

ETKİ AKTARIMLI DENEME PLANLARI ÜZERİNE
BİR ÇALIŞMA

ERCAN EFE

Ç.U.

FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ
ZOOTEKNİ ANABİLİM DALI

YÜKSEK LİSANS TEZİ

A D A N A
Ocak 1985

Çukurova Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü Müdürlüğüne,


Bu çalışma, jürimiz tarafından Zootekni Anabilim Dalında
Yüksek Lisans Tezi olarak kabul edilmiştir.

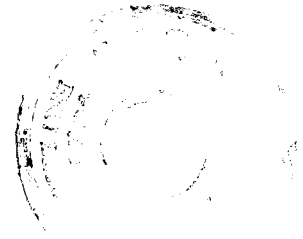
Başkan : Doç.Dr. Yüksel BEK

Üye : Prof.Dr. Erdoğan PEKEL

Üye : Doç.Dr. Kemal ÖZKÜTÜK

Yukarıdaki imzaların, adı geçen öğretim üyelerine ait olduğunu
onaylarım.


Prof. Dr. URAL DİNÇ
Enstitü Müdürü



İ Ç İ N D E K İ L E R

	<u>Sayfa</u>
ÇİZELGE LİSTESİ	I
ŞEKİL LİSTESİ	XIII
ÖZ	XIV
ABSTRACT	XV
1. GİRİŞ	1
2. ÖNCEKİ ÇALIŞMALAR	3
3. MATERYAL VE METOD	7
3.1. Devirli veya Basit Dönüşümlü Tip Denemeler	8
3.2. Çift Dönüşümlü Tip Denemeler	9
3.3. Deneme Deseninin Seçimi	9
3.4. Deneme Materyalinin, Muamelelerin ve Ölçülecek Özellik- lerin seçimi	10
3.5. Bloklama	11
3.6. Deneme Ünitesi	12
3.7. Laktasyon Eğrisi	12
3.8. Deneysel Hatayı Doğurabilecek Faktörler	14
4. ARAŞTIRMA BULGULARI	17
4.1. BASİT DÖNÜŞÜMLÜ DENEMELER	17
4.1.1. Deneme Planı	17
4.1.2. Denemenin Kuruluşu	17
4.1.3. Denemenin Analizi	19
4.1.3.1. Matematik Model ve Sembolik Varyans Analizi	19
4.1.3.2. Muamele Ortalamalarının Tahmini	21
4.1.3.3. Ortalamalara Ait Varyansın Tahmini	22
4.1.3.4. Muamele Ortalamalarının Farkına Ait Var- yansın Tahmini	22
4.1.3.5. En Küçük Önemli Fark	23
4.1.3.6. Deneme Planının Bloklanması Durumunda Analiz	23

4.2. BASİT DÖNÜŞÜMLÜ GENİŞLETİLMİŞ EKSTRA PERİYOD DENEMELER	28
4.2.1. Deneme Planı ve Kuruluşu	28
4.2.2. Denemenin Analizi	28
4.2.3. Muamele Ortalamaları ve Varyansların Tahmini ...	33
4.3. ÇİFT DÖNÜŞÜMLÜ DENEMELER	34
4.3.1. Deneme Planı	34
4.3.2. Denemenin Kuruluşu	34
4.3.3. Denemenin Analizi	36
4.3.3.1. Matematik Model ve Sembolik Varyans Analizi	36
4.3.3.2. Muamele Ortalamalarının Tahmini	38
4.3.3.3. Muamele Ortalamalarına Ait Varyansın Tahmini	39
4.3.3.4. Muamele Ortalamalarının Farkına Ait Varyansın Tahmini	39
4.3.3.5. En Küçük Önemli Fark ve Güven Sınırları r1	39
4.3.3.6. Deneme Planının Bloklanması Durumunda Analizdeki Değişiklikler	40
4.4. ÇİFT DÖNÜŞÜMLÜ FAKTÖRİYEL DENEMELER	42
4.4.1. Deneme Planı	42
4.4.2. Denemenin Kuruluşu	42
4.4.3. Denemenin Analizi	44
4.4.3.1. Matematik Model ve Sembolik Varyans Analizi	44
4.4.3.2. Muamele Ortalamalarının Tahmini	48
4.4.3.3. Muamele Ortalamalarına Ait Varyans Tahmini	49
4.4.3.4. Muamele Ortalamalarının Farklarına Ait Varyans Tahminleri	49
4.4.3.5. Muamele Ortalamalarının Farklarına Ait Güven Sınırları	50
4.4.3.6. Deneme Planının Bloklanması Durumu	51

4.5. ÇİFT DÖNÜŞÜMLÜ EKSİK BLOK DENEMELER.....	52
4.5.1. Deneme Planı	52
4.5.2. Denemenin Kuruluşu	52
4.5.3. Denemenin Analizi	56
4.5.3.1. Matematik Model ve Sembolik Varyans Analizi	56
4.5.3.2. Muamele Ortalamalarının Tahmini	61
4.5.3.3. Muamele Ortalamalarına Ait Varyans Tahminleri	62
4.5.3.4. Muamele Ortalamalarının Farklarına Ait Varyans Tahminleri	62
4.5.3.5. En Küçük Önemli Farklar ve Güven Sınırları	62
4.5.3.6. Deneme Planının Bloklanması Durumun- da Analizdeki Değişiklikler	63
4.5.3.7. Eksik Gözlemler	64
4.6. ETKİ AKTARIMLI LATİN-KARE DENEMELER	64
4.6.1. Deneme Planı	67
4.6.2. Denemenin Kuruluşu	68
4.6.3. Denemenin Analizi	70
4.6.3.1. Matematik Model ve Sembolik Varyans Analizi	70
4.6.3.2. Muamele Ortalamalarının Tahmini ...	81
4.6.3.3. Muamele Ortalamalarına Ait Varyans Tahminleri	82
4.6.3.4. Muamele Ortalamalarının Farklarına Ait Varyansların Tahmini	83
4.6.3.5. En Küçük Önemli Fark	83
4.6.3.6. Deneme Planının Bloklanması	84
4.6.3.7. Eksik Gözlemler	85

4.7. ETKİ AKTARIMLI EKSTRA PERİYOD LATİN-KARE DENEMELER ..	88
4.7.1. Deneme Planı	88
4.7.2. Denemenin Kuruluşu	88
4.7.3. Denemenin Analizi	91
4.7.3.1. Matematik Model ve Sembolik Varyans Analizi	91
4.7.3.2. Muamele Ortalamalarının Tahmini	100
4.7.3.3. Muamele Ortalamalarına Ait Varyans Tahminleri	100
4.7.3.4. Muamele Ortalamalarının Farklarına Ait Varyans Tahminleri	101
4.7.3.5. En Küçük Önemli Fark	102
4.7.3.6. Eksik Gözlemler	102
4.8. ETKİ AKTARIMLI EKSİK- LATİNKARE DENEMELER	105
4.8.1. Denemenin Planı	105
4.8.2. Denemenin Kuruluşu	105
4.8.3. Denemenin Analizi	106
4.8.3.1. Matematik Model ve Sembolik Varyans Analizi	106
4.8.3.2. Muamele Ortalamalarının Tahmini	118
4.8.3.3. Muamele Ortalamalarına Ait Varyans Tahminleri	119
4.8.3.4. Muamele Ortalamalarının Farklarına Ait Varyans Tahminleri	119
4.8.3.5. En Küçük Önemli Fark	120
4.8.3.6. Eksik Gözlemler	120
5. ETKİ AKTARIMLI DENEME PLANLARINDA DENEYSEL HASSASİYET	123
5.1. HASSASİYETİ ETKİLEYEN FAKTÖRLER	123
5.2. ETKİNLİK FAKTÖRÜ	126
5.2.1. Standart Denemeler İçin Etkinlik Faktörü	126
5.2.2. Devirli-Etki Aktarımlı Denemeler İçin Etkinlik Faktörü	126
5.2.3. Ekstra Periyod İçeren Devirli-Etki Aktarımlı Denemelerde Etkinlik Faktörü	127

	<u>Sayfa</u>
5.2.4. Çift Dönüştümlü Denemeler İçin Etkinlik Faktörü	128
5.2.5. Etki Aktarımlı Eksik Latin Kare Denemeler İçin Etkinlik Faktörü	128
5.2.6. Etki Aktarımlı Latin Kare Denemeler İçin Etkinlik Faktörü	129
6. SONUÇ VE TARTIŞMA	130
7. ÖZET	135
8. SUMMARY	136
9. EKLER	137
9.1. ETKİ AKTARIMLI DENEMELER İÇİN SEÇİLEBİLECEK OLAN PLAN ÖRNEKLERİ	137
9.1.1. Çift Dönüştümlü Eksik Blok Denemeler İçin seçilebi- lecek Planlar	137
9.1.1.1. 3 İneğin Bulunduğu 3 Muameleli Deneme Planı	137
9.1.1.2. 10 İneğin Bulunduğu 5 Muameleli Deneme Planı	137
9.1.1.3. 21 İneğin Bulunduğu 7 Muameleli Deneme Planı	137
9.1.1.4. 36 İneğin Bulunduğu 9 Muameleli Deneme Planı	138
9.1.1.5. 55 İneğin Bulunduğu 11 Muameleli Deneme Planı	138
9.1.1.6. 12 İneğin Bulunduğu 4 Muameleli Deneme Planı	140
9.1.1.7. 30 İneğin Bulunduğu 6 Muameleli Deneme Planı	140
9.1.2. Etki Aktarımlı Latin Kare Deneme Planları İçin Seçilebilecek Planlar	141
9.1.2.1. Üç Muameleli Plan	141
9.1.2.2. Dört Muameleli Plan	141
9.1.2.3. Beş Muameleli Plan	141
9.1.2.4. Altı Muameleli Plan	142
9.1.2.5. Yedi Muameleli Plan	142
9.1.2.6. Sekiz Muameleli Plan	144
9.1.3. Etki Aktarımlı Eksik Latin Kare Denemeler İçin Seçile- bilecek Planlar	146

9.1.3.1. Tasınan Etkiler Bakımından Dengelenmiş 3 Muameleli Plan	146
9.1.3.2. Tasınan Etkiler Bakımından Dengelenmiş Dört Muameleli Plan	146
9.1.3.3. Tasınan Etkiler Bakımından Dengelenmemiş Dört Muameleli 3 Periyodlu Plan	146
9.1.3.4. Tasınan Etkiler Bakımından Dengelenmiş 5 Muameleli Plan	147
9.1.3.5. Tasınan Etkiler Bakımından Dengelenmemiş 5 Muameleli Plan	147
9.1.3.6. Tasınan Etkiler Bakımından Dengelenmiş 6 Muameleli Plan	147
9.1.3.7. Tasınan Etkiler Bakımından Dengelenmemiş 6 Muameleli Plan	147
9.1.3.8. Tasınan Etkiler Bakımından Dengelenmiş 7 Muameleli Plan	147
9.1.3.9. Tasınan Etkiler Bakımından Dengelenmemiş 7 Muameleli Plan	149
9.1.3.10 Tasınan Etkiler Bakımından Dengelenmiş 8 Muameleli Plan	149
9.1.3.11 Tasınan Etkiler Bakımından Dengelenmemiş 8 Muameleli Plan	149
9.1.3.12 Tasınan Etkiler Bakımından Dengelenmiş 9 Muameleli Plan	149
9.1.3.13 Tasınan Etkiler Bakımından Dengelenmemiş 9 Muameleli Plan	150
9.1.3.14 Tasınan Etkiler Bakımından Dengelenmiş 11 Muameleli Plan	151
9.1.3.15 Tasınan Etkiler Bakımından Dengelenmemiş 11 Muameleli Plan	152
9.1.3.16 Tasınan Etkiler Bakımından Dengelenmiş 13 Muameleli Plan	152
9.1.3.17 Tasınan Etkiler Bakımından Dengelenmemiş 13 Muameleli Plan	153

9.1.3.18. Taşınan Etkiler Bakımından Dengelenmemiş 16 Muameleli Plan	154
9.1.3.19. Taşınan Etkiler Bakımından Dengelenmemiş 21 Muameleli Plan	154
9.1.3.20. Taşınan etkiler Bakımından Dengelenmemiş 25 Muameleli Plan	155
9.1.3.21. Taşınan Etkiler Bakımından Dengelenmemiş 31 Muameleli Plan	155
9.2. ETKİ AKTARIMLI DENEME PLANLARI İÇİN SAYISAL ANALİZ ÖR - NEKLERİ	156
9.2.1. Basit Dönüşümlü Deneme Planları İçin Sayısal Örnek..	156
9.2.1.1. Veriler Ve Sayısal Örnek	156
9.2.1.2. Muamele Ortalamalarının Tahmini	157
9.2.1.3. Muamele Ortalamalarına Ait Varyans Tahmini.	157
9.2.1.4. Muamele Ortalamalarının Farkına Ait Var- yansın Tahmini	157
9.2.1.5. En Küçük Önemli Fark	158
9.2.1.6. Bloklama durumu için Sayısal Analiz	158
9.2.2. Basit Dönüşümlü Genişletilmiş Ekstra Periyod De- nemeler İçin Sayısal Örnek	163
9.2.2.1. Veriler ve Sayısal Analiz	163
9.2.2.2. Muamele Ortalamalarının ve Varyanslarının Tahmini	166
9.2.3. Çift Dönüşümlü Deneme Planları İçin Sayısal Örnek...	167
9.2.3.1. Veriler ve Sayısal Örnek	167
9.2.3.2. Muamele Ortalamalarının Tahmini	168
9.2.3.3. Muamele Ortalamalarına Ait Varyans Tahmini.	168
9.2.3.4. Muamele Ortalamalarının Farkına Ait Varyans Tahmini	169
9.2.3.5. En Küçük Önemli Fark ve Güven Sınırları ...	169
9.2.4. Çift Dönüşümlü Faktöriyel Denemeler İçin Sayısal Örnek	170
9.2.4.1. Veriler ve Sayısal Analiz	170
9.2.4.2. Muamele Ortalamalarının Tahmini	172
9.2.4.3. Muamele Ortalamalarına Ait Varyans Tahminleri	173
9.2.4.4. Muamele Ortalamalarının Farklarına Ait Var- yans Tahminleri	173

9.2.5. Çift Dönüşümlü Eksik Blok Deneme Planları İçin	
Sayısal Örnek	176
9.2.5.1. Veriler ve Sayısal Örnek	176
9.2.5.2. Muamele Ortalamalarının Tahmini	179
9.2.5.3. Muamele Ortalamalarına Ait Varyans Tahminleri	179
9.2.5.4. Muamele Ortalamalarının Farklarına Ait Varyans Tahminleri	179
9.2.5.5. Muamele Ortalamalarının Farkları İçin En Küçük Önemli Fark ve Güven Sınırları.....	179
9.2.6. Etki Aktarımlı Latin Kare Deneme Planları İçin Sayısal Örnek	181
9.2.6.1. Veriler ve Sayısal Analiz	181
9.2.6.2. Muamele Ortalamalarının Tahmini	188
9.2.6.3. Muamele Ortalamalarına Ait Varyans Tahminleri	190
9.2.6.4. Muamele Ortalamalarının Farklarına Ait Varyans Tahminleri	192
9.2.6.5. En Küçük Önemli Fark	192
9.2.7. Etki Aktarımlı Ekstra Periyod Latin Kare Deneme Planları İçin Sayısal Örnek	194
9.2.7.1. Veriler ve Sayısal Analiz	194
9.2.7.2. Muamele Ortalamalarının Tahmini	200
9.2.7.3. Muamele Ortalamalarına Ait Varyans Tahminleri	202
9.2.7.4. Muamele Ortalamalarının Farklarına Ait Varyans Tahminleri	203
9.2.7.5. En Küçük Önemli Fark	204
9.2.8. Etki Aktarımlı Eksik Latin Kare Deneme Planları İçin Sayısal Örnek	205
9.2.8.1. Veriler ve Sayısal Analiz	205
9.2.8.2. Muamele Ortalamalarının Tahmini	213
9.2.8.3. Muamele Ortalamalarına Ait Varyans Tahminleri	215
9.2.8.4. Muamele Ortalamalarının Farklarına Ait Varyans Tahminleri	217
9.2.8.5. En Küçük Önemli Farklar	217

	<u>Sayfa</u>
10. KAYNAKLAR	219
TEŞEKKÜR	222
ÖZGEÇMİŞ	223

ÇİZELGE LİSTESİ

Çizelge 1. Devirli tip denemelerde temel plan	8
Çizelge 2. Dönüşümlü tip denemelerde temel plan	9
Çizelge 3. Basit dönüşümlü denemeler için temel plan	17
Çizelge 4. Basit dönüşümlü deneme planının kuruluşu	18
Çizelge 5. Basit dönüşümlü denemelerden elde edilen verilerin analiz için düzenlenmesi	20
Çizelge 6. Basit dönüşümlü denemelerin varyans analizi	21
Çizelge 7. Bloklanmış basit dönüşümlü denemelerin analizi için sembolik veriler ve bazı ön hesaplamalar.....	24
Çizelge 8. Düzeltilmiş toplamlar	25
Çizelge 9. Bloklanmış basit dönüşümlü denemelerin ortalamaları üzerinden varyans analizi	26
Çizelge 10. Üç muamele için genişletilmiş basit dönüşümlü ekstra periyod denemenin planı	28
Çizelge 11. Genişletilmiş basit dönüşümlü ekstra periyod denemelerden elde edilen verilerin analiz için düzenlenmesi	29
Çizelge 12. Genişletilmiş basit dönüşümlü ekstra periyod denemelerin analizi için düzeltilmiş toplamlar	30
Çizelge 13. Periyod X kare toplamları	31
Çizelge 14. Genişletilmiş basit dönüşümlü ekstra periyod deneme planının varyans analizi	32
Çizelge 15. Çift dönüşümlü denemeler için temel plan	34
Çizelge 16. Çift dönüşümlü deneme planının kuruluşu	35
Çizelge 17. Çift dönüşümlü denemelerden elde edilen verilerin analiz için düzenlenmesi	37
Çizelge 18. Çift dönüşümlü deneme planlarının varyans analizi	38
Çizelge 19. 2x2 lik faktöriyel tertipte çift dönüşümlü denemenin temel planı	42
Çizelge 20. Çift dönüşümlü faktöriyel denemenin kuruluşu	43
Çizelge 21. Çift dönüşümlü faktöriyel denemelerden elde edilen verilerin analiz için düzenlenmesi	45
Çizelge 22. Farklar	46

Çizelge 23. Çift dönüşümlü faktöriyel deneme planlarının var- yans analizi	47
Çizelge 24. Çift dönüşümlü eksik blok denemeler için temel plan..	52
Çizelge 25. Çift dönüşümlü eksik blok denemeler için temel planın kuruluşu (üç muamele için)	55
Çizelge 26. Çift dönüşümlü eksik blok denemelerden elde edilen verilerin analiz için düzenlenmesi	57
Çizelge 27. Farklar	58
Çizelge 28. Düzeltilmiş muamele toplamları	60
Çizelge 29. Çift dönüşümlü eksik blok deneme planlarının var- yans analizi	61
Çizelge 30. Çift dönüşümlü eksik blok deneme planlarının bloklan- ması durumunda analiz	63
Çizelge 31. Etki aktarımlı Latin kare denemeler için temel plan..	67
Çizelge 32. Etki aktarımlı Latin kare denemelerden elde edilen verilerin analiz için düzenlenmesi	72
Çizelge 33. Periyod X Kare interaksiyonuna ait muamele toplamları	73
Çizelge 34. Tüm deneme üzerinden doğrudan ve düzeltilmiş toplam- lar	74
Çizelge 35. Bloklar dikkate alınarak doğrudan ve düzeltilmiş topamlar	75
Çizelge 36. (Düzeltilmiş muamele X Blok) interaksiyonuna ait topamlar	76
Çizelge 37. Muamelelerin direkt etkilerine ait Blok X Muamele topamları	77
Çizelge 38. Muamelelerin taşınan etkilerine ait Blok X Muamele topamları	78
Çizelge 39. Muamelelerin sürekli etkilerine ait Blok X Muamele topamları	79
Çizelge 40. Etki aktarımlı Latin kare denemelerin varyans ana- lizi	80
Çizelge 41. Etki aktarımlı ekstra periyod Latin kare denemelerin temel planı,.....	88
Çizelge 42. Etki aktarımlı ekstra periyod Latin kare denemelerden elde edilen verilerin analiz için düzenlenmesi	90
Çizelge 43. Muameleler için Periyod X Kare toplamları	93

Çizelge 44. Tüm deneme üzerinden hesaplanan doğrudan ve düzeltilmiş toplamlar	94
Çizelge 45. Bloklar dikkate alınarak doğrudan ve düzeltilmiş toplamlar	95
Çizelge 46. Muamelelerin direkt etkilerine ait Blok X Muamele toplamları	96
Çizelge 47. Muamelelerin taşınan etkilerine ait Blok X Muamele toplamları	97
Çizelge 48. Muamelelerin sürekli etkilerine ait Blok X Muamele toplamları	98
Çizelge 49. Etki aktarımlı ekstra periyod Latin kare deneme planlarının varyans analizi	99
Çizelge 50. Etki aktarımlı eksik Latin kare denemeler için temel plan	105
Çizelge 51. Etki aktarımlı eksik Latin kare denemelerden elde edilen verilerin analiz için düzenlenmesi	108
Çizelge 52. Periyod X Kare interaksiyonuna ait muamele toplamları.	109
Çizelge 53. Tüm deneme üzerinden hesaplanan doğrudan ve düzeltilmiş toplamlar	110
Çizelge 54. Bloklar dikkate alınarak doğrudan ve düzeltilmiş toplamlar	112
Çizelge 55. Muamelelerin düzeltilmemiş direkt etkilerine ait Blok X Muamele toplamları	113
Çizelge 56. Muamelelerin düzeltilmiş direkt etkilerine ait Blok X Muamele toplamları	114
Çizelge 57. Muamelelerin taşınan etkilerine ait Blok X Muamele toplamları	115
Çizelge 58. Muamelelerin sürekli etkilerine ait Blok X Muamele toplamları	115
Çizelge 59. Etki aktarımlı eksik Latin kare deneme planlarının varyans analizi	117
Çizelge 60. Hassasiyeti etkileyen faktörler	123
Çizelge 61. Çift dönüşümlü denemelerde 4 periyoda kadar genişletilmiş temel plan	131

Çizelge 62. Basit dönüşümlü bir denemeden elde edilen veriler....	156
Çizelge 63. Varyans analizinin özeti	157
Çizelge 64. Ortalamalar ve en küçük önemli farklar	158
Çizelge 65. Bloklanmış basit dönüşümlü bir denemeden elde edilen veriler (4 muameleli)	159
Çizelge 66. Doğrudan ve düzeltilmiş toplamlar	160
Çizelge 67. Varyans analizinin özeti	161
Çizelge 68. Dört muamele için genişletilmiş basit dönüşümlü ekstra periyod denemeden elde edilen veriler	163
Çizelge 69. Doğrudan ve düzeltilmiş toplamlar	163
Çizelge 70. Periyod X Kare toplamaları	165
Çizelge 71. Varyans analizinin özeti	166
Çizelge 72. Çift dönüşümlü bir denemeden elde edilen veriler	167
Çizelge 73. Varyans analizinin özeti	168
Çizelge 74. Muamele ortalamaları ve güven sınırları	169
Çizelge 75. Çift dönüşümlü bir Faktöriyel denemeden elde edilen veriler	170
Çizelge 76. Farklar	171
Çizelge 77. Varyans analizinin özeti	172
Çizelge 78. Muamele ortalamaları	175
Çizelge 79. Ortalamaların farkları ve güven sınırları	175
Çizelge 80. Çift dönüşümlü eksik blok bir denemeden elde edilen veriler	176
Çizelge 81. Farklar	177
Çizelge 82. Düzeltilmiş muamele toplamaları	178
Çizelge 83. Varyans analizinin özeti	178
Çizelge 84. Muamele ortalamaları ve en küçük önemli farklar	180
Çizelge 85. Etki aktarımlı bir Latin kare denemeden elde edilen veriler	182
Çizelge 86. Periyod XKare interaksiyonuna ait muamele toplamaları.	183
Çizelge 87. Tüm deneme üzerinden doğrudan ve düzeltilmiş toplamalar	184
Çizelge 88. Bloklar dikkate alınarak doğrudan ve düzeltilmiş toplamalar	185
Çizelge 89. Muamelelerin direkt etkilerine ait Blok X Muamele toplamaları	186

Çizelge 90.	Muamelelerin taşınan etkilerine ait Blok X Muamele toplamları	187
Çizelge 91.	Muamelelerin sürekli etkilerine ait Blok X Muamele toplamları	187
Çizelge 92.	Varyans analizinin özeti	188
Çizelge 93.	Muamele ortalamaları ve en küçük önemli farklar	193
Çizelge 94.	Etki aktarımlı bir ekstra periyod Latin kare denemeden elde edilen veriler	195
Çizelge 95.	Periyod X Kare interaksiyonuna ait muamelé toplamları	196
Çizelge 96.	Tüm deneme üzerinden doğrudan ve düzeltilmiş toplamlar	196
Çizelge 97.	Bloklar dikkate alınarak doğrudan ve düzeltilmiş toplamlar	198
Çizelge 98.	Muamelelerin direkt etkilerine ait Blok X Muamele toplamları	198
Çizelge 99.	Muamelelerin taşınan etkilerine ait Blok X Muamele toplamları	199
Çizelge 100.	Muamelelerin sürekli etkilerine ait Blok X Muamele toplamları	199
Çizelge 101.	Varyans analizinin özeti	200
Çizelge 102.	Muamele ortalamaları ve en küçük önemli farklar	204
Çizelge 103.	Etki aktarımlı bir eksik Latin kare denemeden elde edilen veriler	206
Çizelge 104.	Periyod X Kare interaksiyonuna ait Muamele toplamları	207
Çizelge 105.	Tüm deneme üzerinden doğrudan ve düzeltilmiş toplamlar	207
Çizelge 106.	Bloklar dikkate alınarak doğrudan ve düzeltilmiş toplamlar	208
Çizelge 107.	Muamelelerin düzeltilmemiş direkt etkilerine ait Blok X Muamele toplamları	209
Çizelge 108.	Muamelelerin düzeltilmiş direkt etkilerine ait Blok X Muamele toplamları	210
Çizelge 109.	Muamelelerin taşınan etkilerine ait Blok X Muamele toplamları	211
Çizelge 110.	Muamelelerin sürekli etkilerine ait Blok X Muamele toplamları	211
Çizelge 111.	Varyans analizinin özeti	212
Çizelge 112.	Muamele ortalamaları ve en küçük önemli farklar	218

SEKİL LİSTESİ

Şekil 1	Laktasyon eğrisi	13
---------	------------------------	----

Ö Z

Bu çalışmada özellikle süt sığırcılığı besleme çalışmalarında kullanılan, etki aktarımlı deneme planları incelenmiştir.

Birbirini izleyen periyotlarda bir deneme ünitesine belli bir muamele dizisinin uygulandığı bu deneme planları ile az sayıda hayvanla yeterli hassasiyette neticeler elde edilmekte olup, çeşitli tipteki etki aktarımlı deneme planlarına ait sembolik analizler ve sayısal analiz örnekleri verilmiştir. Ayrıca, araştırmacının amacına yönelik olarak ve hatanın en aza indirilmesi için gerekli yorumlar yapılmıştır.

A B S T R A C T

In this work, Change-Over designs which are especially in dairy feeding experiments are presented.

The results with the sufficient precision can be obtained with these designs in which a limited number of experimental unit receives a cyclical sequence of several treatments in successive periods. The symbolical analyses and numerical examples of certain types of change-over designs are given. Also, some interpretations are made on minimizing experimental error related with the proposed experimental designs.



1. GİRİŞ

Her bir deneme ünitesine, birbirini izleyen periyodlarda belli bir muamele dizisinin uygulandığı deneme planları, " Etki Aktarımlı " (Change -Over) deneme planları olarak adlandırılır. Bu deneme planları özellikle süt sığırcılığı besleme çalışmalarında, tıp alanındaki klinik çalışmalarda fizyolojik araştırmalarda ve uzun dönem tarla denemelerinde ve ayrıca "bio assay" çalışmalarında kullanılmaktadır. Etki aktarımlı denemeler iki gruba ayrılabilir;

- 1- Devirli (cyclical veya rotational) veya basit dönüşümlü denemeler,
- 2- Çift dönüşümlü (switch-back) denemeler.

Devirli tip denemelerde bir deneme ünitesine uygulanan muamele dizisindeki muamelelerin tümü farklıdır. Çift dönüşümlü tiplerde ise bir deneme ünitesine uygulanan muamele dizisi içinde aynı muamele veya muameleler birden fazla uygulanabilmektedir.

Etki aktarımlı deneme planları, az sayıda hayvanla muamelelerin yüksek bir hassasiyetle karşılaştırılmasını mümkün kılar. Çünkü bu deneme planları üniteler arası farklılıkları hatadan elimine etmektedirler. Bu denemelerde herhangi bir muamele daha önceki periyodlarda uygulanan muamelelerden taşınan etkileri de içerebilir. Taşınan etkilerin mevcudiyeti plan ve analizlerde bazı karmaşık durumların ortaya çıkmasına sebep olur. Ancak analizden sağlanan fayda bu zorluklara katlanılmasına değer niteliktedir.

Bu taşınan etkiler bazen uygun bir deneysel teknikle azaltılabilir. Örneğin, süt sığırcılığı besleme çalışmalarında, herbir ineğin kesif yem tüketimini düzeltmek için uygulanabilecek bir yöntem, ineklerin kesif yem tüketimlerinin süt verimlerine göre ayarlanması şeklinde olabilir. Eğer " eşit besleme " yöntemi (Lucas, 1943) kullanılırsa ortaya çıkabilecek taşınan etkilerin azaltılabilmesi mümkündür. Ayrıca yine süt sığırcılığı denemelerinde olduğu gibi, kayıtlar her deneme periyodu esnasında sürekli olarak tutulabildiği zaman, periyodların sadece son kısımları esnasında elde edilen neticelere göre analiz yapıldığında taşınan etkilerin çok büyük bir kısmı kaybolacağından bu etki ile ilgili bir işlem yapmaya gerek kalmayacaktır. Ayrıca muamelelerin direkt ve taşınan etkilerini birbirinden ayırabilmek amacıyla, muamele dizilerinin uygun bir seçimi şeklinde bir ön hazırlık ta yapılabilir.

Bu yöntem taşınan etkilerin büyüklüğü ve karmaşıklığı ölçüsünde hassasiyet kaybına neden olur. Sözkonusu yöntem taşınan etkilerin nispeten küçük olduğu ve sadece bir periyod boyunca sürdüğü durumlarda çok kullanışlıdır. Hatayı minimum yapmak amacıyla çoğu zaman deneme ünitelerinin, mümkün olduğu kadar homojen olacak şekilde, gruplara veya bloklara ayrılması arzu edilir.

Bu tez çalışmasında , sırayla; basit dönüşümlü, genişletilmiş ekstra periyod basit dönüşümlü, çift dönüşümlü, çift dönüşümlü eksik blok, çift dönüşümlü faktöriyel, etki aktarımlı Latin kare, etki aktarımlı ekstra periyod Latin kare ve etki aktarımlı eksik Latin kare deneme planlarının analizleri ve seçilebilecek uygun planlar ele alınmıştır. Ayrıca, sembolik analizlerdeki karmaşık görüntümü daha anlaşılır hale getirebilmek için herbir deneme planı ile ilgili olarak sayısal bir örnek verilmiştir. Ele alınan deneme planlarında; periyodların sadece son kısımlarındaki gözlem değerleri kullanılması şeklinde değil, tüm periyod esnasında elde edilen veriler kullanılarak ve taşınan etkilerin sadece bir periyod boyunca sürdüğü varsayılarak muamelelerin direkt, taşınan ve sürekli etkilerine ait tahmin ve testler verilmektedir.

Bu tez çalışmasında, böyle bir konunun seçilmesinin esas amacı çoğu araştırma istasyonlarında, bir muameleye bir hayvan ayrılmasını gerektiren standart denemeler: kullanılarak besleme çalışmalarının yapılabileceği çok sayıda hayvan mevcudiyetinin olmaması ve dolayısı ile, eldeki daha az sayıdaki hayvanla etkin bir şekilde daha çok muamelenin denemeye alınabilmesini sağlayacak deneme planlarını irdelemektir. Böylece, hem türkçe İstatistik literatürde şimdiye kadar eksikliği hissedilen bir konu değerlendirilmiş, hem de süt sığırcılığı sahasında besleme çalışması yapan araştırmacıların ellerindeki kısıtlı sayıdaki hayvanla etkin bir araştırma kurabilmelerine ve daha doğru neteceler alabilmelerine imkan sağlanmıştır.

2. ÖNCEKİ ÇALIŞMALAR

Besleme fizyolojisi ve davranış bilimleri arařtırmalarında ve özellikle sütün sığırıcılığı besleme çalışmalarında, 1930 'lu yıllardan sonra " Etki Aktarımlı " (Change-Over) deneme planları oldukça geniş bir şekilde kullanılmaya başlanmıştır.Bu deneme planlarının başlıca faydası az sayıda hayvanla deneme kurularak nispeten kesin sonuçlar alınabilmesidir.Çünkü her hayvan birbirini izleyen deneysel periyodlarda iki veya daha fazla muameleye tâbi tutulur.Aynı hayvana birden fazla muamelelerin peşpeşe uygulanması, daha sonra uygulanan muamelelerin etkileri içerisinde, daha önce uygulanan muamelelerden taşınan bir miktar artık etkinin bulunmasına neden olur.Bu durum, deneme planlarının analizlerini çok karmaşık hale getirmektedir.

Çift dönüşümlü denemeler için etkin bir istatistikî analiz Brandt (1938) 'de verilmiş olup, aynı analiz Snedecor (1946) tarafından yeniden ele alınmıştır.Lucas (1956) 'a göre Taylor ve Armstrong (1953) çift dönüşümlü esas deneme planının, mümkün olan muamele çiftlerinin her biri ile bir çift dönüşümlü esas plan kurularak herhangi bir muamele sayısı için genişletilebileceğine işaret etmişler ve analiz metodlarını çok açık bir şekilde izah etmişlerdir.

Cochran ve ark. (1941), 18 tane inek ile üç rasyonun karşılaştırıldığı bir etki aktarımlı Latin kare deneme planını uygulamışlar ve analizlerini göstermişlerdir.Bu analizlerde, sadece bir önceki muamele - nin taşınan etkisi dikkate alınmakta ve bu etkiye göre düzeltme yapılmaktadır.Arařtırıcılar, etki aktarımlı Latin kare deneme planlarındaki, laktasyon eğrilerinin şekli bakımından, kareler arası inekler için varyasyondan doğan önemli hata unsurunu, ineklerin verim düzeylerine göre gruplandırılarak her gruba bir karenin tesadüfen tahsis edilmesi gibi kısıtlı bir dağıtım ile elemine etme yoluna gitmişlerdir.Aynı şekilde hatanın azaltılması için aynı laktasyonun farklı kısımları arasındaki veya farklı laktasyonlardaki verimler arasındaki korelasyonları düşüren bir " Eşit Besleme " yöntemi Lucas (1943) tarafından önerilmektedir. Bu yöntem, hayvanların eşit miktarda yem tüketmesi değil bireysel özelliklerine göre (yaş, ağırlık, kondisyon, verim vs.) her hayvan için saptanan besleme seviyesinin zaman içerisinde sabit tutulması veya belli bir kaideye göre değişikliklerin aynı seviyede kalması şeklinde mütalâ edilmektedir.Bu çalışmalardan sonra sözkonusu deneme planları daha gün-

cel hale gelmiştir.

Her biri iki seviyeli iki faktörün bütün kombinasyonlarının karşılaştırıldığı Seath(1944) 'in bir çalışmasında, muamelelerin 2 x 2 lik faktöriyel düzenlenmesi için verilen bir deneme planı ve analizi mevcut tur.Aynı analizi Lucas (1950) biraz değiştirilmiş olarak yeniden ele almıştır.Çift dönüşümlü faktöriyel deneme planlarının daha fazla faktör ve daha fazla seviye için genişletilebilmesi mümkün görülmektedir.

Bütün muamele ve muamele kombinasyonlarının direkt ve taşınan etkilerinin toplanabilir olduğu ve herhangi bir taşınan etkinin sadece sözkonusu muamelenin (veya muamele kombinasyonunun) uygulandığı periyoddan hemen sonraki periyotta sürdüğü faraziyesine göre, Williams (1949) muamele sayısının çift olduğu durumda en az bir ve tek olduğu durumda en az iki Latin kere ile dengenin sağlanabileceğini ifade etmiştir. Bundan başka dengelenmiş deneme desenleri, Lucas (1957), Patterson ve Lucas (1959), Federer ve Atkinson (1964) ve Berenblut (1964) tarafından da verilmiştir.

Patterson (1950), Cochran ve ark. (1941) ve Williams (1949) tarafından kullanılan analizlerin süt sığırcılığı besleme denemelerinde belirli muameleler için sapmalı hata tahminlerine yol açtığına işaret etmiş ve (3x3) 'lük (18 inekle) bir Latin kare denemeden elde edilen verilerle sapmasız sonuçlar veren bir analiz metodu geliştirmiş ve göstermiştir.Lucas (1951) ise süt sığırcılığındaki etki aktarımlı denemelerin hata tahminindeki sapmalar üzerine yaptığı yayında, taşınan etkilerin önemsiz olduğu durumlarda sapma konusunun önem arzetmediğini belirtmiştir. Bu gibi durumlarda sadece düzeltilmiş etkilerle ilgilenilmekte ve bunlar için sapma mevcut olmamaktadır.

Sadece bir periyod süren taşınan etkiler için etki aktarımlı deneme planları Patterson (1951) tarafından da işlenmiştir.Bunun yanında dengelenmiş desenlerin yapısı ve onların uygulandığı denemelerden elde edilen verilerin genel analizlerini yayınlamış, ortogonal Latin karesi grubundan $t \geq k \geq 3$ için eksik Latin karelerle etki aktarımlı denemelerin teşkilini vermiştir,(Patterson,1952).NPH insulin karışımlarının karşı - laştırıldığı bir denemede de Cimnera ^{ve ark.} (1953), genişletilmiş bir basit dönüşümlü desen kullanmıştır.

İki evvelki periyodlarda uygulanan muamelelerden ileri gelen taşınan etkiler için uygun plan ve analizler ise Williams (1950) tarafın-

dan verilmiştir. Taşınan etkilerin iki veya daha fazla periyod boyunca sürdüğü durumlar için (multiple residuals) plan ve analizler Patter - son ve Lucas (1962) tarafından verilmiştir. Bu araştırmacıların sözkonu - su yayınında ayrıca, dengelenmiş, kısmen dengelenmiş, ekstra periyodlu etki aktarımlı deneme planlarının kuruluşu, desen seçimi, etkinlikleri, analizleri ve benzeri konular biraraya toplanmıştır.

Taşınan etkiler bakımından dengelenmiş etki aktarımlı latin kare deneme planlarına ekstra bir gözlem periyodunun eklenmesiyle (ki genel likle ilave periyoddaki muameleler son periyoddaki muamelelerin aynısı - dır) elde edilecek ilave periyodlu etki aktarımlı Latin kare desenler - in analizleri Lucas (1957) tarafından verilmiştir. Araştırmacı bu deneme planlarında etki aktarımlı Latin karelere göre (taşınan etkiler mevcut değil ise) gözlem başına muamele hakkındaki bilgilerin biraz daha az ol - duğunu fakat taşınan etkiler ve özellikle sürekli=permanent = direkt + taşınan) etkiler hakkındaki bilgilerin daha fazla olduğuna değinmekte - dir. Ayrıca 2 ila 5 tane muamele için ilave periyodlu etki aktarımlı La - tin kare desenlerin plan ve analizleri de verilmektedir. Federer (1955) ilave periyodun her zaman son periyod muamelelerinin tekrarı ile değil diğer herhangi bir periyoddaki muamelelerin tekrarı ile de elde edilebi - leceğini ifade etmiş ve bununla ilgili bazı deneme planlarını göstermiş tir.

LI (1964) , dengelenmiş ilave periyodlu Latin kare dene - melerin genel analizini ve sayısal bir örneğini vermiş ve genişletilmiş basit dönüşümlü deneme planlarına ilave bir periyod eklendiğinde anali - zin nasıl yapılacağına ilişkin açıklamalar getirmiştir. Yine ilave peri - yodlu deneme planlarına Patterson ve Lucas (1959) da yervermekte ve ay rıca temel etki aktarımlı deneme planlarında dengenin kurulabilmesi için sağlanması gerekli denge şartları^{ni de} açıklamaktadır.

Standart deneme planları ile etki aktarımlı deneme planlarının bir karşılaştırılması Lucas (1958) tarafından yapılmış olup süt sığırcı lığı besleme çalışmalarında etkin etki aktarımlı deneme planlarının ve analizlerinin nasıl olduğu izah edilmektedir.

Berenblut (1967), eşit aralıklı dört seviyeye sahip bir muamele faktörünün testi için, taşınan etkiler bakımından kısmen dengelenmiş bir etki aktarımlı deneme planı vermiştir. Bunun yanında bir başka çalışma - sında da eşit aralıklı seviyelere sahip bir muamele faktörünün test e -

dilmesi için etki aktarımlı denemelerin kuruluşunu ele almıştır (Berenblut, 1968).

Mason ve Hinkelmann (1971), Berenblut (1967 ve 1968) 'deki bir muamele faktörünün farklı seviyeleri için vermiş olduğu deneme planlarını, her biri iki seviyeli iki faktör ve üç seviyeli üç faktörün yer aldığı deneme planları şeklinde genişleterek uygun analizleri açıklamışlardır.

Süt sığırcılığı besleme çalışmalarında hassasiyetin iyileştirilmesi için bazı istatistikî yöntemler de Cunningham ve Owen (1971) tarafından verilmiştir.

3. MATERİYAL VE METOD

Süt sığırcılığındaki besleme çalışmaları için deneme planlarını iki sınıfa ayırmak mümkündür.

- 1- Standart deneme planları,
- 2- Etki aktarımlı deneme planları.

Standart denemelerde bir deneme ünitesine bir tane muamele uygulanır ve bu muamele deneme boyunca kalır. Etki aktarımlı deneme planlarında ise deneme boyunca bir hayvana iki veya daha fazla muameleden oluşan bir ardışık muamele dizisi uygulanır.

Farklı laktasyonlardaki veya aynı laktasyonun farklı kısımlarındaki verimler arası korelasyonlardan yararlanma şekli her iki tip deneme de genellikle değişik şekilde olacaktır. Ayrıca etki aktarımlı denemelerin planlanmasında, muamele harici çevredeki anormal trend etkilerini atmak için özel bir gözden geçirme yapılmalıdır. Başlangıç zamanı ve deneme yeri gibi esas etkilerin deneysel hatadan atılması yöntemi temel olarak iki tip denemede de aynıdır.

