BÖLÜNMÜŞ PARSELLER DENEY TASARIMI
VE BİR UYGULAMA

Ümmü Gülsüm KENDİR

YÜKSEK LİSANS TEZİ
İSTATİSTİK

GAZİ ÜNİVERSİTESİ
FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ

ŞUBAT 2010
ANKARA

Ümmü Gülsüm ÖZTÜRK KENDİR tarafından hazırlanan BÖLÜNMÜŞ PARSELLER DENEY TASARIMI VE BİR UYGULAMA adlı bu tezin Yüksek Lisans tezi olarak uygun olduğunu onaylarım.

Prof. Dr. Hülya BAYRAK ……………………………….
Tez Danışmanı, İstatistik Anabilim Dalı

Bu çalışma, jürimiz tarafından oy birliği ile İstatistik Anabilim Dalında Yüksek Lisans tezi olarak kabul edilmiştir.

Prof. Dr. Berrin ÖZKAYA …………………….………..
Gıda Mühendisliği Anabilim Dalı, A.Ü.

Prof. Dr. Hülya BAYRAK ……………………………….
İstatistik Anabilim Dalı, G.Ü.

Prof. Dr. Semra ORAL ERBAŞ ……………………………….
İstatistik Anabilim Dalı, G.Ü.

Tarih : 02/02/2010

Bu tez ile G.Ü. Fen Bilimleri Enstitüsü Yönetim Kurulu Yüksek Lisans derecesini onamıştır.

Prof. Dr. Bilal TOKLU ……………………………….
Fen Bilimleri Enstitüsü Müdürü

TEZ BİLDİRİMİ

Tez içindeki bütün bilgilerin etik davranış ve akademik kurallar çerçevesinde elde edilerek sunulduğunu, ayrıca tez yazım kurallarına uygun olarak hazırlanan bu çalışmada bana ait olmayan her türlü ifade ve bilginin kaynağına eksiksiz atıf yapıldığını bildiririm.

Ümmü Gülsüm KENDİR

BÖLÜNMÜŞ PARSELLER DENEY TASARIMI VE BİR UYGULAMA
(Yüksek Lisans Tezi)

Ümmü Gülsüm KENDİR

GAZİ ÜNİVERSİTESİ
FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ
Şubat 2010

ÖZET

Bölünmüş parseller deney tasarımı (BPDT), özel rastgeleleştirme prosedürleri içeren bir eksik blok tasarımı çeşididir. Bir deneyde, faktörlerden birisi için istenilen hassasiyet diğerleri için arzu edilenden daha yüksek ise ya da bir faktör için diğer faktörlere oranla daha geniş deney ünitesi gerekli ise, BPDT kullanımı idealdir. Ayrıca denemenin atıf alanını genişletmek amacıyla, ilave bir faktörün deneye katılması amacıyla da BPDT kullanılır. En yaygın kullanılan BPDT varyasyonu olan standart bölünmüş parseller deney tasarımı, iki faktörlü faktöriyel bir tasarıma sahiptir. a düzeyli bir A faktörü, r tekrarlı rastgele tamamlanmış blok düzeninde tasarlanır. A faktörü düzeylerinin uygulandığı her bir ana parsel deney ünitesi, bir B faktörünün, düzeyleri için b adet alt parsel deney ünitesine bölünür. A ve B faktörlerinin birisi ya da her ikisi birden faktöriyel denemede olabilir. Bu çalışmada, standart bölünmüş parseller deney tasarımı ayrıntılı şekilde örneklerle anlatılmış, uygulama bölümünde verilen deney ile pekiştirilmiştir. İç Anadolu Bölgesi'nde geçerli olabilecek, buğday verimini artırmaya yönelik değişik ön bitki uygulamaları ve iki farklı gübre dozu, BPDT'ye göre 4 tekrarlamalı olarak çalışılmış, varyans analizi ve Analysis of Means (ANOM) yapılmıştır. Araştırmanın sonucunda, gübre dozundaki azalmanın buğday veriminde önemli düşüşe sebep olduğu, ön bitkilerden kışlık mercimek, yazlık mercimek ve nohutun tarlayı nadasa bırakmaya eşdeğer düzeyde verim sağladığı, ancak üst üste buğday yetiştirmenin önemli derecede verim düşüşü kaydettiği görülmüştür. Ayrıca,

rastgele blok tasarımıyla kıyaslandığında, alt parsel hassasiyetinde % 45'lik artış, ana parsel hassasiyetinde ise % 28'lik düşüş kaydedildiği, dolayısıyla denemenin bölünmüş parseller tasarlanmasının isabetli olduğu görülmüştür. Çalışmada ayrıca, BPDT varyasyonları ayrıntılı şekilde açıklanmış, literatürde sık rastlanmayan augmented (genişletilmiş) bölünmüş parseller deney tasarımı konusu da anlatılmıştır.

Bilim Kodu	**: 205.1.066**
Anahtar Kelimeler	**: Bölünmüş parseller deney tasarımı, karşılaştırmalı denemeler, faktöriyel denemeler, buğday verimi, ANOM**
Sayfa Adedi	**: 82**
Tez Yöneticisi	**: Prof. Dr. Hülya BAYRAK**

SPLIT PLOT EXPERIMENT DESIGN AND A PRACTICE
(M.Sc. Thesis)

Ummu Gulsum KENDIR

GAZI UNIVERSITY
INSTITUTE OF SCIENCE AND TECHNOLOGY
February 2010

ABSTRACT

Split plot experiment design (SPED) is a kind of incomplete block design including special randomization procedures. Applying sped is ideal in an experiment if desired precision level for any factor is higher than for the others or more experiment unit is needed than the other factors. It is also be applied for enlarging experimental citation area to add one more factor. Standard split plot experiment design which is the most common type of sped has a factorial design with two factors. a level of factor A is designed in randomized incomplete block design with r replication. Each of the whole plot experiment unit in which factor A is applied is divided into b split plot experiment unit for factor B levels. Either A or B or both of them could be in a factorial experiment. In this study standard split plot experiment design is explained and a practice is given. To increase the wheat yield for Central Anatolia conditions, different crops and fertilizer applications are tested in a sped with 4 replications and analysis of variance and analysis of means is shown. According to the results of the experiment, decrease of the fertilizer level had a negative effect on the yield, winter lentil summer lentil and chickpea had the same yield level with fallow. On the other hand, growing wheat after wheat had caused significant decrease in the yield. When compared to randomized complete block design, 45% increase in precision for split plots and 28% decrease in whole plot precision is obtained. Furthermore, eight variations of sped including augmented split plot

experiment design which is not encountered frequently in literature are explained.

Science Code : 205.1.066
Key Words : Split plot experiment design, split unit design, comparative experiments, factorial experiments, wheat yield, ANOM
Page Number: 82
Adviser : Prof. Dr. Hülya BAYRAK

TEŞEKKÜR

Yoğun çalışma temposuna rağmen yardım ve desteğiyle beni yönlendiren değerli hocam Prof. Dr. Hülya BAYRAK'a, katkılarından dolayı eşim Hayrettin KENDİR'e, sabırlarından dolayı çocuklarıma, manevi desteklerinden dolayı anne ve babama teşekkürü borç bilirim.

Ümmü Gülsüm KENDİR

İÇİNDEKİLER

Sayfa

Sayfa

ÇİZELGELERİN LİSTESİ

Çizelge **Sayfa**

Çizelge **Sayfa**

ŞEKİLLERİN LİSTESİ

Şekil **Sayfa**

RESİMLERİN LİSTESİ

Resim **Sayfa**

SİMGELER VE KISALTMALAR

Bu çalışmada kullanılmış kısaltmalar, açıklamaları ile birlikte aşağıda sunulmuştur.

Kısaltmalar	Açıklama
BPDT	Bölünmüş parseller deney tasarımı
ANAPDU	Ana parsel deney ünitesi
ALTPDU	Alt parsel deney ünitesi
GBPDT	Genişletilmiş bölünmüş parseller deney tasarımı
GBBPDT	Genişletilmiş bölünen bölünmüş parseller deney tasarımı

1. GİRİŞ

Faktöriyel denemeler, iki ya da daha fazla faktörün tek başlarına etkilerini ve interaksiyonlarını araştırmak üzere tasarlanırlar. Bir faktöriyel deneme tasarımında öncelikle, bir faktörün denenecek düzeylerinden her birinin diğer faktörlerin düzeyleri ile ayrı ayrı muamele kombinasyonları oluşturulur. Daha sonra, oluşturulan bu muamele kombinasyonları, homojen olarak seçilen deney materyaline rastgele ve yeteri kadar tekrarla dağıtılır. Deney düzeni Rastgele Parseller, Rastgele Bloklar ya da Latin Kare şeklinde olabilir [Düzgüneş ve ark, 1987]. Ancak başka rastgeleleştirme prosedürleri de mevcuttur. İşte bu alternatif rastgeleleştirme prosedürlerinden birisi, eksik blok tasarımlarının özel bir çeşidi olan "Bölünmüş Parseller" dir.

Tasarımda, bir ya da daha fazla faktörün düzeylerinin uygulandığı ana parseller, alt parsel deney ünitelerine bölünür. Böylece, her bir ana parsel, alt parsel muameleleri için bir blok haline gelir. Örneğin, bir A Faktörünün dört düzeyinin üç bloklu rastgele tamamlanmış blok tasarımında test edildiği bir deney düşünülsün. İki düzeyli bir B Faktörü, her bir A ana parseli iki alt parsele bölünerek ve her birine iki B muamelesi atanarak deneye dahil edilmek istenilsin. Burada, A üniteleri ana parsel üniteleri, B ye ait olanlar ise, alt parsel üniteleridir ve rastgelelik iki aşamalıdır. Önce A Faktörünün düzeyleri ana parsellerde rastgeleleştirilir, sonra da B Faktörünün düzeyleri her bir ana parsel içerisinde rastgeleleştirilir. Her bir ana parsel, bir blok olarak düşünülebilir fakat muamele kombinasyonlarının tamamı dikkate alındığında, bunlar "tamamlanmamış (eksik) bloklar" dır. Bu sebeple, bölünmüş parseller deney tasarımına eksik blok tasarımlar da denilir [Steel ve Torrie, 1960].

Bölünmüş parseller deney tasarımı (BPDT), aşağıdaki durumlarda kullanılır:

1. Deneye dahil edilecek faktörlerden birisi için istenilen hassasiyet diğerleri için arzu edilenden daha yüksek ise BPDT kullanılır. BPDT de ortalama deney hatası tesadüf blokları deney tasarımı ile aynıdır fakat, bir faktörün

hassasiyetinden fedakarlık edilerek ikinci faktörün ve interaksiyonun hassasiyeti yükseltilir.

2. Bir faktörün, diğer faktörlere oranla daha geniş, daha büyük deney ünitesi gerektirdiği durumlar da BPDT kullanımı için idealdir. Örneğin, sera ortamında sıcaklık ile sulamanın bir bitki türünün verimine etkisi araştırılmak isteniyorsa, farklı sıcaklık düzeylerinin ana parsellere uygulanması bir zorunluluk haline gelir. Çünkü küçük deney ünitelerinin farklı sıcaklık düzeylerinde tutulması neredeyse imkansızdır.

3. Denemenin atıf alanını genişletmek amacıyla, ilave bir faktörün deneye katılması istenildiğinde, BPDT kullanılabilir. Örneğin, bir deneyin asıl amacının tohum koruyucuların etkilerini karşılaştırmak olduğunu varsayalım. Deneyin atıf alanını genişletmek amacıyla, tohum çeşidi de ikinci bir faktör olarak denemeye eklenebilir. Bu durumda ana parseller olarak tohum çeşitleri, alt parseller olarak da tohum koruyucular kullanılabilir.

Bu tez çalışmasında, BPDT ve varyasyonları açıklanacak olup, çalışma amacına yönelik olarak yapılmış bazı araştırmaların özetleri aşağıda verilmiştir.

Standart bölünmüş parseller tasarımı, ilk kez Yates (1935) tarafından zirai ve özellikle de tarım bilimiyle ilgili denemelerde kullanılmış, fakat günümüzde deneysel araştırmaların tüm alanlarına yayılmaya başlamıştır [Hinkelman ve Kempthorne, 2008].

Bölünmüş parseller ya da "split plot" tasarımındaki "plot", yani "parsel" kelimesi, zirai uygulamalardaki toprak parsellerinden gelmektedir. Bir toprak parçası ya da bir ana parsel, "alt parsel" adı verilen iki ya da daha fazla küçük parçaya bölünür. Bu tasarım, günümüzde endüstride de çok yaygın şekilde kullanıldığından, Mead (1988), Giesbrecht and Gumpertz (2004) ve Ramirez (2004) in çalışmalarını takiben, literatürde "split unit design" olarak da yer almıştır [Ryan, 2007].

Snedecor (1946), klasik bir örnek haline gelen yonca biçim denemesini sunmuştur. Bu denemede, üç yonca çeşidi, altı bloğa rastgele tamamlanmış bloklar düzeninde dağıtılmıştır. Yonca 1943 yılında, her ana parselin dört alt parsele bölünmesinden önce iki kez biçilmiştir. Her bir ana parselde üç alt parsel, farklı tarihlerde sırasıyla hasat edilmiş, dördüncüde ise biçilmemiştir. Ölçülen yanıt, 1944 yılında alt parsellerdeki verimdir. Bu deneydeki amaç, bir yıl içindeki biçim tarihinin geç olmasının ertesi yılın verimine etkisi olup olmadığını görmektir.

Federer (1955) ve Kempthorne (1952), bölünmüş parseller muamelelerinin etkinliğine ilişkin hesaplama formülleri sunmuşlardır. Bu formüller kullanılarak, faktör A, faktör B ve AxB interaksiyonunun hassaslığı bulunabilmektedir.

Ziraat alanı dışındaki uygulamalardan en bilineni, Box ve Jones (1992) tarafından gerçekleştirilen "Sağlam Ürün Deneylerinde Bölünmüş Parseller" adlı endüstriyel kalite çalışmasıdır [Ryan, 2007].

Tasarım, ikiden fazla faktörün söz konusu olduğu durum için de kullanılır. Bingham, Schoen ve Sitter (2004), Bingham ve Sitter (1999, 2001) ve Huang, Chen ve Voelkel (1998), bölünmüş parseller tasarımının kesirli faktöriyellere uygulanışını göstermişlerdir.

Bisgaard (2000), faktöriyel denemelerin endüstriyel uygulamalarında bölünmüş parseller tasarımının anahtar bir rol üstlendiğini ve yaygın şekilde kullanıldığını belirtmiştir. Box ve Hunter (2005), ünlü bir istatistikçi, yazar ve aynı zamanda danışmanlık yapan Cuthbert Daniel'den "Tüm endüstriyel denemeler bölünmüş parseller denemeleridir" şeklindeki hafif abartılı bir cümleyi aktarmışlardır.

Potcner ve Kowalski (2004), tam rastgele analizde önemli olan bir ana etkinin, bölünmüş parseller tasarımı uygulandığında önemsiz bir ana parsel etkisi olarak değerlendirilebildiğini; tam rastgele analizde önemsiz çıkan bir ana etkinin de bölünmüş parseller analizi uygulandığında önemli bir alt parsel etkisi olarak değerlendirilebildiğini bir örnekle göstermişlerdir.

Benzer şekilde, Lucas ve Hazel (1997), tam rastgele tasarım ile bölünmüş parseller tasarımını aynı deney koşullarında karşılaştırmışlardır. Bu çalışma, bölünmüş parseller tasarımı için yol gösterici bir kaynak olmuştur [Ryan, 2007].

Bölünmüş parseller tasarımı, gıda endüstrisinde de yerini almıştır. Bir pasta pişirme çalışmasını örnek olarak alınsın. R tane tarif ana parsel muamelesi ve c tane pişirme koşulu da alt parsel muamelesi olsun. Tarifler rastgele sırada kullanılarak pasta hamuru karıştırılır, ve her bir hamur parçası c porsiyona bölünürse, porsiyonlar c adet koşul altında pişirilir. Her bir pasta hamuru için yeni bir rastgele pişirme sırası seçilir. Tekrar, tariflerin tekrarlanmasıyla sağlanır [Giesbrecht ve Gumpertz, 2004].

Federer ve King (2007), bölünmüş parseller tasarımı ile bölünmüş bloklar tasarımına ait varyasyonları ayrıntılı şekilde tartışmışlar, ilk kez yine Federer (1956) tarafından literatüre katılmış olan Augmented (genişletilmiş) bölünmüş parseller tasarımının detaylarına inmişlerdir. Ayrıca her bölümün sonunda verdikleri örneklere ilişkin SAS kodlarıyla konuları daha anlaşılır hale getirmişlerdir.

Ryan (2007), Bölünmüş Parseller ve İlişkili Tasarımlar arasındaki ortak yönler ve farklılıklar üzerinde durmuş, hangi durumlarda hangi tasarımların kullanılacağına dair bilgiler vermiştir.

Hinkelmann ve Kempthorne (2008), ana parsel muameleleri ile alt parsel muamelelerinin çeşitli hata kontrol tasarımlarındaki kombinasyonları için detaylı bilgi sunmuşlardır. Örneğin, ana parsel muamelesinin tam rastgele, alt parsel muamelesinin rastgele tamamlanmış bloklar tasarımında olduğu, ya da ana parsel muamelesinin Latin Kare, alt parsel muamelesinin rastgele tamamlanmış blok tasarımında olduğu durumlar gibi dokuz ayrı kombinasyonu incelemişlerdir.

Türkiye'de de, tüm dünyada olduğu gibi ilk çalışmalar ziraat alanında gerçekleştirilmiştir. Düzgüneş ve ark. (1987), Yurtsever (1984) ve İnal ve ark. (2005)

özellikle zirai uygulamalara yol gösterecek nitelikte açıklama ve örneklerle bölünmüş parseller deney tasarımını anlatmışlardır.

Bu tez çalışmasında yer alan konuların, bölümlere göre dağılımı aşağıda verilmiştir.

Birinci Bölümde bölünmüş parseller deney tasarımına kısa bir giriş yapılmış, tarihçe verilmiştir.

İkinci Bölümde, bölünmüş parseller deney tasarımının en temel modeli olan ve yaygın şekilde kullanılan "standart bölünmüş parseller tasarımı" açıklanmış, bu tasarıma ait özel durumlar ve ayrıntılara değinilmiştir.

Üçüncü Bölümde, bölünmüş parseller deney tasarımının varyasyonları, sekiz başlık halinde incelenmiş ve literatürde fazla değinilmeyen augmented (genişletilmiş) bölünmüş parseller deney tasarımı gibi farklı konulara açıklık getirilmeye çalışılmıştır.

Dördüncü Bölümde ise, konunun daha iyi anlaşılması amacıyla zirai bir uygulama örneği verilmiş, örneğe ilişkin varyans analizi ve ANOM (Analysis of Means) değerlendirmesi Minitab yazılımı aracılığıyla yapılmış, sonuçları yorumlanmış ve deneme muamelelerinin hassasiyeti hesaplanarak rastgele blok tasarımı ile kıyaslanmıştır.

2. STANDART BÖLÜNMÜŞ PARSELLER DENEY TASARIMI

2.1. Temel Kavram ve Prensipler

Karşılaştırmalı denemeler, deneycinin ilgi alanına giren iki ya da daha fazla faktörü içerir. Bir muamele, tıbbi bir uygulama, bir ilaç uygulaması, bir faktör düzeyi (ilaç düzeyi, gübre, herbisit, vb.), bir genotip, tarımsal bir deneme, bir pazarlama yöntemi, bir öğretim metodu ya da diğer ilgi alanları olabilir. Bir deneme için muamelelerin seçimi, *muamele tasarımı* olarak bilinir. Uygun muamele tasarımının seçimi, bir denemenin başarısı için temel bileşendir. Bu, standartlar, plasebolar gibi kontroller ya da diğer *referans noktalarını* içerebilir. Muameleler iki ya da daha fazla faktörün tüm kombinasyonlarında olabilir ve bu, faktöriyel muamele tasarımı ya da faktöriyel düzenleme olarak bilinir.

Bir denemedeki muamelelere ilişkin düzenleme, *deney tasarımı* (experiment design) olarak bilinir. *Deneysel tasarım* (experimental design) terimi de istatistiksel literatürde sık kullanılır. Bloklanmamış tasarımlar, tamamlanmış bloklar, eksik bloklar, satır-sütun tasarımlar, tamamlanmış bloklar içerisinde satır-sütun tasarımlar vb. pek çok deney tasarımı vardır.

Bir deney yürütülürken göz önünde bulundurulacak üç çeşit birim vardır. Bunlar, gözlem birimi, örnek ya da örnekleme birimi ve deneme birimidir [Federer, 1991]. *Gözlem birimi*, bir ölçümün ya da bir yanıtın alındığı en küçük birimdir. Bir popülasyon ya da bir dağılım, *örnek birimleri* ya da *örnekleme birimlerinden* oluşur. *Deney birimi*, bir muamelenin uygulanacağı en küçük deney materyalidir. Pek çok denemede, bu üç tip birim tektir ya da aynıdır. Diğer durumda da, tamamı farklı olabilir. Örneğin muamele, 30 öğrenciye verilen bir öğretim metodu olsun. Deneme Birimi, bir öğretim metodunu değerlendirmek için kullanılan zaman süresince 30 kişilik bir öğrenci grubudur. Örnekleme birimi, tüm öğrenci popülasyonundan, kendisi hakkında öğretim metodları için sonuçlar çıkarılacak olan bir öğrencidir. Metodun uygulanma sürecinde birkaç sınav yapılırsa ve her sınavın sonucu bir gözlem ya da yanıt olarak alınırsa, gözlem birimi de öğrencinin sınavı olacaktır.

