

DENGELİ TAMAMLANMAMIŞ BLOK TASARIMLARI

VE

DUYUSAL DEĞERLENDİRME

Gökhan ELYILDIRIM

YÜKSEK LİSANS TEZİ

İSTATİSTİK

GAZİ ÜNİVERSİTESİ

FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ

OCAK 2012

ANKARA

Gökhan ELYILDIRIM tarafından hazırlanan “DENGELİ TAMAMLANMAMIŞ BLOK TASARIMLARI VE DUYUSAL DEĞERLENDİRME” 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. Kezban CANDOĞAN

.....

Gıda Mühendisliği Anabilim Dalı, Ankara Üniversitesi

Prof. Dr. Hülya BAYRAK

.....

İstatistik Anabilim Dalı, Gazi Üniversitesi

Yrd. Doç. Dr. Fikri GÖKPINAR

.....

İstatistik Anabilim Dalı, Gazi Üniversitesi

Tarih: 16/01/2012

Bu tez ile Gazi Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü Yönetim Kurulu, Yüksek Lisans derecesini onamıştır.

Prof. Dr. Bilal TOKLU

.....

Fen Bilimleri Enstitüsü Müdürü

TEZ BİLDİRİMİ

Tezin 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.

Gökhan ELYILDIRIM

**DENGELİ TAMAMLANMAMIŞ BLOK TASARIMLARI
VE
DUYUSAL DEĞERLENDİRME
(Yüksek Lisans Tezi)**

Gökhan ELYILDIRIM

**GAZİ ÜNİVERSİTESİ
FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ
Ocak 2012**

ÖZET

İstatistiksel verinin toplanması ve analizinde kullanılan çoğu uygulamada, en önemli amaçlardan biri, değişkende meydana gelen değişimi açıklayan çalışmalarda ele alınan faktörlerin indirgenmesidir.

Blok tasarımı kullanılması planlanan çalışmalarda, blokların tüm işlemlere uyum sağlaması için yeterli büyüklükte olmadığı veya uygulamada bazı kısıtların bulunduğu durumların varlığı, işlemlerin her bir blok için ele alınmasını mümkün kılmayabilmektedir. Bu sebep ile dengeli tamamlanmamış blok (BIB) tasarımları araştırmacılar için etkili bir alternatif olmaktadır. BIB tasarımlarının mantıksal temeli, rastgele blok tasarımlarından gelmekte olup işlem karşılaştırmalarında deney düzeninden ilgisiz faktörlerin çıkarılarak değişkenliğin en aza indirgenmesi amaçlanmaktadır.

Tasarımın başlıca uygulama alanları arasında kontrol örnekleme, dengeli yarım örneklemler, rastgele yanıt prosedürleri, turnuva ve loto tasarımları, değerlendirme çalışmaları yer almaktadır.

Son yıllarda bu çalışma alanlarına ek olarak birçok girişim, yeni ürün çalışmalarının yapılması, pazarlama stratejilerinin oluşturulması, tüketicilerin

duyusal nitelik ve eğilimlerinin belirlenmesi amacıyla BIB tasarımlarını gıda sektöründe de kullanmaya başlamıştır.

Bu çalışmada söz konusu gelişmeler göz önünde bulundurularak BIB tasarımlarının özellikleri ve duyusal analizdeki yeri aktarılmıştır. Tasarımın gelişimi üzerinde durulmuş, BIB tasarımlarının duyusal değerlendirmede sıkça tercih edilen yöntemlere göre karar verme sürecinde daha iyi sonuçlar verdiği duyusal yorgunluk ile ilişkilendirilerek anlatılmıştır. Bu hususlara ek olarak tüketici ve tercih çalışmalarında duyusal değerlendirmelerin görsel, pratik bir özetini sunan ürün haritaları tanıtılmış ve ürün karşılaştırmalarında kullanılan grafiksel yöntemler ile kıyaslanmıştır.

Tezin son bölümünde ise dengeli tamamlanmamış blok ve ikili karşılaştırma düzenlerinden elde edilen sıra sayılı verilerin istatistiksel analizine ve ürün haritalarına yönelik birer uygulamaya yer verilmiştir.

Bilim Kodu	: 205.1.066
Anahtar Kelimeler	: Dengeli tamamlanmamış blok tasarımları, duyusal değerlendirme, rank yöntemi, ürün haritaları, duyusal yorgunluk.
Sayfa adedi	: 116
Tez Yöneticisi	: Prof. Dr. Hülya BAYRAK

**BALANCED INCOMPLETE BLOCK DESIGNS
AND
SENSORY ANALYSIS
(M. Sc. Thesis)**

Gökhan ELYILDIRIM

**GAZI UNIVERSITY
INSTITUTE OF SCIENCE AND TECHNOLOGY
January 2012**

ABSTRACT

One of their major aims of the most projects involving the collection and analysis of statistical data is to the isolate the factors which account for variation in the variable studied.

In block design studies when blocks are not large enough to accommodate all of the treatments or when restrictions imposed by practical considerations prevent the use of all of the treatments in each block, then a balanced incomplete block design provides an efective alternative. The rationale behind the BIB design is an extension of the randomized complete block design, that is, to compare treatments within blocks in order to minimize extraneous variation in the comparison.

The main application fields of the BIB design are control sampling, balanced half-samples, random response procedures, tournament and lottery designs and evaluation studies.

In recent years, in addition these research areas many enterprises started to use balanced incomplete designs in food industry for new product development, market strategies, consumer's sensory characteristics and trends.

In this study, considering these progressions the features of BIB design and t sensory analysis were narrated. The development of the design was emphasized and it is represented the BIB desings give better results comparing the preferred sensory analysis methods in the decision process in relation with sensory fatigue. Further, product maps which give a quick, visual summary of sensory evaluation data are introduced and analogize graphical methods used in product comparison.

In the last chapter of the thesis, an implementation based on extended statistical analysis of ranked data from balanced incomplete block and paired comparison designs and product maps applications were done and the results were discussed.

Science Code	: 205.1.066
Key Words	: Balanced incomplete block designs, sensory analysis, rank method, product maps, sensory fatigue.
Page Number	: 116
Advisor	: Prof. Dr. Hülya BAYRAK

TEŞEKKÜR

Her zaman bana destek olan, beni cesaretlendiren, bilgisiyle en iyi ve en doğru şekilde yönlendiren, benden hiçbir zaman yardımını esirgemeyen çok değerli hocam Prof. Dr. Hülya BAYRAK' a, bilgisini ve zamanını bana ayıran değerli hocam Yrd. Doç. Dr. Fikri GÖKPINAR' a, her konudaki büyük desteğiyle beni hiçbir zaman yalnız bırakmayan, çok değerli aileme teşekkürü bir borç bilirim.

İÇİNDEKİLER

	Sayfa
ÖZET.....	iv
ABSTRACT.....	vi
TEŞEKKÜR.....	viii
ÇİZELGELERİN LİSTESİ.....	xii
SİMGELER VE KISALTMALAR.....	xv
1. GİRİŞ.....	1
2. DENGELİ TAMAMLANMAMIŞ BLOK TASARIMLARI	5
2.1. BIB Tasarımlarının Özellikleri.....	6
2.2. BIB Tasarımlarında Parametrik İlişkiler	9
2.3. BIB Tasarımlarında Parametre Dışı İstatistikler	13
2.3.1. Durbin rank testi	14
2.3.2. Aynı değerli gözlemler için düzeltilmiş Durbin rank testi	15
2.4. BIB Tasarımlarının Analizi	16
2.5. BIB Tasarımlarının Avantajları ve Dezavantajları.....	19
3. BIB TASARIMLARI İLE İLİŞKİLİ TASARIMLAR	22
3.1. Artık ve Türetilmiş Tasarımlar.....	22
3.2. Hadamard Matrisleri ve Hadamard Tasarımı	22
3.3. Latin Karelerin BIB Tasarımları ile İlişkisi	25
3.4. BIB Tasarımları ile İlişkili Diğer Tasarımlar	27
4. BIB TASARIMLARININ UYGULAMA ALANLARI	30
4.1. Kontrol Örneklemede BIBD Tasarımlarının Kullanılması	33
4.2. Dengeli Yarım Örneklemler	36
4.3. Rastgele Yanıt Prosedüründe BIB Tasarımları ve Kullanımı	41
4.4. Turnuva ve Loto Tasarımları.....	45
4.5. Değerlendirme Çalışmaları	46
4.6. Duyusal Analiz.....	47

Sayfa

5. DUYUSAL ANALİZLERDE VE TÜKETİCİ ÇALIŞMALARINDA TERCİH EDİLEN VERİ TOPLAMA YÖNTEMLERİ.....	50
5.1. Tüketici Kontrol Yöntemleri.....	52
5.1.1. Hedonik testler.....	52
5.1.2. Self explicated testler.....	53
5.1.3. Puanlama testleri.....	53
5.1.4. Rank (sıralama) testleri.....	54
5.1.5. Tercih testleri	54
5.2. Panel Farklılık Yöntemleri.....	54
5.2.1. Farklılık testi.....	54
5.2.2. Kantitatif tanımlayıcı analiz	55
6. DUYUSAL ANALİZ VE BIB TASARIMLARI.....	57
6.1. Varyans Analizi ve Rank Yöntemi.....	57
6.2. Rank Yöntemleri ve İkili Karşılaştırmalar	62
6.3. Duyusal Değerlendirmede Kullanılan Rank Testlerinin Karşılaştırılması.....	64
6.3.1. Güç karşılaştırmaları.....	65
6.4. Rank Yöntemlerinde BIB Tasarımlarının Kullanımı	67
6.5. Aynı Değerli Gözlemler için BIB Tasarımlarının Kullanımı.....	72
6.6. Durbin İstatistiği için Yeniden Örnekleme Yöntemleri	77
6.6.1. Permütasyon (rastgelelik) testi	77
6.6.2. Durbin test istatistiği için Monte Carlo testi.....	81
7. ÜRÜN KARŞILAŞTIRILMASINDA ALTERNATİF BİR YÖNTEM: ÜRÜN HARİTALARI.....	86
7.1. Ürün Haritaları ve Uyum Analizi Plotlarının Karşılaştırılması	90
8. UYGULAMALAR.....	94
8.1. Duyusal Veri Analizine İlişkin Bir Monte Carlo Testi Uygulaması.....	94
8.2. Ürün Haritaları	101

	Sayfa
9. SONUÇ	105
KAYNAKLAR.....	107
ÖZGEÇMİŞ	116

ÇİZELGELERİN LİSTESİ

Çizelge	Sayfa
Çizelge 2.1. $\alpha = 1$ ile afın yeniden çözülebilir tasarım	11
Çizelge 2.2. BIB tasarımları için ANOVA tablosu.....	19
Çizelge 4.1. L tabakanın ve tabakalarda iki değişkene ait gözlemlerin gösterimi	36
Çizelge 4.2. Skorlar ve her bir soru kümesine ait ortalamalar	43
Çizelge 6.1. Harcama kalemlerinin ailelerin yıllık kazancına göre dağılıma	58
Çizelge 6.2. Varyans analizi ve rank yöntemi sonuçları	58
Çizelge 6.3. Varyans analizi ve rank yöntemi sonuçlarının karşılaştırılması	60
Çizelge 6.4. Karşılaştırılan testlere ilişkin serbestlik dereceleri	67
Çizelge 6.5. Karar vericilerin dondurma çeşitlerine ilişkin tercih sıralamaları	71
Çizelge 6.6. Dondurma çeşitlerinin sıra değerlerine ait frekans tablosu	72
Çizelge 6.7. Karar vericilerin konserve markalarına ait değerlendirmeleri	74
Çizelge 6.8. Markalara atanan rank değerlerine ait matris.....	75
Çizelge 6.9. Düzeltilmiş lineer etki değerleri ve çoklu karşılaştırmalar	76
Çizelge 6.10. $t = n = 3$, $k = r = 2$ ve $\lambda = 1$ parametrelerine sahip tasarım planı.....	78
Çizelge 6.11. Panelistlerin 5 ürünü değerlendirdiği tasarım planı	80
Çizelge 6.12. BIB tasarımında rank testine ilişkin veri.	80
Çizelge 6.13. $t = 7$, $k = 3$, $r = 3$, $n = 7$ ve $\lambda = 1$ parametrelerine sahip tasarım planı.....	83
Çizelge 6.14 BIB tasarımında rank testine ilişkin veri	84
Çizelge 7.1. Lezzet testi sonrası elde edilen yanıt frekansları	87
Çizelge 7.2. $X^{2'}$ 'nin ayrılışı	88
Çizelge 7.3. Lineer, karesel ve kübik etkiler.....	89
Çizelge 8.1. Farklı kıyma çeşitleri için değerlendirmeler ve sıra sayıları.....	95
Çizelge 8.2. Kıyma türleri için çoklu karşılaştırmalar	96

Çizelge	Sayfa
Çizelge 8.3. (7,3,1) tasarımına göre farklı kıyma çeşitleri için değerlendirmeler ve sıra sayıları	97
Çizelge 8.4. (7,4,2) tasarımına göre farklı kıyma çeşitleri için değerlendirmeler ve sıra sayıları	98
Çizelge 8.5. Çizelge 8.1’de yer alan düzenden ISP film ve 7. Karar vericinin çıkarılması sonrası elde edilen değerlendirme ve sıra sayıları	99
Çizelge 8.6. Karar vericilerin değerlendirmeleri sonucu kıyma türlerinin birbirlerine olan üstünlüklerinin yer aldığı frekans tablosu.....	100
Çizelge 8.8. X^2 ’nin ayrılığı	102

ŞEKİLLERİN LİSTESİ

Şekil	Sayfa
Şekil 7.1. İlgili veri setine ilişkin olumsuzluk tablosu plotu	90
Şekil 7.2. Beş ürüne ilişkin karşılaştırmaları içeren yokluk hipotezinin gösterimi ...	91
Şekil 7.3. A, B, C, D ve E ürünlerine ait güven çemberlerinin gösterimi.....	91
Şekil 7.4. İlgili veri setinin %95 güven düzeyinde olumsuzluk tablosunun gösterimi	93
Şekil 8.1. 6 çikolata markasına ait lineer ve karesel etkileri gösteren ürün haritası	103

SİMGELER VE KISALTMALAR

Bu çalışmada kullanılan kısaltmalar açıklamaları ile birlikte aşağıda sunulmuştur.

Kısaltmalar	Açıklama
ANOVA	Varyans Analizi
BIB	Dengeli Tamamlanmamış Blok
BIBD	Dengeli Tamamlanmamış Blok Tasarımı
MOLS	Dik Latin Kare Tam Seti

1. GİRİŞ

İstatistiksel verinin toplanması ve analizinde, deęiřkende meydana gelen deęiřimi açıklayan faktörlerin ve deneme hatasının en aza indirgenmesi amaçlanmaktadır. Bu temel amaç doğrultusunda iki veya daha fazla faktör ve düzeylerinin çeřitli kombinasyonlarının yanıt deęiřkeni üzerindeki etkilerinin araştırıldığı deneyler için kullanılan faktöriyel tasarımlar, çok tercih edilen bir deneme düzenidir. Faktöriyel denemelerde birden çok faktörün deęiřik düzeyleri aynı anda incelenmekte ve bir faktörün durumu, dięer faktör veya faktörlerin deęiřik düzeyleriyle ele alınabilmektedir.

Deney düzeni içerisinde ele alınan faktörler arasından en yüksek verimi saęlayan kombinasyonun bulunması pahalı olduęu gibi, çok da zaman alır. Ayrıca faktör sayısı arttıkça tüm kombinasyonların denenebilmesi için gerekli olan homojen deneme materyalini bulmak da zorlařır. Bu nedenle en uygun faktör kombinasyonunu bulmak için bütün kombinasyonları içeren denemelerin yürütölmesini gerektirmeyen istatistik yöntemleri geliştirilmiřtir [1].

Blok tasarımı kullanılması planlanan çalışmalarda, blokların tüm işlemlere uyum saęlaması için yeterli büyüklükte olmadığı veya uygulamada bazı kısıtların bulunduęu durumların varlığı, işlemlerin her bir blok için ele alınmasını mümkün kılmayabilmektedir. Bu sebep ile Dengeli Tamamlanmamıř Blok (BIB) tasarımları, arařtırmacılar için etkili bir alternatif olmaktadır. Bu tasarımlar, deneysel ünitelerin farklılıklarını belirlemede etkili bir yöntem olmakla birlikte arařtırmacıya tüm işlem çiftlerini aynı duyarlılıkta karşılařtırma imkânı sunmaktadır [2].

BIB tasarımlarının mantıksal temeli rastgele blok tasarımlarından gelmekte olup işlem karşılařtırmalarında deney düzeninden ilgisiz faktörlerin çıkarılarak deęiřkenlięin en aza indirgenmesi amaçlanmaktadır [3].

Dengeli tamamlanmamış blok tasarımları, gıda araştırmalarında ve duyuusal analizde önemli bir çalışma alanı bulmuştur. Bu alanda yapılan çalışmalar neticesinde, ürün karşılaştırmaları ve tad testlerinde karar vericilerin değerlendirdiği obje sayısının fazla olması durumunda sıralama işleminin zor olduğu ve şu ana kadar uygulanan yöntemlerin tatmin edici sonuçlar vermediğine ulaşılmıştır. Bu durumda daha iyi sonuçlar elde etmenin yolu, objelerin küçük bloklar halinde sunulmasıdır. Her bir objenin deneysel düzen içerisinde eşit sayıda yer aldığı ve iki objenin aynı blok içerisinde birlikte yer alma sayısının tüm mümkün obje çiftlerinin sayısına eşit olduğu dengeli tamamlanmamış blok tasarımlarının kullanılması ile söz konusu sorunların önüne geçilebileceği görülmüştür.

Bu hususlar doğrultusunda gerçekleştirilen araştırmalar sonrasında dengeli tamamlanmamış blok tasarımları, duyuusal test ve ürün karşılaştırmalarında geniş bir uygulama alanı bulmuştur.

Friedman (1937), ürün karşılaştırmalarında rank yöntemlerinin varyans analizine bir alternatif olarak değerlendirilebileceğini göstermiştir [4].

Durbin (1951), tercih sıralamalarının kullanıldığı tamamlanmamış blok tasarımları için bir test istatistiği geliştirmiştir [5].

Bradley (1953), duyuusal test ve ürünlerin kalite değerlendirmesine yönelik olarak bazı istatistiksel yöntemler üzerine çalışmalar gerçekleştirmiştir [6].

Anderson (1959), tüketici tercihlerinin analizinin olumsuzluk tablolarında kullanımını incelemiştir [7].

Gacula ve Kubala (1972), duyuusal panel verilerinin analizine yönelik bir makale yayınlamıştır [8].

Rink (1987), dengeli tamamlanmamış blok tasarımlarının en çok tercih edilen veri toplama yöntemlerinden biri olduğunu belirtmiş ve araştırmasında tercih sıralamasına yönelik uygulamalara yer vermiştir [9].

Rayner ve Best (1990), lezzet testlerinde kullanılan rank testlerinin karşılaştırmasına yönelik bir çalışma hazırlamıştır [10].

Gacula (1993), duyuusal testlerde optimizasyonu sağlayan deney düzenleri ve bu düzenlerin analizi hakkında bir araştırma yapmıştır [3].

Best (1995), tüketici verilerine ait dağılımlardaki farklılıklar için istatistiksel testler üzerine çalışmalar gerçekleştirmiştir [11].

Best ve Rayner (1997) ile Best ve diğerleri (1999) ürünlerin lineer, karesel ve kübik etkilerini kullanarak grafiksel yöntemler üzerine farklı bir uygulama öne sürmüş, söz konusu etkileri inceleyerek sıralı kategorik veriler için ürün haritalarını geliştirmişlerdir [12, 13].

Best ve Rayner (2000), ürünlere verilen rankların ortalama değerlerine ve dağılımlarına ilişkin istatistikler önermiş ve ürün karşılaştırmalarına ilişkin sonuçlar elde etmiştir [14].

Best ve ark., birleştirilmiş sıra olduğu durumlar için Durbin rank testine dayalı uyarlanmış bir test istatistiği oluşturmuşlardır [15].

Bi (2008), duyuusal veri analizinde bilgisayar odaklı yöntemleri incelemiş ürün karşılaştırmalarında kullanılan Durbin rank istatistiği için permütasyon testini ve Monte Carlo testini uygulamıştır [16].

Gacula ve arkadaşları (2009), gıda bilimi ve tüketici araştırmalarında kullanılan, aralarında dengeli tamamlanmamış blok tasarımlarının da yer aldığı bazı istatistiksel yöntemleri anlatmıştır [17].

Gökpınar ve arkadaşları (2011), çalışmalarında dengeli tamamlanmamış blok tasarımlarında duyusal analiz için düzeltilmiş Durbin sıra sayıları testini kullanmıştır [18].

Yiğit ve arkadaşları (2011), araştırmalarında ürünlerin karşılaştırmasında görsel bir özet sunan ürün haritalarını kullanmış ve ürün haritaları için permütasyon testi uygulamıştır [19].

2. DENGELİ TAMAMLANMAMIŞ BLOK TASARIMLARI

İstatistiksel verinin toplanması ve analizinde kullanılan çoğu uygulamada, en önemli amaçlardan biri, değişkende meydana gelen değişimi açıklayan çalışmalarda ele alınan faktörlerin indirgenmesidir [4]. Değişim kaynağını kontrol eden ve diğer tasarımların aksine çoğu varsayımı gerektirmeyen deneysel prosedürlerin başında rastgele blok, latin kare, split plot, faktoriyel ve kompleks yapıdaki tamamlanmamış blok ile latins tasarımları gelmektedir [6].

Blok tasarımı kullanılması planlanan çalışmalarda, blokların tüm işlemlere uyum sağlaması için yeterli büyüklükte olmadığı veya uygulamada bazı kısıtların bulunduğu durumların varlığı, işlemlerin her bir blok için ele alınmasını mümkün kılmayabilmektedir. Bu sebep ile dengeli tamamlanmamış blok tasarımları araştırmacılar için etkili bir alternatif olmaktadır. Bu tasarımlar, deneysel ünitelerin farklılıklarını belirlemede etkili bir yöntem olmakla birlikte araştırmacıya tüm işlem çiftlerini aynı duyarlılıkta karşılaştırma imkânı sunmaktadır [2].

Dengeli tamamlanmamış blok tasarımları (*Balanced Incomplete Block Designs-BIB*) t -tasarımlarının özel bir hali olup ($t=2$) parametreleri v, b, r, k, λ şeklindedir ve 2-tasarımlar $2-(v, k, \lambda)$ ya da (v, b, r, k, λ) olarak ifade edilir [20].

BIB tasarımlarının mantıksal temeli, rastgele blok tasarımlarından gelmekte olup işlem karşılaştırmalarında deney düzeninden ilgisiz faktörlerin çıkarılarak değişkenliğin en aza indirgenmesi amaçlanmaktadır [3]. Bu amaç doğrultusunda dengeli tamamlanmamış blok tasarımları için aşağıda yer alan parametreler tanımlanmıştır:

v = işlem sayısı,

k = her bir blokta yer alan deneme sayısı,

r = her bir işlem için tekrar sayısı,

b = blok sayısı,

λ = her bir işlem çiftinin karşılaştırıldığı blok sayısıdır [21].

2.1. BIB Tasarımlarının Özellikleri

2.1. Tanım

Bir BIB tasarımı $k (< v)$ genişliğinde b kümede (blokta) v noktanın dizilişidir, öyle ki

1. Her nokta, bir blokta en çok bir kere bulunur.
2. Her nokta r blokta bulunur.
3. Her farklı iki nokta λ blokta birlikte bulunur [22].

Bu tasarımların adındaki tamamlanmamış ifadesi, $k < v$ koşulunu ifade eder. Burada, blok genişliği k , noktaların toplam sayısından azdır. Böylece hiç bir blok, noktaların tamamını içermez. Dengeli deyiimi λ parametresinin değişmezliğini ifade eder.

Deney ortamlarında noktalar işlemler, kümeler ise bloklardır. Takip eden örnekte 7 kümede 7 noktanın düzenlemesi verilmiştir:

$(0,1,3);(1,2,4);(2,3,5);(3,4,6);(4,5,0);(5,6,1);(6,0,2)$

Blok genişliği 3'dür, her nokta 3 blokta bulunur ve her farklı iki nokta birlikte bir blokta bulunur. Bundan dolayı bu $v = b = 7$, $r = 3 = k$, $\lambda = 1$ ile bir BIB tasarımıdır.

2.1. Örnek

$v = 9, b = 12, k = 3, r = 4, \lambda = 1$ parametrelili bir BIB tasarımının blokları ve isabet matrisi aşağıdaki gibi olsun.

$$B_1 = \{1,2,3\} \quad B_2 = \{4,5,6\} \quad B_3 = \{7,8,9\}$$

$$B_4 = \{1,4,7\} \quad B_5 = \{2,5,8\} \quad B_6 = \{3,6,9\}$$

$$B_7 = \{1,5,9\} \quad B_8 = \{7,8,9\} \quad B_9 = \{3,4,8\}$$

$$B_{10} = \{1,6,8\} \quad B_{11} = \{2,4,9\} \quad B_{12} = \{3,5,7\}$$

Bu tasarıma ilişkin isabet matrisi aşağıda verilmiştir:

$$N = \begin{matrix} & B_1 & B_2 & B_3 & B_4 & B_5 & B_6 & B_7 & B_8 & B_9 & B_{10} & B_{11} & B_{12} \\ \begin{matrix} X_1 \\ X_2 \\ X_3 \\ X_4 \\ X_5 \\ X_6 \\ X_7 \\ X_8 \\ X_9 \end{matrix} & \left(\begin{array}{cccccccccccc} 1 & 0 & 0 & 1 & 1 & 0 & 1 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 1 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 1 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 1 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \end{array} \right) \end{matrix}$$

$$v=9, b=12, k=3, r=4, \lambda=1$$

BIB tasarımının parametreleri olarak bilinen v, b, k, r ve λ arasında aşağıdaki gibi bir ilişki vardır:

$$v r = b k = N \tag{2.1}$$

$$\lambda (v-1) = r (k-1) \tag{2.2}$$

Eş. (2.1)'de yer alan N ifadesi, deneyde yer alan toplam gözlem sayısını temsil etmektedir. Yukarıda yer alan kısıtlar doğrultusunda tasarımın uygulamalarda kullanılması amacıyla BIB parametrelerine ilişkin mümkün değerler Cochran ve Cox (1957) tarafından tablolar haline getirilmiştir.

İsabet matrisi, $N=(n_{ij})$ ile gösterildiğinde, i . sembolün j . blokta bulunmasına (bulunmamasına) göre $n_{ij}=1$ (0) olduğunda, singular olmayan (olan)

$$N N' = (r - \lambda) I_v + \lambda J_v \quad (2.3)$$

$$|N N'| = rk (r - \lambda)^{v-1} \quad (2.4)$$

elde edilir. Bundan dolayı

$$v = \text{Rank}(N N') \text{ Rank}(N) \leq b$$

dır [22].

v noktadan k noktanın mümkün tüm kombinasyonlarını alınarak,

$$v, b = \binom{v}{k}, \quad r = \binom{v-1}{k-1}, \quad k, \lambda = \binom{v-2}{k-2} \quad (2.5)$$

parametreleri ile BIB tasarımları elde edilir ve bu tasarım indirgenemez BIB tasarımıdır.

2.1. Teorem (Fisher Eşitsizliği)

Herhangi bir 2- (v, λ, k) tasarımı için $k < v$ olmak üzere

$$b \geq v \quad (2.6)$$

eşitsizliği sağlanır [23].

$b = v$ (dolayısıyla $k = r$) olduğunda böyle bir tasarıma simetriktir denir.

2.2. BIB Tasarımlarında Parametrik İlişkiler

Eğer N_0 v, b, r, k, λ parametreleriyle bir BIB tasarımının çözümünün herhangi t bloğunun isabet matrisi ise

$$S_t = N_0' N_0$$

seçilmiş t bloğun yapısal matrisi olarak adlandırılır ve

$$C_t = \lambda k J_t + r(r - \lambda) I_t - r S_t$$

seçilmiş t bloğun karakteristik matrisi olarak tanımlanır.

2.2. Teorem

Eğer C_t v, b, r, k, λ parametreleriyle bir BIB tasarımının herhangi t seçilmiş bloğunun karakteristik matrisi ise, o halde

1. $|C_t| \geq 0$, eğer $t < b - v$
2. $|C_t| = 0$, eğer $t > b - v$
3. $k r^{-t+1} (r - \lambda)^{(v-t-1)} |C_t|$ eğer $t = b - v$ ise bir mükemmel karedir

[24].

2.3. Teorem

Herhangi BIB tasarımı için, tasarımın i . ve j . blokları arasındaki ortak noktaların sayısı, s_{ij} ;

$$-(r - \lambda - k) \leq s_{ij} \leq \frac{2\lambda k + r(r - \lambda - k)}{r} \quad (2.7)$$

eşitsizliğini sağlar [24].

2.4. Teorem

Bir (v, b, r, k, λ) - BIB tasarımı mevcut ise, $(v, b, b-r, v-k, b-2r+\lambda)$ - BIB tasarımı da mevcuttur [25].

2.2. Tanım

v, b, r, k, λ parametreleriyle bir BIB tasarımı, eğer b blok B bloğun t sınıfına gruplandırılabilirse α - *yeniden çözülebilir*dir, öyle ki B bloğun her bir sınıfında her nokta α kez tekrarlanır. Bir α -yeniden çözülebilir BIB tasarımı eğer aynı sınıfın blok çiftleri $k-r-\lambda$ noktada ve bütün farklı sınıftan blok çiftleri k^2/v noktada kesişirse, tasarım *afin α - yeniden çözülebilir* tasarımıdır.

Açıkça

$$v\alpha = k B, \quad b = t B, \quad r = t \alpha \quad (2.8)$$

$\alpha=1$ olduğunda ise çözülebilir ve afin çözülebilir BIB elde edilir [26].

2.3. Tanım

Herhangi iki blok aynı sınıfta q_1 işlemde kesişiyorsa ve herhangi iki blok farklı sınıflarda q_2 ($q_2 > 0$) işlemde kesişiyorsa, α - yeniden çözülebilir bir tasarım “*afin α -yeniden çözülebilir*” dir [22].

2.1. Yardımcı Teorem

Afin α -yeniden çözülebilir bir BIB tasarımı için aşağıdaki eşitlikler vardır;

$$q_1 = k(\alpha - 1) / (B - 1) \quad \text{ve} \quad q_2 = k \alpha / B = k^2 / v \quad (2.9)$$

[27].

2.2. Örnek

Çizelge 2.1' de (9, 3, 1) - BIB tasarımı $\alpha = 1$ ile afin yeniden çözülebiliridir.

Çizelge 2.1. $\alpha = 1$ ile afin yeniden çözülebilir tasarım

1	2	3		1	4	7		1	5	9		1	6	8
4	5	6		2	5	8		2	6	7		2	4	9
7	8	9		3	6	9		3	4	8		3	5	7

Burada dikey çizgiler sınıfları birbirinden ayırır. Her sınıf içindeki bir satır, bir bloğu tanımlar.