Bu tez çalışmasında sadece etki aktarımlı deneme planları üzerinde durulacaktır.

Etki aktarımlı denemeler, süt sığırcılığı çalışmalarında 1930 lu yıllardan bu yana popüler olmuştur. Belli sayıda inek ile yapılabilen muamele başına gözlem sayısı ve hata kontrolü gibi avantajlarına rağmen etki aktarımlı denemelerde önceki muamelelerin taşınan veya artık (Carry-over veya residual) etkileri bir muamelenin gerçek etkisini gizler ve deneysel hata tahmininde bir sapma olabilir. Bir başka problem ise, özellikle tek laktasyonlu denemelerde optimum periyod uzunluğudur. Taşınan etki problemini gidermeye ve bu dezavantajı yok etmeye yönelik plan ve analizler sonraki bölümlerde takdim edilmiştir.

Temel olarak iki tip etki aktarımlı deneme mevcuttur.

- 1- Devirli (cyclical, rotational) veya basit dönüşümlü tipler
- 2- Çift dönüşümlü (switch-back) tipler

Bunlar kullanılan ardışık muamele gruplarının şekline göre ayırd edilirler. Ardışık bir muamele grubundaki tüm muameleler devirli tipte tamamen farklıdır. Dönüşümlü tiplerde ise bir veya daha fazla muamelenin tekrarlanması söz konusudur. her iki tipte de muamele grup-

ları tüm inekler için aynı olamaz. Muamele harici çevredeki anormal değişikliklerin etkileri ve ineklerin performansındaki ortalama zaman trendini deneysel hatadan elimine etmek için iki veya daha fazla farklı muamele grubu bulunmalıdır.

Heriki tip denemede de, standart denemelerde olduğu gibi başlangıç ve standardizasyon periyodu tavsiye edilir. Standartlaştırma periyodu deneme neticelerini sonuçta ineklere göre stabil hale getirebilmek için önemli bir değere sahiptir. Standart periyod esnasındaki performanslar etki aktarımlı denemelerin analizinde eksəriya işe yaramamasına rağmen, devirli tip denemelerde, performanstaki laktasyon içi ve arası korrelasyonların kullanılmasında (ençok avantaj sağlayacak şekilde) inekleri gruplamak için kullanılacaktır. Dönüşümlü denemelerde ise muamele dizilerine ineklerin (analizdeki şekilde) dağıtılmasında standart periyod performansları dikkate alınmaz.

3.1. Devirli Tip Denemeler (ve Basit Dönüşümlü tipler)

Devirli tipteki başlıca deneme planları Latin kareleridir. Çizelge 1 de üç muameleli bir plan verilmiştir.

Çizelge 1- Devirli tip denemelerde temel plan.

Karşılaştırma Periyodu	Muamele grupları		
	1	2	3
1	1	2	3
2	2	3	1
3	3	1	2

Çizelgedeki rakamlar muameleleri göstermektedir. Herhangi bir muamele sayısı için Latin kare modelin genişlemesi mümkündür ancak karşılaştırma periyodu sayısı ile kısıtlanmaktadır. Tek laktasyonlu çalışmalarda periyodlar uygun genişlikte ise (4-6 hafta), periyod sayısı genellikle 3-5 tanedir. Muamele sayısı mümkün olan periyod sayısını geçtiğinde, eksik Latin kare planlar kullanılabilir.

3.2. ^{Çift} Dönüşümlü Tip Denemeler

Dönüşümlü tip denemeler için temel plan, iki dizili, üç periyodludur. Karşılaştırılan muamele sayısı ise iki tanedir. Küçük deneme planlarında her muamele grubuna birden fazla inek yerleştirilebilir. Çizelge 2 de bu tip denemeler için bir temel plan görülmektedir.

Çizelge 2- Dönüşümlü Tip Denemelerde Temel Plan.

Karşılaştırma Periyodu	Muamele grupları	
	1	2
1	1	2
2	2	1
3	1	2

Dört veya daha fazla periyod olacak şekilde aynı temel plan genişletilebilir fakat herhangi bir avantaj sağlamamaktadır. Bunun nedeni ve daha ayrıntılı açıklama Bölüm 6, da verilecektir.

Dönüşümlü deneme planlarında muameleler oldukça hassas olarak karşılaştırılabilir. Çünkü,

- Çevredeki değişikliklerden doğan periyod etkilerinin,
- Verim düzeyindeki inekler arası varyasyonun, ve
- Laktasyon eğrisinin eğimindeki inekler arası varyasyonun çoğunun hatadan eliminasyonuna izin verir.

Ayrıca dönüşümlü deneme planları da ikiden fazla muamele için kurulabilir ve hala üç periyod özelliğini muhafaza eder (Bölüm 4.5).

3.3. Deneme Deseninin Seçimi

Kullanılacak desen tipleri üzerine karar vermede dikkat edilecek faktörler Lucas (1957) de listelenmiştir. Ayrıca basitten ekstera periyodluya kadar devirli tip etki aktarımlı desenlerin göreceli üstünlükleri, Patterson ve Lucas (1959) tarafından dikkatli bir şekilde izah edilmiştir.

Yeknesaklık hatalarının ve etkinlik faktörlerinin incelenmesinden çıkarılan sonuç, eğer taşınan etkilerin ihmal edilebileceğinden

eminsek en iyisi üç periyodlu dönüşümlü tip deneme planlarını kullanmaktır. Eğer taşınan etkiler çok uzun süre sürmüyorsa veya büyük değilse de dönüşümlü tip deneme planları tercih edilir. Taşınan etkilerin büyük olduğu fakat sadece bir periyod boyunca sürdüğü önceden tahmin ediliyorsa ve özellikle muamele etkilerinin tahmini yerine onların etkilerinin ortaya konması esas amaç ise, devirli tip etki aktarımlı denemelerin kullanılması uygun olabilir. Böyle bir durumda basit desenler ekstra periyodlu desenlere tercih edilir.

Eğer taşınan etkilerin geniş olması muhtemel ise ve pratikte sürekli (permanent) etkilerle ilgileniliyorsa ekstra periyodlu devirli tip etki aktarımlı denemelerle standart denemeler arasında bir seçim yapılmalıdır. Etki aktarımlı ekstra periyod deneme planları güncel besleme araştırmalarının çoğu için yeterli görünür. Gerçekten bu husus, taşınan etkilerin yapısı hakkında deneme planında ve analizlerde yapılan faraziyelerin gerçek duruma ne ölçüde iyi uyduğuna bağlıdır.

Taşınan etkilerin ihmal edilebilir olduğu durumlarda kullanılacak diğer deneme planları, çift dönüşümlü eksik blok deneme planları ve etki aktarımlı eksik Latin kare deneme planlarıdır. Taşınan etkilerin büyük olduğu düşünülüyorsa ekstra periyodlu Latin kare ve yine etki aktarımlı eksik Latin kare deneme planları kullanılabilir. Söz konusu deneme planlarının analizleri Bölüm 4 te ayrıntılı olarak verilmiştir.

Son olarak; eğer muameleler haftalık, aylık veya yıllık ihtiyaçlara ilişkin geniş miktarlarda depolanabilen besin faktörlerinin varyasyonlarını içeriyorsa (yağda eriyen vitaminler, bazı mineral maddeler gibi) ve uzun dönem etkilerin (Long-Run) miktar olarak tahmini ile ilgileniliyorsa standart deneme planları kullanılacaktır ki bu deneme planları burada incelenmeyecektir.

3.4. Deneme Materyalinin, Muamelelerin ve Ölçülecek Özelliklerin Seçimi.

Seçilecek olan materyaller sonuçların atfedileceği popülasyonu temsil edecek nitelikte olmalıdır. Örneğin ilkine yavrulayacak düğeler üzerinde bir konuyu araştırmak isteyen bir araştırmacının, ilkine

yavrulayacak düğeler üzerinde deneme kurması gerektiği herkesçe bilinen bir husustur. Bazan, deneysel hataların azalması amacıyla aynı özellikte hayvanların seçimi zor olmaktadır. Deneme planları dikkatle incelendiğinde, ineklerin heterojen olması durumunda dahi çeşitli süt sığırcılığı besleme denemelerinin uygun plan ve analizlerinin kabul edilebilir hatalara yol açtığı görülür ve hata kontrolünü sağlamak için temsil yeteneğinden fedakarlık yapılmamalıdır.

Bazı araştırmalarda muamele olarak bir veya daha fazla faktörün sıralanmış seviyelerinin alınması gerekebilir. Faktör seviyelerinin seçimi tamamen keyfi değildir. Çünkü, seviyelerin seçimi ile deneysel hassasiyet gözle görülür derecede etkilenebilir. Biyolojik ve pratik gerçeğe içerisinde, belli bir problem için optimum veya optimuma yakın bir seviye grubu bulmak genellikle mümkündür. Örneğin, daha önceki tecrübelerle göre faktör seviyesi ve üretim oranı ilişkisinin kabul edilebilir derecede Lineara yakın olduğu biliniyorsa ve amaç ilişkinin sabitlerini bulmak ise faktörün sadece iki seviyesi kullanılacaktır. Bunlar mümkün olan en düşük ve en yüksek değerlerdir ve gözlemler iki seviye arasında eşit olarak bölünmelidir.

Eğer genel verim ve vücut ağırlığı ile ilgili bilinen ölçümlere ek olarak başka ölçümler de yapılabilirse bazı süt sığırcılığı besleme denemeleri daha fazla bilgi verici olabilir. Örneğin sütteki (yağ içeriğine ek olarak) ve kandaki bazı terkiplerin konsantrasyonları gözlenebilir. Bu gibi ekstradan ölçümler sadece kafamızda şekillenmiş belli bir iddia olduğu zaman ölçülmelidir. Eğer ekstra ölçümlerden yeterli bilgilerin elde edilmesi hususunda kuşku varsa bu gibi ölçümler yapılmaz.

3.5. Bloklama

Devirli tip denemelerde hata kontrolü için, inekler, kareler içi verim düzeyleri mümkün olduğu kadar benzer olacak şekilde, karelere dağıtılmalıdır. Çevre etkilerini kontrol etmek amacıyla başlangıç zamanları veya bölgeler dikkate alınarak her bir zaman veya bölge için bir ya da daha fazla kare ayrılabilir. Kare sayısı bloktan bloğa değişiklik gösterebilmektedir.

Hata kontrolü için ardışık muamele dizilerinin eşlendiği çift dönüşümlü denemelerde bir blok, bir veya daha fazla ardışık muamele grubu çifti içerebilir. Herbir ardışık muamele grubu çiftinin bir yarısı alınarak oluşturulan çift dönüşümlü deneme planlarında ise bir veya daha fazla ardışık muamele grubu bir bloku oluşturabilir. Bloklar başlangıç zamanları ve bölgelere göre de oluşturulabilmektedir.

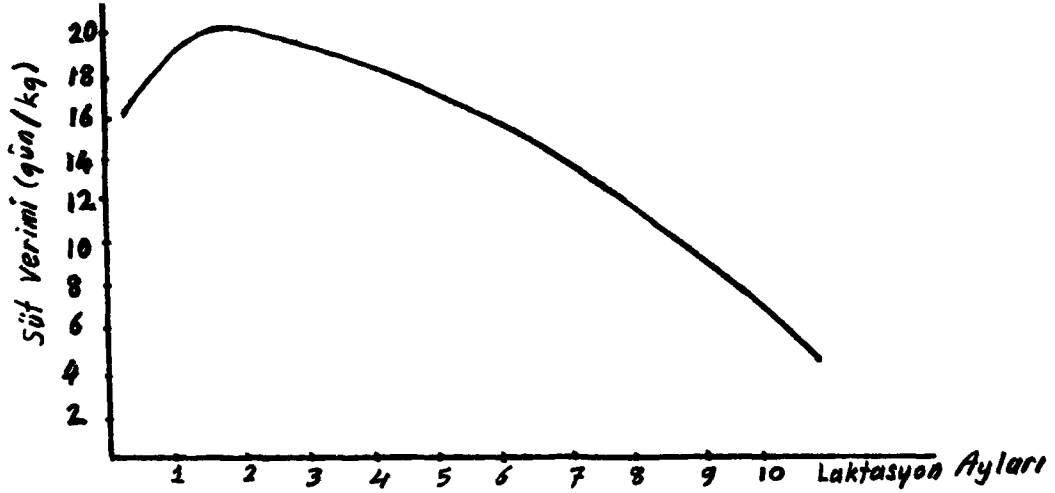
Standart denemelerde muamele farklarının ırk, yağlılık, mevsim vs. gibi faktörler tarafından etkilenip etkilenmediği dikkate alınabilir. Böyle durumlarda ırk, mevsim vs. gibi faktörlere göre blok oluşturulur. Devirli tip denemelerde ise taşınan etkiler ihmal edilebiliyorsa bir blok bir veya daha fazla kareden ibaret olabilir. Ancak taşınan etkilerin ihmal edilebilir olmadığı durumda bir blok, taşınan etkilere göre dengelenmiş bir veya daha fazla tam kare veya tam karelerden oluşmaktadır. Söz konusu durumda, dönüşümlü tip deneme planlarında bir blok, muamele sayısı çift ise eşlenmiş ardışık muamele gruplarından oluşan tam bir veya birkaç gruptan ibarettir. Ya da muamele sayısı tek ise eşlenmiş ardışık muamele dizilerinin bir yarısından oluşan bir veya daha fazla tam plandan ibarettir.

3.6. Deneme Ünitesi

Birçok süt sığırcılığı besleme denemelerinde deneme ünitesi inektir. Bu, tam manasıyla standart denemelerde olduğu gibi etki aktarımlı denemelerde de doğrudur. Ancak etki aktarımlı denemelerde genellikle herbir inek üzerindeki herbir deneme periyodunu bir deneme ünitesi (cow-period) saymak kâfidir. Bazı çeşit denemelerde ise deneme ünitesi bir inek grubunu içerebilir. Örneğin, otlatma denemelerinde belli dönemde otlatılan hayvanların süt miktarı ile ilgilenilir.

3.7. Laktasyon Eğrisi

Süt üretim hızı genellikle buzağılamadan sonra bir müddet için artış gösterir. En yüksek üretim hızına (peak) ulaştıktan sonra yaklaşık orta gebeliğe kadar nispi olarak yavaş bir azalma mevcuttur. Daha sonra azalma hızlanır.



Şekil- 1 . Laktasyon Eğrisi.

Başlangıçtaki üretim hızı artışı, miktar ve süre bakımından inekler arası farklılıklar gösterir. Genellikle buzağılamadan sonra bir ay içerisinde artış tamamlanır. Fakat yüksek verimli hayvanlarda altı hafta sürebilir. Ayrıca gebeliğin son yarısı esnasındaki laktasyon eğrisinin durumu bakımından da inekler arasında hayli farklılıklar vardır.

Lucas (1960)'ın bildirdiğine göre birçok araştırmacı (Turner ve ark., 1923; Brady ve ark., 1924; Gaines ve Davidson, 1926; Gaines, 1927a, 1927b; Gooch, 1935) birçok kayıt üzerinde çalışarak laktasyon eğrisinin maksimum üretim ile orta gebelik arasında (1) sayılı eşitlikte verilen üslü formül ile iyi bir şekilde izah edilebileceğini bulmuşlardır.

$$Y = Y_0 P^t \quad (1)$$

Burada,

$Y = t$ zamanındaki üretim hızı,

$Y_0 = (t=0)$ zamanındaki üretim hızı, yani başlangıç gözlemi,

$P =$ Persistens faktörü; $0 < P < 1$.

(1) sayılı eşitlik yağ üretim oranı için de doğrudur ve sütun diğer temel içerikleri bakımından da bu eşitliğin geçerli olduğu kabul edilebilir.

(1) sayılı eşitlik tarafından ifade edilen eğri maksimum üretim ve orta gebelik arasındaki sürede ideal bir laktasyon eğrisi olarak düşünülebilir. Pratikte, büyüklük ve zaman bakımından değişken-

lerin düzgünlüğünden sapmalar ortaya çıkmaktadır. Bununla beraber her inek grubunun tümü aynı çevresel değişkenlere maruz bırakılırsa gruptaki her bir inek en yüksek üretim noktasını laktasyonun belli bir kademesinde aşabilir. Zaman değişikliklerindeki bu benzerlik ortak bir çevreye sahip inekler için laktasyonun birbirini izleyen belli kısımları arasındaki üretim düzeyleri arasında mevcut olan korelasyonlarla gayet iyi bir şekilde gösterilir. Lucas (1960) ta bahsedildiği gibi ayrı laktasyonlar arasındaki kuvvetli korelasyonlar, (1) sayılı eşitlik ile ifade edilen ilişkiye yakın bir laktasyon eğrisinin varlığını teyid eder.

Birbirini izleyen laktasyonlar arası korelasyonlar aynı laktasyonun birbirini izleyen kısımları arasındaki korelasyonlar kadar kuvvetli değildir. Lucas (1960)'a göre Gowen (1924), kayıtların korelasyonlu olduğu ve birkaç laktasyonun için içine gördüğü durumlar için hemen bitişik laktasyonlar hakkında takriben 0.8 den yaklaşık 0.5 e kadar bir dizi korelasyon bulmuştur. Çok laktasyonlu çalışmalarda laktasyonlar içi korelasyonlar bazı değerlendirmelerde avantaj sağlar. Ancak korelasyonlara tesir eden faktörleri kontrol etmek tek laktasyonlu çalışmalara göre daha zordur.

Beklenen verimi ortaya koymak için, denemenin yapıldığı laktasyonun ilk iki haftalık kısmını kullanma yerine, daha önceki laktasyon verimleri kullanılırsa deneysel hata iki misli artmış olur.

3.8. Deneysel Hatayı Doğurabilecek Faktörler

Yağ veya sütün diğer içeriklerinin miktarı için, üretilen sütün tartılmasında, örneklemede ve analizdeki hataların katkısı toplam deneysel hata içerisinde ihmal edilebilir durumdadır. Örneğin, bir periyod esnasında günde n kez sağılan bir ineğin günlük ortalama süt veriminin belirlenmesine ait varyansa tartım hatalarının da iştirak ettiğini kabul edelim. Buna göre, bir günlük süt veriminin tartımında yapılan hata varyansı,

$$\frac{n \sigma_w^2}{d} \quad (2)$$

eşitliği ile verilir. Burada,

\sqrt{w}^2 = Tekbir tartımın varyansı,

n = Hergünkü sağım sayısı,

d = İlgilenilen periyoddaki gün sayısıdır.

Üzerinde ölçüm yapılan çoğu değişkenler için ölçüm hatasının kontrol edilemeyen biyolojik varyasyonlarla mukayesesinde, ihmaledelebilir küçüklükte olduğu görülür.

Eğer anormal çevre değişiklikleri tüm inekler için aynı değilse, uzun veya kısa vadelerde çevrenin tesirlerinden dolayı bir laktasyonun farklı periyodlar arası veya farklı laktasyonlardaki performanslar arası korelasyonlar azalacaktır. Sadece muameleler, aynı muamele dışı çevre şartları altında karşılaştırılırlarsa minimum deneysel hataların gerçekleşmesi mümkün olacaktır.

Periyodların uzunluğu arttıkça aynı laktasyondaki farklı periyod verimleri arasındaki korelasyonlar azalacaktır. Buna bağlı olarak da inekler arası persistens değişiklik gösterecektir. Yüksek verimli inekler düşük verimlilere oranla, süt veriminde daha hızlı bir azalma görülür. Persistensdeki ineklerarası varyasyonun bir kısmı başlangıç verimlerinin dikkate alınmasıyla deneysel hatadan otomatik olarak elemine edilir. Elemine edilmeyen kısım sadece genel trenddeki değil, aynı zamanda laktasyon eğrisinin şeklindeki varyasyonları da içerebilir.

Bir araştırmadaki ineklerin hepsi aynı anormal çevre değişikliklerine maruz bırakılırlarsa çevresel etkilerin çoğunun deneysel hatadan ayıklanmasına mülahazede edilmiş olur. Buna rağmen çevreye atfedilebilecek bir miktar kalıcı rahatsızlık yine de beklenilir. Her inek çevresel değişimlere bir dereceye kadar farklı tepki gösterir ve bu da laktasyon eğrisinin şeklindeki, ineklerarası varyasyonu etkileyen bir faktördür (çevre x inek interaksyonu). Örneğin bazı inekler ekstrem sıcaklıklara diğerlerinden daha az hassas olabilirler.

Persistens, yaklaşık orta gebeliğe kadar pek fazla etkilenmemektedir. Orta gebelikten sonra persistens (inekten ineğe farklılık göstermesine rağmen) artan oranda düşüş gösterir. Tek laktasyonlu denemelerde kullanılan ineklerin deneme sonunda orta gebeliği geçmeyecek şekilde ayarlanmasına gayret edilir. Orta gebeliği geçecek bazı

inekler olması durumunda muamelelerin hayvanlara dağıtımında kısıtlamalar konmalıdır. Gebeliğin çeşitli devreleri, neticeler analiz edilirken kovaryet olarak alınabilir. Denemede kullanılan ineklerin boğaya verilme tarihi kasıtlı olarak bir müddet geciktirilebilir. Bu şekilde deneme sonunda ineklerin erta gebeliği geçme durumları bir dereceye kadar kontrol altına alınabilir. Bu sorun çok laktasyonlu denemelerde de geçerlidir.

Zayıf ineklerin laktasyon eğrileri anormal değişim gösterdiğinden hayvanlar çok zayıf olmadığı müddetçe, vücut ağırlığı ile verim arasında önemli bir ilişki olmadığından canlı ağırlık dikkate alınmayabilir.

Kuruda kalma devresinin uzunluğu başlangıç verimini direkt olarak etkilediğinden, kuruda kalma periyodunun uzunluğu ile persistens ters ilişkilidir. İnekler seçilirken buna da dikkat edilir.

Deneme anında veya yakın geçmişde hasta olmuş olan hayvanlar, sadece anormal persistens veya anormal yaş-verim ilişkisi göstermeyeceğine inanıldığı zaman kullanılabilir.

Toplam üretimdeki laktasyon -laktasyon eğrilerinde ve persistenste ortaya çıkan varyasyonların bir kısmı genetik faktörlerden ileri gelmektedir. Irklar içerisindeki sığırlararası varyasyonlar ile ırklar arasındaki laktasyon-laktasyon trendi ve persistens varyasyonu mukayese edildiğinde, ırklar içerisindeki varyasyonun yanında diğeri pek önemli kabul edilmemektedir. Ancak bu, deneme planlanırken ırkın dikkate alınmaması anlamına gelmemelidir. Çünkü muamelelerin etkileri önemli ise ırkların bunlara göstereceği tepkiler farklı olacaktır. Aynı zamanda (ırk x muamele) interaksiyonunu ortaya koymak için ırkları da dikkate almak gerekecektir.

Kaba yemin vücut ağırlığına göre ve kesif yemin verim düzeyine göre ayarlanması uygun bir deneysel işlemdir. Bu tip bir uygulama aynı laktasyonun farklı kısımlarındaki verimler arasındaki korelasyonu veya farklı laktasyonlardaki verimler arası korelasyonu düşürür. "Eşit besleme" yöntemi kullanıldığı zaman da düşük korelasyonlar ortaya çıkacaktır. Lucas (1943) tarafından önerilen bu eşit besleme yöntemi, hayvanların yem tüketimlerinin eşit olması anlamında değildir. Bu yöntemde uygulanan rasyon miktarı zaman içerisinde sabit tutulur veya belli kaide ile her sığır için değişiklikler aynı seviyede tutulur.

4. ARAŞTIRMA BULGULARI

4.1. BASİT DÖNÜŞÜMLÜ DENEMELER

4.1.1. Deneme Planı

Basit dönüşümlü (Cross-Over) denemeler üzerinde çalışılan iki muamelenin bulunduğu ve her ineğe 1,2 veya 2,1 şeklinde muamele çiftlerinin uygulandığı deneme planları olarak tanımlanabilirler. Bu tip denemeler için temel deneme planı Çizelge 3'de verilmiştir.

Çizelge 3- Basit dönüşümlü denemeler için temel plan

Karşılaştırma Periyodu	Muamele 1	Grupları 2
1	1	2
2	2	1

Çizelgenin ortasındaki rakamlar muameleleri temsil etmektedir. Çizelgeden de görülebileceği gibi sadece iki muameleyi karşılaştırmak mümkün değildir. Ancak GILL ve MAGEE (1976) 'nin de işaret ettikleri gibi sadece iki muamele değil, eksik blok prensibinin uygulanmasıyla daha fazla muamelenin de karşılaştırılması mümkündür. Bu bölümde her iki durum için de analizler verilecektir.

4.1.2. Denemenin Kuruluşu

Basit dönüşümlü temel deneme planında bir hayvan birinci periyotta 1 muamelesini alırken diğer hayvan 2 muamelesini alır ve ikinci periyotta ise birinci hayvan 2 muamelesini alırken diğeri bir muamelesini alır. Her biri bir muamele çiftinden oluşan gruplara ineklerin dağıtımını tesadüfi olmalıdır, Genellikle her gruba aynı sayıda hayvan tahsis edilir ve böylelikle her deneme ünitesinden maksimum bilgi elde edilmiş olur. İnek sayısının tek olduğu durumlarda bir gruba ayrılan hayvan sayısı diğer gruba ayrılan hayvan sayısından bir fazla olabilir. İki grupta da tam olarak eşit sayıda hayvana sahip olmak için tek kalan ineğin atılmasında önemli bir sakınca yoktur.

Çizelge 4 'te basit dönüşümlü deneme planının kuruluş düzeni gö-

ılmaktadır.

Çizelge 4- Basit dönüşümlü deneme planının kuruluşu

	Muamele 1	Grupları 2	
Periyod 1	Y_{1111} (1) Y_{1211} . . Y_{1n_11}	Y_{2112} (2) Y_{2212} . . Y_{2n_212}	
Toplam	$Y_{1..1}$	$Y_{2..2}$	$Y_{..1.}$
Periyod 2	Y_{1122} (2) Y_{1222} . . Y_{1n_122}	Y_{2121} (1) Y_{2221} . . Y_{2n_221}	
Toplam	$Y_{1..2}$	$Y_{2..21}$	$Y_{..2.}$

Basit dönüşümlü deneme planları ile ikiden fazla muamelenin karşılaştırılmasının eksik blok prensiplerinden yararlanılarak mümkün olabileceğine yukarıda değinmiştik. Burada, basit dönüşümlü denemelerin aynı zamanda bir çeşit Latin kare deneme tipi olduğuna işaret etmek gerekir. zira tamamlayıcı ile birlikte her muamele çifti 2×2 'lik bir Latin karesi oluşturmaktadır. Bu planların ayrıntılı analizi için GOULDEN (1956) veya COCHRAN ve COX (1957) 'ye müracaat edilebilir. Bu durum ile il

gili olarak burada sadece GILL ve MAGEE (1976) tarafından verilen analizler üzerinde durulacaktır.

Buna göre 2×2 'lik $p(p-1)/2$ tane Latin karesi gerekmektedir. Her bir kare, sütun olarak tesadüfen seçilmiş iki hayvan ve sıra olarak da iki periyod içerir. Dolayısıyla $p(p-1)$ tane hayvana gerek duyulur. Bazı durumlarda yeterli katıyeti sağlamak amacıyla p sayıdaki muamele için esas desenin tekrarına gerek duyulabilir. Bu şekilde kurulan plan dengelenmiş bir deneme planıdır. Çünkü esas planda, bir muamele bir başka muamele ile birlikte deneme boyunca tam olarak iki kez ($\lambda = 2$) ortaya çıkar. Ayrıca periyodlar muamelelerle ortogonaldır.

Biraz önce de değinildiği gibi herbir muamele grubuna bir inek tahsis edildiği zaman 2×2 'lik Latin kareleri oluşuyordu. Eğer herbir kare bir blok olarak ele alınırsa, analiz esnasında tek bir blok için ayrıca hata kareleri toplamı hesaplamak mümkün değildir. Bunun yanında daha fazla sayıda muamele gruplarını (veya kareleri) içeren bloklar oluşturularak bloklama yapılabilir. Bu takdirde, her gruptaki hayvan sayısı aynıdır, fakat bloktan bloğa değişiklik gösterebilir. Söz konusu durum için analiz metodu Bölüm (4.1.3.6) 'da anlatılacaktır.

4.1.3. Denemenin Analizi

4.1.3.1. Matematik Model ve Sembolik Varyans Analizi

Basit dönüşümlü denemelerin matematik modeli aşağıdaki gibi verilebilir;

$$Y_{ijkl} = S_{ij} + \pi_k + \tau_l + \epsilon_{ijkl} \quad (4.1.1)$$

Burada,

Y_{ijkl} = i 'inci muamele grubundaki j 'inci ineğe k 'inci periyod esnasında uygulanan l 'inci muameleye ait gözlemdeğeri - dir.

S_{ij} = i 'inci muamele grubundaki j 'inci ineğin gerçek etkisi,

π_k = k 'inci periyodun gerçek etkisi ($\sum_k \pi_k = 0$),

τ_l = l 'inci muamelenin gerçek etkisi

($\sum_l \tau_l = 0$; i ve k 'nın bir fonksiyonu olarak $l=1,2$)

ϵ_{ijkl} = Ortalaması 0 ve ortak varyansı σ^2 olarak normal ve ba-

ğimsiz dağılmış, tesadüfi hatadır.

Veriler analiz için Çizelge 5 'teki gibi düzenlenir.

Çizelge 5- Basit dönüşümlü denemelerden elde edilen verilerin analiz için düzenlenmesi.

Muamele Grubu	Karşılaş. Periyodu	Muamele	İnekler				Toplam	
1	1	1	Y_{1111}	Y_{1211}	Y_{1n_111}	$Y_{1.11}$	P_{11}
	2	2	Y_{1122}	Y_{1222}	Y_{1n_122}	$Y_{1.22}$	P_{12}
	Fark		D_{11}	D_{12}	D_{1n_1}	$Y_{1.}$	G_1
2	1	2	Y_{2112}	Y_{2212}	Y_{2n_212}	$Y_{2.12}$	P_{21}
	2	1	Y_{2121}	Y_{2221}	Y_{2n_221}	$Y_{2.21}$	P_{22}
	Fark		D_{21}	D_{22}	D_{2n_2}	$Y_{2.}$	G_2

Çizelgedeki "Fark" lar, ilk karşılaştırma periyodundaki gözlem değerinden ikinci karşılaştırma periyodundaki gözlem değerinin çıkarılması ile ve G değeri ise ilk karşılaştırma periyodundaki gözlemlerin toplamından ikinci karşılaştırma periyodundaki gözlemler toplamının çıkarılması veya ilgilenilen muamele grubundaki tüm farkların toplanması ile elde edilir.Örneğin;

$$D_{11} = Y_{1111} - Y_{1122} \quad \text{ve} \quad G_1 = P_{11} - P_{12} \quad \text{veya} \quad G_1 = \sum_j D_{1j} \quad \text{olur.}$$

Burada,

$$P_{11} = Y_{1111} + Y_{1212} + \dots + Y_{1n_111} \quad (4.1.2.)$$

ve

$$P_{12} = Y_{1122} + Y_{1222} + \dots + Y_{1n_122}$$

şeklinde elde edilmektedir.

Basit dönüşümlü deneme planları için temel analizler oldukça basit olup sadece muamele kareleri toplamı ve hata kareleri toplamı hesaplanacaktır.

$$\text{Muamele KT.} = \frac{(n_2 G_1 - n_1 G_2)^2}{2n_1 n_2 (n_1 + n_2)} \quad (4.1.3.)$$

ve

$$\text{Hata KT.} = \frac{1}{2} \sum_i \sum_j D_{ij}^2 - \frac{G_1^2}{2n_1} - \frac{G_2^2}{2n_2} \quad (4.1.4.)$$

Eğer $n_1 = n_2 = n$ ise,

$$\text{Muamele KT.} = \frac{(G_1 - G_2)^2}{4n} \quad (4.1.5.)$$

ve

$$\text{Hata KT.} = \frac{1}{2} \sum_i \sum_j D_{ij}^2 - \frac{1}{2n} (G_1^2 + G_2^2) \quad (4.1.6.)$$

Kareler toplamı ve serbestlik dereceleri Çizelge 6 'da verilmiştir.

Çizelge 6- Basit dönüşümlü denemelerin varyans analizi

V.K.	S.D.	K.T.	K.O.	F
Muameleler	1	$\frac{(n_2 G_1 - n_1 G_2)^2}{2n_1 n_2 (n_1 + n_2)}$	MKT/1	$\frac{MKO}{HKO}$
Hata	$n_1 + n_2 - 2$	$\frac{1}{2} \sum_i \sum_j D_{ij}^2 - \frac{G_1^2}{2n_1} - \frac{G_2^2}{2n_2}$	$\frac{HKT}{n_1 + n_2 - 2}$	

4.1.3.2. Muamele Ortalamalarının Tahmini

1 'inci muamelenin ortalamasına ait tahmin eşitliği aşağıdaki gibidir;

$$\bar{Y}_1 = \bar{Y} + t_1 \quad (4.1.7.)$$

Burada,

$$\bar{Y} = \frac{1}{2(n_1 + n_2)} \sum_i \sum_k P_{ik}$$

ve

$$t_1 = \pm \frac{n_2 G_1 - n_1 G_2}{4n_1 n_2}$$

şeklindedir.

t_1 formülünde, ikinci muamele için (l=2) eksi işareti ve birinci muamele için (l=1) artı işareti kullanılır. Eğer $n_1 = n_2 = n$ ise muamele ortalamaları daha da basitleşir ve şöyle olur;

$$\bar{Y}_1 = -\frac{1}{2n} (P_{11} + P_{22}) \quad (4.1.8.)$$

$$\bar{Y}_2 = -\frac{1}{2n} (P_{12} + P_{21})$$

4.1.3.3. Ortalamalara ait Varyansın Tahmini

İki muamele ortalamasına ait beklenen varyans aynı olup,

$$\hat{V}(\bar{Y}_1) = \left(\frac{n_1 + n_2}{4n_1 n_2} \right) S^2 \quad (4.1.9.)$$

Şeklinde verilir. $n_1 = n_2 = n$ olduğu zaman bu formül,

$$\hat{V}(\bar{Y}_1) = S^2 / 2n \quad (4.1.9')$$

olarak daha basit hale gelir.

4.1.3.4. Muamele Ortalamalarının Farkına Ait Varyansın Tahmini

Basit dönüşümlü deneme planlarında temel plan için mevcut olan iki muamele ortalaması arasındaki farkın varyansı şu formülle hesaplanır;

$$\hat{V}(\bar{D}) = 2\hat{V}(\bar{Y}_1) \quad (4.1.10)$$

burada,

$$\bar{D} = (\bar{Y}_1 - \bar{Y}_2) = \frac{n_2 G_1 - n_1 G_2}{2n_1 n_2} \quad (4.1.11)$$

şeklindedir.

4.1.3.5. En Küçük Önemli Fark

Bunun için formül,

$$\bar{D}_{\min} = t \sqrt{\hat{V}(\bar{D})} \quad (4.1.12)$$

şeklindedir. Buradaki t değeri istenen önem seviyesinde ve n_1+n_2-2 serbestlik derecesindeki Student'in cetvel değeridir. Buna göre muamele ortalamalarının farkına ait güven sınırları şu şekilde verilir;

$$L(\bar{D}) = \bar{D} \pm \bar{D}_{\min} \quad (4.1.13)$$

Son olarak standart ayrılış ($S = \sqrt{S^2}$) veya varyasyon katsayısı ($VK. = 100 \times S / \bar{Y}$) hesaplanarak tüm sonuçlar bir çizelge halinde özetlenebilir.

4.1.3.6. Deneme Planının Bloklanması Durumunda Analiz

Bu deneme planının bloklanması ile ilgili açıklamalara Bölüm (4.1.2) 'de yer verilmişti. Burada herbir deneme ünitesi bir blok kabul edilerek $k > 2$ olacak şekilde planın genişletildiği ve taşınan etkilerin ihmal edilebilir olduğu durumda ne tip bir analiz uygulanacağı gösterilecektir. p tane muamele olduğunda, blok (inek) sayısı $p(p-1)$ tanedir. Dolayısıyla $n = 2p(p-1)$ tane gözlem olacaktır. Bu şekilde blokmanın yapıldığı durum için veriler Çizelge 7 'deki gibi sembolik olarak gösterilebilir.

Burada,

Y_{ijk} = i 'inci bloktaki (veya i 'inci inek için) j 'inci periyotta uygulanan k 'inci muameleye ait gözlem değeridir.

$i = 1, 2, \dots, p(p-1)$,

$j = 1, 2, \dots, w (=2)$,

$k = 1, 2, \dots, p$.

şeklindedir.

Çizelge 7- Bloklanmış basit dönüşümlü denemlerⁱⁿ analizi için sembolik veriler ve bazı ön hesaplamalar.

Blok (inek)	Periyod		Blok Toplamı ($Y_{i..}$)	Bl.Ort. ($\bar{Y}_{i..}$) $= Y_{i..} / 2$
	1	2		
1	(1) Y_{111}	(2) Y_{122}	$Y_{1..}$	$Y_{1..}/2$
2	(2) Y_{212}	(1) Y_{221}	$Y_{2..}$	$Y_{2..}/2$
3	(1) Y_{311}	(3) Y_{323}	$Y_{3..}$	$Y_{3..}/2$
4	(3) Y_{413}	(1) Y_{421}	$Y_{4..}$	$Y_{4..}/2$
...
...
...
$p(p-1)-1$	($p-1$) $Y_{p(p-1)-1,1,(p-1)}$	(p) $Y_{p(p-1)-1,2,p}$	$Y_{p(p-1)-1..}$	$Y_{p(p-1)-1..}/2$
$p(p-1)$	(p) $Y_{p(p-1),1,p}$	($p-1$) $Y_{p(p-1),2,(p-1)}$	$Y_{p(p-1)..}$	$Y_{p(p-1)..}/2$
Toplam	$Y_{.1.}$	$Y_{.2.}$	$Y_{....}$	

Tablodaki parantez içinde bulunan rakamlar Muameleleri göstermektedir. Bu planın analizi toplamlar üzerinden yapılmak istenirse, önce Q değerleri ile ilgili bir tablo oluşturmak gerekir. Bu düzenleme Çizelge 8 deki gibi yapılabilir. İlgili tablodaki değerler,

$$Q_k = wT_k - B_k \quad (4.1.14)$$

şeklinde hesaplanır. Burada,

T_k = k`inci muamele için gözlemler toplamı,

B_k = k`inci muamelenin ortaya çıktığı blokların toplamlarının toplamı,

w = Periyod sayısıdır.

Çizelge 8- Düzeltilmiş toplamlar.

Muamele	T_k	B_k	Q_k
1	T_1	B_1	Q_1
2	T_2	B_2	Q_2
⋮	⋮	⋮	⋮
⋮	⋮	⋮	⋮
p	T_p	B_p	Q_p
Toplam	Y...	w(Y...)	0

Q değerleri, düzeltilmiş muamele kareleri toplamlarını hesaplamakta kullanılacaktır.

$$\text{Muamele } KT_{(D)} = \frac{(p-1)}{p(p-1)w^2(w-1)} \sum_k^p Q_k^2 \quad (4.1.15)$$

Analizi tamamlamak için gerekli olan diğer kareler toplamları ise,

$$\text{Blok(inek) } KT = \frac{1}{w} \sum_i Y_{i..}^2 - \frac{Y_{...}^2}{n} \quad (4.1.16)$$

$$\text{Periyod } KT = \frac{1}{(p-1)p} \sum_j Y_{.j.}^2 - \frac{Y_{...}^2}{n} \quad (4.1.17)$$

$$\text{Genel KT} = \sum_i \sum_j \sum_k Y_{ijk}^2 - \frac{Y_{...}^2}{n} \quad (4.1.18)$$

$$\text{Hata KT} = \text{GKT} - \text{MKT}_{(D)} - \text{PKT} - \text{BKT} \quad (4.1.19)$$

şeklinde hesaplanabilir.

Aynı analizi ortalamalar üzerinden de yapmak mümkündür. Bu durumda kareler toplamları aşağıdaki gibi hesaplanır:

$$\text{Blok KT} = w \sum_i \bar{Y}_{i..}^2 - n\bar{Y}^2 \quad (4.1.16')$$

$$\text{Periyod KT} = p(p-1) \sum_j \bar{Y}_{.j.}^2 - n\bar{Y}^2 \quad (4.1.17')$$

$$\text{Muamele}_{(D)} = \sum_k \left(w(p-1) \bar{Y}_{..k} - \sum_{i(k)} \bar{Y}_{i..} \right)^2 / p \quad (4.1.15')$$

$$\text{Hata KT} = \text{GKT} - \text{MKT}_{(D)} - \text{PKT} - \text{BKT} \quad (4.1.19')$$

Hesaplanan bu kareler toplamları, kareler ortalamaları ve serbestlik dereceleri ile birlikte, Çizelge 9 'daki gibi özetlenebilir.

Çizelge 9- Bloklanmış basit dönüşümlü denemelerin ortalamalar üzerinden varyans analizi.

V.K.	Ş.D.	KT	KO
Bloklar	$p^2 - p - 1$	$w \sum_i \bar{Y}_{i..}^2 - n\bar{Y}^2$	BKT/BSD
Periyodlar	$w - 1$	$p(p-1) \sum_j \bar{Y}_{.j.}^2 - n\bar{Y}^2$	PKT/PSD
Muameleler _(D)	$p - 1$	$\sum_k \left(w(p-1) \bar{Y}_{..k} - \sum_{i(k)} \bar{Y}_{i..} \right)^2 / p$	$\text{MKT}_D / \text{MSD}$
Hata KT	$p(p-2)$	$\text{GKT} - \text{MKT}_{(D)} - \text{PKT} - \text{BKT}$	$\text{HKT}/\text{HSD} = S^2$

Bloklara göre düzeltilmiş muamele ortalamasını hesaplamak için,

$$\bar{Y}'_{..k} = \bar{Y} + (2(p-1)\bar{Y}_{..k} - \sum_{i(k)} \bar{Y}_{i..})/p \quad (4.1.20)$$

eşitliği kullanılabilir. Yukarıda verilen eşitliklerde, \bar{Y} değeri bütün gözlemlerin ($n=2p(p-1)$ tane) ortalamasıdır. $\bar{Y}_{..k}$ değeri $2(p-1)$ tane değerden hesaplanan k 'inci muamelelerin düzeltilmemiş ortalamasıdır ve $\sum_{i(k)} \bar{Y}_{i..}$ ise

k 'inci muameleyi alan tüm hayvanlar için (herbiri iki rakamdan hesaplanan) blok ortalamalarının toplamıdır. Hemen yukarıdaki formülle hesaplanmış olan düzeltilmiş bir muamele ortalamasının standart hatası,

$$S_{\bar{Y}'_{..k}} = ((HKO/n)(1+2(p-1)^2/p))^{1/2} \quad (4.1.21)$$

eşitliği ile bulunur ve düzeltilmiş iki muamele ortalaması arasındaki farkın standart hatası,

$$S_{(\bar{Y}'_{..k} - \bar{Y}'_{..k'})} = (2HKO/p)^{1/2} \quad (4.1.22)$$

eşitliği ile elde edilir.