Fisher (1966), deney tasarımının üç prensibini açıklamıştır. Bunlar *lokal kontrol (bloklama, tabakalama), tekrarlama* ve *ratgeleleştirmedir*. Bir deneme ya da araştırmadaki yanıtların rastgele dalgalanmaları yüzünden varyasyon vardır. Kontrol edilen varyasyon muamele yanıtlarıyla interaksiyonla ilişkilendirilmemelidir. Örneğin, bir deneme esnasında bir hayvan ölürse ve bu muameleye bağlı değilse, bu bir sıfır yanıt olarak değil, eksik gözlem olarak düşünülmelidir. Bloklama (tabakalama) ya da lokal kontrol, muamele etkisiyle ilişkilendirilmemiş bir denemedeki konu dışı varyasyonu hariç tutmak için kullanılır. Bloklama, bloklar içinde minimum varyasyon ve bloklar arasında maksimum varyasyona sahip olacak şekilde düzenlenmelidir. Bu, denemeyi etkili kılar ve muamele etkilerinin belirlenen hassasiyet derecesi için ihtiyaç duyulan tekrar sayısını düşürür.

Bir deneyde, bir muamele etkisinin ölçümündeki varyasyon etkisini düşürmek için, örnek çapı ya da tekrar sayısının artırılmasına ihtiyaç duyulur. Tekrarlama, rastgele varyasyonun bir tahminini bulmaya imkan verir. Tekrarlama, özel bir muameleye tahsis edilen deney birimlerinin sayısını gösterir. Muamele ve blok etkileri elimine edildiğinde deney birimleri arasındaki varyasyon, hatanın ya da deneysel varyasyonun bir ölçümüdür. Tekrarların sayısı gözlem sayısıyla karıştırılmamalıdır. Örneğin, bir hayvanı kapsayan bir deneme birimiyle birkaç beslenme rejimi üzerine bir çalışma yapılırsa, haftalık ölçümler, yani gözlemler 6 aylık bir periyotta hayvanın ağırlığı üzerinden alınabilir. Bu haftalık ölçümler tekrarları oluşturmaz. Tekrar sayısına, ele alınan gözlemlerin sayısıyla değil, muameleye tahsis edilen deneme birimleri sayısıyla karar verilir.

Rastgeleleştirme, bir deneydeki muameleler arasındaki farkları karşılaştırmak için hata varyansının geçerli bir tahminini elde etmek için gereklidir. Fisher (1966) *ortalama karenin ya da bir hata varyansının geçerli bir tahminini,* muamelenin kendisinden kaynaklanan hariç, muamele etkilerini etkileyen tüm varyasyon kaynaklarını içerir şeklinde tanımlamıştır. Bu, tahmin edilen varyansın benzer şekilde muamele edilen deneme birimleri arasında olması gerektiği, gözlemler arasında olmasının zorunlu olmadığı anlamına gelir.

Her bir deney için uygun yanıt modelinin tanımlanması gerekir. Bir deneyde ya da araştırmada varyasyonun modeline karar vermek ve verilen bir tasarım için bir yanıt modelinin verilen tasarımdaki tüm denemelere uyduğunu farzetmemek gerekir. Bilgisayar kullanılarak, *araştırma modeli seçimi* bir deneydeki varyasyon modellerine karar vermek için kullanılabilir [Federer, 2003]. Seçilen deney tasarımının doğası ve deneyin yürütülmesi sırasında oluşturulan varyasyon, varyasyon modelini belirler. Bir deney ya da araştırmanın yürütülmesi, deney ya da araştırma tasarımının bir parçasıdır. Bu gerçek, bir deney için bir yanıt modeli eşitliği seçilirken gözden kaçırılabilir. Örneğin, deney tasarımı olarak rastgele tamamlanmış blok tasarımı seçilebilir ve deneyin yürütülmesi esnasında, deney tekrarının bir bölümünü su basabilir. Bu, deney tasarımının bir parçası olarak düşünülmesi ve ortak ya da eksik gözlem birimleri kullanarak başka bir blok oluşturarak ele alınması gerekir. Bu, deney tasarımı seçildiğinde düşünülen yanıt modeli olmayacaktır. Ya da, deneyci tüm bloklarda ya da bazılarında tahmin edilmeyen bir düşüş (gradient) gözlemleyebilir. Deney başladığında karar verilen bir yanıt modeli yerine Bloklar içindeki düşüşleri hesaba katan bir yanıt modeli kullanılmalıdır. Araştırma modeli seçimi üzerine daha fazla detay, Federer (2003)' ten edinilebilir.

Yukarıdaki tartışmaya ilave olarak Fisher (1966) ve Federer (1984) kaynak gösterilebilir. Federer (1984), deneylerin yürütülmesinde göz önünde bulundurulacak birkaç diğer prensip ve aksiyomu da içerir.

Bir varyans analizi, toplam varyasyonun, bir yanıt modelinde listelenen varyasyon kaynaklarının her biri için varyasyonun bölümlendirilmesiyle ilgilenir. Bir F testi, Fisher tarafından geliştirildiği şekliyle, varyans analizinin parçası olarak düşünülmez. İstatistiksel yayınlar, sık sık F testini varyans analizinin bir parçası olarak alır. Ancak, varyans bileşenleri tahmini, çoklu range testleri, ya da diğer analizler, varyans analiziyle ilişki kurmada kullanılabilir. Bazı deneyciler varyans analizi teriminin yanlış adlandırıldığını düşünürler. Daha iyi bir terim varyans bölümlendirme ya da toplam varyasyonu bileşenlerine ya da basit varyasyonlara bölümlemek olabilir [Federer ve King, 2007].

2.2. İstatistiksel Tasarım

Standart bölünmüş parseller deney tasarımı, muamele tasarımı olarak iki faktörlü faktöriyel tasarıma sahiptir. a düzeyli bir A faktörü, r tane tamamlanmış bloklu ya da tekrarlı rastgele tamamlanmış blok düzeninde tasarlanır. Bir muamelenin faktör A düzeyleri için uygulandığı en küçük birim, *ana parsel deney ünitesi* (*ANAPDU*) olarak adlandırılır. Her bir *ANAPDU*, ikinci bir faktörün, örneğin B nin, b adet düzeyi için b adet *alt parsel deney ünitesine* (*ALTPDU*) bölünür. A ve B faktörlerinin birisi ya da her ikisi birden faktöriyel denemede olabilir. a düzeyli A faktörü ve b düzeyli B faktörü için *r* tekrarlı standart BPDT için şematik düzenleme Çizelge 2.1'deki gibidir.

Çizelge 2.1. a düzeyli A faktörü ve b düzeyli B faktörü için r tekrarlı BPDT şeması

Tekrar	1	2	3	……	r
Ana parsel mua.A	1 2 … a	1 2 … a	1 2 … a	……	1 2 … a
Alt Parsel mua.B.	1 1 … 1	1 1 … 1	1 1 … 1	……	1 1 …1
	2 2 … 2	2 2 … 2	2 2 … 2	……	2 2 … 2
	……	……	……	……	……
	b b … b	b b … b	b b … b	……	b b … b

A faktörünün *a* düzeyi rastgele ve bağımsız olarak, *r* tane tam blok ya da tekrarın her biri içerisinde *a* ana parsele ayrılır. Her bir ana parsel içinde, faktör B nin b düzeyi bağımsız olarak rastgeleleştirilmiştir. Faktör A'nın *a* düzeyi için *r* tane ve B Faktörünün *b* düzeyi için de *ra* tane bağımsız atanmış rastgelelik vardır. İki faktör için *rastgelelik ve deney ünitelerinin* sayısının farklı olması, her bir faktörün faktör A ve faktör B nin etkilerini karşılaştırmak için ayrı birer hata terimine sahip olacağını gösterir.

Her ne kadar standart BPDT rastgeleleştirilmiş tam blok tasarımındaki faktör A ana parsel muamelesine sahip ise de, herhangi bir deney tasarımı faktör A için kullanılabilir. Örneğin, bir tam rastgele deney tasarımı, bir Latin Kare tasarımı, bir eksik blok deney tasarımı ya da bir diğer deney tasarımı, ana parsel muameleler için kullanılabilir. Bu varyasyonlar 3. Bölümde ele alınmıştır. *r*=5 bloklu (tekrarlı) , *a*=4 düzeyli A ana parsel faktörü, ve *b*= 7 düzeyli bir B alt parsel faktörüne sahip standart BPDT için rastgeleleştirme aşamaları aşağıda gösterilmiştir.

Aşama 1: Deney alanının ya da materyalinin 5 bloğa bölünmesi:

	Blok 1
	Blok 2
	Blok 3
	Blok 4
	Blok 5

Aşama 2: A ana parsel faktörünün 4 düzeyinin, 5 bloğa rastgele dağıtılması:

				Blok 1
A3	A2	A1	A4	
				Blok 2
A4	A1	A3	A2	
				Blok 3
A2	A3	A4	A1	
				Blok 4
A4	A2	A3	A1	
				Blok 5
A3	A4	A1	A2	

Aşama 3: B alt parsel faktörünün 7 düzeyinin, A'nın düzeylerine rastgele dağıtılması

B1	B2	B7	B2	Blok 1
B4	B3	B1	B4	
B5	B4	B4	B7	
B3	B5	B2	B5	
B6	B1	B5	B3	
B2	B6	B3	B1	
B7	B7	B6	B6	
A3	A2	A1	A4	

B7	B6	B2	B5	Blok 2
B2	B1	B3	B4	
B4	B4	B5	B2	
B6	B3	B7	B1	
B3	B7	B4	B3	
B5	B2	B1	B6	
B1	B5	B6	B7	
A4	A1	A3	A2	

B4	B7	B1	B6	Blok 3
B6	B4	B2	B1	
B1	B2	B4	B3	
B2	B6	B3	B5	
B5	B3	B7	B4	
B7	B1	B5	B2	
B3	B5	B6	B7	
A2	A3	A4	A1	

B3	B7	B5	B2	Blok 4
B2	B6	B2	B5	
B5	B2	B3	B4	
B6	B3	B4	B1	
B1	B4	B7	B3	
B7	B5	B6	B6	
B4	B1	B1	B7	
A4	A2	A3	A1	

B3	B1	B7	B1	Blok 5
B1	B6	B2	B7	
B5	B2	B3	B4	
B6	B7	B4	B2	
B2	B4	B5	B3	
B7	B5	B6	B6	
B4	B3	B1	B5	
A3	A4	A1	A2	

Bloklamayı içeren bir deney tasarımı, her bir ANAPDU içinde b alt parsel muamelesi için kullanılırsa, etkilerin ortogonalliği sağlanır ve deneyin varyans analizini kolaylaştırır. Eğer alt parseldeki faktör B muameleleri için deney tasarımı tam blok içindeki ana parsel muamelelerin düzeyinden fazla ise, etkiler karışmaya başlar ve istatistiksel analiz daha karmaşık hale gelir [Federer, 1975]. Bu durumla başa çıkmak için istatistiksel yazılım paketleri kullanılabileceğinden, bu bir işlemsel problem değildir. Fakat, etkilerin karışması, etkilerin tahmini ve kontrastların hassasiyetini düşürür [Federer ve King, 2007].

2.3. Bölünmüş Parseller Denemelerine Ait Örnekler

Örnek

Bir serada, A ana parsel faktörünün a=49 adet guayule genotipi üzerinde, tohum çimlenme testi yapılıyor. 4 tohum çeşidi (Faktör B) her bir genotip üzerine alt parsel muamelesi olarak uygulanıyor [Federer, 1946]. ANAPDU, bir genotip için bir sera alanıdır ve her bir tohum çeşidine ait 100 adet tohum bu alana yerleştirilmiştir. Çünkü tohumlar üzerine bilgi, genotiplerden daha çok istenilmiştir. ALTPDU, içerisine 100 tohumun yerleştirildiği, sera alanının ¼ ünden oluşmaktadır. 49 genotip, bir üçlü latis (triple lattice) eksik blok tasarımı olarak düzenlenmiş, 6 tamamlanmış blokta 8 ANAPDU seçilmiştir. 4 tohum muamelesi, arazideki 4 ALTPDU'ya, yani her bir genotip ANAPDU içerisine, rastgele yerleştiriliyor. Federer (1946)' dan alınan, 6 tekrarın 3 ünde 49 genotipin 8 i için tasarlanan bu örnek, Bölüm 2.7 de ayrıntılı şekilde verilecektir. Ana parsel muamelesi, 49 genotip, genotipler popülasyonundan rastgele bir örnek, yani, rastgele etkiler olarak düşünülmüştür. Fakat tohum tipleri ile ilgilenildiği için bunlar sabit etkilerdir.

Örnek

Federer (1955)' den alınan bir örnek, mısır melezi çeşidi olan b=6 genotip için ürün verisini içermektedir. Veriler, Iowa'da 12 bölgeden ikisine dikilen mısır melezlerinden alınmıştır. A=2 bölge, ana parseldir ve 6 mısır melezi alt parsel muamelesidir ve bunlar her bir bölgeye rastgele tamamlanmış bloklar tasarımında düzenlenmiştir. Sistematik olarak düzenlenmiş ürün verileri (mısır koçanı ağırlıkları) Çizelge 2.2'de verilmiştir.

Çizelge 2.2. İki bölgeye ekilen 6 mısır melezine ilişkin ürün verileri

Bölge 1,A					
Melez çeşidi, Faktör B	tekrar 1	tekrar2	tekrar3	tekrar4	toplam
1-1	34.6	33.4	36.5	33.0	137.5
2-2	34.5	39.1	35.4	35.6	144.6
4-3	30.1	30.8	35.0	33.3	129.2
15-45	31.3	29.3	29.7	33.2	123.5
8-38	32.8	35.7	36.0	34.0	138.5
7-39	30.7	35.5	35.3	30.6	132.1
Toplam	194.0	203.8	207.9	199.7	805.4

Bölge 2,A					
Melez çeşidi, Faktör B	tekrar 1	tekrar2	tekrar3	tekrar4	toplam
1-1	33.1	24.6	33.8	34.6	126.1
2-2	46.4	36.9	36.3	45.3	164.9
4-3	32.3	38.7	37.5	37.6	146.1
15-43	37.5	39.2	39.1	34.1	149.9
8-38	31.2	40.8	46.1	44.1	162.2
7-39	35.8	38.2	38.8	39.6	152.4
Toplam	216.3	218.4	231.6	235.3	901.6

2.4. Varyans Analizi

Varyasyonun farklı kaynakları için bir varyans analizi tablosunda serbestlik derecesini bölümlendirmek, bir deney veri seti için doğrusal model yazabilmek için bir yöntemdir. Alternatif şekilde, eşitlik formunda bir doğrusal model yazmak da bir deneydeki çeşitli varyasyon kaynaklarını sunmak için bir diğer tarzdır. Sabit etkiler için A ve B faktörlerine ait BPDT için doğrusal yanıt modeli aşağıdaki gibidir.

$$Y_{hij} = \mu + \rho_h + \alpha_i + \delta_{hi} + \beta_j + \alpha\beta_{ij} + \varepsilon_{hij}\,, \tag{2.1}$$

Burada Y_{hij}, hij inci ALTPDU yanıtıdır.

μ :genel ortalama etkisi,

ρ_h :h. Tekrar etkisi (özdeş ve bağımsız olarak dağılmış, sıfır ortalama ve σ^2_ρ varyanslı)

α_i : i inci ana parsel (faktör A) muamelesinin etkisi,

δ_{hi} :ana parsel rastgele etki terimi (özdeş ve bağımsız olarak dağılmış sıfır ortalama ve σ^2_δ varyanslı)

β_j : j. inci alt parsel (faktör B) muamelesinin etkisi

$\alpha\beta_{ij}$:i. inci ana parsel muamelesinin j.inci alt parsel muamelesi ile interaksiyon etkisi

ε_{hij} : alt parsel rastgele etkisi (sıfır ortalama ve σ^2_ε varyanslı özdeş ve bağımsız dağılmış)

ρ_h, ε_{hij} ve δ_{hij} , karşılıklı bağımsız değişkenler olarak düşünülür.

Varyans Analizi Tablosunun hesaplanmasından önce, her bir ana parsel için aşağıdaki şekilde bir ANOVA tablosu oluşturmak yol göstericidir (Çizelge 2.3).

Bu tabloda SD serbestlik derecesi ve KT Kareler Toplamı'dır. Noktalı gösterimler altında toplam olduğunu gösterir.

Çizelge 2.3. Her bir ana parsel için ANOVA tablosu

Ana parsel düzeyi	A_1		A_2	....	A_a	.
Varyasyon kaynağı	SD	KT	SD	KT ...	SD	KT
Toplam	rb	T_1	rb	T_2	rb	T_a
Ortalama için düzeltme	1	C_1	1	C_2…..	1	C_a
Tekrar	r-1	R_1	r-1	R_2…	r-1	R_a
Alt parsel Faktör B	b-1	B_1	b-1	B_2…	b-1	B_a
RxB= Hata	(r-1)(b-1)	E_1	(r-1)(b-1)	E_2…	(r-1)(b-1)	E_a

i.ana parsel muamelesi için kareler toplamları, i= 1,2,....,a, aşağıdadır:

$$Ti = \sum_{h=1}^{r} \sum_{j=1}^{b} Y^2_{hij}$$

$$Ci = Y^2_{.i.}/br$$

$$Ri = \sum_{h=1}^{r} Y^2_{hi.}/b - Y^2_{.i.}/br = b \sum_{i=1}^{r} (\bar{y}_{hi.} - \bar{y}_{.i.})^2$$

$$Bi = \sum_{j=1}^{b} Y^2_{.ij}/r - Y^2_{.i.}/br = r \sum_{j=1}^{b} (\bar{y}_{.ij} - \bar{y}_{.i.})^2$$

Bunlar rastgele tamamlanmış bloklar şeklinde tasarlanmış denemelerden alınmış veriler için kareler toplamını hesaplamada klasik eşitliklerdir. E_i çıkarım olarak alınır.

Bölünmüş parseller tasarımından alınan veri A, B,ve R faktörlerinin üç faktörlü faktöriyeli olarak analiz edilmemelidir. Yukarıda da görüleceği gibi bu ***doğru değildir***. b tane R x B interaksiyon, ana parsel muameleler ile *iç içedir*. Bu, bu interaksiyonun R x A x B interaksiyonuyla tamamen karıştığı anlamına gelir. Farklı ANAPDU lar için tekrarlar, aynı numaraya sahip olsa bile aynı değildir. Bunlar deneyin farklı kısımlarındandır. Hesaplamalar yapılabilir ama bu iki interaksiyonu bölümlemede geçerli değildir.

Bu analizlerden, Birleştirilmiş ANOVA tablosu kolaylıkla çıkarılabilir (Çizelge 2.4).

Çizelge 2.4. Standart bölünmüş parseller için ANOVA tablosu

Varyasyon Kaynağı	Serbestlik Derecesi	Kareler Toplamı
Toplam	rab	$T_1+T_2+....T_a$
Ortalama için düzeltme	1	DT Klasik şek.hes.
Ana parsel muamele A	(a-1)	$C_1+C_2+....C_a$-DT
A içinde tekrar	a(r-1)	$R_1+R_2+....R_a$
Tekrar	r-1	Klasik şekilde hesaplanır
Hata A =RxA	(a-1)(r-1)	Çıkarım
A içinde Alt parsel Mu. B	a(b-1)	$B_1+B_2+.....B_a$
Alt parsel Muam.B	b-1	Klasik şekilde hesaplanır
AxB	(a-1)(b-1)	Çıkarım
Hata B = RxB A içinde	a(b-1)(r-1)	$E_1+E_2+....E_a$

a(r-1) serbestlik dereceli, A içindeki tekrarın kareler toplamı $R_1+R_2+.......+R_a$’dır. Bu, “tekrar kare toplamı + A ya ait Hata Kare Toplamı”dır. Yukarıdaki tablo için ihtiyaç duyulan ilave kare toplamları aşağıdaki eşitliklerden bulunabilir.

$$DT = Y^2_{...} / abr$$

$$Tekrar = \sum_{i=1}^{r} Y^2_{h..}/ab - Y^2_{...}/rab$$

$$Alt\ Parsel\ Muamelesi\ B = \sum_{i=1}^{b} Y^2_{..j}/ar - Y^2_{...}/abr$$

Bir BPDT için ANOVA tablosu elde etmede bu formatı kullanmak, A'nın her bir düzeyinde Faktör B doğası üzerine bilgi edinmede ve A Faktörünün her bir düzeyinde hata kare ortalamalarının [E_i / (rb-r-b+1)] homojenliğini gözlemlemede yol gösterici olabilir.

Yukarıdaki formatta, bazı durumlarda her bir E_i kareler toplamını, toplanamazlık (nonadditivity) için Tukey'in bir serbestlik derecesi ile, rb-r-b serbestlik dereceli kalan (residual) kareler toplamına bölmek yönlendirici olabilir [Snedecor ve Cochran, 1980].