Yeniden çözülebilir ve α - yeniden çözülebilir tasarımların kullanımı Fisher ve Yates tarafından tartışılmıştır. Yeniden çözülebilirlik varsayımları geçerli ise o zaman yeniden çözülebilir bir tasarımın analizinin, rastgele tam blok tasarımı gibi işlem karşılaştırmaları için hatanın yansız tahminini verdiği Yates tarafından gösterilmiştir. Yeniden çözülebilir olmayan tamamlanmamış blok tasarımı rastgele tamamlanmış bloklardan daha az etkili olmasına rağmen, yeniden çözülebilir bir tasarım her zaman rastgele tamamlanmış bloklar kadar etkindir [20].

2.5. Teorem

Çözülebilir BIB tasarımı ancak ve ancak tasarım α -çözülebilir ise

$t \geq k + \lambda$ veya eşdeğer olarak $b \geq v + t - 1$ şeklindedir [28].

2.6. Teorem

Her pozitif n tamsayısı için $v = 2n$, $b = n(2n-1)$, $r = 2n-1$, $k = 2$, $\lambda = 1$ parametrelili BIBD yeniden çözülebilir [27].

2.3. Örnek

12, 34, 13, 24, 14, 23 bloklarına sahip 2-(4, 2, 1) tasarımı düşünölsün. $n=2$ alınırsa bu tasarım, Teorem 2.5'deki parametrelere uyduđu için yeniden çözülebilir.

$$v = 4 = 2.2, b = 6 = 2(2.2-1), r = 2.2-1, k = 2, \lambda = 1$$

Ayrıca bu tasarım, $q_2 = 1$ ile afın yeniden çözülebilir.

2.7. Teorem

D , yeniden çözülebilir ama afın olmayan bir 2- (v, k, λ) tasarımı olsun. Bu takdirde aşğıdaki eşitlikler sağlanır:

$$b \geq 2v + r - 2 \text{ veya eşdeğer olarak } r \geq 2k + \lambda$$

[23].

2.8. Teorem

v, b, r, k, λ parametreleriyle bir BIB tasarımında $k(v-1)/r$ bir tam sayı olabilmesi için gerek ve yeter koşul (b, r, λ) ile ifade edilen b, r, λ 'nın en büyük ortak böleni 1 olmasıdır [29].

2.9. Teorem

$v = n k, b = n r, r, k, \lambda$ parametreleriyle bir BIB tasarımında eğer $b > v + r - 1$ ise bu durumda b , Eş. (2.10)'da ifade edilen eşitsizliğı sağlar.

$$b \geq 2v + r - 2 \quad (2.10)$$

[30].

2.1. Sonuç

Bir afin çözülebilir olmayan, bir çözülebilir BIB tasarımı için Eş. (2.10) eşitsizliği sağlanır [30].

2.10. Teorem

$v, b = t\beta, r = t\alpha, k, \lambda$ parametreleriyle, afin α - çözülebilir olmayan, bir α -çözülebilir BIB tasarımı için,

$$b \geq \frac{2(v-1)}{\alpha} + r \quad (2.11)$$

olarak ifade edilir [31].

2.3. BIB Tasarımlarında Parametre Dışı İstatistikler

Veri analizlerinde parametrik varsayımlar her zaman sağlanmayabilir. Örneğin BIB tasarımlarında hataların normal dağılıma sahip olduğu varsayımı çoğu zaman sağlanmamaktadır. Bazı durumlarda ise değişkenin ölçeklerinden dolayı bu varsayımın sağlanmayacağı açıktır. Bu durumlarda BIB tasarımları için sıralamaya dayanan dağılımdan bağımsız analiz prosedürleri mevcuttur. Bu tür analizler için hatalar bağımsız olarak ve herhangi bir sürekli dağılım fonksiyonu ile aynı dağıldığı varsayılmaktadır. İlgili hipotez ise, tasarımdaki v işlem için

$$H_0 : \tau_1 = \tau_2 = \dots = \tau_v \text{ şeklindedir [18].}$$

2.3.1. Durbin rank testi

Durbin rank testi (Durbin, 1951) Friedman istatistiğinin tamamlanmış bloklara uygulanması durumunun dengeli tamamlanmamış blok tasarımları için genişletilmiş halidir. Durbin'in rank testinde, i . işlemin lineer etkisi M_i , Eş. (2.12)'de verildiği gibidir:

$$M_i = \sqrt{\frac{(v-1)}{r v}} \sum_{j=1}^k N_{ij} g(j) \quad (2.12)$$

Burada N_{ij} , i . işlemin j . rankı alma sayısı olarak belirlenir ve

$$g(j) = \sqrt{\frac{12}{(k^2-1)}} \left(j - \frac{k+1}{2} \right) \quad (2.13)$$

olarak ifade edilir.

Burada $g(j)$ 'ler lineer bir fonksiyon olarak tanımlandığı için M_i 'ye lineer etki denir. M_i 'nin tanımı, rankların bir tekdüze yayılımını varsayarak, i . işlem için örnek ortalama rankı ile beklenen değeri arasındaki farkı içerir. M_i 'nin m_i değerleri ortalama sıralamaya göre işlemleri ayırır. Kullanılan istatistik,

$$D = \sum_{i=1}^v M_i^2 \quad (2.14)$$

olan işlemler arası ortalama rank farkları için Durbin rank test istatistiğidir. Durbin rank test istatistiği D , $(v-1)$ serbestlik derecesi ile ki-kare dağılımına sahiptir [32,33].

2.3.2. Aynı değerli gözlemler için düzeltilmiş Durbin rank testi

Durbin rank testi, BIB tasarımlarından aynı değerli gözlem olmadığı durumlarda veriyi analiz eder. Best ve ark. (2006) birleştirilmiş sıra olduğu durumlar için Durbin rank testine dayalı uyarlanmış bir test istatistiği oluşturmuşlardır.

Eğer veriler arasında aynı değerli gözlem durumu varsa D , artık ki-kare dağılıma sahip değildir. Bu durumda lineer etki $M_i, g(j)$ 'ye bağlı olan bir faktör tarafından düzeltmeye ihtiyaç duyar.

$H_0 : \tau_1 = \tau_2 = \dots = \tau_v$ yokluk hipotezi altında $(v-1)$ serbestlik derecesi ile yaklaşık ki-kare dağılımına sahip Düzeltilmiş Durbin Rank Test istatistiği Eş. (2.15)'de ifade edilir.

$$AD = (\sum_{i=1}^v M_i^2) / a \quad (2.15)$$

Düzeltilme faktörü a , Eş. (2.16)'da verildiği gibidir;

$$a = g' U g / r \quad (2.16)$$

Burada $g' = (g(1), g(2), \dots, g(k))$ ve $U = (U_{ij})$ 'nin (d, w) inci elemanı rank d ve rank w 'nin bağlandığı durumların sayısını verir. Eğer herhangi bir blok için $d, \dots, d+m-1$ ranklar aynı değerli ise, U 'nun alt matrisine karşılık gelen m^2 hücrenin her birine, $i, j=d, \dots, d+m-1$ için U_{ij} elemanlarına, $1/m$ eklenir. Matris tüm bloklar üzerinden toplam alınarak oluşturulduğundan simetriktir. Aynı zamanda düzeltilmiş etki M_i / a olarak da yazılabilir. Ayrıca çoklu karşılaştırmalar için test, $(M_i - M_j) / \sqrt{a}$, $i \neq j$, $N(0,2)$ dağıldığından söz konusu formülden yola çıkarak kullanılabilir [15].

2.4. BIB Tasarımlarının Analizi

Bir BIB tasarımı için lineer model, $d(i, j)$, i . bloğun j . biriminde uygulanan işlem ve $j=1, 2, \dots, k$ ve $i=1, 2, \dots, b$ olmak üzere

$$Y_{ij} = \mu + B_i + \tau_{d(i,j)} + e_{ij} \quad (2.17)$$

olsun. Burada μ genel ortalamayı, β_i i.sabit blok etkisini, $\tau_{d(i,j)}$ $d(i,j)$ işleminin sabit işlem etkisini ve e_{ij} rastgele hatayı gösterir. Rastgele hataların birbirinden bağımsız sıfır ortalama ve σ^2 varyans ile normal dağıldıkları varsayımı vardır.

$C_{\tau/\beta}$ (C-Matrisi), blok etkisini elimine ederek işlem etkilerini tahmin etmek için bilgi matrisi ve $Q_{\tau/\beta}$, blok etkilerini elimine eden düzeltilmiş işlem toplamı vektörü olmak üzere bu vektörler bir BIB tasarımı için aşağıdaki gibi tanımlanır.

$$C_{\tau/\beta} = r I_v - \frac{1}{k} \{ (r - \lambda) I_v + \lambda J_v \} \quad (2.18)$$

$$= \frac{\lambda v}{k} I_v - \frac{\lambda}{k} J_v$$

$C_{\tau/\beta}$ matrisinin g-inversi Eş. (2.19)'da verildiği gibidir:

$$C_{\tau/\beta}^- = \frac{k}{\lambda v} I_v \quad (2.19)$$

$$Q_{\tau/\beta} = T - N \text{Diag}\left(\frac{1}{k}, \frac{1}{k}, K, \frac{1}{k}\right) B$$

(B ve T sırayla blok yanıt toplamının ve işlem yanıt toplamının sütun vektörleridir. N tasarımın isabet matrisidir.)

Bu iki vektör için aşağıdaki eşitlik vardır.

$$C_{\tau/\beta}^- \hat{\tau} = Q_{\tau/\beta} \quad (2.20)$$

Blok etkisi elimine edildikten sonra bulunan τ tahmini Eş. (2.21)'de verildiği gibidir:

$$\hat{\tau} = \frac{k}{\lambda v} Q_{\tau/\beta} \quad (2.21)$$

Kareler toplamaları;

$$KT_T = \sum_{i,j} Y_{ij}^2 - \frac{Y_{..}^2}{vr}$$

$$KT_{Tr} = \sum_1 \frac{T_1^2}{r} - \frac{Y_{..}^2}{vr}$$

$$KT_B = \sum_i \frac{B_i^2}{k} - \frac{Y_{..}^2}{vr}$$

$$KT_{Tr/B} = \frac{k}{\lambda v} Q'_{\tau/\beta} Q_{\tau/\beta}$$

$$KT_{B/Tr} = KT_B + KT_{Tr/B} - KT_{Tr}$$

olmak üzere hata kareler toplamaları (KT_E) ve hata kareler ortalamaları (KO_E), aşağıda tanımlandığı gibidir:

$$KT_E = KT_T - KT_B - KT_{Tr/B} \quad (2.22)$$

$$KO_E = KO_E / (n - b - v + 1) = \hat{\sigma}^2$$

Burada $\sum_{i,j} Y_{ij}^2 - \frac{Y_{..}^2}{vr}$ ortalama için düzeltilmiş kareler toplamıdır ve kısaca KT_T olarak ifade edilir. $\sum_i \frac{B_i^2}{k} - \frac{Y_{..}^2}{vr}$ blok kareler toplamını ifade eder ve kısaca KT_B olarak ifade edilir. $KT_{Tr/B}$, düzeltilmiş işlem kareler toplamıdır.

İşlem etkilerinin herhangi bir tahmini temel kontrastı için tahmini varyansı $(2k / \lambda v) \hat{\sigma}^2$ 'dir. Blok etkileri rastgele ve σ_b^2 bloklara ilişkin kitle varyansı olarak alınsın. σ_b^2 'nin tahmini $\hat{\sigma}_b^2$ aşağıdaki gibidir.

$$\hat{\sigma}_b^2 = \frac{KO_{B/Tr} - \hat{\sigma}^2}{(bk-v)/(b-1)} \quad (2.23)$$

Bağılantılı bir tasarım için test edilmek istenen yokluk hipotezi ve alternatif hipotez aşağıda verildiği gibidir:

$$H_0 (Tr) : \tau_1 = \tau_2 = K = \tau_v \quad H_A(Tr): \tau_i \neq \tau_j \quad \text{Bazı } i \neq j \text{ için} \quad (2.24)$$

Yokluk hipotezinin testi için gerekli test istatistiği Eş. (2.25)' te verildiği gibidir:

$$F (Tr) = \frac{Q'_{T/\beta} C_{T/\beta}^{-1} Q_{T/\beta} / (v-1)}{[\sum_{i,j} Y_{ij}^2 - \sum_i \frac{B_i^2}{k} - Q'_{T/\beta} C_{T/\beta}^{-1} Q_{T/\beta}] / (n-b-v+1)} \quad (2.25)$$

Eş. (2.25)'teki $F (Tr)$ test istatistiği, $v-1$ pay ve $n- b- v+ 1$ payda serbestlik derecesi ile F dağılımına sahiptir. Eş. (2.24)'deki yokluk hipotezinin testi için p değeri Eş. (2.26)'da ifade edildiği gibidir:

$$p_1 = p_değeri = P (F (v-1, n-b-v+1) > F (Tr)) \quad (2.26)$$

Eğer p_1 belirlenen α önem düzeyinden küçük ise yokluk hipotezi reddedilir.

Benzer şekilde, bağlantılı bir tasarımda belirtilen blok etkilerinin eşitliğini ifade eden yokluk hipotezi ve alternatif hipotez aşağıda belirtildiği gibidir:

$$H_0 (B) : \beta_1 = \beta_2 = K = \beta_b \quad H_A(B): \beta_i \neq \beta_j \quad \text{Bazı } i \neq j \text{ için}$$

Yokluk hipotezinin testi $F(B)$ test istatistiği kullanılarak test edilmektedir.

$$F(B) = \frac{Q'_{\beta/T} C_{\beta/T}^- Q_{\beta/T} / (b-1)}{[\sum_{i,j} Y_{ij}^2 - \sum_k \frac{B_k^2}{k} - Q'_{T/\beta} C_{T/\beta}^- Q_{T/\beta}] / (n-b-v+1)} \quad (2.27)$$

Yokluk hipotezinin testi için p değeri

$$p_2 = p_değeri = P (F (b-1, n-b-v+1) > F (B)) \quad (2.28)$$

olarak hesaplanır.

Bir BIB tasarımının blok içi ve bloklar arası analizi için ANOVA tablosu Çizelge 2.2’de verildiği gibidir.

Çizelge 2.2. BIB tasarımları için ANOVA tablosu

Kaynaklar	sd	KT	KO	F	P
İşlemler	v-1	(k/ λv)	$KO_{Tr/B}$	$KO_{Tr/B}/\hat{\sigma}^2$	p_1
Bloklar	b-1	$KT_{B/Tr}$	$KO_{B/Tr}$	$KO_{B/Tr}/\hat{\sigma}^2$	p_2
Hata	n-b-v+1	KT_E	KO_E		

2.5. BIB Tasarımlarının Avantajları ve Dezavantajları

BIB tasarımlarının kullanımının sunacağı avantajlar aşağıda yer almaktadır:

- Karar verici başına karşılaştırma sayısı düşmesine rağmen gözlem çiftlerinin ve kişilerin bir grup altında toplanmasına olanak tanır [34].
- Araştırmacının bundan sonra işlem sayısını bir bloktaki deneysel birim sayısına eşitlemesine gerek kalmayacaktır. BIB yöntemleri, işlem sayısının deneysel birimlerden daha fazla olmasına olanak tanımaktadır [21].

- Birçok karar vericinin ranklarının birleştirilmesi işlemi “*paneli oluşturan üyelerin doğalarından gelen farklılıkların kabul edildiği olağan varsayımlar olmadan genel bir anlamlılık testine olanak tanımaktadır.*” [35].
- BIB tasarımları çalışmanın duyarlılığını artırmaktadır çünkü eşitliklerin sağlanması ve yapılan tekrarlar (replikasyonlar) standart sapmayı veya değişkenliği azaltmaktadır [9].
- BIB işlemleri, her iki işlemin bir blokta aynı sayıda gerçekleşmesi, işlem etkilerinin tahmini, deneysel hata ve blok farklılıklarının elde edilmesi bakımından özel bir tasarımıdır [21].
- Her bir karar verici objelerin toplam sayısı kadar bir alt kümeyi sıraladığı için, BIB tasarımları karar vericiye zaman kazandırır, daha yüksek bir tamamlama oranını mümkün kılar, mülakat masraflarını azaltır ve sonuçların güvenilirliğini artırır [9].
- BIB tasarımlarında parametrik olmayan teknikler de kullanılabilir. Bu yöntemlerin öğrenilmesi ve parametrik karşılıklarının kullanılabilmesi daha kolaydır [9].

BIB tasarımlarının uygulamalarında karşılaşılan dezavantajlar ise aşağıdaki gibidir:

- İşlem sayısının fazla olması durumunda, bunun için gerekli olan tekrar sayısının da fazla olması gerekmektedir. Bu dezavantaj, denge durumu sağlandığında giderilebilir, fakat bu durum etkinlik kaybına sebep olur ve “farklı işlem setlerinin karşılaştırılmasındaki varyasyonların doğruluğunda uygunsuz durumlara sebep olur.” [21].
- “*Diğer işlem karşılaştırmalarına göre daha büyük duyarlılığa ihtiyaç duyulduğunda*” diğer tamamlanmamış blok tasarımlarının, örneğin kısmi dengeli

tamamlanmamış blok tasarımı, BIB tasarımlarının yerine kullanılması daha iyi sonuç verir [36].

- Blok (veya karar verici) sayılarının BIB tasarımlarında belirlenmesinde, araştırmacının bu sayıyı tam olarak bilmesi gerekmektedir. Bu sayı ne bir eksik ne de bir fazla olmalıdır. Söz konusu durum araştırmacının bilgi toplaması için bir çeşit kişisel mülakata zorlanmasına sebebiyet verir, bu ise hem pahalı hem de zaman alıcıdır [9].
- Konjoint analizi ve metrik olmayan çok boyutlu ölçeklemenin aksine BIB tasarımları, uygunluk ölçümlerinin çözümünde yer alan daha genel şemalarda kullanılması için uygun değildir [9].
- BIB tasarımları sadece karar vericilerin tercihleri (veya algı) homojen olduğu durumlarda kullanılır. Söz konusu varsayım önyargıların önüne geçmeyebilir [9].

3. BIB TASARIMLARI İLE İLİŞKİLİ TASARIMLAR

3.1. Artık ve Türetilmiş Tasarımlar

Bir dengeli tamamlanmamış türü olan simetrik BIB tasarımı için $v=b$ 'dir ve tasarımın her iki farklı kümesinde λ nokta ortaktır. Simetrik BIB tasarımından küme silerek ve o kümedeki noktaları diğer kümelerden silerek artık bir tasarım oluşturulabilir. Bir küme silerek ve sadece o kümenin noktalarını diğer kümelerde alıyarak, simetrik BIB tasarımından türetilmiş tasarım oluşturulabilir.

$v=b$, $r=k$, λ parametreleriyle BIB tasarımından oluşturulan artık ve türetilmiş tasarımların parametreleri sırasıyla Eş. (3.1) ve Eş. (3.2)'de verildiği gibidir:

$$v_1 = v - k, \quad b_1 = v - 1, \quad r_1 = k, \quad k_1 = k - \lambda, \quad \lambda_1 = \lambda \quad (3.1)$$

$$v_2 = k, \quad b_2 = v - 1, \quad r_2 = k - 1, \quad k_2 = \lambda, \quad \lambda_2 = \lambda - 1 \quad (3.2)$$

[22].

3.2. Hadamard Matrisleri ve Hadamard Tasarımı

3.1. Tanım

n inci mertebeden Hadamard matrisi her hücrede $1 \pm$ olan $n \times n$ boyutlu H matrisi, $HH^T = nI_n$ 'dir.

(-1) ve (1) 1. mertebeden Hadamard matrisleridir ve ikisi de önemsizdir. Aşağıdaki örneklerde 2. mertebeden ve 4. mertebeden Hadamard matrisleri gösterilmiştir.

3.1. Örnek

Aşağıdaki matris 2.mertebeden Hadamard matrisidir:

$$\begin{bmatrix} 1 & 1 \\ 1 & -1 \end{bmatrix}$$

3.2. Örnek

Aşağıdaki matris 4. mertebeden Hadamard matrisidir.

$$\begin{bmatrix} 1 & 1 & 1 & 1 \\ 1 & -1 & 1 & -1 \\ 1 & 1 & -1 & -1 \\ 1 & -1 & -1 & 1 \end{bmatrix}$$

Hadamard matrisinin her satırındaki bütün hücreleri “-1” ile çarpıldığında sonuç yine bir Hadamard matrisidir.

n . mertebeden Hadamard matrisinin satırları r_i olarak gösterilsin, $1 \leq i \leq n$. HH^T ’nin (i, j) . hücresi gerçekte $r_i \cdot r_j$ ’dir. “•” gerçel vektörlerin iç çarpımını gösterir. Burada Hadamard matris tanımından $i \neq j$ ise $r_i \cdot r_j = 0$ ’dır. Aşağıdaki sonuç n . mertebeden Hadamard matrisin mevcut olması için gerekli koşulları verir [20].

3.1. Teorem

$n > 2$ mertebeden Hadamard matrisi mevcut ise $n \equiv 0 \pmod{4}$ dır [37].

3.2. Teorem

$t > 1$ olsun. $(4t-1, 2t-1, t-1)$ -BIB tasarımı mevcut olması için gerek ve yeter koşul, $4t$ mertebeden Hadamard matrisinin mevcut olmasıdır [25].

3.1. Sonuç

Eğer $4t-1$ asal kuvvet ise, $4t$ mertebeden Hadamard matrisi mevcuttur [37].

3.3. Teorem

$4t$ mertebeden Hadamard matrisi mevcut olsun. Eğer $t > 3$ ise, $(2t-1, t-1, t-2)$ -BIB tasarımı mevcuttur; eğer $t \geq 2$ ise $(2t, t, t-1)$ -BIB tasarımı mevcuttur [37].

3.4. Teorem

H_1, n_1 mertebeden Hadamard matrisi ve H_2, n_2 mertebeden Hadamard matrisi ise; $H_1 \otimes H_2, n_1 n_2$ mertebeden Hadamard matrisidir [25].

3.2. Sonuç

n . mertebeden Hadamard matrisi mevcut ise, $2n$ mertebeden Hadamard matrisi mevcuttur [37].

$n=4t$ olduğunda H 'nin satır ve sütunları -1 ile çarpılırsa, H aşağıdaki formda yazılabilir;

$$H = \begin{pmatrix} 1 & 1'_{4t-1} \\ 1_{4t-1} & H_1 \end{pmatrix}$$

H_{12} 'de -1, 0 ile yer değiştirirse aşağıdaki parametrelerle simetrik BIB tasarımın isabet matrisi elde edilir:

$$v = 4t-1 = b, \quad r = 2t-1 = k, \quad \lambda = t-1 \quad (3.3)$$

Eş. (3.3)'de verilen parametreler ile bir BIB tasarımı ve onun tümleyeninin her ikisi de Hadamard tasarımı olarak adlandırılır.

12. mertebeden bir Hadamard matrisi aşağıda verildiği gibidir;

$$H_{12} = \begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 & 1 & 1 & 1 & 1 & 1 & 1 & 1 & 1 & 1 \\ 1 & -1 & -1 & 1 & -1 & 1 & -1 & 1 & -1 & 1 & -1 & 1 \\ 1 & -1 & 1 & -1 & 1 & 1 & -1 & -1 & -1 & -1 & 1 & 1 \\ 1 & 1 & -1 & -1 & 1 & -1 & -1 & 1 & -1 & 1 & 1 & -1 \\ 1 & -1 & 1 & 1 & 1 & -1 & 1 & 1 & -1 & -1 & -1 & -1 \\ 1 & 1 & 1 & -1 & -1 & -1 & 1 & -1 & -1 & 1 & -1 & 1 \\ 1 & -1 & -1 & -1 & 1 & 1 & 1 & -1 & 1 & 1 & -1 & -1 \\ 1 & 1 & -1 & 1 & 1 & -1 & -1 & -1 & 1 & -1 & -1 & 1 \\ 1 & -1 & -1 & -1 & -1 & -1 & 1 & 1 & 1 & -1 & 1 & 1 \\ 1 & 1 & -1 & 1 & -1 & 1 & 1 & -1 & -1 & -1 & 1 & -1 \\ 1 & -1 & 1 & 1 & -1 & -1 & -1 & -1 & 1 & 1 & 1 & -1 \\ 1 & 1 & 1 & -1 & -1 & 1 & -1 & 1 & 1 & -1 & -1 & -1 \end{pmatrix}$$

H_{12} 'deki -1'ler 0'la değiştirildiğinde $v=11=b$, $r=5=k$, $\lambda=2$ parametreleriyle, $0,1 \dots 10$ noktalarıyla çözümünü aşağıdaki gibi yazabileceğimiz simetrik BIB tasarımının isabet matrisi elde edilir.

(2,4,6,8,10);(1,3,4,9,10);(0,3,6,8,9);(1,2,3,5,6);(0,1,5,8,10);(3,4,5,7,8);(0,2,3,7,10);
(5,6,7,9,10); (0,2,4,5,9);(1,2,7,8,9);(0,1,4,6,7)

Bu tasarımın tümleyeni;

(0,1,3,5,7,9);(0,2,5,6,7,8);(1,2,4,5,7,10);(0,4,7,8,9,10);(2,3,4,6,7,9);(0,1,2,6,9,10);
(1,4,5,6,8,9);(0,1,2,3,4,8);(1,3,6,7,8,10);(0,3,4,5,6,10);(2,3,5,8,9,10)

$v = 11=b$, $r=6=k$, $\lambda =3$ parametreleriyle yine bir BIB tasarımıdır.

3.3. Latin Karelerin BIB Tasarımları ile İlişkisi

3.2. Tanım (Dik Latin kare tam seti - MOLS)

n mertebeden s tane latin kare seti olsun, buna $L_1 \dots L_s$ densin. Eğer $1 \leq i < j \leq s$ için L_i ve L_j dik ise, bu karelere dik latin kare tam setleri denir. Dik latin kare tam setlerine kısaca “MOLS” (Mutually Orthogonal Latin Squares-MOLS) denir.

s dereceli Latin kare, s sembolde bir $s \times s$ kare matristir öyle ki her bir sembol satır ve sütunlarında bir kez görülür. s dereceli latin kare çifti, eğer üst üste getirmelerinde sembollerin tüm sıralı çiftleri birlikte bir kez görülüyorsa, ortogonaldir denir. s dereceli ortogonal çiftlerin maksimum sayısı $s-1$ 'dir ve s asal ya da asal kuvveti olduğunda vardır. Karşılıklı ortogonal $s-1$ latin kare, karşılıklı ortogonal latin karelerin kümesi olarak adlandırılır.

Bir BIB tasarımında sembollerin (işlemlerin/ noktaların) sayısı, s asal ya da asal kuvveti iken $v = s^2$ olarak alınsın. Semboller $s \times s$ kare matriste dizilsin. Her bir

küme aynı satırda bulunan sembollerle yazılırsa s kümenin bir eşlemesi düzenlenmiş olur. s kümenin ikinci eşlemesi, her bir küme aynı sütunda bulunan semboller ile yazılarak düzenlenir. *MOLS*'ların tam setinin her bir latin karesini kullanarak, latin karenin her bir sembolü ile aynı pozisyonda bulunan kare matrisin sembollerinin düzenlenmesiyle, kümelerin bir eşlemesi oluşturulur. Ortogonal latin kare özelliklerinden, elde edilen tasarım

$$v = s^2, \quad b = s(s+1), \quad r = s+1, \quad k = s, \quad \lambda = 1 \quad (3.4)$$

parametreleriyle bir *afin yeniden çözülebilir* tasarımıdır.

Yukarıda verilen parametrelerle bir BIB tasarımının çözümü bir sonlu afin düzlemidir [38].

$v=16$ göz önüne alınsın, semboller 4×4 lük bir matriste aşağıdaki gibi yazılır:

0	1	2	3
4	5	6	7
8	9	10	11
12	13	14	15

4 dereceli *MOLS*'lerin tam seti aşağıda verildiği gibidir:

A	B	C	D	A	C	D	B	A	D	B	C
B	A	D	C	B	D	C	A	B	C	A	D
C	D	A	B	C	A	D	B	C	B	D	A
D	C	B	A	D	B	A	C	D	A	C	B

Parametreler $v=16$, $b=20$, $r=5$, $k=4$, $\lambda=1$ ile BIB tasarımı

$$\begin{aligned}
 &(0,1,2,3); (4,5,6,7); (8,9,10,11); (12,13,14,15); \\
 &(0,4,8,12); (1,5,9,13); (2,6,10,14); (3,7,11,15); \\
 &(0,5,10,15); (1,4,11,14); (2,7,8,13); (3,6,9,12); \\
 &(0,7,9,14); (3,4,10,13); (1,6,8,15); (2,5,11,12);
 \end{aligned} \quad (3.5)$$

(0,6,11,13);(2,4,9,15);(3,5,8,14);(1,7,10,12);

şeklindedir. Bu, 16 nokta ve 20 doğrudan oluşan bir sonlu afin düzlemdir.

Parametreleri $v=s^2$, $b=s(s+1)$, $r=s+1$, $k=s$, $\lambda=1$ olan afin yeniden çözülebilir BIB tasarımından çözümünden, $i= 1,2, \dots, s+1$ için i tekrarın her bir kümesine yeni sembol i 'yi ekleyerek ve yeni eklenmiş $s+1$ sembolün tümünü içeren yeni küme oluşturarak, Eş. (3.6)'da tanımlanan parametrelere sahip simetrik bir BIB tasarımı elde edilir.

$$v=s^2+s+1= b, \quad r=s+1=k, \quad \lambda=1 \quad (3.6)$$

Eş. (3.6)'da belirtilen parametreler ile bir BIB tasarımı bir sonlu projektif düzlemdir. 16, 17, 18, 19, 20 sembollerini, Eş. (3.5)'deki ilk 4 kümenin, ikinci 4 kümenin, üçüncü 4 kümenin, dördüncü 4 kümenin ve beşinci 4 kümenin her birine ekleyerek ve yeni sembol kümesi (16, 17, 18, 19, 20)'ni ekleyerek, simetrik BIB tasarımı elde edilir. Parametreleri Eş. (3.7)'de verildiği gibidir:

$$v= 21= b, \quad r= 5= k, \quad \lambda=1 \quad (3.7)$$

3.4. BIB Tasarımları ile İlişkili Diğer Tasarımlar

BIB tasarımlarının çözümlerini (ya da ilişki matrislerini) kombine ederek, diğer BIB tasarımları elde edilebilir.