4.2. BASİT DÖNÜŞÜMLÜ GENİŞLETİLMİŞ EKSTRA PERİYOD DENEMELER

4.2.1. Deneme Planı ve Kuruluşu

İki periyodlu basit dönüşümlü deneme planlarının ikinci periyodunun tekrarlanması ile elde edilmektedir. Üç muamele için genişletilmiş ekstra periyodlu bir basit dönüşümlü denemenin planı;

Çizelge 10- Üç muamele için genişletilmiş basit dönüşümlü ekstra periyod denemenin planı.

Periyod	İnekler					
	1	2	3	4	5	6
1	1	2	1	3	2	3
2	2	1	3	1	3	2
2+1	2	1	3	1	3	2

şeklinde verilebilir. Çizelge içindeki rakamlar uygulanacak muameleleri göstermektedir. Bu tip deneme planlarının kuruluşu da aynen basit dönüşümlü deneme planlarında olduğu gibidir. Bu esasa göre kurulan denemede (Bölüm 4.1.2), son periyodun bir kez daha yinelenmesi gerekir.

4.2.2. Denemenin Analizi

Verilerin, analiz için Çizelge 11'deki gibi düzenlenmesinin kolaylık açısından yararı olacaktır. Bu çizelgedeki Y_{ijk} değerleri, i inci ineğin j inci periyod esnasında k inci muamele için göstermiş olduğu performanstır. Dikkat edileceği gibi ilk iki periyoddaki muamele çiftleri 2×2 lik tam bir Latin karesi oluşturmaktadır. $i=1,2, \dots, p(p-1)$ olup $p(p-1)$, toplam inek sayısıdır. $j=1,2, \dots, (w+1)$ olup $(w+1)$, ekstra periyodla birlikte toplam periyod sayısıdır. $k=1,2, \dots, p$ olup p , muamele sayısı; q , kare sayısı $(=p(p-1)/2)$; m , bir karedeki hayvan sayısıdır.

Çizelge 11- Genişletilmiş basit dönüşümlü ekstra periyod denemelerden elde edilen verilerin analiz için düzenlenmesi.

Kare	İnek	Periyod			İnek toplamları
		1	2	3	
1	1	(1) Y_{111}	(2) Y_{122}	(2) Y_{132}	$Y_{1..}$
	2	(2) Y_{212}	(1) Y_{221}	(1) Y_{231}	$Y_{2..}$
2	3	(1) Y_{311}	(3) Y_{323}	(3) Y_{333}	$Y_{3..}$
	4	(3) Y_{413}	(1) Y_{421}	(1) Y_{431}	$Y_{4..}$
q	$p(p-1)-1$	$(p-1) Y_{(p-1)p-1,1,(p-1)}$	(p) $Y_{p(p-1)-1,2,p}$	(p) $Y_{p(p-1)-1,3,p}$	$Y_{p(p-1)-1..}$
	$p(p-1)$	$(p) Y_{p(p-1),1,p}$	(p-1) $Y_{p(p-1),2,(p-1)}$	(p-1) $Y_{p(p-1),3,(p-1)}$	$Y_{p(p-1)..}$
Periyod Topamları		$Y_{.1.}$	$Y_{.2.}$	$Y_{.3.}$	$Y_{...}$

Bu deneme planının analizine geçmeden önce düzeltilmiş toplamlarla ilgili bir çizelge oluşturmak gerekir.

Çizelge 12- Genişletilmiş basit dönüşümlü ekstra periyod deneylerinin analizi için düzeltilmiş toplamlar.

Muamele	U_k	V_k	I_k	T_k	R_k	D_k	Q_k
1	U_1	V_1	I_1	T_1	R_1	D_1	Q_1
2	U_2	V_2	I_2	T_2	R_2	D_2	Q_2
⋮				⋮			
p	U_p	V_p	I_p	T_p	R_p	D_p	Q_p
Toplam	Y_{\dots}	mY_{\dots}	$mY_{.1.}$	Y_{\dots}	(Y_{\dots}) $-(Y_{.1.})$	0	0

Burada,

U_k = k inci muameleyi ekstra periyodda alan inekler için elde edilen toplamların toplamı.

V_k = Her karede, k inci muameleyi ihtiva eden sıra toplamlarının toplamı.

I_k = Her karede k inci muamelenin bulunduğu birinci periyodların toplamlarının toplamı.

T_k = k inci muamelenin toplamı.

R_k = k inci muameleyi hemen izleyen gözlemlerin toplamı.

Buna göre, direkt ve taşınan etkiler için düzeltilmiş toplamlar, sırası ile;

$$D_k = (w+1)T_k - U_k - V_k \quad (4.2.1)$$

ve

$$Q_k = (w+1) \left(R_k - \frac{V_k - I_k}{m} \right) \quad (4.2.2)$$

eşitlikleri ile verilebilir. Bu aşamadan sonra varyans analizine geçi -

lebilir.

$$DK = \frac{Y_{...}^2}{p(p-1)(w+1)} \quad (4.2.3)$$

$$GKT = \sum_i \sum_j \sum_k Y_{ijk}^2 - DK \quad (4.2.4)$$

$$\text{İnek KT} = \frac{1}{w+1} \sum_i Y_{i..}^2 - DK \quad (4.2.5)$$

Çizelge 11 'deki sembolik veriler fazla indisli olduğundan analiz işlemini daha basit bir şekilde verebilmek için aşağıdaki gibi bir çizelge hazırlayarak kareler içi periyod kareleri toplamını hesaplayabiliriz.

Çizelge 13- Periyod-kare toplamları.

Kare- Periyod	1	2	q	Toplam
1	Y_{11}	Y_{21}	...	Y_{q1}	$Y_{.1}$
2	Y_{12}	Y_{22}	...	Y_{q2}	$Y_{.2}$
p+1	Y_{13}	Y_{23}	...	Y_{q3}	$Y_{.3}$
Toplam	$Y_{1.}$	$Y_{2.}$		$Y_{q.}$	$Y_{..}$

Buna göre,

$$\text{Kare İçi Periyodlar KT} = \text{AltGr.KT} - \text{Kare KT}$$

$$= \frac{1}{m} \sum_u \sum_j Y_{uj}^2 - \left(\frac{1}{m(w+1)} \sum_u Y_{u.}^2 \right) \quad (4.2.6)$$

Direkt ve taşınan etki kareleri toplamını ise düzeltilmiş toplamlar çizelgesindeki D_k ve Q_k değerlerinden hesaplayabiliriz. Bunun için önce,

$$b = \frac{(w+1)(p-1)}{qm(w-1)(w+2)} \quad (4.2.7)$$

ve

$$b' = \frac{(w+1)(p-1)}{qw(mw-1)} \quad (4.2.7')$$

katsayıları bulunur ve ,

$$\text{Direkt Etki KT} = \frac{b \sum_k D_k^2}{(w+1)^2} \quad (4.2.8)$$

ve

$$\text{Taşınan Etki KT} = \frac{b' \sum_k Q_k^2}{(w+1)^2} \quad (4.2.9)$$

eşitlikleri ile hesaplanabilir.

Hata kareleri toplamı ise basit fark yöntemi ile her zaman olduğu gibi elde edilir.

$$\text{Hata KT} = \text{GKT} - (\text{İnek KT} + \text{Kare İçi Periyodlar KT} + \text{Direkt Etki KT} + \text{Taşınan Etki KT})$$

Buna göre varyans analizi Çizelge 14- te özetlenmiştir.

Çizelge 14- Genişletilmiş basit dönüşümlü ekstra periyod deneme planının varyans analizi.

V.K.	SD	KT
İnekler	$p(p-1)-1$	$(1/(w+1)) \sum_i Y_{i..}^2 - DK$
Kare içi Periyodlar	wq	$\frac{1}{m} \sum_u \sum_j Y_{uj}^2 - \left(\frac{1}{m(w+1)} \sum_u Y_u^2 \right)$
Direkt etki	$(p-1)$	$(b \sum_k D_k^2) / (w+1)^2$
Taşınan etki	$(p-1)$	$(b' \sum_k Q_k^2) / (w+1)^2$
Hata	$pw(p-1)-2p-wq+2$	FARK
Genel	$p(p-1)(w+1)-1$	

4.2.3. Muamele Ortalamaları ve Varyanslarının Tahmini

Muamelelerin direkt ve taşınan etkileri için ortalamaların tahminleri sırasıyla, sırasıyla;

$$\bar{d}_k = \frac{bD_k}{(w+1)} \quad (4.2.10)$$

ve

$$\bar{r}_k = \frac{b'Q_k}{(w+1)} \quad (4.2.11)$$

eşitlikleri ile hesaplanabilir. Bunların varyansları ise sırasıyla,

$$\hat{V}(\bar{d}_k) = bS^2 \quad (4.2.12)$$

$$\hat{V}(\bar{r}_k) = b'S^2 \quad (4.2.13)$$

şeklinde tahmin edilirler. Düzeltilmiş iki ortalama arasındaki farkın varyansı, $2\hat{V}(\bar{d}_k)$ ve düzeltilmemiş iki ortalamanın farkına ait varyans ise, $\hat{V}(\bar{d}_a + \bar{r}_a - \bar{d}_b - \bar{r}_b) = 2(\hat{V}(\bar{d}) + \hat{V}(\bar{r})) = 2(b + b') S^2$ olur.

4.3. GİFT DÖNÜŞÜMLÜ DENEMELER

4.3.1. Deneme Planı

Basit dönüşümlü denemelerde olduğu gibi çift dönüşümlü (Switch-Back) denemelerde de üzerinde çalışılan iki muamele vardır. Ancak bu tip denemelerde muamelenin birisi bir muamele dizisi içerisinde iki kez tekrarlanır. Muamelelerin uygulanması 1,2,1 ve 2,1,2 şeklindedir. Çizelge da çift dönüşümlü bir denemenin planı görülmektedir.

Çizelge 15- Çift dönüşümlü denemeler için temel plan

Karşılaştırma Periyodu	Muamele Grupları	
	1	2
1	1	2
2	2	1
3	1	2

Çizelgenin ortasındaki rakamlar muameleleri temsil etmektedir. Basit dönüşümlü deneme planlarındaki birinci periyotta uygulanan muamelelerin üçüncü bir periyotta yeniden uygulanmasıyla bu deneme planları elde edilmektedir.

4.3.2. Denemenin Kuruluşu

Bu deneme planında basit dönüşümlü planlardaki esasların genişletilmiş bir şekli uygulanır. Basit dönüşümlü denemelerde olduğu gibi mevcut inekler her iki gruba tesadüfi olarak dağıtılır. Yine her grupta eşit sayıda hayvan bulunması en iyisidir. Eğer inek sayısı tek ise bir gruba diğerinden bir fazla ayrılabilir.

İnekleri verim düzeylerine göre eşleştirerek, eşlerden birini bir gruba diğerini öbür gruba dağıtmak ta mümkündür. Ancak Lucas (1950) ve Brandt (1938), eşlemenin herhangi bir avantaj sağlayacağı görüşünde değildirler. Çünkü, bu metod hatadan sadece verim düzeylerindeki inekler arası varyasyonu değil aynı zamanda persistensteki inekler arası varyasyonu da hemen hemen tam olarak elemine eder. Böylece eş teşkil etmek için ciddi

bir sebep mevcut değildir.Eşleme yapıldığında hatanın serbestlik derecesi yaklaşık olarak yarıya düşmektedir.Dolayısıyla eşleme kullanılmayabilir.

En küçük hatanın gerçekleşmesi için üç periyodun da aynı uzunlukta olması gerekir.Çizelge 16'da çift dönüşümlü deneme planlarının kuruluş düzeni ve gözlem değerleri, sembolik olarak görülmektedir.

Çizelge 16- Çift dönüşümlü deneme planının kuruluşu

	Muamele Grupları		Toplam
	1	2	
Periyod 1	Y ₁₁₁₁ (1) Y ₁₂₁₁ ⋮ Y _{1n₁11}	Y ₂₁₁₂ (2) Y ₂₂₁₂ ⋮ Y _{2n₂12}	
	Toplam Y _{1.11}	Y _{2.12}	Y _{..1.}
Periyod 2	Y ₁₁₂₂ (2) Y ₁₂₂₂ ⋮ Y _{1n₁22}	Y ₂₁₂₁ (1) Y ₂₂₂₁ ⋮ Y _{2n₂21}	
	Toplam Y _{1.22}	Y _{2.21}	Y _{..2.}
Periyod 3	Y ₁₁₃₁ (1) Y ₁₂₃₁ ⋮ Y _{1n₁31}	Y ₂₁₃₂ (2) Y ₂₂₃₂ ⋮ Y _{2n₂32}	
	Toplam Y _{1.31}	Y _{2.32}	Y _{..3.}

Y....

Çizelgede parantez ile gösterilen rakamlar muameleleri temsil etmektedir.

4.3.3. Denemenin Analizi

4.3.3.1. Matematik Model ve Sembolik Varyans Analizi

Çift dönüştümlü deneme planlarının matematik modeli şöyledir;

$$Y_{ijkl} = S_{ij} + \lambda_{ij} x_k + \pi_k + \tau_l + \epsilon_{ijkl} \quad (4.3.1)$$

Burada,

Y_{ijkl} = i 'inci muamele grubundaki j 'inci ineğin k 'inci peri -
yod esnasında almış olduğu l 'inci muameleye ait perfor-
manstır. ($i = 1,2; j = 1, \dots, n_1; k = 1,2,3$).

S_{ij} = i 'inci muamele grubundaki j 'inci ineğin gerçek etkisidir.
 λ_{ij} = i 'inci muamele grubundaki j 'inci ineğin linear zaman ti-
rendidir.

X_k = Zaman birimleridir. İlk periyodda $X=1$, ikinci periyodda $X=0$
ve üçüncü periyodda $X= -1$ olarak alınır.

π_k = k 'inci periyodun gerçek etkisidir ($\sum_k \pi_k = 0$) .

τ_l = l 'inci muamelenin gerçek etkisi ($\sum_l \tau_l = 0$) . $l = 1,2$ olup i ve k 'nın bir fonksiyonudur.

ϵ_{ijkl} = Tesadüfi hata.

Bu deneme planının analizinden önce, hesaplamaların daha kolay yapılabilmesi için verilerin Çizelge 17 gibi düzenlenmesi uygun olacaktır.

Çizelge 17-Çift dönüşümlü denemelerden elde edilen verilerin analiz için düzenlenmesi.

Muamele Grubu	Karşılaş. Periyodu	Muamele	İnekler				Toplam	
1	1	1	Y_{1111}	Y_{1211}	Y_{1n_111}	$Y_{1.11}$	P_{11}
	2	2	Y_{1122}	Y_{1222}	Y_{1n_122}	$Y_{1.22}$	P_{12}
	3	1	Y_{1131}	Y_{1231}	Y_{1n_131}	$Y_{1.31}$	P_{13}
	Fark			D_{11}	D_{12}	D_{1n_1}	$D_{1.}$
2	1	2	Y_{2112}	Y_{2212}	Y_{2n_212}	$Y_{2.12}$	P_{21}
	2	1	Y_{2121}	Y_{2221}	Y_{2n_221}	$Y_{2.21}$	P_{22}
	3	2	Y_{2132}	Y_{2232}	Y_{2n_232}	$Y_{2.32}$	P_{32}
	Fark			D_{21}	D_{22}	D_{2n_2}	$D_{2.}$

Çizelgedeki "Farklar", birinci ve üçüncü periyodlar esnasındaki performansların toplamından ikinci periyoddaki performansın iki katının çıkarılmasıyla elde edilir.Yani;

$$D_{ij} = Y_{ij1} + Y_{ij3} - 2Y_{ij2} \quad \text{ve} \quad G_1 = P_{11} + P_{13} - 2P_{12} \quad (4.3.2)$$

dir.

Çift dönüşümlü denemelerde de , analiz yapılırken, basit dönüşümlü denemelerin analizinde olduğu gibi sadece muamele etkilerinin kontrolü için gerekli olan muamele ve hata kareleri toplamları hesaplanır.

$$\text{Muamele KT} = \frac{(n_2G_1 - n_1G_2)^2}{6n_1n_2(n_1+n_2)} \quad (4.3.3)$$

$$\text{Hata KT} = \frac{1}{6} \sum_i \sum_j D_{ij}^2 - \frac{G_1^2}{6n_1} - \frac{G_2^2}{6n_2} \quad (4.3.4)$$

$n_1 = n_2 = n$ ise bu eşitlikler daha da basitleşir ve şu şekle dönüşür;

$$\text{Muamele KT} = \frac{(G_1 - G_2)^2}{12n} \quad (4.3.5)$$

ve

$$\text{Hata KT} = \frac{1}{6} \sum_i \sum_j D_{ij}^2 - \frac{1}{6n} (G_1^2 + G_2^2) \quad (4.3.6)$$

Buna göre Kareler toplamları, ortalamaları ve serbestlik dereceleri Çizelge ' ki gibi özetlenebilir.

Çizelge 18- Çift dönüşümlü deneme planlarının varyans analizi.

V.K,	sd	KT	KO	F
Muameleler	1	$\frac{(n_2 G_1 - n_1 G_2)^2}{6n_1 n_2 (n_1 + n_2)}$	MKT/MSD	$\frac{MKO}{HKO}$
Hata KT	$n_1 + n_2 - 2$	$\frac{1}{6} \sum_i \sum_j D_{ij}^2 - \frac{G_1^2}{6n_1} - \frac{G_2^2}{6n_2}$	HKT/HSD	

4.3.3.2. Muamele Ortalamalarının Tahmini

1'inci muamelelerin ortalamasına ait tahmin eşitliği aşağıdaki gibidir;

$$\bar{Y}_1 = \bar{Y} + t_1 \quad (4.3.7)$$

Burada,

$$\bar{Y} = \frac{1}{3(n_1 + n_2)} \left(\sum_i \sum_k P_{ik} - \frac{(n_1 - n_2)(n_2 G_1 - n_1 G_2)}{8n_1 n_2} \right)$$

ve

$$t_1 = \pm \frac{(n_2 G_1 - n_1 G_2)}{8n_1 n_2}$$

dir. t_1 değeri; birinci muamele için (l=1) artı, ikinci muamele için (l=2) eksi işaretini alır. $n_1 = n_2 = n$ olduğu zaman \bar{Y} ve t_1 değerleri yerine,

$$\bar{Y} = \frac{1}{6n} \sum_i \sum_k P_{ik}$$

ve

$$t_1 = \pm \frac{G_1 - G_2}{8n}$$

değerleri koyularak, ifade daha da basitleştirilebilir.

4.3.3.3. Muamele Ortalamalarına ait Varyansın Tahmini

Herhangi bir muamele ortalamasına ait varyansın tahmini,

$$\hat{V}(\bar{Y}_1) = \frac{3(n_1+n_2) S^2}{16n_1n_2} \quad (4.3.8)$$

formülü ile yapılabilir. $n_1=n_2=n$ ise bu ifade,

$$\hat{V}(\bar{Y}_1) = \frac{3S^2}{8n} \quad (4.3.8')$$

şekline dönüşür.

4.3.3.4. Muamele Ortalamalarının Farkına Ait Varyansın Tahmini.

Muamele ortalamalarının farkı için varyans,

$$\hat{V}(\bar{D}) = 2\hat{V}(\bar{Y}_1) \quad (4.3.9)$$

eşitliği ile bulunur. Burada,

$$\bar{D} = (\bar{Y}_1 - \bar{Y}_2) = \frac{n_2 G_1 - n_1 G_2}{4n_1 n_2} \quad (4.3.10)$$

olarak hesaplanır.

4.3.3.5. En Küçük Önemli Fark ve Güven Sınırları

Basit dönüşümlü deneme planlarının analizindeki gibi bu deneme planı için de en küçük önemli fark ve muamele ortalamalarının farkına ait güven sınırları hesaplanabilir. En küçük önemli fark için formül,

$$\bar{D}_{\min} = t \sqrt{\hat{V}(\bar{D})} \quad (4.3.11)$$

şeklindedir ve ortalamaların farkı için güven sınırları,

$$L(\bar{D}) = \bar{D} \pm \bar{D}_{\min} \quad (4.3.12)$$

şeklinde verilebilir. Burada t değeri, istenen önem seviyesinde ve n_1+n_2-2 serbestlik derecesindeki Student'in cetvel değeridir.

4.3.3.6. Deneme Planının Bloklanması Durumunda Analizdeki Değişiklikler.

Bazı durumlarda araştırmacı, arzulanan kesinlikte çift dönüşümlü deneme planı kurmak için yeterli sayıda ırk veya inçe sahip olmayabilir. Ya da bizzat muamele x ırk interaksiyonunu da test etmek isteyebilir. Bir başka şık olarak, araştırmayı birkaç ırk kullanarak yürütmek isteyebilir. Bu durumda, araştırmayı her ırkın üzerinde kurulmuş eşitli denemeleri ihtiva eden bir deneme şeklinde yapmak mümkündür. Böylece her ırk bir blok oluşturacaktır.

Böyle bir denemenin analizi önceki temel analizlerin kuralları içerisinde kolaylıkla izah edilebilir. Muamele kareleri toplamı için, ırklar ihmal edilip deneme bir bütün olarak düşünülerek çift dönüşümlü denemeler için yukarıda verilen MKT formülü uygulanabilir. Bunun anlamı şudur: G ler uygun bloklardaki inekler için D'ler toplamıdır ve n ise her gruptaki ineklerin toplam sayısıdır (her bloktaki inek sayısı eşit). Bu kareler toplamı 1 serbestlik derecesine sahiptir. Muamele x Irk interaksiyonunu kareleri toplamını elde etmek amacıyla ayrı ayrı her ırk için söz konusu MKT eşitliğinden muamele kareleri toplamları hesaplanır. Daha sonra ayrı ayrı bulunan bu muamele kareleri toplamları birleştirilir ve denemenin tümü üzerinden hesaplanan genel muamele kareleri toplamı bundan çıkarılır. Neticedeki fark, Muamele x Irk interaksiyon kareleri toplamıdır. Bu, mevcut olan ırk sayısından bir eksik serbestlik derecesine sahiptir. Çünkü muamele karelerinin serbestlik derecesi 1 dir.

Hata kareleri toplamını elde etmek için ise, ilkin her ırk için ayrı ayrı hata kareleri toplamı Bölüm 4.3.3.1 deki HKT eşitliğine göre hesaplanır. Sonra bunlar, tüm deneme için hata kareleri toplamını bulmak üzere birleştirilir. Hata serbestlik derecesi de doğal olarak ayrı ayrı her ırk için bulunan hata hata serbestlik derecelerinin toplamıdır.

Eğer muamele x ırk interaksyonu kareleri ortalaması hata kareleri ortalamasından büyük değilse, genel muamele etkilerinin testi amacıyla hatayı elde etmek için her ikisi birleştirilebilir.

İrk esasına göre blok oluşturmak yerine başlangıç zamanı veya muamele farklarını yaratacak olan başka herhangi bir faktöre göre blok oluşturmak daha avantajlı olabilir. Bu durumda analizlerdeki esaslar aynı kalmaktadır.

Her bir bloğun her muamele grubu için sadece bir inekten ibaret olması durumunda, muamele x ırk (veya muamele ile bloklamada esas alınan herhangi bir faktör arasındaki) interaksyonu, muamele etkilerinin testinde hata olarak kullanılmalıdır.

4.4. ÇİFT DÖNÜŞÜMLÜ FAKTÖRİYEL DENEMELER

4.4.1. Deneme Planı

Çift dönüşümlü faktöriyel deneme planlarında da alelade çift dönüşümlü deneme planlarındaki esaslardan faydalanılır.Yine üç tane periyod vardır.Ancak normal çift dönüşümlü deneme planlarından farklı olarak her periyotta her ineğe bir muamele kombinasyonu uygulanmaktadır.Bununla beraber,burada incelenen iki seviyeli iki faktörden başka, daha fazla seviyeli daha fazla faktörün de ele alınması mümkündür.Aşağıda 2x2 'lik faktöriyel tertipte çift dönüşümlü bir denemenin planı görülmektedir.

Çizelge 19- 2x2 'lik faktöriyel tertipte çift dönüşümlü denemenin temel planı.

Karşılaştırma Periyodu	Muamele Grupları			
	1	2	3	4
1	11	22	12	21
2	22	11	21	12
3	11	22	12	21

Çizelgedeki rakam çiftleri muamele kombinasyonlarını göstermektedir.Her çiftin birinci rakamı birinci faktörün seviyelerini, ikinci rakamı da ikinci faktörün seviyelerini temsil etmektedir.

4.4.2. Denemenin Kuruluşu

2x2 'lik faktöriyel tertipteki çift dönüşümlü bir denemenin kuruluş düzeni Çizelge 20 verilmiştir.Bu deneme planı kurulurken mevcut inekler her muamele grubuna eşit olarak pay edilmeli ve dağıtım tesadüfi olmalıdır.Ancak bazı durumlarda, grupların birinde diğerlerine nazaran bir veya daha fazla ekstra inek bulunmasının herhangi bir zararı yoktur. Ay-

rıca, maksimum hassasiyeti sağlamak için her üç periyodun da eşit uzunlukta devam etmesi gerekir.

Çizelge 20 - Çift dönüşümlü faktöriyel deneme planının kuruluşu

Periyod	Gruplar				Toplam
	1	2	3	4	
1	Y_{111} (11) Y_{121} \vdots Y_{1n_11}	Y_{211} (22) Y_{221} \vdots Y_{2n_21}	Y_{311} (12) Y_{321} \vdots Y_{3n_31}	Y_{411} (21) Y_{421} \vdots Y_{4n_41}	
	$Y_{1.1}$	$Y_{2.1}$	$Y_{3.1}$	$Y_{4.1}$	$Y_{..1}$
2	Y_{112} (22) Y_{122} \vdots Y_{1n_12}	Y_{212} (11) Y_{222} \vdots Y_{2n_22}	Y_{312} (21) Y_{322} \vdots Y_{3n_32}	Y_{412} (12) Y_{422} \vdots Y_{4n_42}	
	$Y_{1.2}$	$Y_{2.2}$	$Y_{3.2}$	$Y_{4.2}$	$Y_{..2}$
3	Y_{113} (11) Y_{123} \vdots Y_{1n_13}	Y_{213} (22) Y_{223} \vdots Y_{2n_23}	Y_{313} (12) Y_{323} \vdots Y_{3n_33}	Y_{413} (21) Y_{423} \vdots Y_{4n_43}	
	$Y_{1.3}$	$Y_{2.3}$	$Y_{3.3}$	$Y_{4.3}$	$Y_{..3}$

Y...

Çizelgedeki rakam çiftlerinden ilki birinci faktörün seviyelerini, ikincisi de ikinci faktörün seviyelerini göstermektedir. Uygulamada Çizelge 20' deki gibi kurulabilecek çift dönüşümlü faktöriyel bir denemede, her iki faktörün de esas etkisinin, normal çift dönüşümlü deneme planında uy

gülenen analiz şekli kullanılarak tahmin edilebileceği görülmektedir. Ancak interaksyon etkisi grupların etkisi ile karışacağından iki faktörün interaksyonunu bu işlemle tahmin edilemez. Eğer birinci karşılaştırma periyodundan önce bütün gruplardaki hayvanlar için, tümünün standart bir rasyonla beslendiği belli bir standart periyod uygulanırsa interaksyonun tahmini ve testi mümkündür. Standart periyod ve birinci karşılaştırma periyodunda elde edilen veriler kullanılarak deneme planı normal faktöryel deneme planındaki gibi analiz edilebilir. Bu analiz gerçekten interaksyon hakkında bize iyi bilgiler verir, fakat her etkinin tahminindeki doğruluk derecesi aynı olmayacaktır.

4.4.3. Denemenin Analizi

4.4.3.1. Matematik Model ve Sembolik Varyans Analizi

Burada, ilk karşılaştırma periyodundan önce bir standart periyod uygulanmadığı durumlardaki analiz şekli üzerinde detaylı durulacaktır. İnteraksyonlu durumun analizi çok büyük bir farklılık göstermemektedir.

2x2 'lik çift dönüşümlü faktöryel denemede, Bölüm 4.4.2 de de görülebileceği gibi dört tane grup ($i = 1, 2, 3, 4$) ve üç tane de periyod ($k = 1, 2, 3$) vardır. Her grupta bulunan hayvanların sayısındaki farklılıkları dikkate alabilmek için, gruplardaki hayvanların sayılarını sırayla n_1, n_2, n_3, n_4 ($j = 1, 2, \dots, n_i$) olarak gösterelim. Bu durumda denemenin matematik modeli aşağıdaki gibidir.

$$Y_{ijk} = S_{ij} + \lambda_{ij} X_k + \pi_k + \alpha_h + \beta_v + \epsilon_{ijk} \quad (4.4.1)$$

Burada,

Y_{ijk} = i 'inci gruptaki j 'inci ineğin k 'inci periyod esnasındaki performansıdır.

S_{ij} = i 'inci gruptaki j 'inci ineğin gerçek etkisi.

λ_{ij} = i 'inci gruptaki j 'inci ineğe ait linear zaman trendi.

X_k = Zaman birimleri (birinci periyod için $X=1$, ikinci periyod için $X=0$ ve üçüncü periyod için $X=-1$).

π_k = k 'inci periyodun gerçek etkisi ($\sum_k \pi_k = 0$).

α_h = Birinci faktörün h 'inci seviyesinin etkisi ($\sum_h \alpha_h = 0$).

β_v = ikinci faktörün v 'inci seviyesinin etkisi ($\sum_v \beta_v = 0$).

ϵ_{ijk} = Tesadüfi hata.

Deneme planının analizi için veriler, aşağıdaki gibi düzenlenebilir.

Çizelge 21- Çift dönüşümlü faktöriyel denemelerden elde edilen verilerin analiz için düzenlenmesi.

Grup	Karşılař. Periyodu	Muamele	İnekler	Σ	$\bar{Y}_{i.k} = Y_{i.k}/n_i$
1	1	11	$Y_{111} \ Y_{121} \ \dots \ Y_{1n_11}$	$Y_{1.1}$	$\bar{Y}_{1.1}$
	2	22	$Y_{112} \ Y_{122} \ \dots \ Y_{1n_12}$	$Y_{1.2}$	$\bar{Y}_{1.2}$
	3	11	$Y_{113} \ Y_{123} \ \dots \ Y_{1n_13}$	$Y_{1.3}$	$\bar{Y}_{1.3}$
	Fark		$D_{11} \ D_{12} \ \dots \ D_{1n_1}$	$D_{1.}$	\bar{D}_1
2	1	22	$Y_{211} \ Y_{221} \ \dots \ Y_{2n_21}$	$Y_{2.1}$	$\bar{Y}_{2.1}$
	2	11	$Y_{212} \ Y_{222} \ \dots \ Y_{2n_22}$	$Y_{2.2}$	$\bar{Y}_{2.2}$
	3	22	$Y_{213} \ Y_{223} \ \dots \ Y_{2n_23}$	$Y_{2.3}$	$\bar{Y}_{2.3}$
	Fark		$D_{21} \ D_{22} \ \dots \ D_{2n_2}$	$D_{2.}$	\bar{D}_2
3	1	12	$Y_{311} \ Y_{321} \ \dots \ Y_{3n_31}$	$Y_{3.1}$	$\bar{Y}_{3.1}$
	2	21	$Y_{312} \ Y_{322} \ \dots \ Y_{3n_32}$	$Y_{3.2}$	$\bar{Y}_{3.2}$
	3	12	$Y_{313} \ Y_{323} \ \dots \ Y_{3n_33}$	$Y_{3.3}$	$\bar{Y}_{3.3}$
	Fark		$D_{31} \ D_{32} \ \dots \ D_{3n_3}$	$D_{3.}$	\bar{D}_3
4	1	21	$Y_{411} \ Y_{421} \ \dots \ Y_{4n_41}$	$Y_{4.1}$	$\bar{Y}_{4.1}$
	2	12	$Y_{412} \ Y_{422} \ \dots \ Y_{4n_42}$	$Y_{4.2}$	$\bar{Y}_{4.2}$
	3	21	$Y_{413} \ Y_{423} \ \dots \ Y_{4n_43}$	$Y_{4.3}$	$\bar{Y}_{4.3}$
	Fark		$D_{41} \ D_{42} \ \dots \ D_{4n_4}$	$D_{4.}$	\bar{D}_4

Bu deneme planının analizi oldukça basit olup sadece, muamele etkilerinin testi için gerekli olan üç tane kareler toplamının hesaplanması gereklidir. Birisi, ilk faktörün esas etkisi için, diğeri ikinci faktörün esas etkisi için ve birdiğeri de hata içindir.

Analize geçmeden önce, analizi kolaylaştırmak amacı ile farklarla ilgili bir çizelge hazırlamak gerekir. Bu aşağıda gösterilmektedir.

Çizelge 22- Farklar

Gruplar	İnekler				n_i	$D_{i.}$	\bar{D}_i
	1	2	n_i			
1	D_{11}	D_{12}	D_{1n_1}	n_1	$D_{1.}$	\bar{D}_1
2	D_{21}	D_{22}	D_{2n_2}	n_2	$D_{2.}$	\bar{D}_2
3	D_{31}	D_{32}	D_{3n_3}	n_3	$D_{3.}$	\bar{D}_3
4	D_{41}	D_{42}	D_{4n_4}	n_4	$D_{4.}$	\bar{D}_4

Bu çizelgedeki D_{ij} , \bar{D}_i ve $D_{i.}$ değerleri şöyle hesaplanmaktadır

$$D_{11} = Y_{111} + Y_{113} - 2Y_{112}$$

$$D_{12} = Y_{121} + Y_{123} - 2Y_{122}$$

⋮

$$D_{44} = Y_{441} + Y_{443} - 2Y_{442}$$

(4.4.2)

$$D_{1.} = D_{11} + \dots + D_{1n_1}$$

$$D_{2.} = D_{21} + \dots + D_{2n_2}$$

⋮

$$D_{4.} = D_{41} + \dots + D_{4n_4}$$

veya toplamalar üzerinden gösterilirse, örneğin $D_{1.}$ için;

$$D_{1.} = Y_{1.1} + Y_{1.3} - 2Y_{1.2}$$

⋮

ve

$$\bar{D}_1 = D_{1.} / n_1 \quad \dots \quad \bar{D}_4 = D_{4.} / n_4$$

Buna göre birinci faktöre a ikinci faktöre b dersek;

$$A \text{ KT} = \frac{(\bar{D}_1 + \bar{D}_3 - \bar{D}_2 - \bar{D}_4)^2}{6 \sum \frac{1}{n_i}} \quad (4.4.3)$$

$$B \text{ KT} = \frac{(\bar{D}_1 + \bar{D}_4 - \bar{D}_2 - \bar{D}_3)^2}{6 \sum \frac{1}{n_i}} \quad (4.4.4)$$

ve

$$Hata \text{ KT} = \frac{1}{6} - \left(\sum_i \sum_j D_{ij}^2 - \left(\sum_i D_{i.}^2 / n_i \right) + \frac{(\bar{D}_1 + \bar{D}_2 - \bar{D}_3 - \bar{D}_4)^2}{\sum_i \frac{1}{n_i}} \right) \quad (4.4.5)$$

Kareler ortalamaları ve önem testleri bilinen şekilde hesaplanmaktadır. Hesaplanan değerler serbestlik dereceleri ile birlikte Çizelge 23 özetlenmiştir.

Çizelge 23 - Çift dönlümlü faktöriyel deneme planlarının varyans analizi.

VK	SD	KT
A Etkileri	1	$\frac{(\bar{D}_1 + \bar{D}_3 - \bar{D}_2 - \bar{D}_4)^2}{6 \sum \frac{1}{n_i}}$
B Etkileri	1	$\frac{(\bar{D}_1 + \bar{D}_4 - \bar{D}_2 - \bar{D}_3)^2}{6 \sum \frac{1}{n_i}}$
Hata	$N-3$	$\frac{1}{6} - \left(\sum_i \sum_j D_{ij}^2 - \left(\frac{\sum_i D_{i.}^2}{n_i} \right) + \frac{(\bar{D}_1 + \bar{D}_2 - \bar{D}_3 - \bar{D}_4)^2}{\sum_i \frac{1}{n_i}} \right)$

4.4.3.2. Muamele Ortalamalarının Tahmini

B faktörünün heriki seviyesi üzerinden ortalaması alınan A faktörünün h'inci seviyesi için ve A faktörü üzerinden ortalaması alınan B faktörünün v'inci seviyesi için ortalamalar sırayla aşağıdaki kaynaklardan meydana gelmektedir;

$$\bar{S} + \alpha_h \quad \text{ve} \quad \bar{S} + \beta_v$$

Burada,

$$\bar{S} = \frac{1}{N} \sum_i \sum_j S_{ij} \quad ; \quad N = n_1 + n_2 + n_3 + n_4$$

şeklinde verilir. Yukarıdaki iki değere ait örnek tahminleri,

$$\bar{Y}_{Ah} = \bar{Y} + Ah \quad (4.4.6)$$

$$\bar{Y}_{Bv} = \bar{Y} + Bv \quad (4.4.7)$$

Burada,

$$\bar{Y} = \frac{1}{3N} \left(\sum_i \sum_k Y_{i.k} - \frac{(n_1 + n_3 - n_2 - n_4)(\bar{D}_1 + \bar{D}_3 - \bar{D}_2 - \bar{D}_4)}{16} \right)$$

ve

$$Ah = \pm 1/16 (\bar{D}_1 + \bar{D}_3 - \bar{D}_2 - \bar{D}_4)$$

$$Bv = \pm 1/16 (\bar{D}_1 + \bar{D}_4 - \bar{D}_2 - \bar{D}_3)$$

bağıntıları ile elde edilir. Ah ve Bv ifadeleri, faktörlerin birinci seviyelerine ait ortalamalar bulunmak istendiği zaman (h=1 ve v=1) eksi işareti, faktörlerin ikinci seviyelerine ait ortalamalar bulunmak istendiği zaman (h=2 ve v=2) artı işareti alır. Aynı ifadeler $n_i = n$ olduğu zaman daha da basitleşir ve,

$$\bar{Y} = \frac{1}{3N} \sum_i \sum_j Y_{i.k}$$

$$Ah = \pm 1/16n (D_1 + D_3 - D_2 - D_4)$$

$$Bv = \pm 1/16n (D_1 + D_4 - D_2 - D_3)$$

Bazı durumlarda, arařtırmacılar üzerinde alıřılan muamelelerin temsil edildiđi drt tane ortalamayı hesaplayarak sonu izelgesinde zet olarak vermeyi arzu edebilir. Bu durumda ortalamaları řu eřitlikle hesaplamak mmkndr.

$$\bar{Y}_{hv} = \bar{Y} + Ah + Bv$$

Bu eřitlikteki terimler biraz nceki eřitlikte olduđu gibi hesaplanır.

4.4.3.3. Muamele Ortalamalarına Ait Varyans Tahminleri

Yukarıda hesaplanan ortalamaların tm aynı varyansa sahiptir.

Bu da ,

$$\hat{V}(\bar{Y}_{Ah}) = \hat{V}(\bar{Y}_{Bv}) = \hat{V}(\bar{Y}) = \frac{3 \sum \frac{1}{n_i}}{64} S^2 \quad (4.4.8)$$

$n_i = n$ ise,

$$\hat{V}(\bar{Y}) = \frac{3}{16n} S^2 \quad (4.4.8')$$

řeklinde ifade edilir. Buradaki S^2 deđeri, varyans analiz cetvelindeki hata kareleri ortalamasıdır.

4.4.3.4. Muamele Ortalamalarının Farklarına ait Varyans Tahminleri.

Aynı muamelelerin deđiřik seviyelerine ait ortalamaların farkları řyle hesaplanır.

$$\bar{D}_A = \bar{Y}_{A1} - \bar{Y}_{A2} = 1/8(\bar{D}_1 + \bar{D}_3 - \bar{D}_2 - \bar{D}_4) \quad (4.4.9)$$

$$\bar{D}_B = \bar{Y}_{B1} - \bar{Y}_{B2} = 1/8(\bar{D}_1 + \bar{D}_4 - \bar{D}_2 - \bar{D}_3) \quad (4.4.10)$$

eđer $n_i = n$ ise,

$$\bar{D}_A = 1/8n(\bar{D}_1 + \bar{D}_3 - \bar{D}_2 - \bar{D}_4) \quad (4.4.9')$$

$$\bar{D}_B = 1/8n (\bar{D}_{1.} + \bar{D}_{4.} - \bar{D}_{2.} - \bar{D}_{3.}) \quad (4.4.10')$$

olur. Her iki muamele ortalamasına ait varyans tahmini aynıdır ve ,

$$\hat{V}(\bar{D}) = 2\hat{V}(\bar{Y}) \quad (4.4.11)$$

olur.

Eğer AB interaksyonu sıfır kabul edilirse 11 ve 22 muamele kombinasyonları ve 12 ve 21 muamele kombinasyonları arasındaki farkların varyansları hesaplanır. Bu farklar,

$$\bar{D}_{11,22} = \bar{D}_A + \bar{D}_B = 1/4 (\bar{D}_1 - \bar{D}_2) = \frac{n_2 \bar{D}_{1.} - n_1 \bar{D}_{2.}}{4n_1 n_2} \quad (4.4.12)$$

$$\bar{D}_{12,21} = \bar{D}_A + \bar{D}_B = 1/4 (\bar{D}_3 - \bar{D}_4) = \frac{n_4 \bar{D}_{3.} - n_3 \bar{D}_{4.}}{4n_3 n_4}$$

eşitlikleri ile tahmin edilir. Bunlara ait varyanslar,

$$\hat{V}(\bar{D}_{11,22}) = \frac{3(n_1 + n_2)}{8n_1 n_2} S^2 \quad (4.4.13)$$

$$L(\bar{D}_A) = \bar{D}_A \pm t \sqrt{\hat{v}(\bar{D})} \quad (4.4.16)$$

$$L(\bar{D}_B) = \bar{D}_B \pm t \sqrt{\hat{v}(\bar{D})} \quad (4.4.17)$$

formülleri yardım ile hesaplanabilir. Burada t değeri, N-3 serbestlik derecesinde ve arzulanan güven düzeyindeki Student'in cetvel değeridir. $\bar{D}_{11,22}$ ve $\bar{D}_{12,21}$ farkları için güven sınırları ise,

$$L(\bar{D}_{11,22}) = \bar{D}_{11,22} \pm t \sqrt{\hat{v}(\bar{D}_{11,22})} \quad (4.4.18)$$

$$L(\bar{D}_{12,21}) = \bar{D}_{12,21} \pm t \sqrt{\hat{v}(\bar{D}_{12,21})} \quad (4.4.19)$$

eşitlikleri ile tahmin edilir. t değeri burada da aynıdır.

Analiz için genellikle enson standart ayrılış veya varyasyon kat sayısı hesaplanarak, bir sonuç çizelgesinde ilgilenilen muamele ortalamaları ve %5 veya %1 güven düzeyindeki güven sınırları sunulabilir.