Aynı şekilde, RxA kare toplamları toplanamazlığı kontrol etmek için bölümlendirilebilir.

Tukey'in Toplanamazlık testi, iki yönlü bir sınıflandırmada, toplanamazlığa ilişkin bir serbestlik derecesini ayırmak için bir metottur. Verilerin toplanabilirliği hipotezini test etmek için, serbestlik derecesi, kalan kareler toplamından ayrılır ve kalan kareler ortalamasıyla karşılaştırılır. İki durumda toplanamazlığa ilişkin kareler toplamı yükselir:

1. Bir ya da daha çok gözlem alışılmadık şekilde tutarsız ise,

2. Satır ve sütun etkileri toplanamaz ise.

Tukey'in bir serbestlik dereceli kareler toplamını hesaplamak için formül (çift yönlü düzenleme için), aşağıda verildiği gibidir;

$$\mathrm{TNA} = \frac{\left[\sum_{h=1}^{r}\sum_{j=1}^{b} Y_{hij}(\bar{y}_{hi.} - \bar{y}_{.i.})(\bar{y}_{.ij} - \bar{y}_{.i.})\right]^2}{\sum_{h=1}^{r}(\bar{y}_{hi.} - \bar{y}_{.i.})^2 \ \sum_{j=1}^{b}(\bar{y}_{.ij} - \bar{y}_{.i.})^2} \qquad (2.2)$$

Burada;

$\bar{y}_{hi.}$: hi kombinasyonun ortalaması

$\bar{y}_{.i.}$: i inci ana parsel ortalaması,

$\bar{y}_{..j}$: j inci alt parsel muamelesinin ortalaması ve

$\bar{y}_{.ij}$: ij muamele kombinasyonunun ortalamasıdır.

Bölüm 2.7' de verilen örnek için Tukey'in toplanamazlık için kareler toplamını hesaplamada aşağıdaki aşamalar izlenir:

i=0 iken (genotip 0 için), tüm ortalamalardan tekrar ortalamalarının farkları, -5/12, -2/12 ve 7/12, tüm ortalamalardan tohum muamele ortalamalarının farkı ise 500/12, -156/12, -148/12 ve -196/12 dir. 0 genotipi için tohum muamele yanıtlarında tekrarlar Çizelge 2.5'teki gibidir:

Çizelge 2.5. Tohum muamelelerinde tekrarlar

	Tohum Muamelesi					
Tekrar	0	1	2	3	Toplam	$\bar{y}_{h0.} - \bar{y}_{.0.}$
1	66	12	13	6	97	-5/12
2	63	10	13	12	98	-2/12
3	70	13	11	7	101	7/12
Toplam	199	35	37	25	296	-
$\bar{y}_{.0j} - \bar{y}_{.0.}$	500/12	-156/12	-148/12	-196/12		.

Eş. 2.2 kullanılarak, yukarıdaki verilerden, TNA şu şekilde hesaplanabilir:

$[66(500/12)(-5/12)+63(500/12)(-2/12)+70(500/12)(7/12)+\ldots+7(-196/12)(7/12)]^2/$ $[\{(-5/12)^2+\ldots+(-196/12)^2\}]$ $=[-1,145+65+\ldots\ldots-79-67]^2/(2.167/4)(6.972/3) = 2.80$ [Federer ve King, 2007].

2.5. F Testleri

Tekrarlanan etkiler, her zaman rastgele etkiler olarak görülmelidir. Deneyci bu özel tekrarlamaların ötesindeki çıkarımlar ile ilgilendiği için, onları sabit etkiler olarak görmek hiçbir anlam ifade etmez. "A hata kare ortalaması", ana parsel muamele ana etkilerinin yani faktör A etkilerinin tamamının önemini test etmede uygun bir hata terimidir. A Hatası etkilerinin (δ_{hi}) normal, aynı ve bağımsız olarak sıfır ortalamalı ve σ^2_δ ortak varyanslı dağıldığı varsayımının doğruluğuna bağlı olarak, NIID(0, σ^2_δ), Faktör A kare ortalamasının A Hata kare ortalamasına bölümüne ait F testi, A etkilerinin sıfır olduğu hipotezini test etmek için uygundur.

Ana parsel muamelesi etkileri sabit etkiler olduğunda ve rastgele hata etkilerinin normallik varsayımları doğru olduğunda, sıfır alt parsel muamelesi etkilerinin farksızlık hipotezine ait F testi, B hata kare ortalaması kullanılarak gerçekleştirilir. Aynı şekilde, AxB interaksiyonu etkilerinin H_0'ı test etmek için F testi B hata kare ortalaması kullanılarak gerçekleştirilir. F testi oldukça sağlam olduğu için çoğu durumda, özellikle de bölen kare ortalaması ile bağlantılı olan serbestlik derecesi rakamı küçük olmadığında normallik varsayımı önemli değildir.

Ana parsel muameleleri rastgele etkiler olduğunda, alt parsel muamelesinin farksızlık hipotezini test etmek için uygun hata kare ortalaması AxB interaksiyon kareler ortalamasıdır. AxB interaksiyon etkilerinin farksızlık hipotezini test etmek için uygun hata terimi B hata kare ortalamasıdır.

Alt parsel muameleleri rastgele etkiler olduğunda ve ana parsel muameleleri sabit etkiler olduğunda, alt parsel muamelesi etkilerinin farksızlık hipotezini test etmek için uygun hata kare ortalaması B hata kare ortalamasıdır. $\sigma^2_{\alpha\beta}$ olarak tanımlanan A ve B faktörlerinin interaksiyon varyans bileşeni için, A Faktörü etkisinin sıfır olduğunu test etmek için uygun kareler ortalaması aşağıdaki gibidir:

$$\sigma_\varepsilon^2 + b\sigma_\delta^2 + \frac{ra\sigma_{\alpha\beta}^2}{a-1}$$

Yukarıdaki kareler ortalamasına ilişkin serbestlik dereceleri bilinmediğinden, yaklaşık değerinin bulunmasına ihtiyaç duyulur [Snedecor ve Cochran, 1980]. İnteraksiyon kareler ortalamasının beklenen değeri şöyledir:

$$\sigma_\varepsilon^2 + \frac{ar\sigma_{\alpha\beta}^2}{a-1}$$

Çizelge 2.6'da, bir varyans analizi tablosunda, A ve B faktörlerinin sabit etki durumu ve rastgele etki durumu için beklenen kare ortalamaları verilmiştir.

Çizelge 2.6. Sabit etki ve rastgele etki durumunda faktörlere ilişkin beklenen kare ortalamaları

Varyasyon Kaynağı	Serbestlik Derecesi	Beklenen Kareler Ortalaması Sabit A ve B	Beklenen Kareler Ortalaması Rastgele A ve B
Tekrar	r-1	σ2ε + bσ2δ + abσ2ρ	σ2ε + bσ2δ + abσ2ρ
Faktör A	a-1	$\sigma^2_\varepsilon + b\sigma^2_\delta + f(\alpha_i)$	$\sigma^2_\varepsilon + b\sigma^2_\delta + r\sigma^2_{\alpha\beta} + rb\sigma^2_\alpha$
Hata A	(a-1)(r-1)	$\sigma^2_\varepsilon + b\sigma^2_\delta$	$\sigma^2_\varepsilon + b\sigma^2_\delta$
Faktör B	b-1	$\sigma^2_\varepsilon + f(\beta_j)$	$\sigma^2_\varepsilon + r\sigma^2_{\alpha\beta} + ar\sigma^2_\beta$
A x B	(a-1)(b-1)	$\sigma^2_\varepsilon + f(\alpha\beta_{ij})$	$\sigma^2_\varepsilon + r\sigma^2_{\alpha\beta}$
Hata B	a(b-1)(r-1)	σ^2_ε	σ^2_ε

A ve B faktörlerinin etkilerine ilişkin varyans bilişenleri sırasıyla σ^2_α ve σ^2_β'dir. Diğer varyans bileşenleri daha önce belirtilmiştir. f(x) terimi parantez içindeki x parametresinin kareler toplamının bir fonksiyonunu gösterir.

Rastgele tekrar, rastgele ana parsel muamele etkileri ve sabit alt parsel muameleleri için, her bir kare ortalamasındaki varyans bileşenlerini gösteren bir çizelge (Çizelge 2.7) aşağıda verilmiştir:

Çizelge 2.7. Rastgele tekrar, rastgele ana parsel muamele etkileri ve sabit alt parsel muameleleri için, her bir kare ortalamasındaki varyans bileşenleri

Varyasyon Kaynağı	Serbestlik Derecesi	Beklenen Kareler Ortalaması
Tekrar	r-1	$\sigma^2_{\varepsilon} + b\sigma^2_{\delta} + ab\ \sigma^2_{\rho}$
Ana Parsel Faktör A	a-1	$\sigma^2_{\varepsilon} + b\sigma^2_{\delta} + rb\sigma^2_{\alpha}$
Hata A	(a-1)(r-1)	$\sigma^2_{\varepsilon} + b\sigma^2_{\delta}$
Alt Parsel Faktör B	b-1	$\sigma^2_{\varepsilon} + br\sigma^2_{\alpha\beta}$ / b-1 +f(β_j)
A x B interaksiyonu	(a-1)(b-1)	$\sigma^2_{\varepsilon} + br\sigma^2_{\alpha\beta}$ / b-1
Hata B	a(b-1)(r-1)	σ^2_{ε}

Verilen veri seti için, *f*(β_j) = ar $\sum_{i=1}^{b} \frac{\beta_j^2}{b-1}$ terimi B faktörü etkilerinin bir fonksiyonudur. A faktörü etkileri sabit etkiler olduğunda, $\sigma^2_{\alpha\beta}$ varyans bileşeni B faktörü kare ortalamasından ayrılır.

Yukarıdaki beklenenleri bulmak ve sabit etkiler durumundaki varsayımlarla tutarlı olmak için, şunlar dikkate alınmalıdır. Rastgele etkiler durumu için olan varsayımlar karışık etkiler durumu için geçerli olamaz ve aynı zamanda sabit durumla da tutarlı olamaz. İlave olarak, Rastgele bir A faktörünün rastgele bir düzeyi seçildiğinde, B faktörü ile olan bütün interaksiyon terimleri mevcuttur. İnteraksiyon terimleri popülasyonundan sadece b tanesi vardır. Bu, b / (b – 1) teriminin interaksiyon kare ortalamasının bekleneninde ve B nin kareler ortalamasında bulunmasını sağlar [Federer ve King, 2007].

2.6. Ortalamalar ve Ortalamalar Arasındaki Farklar İçin Standart Hata

Sabit B faktörü etkileri için, A faktörünün iki düzeyinin etkileri veya ortalamaları arasındaki farkın tahmin edilen standart hatası, $i \neq i'$ için, aşağıdaki gibidir:

$$S(\bar{y}_{.i.} - \bar{y}_{.i'.}) = \sqrt{\frac{2\text{ A Hata Kare Ortalaması}}{rb}} \tag{2.3}$$

A Faktörü etkileri sabit iken, B faktörünün iki düzeyinin etkileri veya ortalamaları arasındaki farkın tahmin edilen standart hatası , $j \neq j'$,

$$S(\bar{y}_{..j} - \bar{y}_{..j'}) = \sqrt{\frac{2\text{ B Hata Kare Ortalaması}}{ra}} \tag{2.4}$$

Rastgele A Faktörü etkileri için , B faktörünün iki düzeyinin etkileri veya ortalamaları arasındaki farkın tahmin edilen standart hatası şöyledir,

$$S(\bar{y}_{..j} - \bar{y}_{..j'}) = \sqrt{\frac{2\text{ A x B etkileşim Kare Ortalaması}}{ra}} \tag{2.5}$$

B faktörünün, A faktörünün bir seviyesindeki iki düzeyinin etkileri veya ortalamaları arasındaki farkın tahmin edilen standart hatası şöyledir,

$$S(\bar{y}_{.ij} - \bar{y}_{.ij'}) = \sqrt{\frac{2\text{ B Hata Kare Ortalaması}}{r}} \tag{2.6}$$

Bu sonuncu fark standart hatası her bir ana parsel muamelesi için verilen ANOVA' dan görülebilir. B faktörünün bir düzeyinde, ortalamalar arasındaki ya da A

Faktörünün iki düzeyi arasındaki farkın tahmini standart hatası aşağıda verildiği gibidir.

$$S(\bar{y}_{.ij} - \bar{y}_{.i'j}) = \sqrt{\frac{2\,[(b-1)\text{Hata B} + \text{Hata A}]}{rb}} \tag{2.7}$$

Yukarıdaki fark standart hatası için ve aşağıdakiler için serbestlik dereceleri bilinmemektedir ve yaklaşık olarak değerlendirilmesi gerekir.

Rastgele tekrar etkisi ile, bir ana parsel muamelesi için ortalamanın standart hatası şöyledir;

$$S(\bar{y}_{.i.}) = \sqrt{\frac{\text{Hata A} + b{\sigma^2}_\rho}{rb}} \tag{2.8}$$

Rastgele tekrar etkisi ile, bir alt parsel muamelesi için ortalamanın standart hatası aşağıda verildiği gibidir;

$$S(\bar{y}_{..j}) = \sqrt{\frac{\text{Hata B} + a{\sigma^2}_\rho}{ra}} \tag{2.9}$$

Rastgele tekrar etkisi ile, bir AxB interaksiyonu ortalamasının standart hatası ise,

$$S(\bar{y}_{.ij}) = \sqrt{\frac{\text{Hata B} + {\sigma^2}_\rho + {\sigma^2}_\delta}{r}} \tag{2.10}$$

şeklindedir.

Yukarıdaki 2.3 - 2.10 eşitlikleri, A hatası ve B hatası için sayısal değerler ve uygun varyans bileşeni tahminleri yerine konularak elde edilir. Tahmini değerler, bir deneyden elde edilen verilerin analizinden elde edilir [Federer ve King, 2007].

2.7. Bölünmüş Parseller Deney Tasarımı İçin Sayısal Bir Örnek

Bu bölümde, standart BPDT'nin daha iyi anlaşılması için, 8 ana parsel muamelesi ve 4 alt parsel muamelesi içeren 3 tekrarlamalı bir deney örnek olarak verilmiş, örneğe ilişkin varyans analizi yapılmış, muamele düzeyleri arasındaki kontrastlar ve ortalamalar arasındaki farklara ilişkin standart hatalar hesaplanmıştır.

Örnek

Ana parsel muamelesi olarak 49 guayule genetik özelliğini içeren bir deney, r = 6 tekrarlamalı üçlü latis (triple lattice) eksik blok deneme tasarımı olarak hazırlanmıştır [Federer, 1946]. Alt parsel muamelesi guayule tohumlarının uyuşukluğunu kırmak için dört tohum muamelesini göstermektedir. Alt parsel deneme ünitesi sera alanının dörtte birine ekilen 100 tohumdan oluşmaktadır. ANAPDU ise bir sera alanıdır. Bu deneyden altı tekrarlamanın üçü ve sekiz guayule genotipi, bölünmüş parseller tasarımının analizini göstermek için seçilmiştir. Seçilen veri, sekiz ana parsel muamelesi için rastgele tamamlanmış blok tasarımı kullanılmış gibi analiz edilmiştir. Bu durumda tasarım standart bir bölünmüş parseller tasarımlı deney olarak görünmektedir. Her bir tekrar için (h = 1, 2, 3), i = 0, 1, …, 7 düzeyli genotip ve j = 0, 1, 2, 3 düzeyli tohum muamelelerinin ij kombinasyonuna ilişkin veri, Çizelge 2.8'de verilmiştir. Çiftlerden üstteki rakam, ij kombinasyonudur ve alttaki rakam ise 100 tohumdan yetişen bitkilerin sayısıdır. Tohum X genotip muamelesi toplamları Çizelge 2.9'da, bölünmüş parseller tasarımlı bu örnek için ANOVA ise Çizelge 2.10'da verilmiştir.

Çizelge 2.8. Üç tekrarlı bölünmüş parseller deney tasarımında sekiz guayule genotipinden dört tohum muamelesinin her biri için 100 tohumdan çimlenen bitkilerin sayısı

Tekrar 1									
	01	23	30	52	42	11	73	61	
	12	10	52	28	9	26	9	12	
	02	20	33	53	43	12	71	62	
	13	51	13	14	12	27	14	26	
	00	21	32	51	40	10	72	63	
	66	8	19	8	45	77	30	15	
	03	22	31	50	41	13	70	60	
	6	20	4	59	20	15	49	56	
Toplam	97	89	88	109	86	145	102	109	825

Tekrar 2									
	32	60	73	41	03	12	51	21	
	16	38	15	13	12	5	8	16	
	31	62	70	43	00	10	52	22	
	15	16	41	12	63	47	32	30	
	33	61	72	40	02	11	53	20	
	9	16	28	51	13	11	21	81	
	30	63	71	42	01	13	50	23	
	40	8	20	10	10	4	66	14	
Toplam	80	78	104	86	98	67	127	141	781

Tekrar 3									
	63	72	50	42	32	22	01	11	
	7	36	49	12	7	29	13	18	
	62	71	52	40	30	21	03	10	
	24	25	29	52	59	14	7	66	
	61	70	53	41	31	23	00	12	
	16	54	16	16	11	10	70	11	
	00	73	51	43	33	20	02	13	
	45	12	8	11	7	63	11	15	
Toplam	92	127	102	91	84	116	101	110	823

Çizelge 2.9. Genotip X Tohum muamelesi toplamları

Tohum Muamelesi	Genotipler								Toplam
	0	1	2	3	4	5	6	7	
0	199	190	195	151	148	174	139	144	1340
1	35	55	38	30	49	24	44	59	334
2	37	43	79	42	31	89	66	54	481
3	25	34	34	29	35	51	30	36	274
Genotip Toplamı	296	322	346	252	263	338	279	333	2449

Çizelge 2.10. Çizelge 2.8'deki verilere ait varyans analizi ve F değerleri

Varyasyon Kaynağı	SD	Kareler Toplamı	Kareler Ort.	F değeri	Olasılık > F
Toplam	96	98195	_	_	_
Ortalamalar için düzeltme	1	61,458.76	_	_	_
Tekrar	2	38.58	19.29	0.20	_
Genotip=A	7	763.16	109.02	1.11	_
Hata A	14	1377.25	98.38	_	
Tohum Mua.= B	3	30,774.28	10,258.09	82.22	0.00
0, 1+2+3 e karşı	1	29,829.03		239.07	0.00
1, 2+3 e karşı	1	52.56		0.42	
2, 3 e karşı	1	892.69		7.15	0.02
Tohum Mua x Genotip	21	2620.13	124.77	5.15	0.00
A X 0, 1+2+3 e karşı	7	1456.72	208.10	8.59	0.00
A X 1, 2+3 e karşı	7	632.94	90.42	3.73	0.01
A X 2, 3 e karşı	7	530.48	75.78	3.13	0.01
Hata B	48	1162.84	24.23	_	_

Çizelge 2.10’da görüldüğü gibi, tohum muamelesi X genotip interaksiyonu mevcuttur.

Ayrıca her bir genotipte, tekrarlamalı tohum muameleleri için ANOVA’lar Federer ve King, (2007)’de verilmiştir. Kalan ortalama kareler genotip 0 için 8,417 iken, genotip 3 için 55.889’a değişkenlik göstermiştir. Tohum muamelesi için F değerleri Genotip 3 için 20.74’ten genotip 0 için 276.12’ye değişkenlik göstermiştir. Tekrar ortalamaları arasında ufak bir varyasyon vardır, çünkü F değerleri genotip 3 için 0.07 den genotip 2 için 4.53 e değişkenlik göstermiştir.

Çizelge 2.10’da bulunan değerlerin hesaplanış yöntemi aşağıda verilmiştir:
Düzeltme Terimi (DT);

$$\frac{\mathrm{X}\ldots^{2}}{Toplam\ Parsel\ sayısı} = \frac{2429^{2}}{8(3)(4)} = 61{,}458.76 = DT(1\ sd)$$

Toplam Kareler Toplamı;

$$12^{2} + \ 10^{2} + \cdots + \ 11^{2} + 15^{2} - \mathrm{DT} = 98{,}195 - \mathrm{DT} = 36{,}736.24\ (95\ \mathrm{sd})$$

Tekrar Kareler Toplamı;

$$\frac{825^{2} + 781^{2} + 823^{2}}{8(4)} - \ DT = 38.58\ (2\ sd)$$

Faktör A’ ya (Genotip) ilişkin Kareler Toplamı;

$$\frac{296^{2} + 322^{2} + \cdots + 333^{2}}{4(3)} - \ DT = 763.16\ (7\ sd)$$

Hata (a) Kareler Toplamı;

$$\frac{97^2 + 89^2 + \cdots + 101^2 + 110^2}{4} - \ 38.58 - 763.16 - DT = 1377.25(14\, sd)$$

Faktör B (Tohum muameleleri) ye ilişkin Kareler Toplamı;

$$\frac{1340^2 + 334^2 + 481^2 + 274^2}{3(8)} - \ DT = 30{,}774\ 28\ (3\ sd)$$

Tohum muamelesi x genotip için Kareler Toplamı;

$$\frac{199^2 + 190^2 + \cdots + 30^2 + 36^2}{3} - DT - \ 763.1 - 30{,}774.28 = 2620.13(21\, sd)$$

Ve 2(3 + 21) = 48 serbestlik dereceli Hata (b) Kareler Toplamı;

36,736.24 – 38.58 -763.16 -1377.25 – 30,774.28 -2620.13 = 1162.84

şeklinde hesaplanır.