3.5. Teorem

M , parametreler $v_1, b_1, r_1, k_1, \lambda_1$ ile bir BIB tasarımının isabet matrisi ve $N= \left[N_1 \mid N_2 \dots \mid N_{r_2} \right]$ parametreler $v_2 = k v_1$, $b_2 = r_2 v_1$, r_2 , k_2 , λ_2 ile bir çözülebilir BIB tasarımının isabet matrisi olarak alınsın. N_i ayrılabilir BIB tasarımın i . yinlemesindeki kümelerin isabet matrisidir. Şu halde

$$M_1 = \begin{bmatrix} N_1 M & N_2 M & \dots & N_{r_2} M \end{bmatrix}$$

$$v = v_2, b = b_1 r_2, r = r_1 r_2, k = k_1 k_2, \alpha = r_1,$$

$$\beta = b_1, t = r_2, \lambda = r_2 \lambda_1 + \lambda_2 (r_1 - \lambda_1)$$

parametreleriyle bir α -yeniden çözülebilir BIB tasarımının isabet matrisidir [28].

3.6. Teorem

Eğer $N_i, i=1,2$ için $b_i = 4(r_i - \lambda_i)$ 'yi sağlayan $v_i, b_i, r_i, k_i, \lambda_i = 1$ parametreleriyle bir BIB tasarımının isabet matrisi ise, Bu durumda

$$N = N_1 \otimes N_2 + (J_{v_2, b_2} - N_2) \quad (3.8)$$

N , Eş. (3.8)'deki parametreler ile BIB tasarımının isabet matrisidir ve $\otimes$ matrislerin Kronker çarpımını gösterir [39].

$$\begin{aligned} v &= v_1 v_2, b = b_1 b_2, r = r_1 r_2 + (b_1 - r_1) (b_2 - r_2), \\ k &= k_1 k_2 + (v_1 - k_1) (v_2 - k_2), \end{aligned} \quad (3.9)$$

3.7. Teorem

Eğer $\lambda = 1$ ve $r = 2k+1$ ile bir BIB tasarımı mevcut ise, o zaman

$$v^* = 4k^2 - 1 = b^*, r^* = 2k^2 = k^*, \lambda = k^2 \quad (3.10)$$

parametreleriyle simetrik bir BIB tasarımı mevcuttur [40].

$N, v = b, r = k, \lambda$ parametreleriyle simetrik bir BIB tasarımının isabet matrisi olsun.

$$N = \begin{pmatrix} N_1 & N_2 \\ N_3 & N_4 \end{pmatrix}$$

N_1 $v_1=b_1$, $r_1=k_1$, λ_1 parametreleriyle bir simetrik BIB tasarımının isabet matrisidir. N_1 isabet matrisli tasarım N isabet matrisli simetrik tasarımın alt tasarımıdır.

$v=11=b$, $r=3=k$, $\lambda=1$ parametreleriyle aşağıdaki simetrik BIB tasarımının

(0,4,5,6,8,9) ; (1,5,6,7,9,10) ; (2,6,0,8,10,7) ; (3,0,1,9,7,8) ;
 (4,1,2,10,8,9) ; (5,2,3,0,9,10) ; (6,3,4,1,10,0) ; (7,4,5,2,0,1) ;
 (8,5,6,3,1,2) ; (9,6,7,4,2,3) ; (10,7,8,5,3,4);

$v=7=b$, $r=3=k$, $\lambda=1$ parametreleriyle bir alt tasarımı vardır. Alt tasarımın altı çizili şekilde belirtilen sembolleri içeren 7 kümesi mevcuttur.

$v=b$, $r=k$, λ parametreleri ile bir simetrik BIB tasarımı verilsin. $v_0=b_0$, $r_0=k_0$, λ_0 parametreleri ile ilk tasarımın alt tasarımı olan simetrik BIB tasarımı eğer $k-\lambda=(k_0-1)^2$ ise Bear alt tasarımı olarak adlandırılır.

3.8. Teorem

Bir BIB tasarımının kümelerinde ve tümleyeninin kümelerinde, her farklı 3 nokta eşit sıklıkta birlikte görülür [32].

v, b, r, k, λ BIB tasarımın parametreleri $v_3=v$, $b_3=v$, $r_3=b-r$ ve $k_3=v-k$, $\lambda_3=b-2r+\lambda$ tümleyici tasarımın parametreleri olsun. 3 farklı nokta θ, ϕ ve χ , orjinal tasarımın x kümesinde birlikte olsun. Doğrulanabileceği üzere θ, ϕ ve χ 'dan hiçbiri orijinal tasarımın $b-3r+3\lambda-x$ kümesinde görülmez. Sonuç olarak θ, ϕ ve χ , tümleyici tasarımın $b-3r+3\lambda-x$ kümesinde vardır ve hiçbiri tümleyici tasarımın x kümesinde görülmez. Bu nedenle orijinal tasarımda ve tümleyici tasarımda, ikisinde de, θ, ϕ ve χ üçlü noktası $b-3r+3\lambda$ kümede vardır ve bu sayı seçilen üçlü noktalardan bağımsızdır.

4. BIB TASARIMLARININ UYGULAMA ALANLARI

Deney düzenleme yöntemleri bilimsel arařtırmalarda birçok farklı amaçla kullanılmaktadır. Bütün deneme düzenlerinde temel amaç, üzerinde durulan yanıt deęiřkenine etkisi olabileceęi düşünölen faktörlerin dikkate alınması ve böylece deneme hatasının minimuma indirilmesidir.

Bu temel amaç doğrultusunda iki veya daha fazla faktör ve düzeylerinin çeřitli kombinasyonlarının yanıt deęiřkeni üzerindeki etkilerinin arařtırıldıęı deneyler için kullanılan faktöriyel tasarımlar çok tercih edilen bir deneme düzenidir. Faktöriyel denemelerde birden çok faktörün deęiřik düzeyleri aynı anda incelenmekte ve bir faktörün durumu, dięer faktör veya faktörlerin deęiřik düzeyleriyle ele alınabilmektedir.

Denenen kombinasyonlardan hiçbirisi en iyisi olmayabilir. Başka bir deyiřle en yüksek verimi saęlayan kombinasyon, denenenlerin arasında veya dışında bulunabilir. Bu nedenle faktöriyel denemelerde, çok sayıda faktör kombinasyonuna ihtiyaç vardır. Ancak böyle denemeler yapmak pahalı olduęu gibi, çok da zaman alır. Ayrıca faktör sayısı arttıkça tüm kombinasyonların denenebilmesi için gerekli olan homojen deneme materyalini bulmak da zorlařır. Bu nedenle en uygun faktör kombinasyonunu bulmak için bütün kombinasyonları içeren denemelerin yürütölmesini gerektirmeyen istatistik yöntemleri geliştirilmiřtir [1].

Söz konusu istatistiksel yöntemlerin başında da dengeli tamamlanmamıř blok tasarımları gelmektedir. Dengeli tamamlanmamıř blok tasarımlarına iliřkin yapılan arařtırma ve makaleler incelendięinde ařaęıda belirtilen çalışmalara rastlanmaktadır:

1935 ve 1936 yıllarında Yates, blok geniřlięinin optimal seçeneęini tartıřmıř ve dengeli tamamlanmamıř blok tasarımlarının (BIB tasarımları) arzu edilen özelliklerini göstermiřtir [15].

1936 yılında Yates, bazı küçük BIB tasarımlarının oluşturulmasını göstermiştir [15].

1938 yılında Fisher ve Yates, $v, b \leq 100$ ve $r, k \leq 10$ aralığı için BIB tasarımlarının parametrelerinin kombinasyonlarını ve onların çözümlerini listelemiştir. Bu liste, 1961 yılında Rao tarafından $r, k \leq 15$ alınarak ve 1962 yılında Sprott tarafından $r, k \leq 20$ alınarak genişletilmiş şekli ile tekrar verilmiştir [33].

1939 yılında Bose ise bu tasarımların oluşturulmasının ilk sistematik metodunu vermiştir. Bose ayrıca sonlu geometrilerin özelliklerini ve onların uygulamalarını BIB tasarımları gibi kullanmıştır [15].

Srivastava, bir t-tasarımının $v=2k$ koşulunu sağlaması için gerek ve yeter koşulun yeniden çözülebilir bir t-tasarımının mevcudiyeti olduğunu göstermiş ve yeniden çözülebilir 3-tasarımlarının bazı serilerinin yapılarını vermiştir. Ayrıca simetrik BIB tasarımlarından BIB tasarımları kurulması için basit ve genel bir metot vermiş, bu metodu kullanarak BIB tasarımlarının bilinen birçok sonsuz serisinin kolaylıkla bulunabileceğini göstermiştir [41].

1951 yılında Youden, ilk olarak bağlantılı tasarım kavramını tanıtmıştır. Youden bu tasarımları BIB tasarımlarının dualeri olarak ortaya çıkarmıştır. 1956 ve 1957 yıllarında Roy ve Laha ise, bağlantılı tasarımları sınıflandırmışlardır [33].

Raghavarao, BIB tasarımı tanım ve özelliklerini vermiş, BIB tasarımlarının sonlu geometriler yardımıyla oluşturulmasını ve simetrik BIB tasarımlarının varlığını göstermiştir. Yeniden çözülebilirliklerden bahsetmiştir. Ayrıca t-tasarımları için birtakım eşitsizlikler sunmuş ve BIB tasarımlarının $v, b \leq 100$ ve $r, k \leq 15$ parametre aralığı için oluşturulma metotlarını listelemiştir [33].

1942 yılında Bose, yeniden çözülebilir BIB tasarımları için eşitsizlikler vermiştir [33].

Assmus ve Key, t-tasarımları hakkında genel bilgiler ve teoremler vermiş; simetrik t-tasarımlar, Hadamard tasarımlar ve Steiner sistemlerden bahsetmiştir [42].

Street ve Street, BIBD'ler ve yeniden çözülebilir tasarımlarla ilgili bilgiler ve teoremler vermişler, BIB tasarımları ile ilgili bazı tasarımları tanıtmışlardır. Ayrıca BIB tasarımları oluşturma'nın bazı metotlarını da vermişlerdir [43].

Hedeyat ve John (1974) dirençli dengeli tamamlanmamış blok tasarımlarını tanımlamış ve bu tasarımların varlığını göstermişlerdir [44].

Chakrabati (1963) örnekleme şemalarında BIB tasarımlarının kullanılabileceğini göstermiştir ve BIB tasarımının özelliklerinin yinleme olmaksızın basit rastgele örnekleme'nin özellikleriyle aynı olduğunu göstermiştir [45].

1950 yılında Goodman ve Kish BIB tasarımları ile kontrollü örnekleme prosedürünün uyuma sağladığını göstermişlerdir [45].

1969 yılında McCarthy dengeli yarım örnekler oluşturmada Hadamard BIB tasarımlarının kullanımını göstermiştir [30].

BIB tasarımları kullanılarak bir kontrol örnekleme prosedürü 1973 yılında Avadhani ve Sukhatme tarafından incelenmiştir [45].

1979 yılında Raghavarao ve Federer tarafından rastgele yanıt prosedüründe bir ya da daha fazla hassas kategoride oranın belirlenmesinde BIB tasarımlarının kullanıldığı bir metot geliştirmiştir [30].

Li ve VanRees (2004) BIB tasarımları ve simetrik BIB tasarımlarından loto tasarımları elde etmeyi incelemişlerdir [46].

Raghavarao ve Zhang, $v = n, b, r, k, \lambda$ parametreleri ile BIB tasarımlarının güvenilirlik analizi için her birinde n özellik olan b profilin seçim kümelerinin oluşturulabileceğini göstermişlerdir [47].

Raghavarao, bazı BIB tasarımı parametrelerinin geçerli koşulları sağlasalar da tasarımın çözümü olmadığını ifade etmiştir [33].

Alvo ve Cabilio, BIB tasarımlarının analizinde parametre dışı analiz kullanımı için Friedman istatistiğinin tamamlanmış bloklara uygulanması durumunun dengeli tamamlanmamış blok tasarımları için genişletilmiş hali olan Durbin rank testini tanımlamışlardır [32].

4.1. Kontrol Örneklemesinde BIBD Tasarımlarının Kullanılması

N birimlik sonlu bir kitle ve bu kitleden yerine koymaksızın bazı olasılık mekanizmalarıyla seçilen n genişliğinde bir örneklem düşünölsün. Kitle toplamının tahmin edicisi ilk sırayı içirme olasılığı olan π_i 'ye dayanır ve kitle toplamının varyansının tahmin edicisi ilk sıra içirme olasılığı olan π_i ile ikinci sıra içirme olasılığı olan π_{ij} ye dayanır. π_i i. kitle biriminin örnekleme de iç er il me olasılığı ve π_{ij} i inci ve j inci kitle birimlerinin birlikte örnekleme de iç er il me birleşik olasılığıdır [48, 49].

Chakrabati (1936), örnekleme şemalarında BIB tasarımlarının kullanılabileceğini ve BIB tasarımlarının özelliklerinin yineleme olmaksızın basit rastgele örnekleme prosedürünün özellikleriyle aynı olduğunu göstermiştir. Fakat daha sonra BIB tasarımlarının kontrollü örnekleme ile uyuşma sağladığı Goodman ve Kish (1950) tarafından ifade edilmiştir [50, 51].

Basit rasgele örneklemede, yineleme olmaksızın, örneklemin desteği N birimden alınan n birimlerin tüm mümkün kombinasyonlarından oluşur ve destek genişliği

$\binom{N}{n}$ dir. Eğer örneklemeleri bloklar ve birimleri de işlemler olarak yazarsak bu aşağıda belirtilen parametreler ile bir indirgenemez BIB tasarımıdır;

$$v = N, b = \binom{N}{n}, r = \binom{N-1}{n-1}, k = n, \lambda = \binom{N-2}{n-2} \quad (4.1)$$

Burada $i \neq j$; $i, j = 1, 2, \dots, K, N$ için ilk sıra ve ikinci sıra içerme olasılıkları sırasıyla $\pi_i = n/N =, \pi_{ij} = \{n(n-1)\} / \{N(N-1)\}$ olarak belirtilir.

Chakrabati (1963), yineleme olmaksızın basit rastgele örneklemenin desteği $b < \binom{N}{n}$ ile herhangi bir BIB tasarımı alınarak azaltılabileceğini belirtmiştir. Chakrabati'nin sonuçları tekrarlı bloklara sahip tasarımlar için Foody ve Hedeyat (1977), Wynn (1977) tarafından genişletilmiştir. BIB tasarımlarının yardımı ile basit rasgele örneklemenin (yineleme olmaksızın) destek genişliğini $\binom{N}{n}$ 'den, $\binom{N}{2}$ ile N arasında bir sayıya indirgemektedir [20].

Pratikte, tüm $\binom{N}{n}$ mümkün örneklemeler eşit derecede istenilen örneklemeler olmayabilir. Örneklem birimlerinin demografik olarak ayrı olduklarında, seçilen örneklemdeki tüm birimlerden bilgi almak daha yüksek maliyetli olur. Bu durumda bazı örneklemeler tercih edilen ve bazıları tercih edilmeyen olur. $v = n$ ve $k = N$ ile bir BIB tasarımının kümelerinin desteğini kullanarak, tercih edilmeyen örneklemelere düşük olasılıklar ve tercih edilen örneklemelere yüksek olasılıklar atanabilir. İçerme olasılıkları kolayca hesaplanabilir ve tahmin ediciler kolayca elde edilebilir. Bu bir kontrollü örnekleme prosedürüdür [52].

Daha sonrasında Eş. (4.1)'de yer alan parametrelerden yararlanarak Rao ve Nigam (1990), kontrolü örnekleme için lineer programlama formülasyonu kullanarak

tasarım kümelerini seçmek için olasılıklar tanımlamışlardır. Sonuç olarak, ikinci derece olasılıkları basit rastgele örneklemedeki olasılıklarla eşit olduğunu aynı zamanda istenmeyen örneklemelerin seçiminin toplam olasılığının da minimize edildiğini belirtmişlerdir [53].

Toplam $\binom{N}{n}$ örnekleme tercihi edilen örneklem ve tercih edilmeyen örneklem olarak iki sınıfa ayırmak mümkündür [51]. Burada amaç ise tercih edilmeyen örnekleme seçme olasılığını mümkün olduğunca azaltan, aynı zamanda yineleme olmaksızın basit rastgele örnekleme benzeyen bir örnekleme prosedürü tasarımı yapmaktır.

Kontrollü örneklemede BIB tasarımları kullanıldığında (N, b, r, n, λ) parametreleriyle bir BIB tasarımı için, N , kitledeki birimlerin sayısına karşılık gelir, b , farklı örneklem sayısına ve n örneklem genişliğine karşılık gelir. Seçili örnekleme noktaları birimlere karşılıktır. Bu örneklem Eş. (4.2) ve Eş. (4.3)'te ifade edilen içerme olasılıklarını verir.

$$\pi_i = r/b = r v / b v = k / v = n/N \quad (4.2)$$

$$\pi_{ij} = \lambda/b = \{\lambda(v-1)k\} / \{b(v-1)k\} = \{k(k-1)\} / \{v(v-1)\} = \{n(n-1)\} / \{N(N-1)\} \quad (4.3)$$

Bu olasılıklar yineleme olmaksızın basit rastgele örneklemedeki içerme olasılıkları ile aynıdır. BIB tasarımı basit rastgele örneklemeden daha küçük destek sayısına sahip olduğundan verilen bir durum için kontrollü örnekleme adaptasyonu daha kolay olacaktır. Sonuç olarak küçük destek genişlikli BIB tasarımlarının örnekleme teorisinde önemli bir yeri vardır [20].

4.2. Dengeli Yarım Örneklemeler

Birçok modern örnekleme çalışması, tabakalama, kümeleme, örnek birimlerinin çok katlı seçimi, oran tahminini içeren karmaşık örnekleme çalışmalarına ve tahmin prosedürlerine dayanır. Sonuç olarak parametre tahminlerinin tahmini varyansları için çözümsel ifadeler genellikle elde edilebilir değildir. Bu zorluğun üstesinden gelmek için özellikle son yirmi yıldır yarım örneklem tekniğinin kullanılması dikkat çekmektedir.

Dengeli yarım örnekleme tekniği geniş tabaka genişliği olan ve her bir örnekleme her bir tabakada iki elemanın mevcut olduğu durumlar için oluşturulmuştur [54].

Yarı örneklem tekniği, ilgili parametrelerin tahminlerinin, her bir seferde örnekteki mevcut verinin sadece yarısını kullanarak, tekrar tekrar hesaplanmasını içerir. Bu ifadeyi açıklamak için, her birinden rastgele iki değişkenli gözlerin seçildiği L tabaka göz önüne alınsın.

Çizelge 4.1. L tabakanın ve tabakalarda iki değişkene ait gözlemlerin gösterimi

Tabaka	Gözlemler
1	$(X_{11}, Y_{11}), (X_{12}, Y_{12})$
2	$(X_{21}, Y_{21}), (X_{22}, Y_{22})$
L	$(X_{L1}, Y_{L1}), (X_{L2}, Y_{L2})$

Örneğin $R = (\sum Y / \sum X)$ kitle oranı tahmin edilmek istendiği düşünölsün. Yarı örneklem her bir tabakadan iki mevcut değişkenden biri seçilerek ve L seçili tabakadan ilgili parametreler tahmin edilerek oluşturulur. Burada tüm $2L$ gözlemleri temel alan R 'nin tahmini

$$\hat{R} = \frac{1}{2L} \left(\sum_{i=1}^L \sum_{j=1}^2 Y_{ij} / \sum_{i=1}^L \sum_{j=1}^2 X_{ij} \right) \quad (4.4)$$

dir.

Sadece L gözlemi temel alan (her bir tabakadan bir tane olmak üzere) R 'nin dengeli yarım örneklem tahmini

$$\hat{R}_{(i)} = \frac{1}{L} \left(\frac{y_{1u} + y_{2v} + \dots + y_{Lw}}{x_{1u} + x_{2u} + \dots + x_{Lw}} \right) \quad (4.5)$$

dir.

($u=1$ ya da 2, $v=1$ ya da 2, $w=1$ ya da 2). Açıkça bunun gibi 2^L yarım örneklem tahmini oluşturulabilir. Mümkün tüm 2^L temel yarım örneklem alarak hesaplanan $\hat{R}$ 'nin varyansının tahmini,

$$\hat{V}(\hat{R}) = \frac{1}{2^L} \sum_{i=1}^{2^L} \left(\hat{R}_{(i)} - \hat{R} \right)^2 \quad (4.6)$$

Yarım örneklem oluşturmak için ve her bir yarım örneklemde hangi örnek biriminin görüleceğinin belirlenmesinde m . mertebeden kare tasarım matrisleri kullanılabilir. Matrisler ortogonaldır ve tüm satırların tüm elemanları -1'dir. Sonuç olarak eğer δ_{ij} i. satır ve j. sütundaki birimi ifade ediyorsa ve

$$\sum_{i=1}^m \delta_{ij} = 0 \quad j = 1, 2, \dots, m-1 \quad (4.7)$$

ve

$$\sum_{i=1}^m \delta_{ij} \delta_{ik} = 0 \quad j \neq k \quad (4.8)$$

dır. Eş. (4.7) ve Eş. (4.8)'de tanımlanan özellikler yarım örneklemelerin dengeli olduğunu belirtir.

L tabakalı bir tabakalı örnekleme göz önüne alınsın; burada h . tabaka $W_h = N_h / N$ ağırlığa sahiptir. N ve N_h sırasıyla kitle genişliği ve h . tabaka genişliğidir. h . tabaka için $n_h = 2$ atanarak $2L$ genişliğinde örneğin, kitleden çekildiği düşünölsün.

t , $4t-1 \geq L$ olacak şekilde en küçük pozitif tam sayı olarak alınsın ve N , parametreler $v = 4t-1 = b, r = 2t-1 = k, \lambda = t-1$ ile Hadamard BIB tasarımının isabet matrisi olduđu düşünölsün ve

$$M = [N \mid 1_{4t-1}] \quad (4.9)$$

şeklinde tanımlansın.

Bir $L \times 4t$ boyutlu M_1 matrisi oluşturmak için M nin L satırlarından herhangi biri seçilir. M_1 'nin satırları L tabaka ile i . sütunun 1(0) elemanları ise i . tabakadan 2 örnek gözlemleri ile tanımlanır.

j . satırdan, kitle ortalaması $\bar{Y}$

$$\bar{Y}_{st(j)} = \sum_{i=1}^L W_i y_{ij} \quad (4.10)$$

olarak formöle edilir. Burada y_{ij} j . sütunda i . satırın (tabakanın) 1(0) elemanına karşılık gelen gözlem değeriştir. Tüm yarım-örnekler (*half-samples*) tahmin edicileri kombine edilirse $\bar{Y}$ 'in tahmin edicisi olarak

$$\hat{\bar{Y}} = \sum_{j=1}^{4t} \bar{Y}_{st(j)} / 4t \quad (4.11)$$

elde edilir ve tahmin edicinin varyansı Eş. (4.12)'de ifade edildiği gibidir:

$$\hat{Var}(\hat{\bar{Y}}) = \sum_{j=1}^{4t} \left(\bar{Y}_{st(j)} - \hat{\bar{Y}} \right)^2 / 4t \quad (4.12)$$

BIB tasarımının özelliklerinden, her bir tabakadan her iki gözlem $2t$ yarım örneklerde oluşacağı ve herhangi iki tabakadan gözlemlerin 4 ikililerinin her biri t yarım örnekte oluşacağı görülür.

Her birinde iki gözlem olan $L=3$ tabaka için, yarı örneklem oluşturulurken, aşağıdaki 4. mertebeden bir Hadamard matrisi kullanılsın.

$$H = \begin{bmatrix} 1 & 1 & 1 & 1 \\ 1 & -1 & 1 & -1 \\ 1 & 1 & -1 & -1 \\ 1 & -1 & -1 & 1 \end{bmatrix}$$

daha sonra bu Hadamard matrisi aşağıdaki gibi bir BIB isabet yapısına dönüştürülür.

$$N = \begin{bmatrix} 0 & 1 & 0 \\ 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$$

Eş. (4.9)'daki yapı dikkate alındığında M aşağıdaki gibi olur:

$$M = \begin{bmatrix} 0 & 1 & 0 & 1 \\ 1 & 0 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 1 & 1 \end{bmatrix}$$

Burada her bir satır $L=3$ tabaka tarafından tanımlanır ve 1(0) gözeleri i. tabakanın iki değişkenine x_{i1} (x_{i2}) ifadesine karşılık gelir. Sütunlar da parametre tahmini için oluşturulan yarım örneklere karşılık gelir.

Yarım örnekler aşağıda ifade edilen değerlere uygun olarak oluşturulur.

$$\delta_{ij} = \begin{cases} 1 & x_{i1} \text{ kullanılıyorsa} \\ 0 & x_{i2} \text{ kullanılıyorsa} \end{cases}$$

Sonuç olarak uygun matris aşağıdaki gibi ifade edilir;

Yarım örneklemeler

$$\begin{array}{cccc} 1 & 2 & 3 & 4 \\ \begin{bmatrix} x_{12} & x_{11} & x_{12} & x_{11} \\ x_{21} & x_{22} & x_{22} & x_{21} \\ x_{32} & x_{32} & x_{31} & x_{31} \end{bmatrix} \end{array}$$

Kitle oranı R'nin yarım örnek tahminleri ise aşağıdaki gibidir,

$$\hat{R}_{(4)} = \frac{y_{11} + y_{21} + y_{31}}{x_{11} + x_{21} + x_{31}}$$

$$\hat{R}_{(3)} = \frac{y_{12} + y_{22} + y_{31}}{x_{12} + x_{22} + x_{31}}$$

$$\hat{R}_{(2)} = \frac{y_{11} + y_{22} + y_{32}}{x_{11} + x_{22} + x_{32}}$$

$$\hat{R}_{(1)} = \frac{y_{12} + y_{21} + y_{32}}{x_{12} + x_{21} + x_{32}}$$

Dikkat edilirse, her bir eleman ayı sayıda yarım örnekte görülür. Bu tasarımın dengeli olmasından kaynaklanır.

$\hat{R}$ 'nin varyansının dengeli yarım örnek tahmin edicisi

$$\text{Var}(\hat{R}) = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \hat{R}_{(i)} - \hat{R})^2 \quad (4.13)$$

olarak hesaplanır.

Dengeli yarım örnekler aynı zamanda diğer lineer olmayan tahminler eğim ve korelasyon katsayılarının varyanslarını tahmin etmek için de kullanışlıdır. Bu metot

Amerika Birleşik Devletleri'nde National Center for Health Statistics (NCHS), Health and Nutrition Examination Survey (HANES) ve Health Interview Survey (HIS) gibi büyük genişlikteki örnekleme araştırmalarının yapıldığı kuruluşlarda halen kullanılmaktadır. Varyansın tahmini için yarım örnekleme tekniği kullanımı Amerika Birleşik Devletleri Nüfus Sayımı Ofisi tarafından başlatılmıştır [20].

4.3. Rastgele Yanıt Prosedüründe BIB Tasarımları ve Kullanımı

Araştırmalarda, kişisel sırlarını yabancılar önünde deşifre etmek istemeyen kişiler hassas olan soruları yanıtlamazlar. Bu sorunun üstesinden gelmek için ve hassas karakterli insanların oranını tahmin etmek için Warner (1965) bir prosedür geliştirdi. Buna göre iki ifade yapılmasını önerdi:

1. Kişi hassas kategoriye ait
2. Kişi hassas kategoriye ait değil.

[55].

Yanıt verici tarafından 1 ya da 2 seçeneği önceden belirlenen bir p olasılık ile ya da $1-p$ ile seçilir ve anketöre 1. ya da 2. durumlardan hangisini seçtiğini söylemeden basitçe evet ya da hayır yanıtını verir. Anketör cevabın 1. ya da 2. duruma ait olup olmadığını bilmediğinden, yanıt vericinin gizliliği korunur ve bunu maksimum değerde korumak için p $1/2$ 'ye yakın seçilir fakat $p \neq 1/2$ dir. Evet, cevaplarına dayanarak, BIB tasarımıyla bir ya da daha fazla hassas kategori oranı tahmin edilebilir. m adet hassas kategori olduğunu düşünölsün ve her bir m kategori için kitle oranı π_i tahmin edilmek istensin. Bu m hassas soru kümesine $\nu - m$ hassas olmayan ikili yanıt sorusu eklenir. ν toplam ikili sorularından, her küme tümöyle hassas soru içermeyen k sorulu alt kümeleri alınır. Her bir grupta aynı sayıda yanıt verici olacak şekilde ve grupların sayısı k sorulu alt kümelerin sayısına eşit olacak şekilde yanıt vericiler gruplara ayrılır. i . gruptaki yanıt vericilerin hepsi alt kümede

içerilen tüm sorulara alt kümedeki sorulara verdiği cevapları açığa vurmada ve evet (hayır) cevaplarını 1(0) kodlayarak toplu yanıt verecektir. Bu, tümüyle olmasa da büyük oranda gizliliği koruyacaktır. Yanıt toplamaları 0 ya da k olması yanıtlayıcının tüm yanıtlarını deşifre eder, aksi halde bireysel yanıtlar gizli kalır.

$\bar{Y}_i$ i. alt kümede, S_i , yanıt veren tüm yanıt vericilerin tüm yanıtlarının ortalaması olarak alınsın. Bu durumda

$$E(\bar{Y}_i) = \sum_{l \in S_i} \pi_l \quad i=1,2,3,\dots,b \quad (4.14)$$

olacaktır ve π_l , l. sorunun kategorisine ait kişilerin oranıdır.

Burada optimal tasarım, Eş. (4.15)'te yer alan parametrelerle bir BIB tasarıma olan Hadamard tasarımıdır.

$$\nu = 4t - 1 = b, r = 2t = k, \lambda = k \quad (4.15)$$

Böylelikle, toplam $4t-2$ hassas ve hassas olmayan soru seçilir ve Eş. (4.15)'deki parametreler ile BIB tasarımının sonucuna dayanarak her birinde $2t$ soru bulunan $4t-1$ alt küme biçimlendirilir.

Daha sonra n yanıt verici her biri u genişliğinde olan $4t-1$ gruba ayrılır ($n = (4t-1)u$) ve her u yanıt verici $i = 1, 2, \dots, 4t-1$ için i inci kümedeki $2t$ sorunun yanıt toplamını verecektir.

Bu metot Smith, Federer ve Raghavaro (1974) tarafından para çalan ve uyuşturucu kullanan, testlerde hile yapan öğrencilerin oranını tahmin etmek için kullanılmıştır [44].

Örnek 4.1

Bir şirketteki, şirketin çalışma koşullarından memnuniyet duyanların oranını belirlemek için 3 soru göz önünde bulundurulunsun.

A. Çalışma koşullarından memnunum.

Hayır(0) Evet(1)

B. Öğle yemeğimi şirket kantininde yerim.

Hayır(0) Evet(1)

C. Haftada en az bir kez spor yaparım.

Hayır(0) Evet(1)

$v = 3 = b, r = 2 = k, \lambda = 1$ parametreleri ile bir BIB tasarımının 3 kümesi düzenlendi.