4.4.3.6. Deneme Planının Bloklanması Durumu

Çift dönüşümlü deneme planları, analiz için uygun modifikasyonlarla, normal çift dönüşümlü denemelerde olduğu gibi, bloklama prensibi ile kurulabilir. Ancak analizi karmaşık hale getirmemek için her bir blokta dört muamele için de aynı sayıda hayvan kullanılmalıdır.

4.5. ÇİFT DÖNÜŞÜMLÜ EKSİK/BLOK DENEME PLANLARI

4.5.1. Deneme Planı

Süt sığırları ile yapılan besleme denemelerinde genellikle çift dönüşümlü denemelerin hassasiyetinden yararlanmak arzu edilmektedir. Dolayısıyla bu tip denemelerden çift dönüşümlü deneme planları sık sık kullanılmaktadır. Ancak bu deneme planları sadece iki muamelelerin karşılaştırılmasına olanak tanır ve kullanımları sınırlıdır. Çift dönüşümlü ve dengelenmiş eksik bloklar prensibinin birleştirilmesi ile çift dönüşümlü eksik blok deneme planları oluşturulabilir. Bu ilkeye göre eksik bloklu çift dönüşümlü deneme planı aşağıdaki gibidir.

Çizelge 24 - Çift Dönüşümlü eksik blok denemeler için temel plan

Karşılaştırma Periyodu	Gruplar						
	1.çift		2.çift		p(p-1)/2 inci çift	
	a	b	a	b		a	b
1	1	2	1	3	p-1	p
2	2	1	3	1	p	p-1
3	1	2	1	3	p-1	p

4.5.2. Denemenin Kuruluşu

Bu tip bir denemenin kuruluşunda eğer muamele sayısı çift ise enaz $(p-1)p$ tane ineğe ihtiyaç duyulur. Muamele sayısının tek olduğu durumlarda bu sayı $p(p-1)/2$ tanedir, çünkü planın dengesini bozmamak için her bir grup çiftinden bir ineğin atılması gerekir. Bu atma işlemi • şekilde ayarlanmadır ki periyodların herbirinde geriye kalan muamelelerin herbiri aynı sayıda denemeye alınabilsin. Muamele sayısının tek olduğu deneme planları Bölüm 9.1.1 de verilmektedir. Burada da görüleceği gibi tam bir deneme planı muamele sayısının tek olduğu durumlarda da, çift olduğu durumlardaki kadar iyi bir şekilde kullanılabilir.

Tabii ki bunun için yeterli ineklerin mevcut olması gerekir.

Çift sayıdaki muameleler için planların düzenlenişi oldukça basittir. Önce muameleler kendi içerisinde eşlendirilir ve sonra her eş için eşli gruplar teşkil edilir. Aynı şey, yeterli inek varsa muamele sayısı tek olduğunda da yapılabilir. Bölüm 4.5.3.6'de desenler katalogunda verilmiş olan desenler "indirgenmiş" ve "tamamlayan" şeklinde iki parçaya ayrılmıştır. Bunlar mevcut deneme materyali miktarına göre tek bir desen olarak kullanılabilir gibi, sadece bir tanesine yetecek kadar materyal varsa indirgenmiş desen de bunun tamamlayıcısı arasında tesadüfi bir seçim yapılabilir. Veya bloklaşma yapıldığında her ikisi ayrı blokları oluşturabilir. Bölüm 4.5.3.6'daki bloklaşma bahsinde değinileceği gibi beş veya daha fazla muamele olduğu zaman indirgenmiş desen veya bunun tamamlayıcısı bloklara ayrılabilir. Belli bir araştırmaya indirgenmiş desenin yada tamamlayıcısının tüm blokları kullanılır. İşaret edilen minimum inek sayısından daha fazla inek kullanılacaksa bu sayı minimum sayının tam katları olmalıdır.

Çoğu hallerde de herhangi bir zamanda veya herhangi bir yerde tam bir deneme planı kurmak için inek sayısı yetersiz olabilir. Böyle bir durumda gruplar, herbiri farklı bir zaman veya yerde küçük gruplar veya bloklar şeklinde alt bölümlere ayrılabilir. Deneme planlarının grup çiftleri içermesi durumunda (p tek veya çift) her bir çift bir blok olarak düşünülebilir veya bir kaç tane grup çifti birleştirilerek bir blok oluşturulabilir. Blokların oluşturulması esnasında grup çiftlerini oluşturan muamele grupları birbirinden ayrılmamalıdır. Bununla beraber deneme planlarında eşlenmemiş gruplar kullanılması durumunda blokların oluşturulması için daha az seçenek vardır. Eğer denge muhafaza edilmek isteniyorsa bloklar Bölüm 4.5.3.6'da gösterildiği gibi olmalıdır. Her muamele grubundaki bloktan bloğa da aynı olması gerektiği hatırlanmalıdır. Bloklanmış planlar için analiz Bölüm 4.5.3.6'da verilmiştir. Bazı hallerde de, deneme planını tamamlamak için yeterli sayıda inek sağlamak amacıyla iki veya daha fazla ırk kullanmak gerekli olabilir. Eğer ırklar tamamen benzer ise ineklerin grupları tam olarak tesadüfi dağıtım yapılabilir. Bunun yanında benzerlik yoksa tesadüfi tam dağıtım uygun değildir ve bloklaşma işlemi uygulanması gerekir. Eğer farklı mevsimler veya bölgelerde denemeyi bloklaşmak gerekirse yukarıdaki ifade yine geçerlidir.

Bu gibi durumlarda, seçilecek alternatif, yukarıda açıklandığı gibi muamele gruplarını içeren bloklar oluşturmak ve her bir ırka veya mevsime veya bölgeye ait bir blok teşkil etmektir. Bundan sonra, analiz Bölüm 4.5.3.6 da verildiği gibi sürdürülür. Yanlız burada unutulmaması gereken bir husus vardır ki, bu uygulama sadece (muamele x ırk) vb. İnteraksiyonlar ihmal edilebilir ise makûldür.

Her ırktaki (veya mevsimdeki veya bölgedeki) inek sayısı, belli bir deneme planının gerektirdiği grup sayısının çarpımı şeklinde ise ikinci bir alternatif daha vardır. Böyle bir durumda her ırk ile basitçe ayrı bir tam deneme kurulur. Her bir ırktaki sayı gruptan gruba değişebilir. Bu alternatifin bir avantajı (ırk x muamele) interaksiyonuna izin vermesidir. Böyle bir durum için analizdeki değişikliklere Bölüm 4.3.5.6 da değinilmiştir.

Verilen desenlerde, Bölüm 4.1.1 de görüleceği gibi, sıralar denemenin periyodlarını ve sütunlar da muamele gruplarını veya inekleri gösterir. Bu desenler arasından seçilen uygun bir desendeki sayılara muameleler tesadüfi olarak dağıtılır. Bloklama uygulanıyorsa inek grupları bloklara ve inekler muamele gruplarına veya gruplar içi inekler bloklar içi gruplara yine tesadüfen atanacaktır.

Çizelge 25-de üç muameleli bir çift dönüşümlü eksik blok denemenin kuruluş düzeni görülmektedir.

Çizelge 25- Çift dönüşümlü eksik blok denemeler için temel planın kuruluşu
(Üç muamele için)

Blok → Grup →	1		2		3	
	1	2	1	2	1	2
Periyod 1	(1)	(2)	(1)	(3)	(2)	(3)
	Y_{1111}	$Y_{1(r+1)12}$	Y_{2111}	$Y_{2(r+1)13}$	Y_{3112}	$Y_{3(r+1)13}$
	Y_{1211}	$Y_{1(r+2)12}$	Y_{2211}	$Y_{2(r+1)13}$	Y_{3212}	$Y_{3(r+1)13}$
	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots
Y_{1r11}	$Y_{1n 12}$	Y_{2r11}	$Y_{2n 13}$	Y_{3r12}	$Y_{3n 13}$	
$Y_{1.11}$	$Y_{1.12}$	$Y_{2.11}$	$Y_{2.13}$	$Y_{3.12}$	$Y_{3.13}$	
Periyod 2	(2)	(1)	(3)	(1)	(3)	(2)
	Y_{1122}	$Y_{1(r+1)21}$	Y_{2123}	$Y_{2(r+1)21}$	Y_{3123}	$Y_{3(r+1)22}$
	Y_{1222}	$Y_{1(r+2)21}$	Y_{2223}	$Y_{2(r+2)21}$	Y_{3223}	$Y_{3(r+2)22}$
	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots
Y_{1r22}	$Y_{1n 21}$	Y_{2r23}	$Y_{2n 21}$	Y_{3r23}	$Y_{3n 22}$	
$Y_{1.22}$	$Y_{1.21}$	$Y_{2.23}$	$Y_{2.21}$	$Y_{3.23}$	$Y_{3.22}$	
Periyod 3	(1)	(2)	(1)	(3)	(2)	(3)
	Y_{1131}	$Y_{1(r+1)32}$	Y_{2131}	$Y_{2(r+1)33}$	Y_{3132}	$Y_{3(r+1)33}$
	Y_{1231}	$Y_{1(r+2)32}$	Y_{2231}	$Y_{2(r+2)33}$	Y_{3232}	$Y_{3(r+2)33}$
	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots
Y_{1r31}	$Y_{1n 32}$	Y_{2r31}	$Y_{2n 33}$	Y_{3r32}	$Y_{3n 33}$	
$Y_{1.31}$	$Y_{1.32}$	$Y_{2.31}$	$Y_{2.33}$	$Y_{3.32}$	$Y_{3.33}$	

4.5.3. Denemenin Analizi

4.5.3.1. Matematik Model ve Sembolik Varyans Analizi

Denemenin matematik modeli,

$$Y_{ijkl} = S_{ij} + \pi_k + \beta_{ij} X_k + \tau_l + \epsilon_{ijkl} \quad (4.5.1)$$

Şeklinde verilebilir. Burada,

Y_{ijkl} = i inci muamele çiftindeki j inci ineğin, k inci periyod esnasında uygulanan l inci muamele için performansdır.

$i = 1, 2, \dots, q$; $q = p(p-1)/2$,

$j = 1, 2, \dots, n$; $n = r$, p tek ise ve $n = 2r$, p çift (ve ya tek) ise. Burada r herbir grup için inek sayısıdır.

- S_{ij} = i inci muamele çiftindeki j inci ineğin etkisi,
 π_k = k inci periyodun gerçek etkisi,
 β_{ij} = i inci muamele çiftindeki j inci ineğin linear zaman trendi,
 X_k = zaman birimi ($X_1 = 1, X_2 = 0, X_3 = -1$) ,
 τ_l = l inci muamelenin etkisi, $l = 1, 2, \dots, p$, ($\sum_1 \tau_l = 0$) ,
 ϵ_{ijkl} = tesadüfi hata.

Lucas (1950) 'a göre Taylor ve Armstrong (1953), çift dönüşümlü deneme planının esas modelinin bütün muamele çiftleri için tek tek kurulmasıyla, çift dönüşümlü deneme planının herhangi bir muamele sayısı için genişletilebileceğine değinmişler ve analiz metodlarını göstermişlerdir. Bu bölümde çift dönüşümlü eksik blok deneme planlarının analizleri sembolik olarak verilmekte ve ayrıca Bölüm 4.5.3.6. da bloklama özelliğine değinilmektedir.

Analiz için, verilerin Çizelge 26 'daki gibi düzenlenmesinde fayda vardır. Buradan da görülebileceği gibi veriler, grup çiftleri şeklinde takdim edilmiştir. Ancak grupların çift olarak düşünülmesinin mutlaka gerekmediğine daha önce değinilmişti.

Çizelge 26- Çift dönüşümlü eksik blok denemelerden elde edilen verilerin analiz için düzenlenmesi.

Grup Çifti	Kar. Per.	Mua.	Veriler	Toplam
1	1	1	Y 1111	Y 1.11
	2	2	Y 1222	Y 1.22
	3	1	Y 1331	Y 1.31
	Park		D 11	G 1
2	1	2	Y 1(r+1)12	Y 1.12
	2	1	Y 1(r+2)12	Y 1.21
	3	2	Y 1(r+2)21	Y 1.32
	Park		D 1(r+1)32	G' 1
...			...	
1	1	p-1	Y q11(p-1)	Y q.1(p-1)
	2	p	Y q12 p	Y q.2 p
	3	p-1	Y q13(p-1)	Y q.3(p-1)
	Park		D q1	G q
9	1	p	Y q(r+2)1 p	Y q.1 p
	2	p-1	Y q(r+1)2(p-1)	Y q.2(p-1)
	3	p	Y q(r+1)3 p	Y q.3 p
	Park		D q(r+2)	G' q
Parkların Genel Toplamı				M

Çizelge 26'deki D ve G değerleri aşağıdaki gibi hesaplanır.

$$D_{ij} = Y_{ij1} + Y_{ij3} - 2Y_{ij2}$$

(4.5.2)

$$G_i = P_{i1} + P_{i3} - 2P_{i2}$$

G_i ler için de aynı yöntem kullanılarak hesaplama yapılır. Çizelge 26 dan da görüleceği gibi her bir grup çifti için ikişer tane P ve G değeri hesaplanmıştır. İlave bir alt indis kullanıp hesaplamaları karmaşık hale sokmamak için her grup çiftindeki ikinci muamele grubuna ait olan sözkonusu değerler üslendirilmiştir. Eğer muamele sayısı tek ise ve grup çiftlerini oluşturan iki muamele grubundan sadece birer tanesi alınarak deneme kurulmuş ise, her grup çifti için sadece bir set P ve G olacaktır. Çizelge 27 deki gibi bir farklar çizelgesi oluşturmak sonraki hesaplamalarda faydalı olacaktır.

Çizelge 27- Farklar

Grup Çifti	Grup	Farklar	Farklar Toplamı
1	1	$D_{11} \dots D_{12} \dots D_{1r}$	G_1
	2	$D_{1(r+1)} D_{1(r+2)} \dots D_{1(n_1)}$	G'_1
2	1	$D_{21} D_{22} \dots D_{2r}$	G_2
	2	$D_{2(r+1)} D_{2(r+2)} \dots D_{2(n_2)}$	G'_2
		⋮	
q	1	$D_{q1} D_{q2} \dots D_{qr}$	G_q
	2	$D_{q(r+1)} D_{q(r+2)} \dots D_{q(n_q)}$	G'_q
Farkların Genel Toplamı			G

Çizelge 27 deki D değerleri ve G değerleri aşağıdaki gibi hesaplanır:

$$D_{ij} = Y_{ij1} + Y_{ij3} - 2Y_{ij2}$$

Örneğin;

$$D_{11} = Y_{1111} + Y_{1131} - 2Y_{1122}$$

ve

$$\begin{aligned} G_1 &= D_{11} + D_{12} + \dots + D_{1r} \text{ veya} \\ &= Y_{1.11} + Y_{1.31} - 2Y_{1.22} = P_{11} + P_{13} - 2P_{12} \end{aligned}$$

şeklinde hesaplanır.

Analize geçmeden önce düzeltilmiş muamele toplamlarının hesaplanması gerekir. Şöyle ki,

$$Q_1 = \sum G_{1f} - \sum G_{1m} \quad (4.5.3)$$

Burada;

Q_1 = 1 inci muamele için düzeltilmiş muamele toplamıdır ($l=1,2,\dots,p$).

$\sum G_{1f}$ = 1 inci muamelenin 1. ve 3. karşılaştırma periyodlarında ortaya çıktığı gruplar için G lerin toplamı (ve mevcut ise G' lerin toplamı) dır.

$\sum G_{1m}$ = 1 inci muamelenin 2. karşılaştırma periyodunda ortaya çıktığı gruplar için G lerin toplamı (ve ilaveten varsa G' lerin toplamı) dır.

Bu şekilde hesaplanan düzeltilmiş muamele toplamları Çizelge 28 de verilmiştir.

Çizelge 28- Düzeltilmiş muamele toplamları.

Muamele	1.ve 3.Periyodlar için	2.Periyod için	Q_1
1	$\sum G_{1f}$	$\sum G_{1m}$	Q_1
2	$\sum G_{2f}$	$\sum G_{2m}$	Q_2
⋮	⋮	⋮	⋮
p	$\sum G_{pf}$	$\sum G_{pm}$	Q_p
Toplam	M	M	0

Eşlenmiş muamele grupları kullanıldığında $n=r$ ve eşlenmemiş muamele grupları kullanıldığında $n=2r$ olduğu yeniden hatırlanarak analiz şu şekilde verilebilir.

$$\text{Düzeltme KS} = \frac{M^2}{3np(p-1)} \quad (4.5.4)$$

$$\text{Genel KT} = \frac{1}{6} \sum_i \sum_j D_{ij}^2 - DK \quad (4.5.5)$$

$$\text{Muamele KT} = \frac{1}{6np} \sum_1 Q_1^2 \quad (4.5.6)$$

$$\text{Hata KT} = GKT - MKT \quad (4.5.7)$$

Kareler ortalamaları ve önem testi bilinen şekilde hesaplanmaktadır. Bunlar serbestlik dereceleri ile birlikte Çizelge 29 da verildiği şekilde özetlenebilir.

Çizelge 29- Çift dönüşümlü eksik blok deneme planlarının varyans analizi.

V.K.	SD	KT	KO	F
Muamele	p-1	MKT	MKT/MSD	MKO/HKO
Hata	$(np^2 - (n+2)P)/2$	HKT	HKT/HSD	
Genel	$np(p-1)/2-1$	GKT		

4.5.3.2. Muamele Ortalamalarının Tahmini

1 inci muameleye ait ortalama şöyle tahmin edilir,

$$\bar{Y}_1 = \bar{Y} + t_1 \quad (4.5.8)$$

Burada,

$$\bar{Y} = \frac{2 \left(\sum_i \sum_k P_{ik} + \sum_i \sum_k P'_{ik} \right)}{3np(p-1)}$$

ve

$$t_1 = Q_1/2np$$

dir. Bazı durumlarda \bar{Y} formülünde P' lerin bulunmayabileceğine dikkat edilmelidir.

4.5.3.3. Muamele Ortalamalarına Ait Varyans Tahminleri.

Herbir muamele ortalaması için varyanslar,

$$\hat{V}(\bar{Y}_1) = \hat{V}(\bar{Y}) = \frac{3}{2np} S^2 \quad (4.5.9)$$

formülü ile tahmin edilir.

4.5.3.4. Muamele Ortalamalarının Farklarına Ait Varyans Tahminleri.

Muamele ortalamaları farklarının tümü için varyanslar daha önceki planlarda olduğu gibi,

$$\hat{V}(\bar{D}_{11'}) = \hat{V}(\bar{D}) = 2 \hat{V}(\bar{Y}) \quad (4.5.10)$$

eşitliğinden tahmin edilebilir.

4.5.3.5. Enküçük Önemli Farklar ve Güven Sınırları.

Varyanslarda olduğu gibi en-küçük önemli farklar da önceki planlardakine benzer şekilde,

$$\bar{D}_{\min} = t \sqrt{\hat{V}(\bar{D})} = t \sqrt{2\hat{V}(\bar{Y})} \quad (4.5.11)$$

formülü ile bulunabilir. Buradaki, t değeri istenen güven düzeyinde ve $(np^2 - (n+2))/2$ serbestlik derecesindeki Student'in t değeridir. Muamele farkları için güven sınırları en küçük önemli farklarla yakından ilişkilidir. Buna göre, l inci ve l' üncü muameleler arasındaki fark için sınırlar şöyledir;

$$L(\bar{D}_{11'}) = \bar{D}_{11'} \pm \bar{D}_{\min} \quad (4.5.12)$$

Yukarıda verilen bütün hesaplamalara ilaveten genellikle standart ayrılış veya varyasyon katsayısı,

$$S = \sqrt{S^2} \quad \text{ve} \quad VK = (S/\bar{Y}) 100 \quad (4.5.13)$$

ile hesaplanarak ve muamele ortalamaları ile birlikte bir sonuç çizelgesi şeklinde sunulabilir. Tabii ki muamele ortalamalarının % 5 veya % 1 düzeyindeki enküçük önemli farklarından birisi de özet çizelgede gösterilebilir.

4.5.3.6. Deneme Planının Bloklanması Durumunda Analizdeki Değişiklikler.

Tam bir deneme planının kurulabilmesi için, istenen özelliklerdeki ineklerin sayısının genellikle yetersiz olacağından dolayı, denemenin değişik yerlere veya zamanlara göre bloklanabileceğine daha önce işaret etmiştik. Bu şekilde bloklanmış planlar için temel analizde yapılacak değişiklik oldukça basittir. Bu değişiklik iki farklı durum için yapılabilir. Eğer, (muamele x ırk) interaksiyonu ihmal edilebilir ise ırklara göre bloklamada da aşağıdaki analiz geçerlidir.

İlk adım olarak, daha önce verilen formüllere göre genel kareler toplamı (GKT) ve muamele kareleri toplamı (MKT) hesaplanır. Hemen sonra bir blok kareleri toplamı (BKT) hesaplanmalıdır. Deneme planı v tane bloktan oluşmuş ise ($u=1,2, \dots, v$) ve B_u , u uncu bloktaki G ler toplamı ve N_u , u uncu bloktaki toplam inek sayısının gösterirse blok kareleri toplamı,

$$BKT = \frac{1}{6} \sum_{u=1}^v \frac{B_u^2}{N_u} - DK \quad (4.5.14)$$

olur. Bu kareler toplamına ait serbestlik derecesi ($v-1$) dir. Hata kareleri toplamını elde etmek için GKT' dan blok ve muamele kareleri toplamı çıkartılır. Hatanın serbestlik derecesi ise;

$$((np^2 - (n+2)p)/3) - (v-1)$$

şekline dönüşür. Yapılan değişiklikten sonra elde edilen varyans analizi ile ilgili sonuçlar Çizelge 30 da verildiği şekilde özetlenebilir.

Çizelge 30- Çift dönüşümlü eksik blok deneme planının bloklanması durumunda varyans analizi.

Bloklar	($v-1$)	$\frac{1}{6} \sum_{u=1}^v \frac{B_u^2}{N_u} - DK$
Muameleler	($p-1$)	$\frac{1}{6np} \sum Q_1^2$
Hata	$(np(p-1)-2(p+r)+2)/2$	GKT - BKT - MKT
Genel	$(np(p-1))/2-1$	$\frac{1}{6} \sum_i \sum_j D_{ij}^2 - DK$

Muamele ortalamaları ve bunlarla ilgili varyanslar ve enküçük önemli fark için formüller daha önce verilenlere benzer olacaktır. Yanlış Student'in t değeri şimdiki hata serbestlik derecesinden faydalanılarak seçilmelidir. Bu bölümde;

n = İndirgenmiş desende r , tam desende $2r$ dir.

v = Blok sayısı,

N_u = u uncu bloktaki inek sayısı,

B_u = u uncu bloktaki G lerin toplamı

olup diğer değerler daha önce tanımlanmıştır.

4.5.3.7. Eksik Gözlemler.

Analizin basitliğini korumak için her muamele grubundaki inek sayısının aynı olması gerekir. Elde edilen verilerde eksik veya anormal gözlem değerleri mevcut ise bu durum ortadan kalkacaktır. Eğer bu gibi veriler çok değilse ikame veriler kullanılabilir ve yukarıda anlatılan şekilde analize devam edilebilir. Tabii ki hata serbestlik derecesi uygun bir şekilde düzeltilmelidir.

Eğer eksik veya anormal performanslar aynı inek için bir veya daha fazla periyotta vukubuluyorsa, o inek için tüm veriler atılabilir. Her bir muamele grubunda iki veya daha fazla inek bulunması durumunda sözkonusu inek için, o gruptaki diğer ineklerin D değerleri ortalaması şeklinde bir D değeri hesaplamak genellikle uygundur. Ancak her muamele grubuna sadece bir inek ayrılmış ise aşağıdaki eksik değer formülü kullanılabilir. Lucas (1950) a göre bu formül ayrıca bir muamele grubunda birden fazla inek mevcutsa da geçerlidir.

$$D_s = \frac{2M' + (p-1)(Q'_{1f} - Q'_{1m})}{np^2 - (n+2)p} \quad (4.5.15)$$

Burada;

D_s = Anormal veya eksik değer yerine koyulacak D değeridir.

M' = Anormal veya eksik performanslar sıfır kabul edilerek D lerin genel toplamıdır.

Q'_{1f} = Yine anormal veya eksik değerler sıfır kabul edilerek anormal veya eksik değer ortaya çıktığı muamele grubundaki ilk ve son periyotta ortaya çıkan muamele için Çizelge 28 deki

Q değeri,

Q'_{lm} = İlgili D değeri sıfır kabul edilerek eksik veya anormal değerlerin ortaya çıktığı muamele grubundaki ikinci periyotta bulunan muamele için Q değeri,

n = Her muamele çiftindeki inek sayısı,

p = Muamele sayısıdır.

Eğer n=2 ise (yani, eşlenmiş gruplar kullanıldığında r=1 dir) formül basitleşir;

$$D_s = \frac{2M' + (p-1)(Q'_{lf} - Q'_{lm})}{2p(p-2)} \quad (4.5.15')$$

Eğer n=1 ise ki muamele sayısı (p) tek olduğunda doğrudur, formül şu şekle dönüşür;

$$D_s = \frac{2M' + (p-1)(Q'_{lf} - Q'_{lm})}{p(p-3)} \quad (4.5.15'')$$

Bir veya daha fazla periyod için iki veya daha fazla ineğe ait eksik veya anormal değer varsa, iki veya daha fazla D değeri bunların yerine koyulacak demektir. Bunlar, yukarıda verilen eksik değer formüllerinden yararlanılarak basit bir iterasyon işlemi ile elde edilebilir.

Bloklamamanın yapıldığı durumda eksik veya anormal değerler için de formülün yeniden düzenlenmesi gerekir ve yeni formül,

$$D_s = \frac{npB'_s + N_s (Q'_{lf} - Q'_{lm})}{np(N_s - 1) - 2N_s} \quad (4.5.16)$$

şeklini alacaktır.

Burada D_s , n, p, Q'_{lf} ve Q'_{lm} daha önceki (4.5.11) eşitliği ile verilmiştir. Bunlardan farklı olarak,

B'_s = Eksik değerlerin sıfır olduğu kabul edilerek bu değerlerin ortaya çıktığı blok için D lerin (veya G lerin) toplamıdır.

N_s = Hiç eksik gözlem olmadığı durumda bir bloktaki birey sayıdır.

Bloklamadaki diğer bir durumda, her ırk (veya mevsim veya bölge) ile ayrı bir tam deneme kurularak oluşturulan ve muamele x ırk (veya mevsim veya bölge) interaksiyonuna izin veren tipteki bloklamadır. Bunun analizi daha değişik fakat kolaydır. İlk olarak ayrı ayrı her ırk için verilerin tam bir analizi yapılır. İkinci kademede ise inekler tek bir ırktanmış gibi düşünülerek tüm bir muamele kareleri toplamı hesaplanır. Hata kareleri toplamı ve serbestlik derecesi her ırk için yapılan ayrı analizlerdeki sözkonusu rakamların toplanması ile elde edilir. Tüm muamele kareler toplamı ırklar ihmal edilerek bütün veri gruplarından hesaplanır ve serbestlik derecesi $(p-1)$ dir. İnteraksiyon kareleri toplamı her ırk için ayrı ayrı muamele kareleri toplamlarının toplamından tüm muamele kareleri toplamının çıkarılması ile bulunur. İnteraksiyonun serbestlik derecesi ise $(p-1)(v-1)$ dir. Burada v değeri mevcut ırkların sayısıdır. Muameleler ve interaksiyonun herbiri birleştirilmiş hata karelerine karşı test edilebilir. Ayrı ayrı her ırk üzerinden ve genel olarak muameleler için enküçük önemli farklar Bölüm 4.5.3 deki formüllerle hesaplanabilir. Her durumda n için uygun değerler kullanılır ve tüm durumlardaki hata kareleri ortalamaları birleştirilir.

4.6. ETKİ AKTARIMLI LATİN-KARE DENEMELER

4.6.1. Deneme Planı

Etki aktarımlı Latin kare denemelerde, etkileri saptanmak istenen muameleler hayvanlar arasında dönüşümlü olarak denenir. Her hayvan her muameleyi bir kez alır ve ayrıca her muamele her karşılaştırma periyodunda aynı sayıda ortaya çıkar. Etki aktarımlı Latin kare deneme planlarının esas modeli Çizelge 31 de verilmiştir. Dikkat edilebileceği gibi gerçekte araştırmalar, genellikle, esas modeldeki gibi iki veya daha fazla kareden ibarettir.

Çizelge 31- Etki aktarımlı Latin kare denemeleri için temel plan.

Karşılaştırma Periyodu	Muamele Grupları					
	1	2	3	p	
1	1	2	3	p	
2	2	3	4	p	1
3	3	4	5	p	1 2
.
.
.	.	.	p
.	.	p	1
p	p	1	2	p-1	.

Çizelgenin ortasındaki rakamlar muameleleri göstermektedir. Esas model basit rotasyonal formdadır, fakat bu form gerçek araştırmalarda kullanılmamaktadır. Çünkü, Bölüm 5' de izah edildiği gibi taşınan etkilerin tahmini ve testi için genellikle bir teyid gereklidir. Bu gibi kısıtlamalar, mümkün olan rotasyonal planın sınırlı sayıda kullanılmasını gerektirir.

Bölüm 9.1.2' de görülebileceği gibi taşınan etkiler bakımından dengenin sağlandığı, tam bir esas plan oluşturulmasında genellikle iki veya daha fazla karenin gerekli olduğuna dikkat edilmelidir. Ayrıca temel plan tekrarlanarak da böyle bir deneme oluşturulabilir.

4.6.2. Denemenin Kuruluşu

Etki aktarımlı Latin kare deneme planlarının kuruluşunda muamele sayısı çift ise gerekli olan minimum inek sayısı ve periyod sayısı muamele sayısına eşittir. Muamele sayısının tek olduğu durumda ise gerekli olan minimum inek sayısı muamele sayısının iki katıdır. Bununla beraber, etki aktarımlı bir denemede üç veya beş periyoddan fazla periyod kullanılması istenmez. Bunun nedenlerinden birisi; verim eğrisinin tepeye ulaştığı zaman ile gebelik ortası arasındaki süre genellikle sadece dört veya altı ay, veya gebelik özellikle geciktirilirse belki bir veya iki ay daha uzun olmasıdır. Bir başka sebep ise çok kısa periyodların kullanılmasının arzu edilmemesidir. Çünkü muamele etkilerinin ortaya çıkması bazı gecikmeler gösterebilir ve muamelelerin etkisi görülmeden periyod bitmiş olur. Bu nedenle genel çalışmalar için dört hafta veya daha iyisi altı ila sekiz hafta uzunlukta periyodlar tavsiye edilebilir. Bu kısıtlamalar dolayısıyla çoklukla periyod sayısı, muamele sayısı ve bunlara bağlı olarak da kullanılacak kare büyüklüğü sınırlı olacaktır. Bu yüzden 3 x 3, 4 x 4 ve 5 x 5 lik deneme planları en kullanışlı deneme planlarıdır. Bununla beraber denemenin amaçları ve elde edilecek sonuçları gibi durumlara göre daha kısa periyodlar kullanılabilir. Nispeten daha büyük muamele sayısı olması durumunda, daha geniş Latin karelerle çalışılabilir.

Bölüm 9.1.2de 3 ila 8 adet muamele içeren deneme planları verilmektedir. Burada verilmiş olan tüm planlar taşınan etkiler bakımından dengeyi sağlamaktadırlar. Planlar iki kategoride verilmiş olup birincisinde ortogonal kare gruplar yer almaktadır. 6x6 lık kare hariç diğer (3 ila 8) muamele sayıları için ortogonal kare grupları vardır. Muamele sayısının altı olduğu durum için ortogonal kare mevcut değildir. İkinci kategori de ise dengelenmiş karelerin indirgenmiş grupları vardır. Çift sayıda muamele için denge tek kare ile elde edilebilir. Çift sayıdaki muamele için bir veya daha fazla dengelenmiş kare mevcuttur. Eğer muamele sayısı tek ise dengeyi sağlayan kare çiftleri vardır.

Ortogonal kareler seti kullanılıyorsa bir set içerisindeki karelerin tamamı kullanılmalıdır. Eğer desen, bir veya daha fazla dengelenmiş tek karelerden oluşuyorsa, bunlar mevcut olanlar arasından tesadüfi olarak seçilir. Yine aynı şekilde, bir veya daha fazla dengelenmiş kare

çiftleri kullanılıyorsa çiftlerde tesadüfi olarak seçilecektir.

Etki aktarımlı Latin kare denemelerde muamele gruplarının dağıtımında yapılacak olan yanlışlık, hatayı gereksiz yere yükseltebilir. Yüksek verimli ineklerin üretim hızının düşük verimli olanlara göre daha hızlı bir azalmaya meyilli olduklarına Bölüm 3.8 de değinilmişti. Etki aktarımlı Latin kare denemelerde önemli bir hata unsuru azalma oranındaki kareler içi inekler arası varyasyondur. Cochran ve ark.(1941) 'de işaret edilmiş olduğu gibi bu hata unsurunu minimuma indirmek uygundur. Bu şu şekilde yapılmaktadır:

Örneğin, aynı anda denemeye yerleştirilecek olan ineklerin tümünün aynı ırktan olduğunu ve deneme planının sadece tek bir Latin kareleri setinden oluştuğunu kabul edelim. Bu durumda, hayvanlar eşit büyüklükte gruplara bölünecek ve her grup bir kareyi oluşturacaktır. Yani, her gruptaki inek sayısı muamele sayısına eşit olacaktır. En yüksek verimliler bir grup, diğer en yüksek verimliler diğer bir grup vs. oluşturur. Önce tesadüfi olarak karelere inek grupları dağıtılır ve sonra kareler içi muamele gruplarına gruplar içindeki inekler tesadüfi olarak dağıtılır.

Yapılan bu işlem, verim düzeyinde görülen azalma oranındaki inekler arası varyasyonun büyük bir kısmını hatadan çıkararak periyod x kare interaksyonu içerisine düşmesine neden olur.

Eğer araştırma temel bir planın tekrarını içeriyorsa, yukarıdaki gibi tesadüfi dağıtımdan ziyade, grupların karelere kısıtlı bir dağıtımını kullanmak daha uygun olacaktır. Bu durumda en yüksek verimli gruplar temel bir desen oluşturan bir kareler grubuna, sonraki en yüksek verimli gruplar yine temel bir desen oluşturan diğer bir kareler grubuna vs. tesadüfi olarak dağıtılır.

Örneğin farklı bir zamanda her kareye başlamak için veya farklı yerleşimlerde birkaç kare ile araştırmayı yürütmek için yukarıdaki işlem sık sık gerekli olabilir ve fevkalade elverişlidir. Bu durumda bir kareye atanan inekler oldukça değişebilir. Bununla beraber şartların elverdiği ölçüde üniform bir şekilde gruplanmasına dikkat edilmelidir.

Yukarıda özetlenen şekilde ineklerin sütunlara tesadüfi dağıtımından başka muamelelerin sayılara dağıtım da tesadüfi olmalıdır.

Sıraların periyodlara dağıtımı ise tesadüfi olarak yapılmaz, çünkü taşınan etkileri tahmin ve test etmek için arzu edilen dengeyi bozar. Dolayısı ile modellerin birinci sırası birinci karşılaştırma periyoduna ikinci sırası ikinci periyoda vs. şeklinde düzenlenmelidir.

4.6.3. Denemenin Analizi

4.6.3.1. Matematik Model ve Sembolik Varyans Analizi

Etki aktarımlı Latin kare denemelerin analizi Cochran ve ark. (1941) de ve Lucas (1950) de verilmiş olup bu analizler taşınan etkilerin ihmal edilir oluşu veya mevcut oluşu durumlarına göre ayrı ayrı izah edilmiştir. Burada ise taşınan etkilerin mevcudiyetinin araştırılmak istendiği gözönünde bulundurularak analiz sunulacaktır. Ayrıca, deneme planının Bölüm 4.6.3.6 da verilen kriterler dikkate alınarak bloklandığı kabul edilecek ve analiz bu esaslara göre verilecektir.

Bu deneme planının matematik modeli aşağıdaki gibidir:

$$Y_{uijk} = \mu + \gamma_{ui} + S_{uij} + \pi_{uk} + \theta_{uik} + \delta_{uh} + \rho_{uh} + \beta_u + w_{uh} + \eta_{uh} + \epsilon_{uijk}$$

Burada,

(4.6.1)

Y_{uijk} = u uncu blokta bulunan i inci karedeki j inci ineğin k ın-
cı periyodesnasındaki performansdır. ($i = 1, 2, \dots, q$;
 $j = k = 1, 2, \dots, p$) .

μ = Tüm gözlemler için mişterek etki.

γ_{ui} = u uncu blokta bulunan i inci karenin etkisi ($\sum_i \gamma_{ui} = 0$).

S_{uij} = u uncu blokta i inci karedeki j inci ineğin etkisi
($\sum_j S_{uij} = 0$).

π_{uk} = U uncu bloktaki k inci periyodun etkisi.

θ_{uik} = u uncu bloktaki i inci kare ve k inci periyodun interaksi-
yon etkisi ($\sum_u \sum_i \theta_{uik} = 0$ ve $\sum_k \theta_{uik} = 0$).

δ_{uh} = Taşınan etkilerin mevcut olması durumunda u uncu bloktaki h inci muamele etkisi ($\sum_h \delta_h = 0$).

$\rho_{uh'}$ = u uncu bloktaki h' üncü muamelenin taşınan etkisi ($\sum_{h'} \rho_{uh'} = 0$ ve $h' = 1, 2, \dots, p$).

β_u = u uncu bloğun etkisi ($u = 1, 2, \dots, v$). Ayrıca $\sum_u n_u \beta_u = 0$; $\sum_u n_u = q$ olmak üzere, n_u u uncu bloktaki kare sayısıdır.

w_{uh} = u uncu blok ile h inci muamelenin direkt etkisine ait interaksyon etkisi ($\sum_u n_u w_{uh} = 0$, $\sum_h w_{uh} = 0$).

$\eta_{uh'}$ = u uncu blok ile h' üncü muamelenin taşınan etkisine ait interaksyon etkisi ($\sum_u n_u \eta_{uh'} = 0$, $\sum_{h'} \eta_{uh'} = 0$).

Verilerin Çizelge 32 deki gibi düzenlenmesinde ve bazı toplam-
ların çizelge üzerinde doğrudan hesaplanmasında analizin kolay yapı-
labilmesi için fayda vardır.

Çizelge 32- Etki aktarımlı Latin kare denemelerden elde edilen verilerin analiz için düzenlenmesi.

Kare	Periyod	İnekler				Toplam
		<u>İnek 11</u>	<u>İnek 12</u>	<u>İnek 1p</u>	
1	1	(1) Y 111	(2) Y 121		(p) Y 1p1	Y 1.1
	2	(2) Y 112	(3) Y 122		(1) Y 1p2	Y 1.2
	⋮	⋮	⋮		⋮	⋮
	p	(p) Y 11p	(1) Y 12p		(p-1) Y 1pp	Y 1.p
	İnek top.	Y 11.	Y 12.		Y 1p.	<u>KareTop.</u>
	Mua.Topl.	1: T 11	2: T 12		p: T 1p	T ₁ . Y 1..
	İzleyen T.	1: R 11	2: R 12		p: R 1p	R ₁ . = Y _{1..} - Y _{1.1}
		<u>İnek 21</u>	<u>İnek 22</u>	<u>İnek 2p</u>	
2	1	(2) Y 211	(3) Y 221		(1) Y 2p1	Y 2.1
	2	(3) Y 212	(4) Y 222		(2) Y 2p2	Y 2.2
	⋮	⋮	⋮		⋮	⋮
	p	(1) Y 21p	(2) Y 22p		(p) Y 2pp	Y 2.p
	İnek Top.	Y 21.	Y 22.		Y 2p.	<u>KareTop.</u>
	Mua.Topl.	1: T 21	2: T 22		p: T 2p	T ₂ . Y 2..
	İzleyen T.	1: R 21	2: R 22		p: R 2p	R ₂ . = Y _{2..} - Y _{2.1}
		⋮	⋮		⋮	⋮
		<u>İnek q1</u>	<u>İnek q2</u>	<u>İnek qp</u>	
q	1	(p) Y q11	(1) Y q21		(p-1) Y qp1	Y q.1
	2	(1) Y q12	(2) Y q22		(p) Y qp2	Y q.2
	⋮	⋮	⋮		⋮	⋮
	p	(p-1) Y q1p	(p) Y q2p		(p-2) Y qpp	Y q.p
	İnek top.	Y q1.	Y q2.		Y qp.	<u>KareTop.</u>
	Mua.topl.	1: T q1	2: T q2		p: T qp	T _q . Y q..
	İzleyen T.	1: R q1	2: R q2		p: R qp	R _q . = Y _{q..} - Y _{q.1}
	MUAMELE TOPLAMI	1. Mua: T.1	2. Mua: T.2	3. Mua: T.3		Y...
	İZLEYENLER TOPLAMI	1.için: R.1	2.için: R.2	3.için: R.3		R... = Y... - Y...1
	PERİYOD TOPLAMI	1.Per: Y..1	2.Per: Y..2	3.Per: Y..3		Y...

Çizelgede parantez içinde, uygulanacak muamelelere ait rakamlar gösterilerek muameleler için ayrıca gözlem değerlerine alt indis verilmesinin ortaya çıkaracağı karışıklıktan kurtulmak uygun olacaktır. Sembolik olarak analiz aşağıdaki yol izlenerek yapılabilir.

$$DK = Y^2 \dots / qp^2 \quad (4.6.2)$$

$$GKT = \sum_i \sum_j \sum_k Y^2_{ijk} - DK \quad (4.6.3)$$

$$\text{Kare KT} = 1/p^2 \sum_i Y^2_{i..} - DK \quad (4.6.4)$$

$$\text{Kare İçi İnek KT} = 1/p \sum_i \sum_j Y^2_{ij.} - DK - \text{Kare KT} \quad (4.6.5)$$

$$\text{Periyod KT} = 1/pq \sum_k Y^2_{..k} - DK \quad (4.6.6)$$

Bu aşamada, periyod x kare interaksiyon KT'ını hesaplayabilmek için aşağıdaki gibi bir Çizelge hazırlanabilir.

Çizelge 33- Periyod x Kare interaksiyonuna ait muamele toplamları.

Kare Periyod	1	2	...	q	Toplam
1	$Y_{1.1}$	$Y_{2.1}$...	$Y_{q.1}$	$Y_{..1}$
2	$Y_{1.2}$	$Y_{2.2}$...	$Y_{q.2}$	$Y_{..2}$
⋮					
p	$Y_{1.p}$	$Y_{2.p}$...	$Y_{q.p}$	$Y_{..p}$
Toplam	$Y_{1..}$	$Y_{2..}$...	$Y_{q..}$	$Y_{...}$

Bu Çizelgeden hesaplanan alt gruplar arası kareler toplamı kullanılarak, ilgili interaksiyon kareler toplamı,

$$(\text{Periyod} \times \text{Kare})_{\text{int}} \text{KT} = \left(\frac{1}{p} \sum_i \sum_k Y_{i.k}^2 - \text{DK} \right) - \text{Periyod KT} - \text{Kare KT} \quad (4.6.7)$$

eşitliği ile hesaplanabilir.