Problemde tohum muameleleri arasındaki kontrastlarla ilgilenildiği için, tohum muamelelerine ilişkin 3 serbestlik derecesi, parçalara bölünmüştür. 0 nolu tohum muamelesi, geriye kalan üçünün ortalaması ile karşılaştırılmıştır. Bu kontrast, aşağıdaki şekilde hesaplanır.

$$\frac{[3(1340) - 334 - 481 - 274]^2}{24(9 + 1 + 1 + 1)} = 29{,}829.03$$

Görüldüğü gibi bu kontrast, tohum muameleleri arasındaki farkların büyük kısmına açıklama getirir.

1 nolu tohum muamelesinin 2 ve 3 ortalamasıyla karşılaştırılması için kullanılacak kareler toplamı ise aşağıdaki gibi hesaplanır:

$$\frac{[2(334) - 481 - 274]^2}{24(4 + 1 + 1)} = 52.56$$

2 nolu tohum muamelesi ile 3 nolu olanın karşılaştırılması için kullanılacak KT ise;

$$\frac{(481 - 274)^2}{24(1 + 1)} = 892.69 \text{ dur.}$$

[Federer, 1955].

Bu örnek için, ortalamalar arasındaki farklara ilişkin standart hatalar da hesaplanabilir. İki genotip ortalaması arasındaki farka ilişkin standart hata, Eş. 2.3 kullanılarak aşağıdaki gibi bulunur.

$$s(\bar{y}_{.i.} - \bar{y}_{.i'.}) = \sqrt{\frac{2\,(98.38)}{3(4)}} = 4.05$$

Rastgele genotip etkileri için, iki tohum muamele ortalaması arasındaki fark için standart hata ise Eş. 2.5’ten şöyle hesaplanır:

$$s(\bar{y}_{..j} - \bar{y}_{..j'}) = \sqrt{\frac{2\,(124.77)}{3(8)}} = 3.22$$

Bir genotip için, iki tohum muamele ortalaması arasındaki farka ilişkin standart hata Eş. 2.6’dan, aşağıdaki gibi bulunur:

$$s(\bar{y}_{.ij} - \bar{y}_{.ij'}) = \sqrt{\frac{2\,(24.23)}{3}} = 4.02$$

Bir tohum muamelesi için, iki genotip ortalaması arasındaki farka ilişkin standart hata Eş. 2.7'den;

$$s(\bar{y}_{.ij} - \bar{y}_{.i'j}) = \sqrt{\frac{2\,[(3)24.23 + 98.38]}{3\,(4)}} = 5.34$$

şeklinde hesaplanır.

Tohum muamelesi genotip interaksiyonu mevcut olmasına rağmen, 0 nolu tohum muamelesi için ortalama, çimlenen tohum yüzdesini artırmada kalan üçünden çok yüksek olduğu için tercih edilir. Bu yüksek değer, 0 nolu tohum muamelesinin tohum çimlenmesini artırmada oldukça etkili olduğunu göstermektedir. Aynı zamanda 0 nolu tohum muamelesine bir genotip yanıtında genetik farklılıklar vardır fakat her durumda bu muamele diğer muamelelerden üstündür [Federer ve King, 2007].

2.8. Ortalamaların Çoklu Karşılaştırması

Varyans Analizi ve hipotez kontrolü, denenen muamele gruplarına ait ortalamaların birbirlerinden farklı olup olmadıklarını belirtir. Gruplardan yalnız birinin ötekilerden farklı olması halinde bile hipotezi reddetmeye yetecek büyüklükte bir F değeri elde edilir. Araştırmacı, çoğu kez bu sonuçla yetinmez. Denenen muamelelerden hangisinin veya hangilerinin bu farklılığı yarattığını veya hangi muamelenin daha üstün olduğunu öğrenmek ister. Bu konuda araştırmacıya yardım edecek çeşitli metodlar geliştirilmiştir. Bunlardan en eskisi asgari önemli fark (aöf- lsd) olup, bundan sonra geliştirilen metodlara temel teşkil etmiştir [Yurtsever, 1984].

Federer ve McCulloch (1984), bir BPDT için çoklu karşılaştırma yöntemlerini 5 ayrı başlık altında tartışmışlardır. Karşılaştırma başına hata oranıyla, asgari önemli fark yöntemi (lsd), Tukey'in iki ortalamanın tüm parçaları için tüm deneye ait (experiment-wise) hata oranıyla en önemli fark (hsd), m tane belirlenmiş kontrast için deney başına hata oranıyla Bonferroni yöntemi , tüm mümkün karşılaştırmalar ve kontrastlar için hata oranlı bir Scheffe yöntemi (ssd) ve tüm deneye ait hata oranıyla bir kontrol ile muameleleri karşılaştırmak için Dunnett Yöntemi'ni (dsd) dikkate almışlardır.

Çizelge 2.8' deki veriler kullanılarak, 8 guayule genotipi ortalama çifti arasındaki mümkün farklar Çizelge 2.11' de verilmiştir.

Tohum muamelesi (alt parsel) ortalama çiftleri arasındaki olası farklar da Çizelge 2.12' de verilmiştir.

%5 lik çift yönlü tip I hata oranı kullanılmaktadır. Genotip ortalama farkları için, lsd aşağıdaki gibi hesaplanmıştır. (sd = hata terimiyle ilişkilendirilmiş serbestlik derecesi ve E_a , A ya ilişkin hata kare ortalamasıdır.)

$$t_{.05,14sd}\sqrt{\frac{2E_a}{rb}} = 2.145\sqrt{\frac{2(98.38)}{3(4)}} = 8.69 \tag{2.11}$$

Tukey'in yöntemini kullanarak hsd şu şekilde hesaplanır:

$$q_{.05,8,14sd}\sqrt{\frac{E_a}{rb}} = 4.99\sqrt{\frac{98.38}{3(4)}} = 14.29 \tag{2.12}$$

Bonferroni yöntemiyle, esd, m=8(8-1)/2 = 28 :

$$esd = t_{.05/m,14sd}\sqrt{\frac{2E_a}{rb}} = 3.85\sqrt{\frac{2(98.38)}{3(4)}} = 15.57 \tag{2.13}$$

Çizelge 2.11. Sekiz guayule genotipi ortalama çifti arasındaki mümkün farklar, 100 tohumdan çimlenenlerin sayısı

		Genotip						
		2	5	7	1	0	6	4
Genotip	Ortalama	29	28	28	27	25	23	22
3	21	8	7	7	6	4	2	1
4	22	7	6	6	5	3	1	-
6	23	6	5	5	4	2	-	-
0	25	4	3	3	2	-	-	-
1	27	2	1	1	-	-	-	-
7	28	1	0	-	-	-	-	-
5	28	1	-	-	-	-	-	-

Çizelge 2.12. Dört tohum muamele ortalama çifti arasındaki tüm mümkün farklar, 100 tohumdan çimlenenlerin sayısı

		Tohum Muamelesi		
		0	2	1
Tohum Mua.	Ortalama	56	20	14
3	11	45	9	3
1	14	42	6	-
2	20	36	-	-

Scheffe Yöntemi kullanılarak, ssd şöyle hesaplanır: (sd =A hatası için serbestlik derecesi.)

$$ssd = \sqrt{\frac{2(a-1)F_{.05}\ (a-1,sd)(E_a)}{rb}} = \sqrt{7(2.77)(2)\frac{(98.38)}{3(4)}} = 17.83.$$

(2.14)

Dunnett yöntemi kullanılarak dsd, örneğin 2 genotipinin kontrol muamelesi olduğu durum için aşağıdaki gibi hesaplanır:

$$dsd = d_{a-1,sd,.05}\sqrt{\frac{2E_a}{rb}} = 3.10(4.045) = 12.54$$

(2.15)

Rastgele genotip etkileri için tohum muamelesi ortalamaları arasındaki farkı karşılaştırmak için, Lsd şu şekilde hesaplanır (E_{ab} interaksiyon kare ortalaması)

$$lsd = t_{.05,21sd}\sqrt{\frac{2E_{ab}}{ra}} = 2.08\sqrt{\frac{2(124.77)}{3(8)}} = 6.71$$

(2.16)

hsd ise;

$$q_{.05,4,21}\sqrt{\frac{E_{ab}}{ra}} = 3.96\sqrt{\frac{124.77}{3(8)}} = 9.03.$$

(2.17)

esd, m=4(4-1)/2 =6 için ;

$$esd = t_{.05/m,21sd}\sqrt{\frac{2(E_{ab})}{ra}} = 3.82\sqrt{\frac{2(124.77)}{3(8)}} = 9.13.$$

(2.18)

ssd (sd = tohum muamelelerinin hata kare ortalaması için serbestlik derecesi) ;

$$ssd = \sqrt{\frac{2(b-1)F_{.05}\ (b-1, sd)(E_{ab})}{ra}} = \sqrt{3(3.07)(2)\frac{(124.77)}{3(8)}} = 9.79.$$

(2.19)

dsd, tohum muamelesi 2 nin kontrol muamelesi olduğu durum için ;

$$dsd = d_{b-1, sd, .05}\sqrt{\frac{2(E_{ab})}{rb}} = 2.56\sqrt{\frac{2(124.77)}{3(8)}} = 8.25$$

(2.20)

büyük değerler, örneğin ab= 32 için, için hsd, dsd ve esd değerlerini elde etmede, t,q ve d değerlerine ait daha geniş tablolar gereklidir. 32 genotip X tohum muamelesi ortalama farkları için, belirli bir genotip için tohum muamelesi ortalamalarını karşılaştırmada kullanılacak olan lsd aşağıdaki gibi hesaplanır.

$$lsd = t_{.05, 48sd}\sqrt{\frac{2E_b}{r}} = 2.01\sqrt{\frac{2(24.23)}{3}} = 8.08.$$

(2.21)

ssd aşağıdaki şekilde hesaplanır;

$$ssd = \sqrt{\frac{2(ab-1)F_{.05}(ab-1, df)(E_b)}{r}} = \sqrt{2(31)(1.76)\frac{(24.23)}{3}} = 29.69$$

(2.22)

Yukarıdaki çoklu karşılaştırma sonuçları, genotip ve tohum muamele ortalamaları içindir. Eğer, 32 genotipin tohum muamele ortalama farklarıyla çoklu karşılaştırması yapmak istenen bir şey ise 2.3 ve 2.10 eşitliklerinde verilen iki ortalama arasındaki farkların ve ortalamaların standart hatasının kullanılmasına ihtiyaç duyulur. Hangi ortalama çiftinin ya da metodun göz önüne alındığına bağlı olarak, bir ortalamanın ya da iki ortalama arası farkın uygun standart hatası, seçilen her bir çift için hesaplanmalıdır [Federer ve King, 2007].

Çoklu karşılaştırma yöntemlerinden birisi de, özellikle zirai uygulamalarda sık kullanılan Duncan metodudur. 1951 yılında Duncan, bir muamele ortalamasını diğer bütün ortalamalarla karşılaştırmak üzere bir yöntem bulmuş, 1955 yılında da bunu geliştirmiştir. "Yeni Değişim Genişlikleri Kontrol Yöntemi" de denilen Duncan metodu, uygulama kolaylığı sebebiyle, başta zirai uygulamalar olmak üzere pek çok alanda sık kullanılmaktadır.

Duncan testi için yine öncelikle standart hata hesaplanır. Bulunan standart hata, tablodan bulunacak ssr (Significant Studentized Ranges) değeriyle çarpılır ve test değeri bulunur. Burada tablo değeri, kullanılan hataya ait serbestlik derecesinde ve istenilen önem düzeyindeki değerdir. Duncan testi 4. bölümde verilen denemede uygulanacaktır.

2.9. Bölünmüş Parseller Deney Tasarımında Eksik Gözlemler

Bölünmüş parseller tasarımında eksik gözlemler nadiren de olsa ortaya çıkabilir. İlk defa Anderson, 1946 yılında, tekrarlı bölünmüş parsellere ilişkin eksik gözlemlerin tahmini konusuna değinmiştir. Anderson, alt parsel hatasını küçültmek için, bir bölünmüş parseller tasarımındaki eksik alt parsel gözlemine ilişkin veriyi tahmin edebilmeyi sağlayan formüller vermiştir. Tasarımın rastgele blok tasarımı olması ve tek bir ana parselin eksik olduğu durum için de Anderson, eksik ana parselin tahmin için aynı prosedürün kullanılmasını tavsiye etmiştir [Ashraf ve ark., 2008].

Günümüzde, eksik gözlem değerlerini hesaplamak için kullanılabilecek pek çok yöntem ve formül bulunmaktadır. Ayrıntılı bilgi, Anderson (1946), Khargonkar (1948), J.D.Biggers (1961), Draper ve Stoneman (1964), Ashraf ve ark. (2008)'den edinilebilir. Ayrıca Bilgisayar yazılımları çoğunlukla bu durumları çözmek için tasarlanır ve dolayısıyla formüllere ihtiyaç duyulmaz.

2.10. Deneysel Varyasyonun Kaynağı

Bölüm 2.5'te, çeşitli ortalama karelerin beklenen değerlerini bulmak için, rastgele hata terimlerinin doğası hakkında birkaç varsayım yapılmıştır. Bölünmüş parseller rastgele etkisi ε_{hij} nin özdeş ve bağımsız dağıldığı varsayılmıştır, IID (0, σ^2_ε) İlave olarak Hata A ortalama karesinin hem σ^2_ε hem de σ^2_δ terimlerinin ikisini de içerdiği, ana parsel rastgele etki terimlerinin bağımsız olduğu varsayılır. Aynı zamanda, alt parsel ve ana parsel rastgele etki terimlerinin de bağımsız olduğu farzedilir. Ancak bu, tüm BPDT denemeleri için geçerli değildir.

Cochran ve Cox (1957) ve Kirk (1968) bölünmüş parseller tasarlanmış bir denemede ortaya konulan deneysel varyasyonu hesaplamak için bir diğer yöntem sunmuşlardır. Bu çalışmada, ε_{hij} alt parsel rastgele hatalarının ilişkili olduğunu farzetmişlerdir. Mekansal olarak düzenlenmiş deneyler için, bu korelasyon komşu ALTPDU'lara yakınlık sebebiyle olabilir. Fırınlama ve sanayi denemelerinde, tek bir parça, b alt parsel muamelesi için b tane ALTPDU'ya bölünebilir. Tek parçayı etkileyen herhangi bir parça, b ALTPDU'nun tümünü etkiler. Aşağıdaki korelasyon yapısının geçerli olduğu farzedilecektir.

$$E[\varepsilon_{hik}\,\varepsilon_{hij}] = \rho\sigma^2_\varepsilon \text{ ve } E[\varepsilon_{hij}\,\varepsilon_{rst}] = 0,\ j \neq k,\ hij \neq rst \qquad (2.23)$$

Aynı ana parseldeki rastgele alt parsel hata terimleri $\rho\sigma^2_\varepsilon$ kovaryansa ve farklı ana parsel içindekiler sıfır kovaryansa sahiptir, yani ilişkisizdir.

Faktör B nin b=2 düzeye sahip olduğu düşünülsün. Tekrar ya da tam blok etkisini yok sayarak, bir ana parsel için varyans :

$$E[(\varepsilon_{hi1} + \varepsilon_{hi2})^2] = \sigma^2_\varepsilon + \sigma^2_\varepsilon + 2\rho\,\sigma^2_\varepsilon = 2\,\sigma^2_\varepsilon\,(1+\rho). \qquad (2.24)$$

şeklinde elde edilir. Alt parsel muamelesinin b düzeyi için ana parsel varyansı:

$$E[(\varepsilon_{hi1} + \varepsilon_{hi2} + \varepsilon_{hi3} + \dots + \varepsilon_{hib})^2] = b\,\sigma^2_\varepsilon\,(1+(b-1)\,\rho). \qquad (2.25)$$

olarak bulunur. Alt parsel ana etkileri alt parsel yanıtlarından sağlanır. Dolayısıyla, iki alt parsel muamelesinin farkına ilişkin varyans; (B nin değeri ne olursa olsun ALTPDU başına, $\sigma^2_\varepsilon(1-\rho)$ etkili hata varyansıyla)

$$E[(\varepsilon_{hi1} - \varepsilon_{hi2})^2] = \sigma^2_\varepsilon + \sigma^2_\varepsilon - 2\rho\, \sigma^2_\varepsilon = 2\, \sigma^2_\varepsilon\, (1- \rho), \tag{2.26}$$

Bu varyans, aynı ana parsel içindeki interaksiyon etkilerinin kontrastı ile de ilgilidir. Farklı ana parsellerden iki interaksiyon terimini karşılaştırmak için kullanılan varyans 2 σ^2_ε'dir.

Pek çok durumda ρ pozitif olacaktır. Fakat, belirli deney varyasyonu türleri için negatif olabilir. Bu durumda, A hata kare ortalaması, B hata kare ortalamasından daha küçük olabilir. Aynı zamanda, aynı ana parsel içindeki ALTPDU lar arasında üstünlük mevcut ise, B hata kare ortalaması A hata kare ortalamasının içine girmeyecek üstünlük dolayısıyla oluşacak bir varyans bileşeni içerir. Bu, Hata B yi A hata kare ortalamasından daha büyük yapacaktır. Bunun olduğu bir diğer durum, ana parseller içerisindeki genetik varyasyonun, ana parseller arasından daha çok olduğu durumdur. Aynı zamanda, rastgele alt parsel etkilerinin dağılımındaki simetri eksikliği sebebiyle, hata B nin hata A'dan küçük olması için yanıtların bir dönüşümü gerekebilir. Hata B nin Hata A dan önemli derecede büyük olduğu durumda sayısal örnekler kolaylıkla oluşturulabilir [Federer ve King, 2007].

2.11. Tekrarlamalı Ölçüm Denemeleri, Cross-Over Tasarım

Bazı araştırmacılar, (örneğin Kirk, 1968), tekrarlamalı ölçüm denemelerini bölünmüş parseller tasarımı olarak düşünmüşlerdir. İki çeşit tekrarlamalı ölçüm denemesi vardır. Aynı muamele tek bir deney ünitesi üzerinde *b* kez tekrarlanır ya da B Faktörünün *b* muamelesi sıralı şekilde *b* periyot ile bir deney ünitesine uygulanır. İkinci deneme türü cross-over ya da çapraz tasarım olarak bilinir. Bölünmüş parseller tasarlanmış denemelerle karıştırılan tekrarlamalı ölçüm deneme türü budur.

Bir cross-over tasarlanmış denemeyi bölünmüş parseller olarak düşünmek uygun değildir. Bunun sebeplerinden birisi, bir cross-over deneme için muamele etkilerinin çeşitli türleri varken, bölünmüş parseller denemelerinde muamele etkisinin sadece bir çeşidi olmasıdır. Bir cross-over deneme bir muamelenin uygulandığı periyotta direkt etkisine sahiptir. Bir periyotta uygulandıktan sonra carryover etkiye, devam eden ya da kalıcı etkiye sahip olabilir. Bir bölünmüş parseller denemesi sadece direkt muamele etkisine sahiptir. Aynı zamanda muamele tasarımı bir cross over deneme için farklıdır çünkü bir konu üzerine belirli bir muamele dizisi bir cross over tasarım için kullanılır fakat bir bölünmüş parseller tasarımındaki muameleler rastgele bir sırada gözükür. Bir cross-over denemedeki istatistiksel tasarım ve muamele etkileri karmaşıklığı, bu tasarım sınıfını kendi içinde bir varlık olarak düşünmeyi gerekli kılar. Bu yüzden, bu tip deney tasarımı bölünmüş parseller tasarlanmış denemelerle karıştırılmamalıdır [Federer ve King, 2007].

Cross over denemeler, ilk olarak zirai araştırmalarda kullanılmış olmakla beraber, günümüzde klinik araştırmalar, psikoloji üzerine denemeler, sanayi araştırmaları ve laboratuar çalışmalarında önemli bir yer tutmaktadır. Jones ve Kenward (1989) tarafından, cross over tasarımda bir çalışma yürütülmüştür. Bu çalışmada temel problem, tekrarsız muamele uygulamak için benzer hastalardan yeterli sayıda bulunamamasıdır. Ne yazık ki, bu çalışmalar bazı etik sınırlamalar ile karşı karşıya kalmaktadır. Pek çok araştırmada, carryover (süregelen) etkiyi düşürmek için bir "washout (arınma)" periyoduna ihtiyaç olmaktadır, fakat tıbbi araştırmalarda bu çoğu zaman mümkün olmamaktadır. Dolayısıyla, periyot x muamele interaksiyonu bu çalışmalarda gözükmektedir [Giesbrecht ve Gumpertz, 2004].