Rastgele 15 çalışan seçildi, her birinde 5 çalışan olacak şekilde 3 gruba ayrıldı ve her birinden kendi anketlerindeki 2 soru için toplam skor vermeleri istendi.

Skorlar ve her bir soru kümesine ait ortalamalar Çizelge 4.2’de verildiği gibidir:

Çizelge 4.2. Skorlar ve her bir soru kümesine ait ortalamalar

KÜME	YANITLAR	ORTALAMA($\bar{Y}_i$)	VARYANS(s_i^2)
A , B	0,1,1,2,2	1,2	0,7
A , C	0,0,1,1,1	0,6	0,2
B , C	1,1,2,2,2	1,6	0,3

π_i , i inci soru için evet cevaplarının oranıdır, i = A, B, C ve $\pi_A + \pi_B = \bar{Y}_1 = 1,2$;

$\pi_A + \pi_C = \bar{Y}_2 = 0,6$; $\pi_B + \pi_C = \bar{Y}_3 = 1,6$ bu eşitlikler çözüldüğünde π_A, π_B, π_C

oranları aşağıdaki gibi hesaplanmıştır:

$$\pi_A = \frac{\bar{Y}_1 + \bar{Y}_2 - \bar{Y}_3}{2} = 0,1$$

$$\pi_B = \frac{\bar{Y}_1 - \bar{Y}_2 + \bar{Y}_3}{2} = 1,1$$

$$\pi_C = \frac{-\bar{Y}_1 + \bar{Y}_2 + \bar{Y}_3}{2} = 0,5$$

Bu verilerden çalışanların %10 unun şirket çalışma koşullarından memnun olduğu söylenebilir [22].

BIB tasarımları, değerlendiriciler arası güvenilirlik çalışmalarında da kullanılır. Psikolojik çalışmalarda sıklıkla kullanılan değerlendiriciler arası güvenilirlik analizi iki ya da daha fazla değerlendiricinin aynı sonuç için değerlendirmelerindeki fikir uyumunun ne kadar olduğunu söyleyen bir ölçümdür.

Örneğin, bir bankacı ve bir potansiyel müşteri arasındaki işlem sırasında belirli sosyal etkileşim tipleri ile ilgilenildiği düşünölsün. Gerçek hayatta yeni müşteri ile işlemi bitmiş müşteri arasındaki değişim esnasında bankacının potansiyel müşteriye karşı güler yüz ve kibar davranış gibi davranış tiplerindeki artış gözlemlenmek istensin. Burada her 10 saniyede bir, koltuğuna yayılması, gülümsemesi ya da ellerini kullanması gibi üç davranıştan birini sergilemesine göre değerlendirme yapılacaktır. Eğer bu davranışları sergilediği görölüyorsa 1, görölmüyorsa 0 şeklinde skorlamalar yapılır. Değerlendiriciler arası güvenilirlik (*inter rater reliability*) bu değerlendirmeleri yapan değerlendiriciler arasındaki güvenilirliğin ölçüsüdür [20].

Her bir denek, katılımcı değerlendiricilerden daha az sayıda değerlendirici tarafından değerlendirildiğinde, değerlendiriciler arası güvenilirlik çalışması tasarlanmalıdır. Bu durumda eğer değerlendiricilerin verdiği oyların ya da skorların ortalamalarının karşılaştırılmasıyla ilgileniliyorsa ve eğer her bir ortalama aynı hassasiyetle tahmin edilmek isteniyorsa, BIB tasarımı böyle çalışmalar için tercih edilir [22].

4.4. Turnuva ve Loto Tasarımları

Piyango ve lotoların birçoğunda, kişi küçük bir ücret karşılığı n numara arasından k numara seçer. Bu bir bilettir. Merkez ya da kumarhane, bilet satışı sonlandığında n numaradan p numarayı rastgele olarak seçer. Bu p numara kazanan numaradır. Eğer herhangi bir bilet için t ya da daha fazla numara, kazanan numaralar ile eşleşirse ödül bu eşleşmeyi sağlayan bilete verilir. t ne kadar büyük ise ikramiye de aynı oranda büyüktür [44].

Birçok insan ve araştırmacı en az bir biletin kazanan numaralar ile t ya da daha fazla numarada çakışacağına emin olmak için yeterli minimum bilet sayısının ne olduğu ile ilgilenir. Problem minimum bilet sayısı b 'yi formüle etmektir böylece b bileten en az bir biletin kazandığına emin olmaktır [44].

Bir (n, k, p, t) Loto Tasarımı n elemanlı kümelerinin (biletlerin ya da blokların) bir kümesi olarak tanımlanır öyle ki herhangi bir p elemanlı küme en az bir k elemanlı küme ile t ya da daha fazla sayıda kesişir. Bir $LD(n, k, p, t; b)$ tam olarak b bloklu bir Loto tasarımıdır. $L(n, k, p, t)$, $LD(n, k, p, t; b)$ içinde blokların minimum sayısını ifade etsin. Buradaki ana konu $L(n, k, p, t)$ 'yi belirlemektir.

4.1. Teorem

Eğer B , bir $\nu = n, b, r, k, \lambda$ ile bir BIB tasarımının bloklarının kümesi ve t ile p birer pozitif tam sayı ise,

$$\left\lfloor \frac{pr}{t-1} \right\rfloor \binom{t-1}{2} + \left(pr - \left\lfloor \frac{pr}{t-1} \right\rfloor (t-1) \right) < \binom{p}{2} \lambda \quad (4.16)$$

olduğunda B bir (ν, k, p, t) loto tasarımının bloklarının kümesidir. Sonuç olarak $L(\nu, k, p, t) \leq b$ 'dir ($\lfloor \bullet \rfloor$ ifade en büyük tam sayı fonksiyonudur.) [46].

4.2. Örnek

Teorem 4.1’de ifade edilen koşulu sağlayan (17, 34, 16, 8, 7) BIB tasarımı için $L(17, 8, 6, 4) \leq 34$ olarak belirlenir [46].

4.1. Sonuç

$v = n, b, r, k, \lambda$ parametreleri ile BIB tasarımı için $r < 2\lambda$ ise $L(v, k, 5, 4) \leq b$ ’dir [46].

4.2. Sonuç

$v = n, b, r, k, \lambda$ parametreleri ile BIB tasarımı için $r < \frac{5}{2} \lambda$ ise $L(v, k, 6, 4) \leq b$ ’dir [46].

4.3. Sonuç

$v = n, b, r, k, \lambda$ parametreleri ile BIB tasarımı için $r < 3 \lambda$ ise $L(v, k, 7, 4) \leq b$ ’dir [46].

4.5. Değerlendirme Çalışmaları

Karar vermede farklı faktörlerin karşılaştırılması ekonomide ve pazarlamada oldukça önemlidir. Bu tür problemlerde, faktörler nitelik olarak adlandırılır. Nitelikler iki tiptir; fiyat/yarar ve jenerik (tanıtım).

İlk nitelik tipi örneği, araba satın alımında ücret, mil üzerinden yakıt tüketimi, genişlik, güvenlik vs. Arabanın rengi ise jenerik bir niteliktir. Burada fiyat/yarar niteliğini ele alınmıştır [20].

Eğer bir yanıtlayıcıya tek bir nitelik hakkında bir kez en iyi seviye niteliği seçmesi istenirse cevap çoğunlukla en düşük ücret niteliği ve en yüksek yarar niteliği seçilecektir. Açıkça böyle en uygun seviyelerde niteliğe sahip bir ürün pazarlanmaz. Sonuçta niteliklerin farklı seviyelerdeki kombinasyonlarını belirten farklı profiller içeren seçenek kümesi oluşturmak ve yanıtlayıcıya

1. Tüm profilleri sıralamasını istemek, ya da
2. En iyi profili seçmesini istemek, ya da
3. En iyi profili seçmesini ve onu 10 üzerinden skorlamasını istemek vs.

yeterli olacaktır.

Eğer seçim kümesi en küçük fiyat ve en yüksek yarar niteliğini sağlayan profil içeriyor ise, bu profil doğal seçenektir çünkü bu profil diğer profilleri bastırır. Tam tersi olarak da en yüksek fiyat niteliğine ve en düşük yarar niteliğine sahip profil hiç bir zaman seçilmeyebilir çünkü diğer profiller tarafından bastırılır. Bu sebepten dolayı, baskın olan ya da bastırılan profillerin seçim kümesine dâhil edilmemesi gerekir.

Raghavarao ve Zhang (2005) çalışmalarında optimal seçim kümelerindeki profillerin sayısının çok fazla olmasından dolayı pratik olmadığını belirtmiştir. İstenen profile sahip daha küçük seçim kümelerinin, BIB tasarımlarının kullanılarak bulunabileceğini belirtmişlerdir. Eğer $v = n, b, r, k, \lambda$ ile bir BIB tasarımı mevcut ise n nitelik ile b profilin en uygun seçim kümesinin oluşturulabileceğini aktarmışlardır[22].

4.6. Duyusal Analiz

Duyusal analiz çalışmalarında, bir ürün kategorisinin tercih edilmesine ve belirleyici olan duyusal faktörlerin saptanmasına etki eden unsurlar ile ilgilenilmektedir. Bu tür bir bilginin elde edilmesindeki en etkili yöntemler ise istatistiksel deney düzenlerinde mevcuttur [56]. Bu yöntemler farklı faktörlerin ve düzeylerinin bir araya getirilerek en düşük maliyet ile mümkün olduğunca fazla bilginin elde edilmesini sağlamaktadır. Bir ürünü optimize etme süreci, ilgili olmayan faktörlerin elenmesi ile başlayıp, deneysel düzen içerisinde en önemli faktörlere yer verilmesi ile

sonlanmaktadır. Tüm bu yapılarda, her seferinde bir faktörün ele alınması yerine birden çok faktörün incelenmesinin daha verimli olacağı düşünülmektedir. Bu bağlamda söz konusu özellikleri taşıyan en önemli deneme düzenleri faktöriyel tasarımlar, kesirli faktöriyel tasarımlar ve *central composite* tasarımlarıdır [57].

Duyusal analizde tercih edilen en önemli veri toplama yöntemlerinden biri eğitilmiş uzmanların (panelistlerin) kullanılarak ürünlerin tanımlanması veya ürünler arasındaki farklılıkların belirlenmesidir [17].

Duyusal analiz enstrümanları panelistlerin duyularıdır. Kalite kontrolün duyusal analizleri, eğitilmiş panelistler tarafından yapılmaktadır. Panelistlerin duyusal sorumluluğu üzerinde bazı faktörlerin etkisi vardır. Bunlar içgüdü, sağlık, bu işe yatkınlık ve düzenli bir eğitime hazır olmak gibi faktörlerdir. Eğitim ve bazı özel deneysel tasarımlar bu faktörlerden bir kısmını giderecek veya en aza indirgeyecektir. Özellikle panelistler, duyusal testin ciddi bir iş olduğunu idrak etmelidirler [58].

Bir deneme düzeninde panelistlerin bloklar olarak ele alındığı düşünölsün. Bazı durumlarda tek bir blok içerisinde test edilmesi gereken çok fazla sayıda ürün bulunabilir [17]. Duyusal analizde ürünleri karşılaştırmak için tercihe göre sıralama yapmak bilinen bir yöntemdir ve istatistiksel prosedürler ürün sıralamaları arasında bulunan farkları belirlemede yoğunlukla kullanılır. Bazen tad alma testlerinde, ürünü test edecek olan panelistler bir oturumda birden çok ürünü karşılaştırmak zorunda kalabilir. Bu gibi durumlarda duyusal yorgunluktan ya da panelistin sadece en fazla ya da en az yoğunluğa odaklanması eğiliminden kaynaklanan güven azalması olabilmektedir [15]. Bu durumun önüne geçilmesindeki mümkün stratejilerden biri, ürünlerin alt setlerinin her bir blokta eşit sayıda test edildiğı tamamlanmamış blok tasarımlarının kullanılmasıdır [17].

Dengeli tamamlanmamış blok tasarımı ile ilgili yapılan çalışmalar incelendiğinde tasarımın ürün karşılaştırmalarında, duyusal analiz yöntemlerinde geniş bir uygulama

alanı bulunduđu gör÷lmektedir. İlgili alıřmalara ilişkin detaylara 6. bölümde yer verilecektir.

5. DUYUSAL ANALİZLERDE VE TÜKETİCİ ÇALIŞMALARINDA TERCİH EDİLEN VERİ TOPLAMA YÖNTEMLERİ

Duyusal değerlendirme, gıdaların çeşitli karakteristiklerine göre görme, koklama, tatma, dokunma ve/veya işitme duyularının tepkilerini oluşturan, ölçen, analiz eden ve açıklayan bir disiplin olarak tanımlanır [59].

Duyusal değerlendirme ile ilgili, insanın var oluşu ile başlamıştır denebilir. Ancak konu ile ilgili ilk belgesel çalışmalara 18. yüzyılda rastlanmaktadır. 1753'te İngiltere'de "Kadınlar Birliği" isimli kuruluş üyeleri için "Gıda Alışveriş Yönergesi" yayınlanmıştır. Bu yönergede çeşitli gıdaları satın alırken göz önüne alınacak ölçütler verilmiş, bunların nasıl kontrol edileceği günümüzdeki duyusal değerlendirme tekniğine yakın bir şekilde bildirilmiştir [60].

Duyusal değerlendirmenin bilimsel bir yöntem olarak şekillenmesi ve önem kazanması 19. yüzyılın ortalarına rastlamaktadır. Deniz ve özellikle demiryollarının gelişmesi, taşımacılığa yeni ve büyük atılımlar getirmiştir. Gıdaların uzun mesafeler için taşınmasına başlanmış ve bu gelişme gıda kalitesinde önemli değişikliklerin yaşanmasına yol açmıştır. Bu olgu gıda alanında duyusal değerlendirmeye ilginin artmasında önemli bir neden olmuştur. Ayrıca 20. yüzyılda gıda endüstrisinde kaydedilen hızlı gelişmeler de duyusal değerlendirmeye olan ilgiyi daha da artırmıştır. Özellikle 1920'li yıllardan başlayarak günümüze kadar duyusal değerlendirme ile ilgili çalışmalar giderek artan bir hız ile sürdürülmüştür [61].

Ülkemizde ise 1957 yılından beri şarapların kalite kontrolünde duyusal değerlendirme yasal yöntem olarak kullanılmaktadır. Türk Standartları Enstitüsü (TSE) tarafından TS3631/1981 numaralı "Duyusal Muayene" standardı çıkarılmıştır. 1983 yılında TS 3904 ile "Tat Duyarlılığı" standardı yayınlanmıştır.

Günümüzde insanların gıda tüketimlerine bağlı olarak algı ve lezzetler ile ilgili değerlendirmeleri gıda bilimi ve endüstrisinde en önemli bakış açılarından birini

oluşturmaktadır. Bu yüzden, tüketici tercihlerinin ve ihtiyaçlarının karşılanması amacıyla var olan ürünlerin geliştirilmesi ve yeni ürünlerin oluşturulması konusunda gıda sektöründe birçok faaliyet gerçekleştirilmektedir [57]. Duyusal değerlendirme gıda endüstrisinde günlük üretimde kalitenin korunması, yeni ürün geliştirme, AR-GE çalışmaları, var olan ürünün kalitesini artırma, pazarlama analizleri, tüketici beğenisi ve isteklerini saptama, satışı arttırmada kullanılmaktadır [62].

Gıda kalite kontrolünde mevcut olan pek çok objektif değerlendirme yönteminin yanı sıra duyusal değerlendirme halen önemini sürdürmekte olup bunun nedenlerinden bazıları aşağıda sıralanmıştır:

Bazı duyusal kalite kıstaslarının özellikle lezzetin değerlendirmesinde nesnel yöntemler yetersiz kalmaktadır.

Nesnel yöntemler ile analiz, ancak duyusal yöntemler ile korelasyonu saptanarak gerçekleştirilmektedir.

Gıdada tüketici kabulünü etkileyen kalite kıstasları yalnızca duyusal testler ile saptanabilmektedir [63].

Duyusal değerlendirmede insan duyuları bir enstrüman gibi kullanılmaktadır. Bu nedenle duyuları, algıları ve yanıtları etkileyebilecek her türlü etkinin kontrol edilmesi gerekir. Duyusal değerlendirmede bir deneme planlamasının yanında buna göre elde edilmiş bilgilerin istatistiksel yöntemler ile analizi yapılmalıdır [61].

Birçok girişim kendilerini rakiplerinden ileri bir noktaya taşımak, tüketici taleplerini karşılamak ve rekabet edebilirlik seviyelerini artırmak amacıyla bütçelerinin önemli bir kısmını ürün geliştirmesine aktarmaktadır. Üretim zincirinde yer alan perakendeci, satıcı, üretici gibi birçok işletme, tüketici tercihlerine ilişkin bilgileri elde etmenin ne kadar önemli olduğundan haberdardır. Elde edilen bilgilerin yetersiz kullanımı, veri tabanlarını “veri çöplüklerine” çevirmekte ve verileri değersiz kılmaktadır. Bu yüzden ilgili süreçlerin ve tüketici verilerinin etkin bir şekilde

kullanımı giderek önemli hale gelmektedir. Bu durum ise toplanan verilerin analiz edilmesini, anlaşılmasını ve hatta görselleştirilmesini gerektirmektedir.

Söz konusu amaç ve gerekliliklerin karşılanması, yeni ürün çalışmalarının yapılması, pazarlama stratejilerinin oluşturulması, tüketicilerin duyuşal nitelik ve eğilimlerinin belirlenmesi istatistiksel yöntemlerin uygulanması ile sağlanabilir [64].

Günümüzde kişisel değerdendirmelerde ürünlerin uygunluğunu (kabul edilebilirliğini) en iyi belirleyen yöntem halen duyuşal değerdendirme yöntemidir. Genel olarak, tadı özel olarak değerdendirmek için iki yöntem mevcuttur. Birincisi tüketici tercih kontrol yöntemi, ikincisi ise panel farklılık yöntemidir [65].

5.1. Tüketici Kontrol Yöntemleri

5.1.1. Hedonik testler

Hedonik (beğeni- haz) göstergeler daha çok tüketici testlerinde ve eğitilmemiş panelistlere uygulanır. Hedonik göstergeler ile panelistlerin ürün hakkında tercih veya beğenme/beğenmeme durumları değerdendirilebilir. Hedonik göstergeler sözel, yüz ifadesi, grafik (çizgisel) olarak hazırlanabilir [62]. Duyusal panellerin kullanıldığı analizlerde ürünlerin tanımları mümkün olduğunca objektif bir şekilde yapılmaya çalışılmaktadır fakat kişilerin nelerden hoşlandığına ilişkin bilgilerin elde edilmesi için çeşitli tüketici çalışmalarına ihtiyaç duyulmaktadır. Duyusal panellere ve tüketici çalışmalarına ait iki farklı analiz arasında bağlantı kurulması çok önemlidir çünkü her biri gıda seçimi ve tercihinde önem arz eden etkenlerin kavranması ile ilişkilidir. Örneğin, ürünün kabul edilmesinde tatlılığı veya başka bir duyuşal veya dışsal niteliğin varlığı mı etkili olmuştur yoksa bu etkiyi ambalaj mı yaratmıştır? Duyusal bir panel, öncelikli olarak değerdendiricinin ürünlere ilişkin saptama ve ölçüm yetilerini temel alacak şekilde oluşturulurken, tüketici çalışmasında yer alan tüketiciler belirli bir yığından rastgele olarak seçilmektedir. Bazı durumlarda, karar verici tüketicileri belirli bir ürüne ait tüketici grubundan veya amacına yönelik olarak sistematik örnekleme yolu ile de belirleyebilmektedir [57].

5.1.2. Self explicated testler

Bu testlerde tüketicilere seçimlerini yaptıkları veya karar verdikleri anda ürünlere ait niteliklerden hangisinin en belirleyici olduğu sorulmaktadır. Ayrıca tüketicilerden nitelikleri önem derecelerine göre sıralamaları istenebilmektedir. Bu testler, yararlı sonuçlar verebilmektedir fakat bunun yanında önemli dezavantajlar da taşımaktadır. Her şeyden önce test nitelikler arasındaki etkileşimlerin değerlendirilmesinde kullanılamamaktadır. Ayrıca bir düşünme süreci gerektirmektedir ki bu satın alma işlemlerinde karşılaşılan bir durum değildir. Çünkü test süreci, çeşitli ürün niteliklerine ait farklı deneysel stratejilerin deney tasarımı yöntemleri ile birleştirilmesi ve daha sonrasında değerlendiricilerden farklı kombinasyonlardaki niteliklerin değerlendirilmesinin istenmesi ile devam etmektedir [57].

5.1.3. Puanlama testleri

Puanlama testleri, örneklerin renk, doku, lezzet gibi duyuşal özelliklerinin sayısal veya özel bir skala kullanarak kalite karakteristiklerinin derecelendirilmesi veya bu kalite karakteristiklerinin yoğunluğunun ölçülmesinde kullanılan bir tekniktir [62].

Puanlama temelli çalışmalarda tüketicilerden test edilen her bir ürün kombinasyonu için beğeni derecelerini, satın alma durumlarını veya kabul derecelerini belirtmeleri istenmektedir. Tüketicilere puanlanması istenen niteliğin ürün için önemi belirtilmemekte ve puanlama bu etkenlerden bağımsız bir şekilde yapılmaktadır.

Çalışmaya ilişkin bazı durumlarda, test edilen farklı nitelikler sözel veya gösterim yolu ile sunulmaktadır. Çoğu durumda duyuşal veya dışsal bilginin görece önemini değerlendirmek için gerçek ürünlerin gösterimi kullanılmaktadır. Bu takdirde duyuşal algı, değerlendiricilerin ürünleri sıralamaları için etkili olabilmektedir.

Tüketiciler, her duyuşal analiz testinde olduğu gibi ürüne “düşük” veya “yüksek” değer kategorileri arasında puanlar vermektedir. Gösterim ve duyuşal algı,

puanlamaların en düşük veya en yüksek değerler olacak şekilde verilmesine ve genel itibariyle puanların uç noktalarda yığılmasına sebep olmaktadır [57].

5.1.4. Rank (sıralama) testleri

Bu test türünde tüm olasılıklar (numuneler) tüketicilere aynı anda sunulmakta ve ürünleri beğeni veya satın alma durumlarına göre sıralamaları istenmektedir. Test edilmesi gereken kombinasyon sayısının fazla olması durumunda, işlemler tüm kombinasyonlar sıralanıncaya kadar diziler halinde ele alınır. Bu tür testler tüm alternatiflerin aynı anda ele alınmasını gerektirmesi dolayısıyla imkânsız veya en azından uygulanması çok zor olarak değerlendirilmektedir [57].

5.1.5. Tercih testleri

Seçim çalışmalarında her bir tüketicinin seçim için belirlenen set içerisinde en çok hangisini beğendiği sorulmaktadır. Test, olasılık yapısından belirli sayıdaki ürünün sistematik olarak seçilmesi üzerine yapılandırılmıştır. Bazı araştırmacılar bu testlerin gerçek hayattaki satın alma durumu ile daha iyi uyum sağladığından dolayı puanlama ve rank testlerinden daha gerçekçi sonuçlar verdiğini ifade etmektedir [15]. Bu ifade tartışmaya açık olmakla birlikte sonuç elde edildiği sürece hangi veri toplama yönteminin seçildiğinin önemi olmadığı belirtilmektedir [57].

5.2. Panel Farklılık Yöntemleri

5.2.1. Farklılık testi

Farklılık testleri üretim, depolama, pazarlama aşamalarında gıdalarda fiziksel, kimyasal değişimler sonucu oluşan duysal farklılıkları belirlemek amacıyla uygulanır [62]. Farklılık testi, değerlendiricilerin, tüketicilerin veya panelistlerin ürünler arasındaki küçük farkları saptayıp saptamadığını ölçen bir duysal test sınıfıdır. Yöntem, değerlendiricilerin duysal panel için yetiştirilmesinde önemli bir

örnek oluşturmaktadır. Böyle durumlarda potansiyel adaylardan acı, tatlı, ekşi, umami ve tuzlu tatlara sahip birbirine çok yakın numuneleri birbirinden ayırmaları istenir. Yöntemin bir diğer önemli özelliği, ürünün ikame edilebilirliğine ilişkin analiz imkânı tanınması olup, söz konusu duruma genellikle yeni ve daha ucuz bir malzeme ile karşılaşıldığında başvurulur [66]. Üçgen testi en sık kullanılan farklılık testidir. Test, her bir değerlendiriciye iki aynı ve bir farklı türde numune verilmesini temel almaktadır. Daha sonraki aşamada kişiden farklı olan numuneyi bulması istenmektedir. Numuneler hepsi aynı olursa, olasılık değeri $1/3$ 'e eşit olacaktır. Bu standarttaki testler binom dağılımı üzerine kurulan hipotezlere dayanmaktadır [57].

5.2.2. Kantitatif tanımlayıcı analiz

Kantitatif tanımlayıcı analiz veya bir başka deyişle duyuşsal kesit, duyuşsal analiz yöntemleri arasında en önemlilerinden biridir. Metodoloji, ürünlerin tanımlanmasında veya ürünler arasındaki farkların belirlenmesinde eğitilmiş değerlendiricilerin kullanılmasını öngörmektedir. Yöntemin diğer yöntemler ile kıyaslandığında en önemli avantajlarından biri ürünün kişilerin algıları (tat, doku, yoğunluk vb.) ile direk olarak ilişkili olması ve bunun ürün üzerinden ortak bir dil ile yansıtılmasıdır. Duyuşsal panel, bu amaç doğrultusunda kurgulanmış olup analitik bir enstrüman olarak kullanılmaktadır.

Genellikle duyuşsal bir panel, ürünlerin niteliklerine ilişkin farklılıkların saptanması konusunda eğitilmiş 5 ile 15 arasında değerlendiriciden oluşmaktadır. Ürünlerin değerlendirme sürecinden önce değerlendiriciler, ürün farklılıklarının tanımlanmasına etki edecek unsurlar üzerinde karar birliğine varmaktadır. Bazı durumlarda, görüşme sonucunda bir takım niteliklere öncelik verilebilmektedir. Çoğunlukla, kullanılacak olan ölçeğin belirlenmesinde bazı ürünlerden faydalanılmaktadır. Bazı durumlarda ise değerlendiricilerin kendi kriterlerini belirlemesine izin verilmektedir fakat bu tür analizlere burada yer verilmeyecektir. Genel olarak, özellik sayıları 10 ile 20 arasında değişmektedir, fakat bu sayı çalışmanın kapsamına ve ürünün karmaşıklığına bağlıdır. Test aşamasında, tüm

değerlendiricilere ürünler rastgele olarak verilmekte ve değerlendiriciler ürün farklılıkları, sınıflandırması, markası vb. durumlar hakkında herhangi bir bilgiye sahip olmamaktadır. Bu duruma “*blind tasting*” denmektedir. Farklı ürünler için skor yoğunluklarının atanması ise alt ve üst limitler dâhilinde rakamların verilmesi ya da göstergelerin bilgisayar ortamına aktarılması ile gerçekleşmektedir.

Değerlendiricilere örnekleri sunmanın farklı yolları da mümkündür. Bunlardan bir tanesi skor güvenilirliğinin sağlanması için her bir setin içerisine bir referans veya standart numune yerleştirilmesidir. Buna karşın çoğu durumda, örnekler değerlendiricilere herhangi bir ek çalışma olmadan sunulmaktadır [67].

Panelde bir yerine birden çok değerlendiricinin kullanılmasının altında yatan en önemli sebepler arasında panelin ürün niteliklerinin daha kesin olgular ile değerlendirilmesinin sağlanması, panel ile bireysel farklılıklardan doğan durumların saptanması ve analizi için bir iç kontrol oluşturması bulunmaktadır [57].

Tez çalışmasının 8. bölümünde hedonik test yöntemi, duyuşal yorgunluk ile ilişkilendirilerek dengeli tamamlanmamış blok tasarımları üzerine bir duyuşal test uygulamasına yer verilecektir.

6. DUYUSAL ANALİZ VE BIB TASARIMLARI

6.1. Varyans Analizi ve Rank Yöntemi

İstatistiksel verinin toplanması ve analizinde, değişkende meydana gelen değişimi açıklayan faktörlerin indirgenmesi amacı doğrultusunda kullanılan en önemli istatistiksel tekniklerden biri varyans analizidir. Ancak, çoğu veri seti, analizi gerektiren varsayımları karşılayamamaktadır. Söz konusu duruma özellikle normal dağılım varsayımının sağlanmadığı sosyal ve ekonomik veri setlerinde rastlanmaktadır [4].

Friedman (1937), her bir veri seti için niceliksel değerler yerine rankların (sıra sayıları) kullanılmasıyla, normal dağılımın gerektirdiği varsayımlara ihtiyaç duyulmayacağını öne sürmüştür.

6.1. Örnek

Çalışmasında önerdiği metodu *rank yöntemi* olarak adlandıran Friedman uygulamasında, Minneapolis ve St. Pauli’de yaşayan 246 ailenin 1935-1936 yılları içerisinde elde ettiği kazançlarının harcama kalemlerine göre dağılımlarını gösteren bir veri setine yer vermiştir. Çalışmada 14 harcama kategorisi belirlenmiş, aile grupları aşağıda tanımlandığı gibi 5 kategoriye ayrılmıştır.

1. Grup: Anne, baba ve 16 yaşın altında bir çocuk
2. Grup: Anne, baba ve 16 yaşın altında iki çocuk
3. Grup: Anne, baba ve 16 yaş veya üzerindeki bir birey
4. Grup: Anne, baba, 16 yaşın altındaki bir çocuk, 16 yaş veya üzerinde bir birey
5. Grup: Anne, baba ve 16 yaş altındaki üç veya dört çocuk

Buna ek olarak ailelerin yıllık kazanç aralıkları 7 kategoriye ayrılmış, yıllık kazanç gruplarında ele alınan nicelikler ise 1-7 arasında olmak üzere büyüklüklerine göre Çizelge 6.1’de sıralanmıştır.

Çizelge 6.1. Harcama kalemlerinin ailelerin yıllık kazancına göre dağılıma ait rank tablosu

Harcama Kalemi	Ailenin yıllık kazancı						
	\$750-1 000	\$1 000-1 250	\$1 250-1 500	\$1 500-1 750	\$1 750-2 000	\$2 000-2 250	\$2 250-2 500
Barınma	5	1	3	2	4	6	7
Fatura	1	3	4	6	2	5	7
Gıda	1	2	7	3	5	4	6
Giyim	1	3	2	4	5	6	7
Tefrişat	2	1	6	3	7	5	4
Ulaşım	1	2	3	6	5	4	7
Eğlence	1	2	3	4	7	5	6
Kişisel Bakım	1	2	3	6	4	7	5
Sağlık	1	2	4	5	7	3	6
Eğitim	1	2	4	5	3	6	7
Sosyal Yardım	1	5	2	3	7	6	4
Mesleki Harcamalar	1	5	2	4	3	6	7
Hediyelik Eşya	1	2	3	4	5	6	7
Diğer	5	4	7	2	6	1	3
a. Toplam	23	36	53	57	70	70	83
b. Rank Ort.	1,64	2,57	3,79	4,07	5,00	5,00	5,93
c. Standart Sapma	-2,36	-1,43	-0,21	0,07	1,00	1,00	1,93

Analiz kısmında Çizelge 6.2’den de görüleceği üzere çalışmaya 7 tasarruf kalemi daha eklenmiş, ailelerin atandığı grupların ve kazancın, harcamalar ile tasarruflar üzerinde anlamlı bir etkisi olup olmadığı varyans analizi ve rank yöntemi kullanılarak belirlenmiştir.