Taşınan etkilerin, düzeltilmiş direkt etkilerin ve sürekli (direkt + taşınan veya direkt + carry-over) etkilerin tahmini ve testinin uygun bir şekilde yapılabilmesi için düzeltilmiş toplamlar çizelgesi hazırlanabilir.

Çizelge 34- Tüm deneme üzerinden doğrudan ve düzeltilmiş toplamlar.

Muamele	T_h	R_h	\sum_h	D_h	Q_h	T'_h
1	T_1	R_1	\sum_1	D_1	Q_1	T'_1
2	T_2	R_2	\sum_2	D_2	Q_2	T'_2
⋮				⋮		
⋮				⋮		
⋮				⋮		
p	T_p	R_p	\sum_p	D_p	Q_p	T'_p
Toplam	Y_{\dots}	$(Y_{\dots}) - (Y_{\dots 1})$	Y_{\dots}	0	0	0

Buradaki, T_h , R_h ve \sum_h değerleri direkt olarak Çizelge 32 den hesaplanmaktadır. T_h değeri, h inci muamele için tüm gözlemlerin toplamı; R_h değeri, h inci muameleyi izleyen muameleye ait tüm gözlemlerin toplamı ve \sum_h değeri, h inci muameleyi son periyotta alan inekler için inek toplamının toplamıdır. Bu toplamlar kullanılarak, direkt etkilerin hesaplandığı D_h , taşınan etkilerin hesaplandığı Q_h ve sürekli (permanent) etkilerin hesaplandığı T'_h düzeltilmiş toplamları sırasıyla,

$$D_h = (p^2 - p - 1)T_h + pR_h + \sum_h + (Y_{\dots 1}) + p(Y_{\dots}) \quad (4.6.8)$$

$$Q_h = pD_h - p(p+1)(p-2)T_h + (p+1)(p-2)Y... \quad (4.6.9)$$

ve

$$T'_h = D_h + Q_h \quad (4.6.10)$$

eşitlikleri ile bulunabilir. Bu üç toplandan muamelelerin doğrudan taşınan ve sürekli etkilerine ait kareler toplamları hesaplanır. Bloklama uygulanması durumlarında muamelenin sözkonusu etkileriyle bloklar arasında interaksiyonlar ortaya çıkacaktır. Bu interaksiyon etkilerini tahmin edebilmek için Çizelge 34'nin bloklar dikkate alınarak, Çizelge 35 deki gibi yeniden hesaplanması gerekmektedir.

Çizelge 35- Bloklar dikkate alınarak doğrudan ve düzeltilmiş Toplamlar.

Blok	Muamele	T_{uh}	R_{uh}	Σ_{uh}	D_{uh}	Q_{uh}	T'_{uh}
1	1	T_{11}	R_{11}	Σ_{11}	D_{11}	Q_{11}	T'_{11}
	2	T_{12}	R_{12}	Σ_{12}	D_{12}	Q_{12}	T'_{12}
	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
	n_1	T_{1n_1}	R_{1n_1}	Σ_{1n_1}	D_{1n_1}	Q_{1n_1}	T'_{1n_1}
	Toplam	$T_{1.}$	$R_{1.}$	$\Sigma_{1.}$	0	0	0
2	1	T_{21}	R_{21}	Σ_{21}	D_{21}	Q_{21}	T'_{21}
	2	T_{22}	R_{22}	Σ_{22}	D_{22}	Q_{22}	T'_{22}
	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
	n_2	T_{2n_2}	R_{2n_2}	Σ_{2n_2}	D_{2n_2}	Q_{2n_2}	T'_{2n_2}
	Toplam	$T_{2.}$	$R_{2.}$	$\Sigma_{2.}$	0	0	0
⋮							
v	1	T_{v1}	R_{v1}	Σ_{v1}	D_{v1}	Q_{v1}	T'_{v1}
	2	T_{v2}	R_{v2}	Σ_{v2}	D_{v2}	Q_{v2}	T'_{v2}
	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
	n_p	T_{vn_p}	R_{vn_p}	Σ_{vn_p}	D_{vn_p}	Q_{vn_p}	T'_{vn_p}
	Toplam	$T_{v.}$	$R_{v.}$	$\Sigma_{v.}$	0	0	0

Burada v blok sayısıdır ($u=1,2, \dots v$). n_u ise u uncu bloktaki kare sayısıdır. T, R, \sum ve D, Q, T' değerlerinin bulunuşu, Çizelge 34 dekilerle aynıdır. Yanlız burada her blok sanki ayrı bir araştırma imiş gibi düşünülerek sözkonusu hesaplamalar yapılmaktadır. Düzeltilmiş etki toplamlarına ait formüllerin gösterilişinde bazı ufak değişiklikler vardır.

Hata kareleri toplamını hesaplariken genel kareler toplamından düzeltilmemiş muamele kareleri toplamı ve bloklarla olan interaksiyonuna ait kareler toplamı da çıkarılacağından, heriki kareler toplamının da öncelikle hesaplanması gerekir. Çizelge 34 ten,

$$\text{Düzeltilmemiş Direkt Etki } KT = MKT = 1/qp \sum_h T_h^2 - DK \quad (4.6.11)$$

değeri hesaplanabilir. Ayrıca Çizelge 35 ten yararlanarak muamele x blok interaksiyonuna ait düzeltilmemiş toplamlar, aşağıdaki gibi bir araya toplanabilir.

Çizelge 36-(Düzeltilmemiş muamele x blok)interaksiyonuna ait toplamlar.

Blok-Muamele	1	2	v	Toplam
1	T_{11}	T_{21}	T_{v1}	$T_{.1}$
2	T_{12}	T_{22}	T_{v2}	$T_{.2}$
.					.
.					.
.					.
p	T_{1p}	T_{2p}	T_{vp}	$T_{.p}$
Toplam	$T_{1.}$	$T_{2.}$	$T_{v.}$	$T_{..}$

Buradan düzeltilmemiş direkt x blok interaksiyonu,

$$(\text{Düzeltilmemiş Direkt x Blok})_{int}^{KT} = 1/p \sum_u \frac{1}{n_u} \sum_h T_{uh}^2 - 1/p^2 \sum_u \frac{T_{u.}^2}{n_u} - MKT \quad (4.6.12)$$

eşitliği ile elde edilebilir. $n_u = n$ olduğu zaman eşitlik,

$$(Düzeltilmemiş Direkt x Blok)_{int}^{KT} = 1/np \sum_u \sum_h T_{uh}^2 - 1/np^2 \sum_u T_u^2$$

- MKT (4.6.13)

şekline döngür.

Çizelge 34 ve Çizelge 35 e göre muamelelerin direkt, taşınan ve sürekli etkilerine ait kareler toplamları ile bunların bloklarla olan interaksyonlarına ait kareler toplamlarını hesaplamak mümkündür. Buna göre Çizelge 34 ten faydalanarak;

$$Düzeltilmiş Direkt Etki KT = \frac{1}{qp(p+1)(p-2)(p^2-p-1)} \sum_h D_h^2$$

(4.6.14)

$$Taşınan Etki KT = \frac{1}{qp^3(p+1)(p-2)} \sum_h Q_h^2$$

(4.6.15)

$$Sürekli Etki KT = \frac{1}{qp(p+1)^2(p-2)(2p-1)} \sum_h T_h^2$$

(4.6.16)

şeklindeki kareler toplamları hesaplanabilir. Bu etkilerin bloklarla olan interaksyonlarını hesaplamak için ise Çizelge 35 ten faydalanarak sözkonusu interaksyonlara ait blok muamele toplamları çizelgesi kurmak ve hesaplamaları bu çizelgelerdeki değerlerden yapmak işlemleri daha da kolaylaştıracaktır. Buna göre analiz şu şekilde sürdürülür.

Çizelge 37- Muamelelerin direkt etkilerine ait Blok x Muamele toplamları.

Blok-Muamele	1	2	v	Toplam
1	D_{11}	D_{21}	D_{v1}	$D_{.1}$
2	D_{12}	D_{22}	D_{v2}	$D_{.2}$
.					.
.					.
.					.
p	D_{1p}	D_{2p}	D_{vp}	$D_{.p}$
Toplam	0	0		0	0

Bu çizelgedeki değerler kullanılarak,

$$(\text{Direkt Etki}_{(D)} \times \text{Blok})_{\text{int}}^{\text{KT}} = \frac{1}{p(p+1)(p-2)(p^2-p-1)} \sum_u \frac{1}{n_u} \sum_h D_{uh}^2 - \text{Direkt}_{(D)}^{\text{KT}}$$

eşitliği hesaplanabilir. $n_u = n$ ise, (4.6.17)

$$(\text{Direkt Etki}_{(D)} \times \text{Blok})_{\text{int}}^{\text{KT}} = \frac{1}{np(p+1)(p-2)(p^2-p-1)} \sum_u \sum_h D_{uh}^2 - \text{Direkt}_{(D)}^{\text{KT}}$$

ise şekline dönüşür.

(4.6.17')

Çizelge 38- Muamelelerin taşınan etkilerine ait Blok x Muamele toplamları.

Blok-Muamele	1	2	v	Toplam
1	Q_{11}	Q_{21}	Q_{v1}	$Q_{.1}$
2	Q_{12}	Q_{22}	Q_{v2}	$Q_{.2}$
.
.
.
p	Q_{1p}	Q_{2p}	Q_{vp}	$Q_{.p}$
Toplam	0	0	.	0	0

Bu değerler kullanılarak Taşınan x Blok interaksiyonu kareleri toplamı şu şekilde hesaplanır;

$$(\text{Taşınan x Blok})_{\text{int}}^{\text{KT}} = \frac{1}{p^3(p+1)(p-2)} \sum_u \frac{1}{n_u} \sum_h Q_{uh}^2 - \text{Taşınan}^{\text{KT}} \quad (4.6.18)$$

Eğer $n_u = n$ ise;

$$(\text{Taşınan x Blok})_{\text{int}}^{\text{KT}} = \frac{1}{np^3(p+1)(p-2)} \sum_u \sum_h Q_{uh}^2 - \text{Taşınan}^{\text{KT}} \quad (4.6.18')$$

şeklinde eşitlik değişecektir.

Çizelge 39- Muamelelerin sürekli etkilerine ait Blok x Muamele toplamları.

Blok-Muamele	1	2	v	Toplam
1	T'_{11}	T'_{21}	T'_{v1}	$T'_{.1}$
2	T'_{12}	T'_{22}	T'_{v2}	$T'_{.2}$
.
.
.
p	T'_{1p}	T'_{2p}	T'_{vp}	$T'_{.p}$
Toplam	0	0		0	0

Bu değerler kullanılarak Sürekli x Blok interaksyonu kareleri toplamı şu şekilde hesaplanır;

$$(Sürekli \times Blok)_{int}^{KT} = \frac{1}{p(p+1)^2(p-2)(2p-1)} \sum_u \frac{1}{n_u} \sum T'_{uh}^2 \quad (4.6.18)$$

- Sürekli KT

Eğer $n_u = n$ ise;

$$(Sürekli \times Blok)_{int}^{KT} = \frac{1}{np(p+1)^2(p-2)(2p-1)} \sum_u \sum_h T'_{uh}^2 \quad (4.6.18')$$

- Sürekli KT

ise şeklinde eşitlik değişecektir.

Yukarıda verilen interaksyon çizelgelerinin sağ tarafındaki toplam sütunlarından faydalanılarak ta muamelelerin direkt (doğrudan), taşınan ve sürekli etkilerine ait kareler toplamları hesaplanabilir. Bu durumda deneme planının tümü üzerinden Çizelge 34 ün oluşturulmasına gerek kalmayacaktır.

Son olarak hata kereleri toplamı fark yöntemi ile hesaplanabilir.

$$\begin{aligned} \text{Hata KT} = \text{GKT} - & (\text{Kareler KT} + \text{Kareler içi İnekler KT} + \text{Periyod KT} \\ & + (\text{Periyod} \times \text{Kare})_{int} \text{KT} + \text{Düzeltilmemiş Direkt KT} \\ & + (\text{Düzeltilmemiş Direkt} \times \text{Blok})_{int} \text{KT} + \text{Taşınan KT} \\ & + (\text{Taşınan} \times \text{Blok})_{int} \text{KT}) \end{aligned} \quad (4.6.19'')$$

Etki aktarımlı Latin kare deneme planlarının analizi için bulunan sonuçlar, Çizelge 40 da varyasyon kaynakları ve serbestlik dereceleri ile özet olarak verilmektedir.

Çizelge 40- Etki aktarımlı Latin kare denemelerin varyans analizi

V.K.	SD	KT
Genel	$qp^2 - 1$	GKT
Kareler	$q - 1$	Kare KT
Kare içi inekler	$q(p - 1)$	Kare içi inekler KT
Periyodlar	$p - 1$	Periyod KT
Periyod x Kare	$(q - 1)(p - 1)$	$(\text{Periyod} \times \text{Kare})_{int} \text{KT}$
Düzeltilmemiş direkt veya muamele	$p - 1$	Muamele KT
Muamele x Blok	$(p - 1)(v - 1)$	$(\text{Muamele} \times \text{Blok})_{int} \text{KT}$
Taşınan	$p - 1$	Taşınan KT
Taşınan x Blok	$(p - 1)(v - 1)$	$(\text{Taşınan} \times \text{Blok})_{int} \text{KT}$
Hata	$q(p - 1)^2 - 2v(p - 1)$	Hata KT
Düzeltilmiş direkt veya muamele _(D)	$p - 1$	Muamele _(D) KT
Muamele _(D) x Blok	$(p - 1)(v - 1)$	$(\text{Muamele}_{(D)} \times \text{Blok})_{int} \text{KT}$
Sürekli	$p - 1$	Sürekli KT
Sürekli x Blok	$(p - 1)(v - 1)$	$(\text{Sürekli} \times \text{Blok})_{int} \text{KT}$

Kareler ortalamaları bilinen şekilde hesaplanır ve varyasyon kaynakları hataya göre test edilir. Hata kareler toplamı hesaplanırken genel, kareler toplamından, düzeltilmiş direkt ve sürekli etki kareleri toplamları ve bunların bloklarla olan interaksyonlarına ait kareler

toplamlarının çıkarılmadığına dikkat edilmelidir.

Eğer düzeltilmemiş direkt etkilerin ve taşınan etkilerin bloklarla olan interaksiyonları önemsiz bulunursa, bunlar hata kareler toplamından atılabilir. Bu durumda, hata serbestlik derecesi de değişecek ve $(q(p-1)^2 - 2(p-1))$ olacaktır.

4.6.3.2. Muamele Ortalamalarının Tahmini

Taşınan etkiler biran için dikkate alınmadan h inci muamele için tüm veriler üzerinden genel bir ortalama hesaplanabilir;

$$\bar{Y}_h = \frac{T_h}{qp} \quad (4.6.20)$$

Eğer u uncu blok içerisindeki h inci muamele için bir ortalama hesaplanmak istenirse;

$$\bar{Y}_{uh} = \frac{T_{uh}}{n_u p} \quad (4.6.20')$$

eşitliği kullanılabilir. Taşınan etkiler dikkate alındığında ise,

Genel direkt etki ortalamaları tahmini;

$$\bar{d}_h = \frac{D_h}{qp(p+1)(p-2)} + \frac{Y_{...}}{qp^2} \quad (4.6.21)$$

olur.

Ayrı bloklar için direkt etki ortalamaları tahmini;

$$\bar{d}_{uh} = \frac{D_{uh}}{n_u p(p+1)(p-2)} + \frac{T_{u.}}{n_u p^2} \quad (4.6.21')$$

eşitliği ile yapılabilir. Burada $T_{u.}$, u uncu bloktaki gözlemler toplamıdır.

Taşınan etki ortalamaları tahmini;

$$\bar{r}_h = \frac{Q_h}{qp(p+1)(p-2)} \quad (4.6.22)$$

eşitliği ile verilebilir.

Ayrı bloklar için taşınan etki ortalamaları tahmini ise;

$$\bar{r}_{uh} = \frac{Q_{uh}}{n_u p(p+1)(p-2)} \quad (4.6.22')$$

ile hesaplanabilir.

Genel sürekli etki ortalamaları tahmini;

$$\bar{p}_h = \frac{T'_h}{qp(p+1)(p-2)} + \frac{Y_{..}}{qp^2} = \bar{d}_h + \bar{r}_h \quad (4.6.23)$$

şeklinde yapılır.

Ayrı bloklar için sürekli etki ortalamaları tahmini ise;

$$\bar{p}_{uh} = \frac{T'_{uh}}{n_u p(p+1)(p-2)} + \frac{T_{u.}}{n_u p^2} = \bar{d}_{uh} + \bar{r}_{uh} \quad (4.6.23')$$

eşitliği ile elde edilebilir.

4.6.3.3. Muamele Ortalamalarına Ait Varyans Tahminleri.

Yukarıda tahminleri verilen muamele ortalamalarına ait varyansların tahminleri sırasıyla;

$$\hat{V}(\bar{Y}_h) = S^2/qp \quad (4.6.24)$$

$$\hat{V}(\bar{Y}_{uh}) = S^2/n_u p \quad (4.6.24')$$

$$\hat{V}(\bar{d}_h) = \frac{p^2 - p - 1}{qp(p+1)(p-2)} S^2 \quad (4.6.25)$$

$$\hat{V}(\bar{d}_{uh}) = \frac{p^2 - p - 1}{n_u p(p+1)(p-2)} S^2 \quad (4.6.25')$$

$$\hat{V}(\bar{r}_h) = \frac{p}{q(p+1)(p-2)} S^2 \quad (4.6.26)$$

$$\hat{V}(\bar{r}_{uh}) = \frac{p}{n_u(p+1)(p-2)} S^2 \quad (4.6.26')$$

$$\hat{V}(\bar{p}_h) = \frac{2p-1}{qp(p-2)} S^2 \quad (4.6.27)$$

$$\hat{V}(\bar{p}_{uh}) = \frac{2p-1}{n_u p(p-2)} S^2 \quad (4.6.27')$$

eşitlikleri ile bulunur (Lucas, 1950). Bu eşitliklerdeki S^2 değeri varyans analiz çizelgesindeki hata kareleri ortalamasıdır. 4.6.24 ve 4.6.24' için S^2 ise taşınan etkilerin ihmal edilebildiği durumdaki HKO'dur. bunun için 4.6.19'' eşitliğindeki son iki terim atılır.

4.6.3.4. Muamele Ortalamalarının Farklarına Ait Varyansların Tahmini.

İki genel muamele arasındaki (h inci ve h' üncü muameleler arasındaki) farkın varyansı veya u uncu bloktaki iki muamele arasındaki farkın varyansı; sözkonusu muamele ortalamalarına ait varyansın iki katı ile tahmin edilirler. Yani; $\bar{D}_{hh'} = (\bar{Y}_h - \bar{Y}_{h'})$ veya $\bar{D}_{hh'} = (\bar{Y}_{uh} - \bar{Y}_{uh'})$ ise $\bar{Y} = \bar{Y}_h$ veya $\bar{Y} = \bar{Y}_{uh}$ olacağından;

$$\hat{V}(\bar{D}_{hh'}) = 2\hat{V}(\bar{Y}) \quad (4.6.28)$$

olur.

Bir bloktaki (u uncu) herhangi bir muamele ortalaması, diğer bir bloktaki (u'üncü) aynı veya başka bir muamele ortalaması ile karşılaştırılmak istendiği zaman bu ortalama farklarına ait varyans, her iki muamele ortalamasına ait varyansların tahminleri bloktaki kare sayısı (n_u) değişik olduğundan, (iki katı alınmak yerine) toplanarak elde edilir. Buna göre; $\bar{D}_{uh;u'h'} = (\bar{Y}_{uh} - \bar{Y}_{u'h'})$ veya $\bar{D}_{uh;u'h'} = (\bar{d}_{uh} - \bar{d}_{u'h'})$ ise ($h=h'$ veya $h \neq h'$ olabilir), $\bar{Y}_u = \bar{Y}_{uh}$ veya $\bar{Y}_u = \bar{d}_{uh}$ olacağından;

$$\hat{V}(\bar{D}_{uh;u'h'}) = \hat{V}(\bar{Y}_u) + \hat{V}(\bar{Y}_{u'}) \quad (4.6.28')$$

olur.

4.6.3.5. En Küçük Önemli Fark

En küçük önemli fark için formül;

$$\bar{D}_{\min} = t \sqrt{\hat{V}(\bar{D})} \quad (4.6.29)$$

şeklindedir. Buradaki, \bar{D} değeri ilgilenilen herhangi bir farkı göster-

mekte olup hemen önceki bölümde izah edildiği gibi uygun bir şekilde hesaplanır. t değeri ise arzu edilen önem seviyesinde ve hata serbestlik derecesindeki Student'in t cetvel değeridir. Farklar için güven sınırları ise;

$$L(\bar{D}) = \bar{D} \pm \bar{D}_{\min} \quad (4.6.30)$$

şeklindeki bir eşitlikle verilir.

Enson olarak standart ayrılış veya varyasyon katsayısı hesaplanarak, analiz için verilecek olan sonuç çizelgesinde gösterilebilir.

$$S = S^2 \quad \text{ve} \quad VK = (S/\bar{Y})100 \quad (4.6.31)$$

Burada, \bar{Y} değeri bütün gözlemler üzerinden hesaplanan genel ortalamadır.

4.6.3.6. Deneme Planının Bloklanması

İrk, yer, mevsim, bazal rasyon vs. gibi faktörler ile muamele interaksiyonunun test edilmesinin özellikle istendiği durumlarda, birkaç kare bir blok oluşturacak şekilde bu ırk, mevsim vs. gibi faktörler bloklara uygulanır.

Örneğin ırk durumu ele alındığında, taşınan etkileri test etmek için, Bölüm 9.12'de görüldüğü gibi her bir ırk en azından tam bir plan içerisinde bir defa denenmelidir. Ancak, her bir ırk için temel planda aynı sayıda kare bulunması gerekmez. Mesela 4 muamele ile çalışılıyorsa iki temel plan mevcuttur. Bunlardan bir tanesi üç, diğeri bir kareden ibarettir. Eğer iki ırk varsa birkaç alternatif vardır. Birincisi; bir ırk için tek kareli diğeri ırk için üç kareli deneme planı kullanılabilir. İkincisi; her ırk için bir veya iki tane tek kareli desen olabilir. Bir başka şık ise; her ırka üç kareli birer tane plan kullanılmasıdır. Bu ırkları benzer şekilde çoğaltmak mümkündür.

4.6.3.7. Eksik Gözlemler

Etki aktarımlı Latin kare deneme planlarının analizinden önce, eksik veya anormal gözlemler var ise bunların yerine bazı ikame değerler (4.6.33) eşitliğine göre hesaplanabilir. Ancak bu eşitliğe geçmeden önce hesaplamada kullanılacak bazı X değerlerinin tanımlanması gerekmektedir. Herhangi bir h inci muamele için X değeri;

$$X_h = pX_{1h} + p^2X_{2h} + pX_{3h} + pX_4 - (p+2) \quad (4.6.32)$$

eşitliği ile verilir. Burada;

$$X_{1h} = \begin{cases} \text{Eksik değere sahip muamele için, } 1 \\ \text{Diğer muameleler için, } 0 \end{cases}$$

$$X_{2h} = \begin{cases} \text{Eksik değerden hemen önceki muamele için, } 1 \\ \text{Diğerleri için, } 0 \end{cases}$$

$$X_{3h} = \begin{cases} \text{Eksik değerden ortaya çıktığı ineye en son periyotta uygulanan muamele için, } 1 \\ \text{Diğer muameleler için, } 0 \end{cases}$$

$$X_{4h} = \begin{cases} \text{Eğer eksik değer birinci periyotta ise bütün muameleler için, } 1 \\ \text{Diğer herhangi bir periyotta ise bütün muameleler için, } 0 \end{cases}$$

Eğer eksik değer birinci periyotta ise X_{2h} , bütün muameleler için sıfır değerini alır. Ayrıca X_h lar için toplam da sıfır olur. Deneme planının bloklanmış durumu için eksik değer yerine konacak değer,

$$Y_s = \frac{p(p+1)(p-2) \left(-T'_u(ss) - n_s Y'_{i..(s)} + n_s p Y'_{i.k(ss)} + n_s p T'_{ij.(ss)} \right)}{p(p+1)(p-2) \left(n_s (p-1)^2 - (p-1) \right)} + \frac{p T'_{.h(ss)}}{p(p+1)(p-2) \left(n_s (p-1)^2 - (p-1) \right)} + \frac{\sum_h X_h Q'_{sh}}{\sum_h X_h^2} \quad (4.6.33)$$

şeklinde hesaplanabilir. Burada;

- Y_s = Eksik veya anormal gözlemin yerine koymak üzere hesaplanılan ikame bir değerdir.
- $Y'_{i..(s)}$ = Eksik verinin sıfır olduğu kabul edilerek, eksik gözlemin bulunduğu karenin genel toplamıdır.
- $Y'_{i.k(ss)}$ = Eksik değer sıfır olduğu kabul edilerek, eksik değer ortaya çıktığı karedeki, bu değeri ihtiva eden periyodun toplamıdır.
- $Y'_{ij.(s)}$ = Eksik değer sıfır kabul edilerek, eksik değere sahip olan inek için gözlemlerin toplamıdır.
- $T'_{.h(ss)}$ = Eksik değer sıfır kabul edilerek, eksik değer bulunduğu bloktaki sözkonusu muamele için genel toplamıdır.

Ancak $T'_{.h(ss)}$ değeri için T' gösterilişi Çizelge 34 ve 35 teki sürekli etkiler için düzeltilmiş toplamlarla karıştırılmamalıdır. Çünkü eksik değer formülündeki üs işaretleri eksik verinin sıfır kabul edilmesi ile hesaplamaların yapıldığını göstermek içindir. Dolayısı ile $T'_{.h(ss)}$ değeri, Çizelge 32 deki h inci muamele (ki bu muamele eksik değere sahiptir) için, eksik değer olduğu u uncu bloktaki toplam değeridir.

- $T'_{u.(ss)}$ = Eksik değer sıfır kabul edilerek, eksik değer bulunduğu blok için genel toplamıdır. Bu gösterimdeki üs işareti için de hemen yukarıda söylenenler geçerlidir.
- n_s = Eksik değer bulunduğu bloktaki karelerin sayısıdır.
- p = Muamele sayısıdır.
- q = Toplam kare sayısıdır.
- Q'_{sh} = Eksik değer ortaya çıktığı blok için hesaplanan Q değerleridir.

Yukarıda verilen eksik değer formülü, izleyen gözlemin-eksik değer yokmuş gibi- taşınan etkileri içerdiği varsayımına dayanır. Bu varsayım, hayvanın yeterli miktarda uygun rasyonu aldığı halde anormal bir performans göstermesi durumunda geçerlidir. Eğer eksik değer bir hayvanın yeterli beslenememesinden veya eksik değer bulunduğu periyotta denemeye herhangi bir hayvan yerleştirilememesinden ileri geli-

yorsa bu varsayım doğru değildir. Bu nedenle eksik değer ile hemen onu izleyen muameleye ait gözlem değerinin her ikisi eksik olarak kabul edilecektir. Bunların yerine koyulacak yeni değerlerin hesaplanması işlemi aşağıdaki gibidir:

İlkönce eksik değeri izleyen değer doğru olduğu düşünülerek gerçek eksik değeri bulmak için (4.6.33) sayılı eşitlik uygulanır. Sonra elde edilen sonuç yerine konarak gerçek eksik değeri izleyen gözlem değeri aynı formülle tahmin edilir ve bu tahmin değeri izleyen gözlem için yerine konarak ikinci kez gerçek eksik değer tahmin edilir. Bu şekilde sürdürülen iteratif işlemler sonucu her iki tahmin değeri de stabil hale gelince analize geçilebilir.

Eğer eksik değer son periyotta ortaya çıkmış ise formülün bir kez kullanılması ile bu değer doğru olarak tahmin edilebilir. Eksik veya anormal değerler iki veya daha fazla olduğu zaman aynı iteratif işlemler hala geçerlidir. Böyle bir durumda eksik değerlerin bir tanesi hariç diğerlerinin tümüne uygun keyfi değerler verilir ve formül uygulanır. Daha sonra bu tahmin değeri yerine konarak diğer eksik değerlerden birisi için aynı formül ile tahmin değeri hesaplanır. Yine, bu iterasyon tüm eksik değerlerin tahminlerinin stabil hale gelmesine kadar sürdürülür. Unutulmamalıdır ki, taşınan etkiler ile ilgilendiğimize göre eksik değerleri izleyen değerler de iterasyona dahil edilecektir.

Genel olarak, serbestlik dereceleri eksik değerlerin sayısı kadar azalacaktır ve bu serbestlik derecelerinin hepsi hatanın serbestlik derecesinden düşülür. Bununla beraber nadir de olsa, bir inekten elde edilmesi gereken verilerin tümü eksik veya anormal olarak ortaya çıkabilir. Böyle bir durumda "kareler içi inek" kareleri toplamına ait serbestlik derecesinden bir serbestlik derecesi düşülür ve geri kalanlar da hata kareleri toplamı içindedir.

4.7. ETKİ AKTARIMLI EKSTRA PERİYOD LATİN KARE DENEMELER

4.7.1. Deneme Planı

Etki aktarımlı Latin kare deneme planlarındaki son periyodun ikinci bir kez tekrarlanması ile etki aktarımlı ekstra periyod Latin kare deneme planları elde edilir. Bu durumda muamele gruplarının uygulandığı tüm inekler son iki periyotta aynı muameleyi almış olur. Buna göre, esas düzenleme Çizelge 41 deki şekilde yapılabilir.

Çizelge 41- Etki aktarımlı ekstra periyod Latin kare denemelerin temel planı.

Karşılaş. Periyodu	Muamele grupları			
	1	2	p
1	1	2	p
2	2	3	1
.	.	.		.
.	.	.		.
.	.	.		.
p+1	p-1	p	p-2
p	p	1	p-1
p+1	p	1	p-1

Çizelge içindeki rakamlar muameleleri temsil etmektedir.

4.7.2. Denemenin Kuruluşu

Bu deneme planlarında p tane muamele ile çalışabilmek için (p+1) tane karşılaştırma periyodunun olması gerekir. Bununla birlikte muamele grupları sayısı etki aktarımlı normal Latin kare deneme planlarındaki ile aynıdır. Etki aktarımlı ekstra periyod Latin kare deneme planları, etki aktarımlı normal Latin kare deneme planlarında olduğu gibi sadece, esas modelden çıkarılabilen sınırlı sayıdaki muamele grupları için etkin olarak yapılabilir.

Çizelge 41 de verilen model basit rotasyonel formdaki etki aktarımlı Latin kare deneme planlarının son periyodunun tekrarlanması ile oluşturulmuştur. Fakat özellikle muamele sayısı tek ise taşınan etkiler bakımından denge iki veya daha fazla kare içerisinde sağlana-

bileceğinden, seçim Bölüm 9.1.2 de verilen planlar içinden yapılacak ve son periyod iki kez dikkate alınacaktır.

Yüksek verimli ineklerin verimlerindeki azalma düşük verimlilere nazaran mutlak (hatta nispi) olarak daha fazla olduğundan ineklerin karelere ve gruplara dağıtımının tesadüfiliğinde yapılacak bazı kısıtlamalar ekseriya iyi sonuç verir. Bu kısıtlamalar, belli bir kareye atanan hayvanların başlangıç verimleri bakımından mümkün olduğu kadar üniform olmaları açısından gereklidir.

Örneğin, dört muameleli ortogonal kareler seti kullanıldığı zaman, 12 tane inek yüksek, orta ve düşük verimli olarak sınıflandırılabilir. Daha sonra bu üç grup üç kareye tesadüfi olarak atanır ve her kareye düşen inekler, kareler içindeki ardışık muamele gruplarına tesadüfen atanır.

Bölüm 9.1.2 deki planlardan seçilerek uyarlanmış üç muameleli deneme planını iki kez tekrarlamak istiyorsak yine 12 ineğe ihtiyaç vardır. Bu sefer, inekler verimlerine göre dört gruba ayrılabilir. Önce yüksek verimli iki grup iki kareye tesadüfi olarak dağıtılabilir ve sonra kalan iki grup diğer iki kareye yine tesadüfi olarak dağıtılabilir. Daha sonra da her kareye düşen gruplar içerisindeki inekler kendi karelerindeki muamele gruplarına tesadüfi olarak dağıtılır.

Yukarıda iki örnek ile anlatılan bu dağıtım metodu sadece bütün ineklerin aynı anda denemeye alınabildiği durumlar için uygun olup minimum deneysel hata eğilimi gösteren ideal bir yöntemdir. Çünkü verim düzeyi bakımından kareler içerisinde maksimum homojeniteyi sağlar.

Ancak, hayvanların kuruda kalma ve gebelik durumları bütün karelerin aynı anda denemeye alınmasına müsaade etmeyebilir. Böyle bir durumda denemeye başlayan gruplara bu grupların sayısı kadar kare, tüm kareler içerisinden tesadüfi olarak atanır ve denemeye başlayan gruplardaki inekler kendilerine atanan kareler içerisindeki muamele gruplarına tesadüfen uygulanarak deneme kurulur.

Çizelge 42- Etki aktarımlı ekstra periyod Latin kare denemelerden elde edilen verilerin analiz için düzenlenmesi.

Kare Karşılaş. Periyodu		İnekler				Toplam	
		İnek 11	İnek 12	İnek 1p		
1	1	(1) Y_{111}	(2) Y_{121}		(p) Y_{1p1}	$Y_{1.1}$	
	2	(2) Y_{112}	(3) Y_{122}		(1) Y_{1p2}	$Y_{1.2}$	
	⋮						
	p	(p) Y_{11p}	(1) Y_{12p}		(p-1) Y_{1pp}	$Y_{1.p}$	
	p+1	(p) $Y_{11(p+1)}$	(1) $Y_{12(p+1)}$		(p-1) $Y_{1p(p+1)}$	$Y_{1.(p+1)}$	
	İnekT.	$Y_{11.}$	$Y_{12.}$		$Y_{1p.}$	Kare Toplamı	
	Mua.To.	(1) T_{11}	(2) T_{12}		(p) T_{1p}	$T_{1.}$	
	İzl.To.	(1) R_{11}	(2) R_{12}		(p) R_{1p}	$R_{1.}$	
						$=Y_{1..}-Y_{1.1}$	
2	1	(2) Y_{211}	(3) Y_{221}		(1) Y_{2p1}	$Y_{2.1}$	
	2	(3) Y_{212}	(4) Y_{222}		(2) Y_{2p2}	$Y_{2.2}$	
	⋮						
	p	(1) Y_{21p}	(2) Y_{22p}		(p) Y_{2pp}	$Y_{2.p}$	
	p+1	(1) $Y_{21(p+1)}$	(2) $Y_{22(p+1)}$		(p) $Y_{2p(p+1)}$	$Y_{2.(p+1)}$	
	İnekTo.	$Y_{21.}$	$Y_{22.}$		$Y_{2p.}$	Kare Toplamı	
	Mua.To.	(1) T_{21}	(2) T_{22}		(p) T_{2p}	$T_{2.}$	
	İzl.To.	(1) R_{21}	(2) R_{22}		(p) R_{2p}	$R_{2.}$	
						$=Y_{2..}-Y_{2.1}$	
⋮	⋮						
q	1	(p) Y_{q11}	(1) Y_{q21}		(p-1) Y_{qp1}	$Y_{q.1}$	
	2	(1) Y_{q12}	(2) Y_{q22}		p Y_{qp2}	$Y_{q.2}$	
	⋮						
	p	(p-1) Y_{q1p}	(p) Y_{q2p}		(p-2) Y_{qpp}	$Y_{q.p}$	
	p+1	(p-1) $Y_{q1(p+1)}$	(p) $Y_{q2(p+1)}$		(p-2) $Y_{qp(p+1)}$	$Y_{q.(p+1)}$	
	İnekTo.	$Y_{q1.}$	$Y_{q2.}$		$Y_{qp.}$	Kare Toplamı	
	Mua.To.	(1) T_{q1}	(2) T_{q2}		(p) T_{qp}	$T_{q.}$	
	İzl.To.	(1) R_{q1}	(2) R_{q2}		(p) R_{qp}	$R_{q.}$	
						$=Y_{q..}-Y_{q.1}$	
GENEL	MUAMELE TOPLAMI	$\frac{1. \text{ için } T_{.1}}{T_{.1}}$	$\frac{2. \text{ için } T_{.2}}{T_{.2}}$	$\frac{p. \text{ için } T_{.p}}{T_{.p}}$	$T_{..}$	$= Y_{...}$
	İZLEYEN TOPLAMI	$R_{.1}$	$R_{.2}$		$R_{.p}$	$R_{..}$	$= Y_{...}-Y_{..1}$
	PERİYOD TOPLAMI	(1) $Y_{..1}$	(2) $Y_{..2}$		(p+1) $Y_{..p}$		$Y_{...}$

4.7.3. Denemenin Analizi

4.7.3.1. Matematik Model ve Sembolik Varyans Analizi

Etki aktarımlı ekstra periyod Latin kare deneme planlarının analizinde de, etki aktarımlı normal Latin karelerde olduğu gibi, blok-lama dikkate alınacak ve analiz bu esasa göre verilecektir. Bu deneme planının matematik modeli;

$$Y_{uijk} = \mu + \alpha_{ui} + \delta_{uij} + \pi_{uk} + \theta_{uik} + \delta_{uh} + \rho_{uh'} + \beta_u + w_{uh} + \eta_{uh'} + \epsilon_{uijk} \quad (4.7.2)$$

şeklindedir. Burada;

- Y_{uijk} = u uncu blokta i inci karedeki j inci inenin k inci periyod esnasındaki performansıdır. ($i= 1,2,3... q$; $j= 1,2,...p$; $k= 1,2, ... (p+1)$).
- = Tüm gözlemler için müşterek etkidir.
- α_{ui} = u uncu blokta i inci karenin etkisi ($\sum_i \alpha_i = 0$).
- δ_{uij} = u uncu blokta i inci karenin j inci inenin gerçek etkisi ($\sum_j \delta_{uij} = 0$).
- π_{uk} = u uncu blokta k inci periyodun gerçek etkisi ($\sum_k \pi_k = 0$).
- θ_{uik} = u uncu bloktaki i inci kareyle k inci periyodun interaksion etkisi ($\sum_i \theta_{uik} = 0$ ve $\sum_k \theta_{uik} = 0$).
- δ_{uh} = u uncu bloktaki h inci muamelenin gerçek etkisi ($\sum_h \delta_{uh} = 0$ $h= 1,2, ... p$).
- $\rho_{uh'}$ = u uncu bloktaki h'üncü muameleden ileri gelen taşınan etki ($\sum_{h'} \rho_{uh'} = 0$, $h'= 1,2, ... p$).
- β_u = u uncu bloğun etkisi ($\sum_u n_u \beta_u = 0$, $n_u = u$ uncu bloktaki kare sayısı, $u = 1,2, ... v$; $\sum_u n_u = q$).
- w_{uh} = u uncu blok ile h inci muamelenin direkt etkisi arasındaki interaksion etkisi ($\sum_u n_u w_{uh} = 0$, $\sum_h w_{uh} = 0$).
- $\eta_{uh'}$ = u uncu blok ve h' üncü muamelenin taşınan etkisinin inte-

$$\text{reaksiyon etkisi } \left(\sum_u n_u \eta_{uh} = 0, \sum_h \eta_{uh} = 0 \right).$$

Analiz için verilerin Çizelge 42 deki gibi düzenlenmesinin ve bu çizelgede direkt olarak bazı toplamların hesaplanmasının yararı vardır. Daha sonra bir takım hazırlık hesaplamaları ile Çizelge 44 ve bloklar dikkate alınarak Çizelge 45 oluşturulabilir.

Çizelge 42 de uygulanacak olan muameleler parantez içindeki rakamlarla gösterilmiştir. İlgili bazı kareler toplamları,

$$DK = \frac{Y^2}{qp(p+1)} \quad (4.7.2)$$

$$KT = \sum_i \sum_j \sum_k Y^2_{ijk} = DK \quad (4.7.3)$$

$$KT = \frac{1}{p(p+1)} \sum_i Y^2_{i..} = DK \quad (4.7.4)$$

$$\text{Kare İçi İnekler KT} = \frac{1}{(p+1)} \sum_i \sum_j Y^2_{ij.} = DK - \text{Kare KT} \quad (4.7.5)$$

$$\text{Periyod KT} = \frac{1}{pq} \sum_k Y^2_{...k} = DK \quad (4.7.6)$$

şeklinde hesaplanır.

Periyod x Kare interaksyonunu hesaplamak için Kare x Periyod çizelgesi hazırlamak işlemleri daha kolaylaştırır.

Çizelge 43- Muameleler için periyodXkare toplamları

Kare-Periyod	1	2	q	Toplam
1	$Y_{1.1}$	$Y_{2.1}$	$Y_{q.1}$	$Y_{..1}$
2	$Y_{1.2}$	$Y_{2.2}$	$Y_{q.2}$	$Y_{..2}$
.					.
.					.
.					.
p+1	$Y_{1.(p+1)}$	$Y_{2.(p+1)}$	$Y_{q.(p+1)}$	$Y_{..(p+1)}$
Toplam	$Y_{1..}$	$Y_{2..}$		$Y_{q..}$	$Y_{...}$

Bu çizelgeden alt grup kareler toplamı ve daha sonrada, interaksyon,

$$(\text{Periyod x Kare})_{\text{int}} \text{KT} = (1/p) \left(\sum_i \sum_k Y_{i.k}^2 - DK \right) - \text{Periyod KT}$$

$$- \text{Kare KT}$$

(4.7.7)

şeklinde hesaplanabilir.

Muamelelerin taşınan, direkt ve sürekli etkilerini tahmin ve test edebilmek için bunlarla ilgili olarak Çizelge 44 deki gibi düzeltilmiş bir toplamlar çizelgesi hazırlanmalıdır.

Çizelge 44- Tüm deneme üzerinden hesaplanan doğrudan ve düzeltilmiş toplamlar.