2.12. Kontrastların Hassasiyeti

Standart bölünmüş parseller tasarımında kontrastların ortalama genel hassasiyeti, ab muamele kombinasyonunun bir rastgele tamamlanmış bloklar tasarımı için olanla aynıdır. Faktör A ana parsel muamele kontrastlarının hassasiyeti genellikle rastgele tamamlanmış blok tasarımındakinden küçük ya da eşittir. Hassasiyetteki kazanç, Faktör B alt parsel muameleleri için ve interaksiyon etkileri için sağlanır. Böylece, eğer faktör A muameleleri için daha az hassasiyet gerekiyorsa ve Faktör B için de daha fazla gerekiyorsa, bölünmüş parseller tasarımı kayda değer şekilde bu durum için uygundur. Bölünmüş parseller tasarımının seçilmesi için bir diğer sebep de Faktör A muamelelerinde, Faktör B muamelelerinden daha geniş deneme ünitesi gerektirmesidir. Örneğin, gübreleme ve sulama muameleleri, çeşitlilikler, ilaçlar gibi muamelelerden daha büyük miktarda deneme birimi gerektirir.

Federer (1955), bölünmüş parseller muamelelerinin etkinliğine ilişkin bir ölçüm sunmuştur. Bu ölçümü kullanarak, AxB interaksiyonunun ve faktör B alt parsel muamelelerinin hassaslığı aşağıdaki şekilde bulunur:

$$\frac{(a-1)(\sigma_{\varepsilon}^{2}+\mathrm{b}\sigma_{\delta}^{2})+\mathrm{a}(\mathrm{b}-1)\sigma_{\varepsilon}^{2}}{(ab-1)\sigma_{\varepsilon}^{2}}=1+\frac{b(a-1)\sigma_{\delta}^{2}}{(ab-1)\sigma_{\varepsilon}^{2}} \qquad (2.27)$$

Hassaslığın tahmini ise;

$$\frac{(a-1)\text{Hata A}+\mathrm{a}(\mathrm{b}-1)\text{Hata B}}{(ab-1)\text{Hata B}} \qquad (2.28)$$

dir. Faktör A ana parsel muamelesi hassaslığı:

$$\frac{(a-1)(\sigma_{\varepsilon}^{2}+\mathrm{b}\sigma_{\delta}^{2})+\mathrm{a}(\mathrm{b}-1)\sigma_{\varepsilon}^{2}}{(ab-1)(\sigma_{\varepsilon}^{2}+\ \mathrm{b}\sigma_{\delta}^{2})}=\frac{(a-1)\mathrm{b}\sigma_{\delta}^{2})+(\mathrm{ab}-1)\sigma_{\varepsilon}^{2}}{(ab-1)(\sigma_{\varepsilon}^{2}+\ \mathrm{b}\sigma_{\delta}^{2})} \qquad (2.29)$$

ve tahmini de;

$$\frac{(a-1)\text{Hata A}+\mathrm{a}(\mathrm{b}-1)\text{Hata B}}{(ab-1)\text{Hata A}} \qquad (2.30)$$

şeklinde hesaplanır. Eğer varyans bileşeni σ^2_δ sıfır ise, hassaslık her iki durumda da aynıdır.

Bölüm 2.7 deki sayısal örnek için, a= 8, b=4, alt parsel muameleleri (tohum muameleleri) ve interaksiyon için tahmin edilen hassasiyet Eş. 2.28'den;

$$\frac{(8-1)(98.38)+8(4-1)(24.23)}{\{8(4)-1\}(24.23)}=1.69$$

Yani, denemeyi rastgele tamamlanmış blok tasarımında yürütmeye kıyasla %69' luk bir artış olmuştur. Ana parsel muameleleri (guayule genotipleri) için tahmin edilen hassasiyet Eş. 2.30'dan,

$$\frac{(8-1)(98.38)+8(4-1)(24.23)}{\{8(4)-1\}(98.38)}=0.42$$

Yani, rastgele tamamlanmış bloklar deney tasarımı kullanıldığı duruma kıyasla %58' lik bir kayıp vardır [Federer ve King, 2007].

3. BÖLÜNMÜŞ PARSELLER DENEY TASARIMINDA VARYASYONLAR

3.1. Tesadüf Parsellerinde Bölünmüş Parseller Deney Tasarımı

Deney materyali, bloklara ayırmaya gerek göstermeyecek kadar homojen ise ve ana parsellerde denenecek faktör düzeylerinin uygulanmasında zorluk çekilmeyecek ise, o zaman materyal önce ana parsellerde denenecek faktör düzeyleri sayısı ile gerekli ve mümkün görülen tekrar sayısının çarpımı kadar parsellere ayrılır. Bu parseller ana parsellerde denenecek faktörün düzeylerine, tesadüf parselleri deney tasarımındaki gibi, rastgele dağıtılır. Bunlar artık ana parsel durumundadır. Bundan sonra her parsel, alt parsellerde denenecek faktörün düzeyleri kadar alt parsele bölünür. Her ana parseldeki alt parsellere ikinci faktörün düzeyleri yine rastgele dağıtılır. Şekil 3.1'de, böyle bir tarla deneyi şematik olarak gösterilmiştir.

	a_1			a_3			a_4			a_1	
b_2	b_1	b_3	b_1	b_3	b_2	b_3	b_2	b_1	b_2	b_1	b_3
	a_2			a_1			a_4			a_2	
b_1	b_2	b_3	b_3	b_1	b_2	b_1	b_3	b_2	b_1	b_2	b_3
	a_3			a_4			a_3			a_2	
b_1	b_3	b_2	b_2	b_1	b_3	b_3	b_2	b_1	b_1	b_2	b_3

Şekil 3.1. Dört düzeyli bir A faktörünün homojen bir tarlada ana parsellere üç tekrarla, üç düzeyli B faktörünün de alt parsellere rastgele dağıtılması

Bu deneyden elde edilecek verilerin analizinde, aşağıdaki aşamalar izlenir:

I. Aşamada:

Genel Kareler Toplamı ve serbestlik derecesi, ana parseller arası ve ana parseller içi olmak üzere ikiye bölünürler. Şekil 3.1'de 12 ana parselin her birinde üç alt parsel olduğuna göre toplam 36 gözlem yapılacaktır. Bunlara ait kareler toplamının serbestlik derecesi 36 — 1 = 35. Bunun 12 — 1 = 11 i ana parseller arasına, geri kalan 35 —11 =24 ü ana parseller içine aittir. Her ana parseldeki üç alt parselden ikisi serbest olduğuna göre, bunlara ait toplam serbestlik derecesi 12 X 2 = 24 eder.

II. Aşamada:

Ana parseller arası kareler toplamı ve serbestlik derecesi A düzeyleri arası ve hata (1) olmak üzere ikiye bölünür. Ana parseller bloklarda olmadığına göre, rastgele bloklardaki blok unsuru söz konusu olamaz. A düzeylerinin sayısı dört olduğundan bunlara ait serbestlik derecesi 4 — 1 = 3. 11 den geri kalan (11 — 3 =8) hata (1) e aittir. A düzeyleri kareler toplamı Çizelge 3.1'de verilen A X B iki yönlü tablosundan daha kolay hesaplanabilir.

III. Aşamada:

24 serbestlik dereceli ana parseller içi kareler toplamı, eskisi gibi, a) B düzeyleri arası, b) A X B interaksiyonu ve hata (2) olmak üzere üçe bölünür. B düzeylerine ait kareler toplamının 2; A X B interaksiyonuna ait kareler toplamının 3x2 = 6; Hata (2) ye ait kareler toplamının da 24 — (2 + 6) = 16 serbestlik derecesi bulunur. Gerek B düzeylerine, gerek A X B interaksiyonuna ve gerek A düzeylerine ait kareler toplamları, Çizelge 3.1'deki A X B iki yönlü toplamlarından hesaplanabilir.

Çizelge 3.1. A X B iki yönlü toplamları

	a1	a2	a3	a4	Toplam
b1	_	_	_	_	(…….)
b2	_	_	_	_	(…….)
b3	_	_	_	_	(…….)
Toplam	(…….)	(…….)	(…….)	(…….)	X

Her alt grupta 3, her A düzeyinde 9, her B düzeyinde 12 gözlem yapılmıştır.

Bu çizelgeye uygulanacak varyans analizi tesadüf bloklarında bölünmüş parsellerden farksızdır: 11 serbestlik dereceli alt gruplar arası Kareler Toplamı; a) 3 serbestlik dereceli A düzeyleri arası b) 2 serbestlik dereceli B düzeyleri arası ve c) 3 X 2 = 6 serbestlik dereceli A X B interaksiyonuna bölünecektir.

Varyans analizinden elde edilecek değerler yine tesadüf bloklarında bölünmüş parsellerdeki (standart bölünmüş parseller tasarımındaki) gibi bir tabloda toplanacaklar, ancak ana parseller arasına ait kısımda "bloklar arası" yer almayacaktır. Hipotezler ve kontrolleri bilinen şekliyle kurulur ve yapılır [Düzgüneş ve ark.,1987].

3.2. Latin Karesinde Bölünmüş Parseller Deney Tasarımı

Bilindiği gibi, Latin Kare Tasarımı, materyalin iki yönden bloklara ayrılması gerektiğinde uygulanır ve söz konusu faktörün her düzeyi satır ve sütun durumundaki her blokta bir kez denenir. Bölünmüş parseller deney tasarımlarında birden fazla faktör söz konusu olduğuna ve bunlardan biri ana parsellerde, diğerleri alt parsellerde deneneceğine göre, gerek ana ve gerek alt parseller denecek faktör düzeylerine latin kare düzeninde dağıtılabilirler. Bu, deney materyalinin durumuna ve faktörlerden hangisinin ana veya alt parsellerde deneneceğine göre belirlenir. Gerekli durumlarda hem ana, hem de alt parseller denenecek faktör düzeylerine Latin kare düzeninde dağıtılabilir [Düzgüneş ve ark., 1987].

3.2.1. Ana parselleri Latin Kare tasarlanmış BPDT

Bu tasarım, Düzgüneş ve ark. (1987)’den alınan bir örnek ile açıklanacaktır.

Dört yem rasyonunun, ikişer ırkla 4 inek grubuna dört muhtelif laktasyon döneminde süt verimine etkileri araştırılmış, A (rasyon) düzeyleri Latin Kare tasarımında uygulanmıştır.

Çizelge 3.2. Dört yem rasyonunun ikişer ırkla 4 inek grubunda dört laktasyon döneminde süt verimine etkileri için şematik düzenleme (A(rasyon) düzeyleri Latin Kare tasarımında)

Dönemler (Sıralar)	İnek Çiftleri (Sütunları) 1	2	3	4
I	a_1b_1 a_1b_2	a_4b_1 a_4b_2	a_3b_1 a_3b_2	a_2b_1 a_2b_2
Ana parsel	a_1	a_4	a_3	a_2
II	a_2b_1 a_2b_2	a_3b_1 a_3b_2	a_1b_1 a_1b_2	a_4b_1 a_4b_2
Ana parsel	a_2	a_3	a_1	a_4
III	a_4b_1 a_4b_2	a_1b_1 a_1b_2	a_2b_1 a_2b_2	a_3b_1 a_3b_2
Ana parsel	a_4	a_1	a_2	a_3
IV	a_3b_1 a_3b_2	a_2b_1 a_2b_2	a_4b_1 a_4b_2	a_1b_1 a_1b_2
Ana parsel	a_3	a_2	a_4	a_1

Bu tasarımda uygulanacak varyans analizi yine üç aşamada gerçekleştirilir. Ancak, II. Aşamada ana parseller arası kareler toplamı ve serbestlik derecesi üçe değil, dörde bölünür: a) Sütunlar (inekler) arası, b) Sıralar (dönemler) arası, c) Rasyonlar arası ve d) Hata (1). Bu, sütun ve sıraların birer blok durumunda olmalarındandır. III. aşamada ele alınacak olan ana parseller içi Kareler Toplamı ise, önceki gibi, a) Irklar (alt parseller) arası, b) Rasyon X Irk interaksiyonu ve c) Hata (2) olmak üzere üçe bölünür. Serbestlik derecelerinin bölümlendirmesi de aşağıda yapılmıştır.

Genele ait 32 — 1 = 31 serbestlik dereceli kareler toplamı ilk aşamada (4 X 4) — 1 =15 serbestlik dereceli ana-parseller arasına ve 31 — 15 =16 serbestlik dereceli ana-parseller içine bölünecektir. II. aşamada 15 serbestlik dereceli ana-parseller arası kareler toplamı a) 3 serbestlik dereceli sütunlar (inek grupları) arası. b) 3 serbestlik dereceli sıralar (dönemler) arası, c) 3 serbestlik dereceli rasyonlar arası ve d) 15 — (3 + 3 + 3) = 6 serbestlik dereceli Hata (1) kareler toplamlarına bölünecektir. III.

aşamada 16 serbestlik dereceli ana parseller içi kareler toplamı a) 1 serbestlik dereceli ırklar arası, b) 1 X 3 = 3 serbestlik dereceli Rasyon X Irk interaksiyonu, c) 16 — (1 + 3) —12 serbestlik dereceli Hata (2) kareler toplamlarına ayrılacaktır. Irklara (B düzeylerine) ve interaksiyona (hatta rasyonlara, A düzeylerine) ait kareler toplamları klasik şekilde hesaplanabilir.

3.2.2. Alt parselleri Latin Kare tasarlanmış BPDT

Ana parsellerdeki alt parsellerin B faktörü düzeylerine dağıtılmasında pozisyonlar dikkate alınmış ise, bundan ileri gelebilecek varyasyonun da hesaplanması gerekir. Şekil 3.2'den anlaşılacağı üzere, her ana parselde 4 ayrı pozisyon vardır ve her B düzeyi her pozisyonda bir kez denenmiştir. Bu bir Latin Kare tasarımıdır. Varyans analizi yapılırken, pozisyonların ana parseller içinde bir varyasyon kaynağı olduğu göz önünde tutulmalıdır. 0 halde, daha önce anlatılan I. ve II. aşama analizleri aynen yapılır. III. aşamada (Ana parseller içi Kareler Toplamı ve serbestlik derecesi analiz edilirken) B düzeyleri ile A X B interaksiyonundan başka pozisyon etkisine ait kareler toplamı da hesaplanır, Hata (2) ise bunlardan geriye kalandır [Düzgüneş ve ark., 1987].

a_3	a_1	a_2	a_4
b_2	b_1	b_3	b_4
b_1	b_2	b_4	b_3
b_3	b_4	b_2	b_1
b_4	b_3	b_1	b_2

Şekil 3.2. Ana parselleri rastgele, alt parselleri Latin Kare tasarımında dağıtılmış örnek bir blok

Dört farklı dozda gübre verilerek uygulanan dört sulama şeklinin (a_1, a_2, a_3, a_4) bir buğday çeşidinin verimine etkisini araştırmak üzere dört blokta yapılan bir bölünmüş parseller deneyi, alt parselleri Latin Kare tasarlanmış BPDT'ye bir örnek olarak verilebilir. Aynı buğday çeşidinin ekili bulunduğu her blok dört ana parsele ayrılır ve her sulama şekli bunlardan rastgele birine uygulanır. Ana parseller dörder parçaya bölünür, farklı gübre dozları uygulanır. Ancak, gübrenin her bir dozu bir ana parselde baştaki, diğerlerinde ikinci, üçüncü ve dördüncü alt parsele uygulanır. Böylece baştaki parsellerin sulamadan daha iyi yararlanma ihtimali gübre faktörünün her düzeyinde eşit duruma getirilir.

3.3. Bölünen Bölünmüş Parseller Tasarımı

İki faktörlü bölünmüş parseller tasarımındaki denemelerin alt parselleri üçüncü bir faktörün düzeylerine (muamelelerine) bölünürse, ortaya çıkan tasarım, bölünen bölünmüş parseller tasarımıdır.

Bölünen bölünmüş parseller tasarımında, alt-alt parsellere uygulanan C faktörü en yüksek güvenle, alt parsellere uygulanan B Faktörü orta derece güvenle, ana parsellere uygulanan A Faktörü ise en düşük güvenle kontrol edilmektedir. Bu sebeple, C Faktörü ve bunun diğer faktörlerle interaksiyonu deneycinin birinci derecede ilgilendiği konu ise, ve B Faktörüne de A ya oranla daha fazla önem veriliyorsa, bölünen bölünmüş parseller tasarımı idealdir [Yurtsever, 1984].

r adet tam blok, rastgele tamamlanmış blok tasarımında A Faktörüne ait a adet ana parsel muamelesine bölünmüş ve her bir ana parsel de B Faktörünün b adet alt parsel muamelesine rastgele dağıtılmış olsun. Bu alt parseller, C Faktörüne ait c adet muameleye, yani alt-alt parsellere bölünürse bu durumda;

A Faktörü için r adet rastgelelik,
B Faktörü için ra adet rastgelelik,
C Faktörü için rab adet rastgelelik olacaktır.

Bu, üç faktörün de sabit etkili olması durumunda üç farklı hata terimi ortaya çıkacağı anlamına gelir. Üç faktör için deney birimleri farklı olduğundan, her bir faktör için farklı hata terimleri olacaktır. Bir ya da daha fazla faktörün rastgele etkiye sahip olması durumunda daha fazla hata terimleri olacaktır.

Rastgeleleştirme işlemini bir örnekle açıklayacak olursak, r =3 bloklu, a = 2 düzeyli A Faktörüne, b = 3 düzeyli B faktörüne ve c = 4 düzeyli C faktörüne sahip bir tasarımın oluşturulmasındaki aşamalar aşağıda verilmiştir:

Aşama 1: Benzer deney üniteleri üç bloğa bölünür:

	Blok 1
	Blok 2
	Blok 3

Aşama 2: A Faktörünün düzeyleri her bir bloğa rastgele dağıtılır:

		Blok 1
A1	A2	
		Blok 2
A2	A1	
		Blok 3
A2	A1	

Aşama 3: B Faktörünün düzeyleri, bloklardaki her bir A faktörü içerisine rastgele dağıtılır.

B2	B3	B1	B1	B3	B2	
						Blok 1
	A1			A2		

B3	B1	B2	B1	B2	B3	
						Blok 2
	A2			A1		

B3	B2	B1	B3	B1	B2	
						Blok 3
	A2			A1		

Aşama 4: C faktörünün düzeyleri, bloklardaki A ve B faktörlerinin her bir düzeyine rastgele dağıtılır.

B2	B3	B1	B1	B3	B2	
C3	C3	C1	C2	C4	C4	Blok 1
C1	C2	C3	C4	C3	C1	
C2	C4	C2	C1	C1	C2	
C4	C1	C4	C3	C2	C3	
	A1			A2		

B3	B1	B2	B1	B2	B3	
C4	C2	C2	C2	C4	C2	Blok 2
C3	C4	C4	C1	C3	C1	
C1	C1	C3	C3	C2	C3	
C2	C3	C1	C4	C1	C4	
	A2			A1		

B3	B2	B1	B3	B1	B2	
C1	C2	C1	C1	C3	C3	Blok 3
C4	C3	C3	C2	C2	C1	
C2	C4	C4	C4	C1	C2	
C3	C1	C2	C3	C4	C4	
	A2			A1		

Yukarıda tanımlanan Bölünen bölünmüş parseller tasarımına ait lineer model, aşağıda verildiği gibidir;

$$Y_{hijk} = \mu + \rho_h + \alpha_i + \delta_{hi} + \beta_j + \alpha\beta_{ij} + \lambda_{hij} + \gamma_k + \alpha\gamma_{ik} + \beta\gamma_{jk} + \alpha\beta\gamma_{ijk} + \varepsilon_{hijk} \quad (3.1)$$

h=1,….r, i=1,…..a, j=1,….b, k=1,….c,

burada Y_{hijk}, hijk inci gözleme ait yanıt(ölçüm),

μ :genel ortalama etkisi,

ρ_h :h. Tekrar etkisi (rastgele dağılmış, sıfır ortalama ve σ^2_ρ varyanslı)

α_i :faktör A'nın i'inci muamelesinin (düzeyinin) etkisi,

δ_{hi} :rastgele hata etkisi (sıfır ortalama ve σ^2_δ ortak varyanslı)

β_j :faktör B nin j.muamelesinin (düzeyinin) etkisi

$\alpha\beta_{ij}$:Faktör A nın i inci ve Faktör B nin j inci düzeylerinin interaksiyon etkisi,

λ_{hij} :rastgele hata etkisi (sıfır ortalama ve σ^2_λ ortak varyanslı),

γ_k :Faktör C nin k. düzeyinin etkisi,

$\alpha\gamma_{ik}$:A ve C faktörlerinin interaksiyon etkisi,

$\beta\gamma jk$:B ve C faktörlerinin interaksiyon etkisi,

$\alpha\beta\gamma_{ijk}$:Üç faktörün, A, B ve C nin, interaksiyon etkisi,

ε_{hijk} :rastgele hata etkisi (sıfır ortalama ve σ^2_ε ortak varyanslı)

ρ_h, δ_{hi}, λ_{hij} ve ε_{hijk}, rastgele etkileri, karşılıklı bağımsız değişkenler olarak varsayılır.

Yukarıda tanımlanan şekilde bir bölünen bölünmüş Parseller Tasarımına ait varyans analizinde serbestlik derecesinin bölümlendirmesi aşağıdaki çizelgedeki gibi yapılır [Federer ve King, 2007].

