5.039	
12	4.320	4.504	4.622	4.706	4.767	4.815	4.852	4.883	4.907	4.927	4.944	4.958	4.970	4.978	
13	4.260	4.442	4.560	4.644	4.706	4.755	4.793	4.824	4.850	4.872	4.890	4.904	4.917	4.924	
14	4.210	4.391	4.508	4.593	4.654	4.704	4.743	4.775	4.802	4.824	4.843	4.859	4.872	4.884	
15	4.168	4.347	4.463	4.547	4.608	4.660	4.709	4.751	4.789	4.813	4.833	4.850	4.864	4.876	
16	4.131	4.309	4.425	4.509	4.572	4.622	4.663	4.696	4.724	4.748	4.768	4.786	4.800	4.813	
17	4.099	4.275	4.391	4.475	4.539	4.589	4.630	4.664	4.693	4.717	4.736	4.756	4.771	4.785	
18	4.071	4.246	4.362	4.446	4.510	4.560	4.601	4.635	4.664	4.689	4.711	4.729	4.745	4.759	
19	4.046	4.220	4.335	4.419	4.483	4.534	4.575	4.610	4.639	4.665	4.686	4.703	4.722	4.736	
20	4.024	4.197	4.312	4.395	4.459	4.510	4.552	4.587	4.617	4.642	4.664	4.684	4.701	4.716	
24	3.956	4.126	4.239	4.322	4.386	4.437	4.480	4.516	4.546	4.573	4.596	4.616	4.634	4.651	
30	3.889	4.056	4.168	4.250	4.314	4.365	4.409	4.445	4.477	4.504	4.528	4.550	4.569	4.586	
40	3.825	3.988	4.098	4.180	4.244	4.295	4.339	4.376	4.408	4.436	4.461	4.483	4.503	4.521	
60	3.762	3.922	4.031	4.111	4.174	4.225	4.269	4.307	4.340	4.368	4.394	4.417	4.438	4.456	
130	3.702	3.858	3.965	4.044	4.107	4.158	4.202	4.239	4.272	4.301	4.327	4.351	4.372	4.392	
∞	3.643	3.796	3.900	3.978	4.040	4.091	4.135	4.172	4.205	4.235	4.263	4.285	4.307	4.327	

LİTERATÜR

- BAŞPINAR, E. 1985. İvesi Kuzularında Bazı Çevre Faktörlerini Doğum ve Sütten Kesim Ağırlığı Üzerine Etkilerinin Çeşitli Metotlarla Tahmin Edilmesi (Master tezi, Basılmamış).
- BECKER, W.A. 1975. Manual of quantitative genetics. Washington State University Pulman, Washington 99163.
- DICKERSON, G.E. 1962. Implication of genotic - environmental interaction in animal breeding. Anim. Prod. , 4: 47-63.
- DICKERSON, G.E. ve J.C. GRIMES. 1947. Effectiveness of selection for efficiency of gain in Duroc Swine, Journal of Animal Science 6: 265 - 287.
- DÜZGÜNEŞ, O. ve M. EKER. 1955. Kontrol sağırmlarında en uygun aralık. A.Ü.Zir.Fak. 1955.Yılığ
- DÜZGÜNEŞ, O. ve T.O. YAO. 1958. The influence of a long hatchig season on the effectiveness of selection egg production in chickens. Poultry Sci. 35: 1309 - 1315.
- DÜZGÜNEŞ, O. 1963. İstatistik Prensipleri ve Metodları. Ege Üniv. Matbaası. İzmir.
- DÜZGÜNEŞ, O., T. KESİCİ, F. GÜRBÜZ. 1983. İstatistik Metodları. A.Ü.Zir.Fak. Yayınları: 861.
- DÜZGÜNEŞ, O. A. ELİÇİN, N. AKMAN. 1987. Hayvan Islahı. Ankara Üniv. Zir. Fak. Yayınları: 1003 / 29
- ELİÇİN, A. ve T. KESİCİ. 1972. İvesi Kuzularında bazı faktörlerin sütten kesim ağırlığı üzerine etkileri. Ank. Üniv. Zir. Fak. 1972 Yılığ (3-4): 348 - 363.
- FALCONER, D.S., and LATYSZEWSKI, M. 1952. The environment in relation to selection for size in mice. J. Genet., 51: 67-80 (A.B.A., 21: 332).
- GÖNÜL, T. 1971. Esmar sağırmlarda değişik süt verim kontrol ve hesaplama metotları üzerine araştırmalar. E. Üniv. Zir. Fak. Yayın No: 172.

- GÖNÜL, T. 1974. Hayvan Islahında Standardizasyon. TAPGEM Yay. No: 15
- HALDANE, J. B. S. 1946. The interaction of nature and nurture. Ann. Eugen (Lond), 13: 197 - 205 (A.B.A. 15:65).
- HAMMOND, J. 1947. Animal breeding in relation to nutrition and environmental conditions. Biol.Rev. 22 : 195-213 (A.B.A. 15: 227)
- KING, J.W.B., and YOUNG, G.B. 1955. A study of three breeds of sheep wintered in four environments. J. agric. Sci. 45: 331 - 338.
- MATHER, K. 1942. The balance of polygenic combinations. J. Genet, 43: 309-336.
- OSBORNE, R. 1951. Sexual maturity in Brown Leghorns. The interactions of genotype and environment. Proc. Roy. Soc. Edinb., B, 64 : 445 - 455 (A.B.A. 20 : 1884).
- PANI, S.N. 1971. Genotype x Environment interaction in sire evaluation. Ph. D. Thesis, Univ. Missouri, Columbia, Mo., U.S.A.
- PIRCHNER, F. 1969. Population genetics and animal breeding. W.H. Freed man and Co. San Fransisco.
- YAMADA, Y. 1962. Genotype by environment interaction and genetic correlation of the same trait under different environments. Jap.J.Genet., 37: 398 - 509.
- WRIGHT, S. 1921. Correlation and causation. J. Agr. Research. XX, N. 7



4000000 SC

ISBN 975-482-248-4