Muamele	T_h	$\bar{\Sigma}_h$	R_h	D_h	T'_h
1	T_1	$\bar{\Sigma}_1$	R_1	D_1	T'_1
2	T_2	$\bar{\Sigma}_2$	R_2	D_2	T'_2
.
.
.
p	T_p	$\bar{\Sigma}_p$	R_p	D_p	T'_p
Toplam	Y...	Y...	(Y...) -(Y..1)	0	0

Bu çizelgede T_h , $\bar{\Sigma}_h$ ve R_h değerleri direkt olarak çizelge 42 den alınmaktadır. T_h , h inci muamele için tüm gözlemlerin toplamı; R_h , h inci muameleyi izleyen gözlemlerin toplamı; $\bar{\Sigma}_h$, h inci muameleyi son iki periyotta alan ineklere ait toplamın toplamıdır. Bu toplamlar kullanılarak, direkt etkilerin hesaplandığı D_h , taşınan etkilerin hesaplandığı R_h ve sürekli etkilerin hesaplandığı T'_h değerleri elde edilebilir. Bunlar; sırasıyla,

$$D_h = (p+1)T_h - \bar{\Sigma}_h - (Y...) \quad (4.7.8)$$

ve

$$T'_h = pD_h + p(p+2) R_h - (p+2)(Y..1) \quad (4.7.9)$$

formülleri ile verilir. Ayrıca etki aktarımlı Latin kare denemelerin analizindeki gibi taşınan etkiler için Q değerleri hesaplanmaz ve bunun yerine (4,7,11) sayılı eşitlikle R_h lardan gidilerek taşınan etki kareleri toplamı hesaplanır. Bunlar,

$$\text{Direkt Etki KT} = \frac{1}{qp(p+1)(p+2)} \sum_h D_h^2 \quad (4.7.10)$$

$$\text{Taşınan Etki KT} = \frac{1}{qp} \sum_h R_h^2 - \frac{Y^2 \cdot 1}{qp^2} \quad (4.7.11)$$

$$\text{Sürekli Etki KT} = \frac{1}{qp^2(p+1)(2p+3)} \sum_h T'_h{}^2 \quad (4.7.12)$$

eşitlikleri ile tahmin edilebilirler.

Deneme planının bloklanmış olması durumunda bu etkilerin bloklarla olan interaksyonları sözkonusudur. Dolayısı ile Çizelge 44 in bloklar dikkate alınarak yeniden düzenlenmesi gerekir.

Çizelge 45- Bloklar dikkate alınarak doğrudan ve düzeltilmiş toplamlar.

Blok	Muamele	T_{uh}	Σ_{uh}	R_{uh}	D_{uh}	T'_{uh}
1	1	T_{11}	Σ_{11}	R_{11}	D_{11}	T'_{11}
	2	T_{12}	Σ_{12}	R_{12}	D_{12}	T'_{12}
	⋮				⋮	
	p	T_{1n_1}	Σ_{1n_1}	R_{1n_1}	D_{1n_1}	T'_{1n_1}
Toplam		$T_{1.}$	$\Sigma_{1.}$	$R_{1.}$	0	0
2	1	T_{21}	Σ_{21}	R_{21}	D_{21}	T'_{21}
	2	T_{22}	Σ_{22}	R_{22}	D_{22}	T'_{22}
	⋮				⋮	
	p	T_{2n_2}	Σ_{2n_2}	R_{2n_2}	D_{2n_2}	T'_{2n_2}
Toplam		$T_{2.}$	$\Sigma_{2.}$	$R_{2.}$	0	0
		⋮			⋮	
v	1	T_{v1}	Σ_{v1}	R_{v1}	D_{v1}	T'_{v1}
	2	T_{v2}	Σ_{v2}	R_{v2}	D_{v2}	T'_{v2}
	⋮				⋮	
	p	T_{vn_p}	Σ_{vn_p}	R_{vn_p}	D_{vn_p}	T'_{vn_p}
Toplam		$T_{v.}$	$\Sigma_{v.}$	$R_{v.}$	0	0

Bu çizelgede v blok sayısıdır ve n_u ise u uncu bloktaki kare sayısıdır ($u = 1, 2, \dots, v$). T_{uh} , \sum_{uh} , R_{uh} ve D_{uh} , T'_{uh} değerlerinin bulunuşu aynen Çizelge 44 te olduğu gibidir. Ancak burada her blok sanki ayrı bir deneme imiş gibi düşünülerek sözkonusu hesaplamalar yapılmaktadır.

Şimdi muamelelerin direkt, taşınan ve sürekli etkilerinin bloklarla olan interaksyonlarını hesaplamak kolaydır ve her bir interaksyon için bir interaksyon toplamları çizelgesi teşkil etmek hesaplamayı daha da basitleştirir.

Çizelge 46- Muamelelerin direkt etkilerine ait blok x muamele toplamları.

Blok-Muamele	1	2	...	v	Toplam
1	D_{11}	D_{21}	...	D_{v1}	$D_{.1}$
2	D_{12}	D_{22}	...	D_{v2}	$D_{.2}$
...					...
p	D_{1p}	D_{2p}	...	D_{vp}	$D_{.p}$
Toplam	0	0		0	0

Çizelgedeki değerlerden alt gruplar arası kareler toplamı yardımıyla,

$$(Direkt \times Blok)_{int}^{KT} = \frac{1}{p(p+1)(p+2)} \sum_u \frac{1}{n_u} \sum_h D_{uh}^2 - Direkt \text{ KT}$$

esitliği verilebilir. Eğer $n_u = n$ ise, (4.7.13)

$$(Direkt \times Blok)_{int}^{KT} = \frac{1}{np(p+1)(p+2)} \sum_u \sum_h D_{uh}^2 - Direkt \text{ KT}$$

şekline dönüşür.

(4.7.13')

Çizelge 47- Muamelelerin taşınan etkilerine ait Blok x Muamele toplamları.

Blok-Muamele	1	2	v	Toplam
1	R ₁₁	R ₂₁	R _{v1}	R _{.1}
2	R ₁₂	R ₂₂	R _{v2}	R _{.2}
⋮					⋮
p	R _{1p}	R _{2p}	R _{vp}	R _{.p}
Toplam	R _{1.}	R _{2.}		R _{v.}	R _{..} (=Y _{...-Y_{..1})}

Bu çizelgedeki değerler kullanılarak da,

$$(Taşınan \times Blok)_{int}^{KT} = (1/p) \sum_u (1/n_u) \sum_h R_{uh}^2 - (1/p^2) \sum_u \frac{(Y_{...}-Y_{..1})_u^2}{n_u} - Taşınan \text{ KT}$$

(4.7.14)

Eğer $n_u = n$ ise,

$$(Taşınan \times Blok)_{int}^{KT} = (1/np) \sum_u \sum_h R_{uh}^2 - (1/np^2) \sum_u (Y_{...}-Y_{..1})_u^2 - Taşınan \text{ KT}$$

(4.7.14')

şeklinde eşitlikler hesaplanabilir. Burada $(Y_{...}-Y_{..1})_u$ değeri u uncu bloktaki genel toplam ile aynı bloktaki birinci periyod toplamlarının farkıdır.

Çizelge 48- Muamelelerin sürekli etkilerine ait Blok x Muamele toplamları.

Blok-Muamele	1	2	v	Toplam
1	T' ₁₁	T' ₂₁	T' _{v1}	T' _{.1}
2	T' ₁₂	T' ₂₂	T' _{v2}	T' _{.2}
⋮					⋮
p	T' _{1p}	T' _{2p}	T' _{vp}	T' _{.p}
Toplam	0	0		0	0

Bu çizelgeden yararlanarak,

$$(Sürekli \times Blok)_{int}^{KT} = \frac{1}{p^2(p+1)(p+3)} \sum_u \frac{1}{n_u} \sum_h T'_{uh} - \text{Sürekli KT}$$

$n_u = n$ ise, (4.7.15)

$$(Sürekli \times Blok)_{int}^{KT} = \frac{1}{np^2(p+1)(2p+3)} \sum_u \sum_h T'_{uh} - \text{Sürekli KT}$$

(4.7.15')

şeklinde interaksiyon kareleri toplamı bulunabilir.

Yukarıda verilen interaksiyon çizelgelerinin sağ tarafındaki toplamlardan faydalanılarak ta muamelelerin direkt, taşınan ve sürekli etki kareleri toplamlarını hesaplamak mümkündür. Bu yol tercih edildiğinde ayrıca Çizelge 44 in oluşturulmasına gerek yoktur.

Hata kareleri toplamı ise sürekli etkiler için hariç, hesaplanmış olan tüm etki kareleri toplamları genel kareler toplamından düşülerek elde edilir.

(4.7.16)

$$\text{Hata KT} = \text{GKT} - (\text{Kareler KT} + \text{Kareler İçi İnek KT} + \text{Periyod KT} + (\text{Periyod} \times \text{Kare})_{int}^{KT} + \text{Direkt KT} + (\text{Direkt} \times \text{Blok})_{int}^{KT} + \text{Taşınan KT} + (\text{Taşınan} \times \text{Blok})_{int}^{KT})$$

Hata kareleri toplamı hesaplanırken sürekli ve (Sürekli x Blok) KT' larının genel kareler toplamından çıkarılmadığına dikkat edilme-lidir. Çünkü zaten direkt ve taşınan etkiler ile bunların interaksiyonları genelden düşülürken otomatik olarak sürekli etki ve sürekli etkinin blokla olan interaksiyonuna ait kareler toplamları birkez dikkate alınmaktadır.

İlgili varyasyon kaynaklarına ait kareler toplamları ve bunların serbestlik dereceleri Çizelge 49 da özetlenmiştir.

Çizelge 49- Etki aktarımlı ekstra periyod Latin kare deneme planlarının varyans analizi.

V.K.	SD	KT
Genel	$qp(p+1)-1$	GKT
Kareler	$q-1$	Kare KT
Kareler içi İnekler	$q(p-1)$	Kareler içi İnekler KT
Periyodlar	p	Periyod KT
Periyod x Kare	$p(q-1)$	$(\text{Periyod x Kare})_{int}^{KT}$
Direkt Etkiler	$p-1$	Direkt KT
Direkt x Blok	$(p-1)(v-1)$	$(\text{Direkt x Blok})_{int}^{KT}$
Taşınan Etkiler	$p-1$	Taşınan KT
Taşınan x Blok	$(p-1)(v-1)$	$(\text{Taşınan x Blok})_{int}^{KT}$
Hata	$(qp-2v)(p-1)$	Hata KT
Sürekli Etkiler	$p-1$	Sürekli KT
Sürekli x Blok	$(p-1)(v-1)$	$(\text{Sürekli x Blok})_{int}^{KT}$

Kareler ortalamaları ve önem testleri bilinen şekilde hesaplanır. Önem testlerinde payda olarak $HKO = S^2$ kullanılır ve cetvel değeri için ilgili varyasyon kaynağının serbestlik derecesi ve hata KO larının serbestlik derecesi ile arzu edilen önem seviyesi kullanılır.

4.7.3.2. Muamele Ortalamalarının Tahmini

Muamelelerin genel direkt etki ortalamaları;

$$\bar{d}_h = \frac{D_h}{qp(p+2)} + \frac{Y_{...}}{qp(p+1)} \quad (4.7.17)$$

Ayrı bloklar için direkt etki ortalamaları;

$$\bar{d}_{uh} = \frac{D_{uh}}{n_u p(p+2)} + \frac{T_{u.}}{n_u p(p+1)} \quad (4.7.17')$$

formülleri ile tahmin edilirler.

Muamelelerin taşınan etkileri için genel ortalamalar;

$$\bar{r}_h = \frac{pR_h - (Y_{...} - Y_{..1})}{qp^2} \quad (4.7.18)$$

Ayrı bloklar için taşınan etki ortalamaları;

$$\bar{r}_{uh} = \frac{pR_{uh} - (Y_{...} - Y_{..1})_u}{n_u p^2} \quad (4.7.18')$$

eşitlikleri ile verilebilir.

Muamelelerin sürekli etkileri için genel ortalamalar;

$$\bar{p}_h = \bar{d}_h + \bar{r}_h = \frac{T'_h}{qp^2(p+2)} + \frac{Y_{...}}{qp(p+1)} \quad (4.7.19)$$

Ayrı bloklar için sürekli etki ortalamaları;

$$\bar{p}_{uh} = \bar{d}_{uh} + \bar{r}_{uh} = \frac{T'_{uh}}{n_u p^2(p+2)} + \frac{T_{u.}}{n_u p(p+1)} \quad (4.7.19')$$

eşitlikleri ile tahmin edilirler.

4.7.3.3. Muamele Ortalamalarına Ait Varyans Tahminleri.

Genel direkt etki ortalamaları, her blok için direkt etki ortalamaları, taşınan etki (genel) ortalamaları, ayrı bloklar için taşınan etki ortalamaları, genel sürekli etki ortalamaları ve her blok için sürekli etki ortalamalarına ait varyans tahminleri, sırasıyla,

$$\hat{V}(\bar{d}_h) = \frac{p+1}{qp(p+2)} s^2 \quad (4.7.20)$$

$$\hat{V}(\bar{d}_{uh}) = \frac{p+1}{n_u p(p+2)} s^2 \quad (4.7.20')$$

$$\hat{V}(\bar{x}_h) = \frac{s^2}{qp} \quad (4.7.21)$$

$$\hat{V}(\bar{x}_{uh}) = \frac{s^2}{n_u p} \quad (4.7.21')$$

$$\hat{V}(\bar{p}_h) = \frac{2p+3}{qp(p+2)} s^2 \quad (4.7.22)$$

$$\hat{V}(\bar{p}_{uh}) = \frac{2p+3}{n_u p(p+2)} s^2 \quad (4.7.22')$$

şeklinde bulunabilir.

4.7.3.4. Muamele Ortalamalarının Farklarına Ait Varyans Tahminleri.

İki genel muamele (h inci ve h' üncü) ortalaması arasındaki farkın veya u uncu bloktaki iki muamele ortalaması arasındaki farkın varyansı, sözkonusu muamele ortalamalarına ait varyansın iki katıdır. Yani, $\bar{D}_{hh} = (\bar{Y}_h - \bar{Y}_{h'})$ veya $\bar{D}_{hh'} = (\bar{Y}_{uh} - \bar{Y}_{uh'})$ ise $\bar{Y} = \bar{Y}_h$ veya $\bar{Y} = \bar{Y}_{uh}$ olacağından;

$$\hat{V}(\bar{D}_{hh'}) = 2\hat{V}(\bar{Y}) \quad (4.7.23)$$

olur.

u uncu bloktaki bir muamele ortalaması ile başka bir u' üncü bloktaki aynı veya farklı bir muamele ortalaması karşılaştırılmak istendiği zaman, sözkonusu muamele ortalamalarının varyansları toplanarak farkın varyansı bulunur. Çünkü n_u değerleri farklı olabilmektedir. Bu anlatılanı genelleştirecek olursak; $\bar{D}_{uh,u'h'} = (\bar{Y}_{uh} - \bar{Y}_{u'h'})$ veya $(\bar{d}_{uh} - \bar{d}_{u'h'})$ ise ($h = h'$ veya $h \neq h'$ olabilir), $\bar{Y}_u = \bar{Y}_{uh}$ veya $\bar{Y}_u = \bar{d}_{uh}$, $\bar{Y}_{u'} = \bar{Y}_{u'h'}$ veya $\bar{Y}_{u'} = \bar{d}_{u'h'}$ olacağından,

$$\hat{V}(\bar{D}_{uh,u'h'}) = \hat{V}(\bar{Y}_u) + \hat{V}(\bar{Y}_{u'}) \quad (4.7.24)$$

yazılabilir.

4.7.3.5. En Küçük Önemli Fark

Bunun için,

$$\bar{D}_{\min} = t \sqrt{\hat{V}(\bar{D})} \quad (4.7.25)$$

eşitliği verilebilir. Burada \bar{D} değeri ilgilenilen herhangi bir muamele ortalamaları farkını ve t değeri de istenen önem düzeyinde ve hata serbestlik derecesindeki Student'in t cetvel değerini göstermektedir. Buna göre farkların güven sınırları;

$$L(\bar{D}) = \bar{D} \pm \bar{D}_{\min} \quad (4.7.26)$$

eşitliği ile elde edilir.

Enson olarak standart ayrılış veya varyasyon katsayısı,

$$S = \sqrt{S^2} \quad \text{veya} \quad VK = (S/\bar{Y})100 \quad (4.7.27)$$

hesaplanıp bütün sonuçlar bir çizelgede özetlenebilir. Yukarıdaki \bar{Y} değeri bütün gözlemlerin ortalaması ve S^2 ise hata kareleri ortalamasıdır.

4.7.3.6. Eksik Gözlemler

Eksik veya anormal gözlemler ortaya çıktığında bunları, biraz sonra verilecek eşitlik ile tahmin etmek mümkündür. Ancak bundan önce her muamele için bazı X değerleri tanımlanmalıdır.

$$X_h = (p+1)X_{1h} - X_{2h-1} \quad (4.7.28)$$

Burada,

$$X_{1h} = \begin{cases} \text{Eksik değer ortaya çıktığı muamele için, } 1 \\ \text{Diğer muameleler için, } 0 \end{cases}$$
$$X_{2h} = \begin{cases} \text{Eksik değere sahip inegün en son periyotta aldığı muamele için, } 1 \\ \text{Diğerleri için, } 0 \end{cases}$$

Kontrol için, $\sum_h X_h = 0$ olması sağlanmalıdır. Deneme planının bloklanmadığı durumda eksik değer formülü;

$$Y_s = \frac{qp(p+2)(pY_{ij.(s)} - Y_{i..(s)} + (p+1)Y_{i.k(ss)}) + p \sum_h X_h D'_h}{qp^2(p-1)(p+2) - p \sum_h X_h^2 - (p-1)(p+1)(p+2) + (p+1)(p+2)(pR'_s - (Y_{...-Y..1})'_s)}$$

olarak verilir. Burada;

(4.7.29)

$Y_{ij.(s)}$ = Eksik değer sıfır kabul edilerek, eksik değer bulunduğu inek için gözlemlerin toplamı.

$Y_{i..(s)}$ = Eksik değer sıfır kabul edilerek, eksik değer ortaya çıktığı karenin genel toplamı.

$Y_{i.k(ss)}$ = Eksik değer sıfır kabul edilerek, eksik değer bulunduğu karede eksik değer ortaya çıktığı periyod toplamı.

D'_h = Eksik değer sıfır kabul edilerek kurulan Çizelge 44 deki D_h değerleri.

R'_s = Hemen bir öncesinde eksik değer bulunduğu muameleyi izleyen gözlemlerin toplamı.

$(Y_{...-Y..1})'_s$ = Eksik gözlem sıfır kabul edilerek birinci periyodlarda ortaya çıkan gözlemler hariç diğer tüm gözlemlerin toplamı.

q ve p , daha önceden tanımlandığı gibidir.

Eğer deneme planı bloklanmış ise (4,7,29) sayılı eşitlikte şu değişiklikler yapılır: q yerine n_s , D'_h yerine D'_{sh} , R'_s yerine R'_{ss} ve $(Y_{...-Y..1})'_s$ yerine (B'_s) getirilir. Burada,

n_s = Eksik değer bulunduğu bloktaki kare sayısı.

D'_{sh} = Eksik değer sıfır kabul edilerek, sadece eksik değer bulunduğu blok için hesaplanan D_h değerleri.

R'_{ss} = Sadece eksik değer bulunduğu blok dikkate alınarak, eksik değerden hemen sonraki muameleyi izleyen gözlemlerin toplamı olup eksik değer sıfır kabul edilerek hesaplanır.

(B'_g) = Sadece eksik deęerin bulunduęu bloktaki karelerin birinci periyodları hariç dięer periyodlarındaki gözlemlerin toplamı. Eksik deęer yine sıfır kabul edilmektedir.

Aynen etki aktarımlı Latin kare denemelerde olduęu gibi (4.7. 29) eşitlięi, eksik deęeri izleyen gözlemin normal bir taşınan etki içerdiięi faraziyesine dayanır. Dolayısıyla eksik deęeri izleyen gözlem de eksik kabul edilir ve genel iteratif işlemler etki aktarımlı Latin kare denemelerde anlatıldığı gibi sürdürülür.

4.8. ETKİ AKTARIMLI EKSİK- LAtİN KARE DENEMELER

4.8.1. Denemenin Planı

Etki aktarımlı eksik Latin kare deneme planları, etki aktarımlı Latin kare deneme planlarının bir benzeridir. Tek bir karedeki ar-
dışık muamele gruplarının sayısı Latin karelerde olduğu gibi ele alınan
muamele sayısına eşittir. Ancak karşılaştırma periyodu (yani sıra) sayı-
sı daha azdır. Böyle bir durumda bir hayvana uygulanan muamele sayısı,
üzerinde çalışılan tüm muamelelerin sayısından daha az olacaktır (yani,
 $w < p$). Bu tip denemelerin planlanması ile ilgili temel model aşağıda
verilmiştir.

Çizelge 50- Etki aktarımlı eksik blok Latin kare
denemeler için temel plan.

Karşılaştırma Periyodu	Muamele grupları			
	1	2	p
1	1	2	p
2	2	3	1
.
.
.
w	w	1	w-1

Çizelgenin ortasındaki rakamlar uygulanacak muameleleri göster-
mektedir. Taşınan etkilerin ihmal edilebileceğinin veya yok olduğunun
kesin olarak bilindiği durumlarda tek bir Latin dikdörtgeni kullanıla-
bilir. Bununla beraber, taşınan etkiler bakımından bir deneme planının
arzu edilen dengeye ulaşması için iki veya daha fazla dikdörtgene gerek
vardır.

4.8.2. Denemenin Kuruluşu

Etki aktarımlı eksik Latin kare denemeler için uygulanabi-
lecek planlar Bölüm 9.1.3 te verilmiş olup, çeşitli sayıda muamele ve
karşılaştırma periyodlarına göre gruplandırılmışlardır. Bu kriterler ve

taşınan etkilerden şüphelenme veya şüphelenmeme durumları gözönünde bulundurulurken amaca uygun deneme planı buradan seçilebilir. Verilen planlar taşınan etkiler bakımından dengelenmiş ve dengelenmemiş olarak iki kısımdır. Taşınan etkilerin beklenmediği durumlarda da taşınan etkiler bakımından denge sağlayan tüm desenler kullanılabilir. Ancak böyle durumlarda genellikle, taşınan etkiler bakımından denge sağlamayan planlar kullanılır. Çünkü bu planlar genel olarak daha az inek gerektirirler. Hata için yeterli serbestlik derecesi sağlamak amacıyla üç periyotta üç muamele ve dört muamele içeren, taşınan etkiler bakımından dengelenmiş deneme planlarının üç veya dört tekerrürlü olması gerekir. Bu şart üç muameleli dengelenmemiş planlar için de geçerlidir. Yeterli hata serbestlik derecesi elde etmek için, üç periyotta altı ve yedi muameleli iki veya üç tane taşınan etki bakımından dengelenmiş kare gerekir.

Önceki bölümlerdeki etki aktarımlı deneme planlarında olduğu gibi planların sütunları inekleri ve satırları da karşılaştırma periyodlarını temsil eder. Genel olarak, planlardaki sayılar muameleleri gösterir ve muamelelerin sayılara dağıtımını tesadüfi olmalıdır.

Bir kare veya kareler grubu seçildikten sonra, tam Latin kareler için Bölüm 4.6.2 de ineklerin dağıtımını hususunda anlatılan bazı kısıtlamalar bu deneme planları için de getirilecektir. Taşınan etkiler için dengelenmiş deneme planları ile çalışıldığında, sıraların periyodlara tesadüfi dağıtımını yapılamaz. Yani, deneme planının birinci sırası daima birinci karşılaştırma periyoduna, ikinci sırası ikinci karşılaştırma periyoduna vs. karşılık gelir. Bununla beraber taşınan etkiler bakımından dengelenmemiş planlar ile çalışılıyorsa herbir karede bağımsız olarak sıralar periyodlara tesadüfi dağıtılmalıdır.

4.8.3. Denemenin Analizi

4.8.3.1. Matematik Model ve Sembolik Varyans Analizi

Etki aktarımlı eksik Latin kare denemelerin analizi, Patterson (1951) den biraz daha farklı olarak burada ele alınacaktır. Taşınan etkilerin mevcut olması ve olmaması durumuna göre izah edilecek analizde bu deneme planı bloklanmış varsayılacaktır. Buna göre denemenin matematik modeli taşınan etkilerin beklendiği ve planın bloklandığı durum için;

$$Y_{uijk} = \mu + \alpha_{ui} + S_{uij} + \pi_{uk} + \theta_{uik} + \delta_{uh} + \rho_{uh'} + \beta_u + w_{uh} + \eta_{uh} + \epsilon_{uijk}$$

Burada;

(4.8.1)

Y_{uijk} = u uncu blokta i inci karedeki j inci ineğin k inci periyod sırasındaki performansı (i=1,2 ... q; j=1,2 ... p; k= 1,2 ... w).

μ = Tüm gözlemler için genel bir etki

α_{ui} = u uncu bloktaki i inci kare etkisi ($\sum_i \alpha_i = 0$).

S_{uij} = u uncu blokta j inci ineğin i inci karedeki etkisi ($\sum_j S_{ij} = 0$).

π_{uk} = u uncu blokta k inci periyod etkisi ($\sum_k \pi_{uk} = 0$).

θ_{uik} = u uncu bloktaki, i inci kare ile k inci periyod arasındaki interaksiyon etkisi ($\sum_i \theta_{uik} = 0, \sum_k \theta_{uik} = 0$).

δ_{uh} = u uncu blokta, h inci muamelenin direkt etkisi ($\sum_h \delta_h = 0$).

$\rho_{uh'}$ = u uncu blokta h' üncü muamelenin taşınan etkisi ($\sum_{h'} \rho_{uh'} = 0, h' = 1, 2 \dots p$).

β_u = u uncu blokun gerçek etkisi ($\sum_u n_u \beta_u = 0, n_u = u$ uncu blok-
taki kare sayısı $\sum_u n_u = q$).

w_{uh} = u uncu blok ile h inci muamelenin direkt etkisi arasındaki interaksiyon etkisi ($\sum_u n_u w_{uh} = 0, \sum_h w_{uh} = 0$).

$\eta_{uh'}$ = h' üncü muamelenin taşınan etkisi ile u uncu bloğun inter-
aksiyon etkisi ($\sum_u n_u \eta_{uh'} = 0, \sum_h \eta_{uh'} = 0$).

Verilerin, analiz için, Çizelge 51 deki gibi düzenlenmesinin ve doğrudan bazı toplamların hesaplanmasının yararı vardır. Daha sonra bu doğrudan toplamlar ve bazı düzeltilmiş toplamlar Çizelge 53 de verildiği şekilde biraraya getirilebilir. Aynı hesaplamalar, bloklar dikkate alındığında Çizelge 54 deki gibi oluşturulabilir.

Çizelge 51- Etki aktarımlı eksik Latin kare denemelerden elde edilen verilerin analiz için düzenlenmesi.

Kare	Karşılaş. Periyodu	İnekler				Toplam
1	1	inek 11	inek 12	...	inek lp	$Y_{1.1}$
	2	(1) Y_{111}	(2) Y_{121}		(p) Y_{1p1}	$Y_{1.2}$
	...					
	w	(w) Y_{11w}	(1) Y_{12w}		(w-1) Y_{1pw}	$Y_{1.w}$
	İnek Top.	$Y_{11.}$	$Y_{12.}$		$Y_{1p.}$	Kare Toplamı $Y_{1..}$
Muam. Top.	(1) T_{11}	(2) T_{12}		(p) T_{1p}	$T_{1.}$	
İzl. Top.	(1) R_{11}	(2) R_{12}		(p) R_{1p}	$R_{1.}$ = $Y_{1..} - Y_{1.1}$	
2	1	inek 21	inek 22	...	inek 2p	$Y_{2.1}$
	2	(2) Y_{211}	(3) Y_{221}		(1) Y_{2p1}	$Y_{2.2}$
	...					
	w	(1) Y_{21w}	(2) Y_{22w}		(p) Y_{2pw}	$Y_{2.w}$
	İnek Top.	$Y_{21.}$	$Y_{22.}$		$Y_{2p.}$	Kare Toplamı $Y_{2..}$
Muam. Top.	(1) T_{21}	(2) T_{22}		(p) T_{2p}	$T_{2.}$	
İzl. Top.	(1) R_{21}	(2) R_{22}		(p) R_{2p}	$R_{2.}$ = $Y_{2..} - Y_{2.1}$	
...		inek	...			
q	1	inek q1	inek q2	...	inek qp	$Y_{q.1}$
	2	(p) Y_{q11}	(1) Y_{q21}		(p-1) Y_{qp1}	$Y_{q.2}$
	...					
	w	(w-1) Y_{q1w}	(w) Y_{q2w}		(w-2) Y_{qpw}	$Y_{q.w}$
	İnek Top.	(1) $Y_{q1.}$	(2) $Y_{q2.}$		(p) $Y_{qp.}$	Kare Toplamı $Y_{q..}$
Muam. Top.	(1) T_{q1}	(2) T_{q2}		(p) T_{qp}	$T_{q.}$	
İzl. Top.	(1) R_{q1}	(2) R_{q2}		(p) R_{qp}	$R_{q.}$ = $Y_{q..} - Y_{q.1}$	
GENEL	MUAM. TOP.	(1) $T_{.1}$	(2) $T_{.2}$	(p) $T_{.p}$	$T_{..}$
	İZL. Top.	(1) $R_{.1}$	(2) $R_{.2}$	(p) $R_{.p}$	$R_{..}$ = $(Y_{...}) - (Y_{..1})$
	PER. TOP.	(1) $Y_{..1}$	(2) $Y_{..2}$	(w) $Y_{..w}$	$Y_{...}$

Çizelge 51 den faydalanarak öncelikle hesaplanabilecek kareler toplamları,

$$DK = \frac{Y^2 \dots}{qpw} \quad (4.8.2)$$

$$GKT = \sum_i \sum_j \sum_k Y^2_{ijk} - DK \quad (4.8.3)$$

$$\text{Kare KT} = \frac{1}{pw} \sum_i Y^2_{i..} - DK \quad (4.8.4)$$

$$\text{Kare İçi İnekler KT} = \frac{1}{w} \sum_i \sum_j Y^2_{ij.} - DK - \text{Kare KT} \quad (4.8.5)$$

$$\text{Periyod KT} = \frac{1}{qp} \sum_k Y^2_{..k} - DK \quad (4.8.6)$$

eşitlikleri ile bulunabilir. Periyod x Kare interaksyonunu hesaplamak için aşağıdaki gibi bir interaksyon çizelgesi kurmak faydalı olacaktır.

Çizelge 52- Periyod x Kare interaksyonuna ait muamele toplamları.

Kare Periyod	1	2	...	q	Toplam
1	$Y_{1.1}$	$Y_{2.1}$...	$Y_{q.1}$	$Y_{..1}$
2	$Y_{1.2}$	$Y_{2.2}$...	$Y_{q.2}$	$Y_{..2}$
.
.
.
w	$Y_{1.w}$	$Y_{2.w}$...	$Y_{q.w}$	$Y_{..w}$
Toplam	$Y_{1..}$	$Y_{2..}$		$Y_{q..}$	$Y_{...}$

Bu çizelgedeki toplamlar kullanılarak interaksyon için kareler toplamı,

$$(\text{Periyod x Kare})_{int} \text{KT} = ((1/p) \sum_i \sum_k Y^2_{i.k} - DK) - \text{Periyod KT} - \text{Kare KT} \quad (4.8.7)$$

eşitliği ile bulunabilir.

Taşınan etkilerin, düzeltilmiş direkt etkilerin ve permanent etkilerin tahmini ve testlerinin yapılabilmesi için bunlarla ilgili düzeltilmiş toplamlar çizelgesini oluşturmak gerekir.

Çizelge 53- Tüm deneme üzerinden hesaplanan doğrudan ve düzeltilmiş toplamlar.

Muamele	T_h	L_h	W_h	R_h	\sum_h	D_h	Q_h	T'_h
1	T_1	L_1	W_1	R_1	\sum_1	D_1	Q_1	T'_1
2	T_2	L_2	W_2	R_2	\sum_2	D_2	Q_2	T'_2
⋮				⋮				
p	T_p	L_p	W_p	R_p	\sum_p	D_p	Q_p	T'_p
Toplam	$Y \dots$	$wY \dots$	0	$(Y \dots - Y \dots_1)$	$\frac{(w-1)x}{(Y \dots)}$	0	0	0

Burada h değeri h inci muameleye karşılık gelir (h=1,2 ... p). T_h , L_h , R_h ve \sum_h değerleri Çizelge 51 deki değerlerden doğrudan hesaplanır. T_h , h inci muamele için gözlemlerin toplamı; L_h , herhangi bir periyotta h inci muameleyi alan inekler için toplamların toplamı; R_h , h inci muameleyi hemen izleyen gözlemler toplamı ve \sum_h ise son periyod hariç diğer herhangi bir periyotta h inci muameleyi alan inekler için toplamların toplamıdır. Etki aktarımlı eksik Latin kare desenler için hesapladığımız bu \sum_h değeri, etki aktarımlı normal Latin kare desenler için hesaplanan \sum_h değerinden farklıdır. Çünkü bu değer Latin kare desenlerde sadece son periyotta h inci muameleyi alan inekler için toplamların toplamını ifade ediyordu.

Düzeltilmiş toplamlar diye isimlendirilen, çizelgedeki diğer değerler,

$$W_h = wT_h - L_h$$

(4.8.8)

$$D_h = (pw-p-1)W_h + pwR_h - p \sum_h + w(Y_{..1}) - (Y_{...}) \quad (4.8.9)$$

$$Q_h = wD_h - (pw^2 - pw - p - w)W_h \quad (4.8.10)$$

ve

$$T'_h = D_h + Q_h \quad (4.8.11)$$

eşitlikleri ile bulunabilir. D_h ve Q_h değerleri aynı zamanda ,

$$Q_h = pW_h + pw^2R_h - pw \sum_h + w^2(Y_{..1}) - w(Y_{...}) \quad (4.8.10')$$

$$D_h = (Q_h + (pw^2 - pw - p - w)W_h) / w \quad (4.8.9')$$

eşitlikleri ile de elde edilebilirler.

Çizelge 53 de yeralan toplamlar kullanılarak muamelelerin düzeltilmemiş direkt, düzeltilmiş direkt, taşınan ve sürekli etki kareleri toplamları hesaplanabilir. Bu etkilerin (denemenin bloklanmış olması durumunda) bloklarla olan interaksyonları sözkonusudur. Dolayısı ile bloklar dikkate alınarak her blok için ayrı ayrı olmak üzere Çizelge 53 ü yeniden düzenlemek gerekmektedir. Bu düzenleme şekli Çizelge 54 de verilmiştir.

Burada v , blok sayısını ve n_u , u uncu bloktaki kare sayısını ($u=1,2, \dots v$) göstermektedir. T, R, \sum_u, L değerlerinin ve W, D, Q, T' değerlerinin bulunuşu yukarıda anlatıldığı gibidir. Ancak burada her blok sanki ayrı bir deneme imiş gibi düşünülerek sözkonusu hesaplamalar bloklar üzerinden ayrı ayrı yapılmaktadır. Ancak bloklama durumunda düzeltilmiş etki toplamlarına ait formüllerin gösterilişlerinde doğacak pürüzü, herhangi bir bloğu ifade eden u indisi ilave edilerek ortadan kaldırmak mümkündür.

Çizelge 54- Bloklar dikkate alınarak doğrudan ve düzeltilmiş toplamlar.

Blok	Muamele	T_{uh}	L_{uh}	W_{uh}	R_{uh}	Σ_{uh}	D_{uh}	Q_{uh}	T'_{uh}
1	1	T_{11}	L_{11}	W_{11}	R_{11}	Σ_{11}	D_{11}	Q_{11}	T'_{11}
	2	T_{12}	L_{12}	W_{12}	R_{12}	Σ_{12}	D_{12}	Q_{12}	T'_{12}
	⋮				\vdots				\vdots
	p	T_{1n_1}	L_{1n_1}	W_{1n_1}	R_{1n_1}	Σ_{1n_1}	D_{1n_1}	Q_{1n_1}	T'_{1n_1}
	Toplam	$T_{1.}$	$L_{1.}$	0	$R_{1.}$	$\Sigma_{1.}$	0	0	0
2	1	T_{21}	L_{21}	W_{21}	R_{21}	Σ_{21}	D_{21}	Q_{21}	T'_{21}
	2	T_{22}	L_{22}	W_{22}	R_{22}	Σ_{22}	D_{22}	Q_{22}	T'_{22}
	⋮				\vdots				\vdots
	p	T_{2n_1}	L_{2n_1}	W_{2n_1}	R_{2n_1}	Σ_{2n_1}	D_{2n_1}	Q_{2n_1}	T'_{2n_1}
	Toplam	$T_{2.}$	$L_{2.}$	0	$R_{2.}$	$\Sigma_{2.}$	0	0	0
⋮	⋮				\vdots				\vdots
v	1	T_{v1}	L_{v1}	W_{v1}	R_{v1}	Σ_{v1}	D_{v1}	Q_{v1}	T'_{v1}
	2	T_{v2}	L_{v2}	W_{v2}	R_{v2}	Σ_{v2}	D_{v2}	Q_{v2}	T'_{v2}
	⋮				\vdots				\vdots
	p	T_{vn_v}	L_{vn_v}	W_{vn_v}	R_{vn_v}	Σ_{vn_v}	D_{vn_v}	Q_{vn_v}	T'_{vn_v}
	Toplam	$T_{v.}$	$L_{v.}$	0	$R_{v.}$	$\Sigma_{v.}$	0	0	0

Hata kareleri toplamını hesaplarırken genel kareler toplamından daha önce hesaplanan kareler toplamları ile birlikte düzeltilmemiş direkt (veya muamele) etki kareleri toplamı ve bu etkinin bloklarla olan interaksyonuna ait kareler toplamı da çıkarılacağından bu değerleri de hesaplamak gerekmektedir. Çizelge 53 den;

$$\text{Düzeltilmemiş Direkt Etki KT} = \frac{p-1}{qp^2(w-1)} \sum_h W_h^2$$

(4.8.12)

şeklinde bulunabilir.

Düzeltilmemiş direkt x blok interaksyonunu hesaplayabilmek için Çizelge 54 ten faydalanılarak sözkonusu interaksyon için bir muamele toplamları çizelgesi hazırlamak işlemleri daha da kolaylaştıracaktır.

Çizelge 55- Muamelelerin düzeltilmemiş direkt etkilerine ait blokXmuamele toplamları.

Blok-Muamele	1	2	v	Toplam
1	W_{11}	W_{21}	W_{v1}	$W_{.1}$
2	W_{12}	W_{22}	W_{v2}	$W_{.2}$
.
.
.
p	W_{1p}	W_{2p}	W_{vp}	$W_{.p}$
Toplam	$W_{1.}$	$W_{2.}$		$W_{v.}$	$W_{..}$

Çizelgeye göre,

$$(\text{Düzeltilmemiş Direkt x Blok})_{int}^{KT} = \frac{p-1}{pw^2(w-1)} \sum_u \frac{1}{n_u} \sum_h W_{uh}^2$$

- Düzeltilmemiş Direkt KT

(4.8.13)

Eğer $n_u = n$ ise formül,

$$(Düzeltilmemiş Direkt x Blok)_{int}^{KT} = \frac{p-1}{npw^2(w-1)} \sum_u \sum_h w^2_{uh}$$

- Düzeltilmemiş Direkt KT

şeklinde daha da basitleşir.

(4.8.13')

Çizelge 53 ten faydalanılarak muamelelerin düzeltilmiş direkt, taşınan ve sürekli etki kareleri toplamları için formüller,

$$Düzeltilmiş Direkt Etki KT = \frac{p-1}{qpw(w-1)(pw-p-1)(pw^2-p-p-w)} \sum_h D^2_h \quad (4.8.14)$$

$$Taşınan Etki KT = \frac{p-1}{qp^2w^2(w-1)(pw^2-pw-p-w)} \sum_h q^2_h \quad (4.8.15)$$

ve

$$Sürekli Etki KT = \frac{p-1}{qpw(w-1)(2pw+p-1)(pw^2-pw-p-w)} \sum_h T^2_h \quad (4.8.16)$$

eşitlikleri ile verilebilir. Çizelge 54 den faydalanılarak muamelelerin düzeltilmiş direkt, taşınan ve sürekli etkileri ile bloklar arasındaki interaksiyon kareleri toplamları için çizelgeler ve söz konusu interaksiyon kareleri toplamları aşağıdaki gibidir;

Çizelge 56- Muamelelerin düzeltilmiş direkt etkilerine ait Blok x Muamele toplamları.

Blok- Muamele	1	2	. . .	v	Toplam
1	D ₁₁	D ₂₁	. . .	D _{v1}	D _{.1}
2	D ₁₂	D ₂₂	. . .	D _{v2}	D _{.2}
⋮				⋮	⋮
p	D _{1p}	D _{2p}	. . .	D _{vp}	D _{.p}
Toplam	0	0		0	0

Buna göre,

$$(\text{Düzeltilmiş Direkt x Blok})_{int}^{KT} = \frac{p-1}{pw(w-1)(pw-p-1)(pw^2-pw)}$$

$$\frac{1}{-p-w) \sum_u \frac{1}{n_u} \sum_h D_{uh}^2} - \text{Düzeltilmiş Direkt KT}$$

(4.8.17)

Çizelge 57- Muamelelerin taşınan etkilerine ait Blok x Muamele toplamları.

Blok-Muamele	1	2	...	v	Toplam
1	Q ₁₁	Q ₂₁	...	Q _{v1}	Q _{.1}
2	Q ₁₂	Q ₂₂	...	Q _{v2}	Q _{.2}
⋮					
p	Q _{1p}	Q _{2p}	...	Q _{vp}	Q _{.p}
Toplam	0	0		0	0

$$(\text{Taşınan x Blok})_{int}^{KT} = \frac{p-1}{p^2 w^2 (w-1)(pw^2-pw-p-w)} \sum_u \frac{1}{n_u} \sum_h Q_{uh}^2$$

- Taşınan KT

(4.8.18)

Çizelge 58- Muamelelerin sürekli etkilerine ait Blok x Muamele toplamları.

Blok-Muamele	1	2	...	v	Toplam
1	T' ₁₁	T' ₂₁	...	T' _{v1}	T' _{.1}
2	T' ₁₂	T' ₂₂	...	T' _{v2}	T' _{.2}
⋮					
p	T' _{1p}	T' _{2p}	...	T' _{vp}	T' _{.p}
Toplam	0	0		0	0

$$(\text{Sürekli x Blok})_{\text{int}}^{\text{KT}} = \frac{p-1}{pw(w-1)(2pw+p-1)(pw^2-pw-p-w)} \sum_u \frac{1}{n_u} \sum_h T_{uh}^2$$

- Sürekli KT (4.8.19)

Eğer $n_u = n$ ise bu eşitlikler;

$$(\text{Düzeltilmiş Direkt x Blok})_{\text{int}}^{\text{KT}} = \frac{p-1}{npw(w-1)(pw-p-1)(pw^2-pw-p-w)}$$

$$\sum_u \sum_h D_{uh}^2 - \text{Düzeltilmemiş Direkt KT} \quad (4.8.17')$$

$$(\text{Taşınan x Blok})_{\text{int}}^{\text{KT}} = \frac{p-1}{np^2w^2(w-1)(pw^2-pw-p-w)} \sum_u \sum_h Q_{uh}^2$$

- Taşınan KT (4.8.18')

ve

$$(\text{Sürekli x Blok})_{\text{int}}^{\text{KT}} = \frac{p-1}{npw(w-1)(2pw+p-1)(pw^2-pw-p-w)} \sum_u \sum_h T_{uh}^2$$

- Sürekli KT (4.8.19')

şekline dönüşür.