Çizelge 3.3. Bölünen bölünmüş parseller tasarımı için serbestlik derecesi bölümlendirmesi

Varyasyon Kaynağı	Serbestlik Derecesi
Toplam	rabc
Ortalama için düzeltme	1
Tekrar=R	r-1
Ana parsel muamelesi = A	(a-1)
Hata A =RxA	(r-1)(a-1)
Alt parsel Muamelesi = B	b-1
AxB	(a-1)(b-1)
Hata B = R x B A içinde	a(r-1)(b-1)
Altın altı parsel muamelesi = C	c-1
A x C	(a-1)(c-1)
B x C	(b-1)(c-1)
A x B x C	(a-1)(b-1)(c-1)
A içinde tekrar	a(r-1)
Hata C = RxC A ve B içinde	ab(r-1)(c-1)

Bölünen bölünmüş parseller tasarımındaki alt-alt parsellerin tekrar bölünmesiyle, iki kez bölünen bölünmüş parseller (split split split plot) tasarımı elde edilir. Aynı şekilde, bu varyasyonları pek çok kez artırmak mümkündür. Ancak uygulama güçlüğü ve analizde karşılaşılan zorluklar sebebiyle genellikle tercih edilmemektedir.

3.4. Genişletilmiş (Augmented) Bölünmüş Parseller Tasarımı

İlk kez 1956 yılında Federer tarafından bahsedilen genişletilmiş bölünmüş parseller tasarımı, çok sayıda genotip ya da muameleyi (herbisitler, fungusitler vb.) gözlemlemek için kullanılır. Bir genişletilmiş bölünmüş parseller deney tasarımı, herhangi bir standart deney tasarımı planıyla başlar ve daha sonra blok genişliğinin, satır ya da sütun sayısının, n adet yeni genişletilmiş muameleyi içermek amacıyla artırılmasıyla devam eder. Bu muameleler genellikle bir denemede sadece bir kez kullanılır. Yeni muamelelerin sayısının çokluğu ve materyalin kıtlığı, yeni muamelelerin tekrarlanmasına engel oluşturur. Genişletilmiş tamamlanmış ve tamamlanmamış blok deney tasarımı Federer (1961) tarafından, genişletilmiş Latin Kare tasarımlar yine Federer ve ark. (1975) ve Federer ve Raghavaro (1975) tarafından anlatılmıştır. Genişletilmiş Latis Kare tasarım sınıfı yine Federer (2002) tarafından anlatılmış, Wolfinger ve ark. (1997), Federer ve Wolfinger (2003) tarafından genişletilmiş bölünmüş parseller tasarımının analizleri için SAS kodları verilmiştir. Yine Federer (2005), genişletilmiş Bölünmüş Bloklar Tasarımını tanımlamış ve bu tasarım için analizler ve SAS kodları vermiştir [Federer ve King, 2007].

Genişletilmiş bölünmüş parseller tasarımına ait pek çok varyasyon bulunmakla birlikte, bu bölümde; ana parsellerde genişletilmiş genotipler, alt parsellerde genişletilmiş genotipler ve genişletilmiş bölünen bölünmüş parseller tasarımı olmak üzere, Federer ve King 2007'den alınan üç başlık üzerinde durulacaktır.

3.4.1. Ana parsellerde genişletilmiş genotipler

Sulama, ilaçlama, herbisitler, biçim zamanı, yoğunluk, ya da bitki yetiştirmede kullanılan diğer değişkenlerin, değişen düzeylerdeki performanslarını izlemek amacıyla, c adet ana parsele (genotipe) , her bir tekrara n/r adet gelecek şekilde n adet yeni genotip eklendiğini düşünelim. Bu durumda, her bir yeni genotip, deneyde bir kez görünecektir. Bu genotipler, daha önceki dönemlerde izlenmiş ve sayısı azaltılmış olabilir. Seçimin bu evresinde deneydeki tüm genotiplerin sabit etkiler olduğunu düşünmek, istenen bir durumdur.

Ana parsel muameleleri c adet kontrol muamelesi (genotip) ve alt parsel muameleleri d adet ekim tarihinden oluşan r tekrarlı (bloklu) bir tasarımda, n adet yeni genotip eklendiği düşünülürse, Ana Parsellerde Genişletilmiş BPDT için Varyans Analizi Tablosu Çizelge 3.4'teki gibi olacaktır:

Çizelge 3.4. r tekrarlı, c adet kontrol muamelesine (genotip), d adet alt parsel muamelesine sahip, n adet yeni genotip eklenmiş ana parsellerde genişletilmiş BPDT için varyans analizi tablosu

Varyasyon Kaynağı	Serbestlik Derecesi
Toplam	f(rc+n)
Ortalama için düzeltme	1
Tekrar=R	r-1
Genotipler, ana parsel muameleleri(G)	c+n-1
Kontroller C	c-1
Yeni N	n-1
C, N ye karşı	1
GxR =Kontroller x R =CxR	(c-1)(r-1)
Ekim tarihi D	d-1
D x G	(d-1)(c+n-1)
D x C	(d-1)(c-1)
D x N	(d-1)(n-1)
D x C N ye karşı	d-1
D x R,G içinde	c(d-1)(r-1)

Bu şekilde bir tasarımda, hem ekim tarihi, hem de ekim tarihi X genotip interaksiyonu (D X G) üzerine daha fazla bilgi edinilecektir.

3.4.2. Alt parsellerde genişletilmiş genotipler

Genotipler, Toprak işleme, gübreleme, sulama gibi diğer faktörleri içeren ana parsel muameleleriyle alt parsel muameleleri olarak kullanılabilir. t toprak işleme ana parsel muamelesi, c kontrol muamelesi, n adet yeni genotip ve r tekrarlı bir deneme düşünülsün. Kontroller ve yeni genotipler, alt parsel muameleleridir. Serbestlik derecesini bölümlendiren bir varyans analizi, Çizelge 3.5'te verilmiştir. Eğer n, r ye bölünebilirse, her bir tekrarda n/r yeni genotip olacaktır. Aksi halde, her bir tekrardaki genotip sayıları farklı olacaktır. Bir tekrardaki yeni bir genotip, t toprak işleme ana parsel muamelesinin her birinde, fakat tekrarların sadece birisinde gözükecektir. Bu, yeni genotiplerin t ana parsel muamelesi üzerinde tekrarlanmasını sağlar.

Çizelge 3.5. t toprak işleme muamelesi, c kontrol muamelesi, n yeni genotip ve r tekrar için, genotiplerin alt parsele konulduğu duruma ait varyans analizi tablosu

Varyasyon Kaynağı	Serbestlik Derecesi
Toplam	t(rc+n)
Ortalama için düzeltme	1
Tekrar, R	r-1
Toprak İşleme (T)	(t-1)
Hata T = RxT	(r-1)(t-1)
Genotipler (G)	c+n-1
GxT	(t-1)(c+n-1)
CxT	(c-1)(t-1)
N1 x T (Tekrar 1 İçinde)	(n/r -1)(t-1)
N2 x T (Tekrar 2 İçinde)	(n/r -1)(t-1)
……………	
Nr x T (Tekrar r İçinde)	(n/r -1)(t-1)
N x T ye karşı C	(t-1)
T içinde C x R, Hata G	t(r-1)(c-1)

Yukarıdaki tabloda Ni, Ri tekrarındaki T ana parsel muamelesinin her bir düzeyinde yeni genotipleri göstermektedir. C ise kontrol muamelelerini göstermektedir. Konuyla ilgili örnekler, Federer ve King (2007)'den edinilebilir.

3.4.3. Genişletilmiş bölünen bölünmüş parseller tasarımı

Genişletilmiş Bölünmüş Parsellerin pek çok varyasyonundan birisi de Genişletilmiş Bölünen bölünmüş parseller deney tasarımı (GBBPDT) dır. GBBPDT' i göstermek için, ana parsel muamelelerini temsil eden t muamele, v = c kontrol + alt parsel muamelelerini gösteren n adet yeni genotip, f tane alt-alt muamele ve t ana parsel muamelesinin r tekrarı olsun. Yani 3.4.2 deki GBPDT’ ye, içine alt-alt parsel deney ünitelerinin konulduğu ALTPDU’ lara ilave bölümlendirme yapılsın. Her bir tekrarda n/ r yeni genotip vardır. Böyle bir deney tasarımında, varyans analizi tablosunda serbestlik derecesinin bölümlendirmesi Çizelge 3.6’ daki gibidir:

Çizelge 3.6. GBBPDT’de serbestlik derecesinin bölümlendirmesi

Varyasyon Kaynağı	Serbestlik Derecesi
Toplam	rtcf +tfn
Ortalama için düzeltme	1
Tekrar=R	r-1
Ana Parsel Muamelesi W	(t-1)
Hata W =RxW	(r-1)(t-1)
Alt Parsel Muameleleri S	v-1
W x S	(t-1)(v-1)
W x Konroller C	(t-1)(c-1)
W x yeni, N	(t-1)(n-1)
W x C, N ye karşı	(t-1)
S x R, W içinde	t(c -1)(r-1)
Alt Alt Parsel Muamelesi SS	f-1
SS x W	(t-1)(f-1)
SS x S	(f-1)(v-1)
SS x W x S	(f-1)(v-1)(t-1)
SS x R, W ve S içinde	tc(f-1)(r-1)

İstenirse, iki faktör için SS x S interaksiyonu da W x S interaksiyonundaki şekilde bölümlendirilebilir.

3.5. Bölünmüş Bloklar (Split Block) Deney Tasarımı

Bazı denemelerde, alt parsel muamelelerini her ana parsel içine rastgele dağıtmak yerine, blok boyunca bir şerit halinde yerleştirmek zorunlu hale gelir. Örneğin, gübreleme ve ilaçlamanın bir uçak aracılığıyla yapıldığı geniş ölçekli bir tarla denemesinde, her bir gübre çeşidinin ya da herbisit (yabancı ot ilacı) çeşidinin küçük parsellerde denenmesi zor olacağından, bunların bloklar boyunca uygulanması zorunlu hale gelebilir. Bu durumda kullanılacak tasarım, "Bölünmüş Bloklar Tasarımı" dır.

A düzeyli bir A Faktörü ve b düzeyli bir B Faktörü olsun. Faktör A (ya da B) faktöriyel ya da diğer bir muamele tasarımına sahip olabilir. Her bir tam blokta, (tekrarda) A Faktörünün a düzeyi ANAPDU'ya rastgele dağıtılmış olsun. Sonra, A ya dikey olarak, B deney üniteleri biçimlendirilir ve B Faktörünün b düzeyi her bir tam blokta b ana parsel muamelesinin ikinci setine rastgele dağıtılır. Faktör B nin düzeyleri Faktör A'nın düzeyleri boyunca yerleşir ve aynı şekilde A nın düzeyleri de B'nin düzeyleri boyunca çaprazlama kesişen tarzda yerleşir. Bu düzenleme, farklı rastgeleliklerle r tam bloğun her birinde tekrarlanır. Bu tasarım için, iki tane ana parsel muamelesinin (A ve B) yanı sıra, A ve B Faktörlerinin her birisi için iki ayrı ANAPDU vardır. A x B interaksiyon etkileri, ana parsel muamelelerinin ikisine de bölünmüş parseller tasarımındadır. Faktör A muameleleri için rastgele tamamlanmış blok deney tasarımı kullanılır. Aynı zamanda, Faktör B muameleleri de rastgele tamamlanmış blok deney tasarımında düzenlenmiştir. Faktör A' nın düzeyleri için r rastgelelik, Faktör B' nin düzeyleri için de r rastgelelik vardır. A ve B ana parsel muameleleri için başka tasarımlar da kullanılabilir ancak bu bir standart bölünmüş bloklar deney tasarımıdır. Tasarıma literatürde pek çok farklı isim verilmiştir. Nair (1944), Khargonkar (1948) ve Hoshmand (1994) tarafından "şerit parseller", Gomez ve Gomez (1984) tarafından "şerit bloklar" , Mead (1988) tarafından "criss-cross design : çaprazlama kesişen tasarım" şeklinde adlandırılan tasarımdan, Yates (1933), Federer (1955, 2007), Lentner ve Bishop (1986), "split block experimental design:bölünmüş bloklar deney tasarımı" olarak bahsetmişlerdir.

A ve B Faktörlerinin iki yönlü bir dizilişinden oluşan bir bölünmüş bloklar deney tasarımının şematik düzenlemesi Şekil 3.3’te gösterildiği gibidir:

	Blok 1				Blok 2				….	Blok r		
	A	1	2	…	a	1	2	…	a	1	2	…	a
B1													
2													
3													
…													
b													

Şekil 3.3. A ve B Faktörlerinin iki yönlü bir dizilişinden oluşan bir bölünmüş bloklar deney tasarımının şematik düzenlemesi

Aşağıdaki aşamalar, a= 3 düzeyli A faktörü ve b= 4 düzeyli B Faktörüne ait r= 3 bloklu bir Bölünmüş Bloklar Tasarımı için bölümlendirme işleminini göstermektedir.

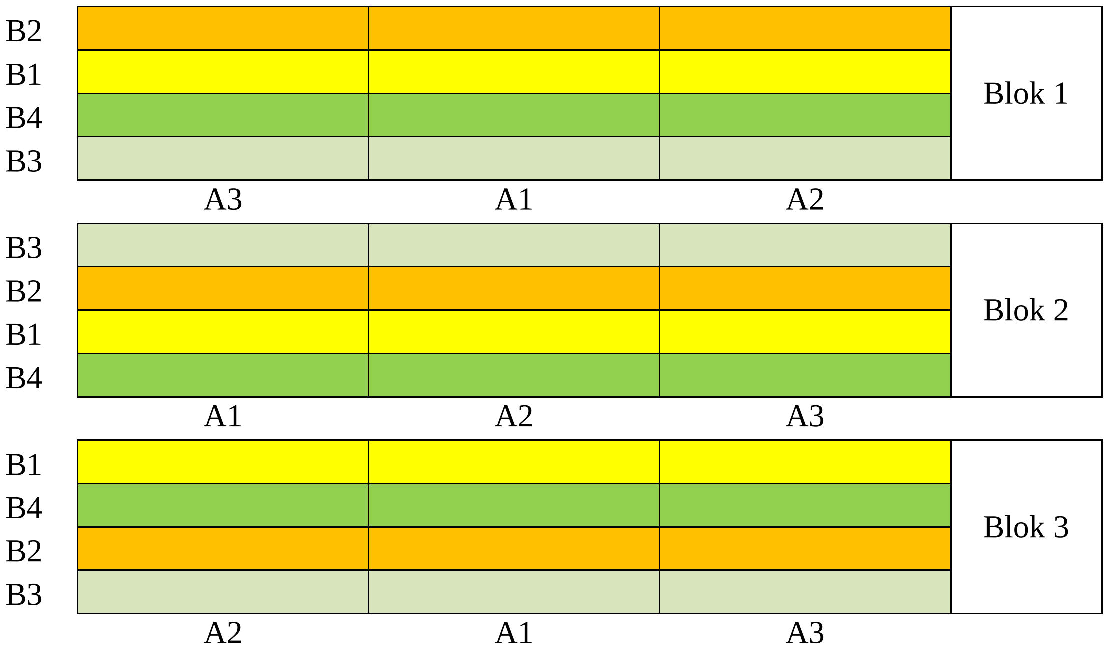
Aşama 1: Benzer deney üniteleri dört blok halinde gruplanır.

	Blok 1
	Blok 2
	Blok 3

Aşama 2: A Faktörünün düzeyleri her bir bloktaki deney ünitelerine rastgele dağıtılır.

			Blok 1
A3	A1	A2	
			Blok 2
A1	A2	A3	
			Blok 3
A2	A1	A3	

Aşama 3: A Faktörünün her bir düzeyi boyunca, B Faktörünün düzeyleri rastgele dağıtılır.



Deneyin bu şekilde tasarlanmasının istatistiksel analize etkisi, Çizelge 3.7’de verilen varyans analizi tablosunda görülebilir.

Çizelge 3.7. Bölünmüş Bloklar Tasarımına ait ANOVA

Varyasyon Kaynağı	Serbestlik Derecesi
Toplam	rab = 3(3)(4) = 36
Ortalama için düzeltme	1
Tekrar, R	r-1 = 2
Faktör A	a-1 = 2
Hata A =R x A	(r-1)(a-1) = 4
Faktör B	b-1 = 3
A x B	(a-1)(b-1)=6
Hata B = R x B	(r-1)(b-1) = 6
R x A x B = Hata AB	(r-1)(a-1)(b-1) = 12

Faktör A, Faktör B ve A x B interaksiyonu için deney üniteleri farklı olduğu için, bu tasarımda üç farklı hata terimi olacaktır. İki ana parsel muamelesinin her biri için r tane rastgelelik söz konusudur fakat bunların deney üniteleri farklı olduğu için farklı hata kare ortalamalarına sahiptirler [Federer ve King, 2007].

Standart Bölünmüş Bloklar Deney Tasarımı için yanıt modeli aşağıdaki gibidir:

$$Y_{hij} = \mu + \rho_h + \alpha_i + \eta_{hi} + \beta_j + \delta_{hj} + \alpha\beta_{ij} + \varepsilon_{hij} \tag{3.2}$$

h=1,….r, i=1,…..a, j=1,….b,

burada Y_{hij}, hij inci deney birimine ait yanıt (ölçüm),

μ :genel ortalama etkisi,

ρ_h :h. Blok ya da tekrar etkisi (aynı ve bağımsız dağılmış, sıfır ortalama ve σ^2_p varyanslı)

α_i :Faktör A'nın i'inci düzeyinin etkisi,

η_{hi} :Faktör A için rastgele hata etkisi (aynı ve bağımsız dağılmış, sıfır ortalama ve σ^2_η varyanslı)

δ_{hj} :Faktör B için rastgele hata etkisi (aynı ve bağımsız dağılmış, sıfır ortalama ve σ^2_δ varyanslı)

β_j :Faktör B nin j.düzeyinin etkisi

$\alpha\beta_{ij}$:A ve B faktörlerinin ij inci interaksiyon etkisi

ε_{hij} :Interaksiyon etkileri için rastgele hata etkisi (aynı ve bağımsız dağılmış, sıfır ortalama ve σ^2_ε varyanslı)

3.6. Zamanda Bölünmüş Parseller Deney Tasarımı

Bazı denemelerde, belli bir zaman süresi içinde, aynı ana parsellerden birden çok gözlem değeri elde edilebilmektedir. Örneğin yonca ve çilek gibi çok yıllık bitkilerde, aynı yıl içinde ve değişik yıllarda bir çok kez ürün alınabilmektedir. Bu gözlem değerleri, bir çok bakımlardan, bölünmüş parsellerden elde edilenlere benzemekte ve bölünmüş parseller gibi analiz edilmektedirler. Bu nedenle bunlar "zamanda bölünmüş parseller" olarak anılmaktadırlar [Yurtsever, 1984].

Bir rastgele blok tasarımında, A faktörünün a düzeyi (varyete), r adet blokta b yıl süreyle denenmiş olsun. X_{ijk} değerleri, inci bloktaki j inci varyetenin k ıncı yıldaki gözlemini gösterir. Bu durumda deneyin analizinde aşağıdaki aşamalar izlenir:

1. Her bir yılın gözlem değerleri için birer analiz yapılır.

2. Tüm yıllar üzerinden ana parsel toplamlarını verecek olan iki yönlü interaksiyon tablosu Çizelge 3.8'deki gibi oluşturulur.

3. Çizelge 3.8'deki toplamlardan, ana parsel muamelelerine ait kare toplamları, bölenlerin belirlenmesinde alt parseller de dikkate alınarak hesaplanır.

4. Alt parsel analizi, Çizelge 3.9'daki serbestlik derecelerinden faydalanılarak hesaplanır [Steel ve Torrie, 1960].

Çizelge 3.8. Zamanda bölünmüş parseller için ana parsel toplamları

Blok	Varyete					Blok Toplamları
	1	…	J	…	a	
1	$X_{11.}$		$X_{1j.}$		$X_{1a.}$	$X_{1..}$
.						.
.	. . .	. . .	. . .	. . .	. . .	.
.						.
i	$X_{i1.}$		$X_{ij.}$		$X_{ia.}$	$X_{i..}$
.						.
.	. . .	. . .	. . .	. . .	. . .	.
.						.
r	$X_{r1.}$		$X_{rj.}$		$X_{.a.}$	$X_{r..}$
Varyete Toplamları	$X_{.1.}$	…	$X_{.j.}$	…	$X_{.a.}$	$X\ldots$

Burada deneme (r X a) adet ana parselden oluşmaktadır ve bu parseller alt parsellere ayrılmamış, bunlardan farklı yıllarda alınan gözlemler alt parsel gözlemleri olarak kaydedilmişlerdir. Yani, mekanda değil, zamanda bir bölünme söz konusudur.

Zamanda bölünmüş parseller tasarımına İlişkin serbestlik derecesi bölümlendirmesi aşağıdaki gibidir [Steel&Torrie, 1960].