Çizelge 6.2. Varyans analizi ve rank yöntemi sonuçları

Kalemler	Varyans Analizi		Rank Yöntemi	
	Kazanç	Aile Grubu	Kazanç	Aile Grubu
Harcama				
Gıda	15,33**	5,75**	27,02**	19,09**
Fatura	9,95**	1,01	24,24**	4,94
Barınma	9,50**	1,63	21,94**	6,17
Giyim	9,40**	1,38	25,54**	9,46
Eğlence	4,25**	1,98	23,83**	11,89*
Kişisel Bakım	4,10**	0,80	21,11**	4,14

Çizelge 6.2. (Devam) Varyans analizi ve rank yöntemi sonuçları ¹

Ulaşım	3,78**	1,97	24,00**	10,06*
Hediyelik Eşya	3,36**	0,96	21,17**	3,74
Sosyal Yardım	2,95**	0,45	17,04**	0,49
Eğitim	2,93**	1,79	17,31**	8,11
Sağlık	2,51*	-0,80	18,69**	6,51
Mesleki Harcamalar	0,69	1,01	4,71	1,51
Tefrişat	0,42	0,37	6,96	3,69
Diğer	0,25	0,30	5,74	5,40
Tasarruf	2,50*	1,25	14,74*	4,57
Alt Gruplar				
Gıda:				
Süt Ürünleri	6,71**	9,41**	23,66**	21,83**
Meyve	4,87**	0,38	12,69*	3,31
Lokanta ve Restoran vb.	3,49**	3,94**	17,34**	10,09*
Et	2,59*	2,02	9,34	3,77
Çeşitli Gıdalar	2,01	1,21	15,00*	5,49
Balık	0,98	2,43*	4,11	1,91
Sebze	0,73	2,11	6,69	8,80
Tahıl Ürünleri	0,71	4,76**	3,26	9,71*
Tatlı	0,20	1,05	3,96	9,94*
Tavuk	0,20	0,99	0,30	1,89
Kişisel Bakım:				
Servis	4,31**	0,70	19,80**	4,71
Ödenek	3,38**	0,75	14,34*	1,49
Faturalar:				
Benzin ve Elektrik	7,26**	1,56	23,25**	6,74

Varyans analizi ve rank yöntemi sonucu elde edilen olasılıklar %5 anlamlılık düzeyinden büyük olan, %1 ile %5 arasında yer arasında yer alan ve %1'den az olan rastgele örneklem sayılarına göre çapraz tabloya tabi tutulmuştur. Çizelge 6.3'te elde edilen çapraz tablo sonuçlarında, 56 analizden (14 harcama ve 14 tasarruf kaleminin kazanç ve aile gruplarına göre elde edilen değerlerinin yöntemler ile ele alınması)

¹ (*) Gözlenen rakamın “önemli” yani %5 olasılık ile aşılabacak değerden daha büyük olduğunu gösterir. Varyans oranları için bu değer gelirde 2,14 ve aile tipinde 2,42'dir. X_r^2 değerleri gelirde 12,592 ve aile tipinde 9,488'dir. Gelir ve aile tipi değerleri arasındaki fark ilgili tahminlerin dayandığı serbestlik derecelerinin sayısındaki farkın bir sonucudur.

(**) Gözlem sonucunun “çok önemli” %1 olasılık ile aşılabacak değerden daha büyük olduğunu gösterir. Varyans oranları için bu değer gelirde 2,89 ve aile tipinde 3,41'dir. X_r^2 değerleri gelirde 15,033 ve aile tipinde 13,277'dir.

rank yöntemi ile elde edilen olasılık sonuçlarına göre 45'inin varyans analizi sonuçlarına göre tutarlılık gösterdiği görülmüştür.

Çizelge 6.3. Varyans analizi ve rank yöntemi sonuçlarının karşılaştırılması

Rank Yöntemi	Varyans Analizi			Toplam
	$p > 0,05$	$0,01 < p < 0,05$	$p < 0,01$	
$p > 0,05$	28	2	0	30
$0,01 < p < 0,05$	4	1	4	9
$p < 0,01$	0	1	16	17
Toplam	32	4	20	56

Friedman, çalışmasının sonuç kısmında rank yönteminin uygulanması halinde karşılaşılan bilgi kaybının çok büyük olmadığını, yöntemin varyans analizine göre daha az zaman aldığını ve herhangi bir varsayım gerektirmediğinden varyans analizine bir alternatif olarak değerlendirilebileceğini dile getirmiştir. Ayrıca bu önermesine ek olarak rank yönteminin uygulanması için bir test istatistiği önermiştir:

$$X_r^2 = \frac{12}{nk(k+1)} \sum_{j=1}^k (\sum_{i=1}^n r_{ij})^2 - 3n(k+1) \quad (6.1)$$

Friedman, rastgele blok düzenleri için önerdiği X_r^2 istatistik değerlerini, karşılaştırılan obje sayısı (n) ve karar verici sayısı (m) değerlerine göre elde etmiş ve sonrasında sonuçları X^2 tablo değerleri ile karşılaştırmıştır. Karşılaştırmalar sonrasında rank setlerine ait sayının nispeten büyük olduğu durumlarda (5 veya daha büyük olması) X_r^2 değerlerinin anlamlılığının mevcut X^2 tablo değerleri ile test edilebileceği sonucuna varmıştır [4].

Friedman'ın çalışmalarında, bazı özel durumlar haricinde altıdan daha az olan veya her bir sette nispeten küçük sayıda rankın bulunduğu veriler için anlamlılık testi sağlanmamaktadır. Bunun üzerine Kendall ve Smith (1939), ranklar için anlamlılık test tablolarını genişletmiştir.

Kendall ve Smith çalışmalarında, n sayıda objenin m karar verici tarafından değerlendirilmesi halinde, karar vericiler arasında bir görüş birliği olup olmadığının belirlenmesi amacıyla farklı bir istatistik tanımlamışlardır. Söz konusu uyum katsayısı (W) istatistiğinin Friedman'ın rank yöntemi için önerdiği X_r^2 ile ilişkisi aşağıdaki Eş. (6.2)'de gösterilmiştir:

$$X_r^2 = W m(n-1) \quad (6.2)$$

Kendall ve Smith, çalışmalarında uyum katsayısının anlamlılığı üzerine incelemeler gerçekleştirmiş ve katsayının ilk dört momentini incelemiştir. Sonrasında uyumluluk katsayısını rank setine ait değerin (m), 2 olması durumunda ele almış ve Spearman sıralama ilişki katsayısı ile ilişkilendirmiştir:

$$\rho = 1 - \frac{6S(d^2)}{n^3 - n}$$

$$W = \frac{12S}{m^2(n^3 - n)} \quad (6.3)$$

Söz konusu ilişkinin kare toplamalarına ait değer olan S üzerinden sağlanması sonrasında Kendall ve Smith, obje sayısı (n) ve karar verici sayısının (m) altıdan küçük değerleri için söz konusu istatistik değerlerinin tabloları üzerine çalışmalar yürütmüştür. Çalışma sonucunda $n=3$ ile $m= 3 \dots 10$; $n=4$ ile $m= 3 \dots 6$ ve $n=5$ ile $m=3$ değerleri için dağılımlar elde edilmiştir. W (veya S)'nin dağılımına ilişkin değerlerin gerçek olasılık değerlerine kıyasla iyi yaklaşımlar sunduğu görülmüştür [68].

Friedman (1940), bu gelişmeler üzerine Kendall ve Smith'in çalışmalarından yola çıkarak %1 ve %5 anlamlılık düzeylerinde X_r^2 ve S değerlerinin düzeltme katsayılarını gözden geçirip ilgili tabloları tekrardan ele almıştır. Çalışmalar sonucu $n=3 \dots 7$ ve m 'nin 3'ten 100'e seçilen değerleri için tablo değerlerini genişletmiştir. Kendall ve Smith'in sunduğu istatistik değerlerinin $n > 7$ ve $m < 6$ için düzeltme

katsayıları ile tanzim edilmesini, n ve m 'nin diğer tüm kombinasyon değerleri için X^2 testinin yeterli olacağını öngörmüştür [69].

Yukarıda detaylı bir şekilde aktarılan çalışmalar sonrasında rank yönteminin,

- i) n ve m 'nin tüm mümkün kombinasyonları için elde edilebilmesi,
 - ii) Uygulanması halinde varyans analizine göre daha az zaman alması,
 - iii) Varyans analizine kıyasla karşılaşılan bilgi kaybının çok büyük olmaması,
 - iv) Nicel bir veriye uygulanan herhangi bir istatistiksel tekniğin geliştirilmesi için gereken varsayım ve gerekliliklerin rank yöntemi için gerekli olmaması,
 - v) Varyans analizinin normallik, bağımsızlık ve homojen varyans varsayımını sağlaması gerekirken, rank yönteminin herhangi bir varsayım gerektirmemesi [70],
- sonuçlarından yola çıkarak varyans analizine bir alternatif olarak değerlendirilebileceği görülmüştür.

6.2. Rank Yöntemleri ve İkili Karşılaştırmalar

Rank çalışmalarının herhangi bir varsayım gerektirmemesi ve varyans analizine alternatif bir yöntem olarak sunulması sonrasında Friedman'ın rastgeleleştirilmiş blok tasarımlarına ilişkin sunduğu test üzerinden birçok çalışma gerçekleştirilmiştir. Rank yöntemleri üzerine yapılan çalışmalardan biri ikili karşılaştırma analizidir.

Kendall & Smith (1940), rank çalışmalarında olduğu gibi ikili karşılaştırmalar için normallik varsayımı gerektirmeyen bir yöntem önermişlerdir. En iyi uyum düzeyinden farklılıkların saptanması için belirlenen uyum katsayısını subjektif testlerde karar vericinin tutarlılığının ölçümü amacıyla kullanmışlardır [71].

Guttman (1946), ikili karşılaştırmaların ölçümü için bir yöntem geliştirmiştir. Çalışmasında her bir obje için ilgili olan karşılaştırmaları en iyi şekilde sunacak sayısal değerin bulunmasına yönelik bir araştırma yürütmüştür [72].

İkili karşılaştırmaların analizine ilişkin yöntem, işlem sıra değerlerinin veya tercihlerin tahminini sınavan hipotezlere olanak tanımaktadır. Ayrıca karşılaştırmalara ilişkin geliştirilen modelin basit, yorumlanması ve uygulanması kolay bir yöntem olması, yöntemin bu yönde bir alternatif olarak ele alınmasına sebep olmuştur.

Bradley ve Terry (1952), işlem sıra değerlerini iki bloktan oluşan tamamlanmamış blok tasarımlarında kullanmış ve sonrasında çalışmayı daha büyük boyuttaki bloklar için genelleştirilebilir bir yapıya dönüştürmüşlerdir. Çalışmada test yöntemi olarak en çok olabilirlik yöntemi uygulanmış ve testler en çok olabilirlik oranına dayandırılmıştır.

Bradley ve Terry'nin çalışmasında gösterilen işlemler, nitel ölçümlere dayanan ve özellikle farklılıkların saptanması için az sayıda karar vericiden oluşan bir panelin subjektif değerlendirmesinde uygulanabilir. Değerlendirme kısmında sonuçların birleştirilmesine ve kombine edilmesine ilişkin bir birleştirme yöntemi verilmiştir [35]. Birleştirme yöntemi, Guttman'ın çalışmasının aksine paneli oluşturan karar vericilerin saptanan değişiklikler üzerinde ortak bir karar birliğine vardığı varsayımını gerektirmemekte ve sonuçların birleştirilmesi ile işlem sıra değerlerine ilişkin tahminler her bir karar verici için ayrı olarak elde edilmektedir.

Bradley ve Terry'nin çalışmaları ile ikili karşılaştırmalar için yeni bir modelin geliştirilmesinin ardından modelin uygunluğuna ilişkin çalışmalar Hopkins (1954) ve Bradley (1954) tarafından sürdürülmüştür. Süreç adını sayamayacağımız birçok araştırmacı tarafından devam ettirilmiştir.

6.3. Duyusal Değerlendirmede Kullanılan Rank Testlerinin Karşılaştırılması

Rayner ve Best (1990), duyusal test verileri için yaygın olarak kullanılan Anderson, Friedman, Page ve Pearson testlerinin karşılaştırmasına yönelik olarak bir çalışma ortaya koymuştur. Çalışma sonucunda karşılaştırmaların kullanılarak diğer durumlar için daha uygun olabilecek testlerin ayrımı yapılmaya çalışılmıştır. Aşağıda söz konusu testlerin karşılaştırılması yapılmadan önce testlere ilişkin temel bilgilere kısaca yer verilmiştir.

Tanım 6.1. (Pearson testi)

n sayıda gözlemin rastgele seçildiği ve N_j ifadesinin j . hücredeki gözlem sayısı olduğu ($j = 1, \dots, m$) varsayılın. Hücrelerde bulunan örnek birimlerine ait olasılıkların $p_1, \dots, p_m$ olduğu ve yokluk hipotezini test etmek için kullanılan test istatistiğinin aşağıdaki gibi olduğu düşünölsün.

$$X_P^2 = \sum_{j=1}^m (N_j - np_j)^2 / (np_j) \quad (6.4)$$

n adet karar vericinin k ürünü 1'den k 'ya kadar sıraladığı varsayılın. Buna göre ürünlerin sıralanması için $m = k!$ adet mümkün rank değeri bulunmaktadır. Yokluk hipotezi tüketiciler arasında herhangi bir tercih farkının bulunmadığı $p_j=1/m$ durumu için test edilmektedir. Bu durumda ise X_P^2 istatistiği,

$$X_P^2 = (m/n) (\sum N_j^2) - n \quad (6.5)$$

şeklinde düzenlenmektedir.

Tanım 6.2. (Friedman Testi)

R_p , p ürün için atanan rankların toplam değerini ifade etmek üzere Friedman istatistiği S aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır:

$$S = \sum_{j=1}^k U_j^2 \quad (6.6)$$

Eş. (6.6)'da yer alan U_j ifadesi ise aşağıda gösterilmiştir:

$$U_j = (R_j - n(k+1)/2) / \sqrt{nk(k+1)/12} \quad (6.7)$$

Tanım 6.3. (Page Testi)

Page testi Eş. (6.8)'de belirtilen test istatistiği üzerine kurulmuştur.

$$L = \sum_{j=1}^k j R_j \quad (6.8)$$

Gözlem sayısı n 'in büyük olması durumunda hipotez testinin uygulanması için normal dağılım yaklaşımı kullanılabilir. L 'nin ortalaması $\mu_L = nk(k+1)^2/4$ olup varyansı $\sigma_L^2 = n(k^3 - k)^2/[144(k-1)]$ şeklindedir.

Tanım 6.4. (Anderson testi)

Anderson (1959) tarafından tanımlanan A istatistiği,

$$A = \{(k-1)/n\} \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^k (d_{ij} - n/k)^2 \quad (6.9)$$

Eş. (6.9)'da yer alan d_{ij} ifadesi, j ürünü için i rank değerini veren karar verici sayısını göstermektedir.

6.3.1. Güç karşılaştırmaları

Rayner ve Best (1990), tanımlanan istatistiklerin performansının karşılaştırılması için bir simülasyon çalışması gerçekleştirmiştir. Bunun için çok sayıda skor seti üretmiş ve her biri için test istatistik değerleri hesaplamıştır. Skorlar istatistiklerin farklı ayrılışlarına göre, ürünler arasında bir fark olmadığını belirten yokluk hipotezi altında üretilmiştir. Toplam n karar verici ve k ürün olduğu varsayalım. i . karar vericinin j . ürün için bir X_{ij} skorunu atadığı varsayalım.

$$X_{ij} = \mu + \beta_i + T_j + \epsilon_{ij} \quad (6.10)$$

Eş. (6.10)'da yer alan β_i ifadesi karar vericilerin etkisini, T_j ifadesi ürün etkilerini, ϵ_{ij} ifadesi ise hata terimlerini temsil etmektedir.

Bilindiği üzere ürünler arasında herhangi bir fark bulunmadığını belirten yokluk hipotezinin gerçekte yanlışken red edilmesi durumu, testin gücü olarak kabul edilmektedir. Rayner ve Best çalışmalarında 10 000 skor seti kullanmış ve ürün farklılıklarının bulunduğu durum sayısını elde etmiştir.

Çalışma sonucunda, alternatif hipotezin basit (lineer) bir yapıda olması halinde, Page testinin genellikle en iyi sonucu verdiği saptanmıştır. Tek boyutlu veya lineer trend için alternatif hipotezde yer alan $T_j = aj + b$ eşitliği a ve b'nin sabitlerinin farklı değerleri için üretilebilecektir. $a > 0$ olması ve j'nin artması halinde T_j ve skor değerleri de artacaktır. Bu durumda güç karşılaştırmaları en fazladan en aza doğru,

Page, Friedman, Anderson ve Pearson

şeklinde olacaktır.

T_j ifadesinin önce azalıp sonrasında artması durumunda ise testler,

Friedman, Anderson, Pearson ve Page biçiminde sıralanacaktır.

Çalışmada çok sayıda alternatif hipotezin test edilmesi sonrasında, işlem sayıları ile serbestlik dereceleri karşılaştırıldığında birbirine en yakın değerleri barındıran testin daha iyi performans gösteren test olacağı sonucu elde edilmiştir.

Çizelge 6.4. Karşılaştırılan testlere ilişkin serbestlik dereceleri

Test / s.d.	2	3	4	5	6	7
Page: 1	1	1	1	1	1	1
Friedman: k-1	1	2	3	4	5	6
Anderson: $(k-1)^2$	1	4	9	16	25	36
Pearson: $k!-1$	1	5	23	119	719	5039

Rayner ve Best çalışmalarının değerlendirme kısmında, Page testinin alternatif hipotezin lineer yapıda olması halinde daha iyi performans gösterdiğini, Pearson ve Anderson test istatistiklerinin serbestlik derecesinin büyük olması durumunda uygulamada ön plana çıktığını fakat her iki durum için de iyi bir performans gösteren Friedman testinin tavsiye edildiğini belirtmiştir [10].

6.4. Rank Yöntemlerinde BIB Tasarımlarının Kullanımı

Yargısal bilginin toplanmasında birçok uyarı merkezli (*stimulus-centered*) yaklaşım bulunmasına rağmen ikili karşılaştırmalar ve rank teknikleri yaygın olarak kullanılmaktadır [73]. Buna karşın ikili karşılaştırmalarda, $n(n-1)/2$ sayıda alt seri bulunmakta ve yöntem çok sayıda gözlemin incelenmesini gerektirmektedir. Uyarıcı sayısının fazla olması durumunda, uyarıcılardan elde edilen tüm çiftler araştırmacı için yorucu ve zaman alıcı olmaktadır. Bu durumda sadece uyarıcılara ilişkin çiftlerin sayısı artmamakta, aynı zamanda veriye verilen önem boyutu da gereğinden fazla arttığı için serbestlik derecesi de artmaktadır [74]. Ayrıca çok boyutlu ölçeklerin ve konjoint ölçüm yöntemlerinin cevaplanması için çok sayıda ikili karşılaştırmanın cevaplanması yorucu olmaktadır [75, 76].

İkili karşılaştırmaların çok sayıda alt seri barındırması ve Friedman rank testinde her bireyin (panelistin) her işlemi denemesi gerekliliği, karar vericinin yorgunluğuna ve kafa karışıklığına sebep olmaktadır. Bu durum üzerine karar vericilerin birden fazla objeyi sıralamak zorunda olduğu, araştırma tasarımlarının doğasında olan bu tür problemlerin önüne nasıl geçileceği konusunda araştırmalara başlanmıştır.

Söz konusu problemlerin önüne geçebilmek için yapılan çalışmalar sonrasında “*Değerlendiricinin karar vermekte zorlandığı bağımsız ikili karşılaştırmaların sayılarının önemli derecede azaltıldığı*” BIB tasarımlarının, yanıtların güvenilirliğini ve veri toplamada verimliliği artırdığını gösteren sonuçlar elde edilmiştir [76].

Duyusal testlerde tamamlanmamış blok tasarımlarının kullanımı ve geçerlilik kazanması, literatürde Galinat ve Everett (1949), Hanson ve ark.(1951), Marquardt ve ark., (1963) çalışmaları ile başlamıştır [8].

Rank yöntemlerinde karar vericilerin değerlendirdiği obje sayısının fazla olması durumunda sıralama işlemi zordur ve şu ana kadar uygulanan yöntemler tatmin edici sonuç vermemiştir. Sıralama işleminde değerlendiriciye, objelerin isimlerine ait bir listenin verilmesi dahi listenin uzunluğundan dolayı karar verme sürecinde olumsuz bir etki yaratabilmektedir. Bu durumda daha iyi sonuçlar elde etmenin yolu, objelerin küçük bloklar halinde sunulmasıdır. Her bir objenin deneysel düzen içerisinde eşit sayıda yer aldığı ve iki objenin aynı blok içerisinde birlikte yer alma sayısının tüm mümkün obje çiftlerinin sayısına eşit olduğu dengeli tamamlanmamış blok tasarımlarının kullanılması ile söz konusu sorunların önüne geçilebilir [5].

Margolin (1982) tarafından yapılan şarap ve alkollü içeceklerin tat testi ile karşılaştırılması ve ranklanmasında, uzman panelistler her bir oturumda test edilen obje sayısının artmasıyla işlemleri değerlendirmenin daha da zorlaştığını belirtmişlerdir. Çalışmalardaki blok sayılarının fazla olması durumu literatürde “*damak paralizi*” veya kısaca “*paraliz*” olarak tanımlanmaktadır. Bu durumda işlem sayısının (t) fazla olduğu durumlarda, BIB tasarımlarını temel alan Durbin rank testinin kullanımı uygundur [77].

Dengeli tamamlanmamış blok tasarımında her bir blokta sadece k işlem ($k < t$) değerlendirilmektedir. Söz konusu tasarımlar kullanılarak her bir panelistin daha az ürünü test etmesi sağlanır ve böylece duysal yorgunluktan kaynaklanan güvenilirlik kaybı azaltılmış olur. Bu amaçla geliştirilen testlerden bazıları Skilling ve Mack testi, Durbin sıra sayıları testi ve Düzeltilmiş Durbin sıra sayıları testidir [78].

Friedman rank testi, daha öncesinde de detaylı bir şekilde anlatıldığı üzere diğer rank yöntemlerine kıyasla daha tutarlı sonuçlar vermesinden dolayı, duyuşal analizde rastgeleleştirilmiş blok tasarımlarındaki işlem etkilerinin test edilmesi için sıkça kullanılan bir yöntemdir. Buna karşın testi kullanmaktaki en önemli sıkıntılardan biri her bireyin (panelistin) her işlemi denemesi gerektiğidir. Bunun yerine dengeli tamamlanmamış blok düzenlerinde kullanılan Friedman'ın rank testine dayalı bazı yöntemler geliştirilmiştir. Bunların en önemlilerinden biri Durbin rank testidir. Durbin rank testi, dengeli tamamlanmamış blok düzenlerine uyarlanmış Friedman tipi testtir. Bu test, özellikle her paneliste sıralanmak için fazla işlem uygulandığında ve işlemlerin farklılığını ayırt etme panelist bakımından zorlaştığında yaygın bir şekilde kullanılmaktadır [20].

Ürün karşılaştırmalarında ve duyuşal analizde, karar vericiler tarafından ürünlere tercihe göre sıralama yapılarak skorlar atanır ve elde edilen değerler tercih verileri olarak isimlendirilir. Ürünler arasındaki farklar istatistiksel yöntemler kullanılarak belirlenmeye çalışılır. Bu amaçla Anderson (1959), n sayıdaki karar verici tarafından sıralanan t ürünü karşılaştırmak için bir test istatistiğı önermiştir. Test istatistiğı txt olumsuzluk tablosu için kullanılan Pearson X^2 homojenlik testine benzemektedir. Ayrıca çalışmasında bu test istatistiğinin ürünlerin karşılaştırılması hakkında daha fazla bilgi edinmek için ayrıştırılabileceğini belirtmiştir. Best (1993), bu fikre dayalı olarak, test istatistiğini lineer ve yayılım (karesel) etkisi olarak ayrıştırmıştır. Sonraki çalışmasında Best (1995), ayrıştırmaya ek olarak çarpıklık (kübik) etkisine de yer vermiştir. Ayrıca duyuşal analiz veya pazar araştırmalarında, ortalamaların etkisi kadar karesel ve kübik etkilerin de önemli olduğunu belirtmiştir [19].

Best ve Rayner (1999), bu çalışmaların ardından dengeli tamamlanmamış blok tasarımlarından ve ikili karşılaştırma düzenlerinden elde edilen sıra sayılı verilerin istatistiksel analizinden yola çıkarak Durbin'in uygulamalarına ilişkin iki istatistik tanımlamışlardır. Dengeli tamamlanmamış blok düzenlerinden elde edilen sıra sayısı toplamalarının istatistiksel karşılaştırmasını yapmak için Durbin istatistiğı kullanılabilir.

n tane karar verici veya tüketicinin t sayıda ürünü k 'ya kadar sıraladığı, dengeli tamamlanmamış blok tasarımının kullanıldığı ve her bir ürünün r kez tekrarlandığı varsayalım. $rt = bk$ eşitliğinin sağlandığı ve her iki niceliğin de toplam veriye eşit olduğu bilinmektedir. $R_i = \sum_j d_{ij}$ i . ürün için elde edilen sıra sayılarının toplamı olsun, $S_i = \sum_j j^2 d_{ij}$, burada d_{ij} yer alan i . ürünün j . sırayı alma sayısını gösterebilir. Ürün sıralamalarının toplamlarının eşitliğinin test edilmesi için kullanılan Durbin istatistiği Eş. (6.11)'de tanımlanmıştır:

$$D_1 = \frac{12(t-1)\sum R_i^2}{rt(k^2-1)} - \frac{3r(t-1)(k+1)}{(k-1)} \quad (6.11)$$

Ürünler arasındaki dağılım farklarının test edilmesini sağlayan bir diğer istatistik ise,

$$D_2 = \frac{180(t-1)\sum [S_i - (k+1)R_i + \frac{r(k+1)(k+2)}{6}]^2}{rt(k^2-1)(k^2-4)} \quad (6.12)$$

şeklinde önerilmiştir.

D_1 ve D_2 istatistiklerinin dağılımının X_{t-1}^2 'e yakınsadığı belirtilmiştir. Schach (1979) çok amaçlı (*omnibus*) bir istatistik tanımlamıştır. A , d_{ij} değerlerine ait frekans tablosundan elde edilmiş ve Eş. (6.13)'teki gibi gösterilmiştir:

$$A = \frac{k(t-1)}{rt} \sum \sum (d_{ij} - r/k)^2 \quad (6.13)$$

A 'nın dağılımı ise $X_{(t-1)(k-1)}^2$ 'e yakınsamaktadır. Yapılan çalışmalar sonrasında D_1 ve D_2 istatistiklerinin A 'nın bir bileşeni olduğu ve $A - D_1 - D_2$ istatistiğinin ise $X_{(t-1)(k-3)}^2$ 'e yakınsadığı görülmüştür. Eğer $A - D_1 - D_2$ ifadesi büyükse, o zaman kübik veya daha yüksek dereceli etkileri incelemenin önemli olabileceği ifade edilmiştir. Eğer $k=t$ ise o zaman D_1 , Friedman'ın rank testine, A istatistiği ise Anderson (1959) tarafından ele alınan istatistiğe dönüşmektedir. Eğer $k=2$ ise $A = D_1$ ve $D_2 = 0$ olarak alınabilmektedir.

Eğer R_i 'nin önceden belirlenmiş sırada olup olmadığı test edilmek istenirse buna uygun istatistik,

$$B = \left(\frac{L - \mu_L}{\sigma_L} \right)^2 \quad (6.14)$$

şeklindedir.

İfadede yer alan $L = \sum iR_i$, $\mu_L = rt(k-1)(t+1)/4$; $\sigma_L^2 = r t^2(t+1)(k^2-1)/144$ 'e eşittir. B'nin dağılımı X_1^2 'dir ve $k = t$ olması durumunda Page'in istatistiğine dönüşmektedir [14].

6.2. Örnek

Conover (1980), yedi dondurma çeşidinin 7 karar verici tarafından test edildiği ve her bir blokta üç dondurmanın karşılaştırıldığı bir örnek geliştirmiştir. Çizelge 6.5, her bir karar vericinin dondurma markalarına ilişkin değerlendirmelerini göstermektedir.

Çizelge 6.5. Karar vericilerin dondurma çeşitlerine ilişkin tercih sıralamaları

Karar Verici	Dondurma Çeşitleri						
	S	U	V	W	X	Y	Z
1	2	3		1			
2		3	1		2		
3			2	1		3	
4				1	2		3
5	3				1	2	
6		3				1	2
7	3		1				2

Çizelge 6.5'ten görüleceği üzere i. ürün için elde edilen sıra sayılarının toplamını ifade eden R_i değerlerinin $\{R_1, R_2, R_3, R_4, R_5, R_6, R_7\} = \{8, 9, 4, 3, 5, 6, 7\}$ şeklinde olduğu görülmüştür.

Çizelge 6.6. Dondurma çeşitlerinin sıra değerlerine ait frekans tablosu

Dondurma	Rank		
	1	2	3
S	0	1	2
U	0	0	3
V	2	1	0
W	3	0	0
X	1	2	0
Y	1	1	1
Z	0	2	1

Çizelge 6.6'dan elde edilen sonuçlara göre tasarıma ilişkin S_i değerleri ise $\{S_1, S_2, S_3, S_4, S_5, S_6, S_7\} = \{22, 27, 6, 3, 9, 14, 17\}$ biçimindedir. Veri setine ilişkin $D_1 = 12$, $D_2 = 5,1$ $A = 17,1$ ve $B = 0,98$ olarak elde edilmiştir. D_1 ve D_2 'ye ilişkin yaklaşık ki-kare dağılımının kullanılarak elde edilen p değerlerinin 0,062 ve 0,526 olduğu görülmüştür. Conover (1980) çalışmasında %5 anlamlılık düzeyini kullanmış ve her iki istatistiği de anlamlı bulmamıştır. Buna karşın Best ve Rayner (1999), p değerlerinin daha kesin olasılıklarının bulunması amacıyla Monte Carlo yöntemini kullanmıştır. D_1 ve D_2 'ye ilişkin Monte Carlo p değerlerini sırasıyla 0,020 ve 0,138 olarak elde etmiş ve D_1 istatistiğinin anlamlı olduğu sonucuna varmıştır. Best ve Rayner çalışmanın sonunda D_1 ve D_2 istatistiklerinin her ikisi de anlamlı çıksaydı ürünlerin kümeler halinde gruplara ayrılabilceğini belirtmişlerdir [14]. Söz konusu durum tezin ilk uygulamasında incelenecektir.