Bu bölümde verilen interaksiyon çizelgelerinin sağ tarafındaki toplamlardan faydalanılarak ta muamelelerin direkt, taşınan ve sürekli etkileri için kareler toplamlarını hesaplamak mümkündür. Bu yol tercih edildiği zaman deneme planının tümi üzerinden Çizelge 53 ün oluşturulmasına gerek kalmaz.

Hata kareleri toplamı fark yoluyla elde edilebilir;

$$\text{Hata KT} = \text{GKT} - (\text{Kare KT} + \text{Kareler İçi İnekler KT} + \text{Periyod KT} + \text{Düzeltilmemiş Direkt KT} + \text{Taşınan KT} + (\text{Düzeltilmemiş Direkt x Blok})_{\text{int}}^{\text{KT}} + (\text{Periyod x Kare})_{\text{in}}^{\text{KT}} + \text{Taşınan x Blok})_{\text{int}}^{\text{KT}}) \quad (4.8.20)$$

Hata kareleri toplamı hesaplanırken genel kareler toplamından çıkarılan kareler toplamlarında, düzeltilmiş direkt etki ve sü-

rekli etki kareleri toplamları ile bunların bloklarla olan interak-
siyonlarına ait kareler toplamlarının bulunmadığına dikkat edilmeli-
dir. Çünkü bu etkiler mevcut çıkarılan kareler toplamlarında zaten
vardır. Bu değerler sadece belli önem testlerinin yapılmasında kul-
lanılır.

Etki aktarımlı eksik blok Latin kare deneme planlarının ana-
lizleri için Çizelge 59 da varyasyon kaynakları ve serbestlik derece-
leri verilmiştir. Kareler ortalamalarının hesaplanması bilinen normal
şekilde yapılır. Önem testleri ise hataya göre yapılır. Eğer düzeltil-
memiş direkt etkiler ve taşınan etkiler önemsiz bulunursa, hata kare-
leri formülünden atılabilirler. Bu durumda hata serbestlik derecesi
değişecektir ($q(p-1)(w-1)-2(p-1)$).

Çizelge 59- Etki aktarımlı eksik blok Latin kare deneme
planlarının varyans analizi.

V.K.	SD
Genel	$qpw-1$
Kareler	$(q-1)$
Kareler İçi İnekler	$q(p-1)$
Periyodlar	$w-1$
Periyod x Kare	$(q-1)(w-1)$
Düzeltilmemiş Direkt veya Muameleler	$(p-1)$
Düzeltilmemiş Direkt x Blok veya Muamele x Blok	$(p-1)(v-1)$
Taşınan x Blok	$(p-1)(v-1)$
Taşınan	$(p-1)$
HATA	$q(p-1)(w-1)-2v(p-1)$
Düzeltilmiş Direkt	$(p-1)$
Düzeltilmiş Direkt x Blok	$(p-1)(v-1)$
Sürekli	$(p-1)$
Sürekli x Blok	$(p-1)(v-1)$

4.8.3.2. Muamele Ortalamalarının Tahmini

Taşınan etkilerin ihmal edilebilir olduğu durumlarda h inci muamele için uygun genel muamele ortalaması,

$$\bar{Y}_h = \frac{(p-1)W_h}{qp(w-1)} + \frac{Y_{...}}{qpw} \quad (4.8.21)$$

eşitliği ile tahmin edilir. Eğer deneme planı bloklanmış ve u uncu bloktaki h inci muamele için genel ortalama istenirse,

$$\bar{Y}_{uh} = \frac{(p-1)W_{uh}}{n_u p(w-1)} + \frac{T_{u.}}{n_u p w} \quad (4.8.21')$$

tahmin eşitliği verilebilir.

Taşınan etkiler dikkate alındığı zaman muamele ortalamaları birkaç kategoriye ayrılır. Bunlar, aşağıda sırayla gösterilmiştir.

Genel direkt etki ortalamaları;

$$\bar{d}_h = \frac{(p-1)D_h}{qp(w-1)(pw^2-p-pw-w)} + \frac{Y_{...}}{qpw} \quad (4.8.22)$$

Ayrı bloklar için direkt etki ortalamaları;

$$\bar{d}_{uh} = \frac{(p-1)D_{uh}}{n_u p(w-1)(pw^2-pw-p-w)} + \frac{T_{u.}}{n_u p w} \quad (4.8.22')$$

Genel taşınan etki ortalamaları;

$$\bar{r}_h = \frac{(p-1)Q_h}{qp(w-1)(pw^2-pw-p-w)} \quad (4.8.23)$$

Ayrı bloklar için taşınan etki ortalamaları;

$$\bar{r}_{uh} = \frac{(p-1)Q_{uh}}{n_u p(w-1)(pw^2-pw-p-w)} \quad (4.8.23')$$

Genel sürekli etki ortalamaları;

$$\bar{p}_h = \bar{d}_h + \bar{r}_h \quad (4.8.24)$$

Ayrı bloklar için sürekli etki ortalamaları;

$$\bar{p}_{uh} = \bar{d}_{uh} + \bar{r}_{uh} \quad (4.8.24')$$

olur.

4.8.3.3. Muamele Ortalamalarına Ait Varyans Tahminleri

Yukarıda tahmin eşitlikleri verilen muamele etkileri ortalamalarına ait varyansların tahminleri sırasıyla;

$$\hat{V}(\bar{Y}_h) = \frac{(p-1)}{qp(w-1)} S^2 \quad (4.8.25)$$

$$\hat{V}(\bar{Y}_{uh}) = \frac{(p-1)}{n_u p(w-1)} S^2 \quad (4.8.25')$$

$$\hat{V}(\bar{d}_h) = \frac{w(p-1)(pw-p-1)}{qp(w-1)(pw^2-pw-p-w)} S^2 \quad (4.8.26)$$

$$\hat{V}(\bar{d}_{uh}) = \frac{w(p-1)(pw-p-1)}{n_u p(w-1)(pw^2-pw-p-w)} S^2 \quad (4.8.26')$$

$$\hat{V}(\bar{r}_h) = \frac{w^2(p-1)}{q(w-1)(pw^2-pw-p-w)} S^2 \quad (4.8.27)$$

$$\hat{V}(\bar{r}_{uh}) = \frac{w^2(p-1)}{n_u (w-1)(pw^2-pw-p-w)} S^2 \quad (4.8.27')$$

$$\hat{V}(\bar{p}_h) = \frac{w(p-1)(2pw+p-1)}{qp(w-1)(pw^2-p-w)} S^2 \quad (4.8.28)$$

$$\hat{V}(\bar{p}_{uh}) = \frac{w(p-1)(2pw+p-1)}{n_u p(w-1)(pw^2-pw-p-w)} S^2 \quad (4.8.28')$$

eşitlikleri ile verilebilir. Bu eşitliklerdeki S^2 değerleri varyans analiz çizelgesinde yer alan hata kareleri ortalamasıdır.

4.8.3.4. Muamele Ortalamalarının Farklarına Ait Varyans Tahminleri

İki genel muamele ortalamasının veya u uncu bloktaki iki muamele ortalamasının (h inci ve h' üncü) farkına ait varyans, sözkonusu ortalamaların varyanslarının iki katıdır. Bu ifade

genelleştirilirse; $\bar{D}_{hh'} = (\bar{Y}_h - \bar{Y}_{h'})$ veya $(\bar{Y}_{uh} - \bar{Y}_{uh'})$ olarak gösterildiğinde $\bar{Y} = \bar{Y}_h$ veya \bar{Y}_{uh} olacağından,

$$\hat{V}(\bar{D}_{hh'}) = 2\hat{V}(\bar{Y}) \quad (4.8.29)$$

şeklinde tahmin eşitliği verilebilir. Bununla beraber herhangi bir bloktaki bir muamele ile başka bir bloktaki (u uncu ve u' üncü), aynı veya bir başka muamele ile karşılaştırılmak istenebilir. Böyle bir durumda, ilgili ortalamaların varyansları toplanmalıdır. Çünkü her bloktaki kare sayısı farklı olabilir. Yani; $\bar{D}_{uh;uh'} = (\bar{Y}_{uh} - \bar{Y}_{u'h'})$ veya $(\bar{d}_{uh} - \bar{d}_{u'h'})$ vs. ise $\bar{Y}_u = \bar{Y}_{u'h'}$ veya $\bar{d}_{u,h'}$ vs. olacağından,

$$\hat{V}(\bar{D}_{uh;u'h'}) = \hat{V}(\bar{Y}_u) + \hat{V}(\bar{Y}_{u'}) \quad (4.8.30)$$

eşitliği verilebilir.

4.8.3.5. En Küçük Önemli Fark

En küçük önemli fark,

$$\bar{D}_{\min} = t \sqrt{\hat{V}(\bar{D})} \quad (4.8.31)$$

şeklinde bulunabilir. Burada \bar{D} , ilgilenilen herhangi bir muamele ortalamaları farkını ve t, arzu edilen güven düzeyinde ve hata serbestlik derecesindeki Student'in t cetvel değerini vermektedir. Farklar için güven sınırları;

$$L(\bar{D}) = \bar{D} \pm \bar{D}_{\min} \quad (4.8.32)$$

Son olarak standart ayrılış veya varyasyon katsayısı hesaplanarak birisi (veya her ikisi) analiz için verilecek olan sonuç çizelgesinde gösterilebilir.

$$S = \sqrt{S^2} \quad \text{ve} \quad VK = (S/\bar{Y})100 \quad (4.8.33)$$

Burada S^2 , hata kareleri ortalaması ve \bar{Y} değeri de tüm gözlemlerin ortalamasıdır.

4.8.3.6. Eksik Gözlemler

Etki aktarımlı eksik Latin kare deneme planları analiz edileceğinde eksik veya anormal gözlemler varsa bunlar 4835 eşitli-

ğine göre tahmin edilirler. Bu eşitliği kullanabilmek için önce bazı X değerleri tanımlanmalıdır. h inci muamele için X değeri,

$$X_{ch} = pX_{dh} + pw^2x_{clh} + w^2x_{c3h} - pwx_{c2h} - w \quad (4.8.34)$$

eşitliği ile verilir. Burada;

X_{dh} = eşitliğinde kullanmak için hesaplanan X_d değerleri,

Eksik değerden hemen önceki muamele için, 1

x_{clh} = Diğer tüm muameleler için, 0

Son periyoddaki muamele hariç eksik değere sahip inek için aldığı tüm muameleler için, 1

x_{c2h} = Diğer muameleler için, 0

Eksik değer birinci periyodda çıkıyorsa tüm muameleler için, 1

x_{c3h} = Eksik değer birinci periyod hariç diğer herhangi birinde ortaya çıkıyorsa tüm muameleler için, 0

Daha sonra eksik değer formülü;

$$Y_s = \frac{p(pw^2 - pw - p - w)(w-1)qw \left(pT'_{ij}(s) + wY'_{i.k(ss)} - Y'_{i..(s)} \right)}{p(pw^2 - pw - p - w)qw(w-1)^2(p-1) - (p-1) \sum_h X_{dh}^2} \dots$$

$$\dots \frac{+(p-1) \sum_h X_{dh} w'_h + (p-1) \sum_h X_{ch} q'_h}{-(p-1) \sum_h X_{ch}^2} \quad (4.8.35)$$

şeklinde yazılabilir. Burada;

Y_s = Yerine koyulacak değerdir.

$T'_{ij}(s)$ = Eksik değer sıfır kabul edilerek, eksik değere sahip inek için toplam olup buradaki üs işaretinin sürekli etki toplamlarındaki üs ile bir ilişkisi yoktur.

$Y'_{i.k(ss)}$ = Eksik değer sıfır kabul edilerek, eksik değer bulunduğu karedeki eksik değere sahip periyod için toplam,

- $Y'_{i..(s)}$ = Eksik değer sıfır kabul edilerek, eksik değer
bulunduğu kare için toplam,
- W'_h = Eksik değer sıfır olduğu kabul edilerek tüm
veriler için hesaplanan Çizelge 53 deki W de-
ğerleri,
- Q'_h = Aynı çizelgedeki Q değerleridir.

Eğer deneme planı bloklanmış ise yine 4.8.35 sayılı eşitlik kullanılır. Yalnız formüldeki q yerine eksik değeri içeren bloktaki kare sayısı olan n_s değeri kullanılır ve W'_h yerine sadece eksik değerin bulunduğu bloktaki veriler kullanılarak hesaplanan ve W'_{sh} ile gösterilen değerler getirilir. Aynı şekilde Q'_h yerine de bu şekilde hesaplanan ve Q'_{sh} ile gösterilen değerler getirilir. Eksik değerin bulunduğu bloktan her muamele için bu iki değer hesaplanırken eksik değer sıfır kabul edilecektir.

Birden fazla eksik veya anormal değer olması durumunda Bölüm 4.6.3.7 deki işlemler uygulanır.

5. ETKİ AKTARIMLI DENEME PLANLARINDA DENEYSEL HASSASİYET

Hassasiyet için burada iki esas kriterden söz edilecektir. İlk olarak; bir denemenin amacı, belli bir cevap parametresinin bu parametre için ileri sürülen hipotez değerinden sapmasını tesbit etmektir. İkincisi ise; bu cevap parametresinin belirlenmiş bir hata sınırı içinde tahmin değerini bulmaktır. Hassasiyetin ölçüsü, parametre için verilen hipotez değerinden belli bir miktar sapmanın olma ihtimalini tesbit etmek veya parametre tahmininde gözlenen hata sınırlarının belirlenen sınırlardan küçük olması ihtimalini tesbit etmektir.

5.1. Hassasiyeti Etkileyen Faktörler

Hassasiyeti etkileyen faktörler ve etkinin yönü Çizelge 60 da verilmektedir.

Çizelge 60- Hassasiyeti etkileyen faktörler.

Tesbit Kriteri	Hata kriterinin limitleri	Faktördeki artışın güven seviyesindeki etkisi
Hipotez değerinden sapmaların büyüklüğü	Müsaade edilebilir hata sınırlarının büyüklüğü	Artar
Deneme ünitesi başına deneysel hata büyüklüğü		Azalıır
Her mameledeki deneme ünitesi sayısı (tekerrür)		Artar
İlgilenilen bir parametrenin tahmini için planın etkinlik faktörü; E		Artar
Hatanın serbestlik derecesi		Artar

Hassasiyetle ilgili bazı soruların cevaplanması gerekir:

- 1- Belli bir güven veya ihtimale erişmek için kaç tekerrüre ihtiyaç vardır?
- 2- Belli bir tekerrür sayısı için ihtimalseviyesi ne olur?
- 3- Belli bir tekerrür sayısı ile farkı tesbit etmek için belli bir ihtimal seviyesinde muamele farkı ne olacaktır?
- 4- Muamele değişkenlerinin seviyeleri ne olacaktır, bu seviyelerin seçimi nasıl olacaktır?

Aynı zamanda deneysel etkinlik bir deneme ünitesinden sağlanan hassasiyet olarak düşünülebilir. Çünkü denemenin maliyeti, deneme ünitesi sayısı arttıkça artacaktır.

Denemeler planlanırken deneme ünitesi başına hassasiyetin maksimum kılınması arzu edilir. Dolayısıyla, eğer hassasiyet belirlenmiş ise buna göre gerekli deneme ünitesi sayısının minimum yapılması istenmektedir. Eğer deneme ünitesi sayısı sabit tutuluyorsa, mümkün olan maksimum hassasiyetin sağlanması arzu edilmektedir.

Genellikle hipotezden sapmaların büyüklüğü ve önem seviyesi (veya misaade edilebilir hata sınırlarından sapmaların büyüklüğü ve güven seviyesi) araştırmacı tarafından sabit tutulur. Küçük denemeler hariç, deneysel etkinlik esas olarak ilgili parametreyi tahmin için etkinlik faktörü ile ve deneme üniteleri arasındaki hesaba alınmayan varyasyon (unit-error veya yeknesaklık hatası) ile tesbit edilir.

Uygulamada etkinlik faktörü ve yeknesaklık hatası birbirine karşı dengelenmelidir. Çünkü, yeknesaklık hatasını indirgeyen bir deneme planı seçmekle etkinlik faktöründe bir indirgeme sözkonusu olur.

Tang (1938), belli hassasiyeti sağlamak için %1 yada %5 önem seviyesinde yapılan varyans analizi testlerinin güç fonksiyonları çizelgelerini vermektedir. Başka araştırmacılar da güç eğrilerini elde etmek için kullanılabilen çizelgeler yayınlamışlardır. Hassasiyet, bir F testinde pay ve payda için serbestlik derecesinin ve aşağıda kısaca izah edilecek olan δ değerinin bir fonksiyonudur. Basit olması açısından tek bir parametrenin test edilmesi durumu ele alınacaktır. Böylece, F nin pay'ına ait 1 serbestlik derecesi için Tang'ın güç değerleri uygulanır. Bu güç eğrileri çift yönlü "t" testi için de geçerlidir.

Bir denemenin hassasiyeti δ deki artış ile ve ayrıca hatanın tahmin edildiği serbestlik derecesindeki (ν) artış ile artış gösterir. Bununla beraber ν nin büyüklüğü sadece küçük denemelerde önem kazanır. δ değeri,

$$\delta = \frac{\Delta}{\sigma} \sqrt{Er\gamma} \quad (5.3)$$

şeklinde tanımlanır.

Burada;

- Δ = İlgilenilen parametrenin gerçek ve hipotetik değeri arasındaki fark (işaret dikkate alınmaz).
- σ = Yeknesaklık hatası yani standart hata olarak ifade edilen ve benzer muamele gören deneysel üniteler arasındaki kontrol edilemeyen varyasyon.
- E = İki muamelenin mukayesesi için deneme planının etkinlik faktörüdür.
- r = Muamele başına tekerrür veya deneme ünitesi sayısı.
- γ = İlgilenilen parametreyi tahmin eden, muamele ortalamalarının linear kombinasyonundaki katsayıların kareleri toplamının tersi olan değer.

Etkinlik faktörü (E), Bölüm 5.2 de tartışılacaktır. δ değeri ise "hipotezden sapmanın standartlaştırılmış hali" olarak tanımlanabilir.

Hassasiyetin, (5.1 sayılı eşitlikten görülebileceği gibi), hipotezden sapmanın büyüklüğü, desenin etkinlik faktörü ve tekerrür sayısı arttıkça arttığı ve yeknesaklık hatası arttıkça azaldığına dikkat edilmelidir.

Bazan, belli bir tekerrür sayısı ile beklenen hassasiyeti araştırmak veya belli bir hassasiyet elde etmek için gerekli olan minimum tekerrür sayısını tahmin etmek arzu edilir. Hassasiyet ve tekerrür sayısı arasındaki ilişki hakkında bir yakınlık sağlamak için, δ 'yı , hipotezden birim sapmanın standardize edilmiş hali olarak tanımlamak uygundur. Şöyle ki,

$$\delta = \delta / \sqrt{r} = \frac{\Delta}{\sigma} \sqrt{E\gamma} \quad (5.2)$$

olur.

Bu bölümde tarif edilen, Δ , ρ , δ değerleri, kullanılan her iki hassasiyet ölçümü için uygulanır, fakat güven sınırları ile çalışılması durumunda "hipotezden sapmalar" yerine "hata sınırları" şeklinde adlandırmak daha iyidir.

5.2. Etkinlik Faktörü: E

5.2.1. Standart Denemeler İçin Etkinlik Faktörü

Kullanılan plan tipine bağlı bir temel etkinlik faktörü (E_0) vardır. Tam bloklu denemelerde $E_0 = 1$ ve eksik bloklu denemelerde $E_0 < 1$ dir. Ancak standart periyod performansını kovaryet olarak kullanılırsa ilave bir faktör işe karışır. Tesadüfi dağıtım yapıldığında ortalama olarak bu faktör $(\gamma-2)/(\gamma-1)$ dir. Burada γ değeri, hata serbestlik derecesidir. Buna göre etkinlik faktörü,

$$E = \frac{\gamma-2}{\gamma-1} E_0 \quad (5.3)$$

şeklinde hesaplanabilir. γ sonsuza yaklaşırken E değeri E_0 a yaklaşır. Ayrıca standart periyod performansına göre denge sağlanmasına gidilirse, iyi denge teşkilinde E yine E_0 a yaklaşır.

5.2.2. Devirli-Etki Aktarımlı Denemeler İçin Etkinlik Faktörü

Planla ilgili parametreler,

t = Muamele sayısı

p = Karşılaştırma periyodu sayısı

b = Desendeki blok sayısı

k = Herbir bloktaki muamele gruplarının sayısı

n = Muamele grubu başına inek sayısı

şeklinde tanımlanmış olsun. Buradan, muamele başına deneysel ünite (inek-periyod) sayısı,

$$r = npbk/t$$

eşitliği ile tarif edilir. Bunlara ilaveten,

E_t = Taşınan etkilerin olmadığı farzedildiğinde etkinlik faktörü.

- E_d = Taşınan etkilerin mevcut olduğu farzedildiğinde direkt etkiler için etkinlik faktörü.
 E_o = Taşınan etkiler için etkinlik faktörü.
 E_p = Sürekli (direkt + taşınan) etkiler için etkinlik faktörü olsun.

Planla ilgili parametreler cinsinden yukarıda tarif edilen etkinlik faktörleri sırasıyla,

$$E_t = \frac{t(p-1)}{p(t-1)} \quad (5.4)$$

$$E_d = \frac{p(k(p-1) - 1) - k}{p(k(p-1) - 1)} E_t \quad (5.5)$$

$$E_o = \frac{k(p-1)-1}{pk} E_d \quad (5.6)$$

$$E_p = \frac{pk}{k(2p+1)-1} E_o \quad (5.7)$$

eşitlikleri ile hesaplanır.

5.2.3. Ekstra Periyod İçeren Devirli-Etki Aktarımlı Denemeler İçin Etkinlik Faktörü

E değerleri ve planla ilgili parametreler bir önceki bölümde tanımlandığı gibidir. Ancak p değeri burada ekstra periyodu da içermektedir. Buna göre etkinlik faktörleri;

$$E_t = E_d = \frac{t(p+1)(p-2)}{p^2(t-1)} \quad (5.8)$$

$$E_o = \frac{(p-1)(k(p-1) - 1)}{k(p+1)(p-2)} E_t \quad (5.9)$$

$$E_p = E_t E_o / (E_t + E_o) \quad (5.10)$$

olur.

5.2.4. Çift Dönüşümlü Denemeler İçin Etkinlik Faktörü

Planla ilgili parametreler,

t = Muamele sayısı

p = Periyod sayısı

s = Temel plandaki muamele grup sayısı

n = Grup başına inek sayısı

şeklinde tanımlanabilir. Buna göre; muamele başına deneysel ünite sayısı $r = nps/t$ olur.

Üç periyoda sahip çift dönüşümlü planlar için etkinlik faktörü,

$$E = 4t/9(t-1) \quad (5.11)$$

4 periyoda sahip genişletilmiş çift dönüşümlü planlar için etkinlik faktörü ise,

$$E = 2t/5(t-1) \quad (5.12)$$

olur.

5.2.5. Etki Aktarımlı Eksik : Latin Kare Denemeler İçin Etkinlik Faktörü

Taşınan etkiler mevcut değilse Bölüm 9.1.3 te verilen tüm desenler için muamele etkilerine ait etkinlik faktörü;

$$E_t = \frac{p(w-1)}{w(p-1)} \quad (5.13)$$

Taşınan etkiler mevcut ise taşınan etkiler bakımından dengelenmiş desenler için (aynı bölümdeki) etkinlik faktörleri birkaç kategoriye ayrılmakta olup bunlar aşağıda verilmiştir.

Direkt etkiler için;

$$E_d = \frac{p(w-1)(pw^2-pw-p-w)}{w^2(p-1)(pw-p-1)} \quad (5.14)$$

Taşınan etkiler için;

$$E_r = \frac{(w-1)(pw^2-pw-p-w)}{w^3(p-1)} \quad (5.15)$$

Sürekli etkiler için;

$$E_{t'} = \frac{p(w-1)(pw^2-pw-p-w)}{w^2(p-1)(2pw+p-1)} \quad (5.16)$$

Yukardaki eşitliklerde;

p = Muamele sayısı

w = Deneysel periyod sayısıdır.

5.2.6. Etki Aktarımlı Latin Kare Denemeler İçin Etkinlik Faktörü

Bölüm 5.2.5 te etki aktarımlı eksik blok Latin kare denemeler için verilen etkinlik formülleri, $w = p$ olduğu durumlarda Bölüm 5.1.2 deki etki aktarımlı Latin kare denemeler için verilmiş olan planlara uygulanır. Söz konusu etkinlik faktörleri şöyledir;

$$E_t = 1 \quad (5.17)$$

$$E_d = \frac{(p+1)(p-2)}{p^2-p-1} \quad (5.18)$$

$$E_r = \frac{(p+1)(p-2)}{p^2} \quad (5.19)$$

$$E_{t'} = \frac{p-1}{2p-1} \quad (5.20)$$

6. SONUÇ VE TARTIŞMA

Bu tez çalışmasında, basitten karmaşığa doğru birçok etki aktarımlı deneme planları incelenmiştir. Sözkonusu deneme planlarının bir diğerine karşı bazı avantajlarına rağmen dezavantajları da mevcuttur.

Süt ineklerinin beslenmesi çalışmalarında basit dönüşümlü deneme planlarının kullanımı sınırlıdır, ancak sadece iki extrem muamelenin bulunduğu ön çalışmalarda araştırmacı için uygun bir metoddur. Bu deneme planının sakıncası sadece iki muamelenin karşılaştırılabilmesine müsaade etmesidir. Bölüm 4.1.3.6 da açıklanmış olduğu gibi eksik blok prensibinin bu plana uygulanışı, bu sakıncayı gidermektedir. Bununla beraber, yine iki muamelenin karşılaştırıldığı temel çift dönüşümlü planda (Bölüm 4.3) daha düşük deneysel hata ortaya çıkmaktadır. Ayrıca gerektiği durumlarda eksik blok prensibi de uygulanabilmektedir. Basit dönüşümlü deneme planlarının ^{bir avantajı} çift dönüşümlü deneme planlarına göre nispeten daha uzun periyodların kullanılabilmesidir. Çünkü çift dönüşümlü deneme planlarında üç tane periyod gerekirken ve bu büyük bir avantaj sağlamamaktadır.

Çift dönüşümlü deneme planları yine basit dönüşümlü deneme planlarında olduğu gibi sadece iki muamelenin karşılaştırılmasına müsaade eder. Bu deneme planları süt ineklerinin beslenmesi araştırmalarının deneysel hatasını en küçük yapar. Bu nedenle deneme planının iki kullanım alanı ortaya çıkar :

- 1- İki ekstrem muamelenin karşılaştırılması gerektiği ve çeşitli amaçlar için sadece birkaç ineğin kullanıldığı araştırma çalışmalarında,
- 2- İki muamele arasındaki çok küçük bir fark ile ilgilenilen ve test için az sayıda ineğin mevcut olduğu daha ileriki çalışmalarda,

Sadece iki muamelenin karşılaştırılmasına olanak vermesi çift dönüşümlü deneme planının sakıncalı yönünü oluşturur. Ancak Bölüm 4.4 ve 4.5 de daha fazla muamelenin karşılaştırılmasına müsaade eden ve hala küçük hata avantajını koruyan bu deneme planının genişletilmiş şekilleri verilmektedir.

Çizelge 6'de görüldüğü gibi çift dönüşümlü deneme planlarına ait temel planın, 4 üncü karşılaştırma periyoduna kadar genişletilebilmesi mümkündür.

Çizelge 61- Çift dönüşümlü denemelerde dört periyoda kadar genişletilmiş temel plan.

Karşılaştırma Periyodu	Gruplar	
	1	2
1	1	2
2	2	1
3	1	2
4	2	1

Bununla beraber, Brandt (1938), bu 4 periyodlu çift dönüşümlü deneme planının genişletilmiş halinin, üç periyodlu çift dönüşümlü deneme planına göre özel bir avantaj sağlamadığını bulmuştur.

Çift dönüşümlü temel deneme planlarında karşılaştırılardan daha fazla muamelenin dikkate alınmasına olanak tanıyan, çift dönüşümlü faktöriyel deneme planları da mevcut olup kullanımları genelde aynıdır. Fakat çift dönüşümlü faktöriyel deneme planı, çift dönüşümlü temel plana göre yaklaşık iki kat daha fazla deneme etkinliğine sahiptir. Çünkü çift dönüşümlü faktöriyel deneme planında aynı sayıda inekle bir faktör yerine iki muamele faktörü denemeye alınabilir. Tek etkinin denenmiş olduğu çift dönüşümlü temel plan ile bir faktör için elde edilen hassasiyet bu planda da yine aynı olmaktadır.

Çift dönüşümlü eksik blok deneme planlarının kullanımları, temel çift dönüşümlü ve çift dönüşümlü faktöriyel deneme planlarınıninki ile aynıdır ve çift dönüşümlü faktöriyel deneme planlarında olduğundan daha fazla muamelenin karşılaştırılmasına müsaade eder. Ayrıca sadece üç tane karşılaştırma periyodu gerektirir. Böylece çift dönüşümlü denemelerdeki nispeten daha küçük hata avantajını korur. Genellikle etki aktarımlı denemelerde periyod sayısının az tutulması gerekli olduğundan veya arzu edildiğinden (kısmen etki karışımından

dođan bir miktar hassasiyet kaybına rađmen) sadece üç periyod istemi, Bölüm 4.6; 4.7 ve 4.8 deki planlarla karşılaştırıldığında, eksik bloklu çift dönüşümlü deneme planlarının lehinde bir husustur. Dolayısıyla daha küçük planlarda hataya yeterli miktarda serbestlik derecesi sağlamak için n değeri yeterli büyüklükte olmalıdır. Örneđin, muamele sayısı 3 ve $n=1$ ise hatanın serbestlik derecesi yoktur. $n=2$ ise hata serbestlik derecesi 3, $n=3$ ise 6 olur. Dolayısıyla n değeri enaz 2 olmalıdır.

Etki aktarımlı Latin kare denemelerin kullanılması ile belli sayıda inek kullanılarak nispeten daha çok sayıda muamele ile çalışmak mümkündür. Küçük etki aktarımlı Latin kare deneme planlarında hata serbestlik derecesini yeterli sayıya çıkarmak için kafi miktarda karenin kullanılması gerekir. Ayrıca deneysel etkinlik açısından tüm periyodlar aynı uzunlukta olmalıdır. Bu yapıldığı takdirde analiz her periyoddaki verim esasına göre veya, araştırmacı tercih ederse, günlük veya haftalık ortalamalar esasına göre de yapılabilir. Beş haftalık müddet zarfında bir haftadan fazla olmamak kaydıyla periyod uzunlukları değıştiđi zaman ciddi bir durum ortaya çıkmaz. Ancak bu durumda analizden önce çeşitli periyodlardaki sonuçlar ortak bir zaman esasına göre hesaplanmalıdır.

Etki aktarımlı ekstra periyod Latin kare deneme planları ile etki aktarımlı normal Latin kare deneme planları arasında bazı farklar mevcuttur. Etki aktarımlı ekstra periyodlu Latin kare desenlerde de her muamele diđer muamelelerin herbiri ile eşit sayıda birarada bulunur fakat ek olarak kendisi ile de birarada bulunmaktadır. Bu, bir periyodluk kalıcı etkilerle direkt etkilerin ortogonal olduğunu ifade eder. Etki aktarımlı Latin kare desenlerin tersine ekstra periyod Latin kare desenlerde taşınan etkiler muamele grupları ile ortogondur. Etki aktarımlı ekstra periyodlularda direkt etkiler ineklerle ortogonal olmayıp bu nonortogonallığın derecesi büyük değildir. Taşınan etkilerin tekrarlanma miktarı direkt etkilere oranla Latin karelerdekinden biraz daha büyüktür. Nonortogonallikteki bu azalma, etki aktarımlı ekstra periyod Latin karelerde etki aktarımlı normal Latin karelerdekinden biraz daha basit analiz imkanı sağlar.

Taşınan etkilerin birden fazla periyod boyunca sürdüğü durumlarda birden fazla ilave periyod icabedebilir. Ancak bu tip denemelere bu tez çalışmasında yer verilmemiştir.

Ekstra periyodlu deneme planlarının Latin kare deneme planlarına göre avantajı, muamele sayısı arttıkça azalır. Aslında altı veya daha fazla muamele olduğu zaman çok sayıda periyod kullanımından sakınmak için genellikle, etki aktarımlı eksik blok Latin kare deneme planları seçilir. Eğer taşınan etkilerin mevcut olmadığı kabul edilirse etki aktarımlı ekstra periyod Latin kareler, etki aktarımlı normal Latin karelere göre daha az etkindirler. Bu nedenle taşınan etkilerin ihmal edilebilir olduğu varsayılabilirse, az sayıda muamele ile çalışıldığında dahi Latin kareler ekstra periyodlu Latin karelere tercih edilir. Bununla beraber düşük hatalara sahip olduklarından dolayı iki veya daha fazla muameleli, eksik blok prensiplerinin uygulandığı çift dönüşümlü deneme planlarını kullanmak daha uygun olabilir (Bölüm 4.5).

Yukardaki paragraflarda etki aktarımlı Latin kare deneme planları için söylenenlerin çoğu etki aktarımlı ekstra periyod Latin kare deneme planları için de geçerlidir.

Etki aktarımlı eksik Latin kare deneme planları diğer deneme planlarına göre nispeten daha çok sayıda muamele ile çalışmaya elverişlidir. Çünkü belli bir hayvana, etkileri test edilmek istenen muamelelerin tümü değil sadece bir kısmı uygulanmaktadır. Bu nedenle karşılaştırma periyodu sayısı küçüktür. Muamele sayısı dört veya daha az ise etki aktarımlı Latin kare deneme planları tercih edilir. Beş veya daha fazla sayıdaki muameleler için etki aktarımlı eksik Latin kare deneme planları kullanışlı olmaktadır fakat bu deneme planlarının bazı dezavantajları da vardır.

Etki karışımının derecesi ve şeklinden dolayı bu deneme planlarının muamele başına hassasiyeti etki aktarımlı normal Latin karedekilerden daha düşüktür ve bu deneme planlarının kullanılması düşünüldüğünde bu durum gözönünde bulundurulmalıdır. Periyod sayısı azaldıkça hassasiyetteki bu azalma artar ve sadece iki periyodun bulunduğu etki aktarımlı eksik Latin kare deneme planlarında hassasiyet oldukça azdır. Genelde iki periyodlu eksik Latin kareler kullanılmaz, fakat muameleler çok pahalıysa veya karşılaştırma periyodlarının çok uzun olacağı düşünülürse kullanılabilirler.

Bu deneme planlarında periyod sayısı azaldıkça etki karışımından doğan hassasiyetteki azalma taşınan etkiler için, direkt etkiler için olandan daha fazladır. Bundan dolayı taşınan etkileri ortaya çıkarabilmek amacıyla yeterli bir büyüklükte planlar kullanılmalıdır. Etki karışımından doğan bu sakıncayı mümkün olduğu ölçüde küçük tutmak için enazından üç hatta daha iyisi dört periyodlu etki aktarımlı eksik Latin kare deneme planlarının kullanılması tavsiye edilir.

7. Ö Z E T

Her bir deneme ünitesine birbirini izleyen periyodlarda birden fazla muamelenin ardarda uygulandığı deneme planları "Etki Aktarımlı" deneme planları olarak adlandırılırlar. Bazı durumlarda muamele karşılaştırmalarının yüksek bir hassasiyete sahip olmasını sağlarlar. Çünkü deneme üniteleri arasındaki farklılıklar, bu planlarda, hatadan elimine edilirler. Bu avantaj, herhangi bir muamelenin belli bir periyoddaki etkisinin sadece onun direkt etkisini değil, aynı zamanda önceki periyodlarda uygulanan muamelelerden taşınan etkileri de içermesi riski ile sağlanır.

Bu taşınan etkilerin uygun bir yöntem seçimiyle veya deneme periyodlarının son kısımlarında elde edilen verilerin analizde kullanılmasyla (veya her ikisi bir arada kullanılarak) en düşük düzeye getirilmesi mümkün olmaktadır. Direkt ve taşınan etkilerin birbirinden ayrılabilmesi için en uygun ardışık muamele dizilerinin dikkatle seçilmesi gerekir. Sadece bir önceki muameleden taşınan etkilerin önemli olduğu düşünülüyorsa, ardışık muamele dizilerinin iyi bir şekilde seçilmesi yeterli olacaktır.

Bu tez çalışmasında taşınan etkilerin, sadece bir periyod sürdüğü varsayılarak çeşitli deneme planları ile ilgili analizler verilmiştir. Ayrıca çift dönüşümlü eksik blok, etki aktarımlı Latin kare ve etki aktarımlı eksik Latin kare deneme planlarında değişik sayıda muameleler ve değişik sayıda periyodlar için plan örneklerine de yer verilmektedir. Etki aktarımlı ekstra periyod Latin kare deneme planları, etki aktarımlı Latin kare deneme planlarına ait örneklerden oluşturulabileceğinden, ayrıca bu deneme planları için örnekler verilmemektedir.

Kurulan denemenin amacına yönelik olarak ve hatanın en aza indirgenmesi için, deneme üniteleri, mümkün olduğu kadar homojen olacak şekilde herbirinde belli sayıda ünitenin bulunduğu grup veya bloklara ayrılabilir.

Etki aktarımlı deneme planları iki esas sınıfta incelenebilir.

- 1- Devirli veya basit dönüşümlü tip denemeler
- 2- Çift dönüşümlü tip denemeler

Bu çalışmada sırasıyla basit dönüşümlü, genişletilmiş basit dönüşümlü ekstra periyod, çift dönüşümlü temel, çift dönüşümlü faktöriyel, çift dönüşümlü eksik blok, etki aktarımlı Latin kare, etki aktarımlı ekstra periyod Latin kare ve etki aktarımlı eksik Latin kare deneme planlarının irdelemeleri yapılarak, sembolik analizleri ve sayısal analiz örnekleri verilmektedir.

Taylor ve Armstrong (1953) tarafından yapılan hata tahminleri ile ilgili çalışmada, süt sığırcılığı besleme çalışmalarında gözlem başına deneysel hataların, genellikle çift dönüşümlü denemelerde en düşük olduğu, ekstra periyodlu deneme planları için Latin karedekilerden bir dereceye kadar daha yüksek olduğu gösterilmiştir. Bu sonuçlara göre, gözlem başına etkin tekerrür ile birlikte eğer taşınan ve sürekli etkilerle özel olarak ilgileniliyorsa ve muamelelerin sayısı 4 veya 5 ten fazla değilse ekstra periyodlu planların daha avantajlı olduğu ortaya çıkar. Özellikle sürekli etkilerle ilgilenildiği durumlarda, bunları tahmin etmek için özel bir ön hazırlık yapıldığında dahi, başlangıç verimlerine göre kovaryans ile standart denemelerin etki aktarımlı denemelere karşı bir üstünlüğü olup olmayacağı sorusu ortaya çıkabilir. Taşınan etkiler bir veya daha fazla periyodda sürdüğü zaman standart denemelerin avantajlı olmayacağı kesindir.

B. S U M M A R Y

Designs in which each experimental unit receives a cyclical sequence of several treatments in successive periods are known as "Change-over" designs. In some cases, according to the nature of experimental materials, these designs provide treatment comparisons of high precision. Because differences between experimental units can be eliminated from experimental error. This advantage is obtained with the risk that the performance obtained from an experimental unit which is received any treatment in a given period might reflect not only the direct effect of the current treatment but also residual effects of preceding treatments.

It is sometimes possible to minimize residual effects by a suitable technique and/or by using only the records from the latter portions of the experimental periods. It is necessary to make an appropriate choice of treatment sequences for a good separation of direct and residual effects. If it is thought that only the first residual effects might be important, an appropriate choice of treatment sequences will be sufficient to minimize residual effects.

In this study, the analyses of certain experimental designs those take in to account first residuals are presented. More over the catalogue

contains a comprehensive set of incomplete blok switch back, Latin square change-over and incomplete Latin square change-over patterns for different numbers of periods and different numbers of treatments are also given. The patterns for extra period Latin square change-over designs here are not given because these patterns can be obtained from the given patterns for Latin square change-over designs. According to the aim of the researcher and error minimization, it is desirable to subdivide the experimental units into a number of groups or blocks of a certain number units each.

Change-over designs are conveniently divided into two basic types :

- 1- Rotational types,
- 2- Switch-back types.

In this study, cross-over designs, extended extra period cross-over designs, switch-back designs, factorial switch-back designs, incomplete switch-back designs, Latin square change-over designs, extra period Latin square change-over designs and incomplete Latin square designs are considered respectively, and also their symbolical analyses and numerical examples are presented.

Taylor and Armstrong (1953) found that the experimental error per observation is usually smallest in switch-back design and also it is relatively smaller in Latin square design than in extra period Latin square design. Hence, if one especially interested in efficient number of replication, carry-over and permanent effects, and also if the number of treatments are not more than 4 or 5 the extra period designs are more advantageous than the others. If permanent effects are mainly concerned, a question whether the continuous trials experiments in which the initial performances are used as covariates have an advantage on change over designs may arise. If carry-over effects continue either one or more periods the use of change-over designs are better than continuous trials.

9. EKLER

9.1. ETKİ AKTARIMLI DENEMELER İÇİN SEÇİLEBİLECEK OLAN PLAN ÖRNEKLERİ

9.1.1. Çift Dönüşümlü Eksik Blok Denemeler İçin Seçilebilecek Planlar

Muamele sayısının tek olduğu durumlar için:

9.1.1.1. 3 İneğin Bulunduğu 3 Muameleli Deneme Planı

İndirgenmiş:

1	2	3
2	3	1
1	2	3

Tamamlayan:

2	3	1
1	2	3
2	3	1

Burada minimum üç inekle denge sağlanabilmesine rağmen hataya yeterli serbestlik derecesi temin etmek için en azından altı inek kullanılmalıdır.