Çizelge 3.9. Zamanda bölünmüş parseller tasarımına ilişkin serbestlik derecesi Bölümlendirmesi

Varyasyon Kaynağı	Serbestlik derecesi
Bloklar, R	r-1
Varyeteler, A	a-1
Hata(a), AR	(r-1)(a-1)
Ana üniteler	ar-1
B	b-1
Alt parsel x blok, BR	(r-1)(b-1)
Alt parsel x varyete, AB	(a-1)(b-1)
Hata (b)	(r-1)(a-1)(b-1)
Toplam	rab-1

Zamanda bölünmüş parseller ile mekanda bölünmüş parseller arasında bazı önemli farklılıklar vardır. Zamanda bölünmüş parsellerde, mekanda bölünmüş parsellerin aksine, bloklar (R) ile yıllar (B) arasındaki interaksiyon hata (B) ye dahil edilmemekte, ayrı hesaplanmaktadır. Çünkü blok etkileri (R) ile alt parsel konuları arasında çoğu kez önemli interaksiyon çıkmaktadır. Eğer bloklar, örneğin meyil bakımından birbirinden farklı yerlerde iseler, rutubet ve diğer şartlar nedeniyle bazı bloklar, yılın birinde ürünün artmasına neden olurken, diğer bir yılda bunun aksi bir etki yapabilirler.

Bir diğer fark da, muamele ortalamaları arasındaki çeşitli karşılaştırmalar için standart hataların, her iki analiz için her zaman aynı olmamasıdır. Sabit model söz konusu olduğunda, F testlerindeki bölenler gibi, standart hatalar da pek farklı değildir. İki A ortalaması arasındaki farkın kontrolü için standart hata

$\sqrt{2Hata\,A/rb}$ ya da $\sqrt{2bHata\,A/r}$

dir. Fakat, zamanda bölünmüş parsellerde, aynı B seviyesinde iki A ortalaması arasındaki farkın standart hatası;

$\sqrt{2Hata\,/r}$

şeklindedir. Burada Hata, söz konusu B seviyesi yani yıl için bireysel analizdeki hata kareler ortalamasıdır. İşte kombine analize geçmeden önce, yıllar itibariyle ayrı analizlerin yapılmasının nedenlerinden birisi de budur [Yurtsever, 1984].

3.7. Zamanda ve Mekanda Bölünmüş Parseller Deney Tasarımı

Zamanda ve mekanda bölünmüş parseller denemelerine en uygun örnek, çilek ve yonca gibi üç veya dört yıllık bitkilerle yapılan bölünmüş parseller düzenindeki denemelerdir. Örneğin, ana parsellere uygulanan B faktörü seviyeleri değişik toprak işlemleri olan bir bölünmüş parseller denemesinde, yıllar itibariyle elde edilen ürün miktarı üçüncü bir C faktörü seviyeleri olarak alınacak olursa, alt parseller mekanda, alt-alt parseller de zamanda bölünmüş demektir. Böyle bir denemeden, yıllar itibariyle elde edilen ürün miktarlarının analizleri Bölüm 2.4'te açıklanan yönteme göre yapılacaktır. Fakat, muamelelerin değişik yıllardaki etkilerinin devam edip etmediğini yani bir süreklilik gösterip göstermediğini saptayabilmek için, denemenin devam ettiği yıllardaki tüm değerlerin toplu bir analize tabi tutulması gerekir. İşte, zamanda ve mekanda bölünmüş parseller düzeni bu gibi durumlarda söz konusu olmaktadır [Yurtsever, 1984].

Zamanda ve Mekanda Bölünmüş Parseller tasarımına ilişkin ayrıntılı bilgi, Steel ve Torrie, 1960'dan edinilebilir.

3.8. Manken Alt Parseller İçeren BPDT

Manken alt parseller içeren bölünmüş parseller tasarımı, özellikle bitki yetiştiriciler için yararlı tasarımlardan birisidir. Özellikle toprak verimliliği ve tarımsal mücadele alanlarında yapılan araştırmalarda bu düzene geniş ölçüde başvurulmaktadır. Ana parsel muameleleri gübre veya ilaç miktarları ve alt parsel muameleleri bunların uygulama yöntem veya zamanları olan denemeler bu düzen için tipik örneklerdir.

Ana parsel muamelesi gübre miktarı olan bir denemede, ana parsellerden birisine uygulanan gübre miktarı sıfır olarak belirlenmiş olsun. Ana parselin altına uygulanabilecek alt parsel muamelesi de gübre çeşidi olarak seçilirse, sıfır gübre seviyesinde gübre uygulanmayacağından, bunun altındaki parsellerde gübre çeşitlerinin karşılaştırılması mümkün olmayacaktır. İşte bu parsellere kukla (manken) parseller denilir.

"Manken" karşılaştırmaları içeren bölünmüş parseller deneme tertiplerinin istatistik analizleri, genel hatlarıyla, normal bölünmüş parsellere benzemekle beraber, bazı farklı yönleri de bulunmaktadır. Örneğin, B ve AB interaksiyonunun kareler toplamları farklı şekilde hesaplanmakta ve AB interaksiyonuna ait 1 serbestlik derecesi hata (b) ye geçmektedir. Yani, AB nin s.d. = (a-1)(b-1)-1 ve hata (b) nin s.d. = a(r-1)(b-1) + 1 formülleriyle bulunmaktadır [Yurtsever, 1984].

4. BÖLÜNMÜŞ PARSELLER TASARIMI İÇİN BİR UYGULAMA

Bu bölümde, Ankara Üniversitesi Ziraat Fakültesi'nde yapılan bir araştırmaya ilişkin veriler kullanılmıştır.

Araştırma Ankara İli Temelli Beldesi yakınlarındaki tarlalarda 2002-2004 yılları arasında yürütülmüştür. Ana ürün buğdayın verimi üzerine, nadas yılında yetiştirilebilecek yemlik ve yemeklik baklagiller ile değişik gübre dozlarının etkisi test edilmiştir [Kendir ve ark., 2006].

4.1. Materyal ve Yöntem

Çalışmanın ilk yılında İç Anadolu Bölgesinde buğday-nadas ekim sistemi içinde tarlanın boş kaldığı nadas uygulaması yerine geçebilecek, aynı zamanda üretimde azalmaya yol açmayacak ön bitki muameleleri rastgele düzende araziye uygulanmıştır (Çizelge 4.1).

Çizelge 4.1. Ön bitki uygulamalarının birinci yılda arazi üzerindeki uygulanışı

Buğday	Kışlık mercimek	Koca fiğ	Nadas	Nohut	Yazlık mercimek	**Blok 1**
Yazlık mercimek	Nadas	Kışlık mercimek	Buğday	Koca fiğ	Nohut	**Blok 2**
Koca fiğ	Buğday	Nohut	Yazlık mercimek	Nadas	Kışlık mercimek	**Blok 3**
Kışlık mercimek	Yazlık mercimek	Nadas	Nohut	Buğday	Koca fiğ	**Blok 4**

Ön bitkilerden koca fiğ, kışlık mercimek ve buğday sonbaharda, yazlık mercimek ise ilkbaharda mart ayı içinde ekilmiştir. Ekimler, markörle belirlenen ve çizi çapası yardımı ile uygun derinliğe getirilen sıralara yapılmıştır. Parsel büyüklükleri 6mx10m=60 metrekare olarak alınmıştır. Nadas uygulaması yapılan parselde Nisan ayı içinde toprak işlemesi yapılmış ve yabancı otların gelişimi engellenmiştir. Koca fiğ ekilen parsellerde, yeşil gübreleme amacı ile, bitkiler çiçeklenme döneminde iken, parsel sürülmüş ve bitkiler toprağa karıştırılmıştır. Mercimek nohut ve buğday ekilen parsellerdeki bitkiler biçim olgunluğuna geldiğinde, oraklarla biçilerek hasat yapılmıştır. Tüm deneme alanındaki hasat işlemi tamamlandıktan sonra, parseller pullukla işlenmiştir.

Çalışmanın ikinci yılında ise, ilk yıl değişik ön bitki uygulamasının yapıldığı tarla üzerinde, tesadüf bloklarında BPDT'ye göre 4 tekrarlamalı olarak asıl çalışma düzenlenmiştir. Bu aşamada ana faktör olan ön bitki uygulamaları (buğday, nadas, kışlık mercimek, koca fiğ, yazlık mercimek ve nohut) ana parsellere yerleştirilmiştir. İkinci faktör olarak ise gübreleme (tam ve azaltılmış gübre dozu) uygulaması kabul edilmiştir (Çizelge 4.2).

Çizelge 4.2. Çalışmada ele alınan faktörler ve seviyeleri

Ana Faktör (Ön bitki)	**Alt Faktör (Gübreleme)**
Buğday	Tam doz gübreleme (6 kg/da P_2O_5 + 6 kg/da N)
Nadas	
Kışlık mercimek	
Yazlık mercimek	Yarım doz gübreleme (3 kg/da P_2O_5 + 3 kg/da N)
Koca fiğ	
Nohut	

Bir önceki yıl değişik ön bitki uygulamalarının yapıldığı 6 ana parsel (buğday, nadas, kışlık mercimek, yazlık mercimek ve nohut uygulama parselleri) kendi içinde rastgele ikiye bölünerek alt parseller elde edilmiştir. Alt parsellerde gübre uygulamaları gerçekleştirilmiştir (Çizelge 4.3).

Çizelge 4.3. Denemenin ikinci yılında araştırma konularının arazideki uygulanışı

Buğday	Kışlık mercimek	Koca fiğ	Nadas	Nohut	Yazlık mercimek	**Blok 1**
G1	G2	G2	G1	G2	G2	
G2	G1	G1	G2	G1	G1	

Yazlık mercimek	Nadas	Kışlık mercimek	Buğday	Koca fiğ	Nohut	**Blok 2**
G2	G1	G1	G2	G2	G1	
G1	G2	G2	G1	G1	G2	

Koca fiğ	Buğday	Nohut	Yazlık mercimek	Nadas	Kışlık mercimek	**Blok 3**
G1	G2	G2	G2	G1	G1	
G2	G1	G1	G1	G2	G2	

Kışlık mercimek	Yazlık mercimek	Nadas	Nohut	Buğday	Koca fiğ	**Blok 4**
G2	G1	G1	G2	G1	G1	
G1	G2	G2	G1	G2	G2	

Değişik ön bitki uygulamalarından elde edilen ve ana parsel olarak düşünülen alanlara 21 Ekim 2003 tarihinde traktörle çekilen bir ekme makinesi (mibzer) ile Gün-91 (*Triticum aestivum*) ekmeklik buğday çeşidi ekilmiştir. Ekim oranı olarak 20 kg/da tohumluk kullanılmış, ekim 5-7 cm derinliğe yapılmıştır. Ekimden önce parseller ikiye bölünmüş ve her bir parsele deneme planına göre uygun gübre dozu elle serpilmiştir. Ekimin tamamlanmasını takiben parsellere başka bir uygulama (sulama vb) yapılmamıştır. Tam ve 1/2 doz gübre uygulanan parsellerde yabancı otlarla mücadele etmek amacı ile 2.4-D (isooctylester) içeren herbisit uygulanmıştır. Herbisit dozu üretici firma tavsiyesi dikkate alınarak 125 ml/da olarak belirlenmiş ve uygulama bitkilerin kardeşlenme döneminde, rüzgarsız bir havada yapılmıştır.

Parsel verimini belirlemek amacıyla, 1 m^2'lik çerçeve içine giren bitkiler orak yardımı ile elle hasat edilmiştir. Elde edilen bu örnekler daha sonra harman edilerek tane verimleri bulunmuştur.

Elde edilen sonuçların yorumlanması amacıyla MINITAB yazılımı aracılığıyla Varyans Analizi yapılmış, sonuçlar ve yorumları Bölüm 4.2'de verilmiştir.

Ayrıca, sonuçların daha anlaşılır hale getirilmesi amacıyla, rakamların grafiksel formda yorumlanmasını sağlayan bir teknik olan ANOM (Analysis of Means) tekniği de uygulanmıştır. ANOM, ANOVA dan sonra ya da ANOVA yerine yapılan çoklu karşılaştırma prosedürlerinden birisidir ve her bir muamele ortalamasının genel ortalama ile karşılaştırılmasını sağlar. ANOVA ile karşılaştırıldığında, ANOM'un tercih edilme sebebi, anlaşılması ve uygulaması kolay bir yöntem olması, sonuçlarının açıklamayı kolaylaştırıcı grafiksel formda gösterilebilmesi ve uygulamada güç kaybı bakımından dezavantaj getirmemesidir.

ANOM, ilk defa 1827'de, yani Fisher ANOVA 'yı tanıtmadan yaklaşık 100 yıl önce Laplace tarafından kullanılmıştır. Ancak "analysis of means" deyimini ilk kez kullanan Ott (1967) olmuştur.

1982 de, dengeli tamamlanmış tasarımlarda ANOM un esas etkisi için tam ANOM kritik değerleri Nelson tarafından elde edilmiştir. 1983 yılında, "Journal of Quality Technology" dergisi Ocak sayısını ANOM'a ayırmış ve bilimin o günkü durumunu özetlemiştir. O tarihten beri, ANOM tekniğinde bazı ilerlemeler olmuş, Tam kritik değerlerin sadece dengeli tamamlanmış tasarımlardaki ana etki için değil, aynı zamanda Latin Kare, dengeli tamamlanmamış bloklar, Youden Kare gibi tasarımlar için de uygun olduğu gösterilmiştir [Nelson, 1993].

Günümüzde ANOM prosedürü SAS ve MINITAB gibi istatistiksel yazılımlarda da bulunmaktadır. Bu yazılımlar, ANOM'u mühendislikten sağlık bilimlerine geniş bir alanda kolayca uygulanabilen bir teknik haline getirmiştir.

4.2. Uygulama Sonuçları ve Yorumlar

Söz konusu çalışmaya ilişkin elde edilen veriler Çizelge 4.4'te verilmiştir.

Çizelge 4.4. Altı ön bitki uygulaması ve iki gübre dozunda buğday verimi.

Ön Bitki	Gübre düzeyi	Tekrar			
		1	2	3	4
Nadas	1	692.76	610.91	574.30	520.66
	2	561.18	528.78	490.35	437.32
Buğday	1	509.61	480.27	442.88	476.32
	2	468.39	475.06	420.38	448.29
Kışlık Mercimek	1	608.27	566.58	511.74	517.61
	2	508.60	486.05	440.12	452.67
Nohut	1	614.48	562.32	538.61	540.35
	2	472.38	501.57	456.91	532.17
Yazlık Mercimek	1	596.47	600.68	520.24	527.34
	2	496.55	502.96	477.81	420.70
Kocafiğ	1	588.46	515.40	529.26	473.38
	2	502.16	439.56	447.19	480.23

Minitab çıktısı için veriler ise aşağıda verilmiştir.

Ön Bitki	Gübre düzeyi	Tekrar	Verim
0	1	1	692.76
0	1	2	610.91
0	1	3	574.30
0	1	4	520.66
0	2	1	561.18
0	2	2	528.78
0	2	3	490.35
0	2	4	437.32
1	1	1	509.61
1	1	2	480.27

1	1	3	442.88
1	1	4	476.32
1	2	1	468.39
1	2	2	475.06
1	2	3	420.38
1	2	4	448.29
2	1	1	608.27
2	1	2	566.58
2	1	3	511.74
2	1	4	517.61
2	2	1	508.60
2	2	2	486.05
2	2	3	440.12
2	2	4	452.67
3	1	1	614.48
3	1	2	562.32
3	1	3	538.61
3	1	4	540.35
3	2	1	472.38
3	2	2	501.57
3	2	3	456.91
3	2	4	532.17
4	1	1	596.47
4	1	2	600.68
4	1	3	520.24
4	1	4	527.34
4	2	1	496.55
4	2	2	502.96
4	2	3	477.81
4	2	4	420.70
5	1	1	588.46
5	1	2	515.40
5	1	3	529.26
5	1	4	473.38
5	2	1	502.16
5	2	2	439.56
5	2	3	447.19
5	2	4	480.23

Burada kullanılan faktör düzeyleri ise aşağıdaki gibi kodlanmıştır:

ÖnBitki	0: Nadas 1:Buğday 2:K.Mercimek 3:Nohut 4:Y.Mercimek 5:Kocafiğ	Gübre	1:Tam 2:1/2

Tane verimine ilişkin değerler için, Minitab yazılımı aracılığıyla yapılan varyans analizi sonuçları Çizelge 4.5'te verilmiştir. Analizden de görüleceği üzere ön bitki ve gübre uygulamaları buğdayda tane verimine istatistiki olarak önemli sayılan düzeyde etkili olmuştur (P<0.01). Ön bitki ve gübre interaksiyonu ise önemsiz (P>0.05) çıkmıştır. İnteraksiyon önemli bulunsaydı, gübre düzeyleri her bir ön bitki çeşidinde ayrı ayrı karşılaştırılacaktı ancak önemsiz çıktığı için yapılmamıştır.

Çizelge 4.5. Farklı ön bitki ve gübre uygulamalarının buğday verimine etkisine ait varyans analizi tablosu

Varyasyon Kaynağı	Serbestlik derecesi	Kareler Toplamı	Kareler ortalaması	F değeri	P
Bloklar	3	35735.9	11912.0	10.25	-
Ön bitki	5	34349.3	6869.9	5.91	0.003**
BlokXÖnbitki	15	17426.6	1161.8	2.00	0.081
Gübre	1	58207.9	58207.9	100.44	0.000**
ÖnbitkiXgübre	5	6434.3	1286.9	2.22	0.097
Hata 2	18	10431.8	579.5		
Toplam	47	162585,7			

Çizelge 4.6'da ön bitki ve gübre uygulamalarından elde edilen tane verimine ilişkin ortalamalara ait Duncan testi verilmektedir. Çizelgeden de anlaşılacağı gibi ön bitki uygulamalarında buğdayda tane verimi 465.2 kg/da ile 552.0 kg/da arasında değişmiştir. İki düzeyi olduğu için gübre uygulamasına ilişkin Duncan testine gerek duyulmamıştır.

Çizelge 4.6. Duncan testi sonuçları

Önbitki	Tam Gübre uygulaması	½ Gübre uygulaması	Ortalama
Nadas	599.6	504.40	552.0 A
Buğday	477.27	453.03	465.2 C
Kışlık Mercimek	551.05	471.86	511.5 ABC
Nohut	563.94	490.75	527.3 AB
Yazlık Mercimek	561.18	474.51	517.8 ABC
Kocafiğ	526.62	467.28	497.0 BC
Ortalama	546.6 a	476.97 b	

*Aynı harfi taşıyan ortalamalar arasında istatistiksel olarak fark yoktur (P<0.01).

Çizelgedeki lsd değeri aşağıdaki gibi hesaplanmıştır:

$$4.16 \text{ x } \sqrt{\frac{1162}{4(2)}}$$

Burada 4.16, SSR (Significant Studentized Ranges) Tablosundan bulunan 15 serbestlik dereceli ve 0.01 önem düzeyindeki değerdir.

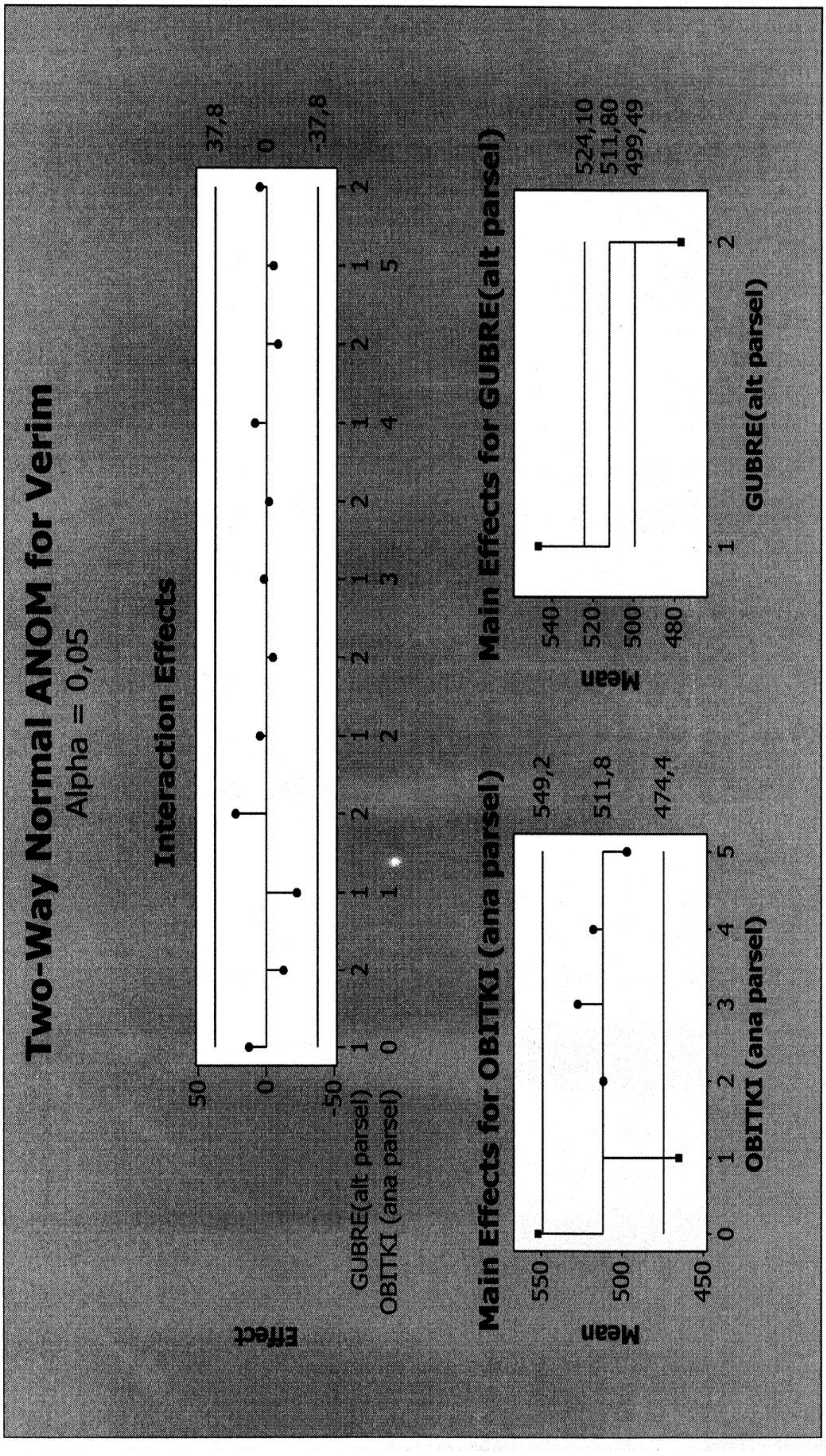
Standart hata için ise, interaksiyonun önemsiz bulunması sebebiyle

$\sqrt{\frac{1162}{4(2)}}$ şeklinde hesaplanmış olan değer kullanılmıştır.