6.5. Aynı Değerli Gözlemler için BIB Tasarımlarının Kullanımı

Best ve arkadaşları (2002), Durbin istatistiğinden yola çıkarak ilgili test istatistiğini lineer ve yayılım (karesel) etkisi olarak ayrıştırdıktan sonra çalışmalarını, aynı değerli gözlemlerin bulunduğu durumlar için genişletmiştir. Çalışmada ortalama rank değerleri, rank değerlerinin dağılımları, rankların lineer olmayan etkileri ve lineer kontrast değerleri ele alınmıştır.

t ürüne ait rankların dağılımlarının aynı olup olmadığının testi için kullanılan X^2 test istatistiği Pearson ki-kare istatistiği olarak kullanılmaktadır. Schach (1979) Anderson'un tanımladığı istatistik üzerinden

$$A = \{(t-1)\} X^2 \quad (6.15)$$

ilişkisini tanımlamış ve A istatistiğinin $X^2_{(k-1)(t-1)}$ dağılımına sahip olduğunu belirtmiştir. Best ve arkadaşları (2002) ise lineer etkiler i. ürün için M_i olarak ifade etmiştir.

$$M_i = \sqrt{\frac{t-1}{rt}} \sum_{j=1}^k N_{ij} g_1(j) \quad (6.16)$$

i .ürün için karesel etki ise

$$V_i = \sqrt{\frac{t-1}{rt}} \sum_{j=1}^k N_{ij} g_2(j) \quad (6.17)$$

olarak önerilmiştir. Lineer ve karesel etkilere ilişkin eşitliklerde yer alan $g_1(j)$ ve $g_2(j)$ ise Eş. (6.18) ve Eş. (6.19)'da tanımlanmıştır:

$$g_1(j) = \sqrt{\frac{12}{(k^2-1)}} \left(j - \frac{k+1}{2} \right) \quad (6.18)$$

ve

$$g_2(j) = \sqrt{\frac{180}{(k^2-1)(k^2-4)}} \left\{ \left(j - \frac{k+1}{2} \right)^2 - \frac{k^2-1}{12} \right\} \quad (6.19)$$

$M_i, g_1(j)$ lineer polinomial ifade içerdiğinden lineer etkiyi temsil etmektedir. $M_i, i.$ ürün için örnek rank ortalaması ile rankların tekdüze dağılım varsayımı altında

beklenen değeri arasındaki farkı ifade etmektedir. V_i ise rankların örnek varyanslarını ve onların tekdüze dağılım altındaki beklenen değeri arasındaki farkı içermektedir.

Lineer etkiye ait m_i değerleri ürünleri tercih ortalamalarına göre ayırmaktadır. Büyük çoklukta negatif bir değer içeren v_i rankların ortalama rank değeri etrafında toplandığını gösterirken, büyük çoklukta pozitif bir değer içeren v_i ise rankların düşük ve yüksek rank değerleri şeklinde uç değerler halinde iki kümede toplandığına işaret etmektedir. İki kümenin olması bir görüş birliğine varılamadığına veya pazar bölümlenmesine (*pazarın benzer istek ve ihtiyaçları olan tüketicilerin oluşturduğu, göreceli olarak homojen sayılabilecek alt bölümlere ayrılması*) işaretidir. Bir kümenin olması ise karar vericiler arasında bir görüş birliğine varıldığını (konsensüs) göstermektedir.

M_i değerleri $k>1$, V_i değerleri ise $k>2$ durumları için tanımlanabilmektedir. $\sum_{i=1}^t M_i^2$ ifadesi ürünler arasındaki rank farklarını test eden Durbin rank test istatistiğine eşittir [79].

Örnek 6.3.

Dokuz konserve markasının test edildiği ve aşağıdaki değerlendirmelerin yapıldığı varsayalım.

Çizelge 6.7. Karar vericilerin konserve markalarına ait değerlendirmeleri

Karar verici	Markalar								
	A	B	C	D	E	F	G	H	I
1	2,5	1	2,5	-	-	-	-	-	-
2	-	-	-	2	1	3	-	-	-
3	-	-	-	-	-	-	3	2	1
4	2,5	-	-	1	-	-	2,5	-	-
5	-	2	-	-	1	-	-	3	-
6	-	-	3	-	-	2	-	-	1
7	3	-	-	-	2	-	-	-	1
8	-	-	3	1	-	-	-	2	-

Çizelge 6.7. (Devam) Karar vericilerin konserve markalarına ait değerlendirmeleri

9	-	1	-	-	-	2	3	-	-
10	-	-	2	-	1	-	3	-	-
11	1,5	-	-	-	-	3	-	1,5	-
12	-	2	-	2	-	-	-	-	2

Çizelge 6.7’de yer alan ifadeler için açıklayıcı bir örnek vermek gerekirse, 1. karar verici A ve C markalarına aynı rank değerini vermiştir. Her iki ürüne de aynı değerli gözlemler olmalarından ve 2 ile 3. sırayı paylaşmalarından dolayı 2,5 değerini atanmıştır. Aynı karar verici B markasına ise 1 değerini atamıştır. Çizelge 6.8, tüm karar vericiler tarafından atanan skorlara göre markaların rank matrisini vermektedir.

Çizelge 6.8. Markalara atanan rank değerlerine ait matris

Markalar	Rank		
	1	2	3
A	0,5	1,5	2
B	$2\frac{1}{3}$	$1\frac{1}{3}$	$\frac{1}{3}$
C	0	1,5	2,5
D	$2\frac{1}{3}$	$1\frac{1}{3}$	$\frac{1}{3}$
E	3	1	0
F	0	2	2
G	0	0,5	3,5
H	0,5	2,5	1
I	$3\frac{1}{3}$	$\frac{1}{3}$	$\frac{1}{3}$

Konserve örneğinde $t=9$, $k=3$, $r=4$ ve $b=12$ ’dir. Çizelge 6.7’de yer alan rank toplamlarının sürekli olarak $k(k+1)/2$ ’ye eşit olması ve Çizelge 6.8’de yer alan satır toplamlarının her zaman r ’yi vermesi gibi kısıtların varlığı, rankların aynı dağılıma sahip olup olmadığının kontrolü için Pearson X^2 istatistiğinin kullanılmayacağı anlamına gelmektedir.

Tezin 2.3.2 konu başlıklı kısmında aktarılan U istatistiğinden yararlanılarak rank matrislerine ait düzeltilmiş etki M_i/a olarak yazılabilmektedir. Aynı değerli gözlemlerden yararlanarak hesaplanan yeni Durbin istatistiği $\sum_{i=1}^t M_i^2 / a = 19,9$ olup değerin %1 anlamlılık düzeyinde yer alan 8 serbestlik derecesine sahip ki-kare tablo değerine yakın olduğu görülmektedir. Buradan Durbin test istatistiğinin $(k-1)$ serbestlik derecesine sahip ki-kare dağılımına yakınsadığı söylenebilir.

Çizelge 6.9. Düzeltilmiş lineer etki değerleri ve çoklu karşılaştırmalar

Markalar (i)	Lineer etkiler (M_i/a)	Çoklu Karşılaştırmalar
E (5)	$-1,8741^a$	A
I (9)	$-1,8741^a$	A
B (2)	$-1,2494^{ab}$	Ab
D (4)	$-1,2494^{ab}$	Ab
H (8)	$0,3124^{bc}$	Bc
A (1)	$0,9370^{bc}$	Bc
F (6)	$1,2494^{bc}$	Bc
C (3)	$1,5617^c$	C
G (7)	$2,1863^c$	C

Düzeltilmiş etkilerin çoklu karşılaştırmalar için $(M_i - M_j) / \sqrt{a}$ olarak hesaplanması sonrası markalara ait lineer etkilerin %5 anlamlılık düzeyinde anlamlı derecede farklı olmadığı sonucu ortaya çıkmıştır. Uygulama sonucunda birbirine benzer yapı gösteren 3 marka grubu ortaya çıkmıştır.

1. Grup: E, I, B
2. Grup: B, D, H, A, F
3. Grup: H, A, F, C, G

[79].

6.6. Durbin İstatistiği için Yeniden Örneklem Yöntemleri

Örneklem genişliği arttıkça parametrik olmayan test istatistiklerinin dağılımı belli bir dağılıma yakınsamaktadır fakat küçük çaplı örnekler için bu durum geçerli olmayabilir [80]. Bu durumda kullanılan yöntemlerden en önemlileri parametrik bootstrap, permütasyon testi, Monte Carlo testi ve genelleştirilmiş p gibi yaklaşımlardır. Bu yöntemlerde test istatistiklerinin dağılımı yeniden örneklem yöntemleriyle elde edilerek, ilgili p değerleri bulunmaktadır [19]. Tezin bu kısmında yeniden örneklem yöntemleri başlığı altında Durbin istatistiği için permütasyon ve Monte Carlo testleri incelenecektir.

6.6.1. Permütasyon (rastgelelik) testi

Yeniden örneklem yöntemlerinden permütasyon yöntemi, ilk olarak Fisher tarafından 2x2 çapraz tabloları için kullanılmıştır. Fakat daha yüksek boyutlu çapraz tablolar için bunu hesaplamanın oldukça zor olduğu belirtilmiştir. Son yıllarda bilgisayar teknolojisinin gelişmesiyle artık bu işlemler daha kolay elde edilebilir hale gelmiştir. Ürünlerin karşılaştırılması için kullanılan X^2 test istatistiğinin ki-kare dağılımına yakınsaması için, seçilen kategorilerin yeterli büyüklükte frekanslara sahip olması gerekmektedir. Fakat pratikte bu her zaman mümkün değildir [19].

Permütasyon testleri, araştırma sonuçlarında p değerlerine ait veri permütasyon oranlarını veya düzenlerini karşılayan bir test istatistiğini ortaya koymaktadır. Söz konusu testler, işlem etkilerine ilişkin yokluk hipotezinin test edilmesinde işlemlerin deneysel ünitelere rastgele atandığı rastgeleleştirilmiş deneyler için oluşturulmuştur [81].

Permütasyon (rastgelelik) testlerinin geçmişi Fisher (1935) ve Pitman'ın (1937,1938) çalışmalarına kadar uzanmaktadır. Rastgelelik (permütasyon) testinin dikkat çekici bir özelliği, testlerin hem rastgele hem de rastgele olmayan örnekler için kullanılıyor olmasıdır. Çalışmalarda eğitilmiş olan panelistler rastgele olarak seçilmemektedir

fakat her biri farklı işlemler için rastgele atanmaktadır. Panel verileri için permütasyon testleri, uygulanan parametrik testlerden daha geçerli ve üstün yönleri sahiptir [82]. Permütasyon testleri, duysal çerçevede Wakeling ve arkadaşları (1992) tarafından kullanılmıştır. Wu ve diğerleri (2002) ile Xiong ve arkadaşları (2008) ise Wakeling ve arkadaşlarının (1992) çalışmalarını geliştirmişlerdir. Meyners (2001), tüketiciler arasındaki farklılıkları permütasyon testlerini kullanarak incelemiştir [16].

6.4. Örnek

Belirli düzenlere sahip permütasyon testleri belirli p değerleri üretmektedir. Örneğin, BIB tasarımına ait bir rank testinde tasarım planı; 1 2, 1 3, 2 3 şeklinde $t=3$, $n=3$ (panelistler) ve $k=2$, $r=2$, $\lambda=1$ olacaktır. Bu durumda 3 panelist; (1 2), (1 3), (2 3) olmak üzere 3 işlem çiftini rastgele olarak sıralayacaktır.

Çizelge 6.10. $t= n= 3$, $k= r= 2$ ve $\lambda=1$ parametrelerine sahip tasarım planı

n/t	1	2	3
1	X	X	
2	X		X
3		X	X

Her bir panelistin belirlenen işlem çiftlerine ait iki mümkün cevabı bulunmaktadır. Bu yüzden üç panelistin aşağıda gösterildiği üzere mümkün $2!^3=8$ veri düzeni olacaktır.

1 2, 2 1, 1 2, 2 1, 1 2, 2 1, 1 2, 2 1
 1 2, 1 2, 2 1, 2 1, 1 2, 1 2, 2 1, 2 1
 1 2, 1 2, 1 2, 1 2, 2 1, 2 1, 2 1, 2 1

Tasarım planı ve 8 mümkün veri dosyası temel alınarak, elde edilen Durbin istatistikleri Eş. (6.20)'den yararlanılarak 2.667, 2.667, 0, 2.667, 2.667, 0, 2.667 ve

2.667 olarak bulunmuştur. Bu yüzden istatistik değerleri 0 ve 2.667 için elde edilen olasılıklar sırasıyla 0.25 ve 0.75 olarak elde edilmiştir.

$$D = \left[\frac{12(t-1)}{rt(k^2-1)} \right] \sum \left\{ R_j - \frac{r(k+1)}{2} \right\}^2 \quad (6.20)$$

Buna karşın mümkün yapılandırmaların sayısı, küçük boyutlu bir BIB tasarımı söz konusu olduğunda dahi yeterince büyük olmalıdır. Örneğin, $n=7$ ve $k=3$ olan bir tasarım için $3!^7=6^7=279.936$ mümkün yapılanma veya veri yapısı bulunmaktadır. Yüksek hıza sahip bir bilgisayarda bile çok sayıda hesaplamanın yapılması kolay değildir. Bu yüzden permütasyon testleri, küçük boyutlu BIB tasarımları için (genellikle $k=2$, $n<15$) mümkündür. Daha büyük boyuttaki BIB tasarımları için mümkün permütasyonların rastgele bir alt serisi kullanılmaktadır. İşlem etkileri arasında herhangi bir fark bulunmadığını ifade eden yokluk hipotezi altında her bir permütasyon her bir blok (panelist) için bir BIB tasarımı veri setinde $k!$ sayıda rank yapısı bulundurmaktadır. $k!^n$ sayıda BIB tasarımına ait veri seti, permütasyon testi için referans setleridir. Bu yüzden algoritma içerisinde Durbin test istatistiği için mümkün permütasyonların rastgele alt serisinin kullanılarak permütasyon testlerinin oluşturulması Monte Carlo testlerine eşdeğer gelmektedir. Fakat söz konusu eşdeğerliğin rank temelli testler için olduğuna değinilmesi gerekmektedir [16].

6.5. Örnek

Eğitilmiş 10 panelistin bir rank deneyinde 5 ürünü değerlendirdiği bir panel olsun. Cochran ve Cox (1957) ile Beyer'in (1966) çalışmalarından bir BIB tasarımı seçilsin. Bu tasarım Plan 11.2 olup $t=5$, $k=2$, $r=4$, $n=10$ ve $\lambda=1$ 'dir. 10 panelistten her birinin 2 ürünü özelliğın yoğunluğuna göre 1 = “güçlü” 2 = “zayıf” halinde sıraladığı düşünölsün. Plan aşağıda gösterildiğı gibi olsun:

Çizelge 6.11. Panelistlerin 5 ürünü değerlendirdiği tasarım planı

Blok	İşlem	
1	1	2
2	3	4
3	2	5
4	1	3
5	4	5
6	1	4
7	2	3
8	3	5
9	1	5
10	2	4

Çizelge 6.12. BIB⁽¹⁾ tasarımında rank testine ilişkin veri (t=5, k=2, r=4, n=10, λ=1).

Panelistler	Ürünler				
	P1	P2	P3	P4	P5
1	1	2			
2		2			1
3			2	1	
4	1			2	
5			2		1
6	1		2		
7		2		1	
8		2	1		
9				2	1
10	1				2
Rank toplamları	4	8	7	6	5

¹ Cochran ve Cox (1957) ile Beyer'in (1966, sayfa 84) çalışmalarında yer alan Plan 11. 2

Düzene ilişkin veri Çizelge 6.12’te yer almaktadır. Birinci tip hata $\alpha = 0,1$ olarak belirlenmiştir.

10 panelistin her biri için iki işlem doğrultusunda (1,2) ve (2,1) olmak üzere iki seçenek bulunmaktadır. Bu yüzden, panel için $2^{10} = 1024$ mümkün yanıt yapısı bulunmaktadır. 1024 mümkün yanıt yapısı için 1024 Durbin istatistik değeri hesaplanabilmektedir. Elde edilen Durbin istatistik değeri 8,0 olup buna ilişkin p değeri 0,1172’dir. $\alpha = 0,1$ anlamlılık düzeyinde işlemler arasında anlamlı bir fark bulunmadığı sonucu ortaya çıkmıştır.

Ki-kare yaklaşımı sonucu elde edilen Durbin istatistik değeri ise 8,0 olup buna ilişkin p değeri 5-1=4 serbestlik derecesine sahip ki-kare tablo değeri olan 0,0916’dır. Eğer ki-kare yaklaşımı kullanılırsa, işlemler arasında anlamlı bir fark ortaya çıkacaktır. Fakat ki-kare yaklaşımı elde edilen 0,1172’lik p değerine göre $\alpha = 0,1$ anlamlılık düzeyinde anlamlı bulunmamıştır bu yüzden test bu noktada güven arz etmemektedir.

Elde edilen sonuçlar göz önüne alındığında, permütasyon testinin sağlıklı sonuçlar vermesi için $k=2$ $n < 15$ kısıtları için uygulanması tavsiye edilmektedir. Diğer durumlarda, Monte Carlo testinin kullanımı daha iyi sonuçlar vereceği söylenmektedir. BIB tasarımının boyutu büyük olmadığı sürece Durbin rank testleri için ki-kare yaklaşımından kaçınılmalıdır [16].

6.6.2. Durbin test istatistiği için Monte Carlo testi

Monte Carlo yöntemleri simülasyon uygulanmış rastgele rakamların kullanımı sonucunda ele alınan rastgele değişkenlerin dağılım özelliklerini oluşturmaktadır [83]. Monte Carlo ismi, İkinci Dünya Savaşı’ndan günümüze kadar gelen birçok yöntem için kullanılmıştır. Metropolis ve Ulam (1949), Monte Carlo yöntemleri üzerinde çalışan ilk araştırmacılarıdır. Hartley (1976), dağılım teorisi üzerindeki araştırmaları için Monte Carlo yöntemini kullanmıştır ve asimptotik dağılımı temel

almak yerine bir bilgisayar yardımı ile olasılık değerlerinin üretilmesinin daha yararlı olacağını belirtmiştir. Bu olasılıklar ile asimptotik dağılıma ait olasılık değerlerinin karşılaştırılmasını ve eğer dağılıma ait değerler yeterince iyiye buna göre karar verilmesini tavsiye etmiştir. İstatistiklerin dağılımlarına ilişkin Monte Carlo yaklaşımı yüksek hıza sahip bilgisayarların mevcudiyetiyle araştırmalarda önemli bir araç olarak görülmeye başlanmıştır.

Monte Carlo yöntemlerinin hipotez testlerinde kullanılması sonucunda Monte Carlo testi (MCT) ortaya çıkmıştır. Söz konusu test, bir istatistiğin değerlendirilmesi için dağılımının bilinmediği veya yapısının çok karmaşık olduğu hallerde kullanılmaktadır. Monte Carlo testi ile gözlenen test istatistiğinin anlamlılığı, yokluk hipotezi altında varsayılan bir model üzerinden uygulanan test istatistiğine ilişkin elde edilen simülasyon sonuçlarının saptanan dağılım ile karşılaştırılması sonucu değerlendirilmektedir. Barnard (1963), Bartlett'in çalışmaları üzerinden Monte Carlo testini tanıtmıştır. Hope(1968) ve Marriott (1979) testin gücü üzerine çalışmalar yapmış ve Monte Carlo testinin gücünün iyi olduğu sonucuna varmıştır.

Duyusal literatürde, King ve Arents (1991), Gower (1975) tarafından sunulan genelleştirilmiş *procrustes* analizi (iki ya da daha fazla nesnenin karşılaştırılması amacıyla kullanılan bir çeşit şekil analizi) için bir Monte Carlo testi uygulamıştır. Son dönemde, Duineveld ve Meyners (2008) Bayes bağlamında bir Monte Carlo testi kullanmıştır.

Skillings ve Mack (1981), Durbin rank testi için Monte Carlo testini uygulayan ilk kişilerdir. Bu yöntem kullanılarak belirlenmiş bir BIB tasarım planı için yokluk hipotezi altında 10 000 veri seti tekdüze rastgele sayılar halinde üretilmektedir. Simülasyon sayısı artırıldığında, örneğin 5 000'den 10 000'e çıkarıldığında, biraz daha işlem zamanına ihtiyaç duyulmaktadır. Her bir blok için işlem rankları tekdüze rastgele sayılar temel alınarak üretilmektedir çünkü yokluk hipotezi altında bir panelist tarafından k işlem için atanan rank değerleri rastgeledir. Durbin istatistiği her bir veri seti için Eş. (6.20)'de yer aldığı gibi hesaplanmaktadır. 10 000 D değeri, istatistiğin deneysel dağılımını vermektedir. d_α kritik değeri, α olasılığının 10 000

simülasyon değerinden tahmin edilebilmekte olup $\alpha = P_0(D \geq d_\alpha)$ 'ya eşittir. $P_0(.)$ D istatistiğinin dağılımını ifade etmektedir. Bu durum 10 000 D değerine ait 10 000 α değerinin d_α 'dan büyük veya bu değere eşit olmasına denk gelmektedir. p değeri $(N'+1)/(N+1)$ ile belirlenmekte olup, ifadede yer alan N' ibaresi, D'nin $\hat{D}$ değerine eşit veya bu değerden büyük olan ve N'in simülasyon sayısını ifade ettiği durumu temsil etmektedir [84]. Karar kuralı ise bilinen istatistiksel hipotez testlerinde uygulandığı gibidir. Eğer $\hat{D} \geq d_\alpha$ ise α anlamlılık düzeyinde işlem etkileri arasında fark bulunmadığını belirten yokluk hipotezi red edilmektedir [16].

6.6. Örnek

Sıra sayılarının belirlenmesi için bir tasarım planı çıkarılmıştır. BIB tasarımına ilişkin bu plan 11.7 Cochran ve Cox (1957) ile Beyer'in (1966) çalışmalarında bulunan $t=7$, $k=3$, $r=3$, $n=7$ ve $\lambda=1$ düzenidir.

Çizelge 6.13. $t=7$, $k=3$, $r=3$, $n=7$ ve $\lambda=1$ parametrelerine sahip tasarım planı

Blok	İşlem		
1	1	2	4
2	2	2	5
3	3	4	6
4	4	5	7
5	1	5	6
6	2	6	7
7	1	3	7

Panelde 7 panelist duyuşsal toplamda yedi farklı ürünü test etmektedir. Yedi panelistin her biri, üç ürünü 1 (en iyi) 3 (en kötü) olmak üzere sıralamaktadır. Tercihlere ilişkin sıralamalar Çizelge 6.14'te yer almaktadır.

Seçilen plan doğrultusunda işlem etkileri arasında bir fark bulunmadığını belirten yokluk hipotezi 10 000 veri seti kullanılarak Monte Carlo yöntemi ile test edilmiştir.

Çizelge 6.14 BIB⁽¹⁾ tasarımında rank testine ilişkin veri (t=7, k=3, r=3, n=7, λ=1)

Panelistler	Ürünler						
	P1	P2	P3	P4	P5	P6	P7
1	1	2		3			
2		2	3		1		
3			2	3		1	
4				3	1		2
5	1				3	2	
6		3				2	1
7	1		3				2
Rank top.	3	7	8	9	5	5	5

Durbin test istatistiğine ilişkin değer Eşitlik (6.20)'de yer alan ifadeye göre hesaplanmıştır. Bu formülden yararlanarak 10 000 veri setine ilişkin 10 000 Durbin istatistiği elde edilebilmektedir.

Seçilmiş olan planda anlamlılık derecesi $\alpha = 0.05$ olarak belirlenmiştir. Simülasyon sonrasında üretilen değere ilişkin p değeri 0,0449 olarak saptanmıştır. Analiz sonrasında p değeri=0,0449 < 0.05 olarak elde edilmiş olup işlem etkileri arasında bir fark olmadığını belirten yokluk hipotezi red edilmiştir.

Araştırmacılara sonuçlar elde edildikten sonra kullandıkları simülasyon programını iki veya daha fazla sayıda çalıştırarak p değerlerine ilişkin bir aralık elde etmesi tavsiye edilmektedir. Bu araştırma için kullanılan durbinMc programının on kez çalıştırılması sonrasında istatistik değerine ilişkin elde edilen p değerleri 0,0449 0,0420 0,0416 0,0422 0,0413 0,0406 0,0435 0,0422 0,0419 ve 0,0422 olarak bulunmuştur.

¹ Cochran ve Cox (1957) ile Beyer'in (1966, sayfa 85) çalışmalarında yer alan Plan 11.7

Elde edilen p değerleri arasındaki en fazla fark 0.005'ten küçüktür. Her bir p değeri için $\alpha = 0.05$ düzeyinde işlemler arasında anlamlı bir farkın olduğu görülmektedir.

Ki-kare yaklaşımının kullanımı ile elde edilen 11,429'luk istatistik değerine ilişkin $7-1=6$ serbestlik derecesine sahip ki-kare dağılımına ait p değeri 0.084 olarak bulunmaktadır. Ki-kare yaklaşımı ele alındığında, işlem etkileri arasında herhangi bir fark bulunmadığını belirten yokluk hipotezi $\alpha = 0.05$ anlamlılık düzeyinde red edilememektedir.

7. ÜRÜN KARŞILAŞTIRILMASINDA ALTERNATİF BİR YÖNTEM: ÜRÜN HARİTALARI

Bu bölümde, duyuşal değerdendirmelerin görsel, pratik bir özetini sunan ürün haritaları tanıtılacaktır. Bu haritalar, tüketicilerin tercihleri doğrultusunda oluşturulan kategorik verilerin iki boyutlu görünümlelerini sergileyen parametrik olmayan analizlerdeki ANOVA tabloları ile yakından ilişkili bir yöntemdir [13].

Ürünlerin karşılaştırılmasında grafiksel yöntemler yaygın olarak kullanılmaktadır. Grafiksel yöntemler, verinin özetlenmesinde ve araştırmacıların veriyi yorumlamasında kolaylık sağlamaktadır. Bu amaçla uyum analizi (*correspondance analysis*) ve olumsuzluk tablolarından elde edilen grafikler dikkate alınmaktadır.

Best ve Rayner (1997) ile Best ve diğerleri (1999) ürünlerin lineer, karesel ve kübik etkilerini kullanarak grafiksel yöntemler üzerine farklı bir uygulama öne sürmüş, söz konusu etkileri inceleyerek sıralı kategorik veriler için ürün haritalarını geliştirmişlerdir.

Rastgeleleştirilmiş blok ve dengeli tamamlanmamış blok tasarımlarında, parametre dışı yaklaşımlar genellikle Friedman testleri, Durbin testleri ve çoklu karşılaştırma yaklaşımları kullanılarak yapılmaktadır. Söz konusu uygulamalarda sadece ortalama değerdler söz konusu olmaktadır. Buna karşın duyuşal analiz ve pazar araştırmalarında ortalamların etkisi kadar karesel ve kübik etikler de önemlidir [11].

Bu bölümde yer alacak olan etki karşılaştırmaları, güven çemberleri eşliğinde sunulan ürün haritalarının kullanılarak lineer, karesel ve kübik etkilere ilişkin değerdendirmelerin eş zamanlı olarak yapılmasına olanak tanıyacaktır. Ürün haritalarının uygulama üzerinden tanıtılmasının ardından söz konusu yapının olumsuzluk tabloları ve uyum analizi plotları ile karşılaştırması ele alınacaktır.

7.1. Örnek

Ürün haritalarının uygulanarak duyuşsal analiz veya pazar araştırmaları üzerine yapılan çalışmalar neticesinde, kişilerin sadece tek bir ürünü denemelerinin daha sağlıklı verilerin elde edilmesi bakımından yararlı olacağı öne sürülmüştür [13]. Her bir tüketiciye tek bir ürünün denendirildiği varsayılşın. Tam rastgeleleştirilmiş blok tasarımında 5 ölçekli bir değerlendirmenin 5 ürün için 210 tüketiciye uygulandığı düşünölsün.

Bunun için 5 çok terimli dağılımın karşılaştırılması gerekmektedir. Değerlendirilecek olan veri, Bradley ve arkadaşlarının (1962) çalışmalarından alınmış ve Çizelge 7.1’de gösterilmiştir.

Çizelge 7.1. Lezzet testi sonrası elde edilen yanıt frekansları

Ürünler	Yanıt kategorileri				
	Çok kötü	Kötü	Orta	İyi	Mükemmel
A	9	5	9	13	4
B	7	3	10	20	4
C	14	13	6	7	0
D	11	15	3	5	8
E	0	2	10	30	2

Ürün karşılaştırması i. ürün için ($i=1,...,t$) ele alınıp; lineer (ortalama) etkiler M_i , karesel etkiler (varyans) V_i ve kübik etkiler (çarpıklık) ise C_i ile gösterilerek hesaplanan X^2 (ki-kare) istatistiği aşağıdaki biçimde tanımlanmaktadır:

$$X^2 = \sum M_i^2 + \sum V_i^2 + \sum C_i^2 + \text{hata} \quad (7.1)$$

Lineer ve karesel etkiler önceki bölümlerde tanımlanmış olup çarpıklığı gösteren kübik etkileri aşağıda gösterildiği gibidir:

$$C_i = \sum_{j=1}^k \frac{n_{ij} g_3(x_j)}{\sqrt{n_i}} \quad (7.2)$$

Eş. (7.2)'de yer alan $g_3(x_j)$, kübik etkiye ait polinomial terimi temsil etmektedir.

Kategorilere atanan skorların $X_j = j, j-1, \dots, k$ olması durumunda $\sum M_i^2$ değerinin Yates (1948) tarafından önerilen Q istatistiğine eşit olduğu kolaylıkla görülebilmektedir. Aynı değerli gözlemler için ise Kruskal-Wallis istatistiğinin $(n-1)/n$ ölçüm faktörüyle düzeltilmemiş hali $\sum M_i^2$ değerine eşittir.

Çizelge 7.2, elde edilen ki-kare değerinin lineer, karesel ve kübik etkileri için ayrılışını göstermektedir. X^2 'nin farklı ayrılışlarında toplam değer aynı kalacaktır fakat analiz sonucunda toplam değerin farklı ayrılışları sonrasında aynı durumu etki değerleri için söylemek mümkün olmayacaktır. Söz konusu durumun varlığı ise etkilerin grafiksel olarak çoklu karşılaştırmasına olanak tanıyacak ki-kare plotlarının olumsuzluk tabloları ve uyum analizi çalışmalarından sonra üçüncü bir boyuta taşınmasına imkân sağlayacaktır.

Çizelge 7.2. X^2 'nin ayrılışı

Değişim kaynağı	Serbestlik derecesi	KT	p değeri
$\sum M_i^2$	4	36,58	<0,001
$\sum V_i^2$	4	9,93	0,042
$\sum C_i^2$	4	23,02	<0,001
Hata	4	4,31	0<376
X^2	16	73,84	<0,001

Örnekte, $\alpha = 0,05$ anlamlılık düzeyi kullanıldığı varsayılın. Buna göre, çarpıklığı gösteren kübik etkilerin de lineer ve karesel etkiler gibi anlamlı olduğu sonucu ortaya çıkmıştır. Hem karesel etkilerin hem de kübik etkilerin anlamlı olması, tüketiciler için pazar bölümlenmesi ve niş pazarların (*ürünlerin, en üst ekonomik seviyede olan insanlara hitap ettiği pazar türü*) belirlenmesinde önemli olabilir [13]. Çizelge 7.2'de hatalara ait etkinin anlamsız çıkması, anlamlı olabilecek yüksek mertebeli etkilerin gözden kaçırılmadığını göstermektedir.

Çizelge 7.1'deki bazı frekans değerleri küçüktür ve daha detaylı p değerlerinin bulunması için permütasyon testi veya Monte Carlo testi kullanılarak bilgisayar yardımıyla hesaplamalar yapılabilir. Fakat bu çalışmada ki-kare ve normal dağılımların yeterli olduğu varsayılmaktadır. Bradley'in (1962) gerçekleştirdiği çalışmalardan alınan veriler için hesaplanan M_i , V_i ve C_i değerleri Çizelge 7.3'te gösterilmiştir:

Çizelge 7.3. Lineer, karesel ve kübik etkiler

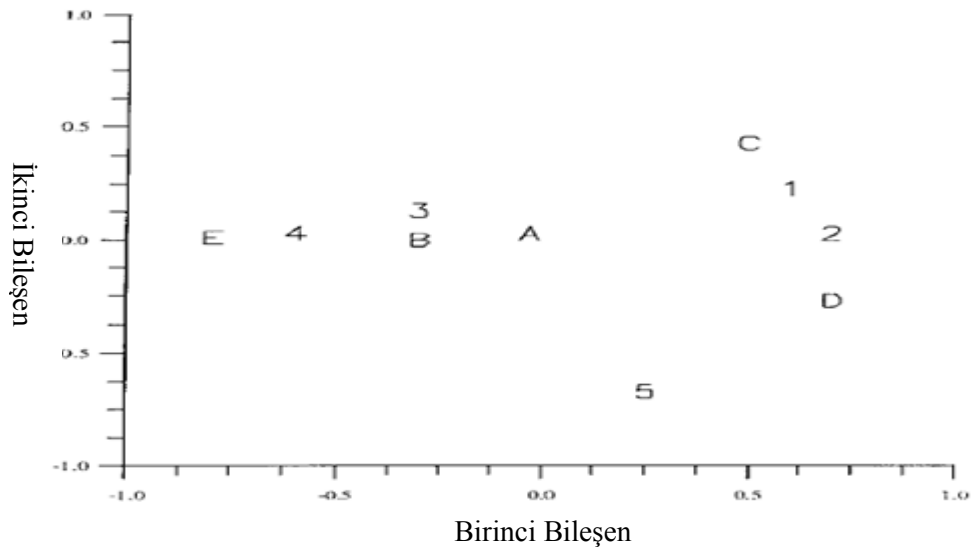
Ürünler	M_i	V_i	C_i
A	-0,04	0,38	<0,25
B	1,51	-1,13	-1,34
C	-3,96	-0,3	0,64
D	-1,7	2,25	3,7
E	3,96	-2,15	-2,65

Yukarıda yer alan çizelgede lineer, karesel ve kübik etkilerin yardımıyla E ürününün daha yüksek, C ürününün daha düşük, A ve B ürünlerinin ise orta sıra değeri aldığı sonucunu çıkarılabilmektedir. M_i tek başına ele alınsaydı, D ürününün de orta sıra değeri aldığı söylenebilirdi fakat D için elde edilen yüksek kübik etki değeri muhtemel bir pazar bölümlenmesini göstermektedir. "Mükemmel" değerlerinin sayısı D ürünü için bir niş pazar durumunu gösterebilir.

Çizelge 7.1'de yer alan veri seti birçok araştırmacı tarafından incelenmiştir. Hirotsu (1990) biraz farklı sonuçlara varmış ve modeli için elde ettiği uyum iyiliği test istatistiği, beklenenden büyük çıkmasına rağmen D ürününün düşük bir değere sahip olduğu sonucuna varmıştır. Mc Cullagh (1980) konum ve ölçüm etkilerini (*location and scale effects*) bu veri için lojistik lineer modele uyarlamış fakat çalışmasında hatalara ait kareler toplamını büyük bulmuştur. Hâlbuki Çizelge 7.2'de gösterilen hata terimlerine ait p değeri önemli derecede büyük çıkmamıştır [13].

7.1. Ürün Haritaları ve Uyum Analizi Plotlarının Karşılaştırılması

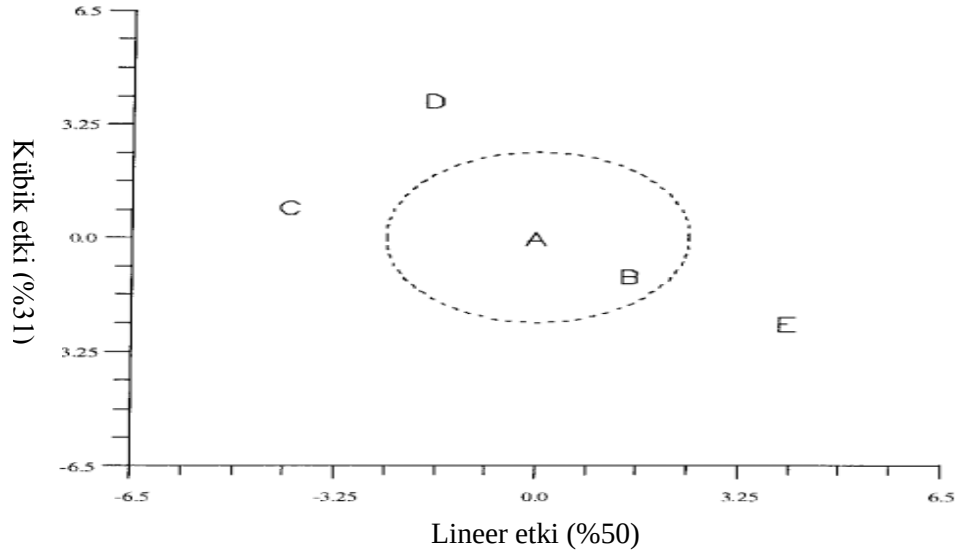
Basit bir uyum analizi (*correspondence analysis*) Çizelge 7.1’de gösterilen verinin yorumlanması için kullanılabilir. Şekil 7.1, A ve B ürünlerinin performanslarının benzer olduğunu ve her ikisinin de 3 skorunu aldığını, E ürünü 4 skorunu, C ile D ürünlerinin ise sırasıyla 1 ve 2 skorlarını aldığını göstermektedir. Bir önceki bölümde pazar bölümlenmesi yorumu yapılan D ürünü, burada 5 skoruna oldukça yakın çıkmıştır.



Şekil 7.1. İlgili veri setine ilişkin olumsuzluk tablosu plotu

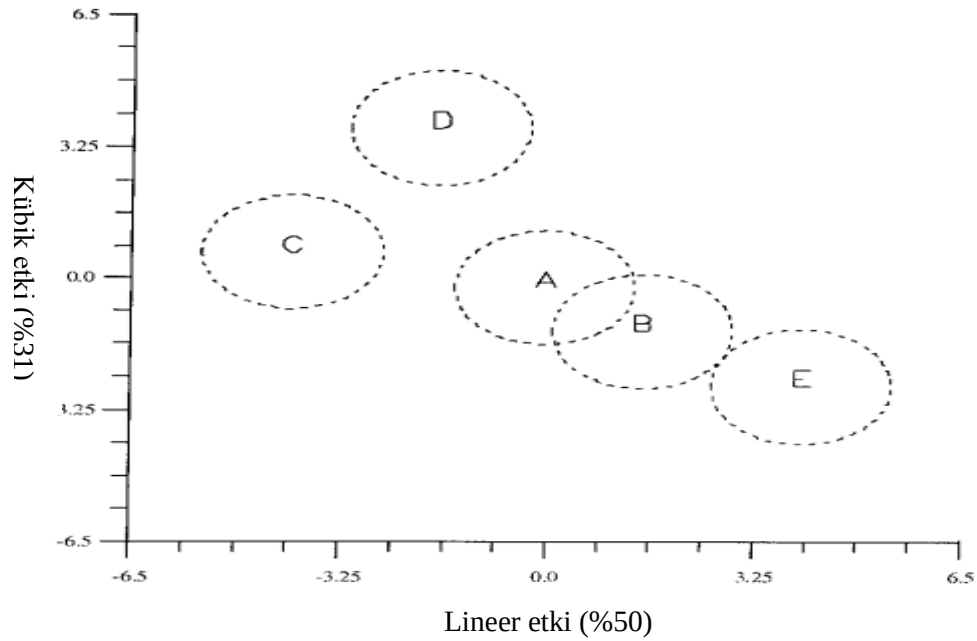
Ürünler için başka plotlar veya ürün haritaları da verilebilir. Genellikle, araştırmacılar çalışmalarında (M_i, V_i) plotları ile karşılaşmaktadır. Buna karşın kübik etkilerin karesel etkilerden daha önemli olduğu durumlarda (M_i, C_i) plotlarını kullanmak daha akılcı olur.

Poullpard (1997), duyusal veriler için uyum analizinin sıralı kategorilerin açıklamasında uygun bir yöntem olmadığını belirtmiştir.



Şekil 7.2. Beş ürüne ilişkin karşılaştırmaları içeren yokluk hipotezinin gösterimi

Yukarıda yer alan şekiller incelendiğinde eksenlerde parantez içerisinde belirtilen değerler, etkilerin X^2 'yi açıklama yüzdelelerini göstermektedir. Şekil 7.2, %95'lik bir güven çemberini göstermektedir. Eğer ürünler arasında herhangi bir fark bulunmuyorsa, %95'lik güven çemberi şekildeki gibi olmalıdır. $x^2+y^2=6$ eşitliği ile belirtilen çemberdeki 6, %95 güven düzeyine ait 2 serbestlik dereceli ki-kare tablo değeridir.



Şekil 7.3. A, B, C, D ve E ürünlerine ait güven çemberlerinin gösterimi

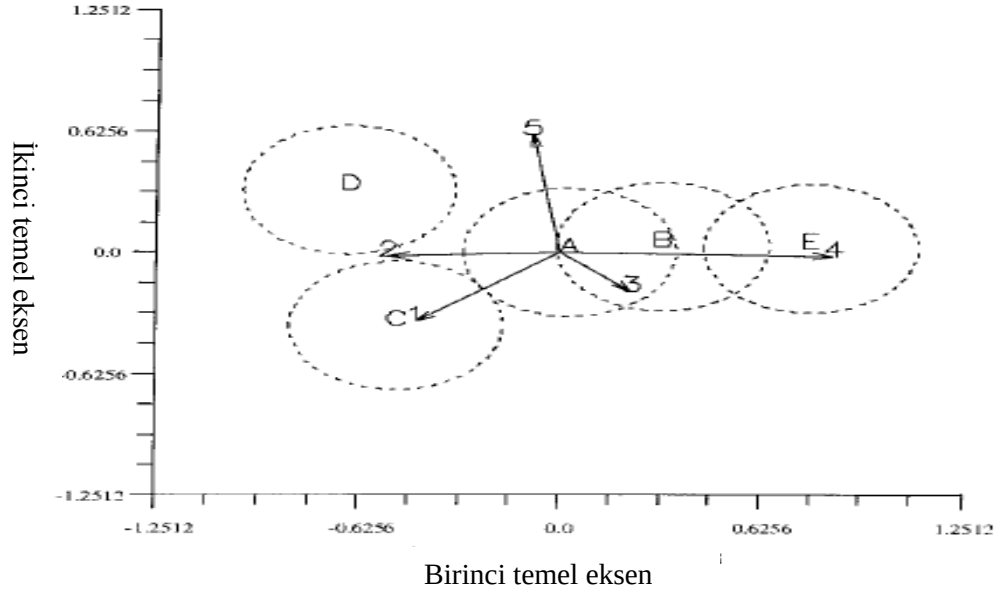
Ürünlerin kümelenmesi güven çemberleri kullanılarak yapılmaktadır. Şekil 7.3, LSD'nin (en küçük anlamlı fark) %95'lik değeri olan 1,4142 ile her bir ürün çizilen yarıçapları göstermektedir. Bu değer M_i , V_i ve C_i 'lerin herhangi ikisi arasındaki yaklaşık standart sapma değerine eşittir. Tek boyut ele alındığında %95'lik LSD değeri, standart sapmanın 1,96 katı olacaktır ve eğer bu çemberler yarıçap ile örtüşürse tek boyutlu LSD kullanılmayacaktır. Şekil 7.3'te görüldüğü üzere A ve B ürünleri kümelenmiştir. Şekil 7.3'te gösterilen bu kümelenme, tek boyutlu LSD'lerin çoklu karşılaştırmalarının iki boyutlu karşılığını oluşturmaktadır. Eğer verinin ayrıştırılması için iki boyutlu LSD'ler gerekliyse tek boyutlu çoklu karşılaştırmaların iki setini temel alan çemberler yerine güven çemberlerinin kullanılması daha iyi sonuç verecektir.

Uyum analizi plotları, güven çemberleri gibi bir kümeleme mekanizmasına sahip değildir. Fakat ilgili bir plot, olumsuzluk tablosu olarak ifade ediliyorsa; biplotun kümelenmede kullanılabilecek belirsiz çemberleri var demektir. Bu tip bir ürün haritası daha öncesinde incelenmiştir (Örneğin, Gabriel ve Ordoff, 1990). Uyum analizi plotunda olduğu gibi biplotların da;

- 1) Eksenlerin adlandırılmaması
- 2) Kategorilerin sıralanmasında kullanılmaması

gibi çeşitli zorlukları bulunmaktadır.

Şekil 7.4, incelenen veri setine ait bir biplotu ifade etmektedir ve D ürününün 1, 2 ve 5 skorlarına yakın olması durumu pazar bölümlenmesini göstermektedir. Belirsiz çemberlerin olması ürünlerin birbirinden çok farklı olmadığını göstermektedir. Belirsiz çemberler, Şekil 7.3'e ait küme çemberlerine göre daha uygundur [13].



Şekil 7.4. İlgili veri setinin %95 güven düzeyinde olumsuzluk tablosunun gösterimi

8. UYGULAMALAR

8.1. Duyusal Veri Analizine İlişkin Bir Monte Carlo Testi Uygulaması

Uygulamada kullanılan veriler Ankara Üniversitesi Gıda Mühendisliği Anabilim Dalı Nisan 2009'da yayınlanan Yüksek Lisans Tezi'ndeki araştırma için elde edilen verilerin bir kısmından alınmıştır. Deney için farklı likopen miktarı ve likopen konsantrasyonlarda likopen içeren soya bazlı yenilebilir filmle ambalajlanmış ve kontrol grubu kıymalardan üretilmiş köfteler panelistlere tattırılmış ve köfteler arasında görünüş, renk, koku, lezzet, yapı (tekstür) ve genel beğeni özellikleri dikkate alınarak genel olarak 1 ile 9 arasında bir sayı (1- en kötü 9- en iyi) verilmesi istenmiştir [85].

Yapılan çalışmanın amacı, antitoksidan özellikteki likopenin direkt olarak ürüne edilmesinin ve likopen ilave edilerek hazırlanmış soya proteini bazlı yenilebilir filmlerin ürün yüzeyine uygulamasının taze sığır kıymasında oksidatif stabilite, kimyasal ve duyuşal bazı özellikler üzerine etkilerini soğuk muhafaza ($4\text{ }^{\circ}\text{C}$) boyunca belirlenmesidir [85].

Çalışmada materyal olarak kullanılan sığır but etleri ve böbrek yağları Ankara piyasasında deneyin yapılacağı gün temin edilmiş ve $4\text{ }^{\circ}\text{C}$ 'de muhafaza edilerek Ankara Üniversitesi Gıda Mühendisliği Et İşletmesinde Arı marka kıyma makinesi kullanılarak iki kez çekilmiştir. Kıyma materyallerinin yağ içeriği yaklaşık olarak %24-25 olacak şekilde böbrek yağı ilavesi yapılmıştır. Kıyma işleminden sonra kıyılmış et ile yağın homojen bir şekilde karışması için çelik küvetlerde 2 dk. karıştırıldıktan sonra 8 eşit parçaya bölünmüştür [85].

Kıymalar, ISP ve %1, %2, %3 (L1,L2,L3) likopen ilave edilmiş filmler eklenen kıymalar, ayrıca 2500 ppm, 5000 ppm ve 7500 ppm (F1,F2,F3) konsantrasyonlarında likopen eklenmiş kıymalar olacak şekilde 7 tür değişken ve ayrıca hiç bir katkı maddesi bulunmayan bir kontrol grubu (K) alınmıştır. Bu 8 işlemin uygulandığı

kıymalar 8 panelist tarafından tadılmıştır. Her panelist 7 kıyma türü tatmıştır ve her kıyma çeşidi 7 panelist tarafından tadılmıştır. Dolayısıyla burada kullanılan tasarım $v=b=8$, $k=r=7$, $\lambda=6$ parametreleri ile bir dengeli tamamlanmamış blok tasarımıdır.

Bu bilgiler doğrultusunda ilgili araştırmadan yola çıkarak panelistlerin köfteler için verdikleri genel beğeni özellikleri Çizelge 8.1’de verildiği gibidir. Çizelgede parantez içindeki sayılar panelistlerin köftelere verdikleri puanlar göz önüne alındığında Skilling ve Mack testinde ifade edilen sıralama prosedürüne göre işlemlere verilen sıra sayılarıdır.

Çalışmanın bundan sonraki kısımlarında Yıldız (2009) tarafından söz konusu duyuşal veri seti için uygulanan Skilling Mack testi ve çoklu karşılaştırmalar için elde edilen kümelenmeler incelenecektir. Sonrasında Best ve Rayner’in (1999) ürünlere verilen rank ortalamaları ve dağılımlarına ilişkin önerdikleri istatistikler ele alınarak ürün karşılaştırmalarına ilişkin elde edilen sonuçlar Yıldız (2009)’ın elde ettiği değerlendirmeler ile karşılaştırılacaktır.

Çizelge 8.1. Farklı kıyma çeşitleri için değerlendirmeler ve sıra sayıları

	K	ISP	L1	L2	L3	F1	F2	F3
1	6 (5)	5 (3)	4 (2)	6 (5)	3 (1)	6 (5)	7 (7)	X (4)
2	7 (6,5)	7 (6,5)	5 (2)	5 (2)	5 (2)	6 (4,5)	X (4)	6 (4,5)
3	9 (6,5)	8 (4)	6 (1)	8 (4)	7 (2)	X (4)	8 (4)	9 (6,5)
4	8 (7)	7,5 (4,5)	6,5 (1)	7 (2)	X (4)	7,5 (4,5)	7,5 (4,5)	7,5 (4,5)
5	6 (6)	7 (7)	5 (4)	X (4)	5 (4)	4 (1,5)	5 (4)	4 (1,5)
6	4 (2)	6 (5,5)	X (4)	3 (1)	5 (3,5)	5 (3,5)	6 (5,5)	7 (7)
7	6 (7)	X (4)	4 (2)	4 (2)	4 (2)	5 (5)	5 (5)	5 (5)
8	X (4)	8 (7)	5 (2)	5 (2)	5 (2)	6 (5)	6 (5)	6 (5)

Yıldız (2009), çalışmanın analizi için öncelikle Skilling ve Mack testini, ikinci olarak düzeltilmiş Durbin rank testini uygulamıştır. Analiz sonucunda, K ISP film ve %1, %2, %3 (L1, L2, L3) likopen ilave edilmiş filmler eklenen kıymalar, 2500 ppm, 5000 ppm ve 7500 ppm (F1, F2, F3) konsantrasyonlarında likopen eklenmiş kıymalar ve kontrol grubu arasındaki farkların önemli olduğu %95 güvenilirlikle söylenebildiği sonucuna ulaşmıştır.

Daha sonrasında farklı kıyma çeşitleri için çoklu karşılaştırmalar yapmış ve Çizelge 8.2'deki sonuçları elde etmiştir. İlk iki sütun karşılaştırılan işlemleri, son sütun ikili karşılaştırma için hesaplanan ve güven düzeyi $\alpha=.10$ 'dan düşük p değerlerini '*' ile gösterilmek üzere karşılaştırılan kıyma çeşitleri ve hesaplanan p değerleri Çizelge 8.2'de verildiği gibidir.

Çizelge 8.2'de verilen istatistiksel olarak anlamlı karşılaştırmalar göz önüne alınarak kıyma çeşitleri gruplandırıldığında, %1, %2, %3 (L1, L2, L3) likopen ilave edilmiş filmler eklenmiş kıymalar bir grup, 2500 ppm, 5000 ppm ve 7500 ppm (F1, F2, F3) konsantrasyonlarında likopen eklenmiş kıymaların bir grup olduğu görülmüştür [20].

Çizelge 8.2. Kıyma türleri için çoklu karşılaştırmalar

L1	L3	0.37043	L1	L2	0.29835
L1	F1	0.02361*	L1	F3	0.00408*
L1	F2	0.00273*	L1	ISP	0.00094*
L1	K	0.00029*			
L2	K	0.00181*	L2	ISP	0.004945*
L2	F1	0.07728*	L2	F3	0.017147*
L2	F2	0.01226*			
L3	L2	0.42135	L3	F1	0.049105 *
L3	F3	0.01031*	L3	F2	0.00719*
L3	ISP	0.00273*	L3	K	0.00094*
F3	K	0.21368			
F1	F3	0.25417	F1	ISP	0.13041
F1	F2	0.21368	F1	K	0.072812*
F2	ISP	0.37043			
F2	K	0.25417	F3	F2	0.44738
F3	ISP	0.32168			

Yıldız (2009), tarafından elde edilen sonuçların incelenmesinin ardından Best ve Rayner (1999) tarafından önerilen test istatistikleri ilgili çalışmaya uyarlanmıştır.

Eş. (8.1)'de yer alan $R_i = i$. ürün için elde edilen sıra sayılarının toplamını, $S_i = \sum j^2 d_{ij}$, burada d_{ij} yer alan i . ürünün j . sırayı alma sayısını göstermektedir. Ürün sıralamalarının toplamalarının eşitliğinin test edilmesi için kullanılan Durbin istatistiği şu şekilde tanımlanmaktadır:

$$D_1 = \frac{12(t-1)\sum R_i^2}{rt(k^2-1)} - \frac{3r(t-1)(k+1)}{(k-1)} \quad (8.1.)$$

Ürünler arasındaki dağılım farklarının test edilmesini sağlayan bir diğer istatistik ise,

$$D_2 = \frac{180(t-1)\sum [S_i - (k+1)R_i + \frac{r(k+1)(k+2)}{6}]^2}{rt(k^2-1)(k^2-4)} \quad (8.2.)$$

şeklindedir.

Tezin ilk uygulamasında, detaylı bir şekilde açıklanan Durbin istatistikleri ve Yıldız (2009) tarafından kullanılan çoklu karşılaştırmalardan yararlanmak amacıyla (8,7,6) tasarımı üzerinde bazı düzenlemelere yer verilmiştir. İlgili tasarımda yer alan ISP ve 7. karar verici duyuşal yorgunluk da göz önüne alınarak çıkarılmış ve çalışma (7,3,1) ile (7,4,2) tasarımlarına indirgenerek incelenmiştir. İlk olarak (7,3,1) tasarımı incelenmiş ve aşağıda yer alan çizelge elde edilmiştir:

Çizelge 8.3. (7,3,1) tasarımına göre farklı kıyma çeşitleri için değerlendirmeler ve sıra sayıları

	K	L1	L2	L3	F1	F2	F3
1	6 (5)	4 (2)	6 (5)	X	X	X	X
2	8 (7)	X	X	5 (2)	7.5 (4,5)	X	X
3	9 (6,5)	X	X	X	X	8 (4)	9 (6,5)

Çizelge 8.3.(Devam) (7,3,1) tasarımına göre farklı kıyma çeşitleri için değerlendirmeler ve sıra sayıları

4	X	4 (2)	X	4 (2)	X	5 (5)	X
5	X	5 (4)	X	X	4 (1,5)	X	4 (1,5)
6	X	X	3 (1)	X	X	6 (5,5)	7 (7)
7	X	X	5 (2)	5 (2)	6 (5)	X	X

Tasarıma ilişkin R_i ve S_i değerleri $\{R_1, R_2, R_3, R_4, R_5, R_6, R_7\} = \{18,5, 8, 8, 4, 11, 19, 15\}$ ve $\{S_1, S_2, S_3, S_4, S_5, S_6, S_7\} = \{116,25, 24, 30, 8, 47,5, 91,5, 93,5\}$ şeklindedir.

Best ve Rayner'in çalışmalarında tanımlanan D_1 ve D_2 istatistikleri sırasıyla 9,21 ve 9,16 olarak bulunmuştur. MATLAB R2010 programı kullanılarak bu istatistiklere ilişkin elde edilen Monte Carlo p değerleri ise 0,074 ve 0,073 olarak elde edilmiştir. %5 anlamlılık düzeyinde her iki istatistiğin de anlamsız olduğu sonucuna varılmıştır. Buna göre (7,3,1) tasarımı için elde edilen sonuçlar sonrasında ürünler arasındaki ortalama ve varyanslar için anlamlı bir fark bulunmadığı ortaya çıkmıştır.

Daha sonrasında (7,3,1) tasarımının tamamlayıcısı olan (7,4,2) tasarımı incelenmiş ve aşağıdaki gibi bir çizelge elde edilmiştir:

Çizelge 8.4. (7,4,2) tasarımına göre farklı kıyma çeşitleri için değerlendirmeler ve sıra sayıları

	K	L1	L2	L3	F1	F2	F3
1	X	4 (2)	6 (5)	X	6 (5)	7 (7)	X
2	7 (6,5)	5 (2)	X	5 (2)	6 (4,5)	X	X
3	9 (6,5)	X	8 (4)	7 (2)	X	8 (4)	X
4	8 (7)	X	7 (2)	X	7.5 (4,5)	X	7.5 (4,5)
5	6 (6)	5 (4)	X	X	X	5 (4)	4 (1,5)
6	X	X	X	5 (3,5)	5 (3,5)	6 (5,5)	7 (7)
7	X	4 (2)	4 (2)	4 (2)	X	X	5 (5)

Bu tasarıma ilişkin R_i ve S_i değerleri ise $\{R_1, R_2, R_3, R_4, R_5, R_6, R_7\} = \{26, 10, 13, 6, 17.5, 20.5, 18\}$ ve $\{S_1, S_2, S_3, S_4, S_5, S_6, S_7\} = \{169.5, 28, 49, 24.25, 77.75, 111.25, 96.5\}$ biçimindedir. Öncesinde tanımlanan D_1 ve D_2 istatistikleri sırasıyla 13,80 ve 10,36 olarak bulunmuştur. Bu istatistiklere ilişkin elde edilen Monte Carlo p değerlerinin ise 0,011 ve 0,032 olduğu saptanmıştır. %5 anlamlılık düzeyinde her iki istatistik de anlamlı bulunmuştur. Buna göre (7,4,2) tasarımı için elde edilen sonuçlar yardımıyla ürünler arasındaki ortalama değerler ve dağılımlar için anlamlı bir fark olduğu sonucuna varılmıştır.

Best ve Rayner'in çalışmalarında D_1 ve D_2 istatistiklerinin anlamlı bulunması halinde ürünlerin kümelenendirilebileceği belirtilmiştir. Bu ifade göz önüne alınırsa kümelenendirme işlemi için uyum sağlayan (7,4,2) düzeni değerlendirilecektir.

Aşağıda yer alan Çizelge 8.5, Yıldız (2009) tarafından kullanılan çoklu karşılaştırmalardan yararlanmak ve (7,4,2) düzeninin incelenmesi amacıyla Çizelge 8.1.'de yer alan ISP ve 7. Karar verici tablodan çıkarılarak elde edilmiştir.

Çizelge 8.5. Çizelge 8.1'de yer alan düzenden ISP film ve 7. Karar vericinin çıkarılması sonrası elde edilen değerlendirme ve sıra sayıları

	K	L1	L2	L3	F1	F2	F3
1	6 (5)	4 (2)	6 (5)	3 (1)	6 (5)	7 (7)	X (4)
2	7 (6.5)	5 (2)	5 (2)	5 (2)	6 (4.5)	X (4)	6 (4.5)
3	9 (6.5)	6 (1)	8 (4)	7 (2)	X (4)	8 (4)	9 (6.5)
4	8 (7)	6.5 (1)	7 (2)	X (4)	7.5 (4.5)	7.5 (4.5)	7.5 (4.5)
5	6 (6)	5 (4)	X (4)	5 (4)	4 (1.5)	5 (4)	4 (1.5)
6	4 (2)	X (4)	3 (1)	5 (3.5)	5 (3.5)	6 (5.5)	7 (7)
7	X (4)	5 (2)	5 (2)	5 (2)	6 (5)	6 (5)	6 (5)

Çizelge 8.5'te yer alan veri dikkate alınarak oluşturulan tabloda karar vericilerin değerlendirmeleri sonucu kıyma türlerinin birbirlerine kıyasla daha çok tercih edildikleri frekans tablosu Çizelge 8.6'da olduğu biçimdedir.

Çizelge 8.6. Karar vericilerin değerlendirmeleri sonucu kıyma türlerinin birbirlerine olan üstünlüklerinin yer aldığı frekans tablosu

	K	L1	L2	L3	F1	F2	F3
K	-	5	4	4	3	3	3
L1	0	-	0	1	1	0	1
L2	0	3	-	2	0	0	0
L3	1	1	1	-	1	0	1
F1	0	4	4	3	-	0	0
F2	2	4	4	4	3	-	1
F3	1	4	5	4	1	2	-

Rank	K	L1	L2	L3	F1	F2	F3
(1)	4	21	18	18	9	5	6
(2)	22	3	5	5	11	18	17

Rank (1) ve Rank (2) değerleri kıyma çeşitlerinin karar vericilerde bıraktıkları genel beğenilere göre değerlendirilmiş ve kıyma türleri daha çok beğeni toplamaları bakımından Rank 1'e göre, tam tersi durum için ise Rank 2'ye göre sıralanmıştır.