En yüksek tane verimi 552.0 kg/da ile nadas uygulamasından elde edilmiştir. Bunun yanı sıra kışlık mercimek, nohut ve yazlık mercimeğin ön bitki olarak kullanıldığı parsellerden elde edilen buğday verimleri de istatistiksel açıdan en yüksek verimi sağlayan uygulamalar olarak ortaya çıkmıştır. Ön bitki uygulamaları arasında en düşük buğday verimi, 465.2 kg/da ile ön bitki olarak yine buğdayın kullanıldığı parsellerden elde edilmiştir. Diğer taraftan kışlık mercimek, yazlık mercimek ve kocafiğ yetiştirilen parsellerden elde edilen buğday verimlerine ilişkin ortalamalar da istatistiksel olarak anlamlı bir farklılık taşımayan değerlerdir.

Buna göre yazlık ve kışlık mercimek ile nohut yetiştirilen parsellerden elde edilen buğday verimleri tarlanın boş bırakılması şeklinde uygulanan nadas parsellerine göre bir verim kaybına neden olmadığından daha ekonomik bir uygulama olarak göze çarpmaktadır. Parsellerde üst üste buğday yetiştirmek ise verimde önemli bir azalmaya neden olmuştur.

Tam gübre dozunun yarısı kadar gübre uygulanan parsellerde buğday verimi tam gübre dozu uygulanan parsellerin buğday verimlerinden daha düşük olmuştur ($P<0.01$). Tam gübre dozu uygulanan parsellerde buğday verimi 546.6 kg/da olurken, ½ gübre dozu uygulanan parsellerde verim 476.97 kg/da olmuştur. Tam gübre dozu uygulanan parsellerden daha yüksek verim alınmıştır. Uzun yıllar boyunca tarım yapılan alanlarda topraktan eksilen bitki besin maddelerinin tam olarak toprağa geri verilmesi gerekmektedir. Bu sağlanamadığı takdirde verimde azalmalar ortaya çıkmaktadır.


Two-Way Normal ANOM for Verim
Alpha = 0,05
Interaction Effects
Effect
37,8
0
-37,8
GUBRE(alt parsel)
OBITKI (ana parsel)
Main Effects for OBITKI (ana parsel)
Mean
549,2
511,8
474,4
OBITKI (ana parsel)
Main Effects for GUBRE(alt parsel)
Mean
524,10
511,80
499,49
GUBRE(alt parsel)

Yukarıda Resim 4.1'de verilen Analysis of Means (ANOM) grafiği de Varyans Analizi sonuçlarını desteklemektedir. Bu analizden, ön bitki ve gübre faktörleri arasındaki interaksiyonun α = 0.05 düzeyinde önemsiz olduğu görülmektedir.

Ayrıca, Bölüm 2.12 de verilen Eş. 2.28 kullanılarak, alt parsel muamelesi (gübre düzeyi) hassaslığı aşağıdaki şekilde hesaplanır:

$$\frac{(6-1)(1161{,}8)+6(2-1)(579{,}5)}{\{6(2)-1\}(579{,}5)} = 1.45$$

Bu sonuç, denemenin bölünmüş parseller tasarımında yürütülmesinin, rastgele blok tasarımıyla kıyaslandığında, alt parsel hassasiyetinde % 45 lik bir artış sağladığı anlamına gelmektedir.

Ana parsel muamelesine (ön bitki) ilişkin hassasiyet ise;

$$\frac{(6-1)(1161{,}8)+6(2-1)(579{,}5)}{\{6(2)-1\}(1161{,}8)} = 0{,}72$$

olarak bulunmuştur. Bu sonuç ise, ana parsel hassasiyetinde %28'lik bir kayıp olduğunu göstermektedir. Dolayısıyla, denemenin bölünmüş parseller tasarlanmasının isabetli olduğu açıktır.

5. SONUÇ VE ÖNERİLER

Bölünmüş parseller deney tasarımı, özel rastgeleleştirme prosedürleri içeren, analizindeki karmaşıklığa rağmen, gerek uygulama kolaylığı, gerekse sonuçları açısından bazı durumlarda zorunlu hale gelen ve hassas sonuçlar veren bir eksik blok tasarımıdır.

Bölünmüş parseller deney tasarımı, aşağıdaki durumlarda kullanılır:

1. Deneye dahil edilecek faktörlerden birisi için istenilen hassasiyet diğerleri için arzu edilenden daha yüksek ise,

2. Bir faktör için, diğer faktörlere oranla daha geniş, daha büyük deney ünitesi gerekli ise,

3. Denemenin atıf alanını genişletmek amacıyla, ilave bir faktörün deneye katılması isteniliyorsa.

Ziraat alanında sıklıkla kullanılan BPDT, son yıllarda, başta endüstri deneyleri, çevre mühendisliği deneyleri, gıda endüstrisi ve endüstriyel kalite araştırmaları olmak üzere pek çok alanda yaygın şekilde kullanılmaya başlanmıştır.

Bu tez çalışmasında, bölünmüş parseller deney tasarımı ve varyasyonları açıklanmış ve daha anlaşılır olmasını sağlamak için örnekler verilmiştir.

Bölünmüş parseller tasarımının en temel modeli olan ve yaygın şekilde kullanılan standart bölünmüş parseller tasarımı ayrıntılı olarak incelenmiş, “eksik gözlemler” ya da “tekrarlamalı ölçümler” gibi özel durumlar söz konusu olduğunda nasıl davranılacağı vb. konularda bilgiler verilmiştir.

Ayrıca, bölünmüş parseller deney tasarımının sekiz çeşit varyasyonu ve hangi hallerde nasıl kullanılmaları gerektiği konusunda bakış açısı verilmiştir. Literatürde bölünmüş parseller tasarımının belli konularına açıklık getirilmiş iken bu tezde BPDT nin, yaygın kullanılan sekiz varyasyonunun tek başlık altında toparlanması sağlanmıştır. Örneğin Augmented (Genişletilmiş) bölünmüş parseller deney tasarımı, özellikle Türkçe literatürde fazla değinilmemiş olduğu halde, bu tezde üç ayrı başlığa bölünerek açıklanmıştır.

Uygulama bölümünde, Ankara Üniversitesi Ziraat Fakültesi'nde yapılan bir çalışmadan elde edilen veriler kullanılarak standart bölünmüş parseller deney tasarımı uygulanmış, ziraat alanında önemli sonuçlar elde edilmiştir. Kısaca özetlenecek olursa, yıllık yağışı yetersiz bölgelerde, geleneksel nadas ekim sistemi yerine kullanılabilecek birim alandaki buday verimini artırmaya yönelik değişik ön bitki uygulamaları ve tarımda önemli bir girdi olan ancak oldukça pahalı olan gübrenin azaltılarak kullanılması imkanı, BPDT'ye göre 4 tekrarlamalı olarak çalışılmıştır. Araştırmanın sonucuna göre, gübre dozundaki azalma buğday veriminde önemli düşüşe sebep olmuştur. Ön bitki olarak ise kışlık mercimek, yazlık mercimek ve nohutun tarlayı nadasa bırakmaya eşdeğer düzeyde verim sağladığı, ancak üst üste buğday yetiştirmenin önemli derecede verim düşüşü kaydettiği görülmüştür. Uygulama için yapılan varyans analizinin yanı sıra, rakamların grafiksel formda yorumlanmasını sağlayan bir teknik olan ANOM (Analysis of Means) tekniği de, sonuçları daha anlaşılır hale getirmek amacıyla uygulanmıştır. ANOM, ANOVA dan sonra, ya da ANOVA yerine yapılan çoklu karşılaştırma prosedürlerinden birisidir ve her bir muamele ortalamasının genel ortalama ile karşılaştırılmasını sağlar. Yapılan ANOM sonuçları, varyans analizi sonuçlarını destekleyici bulunmuştur.

Standart bölünmüş parseller tasarımında kontrastların ortalama genel hassasiyeti, ab muamele kombinasyonunun bir rastgele tamamlanmış bloklar tasarımı için olanla aynıdır. Faktör A ana parsel muamele kontrastlarının hassasiyeti genellikle rastgele tamamlanmış blok tasarımındakinden küçük ya da eşittir. Hassasiyetteki kazanç, Faktör B alt parsel muameleleri için ve interaksiyon etkileri için sağlanır. Böylece, eğer faktör A muameleleri için daha az hassasiyet gerekiyorsa ve Faktör B için de daha fazla gerekiyorsa, bölünmüş parseller tasarımı kayda değer şekilde bu durum için uygundur. Bölünmüş parseller tasarımının seçilmesi için bir diğer sebep de Faktör A muamelelerinde, Faktör B muamelelerinden daha geniş deneme ünitesi gerektirmesidir. Bir bölünmüş parseller tasarımında, muamelelerin ve interaksiyonun hassasiyeti, Federer (1955) tarafından verilen formüllerle hesaplanabilir. Söz konusu hassasiyet hesabı, tezin uygulama bölümündeki veriler için yapılmış ve alt parsel (gübre düzeyi) hassasiyetinde %45'lik bir artış, ana parsel hassasiyetinde ise %28' lik bir düşüş olduğu gözlenmiştir. Gerek alt parsel hassasiyetindeki artışın istenilen bir durum olması, gerekse ana parsellerdeki ön bitki türleri uygulanmasının geniş deneme alanı gerektirmesi sebebiyle, bölünmüş parseller deney tasarımının seçilmesi yerinde olmuştur.

Genel anlamda tez, standart bölünmüş parseller deney tasarımının ve diğer BPDT varyasyonlarının hangi durumlarda ve nasıl uygulanacağı konularına açıklık getiren ve standart BPDT'yi örneklerle anlaşılır hale getiren temel bir başvuru kaynağı niteliğinde olmuştur. Daha sonraki çalışmalarda varyasyon yelpazesi genişletilerek, çok geniş bir konu olan bölünmüş parseller deney tasarımının araştırmacılar tarafından daha yaygın ve daha bilinçli şekilde kullanılması sağlanabilecektir.

KAYNAKLAR

Anderson, R.L., “Missing plot techniques”, ***Biometrics***, 2:41-47 (1946).

Ashraf, A.A., Kulahci M., Montgomery, D., “Estimation of missing observations in two-level split-plot designs”, ***Quality and Reliability Engineerig International***, 24:127-152 (2008).

Biggers, J.D., “Estimation of missing observatins in split plot experiments where whole-plots are missing or mixed up.”, ***Biometrika***, 48: 468-472 (1961).

Bingham, D.R., Sitter, R.R., “Minimum aberration fractional factorial split-plot designs”, ***Technometrics***, 41, 62-70 (1999).

Bingham, D.R., Sitter, R.R., “Design issues in fractional factorial split-plot experiments”, ***Journal of Quality Technology***, 33(1), 2-15 (2001).

Bingham, D.R., Schoen, E.D., Sitter, R.R., “Designing fractional factorial split-plot experiments with few whole-plot factors”, ***Applied Statistics***, 53(2), 325-339 (2004).

Bisgaard, S., “The design and analysis of 2^{k-p} x 2^{q-r} split-plot experiments”, ***Journal of Quality Technology***, 32, 39-56 (2000).

Box, G.E.P., Hunter, J.S., Hunter, W.G., “Statistics for Experimenters:Design, Innovation and Discovery”, ***Hoboken, Nj: Wiley*** (2005).

Cochran, W.G., Cox G. M., “Experimental Designs, Seond Edition”, ***John Wiley & Sons Inc.***, New York, 293-316 (1957).

Draper, N.R., Stoneman D.M., “Estimating missing values in unreplicated two-level factoral and fractional factorial design.”, ***Biometrics***, 20(3):443-458 (1964).

Düzgüneş, O., Kesici,.T., Kavuncu, O., Gürbüz, F., “Araştırma ve Deneme Metodları (İstatistik Metodları – II)” , ***Ankara Üniversitesi Ziraat Fakültesi Yayınları***, 105 - 131 (1987).

Federer, W.T., “Experimental Design” , ***The Macmillan Company***, New York, 271-306 (1955).

Federer, W.T. “Augmented (or hoonuiaku) designs” ***Hawaiian Planters’ Record***, 55: 195-208 (1956).

Federer, W.T., “Explatory model selection for spatially designed experiments”, ***J Data Sci***, 1: 231-248 (2003).

Federer, W.T., “Statistics and Society: Data Collection and Interpretation”, ***Marcel Dekker Inc.***, New York, 1-578 (1991).

Federer, W.T., “Variability of certain seed, seedling and young-plant characters of guayule” , ***United States Department of Agriculture***, Technical bulletin, No.919, 1-25 (1946).

Federer, W.T., “Augmented designs with one way elimination of heterogenity.”, ***Biometrics***, 17:447-473 (1961).

Federer, W.T., “Augmented Split block experiment design”, ***Agronomy J***, 97: 578-586 (2005).

Federer, W.T., King, F., ”Variations on Split Plot and Split Block Experiment Designs” , ***John Wiley & Sons***, New Jersey, 1-44, 169-180, 62-64 (2007).

Federer, W.T., McCulloch, C.E., “Multiple Comparisons Procedures for Some Split Plot and Split Block Designs. In Design f Experiments: Ranking and Selection”, ***Marcel Dekker, Inc.***, New York, 7-22 (1984).

Federer, W.T., Nair, R. C., Raghavaro, D., “Some augmented row-column designs”, ***Biometrics***, 31:361-373 (1975).

Federer, W.T., Raghavaro, D. “On augmented designs”, ***Biometrics***, 31: 29-35 (1975).

Federer, WT., “Construction and analysis for an augmented lattic squre experiment design.”, ***Biometrics J***, 44,261-257 (2002).

Federer,W.T., Wolfinger, R.D., “Augmented Row-column Designs and Trend Analysis”, ***Food Product Press***, New York, 291-295 (2003).

Fisher, R.A., “The Design of Experiments”, 8 th ed., ***Oliver and Boyd***, Edinburgh, 1-248 (1966).

Giesbrecht, F.G., Gumpertz, M.L., “Planning, Constrution, and Statistical Analysis of Comparative Experiments”, ***John Wiley & Sons***, New Jersey, 158-196 (2004).

Gomez, K.A., Gomez, A.A., “Statistical Procedures for Agricultural Research”, ***John Wiley & Sons***, New York, Chichester, Brisbane, Toronto, 1-680 (1984).

Hinkelmann, K., Kempthorne, O., “Design and Analysis of Experiments, Volume I Introductin to Experimental Design, Second Edition”, ***John Wiley & Sons Inc., Hoboken***, New Jersey, 533-569 (2008).

Hoshmand, A.R., Experimental Research Design and Analysis: A Practical Approach for Agricultural and Natural Scences”, ***CRC Press, Boca Raton, Ann Arbr, London, Tokyo***, 1-408 (1994).

Huang, P., Chen D., Voelkel, J., “Minimum aberration two-level split-plot designs",

Technometrics, 40, 314-326 (1998).

İnal, A., Alpaslan, M., Güneş, A., "Deneme Tekniği", ***Ankara Üniversitesi Basımevi***, Ankara, 267-276 (2005).

Jones, B., Kenward, M.G., "Design and Analysis of Cross-over Trials.", ***Chapman & Hall***, London, (1989).

Kempthorne, O., "The Design and Analysis of Experiments", ***John Wiley & Sons Inc.***, New York, 370-389 (1952).

Kendir, H., Adak, M.S., Karakaya,A., Parlak, A., Kayan,N., "Ankara Temelli'de Düşük Girdili Tarımsal Üretim Seçeneklerinin Geliştirilmesi", ***Tübitak-TOVAG*** Ankara, 9-14 (2006).

Khargonkar,S.A., "The estimation of missing plot value in split plot and strip trials", ***Journal of the Indian Society of Agricultural Statistics***, 1:147-161 (1948).

Kirk, R.E., "Experimental Design: Procedures for he Behavioral Sciences", ***Brooks/ Cole Publishing Company***, Belmont, California, 245-318 (1968).

Lentner, M., Bishop, T., "Experimental Design and Analysis", ***Valley Book Company***, Blacksburg, 1-565 (1986).

Lucas, J.M. ve Hazel, M.C., "Running Experiments with Multiple Error Terms: How an Experiment is Run is İmportant. ASQ Quality Congress Transactions", ***American Society for Quality***, Milwaukee, 283-296 (1997).

Mead, R.," The Design of Experiments:Statistical Priciples for Practical Application" , ***Cambridge University Press***, Cambridge, UK, 40(20), 127-140 (1988).

Nair, K.R, "Calculation of standard errors and tests of significance of different types of treatment comparisons in split-plot and strip-plot arranements of field experiments.", ***Indian Journal of Agricultural Statistics***, 14:316-319 (1944).

Nelson, P.R., Wludyka, P.S., Copeland, K.A.F., "The Analysis of Means a Graphical Method for Comparing Means, Rates, Proportions", ***American Statistical Associaition and the Society for Industrial and Applied Mathematics***, 8-10 (2005).

Potcner, K.J., Kowalski, S.M., "How to analyze a split-plot experiment", ***Quality Progress***, December, 67-74 (2004).

Ramirez, J.G., "To split or not to split: Do we have a choice?", ***SPES/Q&P Newsletter***", 11(2): 10-12 (2004).

Ryan, T.P., "Modern Experimental Design", ***John Wiley & Sons, Inc.***, 330-351 (2007).

Snedecor, G.W. “Statistical Methods”, ***The Iowa State University Press,*** Ames, Iowa, 1-485 (1946).

Snedecor, G.W., Cochran, W.G., “Statistical Methods” , ***The Iowa State University Press***, Iowa, 369-375 (1974).

Steel, R.G.D., Torrie, J.H., “Principles and Procedures os Statistics”, ***McGraw-Hill Book Compay, Inc.***, 232-250 (1960).

Wolfinger, R.D., Federer, W.T., Cordero-Brana, O. “Recovering information in augmented designs, using SAS PROC MIXED”, ***Agronomy J***, 89:856-859 (1997).

Yates, F., “The principles of orthogonality and confounding n replicated experiments.”, ***Journal of Agricultural Science***, 23:108-145 (1933).

Yurtsever, N., “Deneysel İstatistik Metotlar“ , ***Tarım Orman ve Köyişleri Bakanlığı Köy Hizmetleri Genel Müdürlüğü***, Ankara, 319-359 (1984).

ÖZGEÇMİŞ

Kişisel Bilgiler

Soyadı, adı	: KENDIR, Gülsüm Öztürk
Uyruğu	: T.C.
Doğum tarihi ve yeri	: 01.06.1971 Ankara
Medeni hali	: Evli, iki çocuk.
Telefon	: 0 (312) 219 65 00 / 2113
Faks	: 0 (312) 219 63 97
e-mail	: gulsum@sanayi.gov.tr

Eğitim

Derece	**Eğitim Birimi**	**Mezuniyet tarihi**
Lisans	Gazi Üniversitesi/ İstatistik Bölümü	1994
Lise	Mustafa Kemal Lisesi	1988

İş Deneyimi

Yıl	**Yer**	**Görev**
1996-2010	Sanayi ve Ticaret Bakanlığı	İstatistikçi/Sistem Prog.

Yabancı Dil

İngilizce, (KPDS:80)

Yayınları

1. "Bilgi Güvenliğinde AB ve Türkiye'nin Karşılaştırılması", Ankara Üniversitesi Avrupa Toplulukları Araştırma ve Uygulama Merkezi, Avrupa Birliği Uzmanlık Tezi, 445.91, (2004).
2. "*e*-Avrupa 2005 Girişimi Işığında Türkiye'de ve Dünyada e-Devlet Çalışmaları: Sanayi ve Ticaret Bakanlığı Örneği", Ankara Üniversitesi Avrupa Toplulukları Araştırma ve Uygulama Merkezi, Avrupa Birliği Temel Eğitim Bitirme Tezi, 447.7, (2004).

Hobiler

Türk Sanat Müziği, Bilgisayar Teknolojileri