Kıyma türlerinin daha çok beğeni toplamaları bakımından sıralanması sonucu elde edilen rank değerleri şu şekildedir:

RK = 77	RL1 = 60	RL2 = 63	RL3 = 63
RF1 = 72	RF2 = 76	RF3 = 75	

Buna göre yapılan sıralama şöyledir:

$$RK > RF2 > RF3 > RF1 > RL2 = RL3 > RL1$$

Kıyma türlerinin daha az beğeni toplaması bakımından sıralanmasıyla elde edilen rank değerleri ise aşağıdaki gibidir:

$RK = 59$	$RL1 = 78$	$RL2 = 76$	$RL3 = 76$
$RF1 = 70$	$RF2 = 63$	$RF3 = 64$	

Buna göre yapılan sıralama,

$$RL1 > RL2 = RL3 > RF1 > RF3 > RF2 > RK \text{ biçimindedir.}$$

Görüldüğü üzere her iki sıralama birbirinin tersi olup anlam bakımından tutarlılık göstermektedir. Yıldız (2009) tarafından yapılan çalışmalar sonucu veri seti için elde edilen çoklu karşılaştırma sonucu hatırlatılmak istenirse, %1, %2 ve %3 likopen (L1, L2 ve L3) ilave edilmiş filmler eklenmiş kıymaların bir grup; 2500ppm, 5000ppm ve 7500ppm (F1, F2 ve F3) konsantrasyonlarında likopen eklenmiş kıymaların ise bir grup olduğu belirtilmiştir. Tezin ilk uygulamasında yapılan analizden de görüleceği üzere çalışma sonucunda elde edilen rank sıralamaları da verinin alındığı tez sonuçları ile örtüşmektedir.

8.2. Ürün Haritaları

Tezin ikinci uygulamasında yer verilen çalışmada her bir tüketiciye tek bir ürünün denendirildiği ve tam rastgeleleştirilmiş blok tasarımlarının uygulandığı varsayılın. 120 tüketicinin A, B, C, D, E, F olmak üzere 6 çikolata markasını lezzet bakımından değerlendirdiği 5 ölçekli (çok kötü, kötü, orta, iyi, mükemmel) bir çalışma düşünülün. Lezzet testinin uygulanması için 6 çikolata markasına yönelik olarak MATLAB R2010 programı kullanılarak yanıt frekansları türetilmiş ve ilgili veri seti Çizelge 8.7’de verilmiştir.

Çizelge 8.7. Lezzet testi sonrası elde edilen yanıt frekansları

Ürünler	Yanıt kategorileri				
	Çok kötü	Kötü	Orta	İyi	Mükemmel
A	15	0	0	2	3
B	14	0	3	1	2
C	2	4	11	1	2
D	1	2	15	1	1
E	2	2	2	2	12
F	3	0	1	3	13

Ürün karşılaştırması i . ürün için ($i=1,...,t$) ele alınıp; lineer (ortalama) etkiler M_i , karesel etkiler (varyans) V_i ve kübik etkiler (çarpıklık) ise C_i ile gösterilmektedir. X^2 istatistiğinin ayrışması için elde edilen lineer, karesel ve kübik etkilere ilişkin kare toplamları ve p değerleri MATLAB R2010 programı kullanılarak elde edilmiş ve Çizelge 8.8’de gösterilmiştir.

Çizelge 8.7. X^2 ’nin ayrışması

Değişim kaynağı	Serbestlik derecesi	KT	p değeri
$\sum M_i^2$	5	39,22	<0,001
$\sum V_i^2$	5	53,47	<0,001
$\sum C_i^2$	5	11,19	0,0577

Çalışmada %5 anlamlılık düzeyi kullanıldığı varsayılın. Buna göre, çarpıklığı gösteren kübik etkilerin söz konusu anlamlılık düzeyinde anlamsız, lineer ve karesel etkilerin ise anlamlı olduğu ortaya çıkmıştır. Her bir ürün için hesaplanan M_i , V_i ve C_i değerleri Çizelge 8.9’da gösterilmiştir:

Çizelge 8.9. Ürünlere ait lineer, karesel ve kübik etkiler

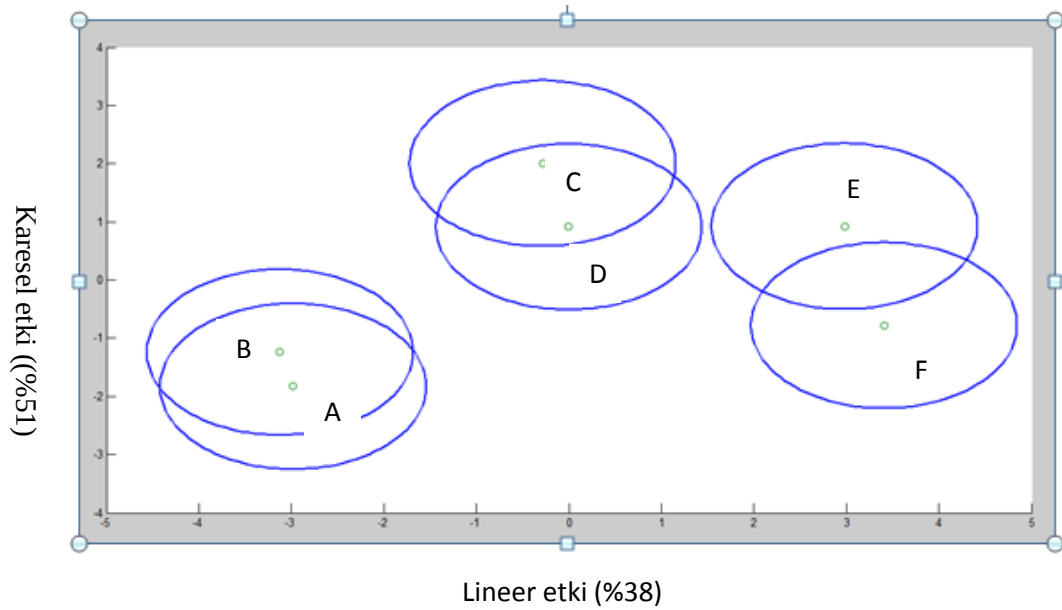
Ürünler	M_i	V_i	C_i
A	-2,9813	-1,8277	2,8598
B	-3,1233	-1,2395	1,7474

Çizelge 8.9. (Devam) Ürünlere ait lineer, karesel ve kübik etkiler

C	-0,2839	2,0047	-3,5358
D	<0,001	0,9145	-4,7523
E	2,9813	0,9256	1,4009
F	3,4072	-0,7775	2,2800

Yukarıda yer alan çizelgede lineer, karesel ve kübik etkilerin yardımıyla; E ve F ürünlerinin daha yüksek, A ve B ürünlerinin daha düşük, C ve D ürünlerinin ise orta sıra değeri aldığı sonucunu çıkarılabilmektedir. Yanıt frekanslarına da dikkat edildiğinde frekans değerleri ile etkilere ilişkin p değerleri tutarlılık göstermektedir.

Çizelge 8.9'dan elde edilen sonuçlara göre ürünler arasında anlamlı farkların bulunduğu lineer ve karesel etkiler ürün haritasında gösterilmiştir. Şekil 8.1'de yer alan eksenlerde parantez içerisinde belirtilen değerler etkilerin X^2 'yi açıklama yüzdeleri göstermektedir. Ürünlerin kümelenmesi güven çemberleri kullanılarak yapılmaktadır. Şekil 8.1, LSD'nin (en küçük anlamlı fark) %95'lik değeri olan 1,4142 ile her bir ürün çizilen yarıçapları göstermektedir.



Şekil 8.1. 6 çikolata markasına ait lineer ve karesel etkileri gösteren ürün haritası

Şekil 8.1 incelendiğinde, uygulama sonucunda birbirine benzer yapı gösteren 3 marka grubu ortaya çıkmıştır. Buna göre A ve B ürünlerinin bir grup, C ve D ile E ve F'nin ise birer grup olduğu açıkça görülmektedir.

9. SONUÇ

Bu çalışma dengeli tamamlanmamış blok tasarımının özellikleri ve duysal analizdeki yerinin aktarılması amacıyla yapılmıştır. Söz konusu amaç doğrultusunda ilk olarak dengeli tamamlanmamış blok tasarımının özellikleri ile tasarıma ilişkin parametrik ve parametre dışı yaklaşımlara yer verilmiştir. Geniş bir literatür araştırması yapılarak BIB tasarımlarının avantaj ve dezavantajları, ilişkili tasarımlar ve başlıca uygulama alanları aktarılmıştır.

BIB tasarımlarının uygulama alanları arasında duysal analiz önemli bir yere sahiptir. Son yıllarda birçok girişim kendilerini rakiplerinden ileri bir noktaya taşımak, tüketici taleplerini karşılamak ve rekabet edebilirlik seviyelerini artırmak amacıyla bütçelerinin önemli bir kısmını ürün geliştirmesine aktarmaktadır. Üretim zincirinde yer alan her bir işletme, tüketici tercihlerine ilişkin bilgileri elde etmenin ne kadar önemli olduğundan haberdardır. Elde edilen bilgilerin yetersiz kullanımı, veri tabanlarını “veri çöplüklerine” çevirmekte ve verileri değersiz kılmaktadır. Bu yüzden ilgili süreçlerin ve tüketici verilerinin etkin bir şekilde kullanımı giderek önemli hale gelmektedir. Bu durum ise toplanan verilerin analiz edilmesini, anlaşılmasını ve hatta görselleştirilmesini gerektirmektedir.

Söz konusu amaç ve gerekliliklerin karşılanması, yeni ürün çalışmalarının yapılması, pazarlama stratejilerinin oluşturulması, tüketicilerin duysal nitelik ve eğilimlerinin belirlenmesi istatistiksel yöntemlerin uygulanması ile sağlanabilir. Bu yüzden tez çalışmasında duysal analiz ve tüketici tercihlerinde kullanılan veri toplama yöntemlerine değinilmiştir.

BIB tasarımlarının duysal analizdeki yerinin anlatılması amacıyla ilk olarak tasarımın gelişiminden bahsedilmiştir. Öncelikle rank yöntemlerinin, istatistiksel verinin toplanması ve analizinde, değışkende meydana gelen değışimi açıklayan faktörlerin indirgenmesi amacı doğrultusunda kullanılan en önemli istatistiksel

tekniklerden biri olan varyans analizi ile karşılaştırması yapılmıştır. Bu doğrultuda yapılan çalışmalar açıklayıcı örnekler ile anlatılmış ve rank yönteminin,

- i) n ve m 'nin tüm mümkün kombinasyonları için elde edilebilmesi,
- ii) Uygulanması halinde varyans analizine göre daha az zaman alması,
- iii) Varyans analizine kıyasla karşılaşılan bilgi kaybının çok büyük olmaması,
- iv) Nicel bir veriye uygulanan herhangi bir istatistiksel tekniğin geliştirilmesi için gereken varsayım ve gerekliliklerin rank yöntemi için gerekli olmaması,
- v) Varyans analizinin normallik, bağımsızlık ve homojen varyans varsayımını sağlaması gerekirken, rank yönteminin herhangi bir varsayım gerektirmemesi

sonuçlarından yola çıkarak varyans analizine bir alternatif olarak değerlendirilebileceği vurgulanmıştır.

Söz konusu sonuçların görülmesinin ardından rank yöntemleri üzerine yapılan çalışmalar arasından en sık rastlanan yöntemlerden biri olan ikili karşılaştırma yöntemine yer verilmiştir. Karşılaştırmalara ilişkin geliştirilen modelin basit, yorumlanması ve uygulanması kolay bir yöntem olması, yöntemin bu yönde bir alternatif olarak ele alınmasına sebep olduğu açıklanmıştır. Buna karşın ikili karşılaştırmalarda, $n(n-1)/2$ sayıda alt seri bulunduğu ve yöntemin çok sayıda gözlemin incelenmesini gerektirmesinden dolayı tercih çalışmalarında bir dezavantaj oluşturduğuna değinilmiştir. Gözlem sayısının fazla olması durumunda, uyarıcılardan elde edilen tüm çiftlerin araştırmacı için yorucu ve zaman alıcı olduğu belirtilmiştir. Özellikle söz konusu durumun duyuşal değerlendirmelerde, sağlıklı karar verme sürecinde olumsuz yönde bir etki yarattığı aktarılmıştır.

Duyuşal değerlendirmede sıkça tercih edilen Anderson, Friedman, Page ve Pearson testlerinin karşılaştırmasına yönelik olarak bir incelemeye yer verilmiştir. Testlere

ilişkin güç karşılaştırmalarının yapıldığı bir çalışma aktarılmıştır. Buna göre Page testinin alternatif hipotezin lineer yapıda olması halinde daha iyi performans gösterdiği, Pearson ve Anderson test istatistiklerinin serbestlik derecesinin büyük olması durumunda uygulamada ön plana çıktığı fakat her iki durum için de iyi bir performans gösteren Friedman testinin tavsiye edildiği sonucunun elde edildiği anlatılmıştır. Friedman testini kullanmaktaki en önemli sıkıntılardan birinin ise her bireyin (panelistin) her işlemi denemesi gerektiği olduğu görülmüştür.

Karar verme sürecinde daha iyi sonuçlar elde etmenin yolunun, objelerin küçük bloklar halinde sunulması olduğu aktarılmıştır. Bu durumda BIB tasarımlarının, değerlendiricinin karar vermekte zorlandığı bağımsız ikili karşılaştırmaların sayılarının önemli derecede azaltıldığı bir düzen olması bakımından ikili karşılaştırma yöntemlerine bu noktada bir üstünlük sağladığı açıklanmıştır. Ayrıca her bir objenin deneysel düzen içerisinde eşit sayıda yer aldığı ve iki objenin aynı blok içerisinde birlikte yer alma sayısının tüm mümkün obje çiftlerinin sayısına eşit olduğu dengeli tamamlanmamış blok tasarımlarının kullanılması ile Friedman testinin kullanılmasında yaşanan sorunların da önüne geçilebileceği anlatılmıştır.

Rank yöntemlerinin BIB tasarımlarında kullanıldığı çalışmalara yer verilmiş ve açıklayıcı örnekler ile tasarım irdelenmiştir. Örnek yapılarında örneklem genişliği arttıkça parametrik olmayan test istatistiklerinin dağılımının belli bir dağılıma yakınsadığı görülmüştür. Buna karşın küçük çaplı örnekler için bu durum geçerli değildir. Bu sebepten tezde yeniden örnekleme yöntemlerine değinilmiştir. Permütasyon yöntemleri ve Monte Carlo testi örnekler ile açıklanmıştır.

Panel verileri için permütasyon testlerinin, uygulanan parametrik testlerden daha geçerli ve üstün yönlere sahip olduğu fakat testlerin küçük boyutlu BIB tasarımları için ($k=2$, $n<15$) sağlıklı sonuçlar verdiği örnek çalışmalar ile aktarılmıştır. Diğer durumlarda, Monte Carlo testinin kullanımının daha iyi sonuçlar verdiği uygulamalara değinilmiştir.

Tüketici ve tercih çalışmalarında duyuşal değerdendirmelerin görsel, pratik bir özetini sunan ürün haritaları tanıtılmıştır. Ürünlerin karşılaştırılmasında yaygın olarak kullanılan grafiksel yöntemlerin başında gelen uyum analizi (*correspondance analysis*) ve olumsallık tablolarından elde edilen grafikler, ürün haritaları ile kıyaslanmıştır. Uyum analizi ve olumsallık tablolarından elde edilen plotların, eksenlerin adlandırılmasında sorun yarattığı ve kategorilerin sıralanmasında kullanılamadığı aktarılmıştır.

Tezin son bölümünde ise dengeli tamamlanmamış blok ve ikili karşılaştırma düzenlerinden elde edilen sıra sayılı verilerin istatistiksel analizine ve ürün haritalarına yönelik birer uygulamaya yer verilmiştir.

Yapılan çalışmalar sonucunda duyuşal değerdendirmede karar vericilerin fazla sayıda ürünü test etmesi durumunda BIB tasarımlarının kullanılması halinde tasarımın diğer yöntemlere göre karar verme sürecinde daha iyi sonuçlar verdiği görülmüştür. Aynı zamanda ürünlerin karşılaştırılmasında yaygın olarak kullanılan grafiksel yöntemlerin başında gelen uyum analizi ve olumsallık tabloları yerine ürün haritalarının tercih edilmesinin, tüketici ve tercih çalışmalarının görselleştirilmesinde daha iyi bir alternatif sunduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Hazırlanan bu tezin özellikle son yıllarda istatistiksel yöntemler arasında önemli bir uygulama alanına sahip olan duyuşal değerdendirmeye yönelik çalışma yapanlara yol gösterici bir kaynak olacağı ümit edilmektedir.

KAYNAKLAR

1. Tekindal, A., “Yanıt Yüzeyi Metodu ve Bir Uygulama”, Yüksek Lisans Tezi, **Gazi Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü, Yüksek Lisans Tezi**, Ankara (2009).
2. Mansouri, H., Shaw, C., “Nonparametric multiple comparison procedures for ordered parameters in balanced incomplete blocks”, **Computational Statistics & Data Analysis**, 46: 593 – 604 (2004).
3. Gacula, M. C., “Design and analysis of sensory optimization”, **Food & Nutrition Press Inc.**, Connecticut, 35-38 (1993).
4. Friedman, M., “The Use of Ranks to Avoid the Assumption of Normality Implicit in the Analysis of Variance”, **Journal of the American Statistical Association**, 32: 675-701 (1937).
5. Durbin, J., “Incomplete Blocks in Ranking Experiments”, **British Journal of Psychology Statistical Section**, 4: 85-90 (1951).
6. Bradley, R. A., “Some Statistical Methods in Taste Testing and Quality Evaluation”, **Biometrics**, 9: 22-38 (1953).
7. Anderson, R. L., “ Use of contingency tables in the analysis of consumer preference studies”, **Biometrics**, 15: 582-590 (1959).
8. Gacula, M. C. Jr., Kubala J. J., “Data Analysis: Interblock and Intrablock Estimates of Variance on Taste Panel Data”, **Journal of Food Science**, 37: 832-836 (1972).
9. Rink, D.R., “An Improved Preference Data Collection Method: Balanced Incomplete Block Designs”, **Academy of Marketing Science**, 15(1): 54-61 (1987).
10. Rayner, J. C. W., Best, D. J., “ A comparison of some rank tests used in taste-testing”, **Journal of the Royal Society of New Zealand**, 20: 269-272 (1990).
11. Best D.J., “Consumer data statistical tests for differences in dispersion”, **Food Quality and Preference**, 6: 221-225 (1995).
12. Best D.J., Rayner J.C.W., “Product maps for ranked preference data”, **The Statistician**, 46: 347-354 (1997).
13. Best D.J. , Rayner J.C.W., Sullivan, M.G., “Product maps for consumer categorical data”, **Food Quality and Preference**, 11: 91-97 (1999).

14. Best D.J. , Rayner J.C.W., “Extended Statistical Analysis Of Ranked Data From Balanced Incomplete Block And Paired Comparison Designs”, ***Journal of Sensory Studies***, 383-392 (2000).
15. Best D.J., Brockhoff P.B., Rayner J.C.W., “Test for Balanced Incomplete Block Ranked Data with Ties”, ***Statistica Neerlandica***, 60(1): 3-11,USA (2006).
16. Bi, J., “Computer-intensive methods for sensory data analysis, exemplified by Durbin’s rank test”, ***Food Quality and Preference***, 20: 195-202 (2008).
17. Gacula, M. C. Jr., Singh, J., Bi, J., Altan, S “Statistical Methods in Food and Consumer Science”, ***Elsevier***, Amsterdam, NL, (2009).
18. Gökpınar, F., Bayrak, H., Yıldız, D., Yiğit, E., Dengeli Tamamlanmamış Blok Tasarımında Duyusal Analiz İçin Düzeltilmiş Durbin Sıra Sayıları Testi”, ***Sakarya Üni. Fen Edebiyat Dergisi***, 1: 1, (2011).
19. Yiğit, E., Bayrak, H., Gökpınar, F., “Ürün Haritaları için Permütasyon Testi”, ***7. Uluslararası İstatistik Kongresi***, Antalya, (2011).
20. Yıldız, D., “Kombinatoryal Tasarımlar”, ***Gazi Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü İstatistik Ana Bilim Dalı, Yüksek Lisans Tezi***, Ankara (2009).
21. Yates, F., “Incomplete Randomized Blocks”, ***Annals of Eugenics***, 7: 121-140 (1936).
22. Raghavarao, D., Padgett, L.V., “Block Designs Analysis , Combinatorics and Applications”, Series on Applied Mathematics volume 17, ***World Scientific Publishing Co.Pte.Ltd*** (2005).
23. Beth, T., Jungnickel, D. and Lenz, H., “Design Theory”, Vols. I & II, ***Cambridge University Press***, Cambridge (1999).
24. Connor, W.S., “On the structure of balanced incomplete block designs”, ***Ann. Math. Statist.***, 23: 57–71 (1952).
25. Stinson, D.R., “Combinatorial Designs: Constructions And Analysis”, ***Springer***, New York (2000).
26. Bose, R.C., “A note on the resolvability of balanced incomplete designs”, ***Sankhy. a***, 6: 105–110. (1942).
27. Street, A.P., Street, D.J., ”Combinatorics Of Experimental Design”, ***Clarendon Press***, Oxford, 1-12,28-34,164-173 (1987).

28. Shrikhande, S.S., Raghavarao, D., "Affine α -resolvable incomplete block designs, in Contribution to Statistics", **Pergamon Press**, 471–480 (1963).
29. Kageyama, S., Ishii, G., "A note on BIB designs", **Aust. J. Statist.**, 17:49–50 (1975).
30. Kageyama, S. "An improved inequality for balanced incomplete block designs", **Ann Math. Statist.**, 42: 1448–1449 (1971).
31. Kageyama, S., "On the inequality for BIBDS with special parameters", **Ann. Statist.**, 1: 204–207 (1973).
32. Sprott, D.A. , "Listing of BIB designs from $r = 16$ to 20", **Sankhyā**, 24A: 203–204 (1962).
33. Alvo, M., Cabilio, P., "On the balanced incomplete block design for rankings" **The Annals of Statistics**, 19(3) :1597-1613 (1991).
34. Green, P.E., Tull, D., " Research Marketing Decisions", **Englewood Cliffs NJ: Prentice-Hall, Inc.**, New Jersey, (1975).
35. Bradley, R. A., Terry M. E., "Rank Analysis of Incomplete Block Designs: I. The Method of Paired Comparisons", **Biometrika**, 39: 324-345 (1952).
36. Cox, D., "Planning Experiments", **John Wiley & Sons Inc.**, New York (1958).
37. Hazewinkel, M. A., "Linked balanced designs are symmetric BIBD's", **CWI Report**, AM-R9509 (1995).
38. Veblen, O., Bussey, W.H., "Finite projective geometries", **Tran. Amer. Math. Soc**, 7: 241–259 (1966).
39. Shrikhande, S.S., "On a two parameter family of balanced incomplete block designs", **Sankhyā**, 24A: 33–40 (1962).
40. Shrikhande, S.S., Singh, N.K., "On a method constructing symmetrical balanced incomplete block designs", **Sankhyā**, 24A: 25–32 (1962).
41. Srivastas, S.K., "On The Class of t-Designs", **Statistics & Probability Letters**, 39:167-172 (1988).
42. Assmuss, E.F., Key, J.D., "Design and their codes", **J. of Combinatorial Theory**, Series A, 76:139-144 (1993).

43. Hughes, D.R., Piper, F.C., "Design Theory", **Cambridge University Press**, Cambridge, 1-35 (1985).
44. Smith, L.L., Federer, W.T., Raghavarao, D., "A comparison of three techniques for eliciting truthful answers to sensitive questions", **Proc. Soc. Statist. Sec.**, 447–452 (1974).
45. Johnstone, B., Brewster, J.F., "The use and analysis of a BIBD in a sample" . **Applied of Statistics**, 31(2): 101–107 (1982).
46. Li, P.C., VanRees, G.H.J., "New constructions of lotto designs", **Utilitas Math.**, 58: 45-64 (2004).
47. Raghavarao, D., Zhang, D., " $2n$ behavioral experiments using Pareto optimal choice sets", **Statist. Sin.**, 12:1085–1092 (2002).
48. Horvitz, D.G., Thompson, D.J, "A generalization of sampling without replacement from a finite universe", **J. Amer. Statist. Assoc.**, 47: 663–685 (1952).
49. Yates, F., Grundy, P.M. , "Selection without replacement from within strata with probability proportional to size", **J. Roy. Statist. Soc.**, 15B: 253–261(1953).
50. Chakrabarti, M.C., "On the use of incidence matrices of designs in sampling from finite populations", **J. Indian Statist. Assoc.**, 1, 78–85 (1963).
51. Goodman, R., Kish, L., "Controlled selection-a technique in probability sampling", **J. Amer. Statist. Assoc.**, 45: 350–372 (1950).
52. Avadhani, M.S., Sukhatme, B.V., "Controlled sampling with equal probabilities and without replacement", **Int. Statist. Rev.**, 41: 175–183 (1973).
53. Rao, J.N.K., Nigam, A.K., "Optimal controlled sampling designs", **Biometrika**, 77: 807–814 (1990).
54. McCarthy, P.J., "Pseudo-replication: half samples", **Int. Statist. Rev.**, 33: 239–264 (1969).
55. Warner, S.L., "Randomized response: a survey technique for eliminating evasive answer bias", **J. Amer. Statist. Assoc.**, 60:63–69 (1965).
56. Box, G.E.P., Hunter, W., Hunter, S., "Statistics for Experimenters," **New York: John Wiley & Sons, Inc.** (1978).

57. Tormod, N., Brockhoff, B., Tomic, O., "Statistics for Sensory and Consumer Science", **New York: John Wiley & Sons, Inc.**, 11-15 (2010).
58. Bayrak, A., "Gıda Aromaları", Ankara Üniversitesi, **Gıda Teknolojisi Derneği**, Yayın No: 32 (2006).
59. Miişoğlu, D., Hayoğlu İ., "Tat Eşik Değerlerinin Algılanması, Tanınması ve Derecelendirilmesi", **Harran Üniversitesi Ziraat Fakültesi Dergisi**, 9(2):29-35 (2004).
60. Harper, R., "A short history of sensory analysis in the United Kingdom", **Science Pub. Ltd.** (1977).
61. Gönül, M., "Duyusal Değerlendirmede Sonuca Güveni Etkileyen Faktörler", **Gıda Dergisi Yayınları**, 287-295 (1983).
62. Milli Eğitim Bakanlığı Duyusal Test Teknikleri Modüler Eğitim, "Gıda Teknolojisi Duyusal Test Teknikleri", **M. E. B. Yayınları**, 4-5 (2010).
63. Altuğ, T., "Duyusal Test Teknikleri", **Ege Üniversitesi Mühendislik Fakültesi Ders Kitapları**, Yayın No:28, 1:56 (1993).
64. Liao, S-H., Hsieh, C-L, Huang S-P, "Mining product maps for new product development", **Expert Systems with Applications**, 34: 50-62 (2008).
65. Gould, W. A., "Methods for Evaluating Flavor in Processed Foods", **Food Packer**, 36: 44-45 (1953).
66. Ennis, D.M. "The power of sensory discrimination methods", **Journal of Sensory Studies**, 53-70, (1993).
67. Gacula, M. C. Jr., "Analysis of Incomplete Block Designs with Reference Samples in Every Block", **Journal of Food Science**, 43: 1461-1466 (1978).
68. Kendall, M. G., Smith, B. B., "The Problem of m Rankings", **Annals of Math. Stat.**, 10:75-87 (1939).
69. Friedman, M., "A Comparison of Alternative Tests of Significance for the Problem of m Rankings", **The Annals of Mathematical Statistics**, 11: 86-92 (1940).
70. Bradley, R. A., "Incomplete Block Rank Analysis: On the Appropriateness of the Model for a Method of Paired Comparisons", **Biometrics**, 3: 375-390 (1954).

71. Kendall, M. G., Smith, B. B., "On the method of paired comparisons", ***Biometrika***, 31:324 (1940).
72. Guttman, L., "An Approach for quantifying paired comparisons and rank order", ***Ann. Math, Statist.***, 17:144 (1946).
73. Wiley, J.B., "BIBD: A Data Management Program for BIBD Choice Data", ***Journal Marketing Research***, 15:472-474 (1978).
74. Torgerson, W. S., "Theory and Methods of Scaling", ***John Wiley & Sons Inc.***, New York (1999).
75. Green, P.E., "On the Design of Choice Experiments Involving Multifacotr Alternatives", ***Journal of Consumer Research***, 1 : 61-68 (1974).
76. Green, P.E., Carmone, F.J., "Multidimensional Scaling and Related Techniques in Marketing Analysis", ***Allyn and Bacon Inc.***, Boston (1970).
77. Margolin, B. H., "Blocks, balanced incomplete", ***Encyclopedia of Statistical Sciences***, 1: 284-288 (1982).
78. Hollander, M., Wolfe, D.A., "Non parametric statistical methods, ***John Wiley & Sons Inc.***, New York (1999).
79. Best, D.J., Brockhoff, P. B., Rayner J.C.W., "Tests for Balanced Incomplete Blokc Ranked Data with Ties", ***Statistica Neerlandica***, 60: 3-11 (2002).
80. Agresti, A., Yang, M.C., "An empirical investigation of some effects of sparseness in contingency tables", ***Computer Statistical Data Anal.***, 5:9-21 (1987).
81. Edgington, E.S., Onghena, P., "Randomization tests", ***Chapman and Hall/CRC***, New York (2007).
82. Ludbrook, J., Dudley, H., "Why permutation tests are superior to t and F tests in biometrical research", ***The American Statistician***, 52: 127-132 (1998).
83. Gentle, J.E., "Monte Carlo methods", Kots S., Johnson, N.L., ***Encyclopedia of Statistical Scinces***, New York, 612 (1982).
84. Gentle, J.E., "Elements of computational statistics", ***New York: Springer***, (2002).

85. Öztürk, G., “Likopen içeren yenilebilir Filmlerin sıgır kıymasının oksidatif stabilitesine etkisi”, *Ankara Üniversitesi Mühendislik Fakültesi Gıda Mühendisliği Anabilim Dalı, Yüksek Lisans Tezi*, Ankara (2009).

ÖZGEÇMİŞ

Kişisel Bilgiler

Soyadı, adı : ELYILDIRIM, Gökhan
 Uyruğu : T.C.
 Doğum tarihi ve yeri : 01.01.1987 Ankara
 Medeni hali : Bekâr
 Telefon : 0 (312) 260 30 78
 e-mail : g.elyildirim@hotmail.com

Eğitim Derecesi	Eğitim Birimi	Mezuniyet Tarihi
Lisans	Gazi Üniversitesi / İstatistik	2008
Lise	Yenimahalle 75. Yıl YDA Lisesi	2004

Yabancı Dil

İngilizce

Çalışmakta Olduğu İş Yeri / Unvanı

Serhat Kalkınma Ajansı / Uzman

Hobiler

Basketbol, Satranç, Sinema, Tiyatro