9.1.1.2. 10 İneğin Bulunduğu 5 Muameleli Deneme Planı

İndirgenmiş:

Blok 1				
1	2	3	4	5
2	3	4	5	1
1	2	3	4	5

Blok 2				
1	2	3	4	5
3	4	5	1	2
1	2	3	4	5

Tamamlayan:

Blok 1				
2	3	4	5	1
1	2	3	4	5
2	3	4	5	1

Blok 2				
3	4	5	1	2
1	2	3	4	5
3	4	5	1	2

9.1.1.3. 21 İneğin Bulunduğu 7 Muameleli Deneme Planı

İndirgenmiş:

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

Tamamlayan:

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

9.1.1.4. 36 İneğin Bulunduğu 9 Muameleli Deneme Planı

İndirgenmiş:

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

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

Tamamlayan:

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

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

9.1.1.5. 55 İneğin Bulunduğu 11 Muameleli Deneme Planı

İndirgenmiş:

Blok 1											Blok 2										
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	1	3	4	5	6	7	8	9	10	11	1	2
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11

Blok 3											Blok 4										
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
4	5	6	7	8	9	10	11	1	2	3	5	6	7	8	9	10	11	1	2	3	4
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11

Blok 5										
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
6	7	8	9	10	11	1	2	3	4	5
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11

Tamamlayan:

Blok 1											Blok 2										
2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	11	3	4	5	6	7	8	9	10	11	1	2
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	1	3	4	5	6	7	8	9	10	11	1	2

Blok 3											Blok 4										
4	5	6	7	8	9	10	11	1	2	3	5	6	7	8	9	10	11	1	2	3	4
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
4	5	6	7	8	9	10	11	1	2	3	5	6	7	8	9	10	11	1	2	3	4

Blok 5										
6	7	8	9	10	11	1	2	3	4	5
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
6	7	8	9	10	11	1	2	3	4	5

Muamele sayısının çift olduğu durumlar için:

9.1.1.6. 12 İneğin Bulunduğu 4 Muameleli Deneme Planı

(Tam desen)

Blok 1				Blok 2				Blok 3			
1	2	3	4	1	2	3	4	1	2	3	4
2	3	4	1	3	4	1	2	4	1	2	3
1	2	3	4	1	2	3	4	1	2	3	4

9.1.1.7. 30 İneğin Bulunduğu 6 Muameleli Deneme Planı

(Tam desen)

Blok 1						Blok 2						Blok 3					
1	2	3	4	5	6	1	2	3	4	5	6	1	2	3	4	5	6
2	3	4	5	6	1	3	4	5	6	1	2	4	5	6	1	2	3
1	2	3	4	5	6	1	2	3	4	5	6	1	2	3	4	5	6
Blok 4						Blok 5											
1	2	3	4	5	6	1	2	3	4	5	6						
5	6	1	2	3	4	6	1	2	3	4	5						
1	2	3	4	5	6	1	2	3	4	5	6						

9.1.2. Etki Aktarımlı Latin-Kare Denemeler İçin Seçilebilecek Planlar

9.1.2.1. Üç Muameleli Plan

Ortogonal set (Aynı zamanda dengelenmiş çift) (Tüm set kullanılmalıdır)

1	2	3	1	2	3
2	3	1	3	1	2
3	1	2	2	3	1

9.1.2.2. Dört Muameleli Plan

Ortogonal set (Tüm set kullanılmalıdır)

1	2	3	4	1	2	3	4	1	2	3	4
2	1	4	3	3	4	1	2	4	3	2	1
3	4	1	2	4	3	2	1	2	1	4	3
4	3	2	1	2	1	4	3	3	4	1	2

Dengelenmiş tek kare

1	2	3	4
2	4	1	3
3	1	4	2
4	3	2	1

9.1.2.3. Beş Muameleli Plan

Ortogonal set (Tüm set kullanılmalıdır)

1	2	3	4	5	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5
2	3	4	5	1	3	4	5	1	2	4	5	1	2	3	5	1	2	3	4
3	4	5	1	2	5	1	2	3	4	2	3	4	5	1	4	5	1	2	3
4	5	1	2	3	2	3	4	5	1	5	1	2	3	4	3	4	5	1	2
5	1	2	3	4	4	5	1	2	3	3	4	5	1	2	2	3	4	5	1

Dengelenmiş çiftler (Bir veya daha fazla çift tesadüfi olarak seçilmelidir)

1. Çift					2. Çift									
1	2	3	4	5	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5
2	5	4	1	3	5	3	1	2	4	2	4	1	5	3
3	4	2	5	1	2	5	4	1	3	3	1	5	2	4
4	1	5	3	2	4	1	5	3	2	4	5	2	3	1
5	3	1	2	4	3	4	2	5	1	5	3	4	1	2

9.1.2.4. Altı Muameleli Plan

Dengelenmiş tek kareler (Bir veya daha fazlası tesadüfen seçilmelidir)

1	2	3	4	5	6	1	2	3	4	5	6
2	4	6	1	3	5	2	4	1	6	3	5
3	6	2	5	1	4	3	1	5	2	6	4
4	1	5	2	6	3	4	6	2	5	1	3
5	3	1	6	4	2	5	3	6	1	4	2
6	5	4	3	2	1	6	5	4	3	2	1

9.1.2.5. Yedi Muameleli Plan

Ortogonal set (Tüm set kullanılmalıdır)

1	2	3	4	5	6	7	1	2	3	4	5	6	7	1	2	3	4	5	6	7
2	3	4	5	6	7	1	3	4	5	6	7	1	2	4	5	6	7	1	2	3
3	4	5	6	7	1	2	5	6	7	1	2	3	4	7	1	2	3	4	5	6
4	5	6	7	1	2	3	7	1	2	3	4	5	6	3	4	5	6	7	1	2
5	6	7	1	2	3	4	2	3	4	5	6	7	1	6	7	1	2	3	4	5
6	7	1	2	3	4	5	4	5	6	7	1	2	3	2	3	4	5	6	7	1
7	1	2	3	4	5	6	6	7	1	2	3	4	5	5	6	7	1	2	3	4
1	2	3	4	5	6	7	1	2	3	4	5	6	7	1	2	3	4	5	6	7
5	6	7	1	2	3	4	6	7	1	2	3	4	5	7	1	2	3	4	5	6
2	3	4	5	6	7	1	4	5	6	7	1	2	3	6	7	1	2	3	4	5
6	7	1	2	3	4	5	2	3	4	5	6	7	1	5	6	7	1	2	3	4
3	4	5	6	7	1	2	7	1	2	3	4	5	6	4	5	6	7	1	2	3
7	1	2	3	4	5	6	5	6	7	1	2	3	4	3	4	5	6	7	1	2
4	5	6	7	1	2	3	3	4	5	6	7	1	2	2	3	4	5	6	7	1

Dengelenmiş çiftler (Bir veya daha fazla çift tesadüfi olarak seçil-
melidir)

1. Çift

1 2 3 4 5 6 7
2 4 6 7 1 5 3
3 6 2 5 7 4 1
4 7 5 3 2 1 6
5 1 7 2 6 3 4
6 5 4 1 3 7 2
7 3 1 6 4 2 5

1 2 3 4 5 6 7
2 4 6 7 1 5 3
7 3 1 6 4 2 5
5 1 7 2 6 3 4
6 5 4 1 3 7 2
4 7 5 3 2 1 6
3 6 2 5 7 4 1

2. Çift

1 2 3 4 5 6 7
2 5 6 1 3 7 4
3 6 4 5 7 1 2
6 7 1 3 4 2 5
4 1 5 7 2 3 6
5 3 7 2 6 4 1
7 4 2 6 1 5 3

1 2 3 4 5 6 7
4 1 5 7 2 3 6
6 7 1 3 4 2 5
2 5 6 1 3 7 4
7 4 2 6 1 5 3
3 6 4 5 7 1 2
5 3 7 2 6 4 1

3. Çift

1 2 3 4 5 6 7
2 3 6 7 4 5 1
5 4 7 3 2 1 6
7 1 2 5 6 3 4
6 5 4 2 1 7 3
3 6 5 1 7 4 2
4 7 1 6 3 2 5

1 2 3 4 5 6 7
2 3 6 7 4 5 1
7 1 2 5 6 3 4
6 5 4 2 1 7 3
4 7 1 6 3 2 5
5 4 7 3 2 1 6
3 6 5 1 7 4 2

4. Çift

1 2 3 4 5 6 7
4 5 6 3 1 7 2
2 6 1 5 7 4 3
6 4 2 7 3 5 1
3 1 7 6 4 2 5
5 7 4 1 2 3 6
7 3 5 2 6 1 4

1 2 3 4 5 6 7
3 1 7 6 4 2 5
2 6 1 5 7 4 3
5 7 4 1 2 3 6
4 5 6 3 1 7 2
7 3 5 2 6 1 4
6 4 2 7 3 5 1

5. Çift

1	2	3	4	5	6	7
2	4	1	7	6	3	5
3	1	6	2	7	5	4
4	7	2	5	3	1	6
5	6	7	3	2	4	1
6	3	5	1	4	7	2
7	5	4	6	1	2	3

1	2	3	4	5	6	7
3	1	6	2	7	5	4
7	5	4	6	1	2	3
6	3	5	1	4	7	2
4	7	2	5	3	1	6
2	4	1	7	6	3	5
5	6	7	3	2	4	1

9.1.2.6. Sekiz Muameleli Plan

Ortogonal set (Tüm set kullanılmalıdır)

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

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

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

Dengelenmiş tek kareler (Bir veya daha fazlası tesadüfen seçilmelidir)

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

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

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

9.1.3. Etki Aktarımlı Eksik Blok Latin Kare Denemeler İçin Seçilebilecek Planlar

9.1.3.1. Taşınan Etkiler Bakımından Düzeltilmiş Üç Muameleli Plan

1	2	3	1	2	3
2	3	1	3	1	2

Her iki kare de kullanılmalıdır. Eğer taşınan etkilerin önemli olduğu düşünülüyorsa yeterli Hata Serbestlik Derecesi elde etmek için deneme planı en azından iki kez tekrarlanmalıdır. Bu deneme planı aynı zamanda taşınan etkiler beklenmiyorsa da kullanılabilir.

9.1.3.2. Taşınan Etkiler Bakımından Düzeltilmiş 4 Muameleli Plan

Bölüm 9.1.2.2. deki 4x4 lük ortogonal kareler grubunun tamamı, karelerin bir veya iki sırası atılarak kullanılmalıdır.

9.1.3.3. Taşınan Etkiler Bakımından Dengelenmemiş Olan 4 Muameleli 3 Periyodlu Plan

Bölüm 9.1.2.2. deki 4x4 lük karelerden bir veya daha fazlası, karelerin bir sırası atılarak kullanılabilir.

9.1.3.4. Taşınan Etkiler Bakımından Dengelenmiş 5 Muameleli Plan

Bölüm 9.1.2.3. teki 5x5 lik ortogonal kareler , bir ila üç sıra atılarak, kullanılabilir. Ancak karelerin tamamı dikkate alınmalıdır.

(bir ila beş sıra atılarak) kullanılabilir.

Üç periyodlu: (Tüm kareler kullanılmalıdır)

1	2	3	4	5	6	7	1	2	3	4	5	6	7
6	7	1	2	3	4	5	4	5	6	7	1	2	3
7	1	2	3	4	5	6	6	7	1	2	3	4	5

1	2	3	4	5	6	7
7	1	2	3	4	5	6
4	5	6	1	2	3	4

Dört periyotlu:

(Bir veya daha fazla çift kullanılabilir)

1.Çift

1	2	3	4	5	6	7	1	2	3	4	5	6	7
7	1	2	3	4	5	6	2	3	4	5	6	7	1
4	5	6	7	1	2	3	5	6	7	1	2	3	4
6	7	1	2	3	4	5	3	4	5	6	7	1	2

2.Çift

1	2	3	4	5	6	7	1	2	3	4	5	6	7
2	3	4	5	6	7	1	7	1	2	3	4	5	6
4	5	6	7	1	2	3	5	6	7	1	2	3	4
7	1	2	3	4	5	6	2	3	4	5	6	7	1

3.Çift

1	2	3	4	5	6	7	1	2	3	4	5	6	7
2	6	1	5	7	4	3	3	1	7	6	4	2	5
3	1	7	6	4	2	5	2	6	1	5	7	4	3
4	5	6	3	1	7	2	5	7	4	1	2	3	6

Beş periyodlu:

(Tüm kareler kullanılabilir)

1	2	3	4	5	6	7	1	2	3	4	5	6	7	1	2	3	4	5	6	7
6	7	1	2	3	4	5	4	5	6	7	1	2	3	7	1	2	3	4	5	6
7	1	2	3	4	5	6	6	7	1	2	3	4	5	4	5	6	7	1	2	3
3	4	5	6	7	1	2	5	6	7	1	2	3	4	2	3	4	5	6	7	1
5	6	7	1	2	3	4	2	3	4	5	6	7	1	3	4	5	6	7	1	2

9.1.3.9. Taşınan Etkiler Bakımından Dengelenmemiş 7 Muameleli Plan

Üç periyodlu:

((Bir tanesi veya her ikisi kullanılabilir))

1	2	3	4	5	6	7	1	2	3	4	5	6	7
2	3	4	5	6	7	1	3	4	5	6	7	1	2
4	5	6	7	1	2	3	4	5	6	7	1	2	3

Dört periyodlu:

(Bir tanesi veya her ikisi kullanılabilir)

1	2	3	4	5	6	7	1	2	3	4	5	6	7
3	4	5	6	7	1	2	2	3	4	5	6	7	1
4	5	6	7	1	2	3	4	5	6	7	1	2	3
5	6	7	1	2	3	4	7	1	2	3	4	5	6

Altı periyodlu

Bölüm 9.1.2.5. de bulunan 7×7 lik karelerin bir veya daha fazlası (Bir sıra tesadüfen atılacak) kullanılabilir.

9.1.3.10. Taşınan Etkiler Bakımından Dengelenmiş 8 Muameleli Plan

Bölüm 9.1.2.6. daki 8×8 lik ortogonal kareler grubunun tamamı, bir ila altı sıra atılarak , kullanılabilir.

9.1.3.11. Taşınan Etkiler Bakımından Dengelenmemiş 8 Muameleli Plan

Bölüm 9.1.2.6. daki 8×8 lik karelerin bir veya daha fazlası, bir sıra tesadüfen atılarak kullanılabilir.

9.1.3.12. Taşınan Etkiler Bakımından Dengelenmiş 9 muameleli Plan

Aşağıdaki karelerin ilk iki veya daha fazla sırası kullanılabilir.

(9.1.3.12'' nin devamı)

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

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

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

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

9.1.3.13. Taşınan Etkiler Bakımından Dengelenmemiş 9 Maa-
meleli Plan

(Kareler grubunun tamamı kullanılmalıdır)

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

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

9.1.3.14. Taşınan Etkiler Bakımından Dengelenmiş 11 Muameleli Plan

Üç periyodlus

(Kareler grubunun tamamı kullanılmalıdır)

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	1	5	6	7	8	9	10	11	1	2	3	4
4	5	6	7	8	9	10	11	1	2	3	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	1

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
6	7	8	9	10	11	1	2	3	4	5	10	11	1	2	3	4	5	6	7	8	9
5	6	7	8	9	10	11	1	2	3	4	6	7	8	9	10	11	1	2	3	4	5

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
4	5	6	7	8	9	10	11	1	2	3
10	11	1	2	3	4	5	6	7	8	9

Beş periyodlus

(Kareler grubunun tamamı kullanılmalıdır)

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
5	6	7	8	9	10	11	1	2	3	4	8	9	10	11	1	2	3	4	5	6	7
6	7	8	9	10	11	1	2	3	4	5	3	4	5	6	7	8	9	10	11	1	2
7	8	9	10	11	1	2	3	4	5	6	5	6	7	8	9	10	11	1	2	3	4
9	10	11	1	2	3	4	5	6	7	8	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	1

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
4	5	6	7	8	9	10	11	1	2	3	5	6	7	8	9	10	11	1	2	3	4
7	8	9	10	11	1	2	3	4	5	6	3	4	5	6	7	8	9	10	11	1	2
2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	1	8	9	10	11	1	2	3	4	5	6	7
11	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	1

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
11	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
10	11	1	2	3	4	5	6	7	8	9
6	7	8	9	10	11	1	2	3	4	5
3	4	5	6	7	8	9	10	11	1	2

Altı periyodlu:

(Her iki kare de kullanılmalıdır).

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
3	4	5	6	7	8	9	10	11	1	2	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	1
9	10	11	1	2	3	4	5	6	7	8	10	11	1	2	3	4	5	6	7	8	9
2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	1	9	10	11	1	2	3	4	5	6	7	8
7	8	9	10	11	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	1	2	3	4	5	6
10	11	1	2	3	4	5	6	7	8	9	3	4	5	6	7	8	9	10	11	1	2

9.1.3.15. Taşınan Etkiler Bakımından Dengelenmemiş 11 Muameleli Plan

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
5	6	7	8	9	10	11	1	2	3	4
6	7	8	9	10	11	1	2	3	4	5
7	8	9	10	11	1	2	3	4	5	6
9	10	11	1	2	3	4	5	6	7	8

9.1.3.16. Taşınan Etkiler Bakımından Dengelenmiş 13 Muameleli Plan

Dört periyodlu:

(Kareler grubunun tamamı kullanılmalıdır)

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

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

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

(9.1.3.16' nin devamı)

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

Beş periyodlu:

(Kareler grubunun tamamı kullanılmalıdır)

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

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

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

9.1.3.17. Taşınan Etkiler Bakımından 13 Muameleli Plan

Üç periyodlu:

(Her iki kare de kullanılmalıdır)

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

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

Dört periyodlu:

Bölüm 9.1.3.16 'daki 4 periyodlu karelerin ilki kullanılabilir.

Beş periyodlu:

Bölüm 9.1.3.16 'daki 5 periyodlu karelerin birisi, ikisi veya tümü kullanılabilir.

9.1.3.18. Taşınan Etkiler Bakımından Dengelenmemiş 16 Muameleli

Plan

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16
2	7	1	8	12	10	14	16	15	11	4	3	6	13	9	5
3	8	13	1	14	15	2	12	11	6	16	10	9	5	4	7
4	9	7	11	1	13	16	2	5	12	3	15	14	10	6	8
5	10	11	14	16	1	15	4	13	2	9	8	3	7	12	6
6	1	12	15	9	16	3	13	2	14	10	5	8	4	7	11

9.1.3.19. Taşınan Etkiler Bakımından Dengelenmemiş 21 Muameleli

Plan

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21
2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	1
5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	1	2	3	4
15	16	17	18	19	20	21	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
17	18	19	20	21	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16

9.1.3.20. Taşınan Etkiler Bakımından Dengelenmemiş 25 Muameleli Plan

(Her iki kare de kullanılmamıştır)

1 2 3 4 5 6 7 8 9 10 11 12 13 14 15 16 17 18 19 20 21 22 23 24 25
2 3 4 5 1 7 8 9 10 6 12 13 14 15 11 17 18 19 20 16 22 23 24 25 21
6 7 8 9 10 11 12 13 14 15 16 17 18 19 20 21 22 23 24 25 1 2 3 4 5
25 21 22 23 24 5 1 2 3 4 10 6 7 8 9 15 11 12 13 14 20 16 17 18 19

1 2 3 4 5 6 7 8 9 10 11 12 13 14 15 16 17 18 19 20 21 22 23 24 25
3 4 5 1 2 8 9 10 6 7 13 14 15 11 12 18 19 20 16 17 23 24 25 21 22
11 12 13 14 15 16 17 18 19 20 21 22 23 24 25 1 2 3 4 5 6 7 8 9 10
19 20 16 17 18 24 25 21 22 23 4 5 1 2 3 9 10 6 7 8 14 15 11 12 13

9.1.3.21. Taşınan Etkiler Bakımından Dengelenmemiş 31 Muameleli Plan

1 2 3 4 5 6 7 8 9 10 11 12 13 14 15 16 17 18 19 20 21 22 23 24 25 26 27 28 29 30 31
2 3 4 5 6 7 8 9 10 11 12 13 14 15 16 17 18 19 20 21 22 23 24 25 26 27 28 29 30 31 1
4 5 6 7 8 9 10 11 12 13 14 15 16 17 18 19 20 21 22 23 24 25 26 27 28 29 30 31 1 2 3
9 10 11 12 13 14 15 16 17 18 19 20 21 22 23 24 25 26 27 28 29 30 31 1 2 3 4 5 6 7 8
13 14 15 16 17 18 19 20 21 22 23 24 25 26 27 28 29 30 31 1 2 3 4 5 6 7 8 9 10 11 12
19 20 21 22 23 24 25 26 27 28 29 30 31 1 2 3 4 5 6 7 8 9 10 11 12 13 14 15 16 17 18

9.2. ETKİ AKTARIMLI DENEME PLANLARI İÇİN SAYISAL ANALİZ
ÖRNEKLERİ

9.2.1. BASİT DÖNÜŞÜMLÜ DENEME PLANLARI İÇİN SAYISAL ÖR-
NEK

9.2.1.1. Veriler ve Sayısal Analiz

Bu bölümde, muamele gruplarında farklı sayıda inek bulunması halinde analizin nasıl yapılacağı incelenecektir. Çünkü Bölüm 4.1 de de görülebileceği gibi, gruplarda eşit sayıda inek olduğu zaman analiz daha da basittir. Denemede elde edilen veriler Çizelge 62 de ki gibi olsun.

Çizelge 62 - Basit dönüşümlü bir denemeden elde edilen veriler

Muamele Grubu	Karşılař. Periyodu	Mua- mele	İnekler				Top- lam
			inek 1.1	inek 1.2	inek1.3	inek1.4	
1	1	1	29.9	54.0	41.6	29.5	154.0
	2	2	27.8	49.7	38.4	26.5	142.4
	Fark		2.1	4.3	3.2	2.0	11.6
2	1	2	22.2	55.5	43.5	33.2	172.6
	2	1	21.4	49.1	41.3	34.3	163.2
	Fark		0.8	6.4	2.2	-1.1	9.4

Çizelgedeki fark deęerleri ve toplamlar Bölüm 4.1 deki 4.1.2 eşitlikleri ile elde edilir. Örnein birinci gruptaki birinci inek için fark deęeri $29.9 - 27.8 = 2.1$ şeklinde hesaplanır. Muamele ve hata kareleri toplamları ise sırayla 4.1.3 ve 4.1.4 sayılı eşitliklerden faydalanılarak;

$$MKT = \frac{(5(11.6) - 4(9.4))^2}{2(5)(4)(5+4)} = 1.16$$

ve

$$HKT = \frac{1}{2} (2.1^2 + \dots + 1.1^2) - \frac{(11.6)^2}{2(4)} - \frac{(9.4)^2}{2(5)} = 17.34$$

şeklinde hesaplanır. Buna göre varyans analizi;

Çizelge 63- Varyans analizinin özeti

VK	SD	KT	KO	F
Muameleler	1	1.16	1.16	0.468
Hata	7	17.34	2.48	

şeklinde özetlenebilir.

9.2.1.2. Muamele Ortalamalarının Tahmini

4.1.7 sayılı eşitlikten birinci ve ikinci muameleler için ortalamalar;

$$\begin{aligned} \bar{Y}_1 &= \frac{1}{2(4+5)} (154 + \dots + 163) + \frac{5(11.6) - 4(9.4)}{4(4)(5)} \\ &= 35.12 + 0.255 = 35.38 \end{aligned}$$

$$\bar{Y}_2 = 35.12 - 0.255 = 34.87$$

şeklinde bulunur.

9.2.1.3. Ortalamalara ait Varyansın Tahmini

4.1.9 sayılı eşitlikten;

$$\hat{V}(\bar{Y}_1) = \frac{4+5}{2(4+5)} (2.48) = 0.279$$

bulunur.

9.2.1.4. Muamele Ortalamalarının Farkına Ait Varyansın Tahmini

$$\bar{D} = \frac{5(11.6) - (9.4)4}{2(4)(5)} = 35.38 - 34.87 = 0.51$$

$$\hat{V}(\bar{D}) = 2(0.279) = 0.558$$

9.2.1.5. En Küçük Önemli Fark

4.1.12 eşitliğinden; 7 serbestlik derecesinde, sırayla, %5 ve %1 önem seviyesi için;

$$\bar{D}_{\min} = 2.365 \sqrt{0.558} = 1.77$$

$$\bar{D}_{\min} = 3.499 \sqrt{0.558} = 2.61$$

şeklindedir. Buna göre güven sınırları;örneğin %5 için,

$$L(\bar{D}) = 0.51 \pm 1.77$$

şeklindedir. Bu sonuçlar Çizelge 64- te olduğu gibi özetlenebilir.

Çizelge 64- Ortalamalar ve En küçük önemli farklar

Muamele	Ortalama
1	35.38
2	34.87
En küçük önemli fark	
%5 için	1.77
%1 için	2.61

9.2.1.6. Bloklama Durumu için Sayısal Analiz

1,2,3,4 sayıları ile gösterilen dört tane muamelemizin olduğunu varsayalım. Bu durumda dört muamelenin ikiserli kombinasyonlarını 12,13,14,23,24 ve 34 şeklinde elde edebiliriz. Bu kombinasyonların herbiri ile ayrı bir basit dönüşümlü deneme kurulacağından

2(6) = 12 adet inek gerekmektedir. Veriler Çizelge 65- teki gibi elde edilmiş olsun.

Çizelge 65- Bloklanmış basit dönüşümlü bir denemeden elde edilen veriler (4 muamele için).

Blok (inek)	Periyodlar		Blok Toplamları	Blok Ortalamaları
	1	2		
1	(1) 43.55	(2) 32.17	75.72	37.860
2	(2) 38.03	(1) 32.07	70.10	35.050
3	(1) 35.33	(3) 22.72	58.05	29.025
4	(3) 26.17	(1) 28.78	54.95	27.475
5	(2) 34.87	(3) 23.98	58.85	29.425
6	(3) 24.77	(2) 25.04	49.81	24.905
7	(1) 36.04	(4) 29.50	65.54	32.770
8	(4) 29.62	(1) 26.13	55.75	27.875
9	(2) 25.14	(4) 18.49	43.63	21.815
10	(4) 36.80	(2) 32.70	69.50	34.750
11	(3) 26.44	(4) 22.88	49.32	24.660
12	(4) 36.86	(3) 29.14	66.00	33.000
toplam	393.62	323.60	717.22	

Şimdi gerekli kareler toplamalarını hesaplamada kolaylık olması amacıyla, Çizelge 8 'de olduğu gibi bir doğrudan ve düzeltilmiş toplamalar çizelgesi oluşturmak gerekir.

Çizelge 66- Doğrudan ve düzeltilmiş Toplamlar

Muamele	T _k	B _k	Q _k
1	201.90	380.11	23.69
2	187.95	367.61	8.29
3	153.22	336.98	-30.54
4	174.15	349.74	-1.44
Toplam	717.22	1434.44	0

4.1.15 ten 4.1.19 a kadar olan eşitliklerden, gerekli kareler toplam-
ları;

$$MKT = \frac{(4-1)}{4(4-1)2^2(2-1)} (23.69^2 + 8.29^2 + (-30.54)^2 + (-1.44)^2)$$
$$= 97.79$$

$$\text{Blok KT} = \frac{1}{2} (75.72^2 + \dots + 66^2) + \frac{(717.22)^2}{2(4)(4-1)} = 520.00$$

$$\text{Periyod KT} = \frac{1}{4(4-1)} (393.62^2 + 323.6^2) - \frac{(717.22)^2}{24}$$
$$= 204.28$$

$$GKT = 43.55^2 + \dots + 29.14^2 - \frac{(717.22)^2}{24} = 838.88$$

ve

$$HKT = 838.88 - 97.79 - 204.28 - 520.0 = 16.81$$

şeklinde elde edilirler.

Aynı verileri ortalamalar üzerinden de hesaplamak mümkündür.

4.1.15' nden 4.1.19' ne kadar olan eşitliklerden;

$$\text{Blok KT} = 2(37.86^2 + \dots + 33^2) - 24(29.884)^2 = 520.00$$

$$\text{Periyod KT} = 4(4-1) \left(\frac{393.62}{12} \right)^2 + \left(\frac{323.6}{12} \right)^2 - 21433.283$$
$$= 204.52$$

$$\text{MKT} = \left(\left(2(3) \left(\frac{393.62}{6} \right) - 190.055 \right)^2 + \dots + \left(2(3) \left(\frac{174.15}{6} \right) - 174.87 \right)^2 \right) / 4 = 97.79$$

olarak ilgili kareler toplamları hesaplanır. Burada 190.55 değeri birinci muameleyi alan ineklere ait ortalamaların toplamlarıdır. Aynı şekilde ikinci muameleyi alan inekler için ortalamalar toplamı 183.805 üçüncü muamele için 168.49 ve dördüncü muamele için ise 174.87 dir.

Bundan sonra genel ve hata için kareler toplamları,

$$\text{GKT} = 43.55^2 + \dots + 29.14^2 - 24(29.884)^2 = 839.12$$

$$\text{GKT} = 839.12 - 97.79 - 204.52 - 520.00 = 16.82$$

şeklindedir. Elde edilen sonuçlar Çizelge 9 a göre aşağıdaki gibi özetlenebilir.

Çizelge 67- Varyans analizinin özeti

VK	SD	KT	KO	F
Genel	23	839.12		
Bloklar (inekler)	11	520.00	47.27	
Periyodlar	1	204.52	204.52	
Muameleler _(D)	3	97.79	32.60	15.52 *
Hata	8	16.82	2.10	

Elimizdeki verilere göre genel ortalama, $\bar{Y} = 29.884$ tür. Düzeltilmiş muamele ortalamaları ise sırayla; $\bar{Y}_{..1} = 33.650$, $\bar{Y}_{..2} = 31.325$, $\bar{Y}_{..3} = 25.537$ ve $\bar{Y}_{..4} = 29.025$ tir. 4.1.20 sayılı e-

şitlikten, düzeltilmiş muamele ortalamaları;

$$\bar{Y}'_{..1} = 29.884 + (6(33.65) - 190.055)/4 = 32.84$$

$$\bar{Y}'_{..2} = 29.884 + (6(31.325) - 183.805)/4 = 30.92$$

$$\bar{Y}'_{..3} = 29.884 + (6(25.537) - 168.49)/4 = 26.07$$

$$\bar{Y}'_{..4} = 29.884 + (6(29.025) - 174.87)/4 = 29.70$$

şeklinde tahmin edilirler. Bundan sonra düzeltilmiş iki muamele arasındaki farkları hesaplamak kolaydır. Örneğin 1. ve 3. muameleler için;

$$\bar{Y}'_{..1} - \bar{Y}'_{..3} = 6.77$$

olarak bulunur. Söz konusu farklar için standart hata ise 4.1.21 sayılı eşitliğe göre,

$$S(\bar{Y}'_{..k} - \bar{Y}'_{..k'}) = (2(2.1)/4)^{1/2} = 1.025$$

şeklinde tahmin edilir.

9.2.2. BASİT DÖNÜŞÜMLÜ GENİŞLETİLMİŞ EKSTRA PERİYODLU DENEMELER İÇİN SAYISAL ÖRNEK

9.2.2.1. Veriler ve Sayısal Analiz

Bölüm 4.1 de açıklanan basit dönüşümlü denemelerin son periyodunun tekrarlandığını ve esas planın dört muamele için genişletildiğini düşünerek verilerimizin Çizelge 68 deki gibi olduğunu düşünelim.

Çizelge 68- Dört muamele için genişletilmiş basit dönüşümlü ekstra periyod denemeden elde edilen veriler

Peri-yod	İnekler												Toplam
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	
1	(1) 12	(2) 8	(1) 13	(3) 11	(1) 26	(4) 14	(2) 28	(3) 13	(2) 21	(4) 24	(3) 33	(4) 31	234
2	(2) 26	(1) 8	(3) 18	(1) 11	(4) 16	(1) 28	(3) 22	(2) 20	(4) 30	(2) 27	(4) 24	(3) 28	258
2+1	(2) 24	(1) 19	(3) 10	(1) 17	(4) 20	(1) 24	(3) 14	(2) 18	(4) 18	(2) 24	(4) 17	(3) 23	228
toplam	62	35	41	39	62	66	64	51	69	75	74	82	720

Analize geçmeden önce bazı düzeltilmiş toplamaların Çizelge 12 ye göre hesaplanması gerekir. Söz konusu toplamalar aşağıda Çizelge 69 da gösterilmiştir.

Çizelge 69- Doğrudan ve düzeltilmiş toplamalar

Muamele	U_k	V_k	I_k	T_k	R_k	D_k	Q_k	-
1	140	305	84	158	120	29	28.5	
2	188	356	106	196	126	44	3.0	
3	187	351	129	172	102	-22	-27.0	
4	205	428	149	194	138	-51	-4.5	

Çizelge 69 da ilk beş sütündeki U_k , V_k , I_k , T_k ve R_k değerleri

Çizelge 68 e göre doğrudan hesaplanmakta olup, Çizelge 12 nin hemen altındaki paragrafta tanımlanmışlardır. Örneğin birinci muamele için bu değerler;

$$U_1 = 35+39+66 = 140$$

$$V_1 = (20+34+43) + (24+29+27) + (40+44+44) = 305$$

$$I_1 = (12+8) + (13+11) + (26+14) = 84$$

$$T_1 = 12 + 8 + 19 + 13 + \dots + 24 = 158$$

ve

$$R_1 = 26 + 19 + 18 + 17 + 16 + 24 = 120$$

şeklinde hesaplanır. Doğrudan yapılan bu hesaplamalardan faydalanılarak, direkt ve taşınan etkilerin hesaplanmasında kullanılan düzeltilmiş toplamlar (D_k ve Q_k) ise 4.2.1 ve 4.2.2 sayılı eşitliklere göre örneğin üçüncü muamele için , sırayla ;

$$D_3 = (2+1)172 - 187 - 351 = -22$$

ve

$$Q_3 = (2+1) \left(102 - \frac{351 - 129}{2} \right) = -27$$

şeklinde elde edilir. Yukarıda anlatıldığı gibi Çizelge 69 oluşturulduktan sonra varyans analizine geçilebilir.

$$DK = \frac{720^2}{4(4-1)(2+1)} = 14400$$

4.2.4 ve 4.2.5 sayılı eşitliklere göre;

$$GKT = 12^2 + 26^2 + \dots + 28^2 + 23^2 - DK = 1628.000$$

$$\text{İnek KT} = \frac{1}{2+1} (62^2 + 35^2 + \dots + 82^2) - DK = 851.333$$

şeklinde genel ve inek kareleri toplamları elde edilir. Kareler içi periyod karelerini tahmin edebilmek için Çizelge 13 e göre aşağıdaki çizelgeyi oluşturmak gerekir.

Çizelge 70- Periyod-Kare toplamları

Kare Periyod	1	2	3	4	5	6	Toplam
1	20	24	40	41	45	64	234
2	34	29	44	42	57	52	258
2+1	43	27	44	32	42	40	228
Toplam	97	80	128	115	144	156	720

Bu çizelgeden faydalanarak kare içi periyod kareleri toplamını 4.2.6 eşitliğinden,

$$\text{Kare içi periyod KT} = \frac{1}{2} (20^2 + 34^2 + \dots + 40^2) - \left(-\frac{1}{2(2+1)} \right) (97^2 + \dots + 156^2) = 383.333$$

şeklinde hesaplayabiliriz. Direkt ve taşınan etkiler için kareler toplamlarını hesaplamadan önce b ve b' değerlerini, sırayla 4.2.7 ve 4.2.7' sayılı eşitliklere göre hesaplamak işlemleri oldukça kolaylaştıracaktır. Bu değerler;

$$b = \frac{(2+1)(4-1)}{6(2)(2-1)(2+2)} = 0.18750$$

ve

$$b' = \frac{(2+1)(4-1)}{6(2)(2(2)-1)} = 0.25000$$

olarak bulunurlar. Artık direkt ve taşınan etki kareleri toplamlarını hesaplamak mümkündür ve 4.2.8 ve 4.2.9 sayılı eşitliklerden;

$$\text{Direkt etki KT} = \frac{0.1875(29^2 + \dots + (-51)^2)}{(2+1)^2} = 122.125$$

ve

$$\text{Taşınan etki KT} = \frac{0.25(28.5^2 + \dots + (-4.5)^2)}{(2+1)^2} = 43.625$$

şeklinde tahmin edilirler. Hata kareleri toplamları ise bilinen şekilde,

$$\text{HKT} = 1628 - (851.333+383.333+122.125+43.625) = 227.584$$

olarak bulunur. Elde edilen sonuçlar Çizelge 71 de özetlenmiştir.

Çizelge 71- Varyans analizinin özeti

VK	SD	KT	KO	F
İnekler	11	851.333		
Kare içi periyodlar	12	383.333		
Direkt etki	3	122.125	40.710	1.070
Taşınan etki	3	43.625	14.540	0.383
Hata	6	227.584	37.930	
Genel	35	1628.000		

9.2.2.2. Muamele Ortalamalarının ve Varyanslarının Tahmini

Muamelelerin direkt ve taşınan etkilerine ait ortalamalar sırayla 4.2.10 ve 4.2.11 eşitliklerinden;örneğin 3. muamele için,

$$\bar{d}_3 = \frac{0.1875(-22)}{(2+1)} = -1.375$$

ve

$$\bar{r}_3 = \frac{0.25(-27)}{(2+1)} = -2.250$$

şeklinde tahmin edilirler. Söz konusu muamele ortalamalarına ait varyanslar,

$$\hat{V}(\bar{d}_k) = 0.1875 (37.93) = 7.112$$

ve

$$\hat{V}(\bar{r}_k) = 0.2500 (37.93) = 9.483$$

şeklinde tahmin edilirler.

9.2.3. ÇİFT DÖNÜŞÜMLÜ DENEME PLANLARI İÇİN SAYISAL ÖRNEK

9.2.3.1. Veriler ve Sayısal Analiz

Çift dönüşümlü bir denemeden elde edilen veriler Çizelge 72 deki gibi olsun.

Çizelge 72- Çift dönüşümlü bir denemeden elde edilen veriler

Mu.Kar. Gr. Per.	Muame le	İnekler				Toplam		
		<u>inek 11</u>	<u>inek 12</u>	<u>inek 13</u>	<u>inek 14</u>			
1	1	40.8	21.5	48.4	50.3	161.0		
1	2	35.2	18.4	44.4	45.7	143.7		
	3	30.8	17.8	42.7	43.8	135.1		
Fark		1.2	2.5	2.3	2.7	8.7		
		<u>inek 21</u>	<u>inek 22</u>	<u>inek 23</u>	<u>inek 24</u>	<u>inek 25</u>	<u>inek 26</u>	
	1	43.3	27.6	57.8	49.4	73.5	36.6	288.2
2	2	40.9	30.2	53.2	48.5	66.7	35.9	275.4
	3	37.6	27.4	45.5	45.5	61.5	35.3	252.8
Fark		-0.9	-5.4	-3.1	-2.1	1.6	0.1	-9.8

Çizelgedeki farklar ve toplamlar, 4.3.2 sayılı eşitliklere göre hesaplanmaktadır. Örneğin ikinci muamele grubundaki üçüncü inek için fark , $57.8 + 45.5 - 2(53.2) = -3.1$ şeklindedir.

Muamele ve hata için kareler toplamları sırayla 4.3.3 ve 4.3.4 eşitliklerinden;

$$MKT = \frac{(6(8.7) - 4(-9.8))^2}{6(4)(6)(4+6)} = 5.8$$

ve

$$HKT = \frac{1}{2} (1.2^2 + \dots + 0.1^2) - \frac{8.7^2}{6(4)} - \frac{-9.8^2}{6(6)} = 5.32$$

şeklinde hesaplanabilir. Buna göre varyans analizi;

Çizelge 73- Varyans analizinin özeti

VK	SD	KT	KO	F
Muameleler	1	5.8	5.8	8.79
Hata	8	5.32	0.665	

9.2.3.2. Muamele Ortalamalarının Tahmini

Düzeltilmiş muamele ortalamaları 4.3.7 eşitliği ile aşağıdaki gibi tahmin edilirler.

$$\bar{Y}_1 = \frac{1}{3(4+6)} (161.0 + \dots + 252.8 - \frac{(4-6)(6(8.7)-4(-9.8))}{8(4)(6)})$$

$$+ \frac{6(8.7) - 4(-9.8)}{8(4)(6)}$$

$$= 41.84 + 0.476 = 42.32$$

$$\bar{Y}_2 = 41.84 - 0.476 = 41.364$$

9.2.3.3. Muamele Ortalamalarına Ait Varyans Tahmini

Heriki muamele ortalaması için de varyansın tahmini aynı olup 4.3.8 eşitliğinden;

$$\hat{V}(\bar{Y}_1) = \frac{3(4+6)}{16(4)(6)}(0.665) = 0.052$$

şeklinde elde edilir.

9.2.3.4. Muamele Ortalamalarının Farkına ait Varyans Tahmini

4.3.9 sayılı eşitlikten;

$$\hat{V}(\bar{D}) = 2(0.052) = 0.104$$

olarak tahmin edilir.

9.2.3.5. En Küçük Önemli Fark ve Güven Sınırları

En küçük önemli farklar sırayla % 5 ve % 1 önem seviyesinde;

$$\bar{D}_{\min} = 2.306 \sqrt{0.104} = 0.74$$

$$\bar{D}_{\min} = 3.355 \sqrt{0.104} = 1.08$$

şeklinde hesaplanır. Burada 2.306 ve 3.355 değerleri, % 5 ve % 1 seviyesindeki Student'in t değerleridir. Buna göre güven sınırları 4.3.12 sayılı eşitlikten;

$$\% 5 \text{ için } L(\bar{D}) = 0.956 \pm 0.74$$

ve

$$\% 1 \text{ için } L(\bar{D}) = 0.956 \pm 1.08$$

olarak elde edilir. Bulunan sonuçları Çizelge 74 teki gibi özetlemek mümkündür.

Çizelge 74- Muamele ortalamaları ve güven sınırları

Muamele	Ortalama
1	42.320
2	41.364
Fark	0.956
Fark için güven sınırları	
% 95 lik	± 0.740
% 99 luk	± 1.080

9.2.4. ÇİFT DÖNÜŞÜMLÜ FAKTÖRİYEL DENEMELER İÇİN SAYISAL ÖRNEK

9.2.4.1. Veriler ve Sayısal Analiz

Muamele kombinasyonlarındaki birinci rakam ilk faktörün seviyelerini ve ikinci rakam ikinci faktörün seviyelerini göstermekte iken, her biri ikişer seviyeli iki faktörden elde edilen veriler aşağıdaki gibi olsun.

Çizelge 75- Çift dönüşümlü bir faktöriyel denemeden elde edilen veriler

Mu.Kar.Mua- Gr.Per.mele		İnekler					Toplam	Grup or- talaması		
		<u>İnek 11</u>	<u>İnek 12</u>	<u>İnek 13</u>						
1	11	26.4	26.9	31.4				84.7	28.23	
1	2	24.1	27.2	26.9				78.2	26.07	
	3	21.7	29.6	29.1				80.4	26.80	
Fark		-0.1	2.1	6.7				8.7	2.9	
		<u>İnek 21</u>	<u>İnek 22</u>	<u>İnek 23</u>	<u>İnek 24</u>	<u>İnek 25</u>				
1	22	18.4	31.2	35.0	22.0	16.8	123.4	24.68		
2	11	18.1	33.0	34.6	23.7	17.5	126.9	25.38		
	3	17.1	34.8	31.5	22.0	17.8	123.2	24.64		
Fark		-0.7	0.0	-2.7	-3.4	-0.4	-7.2	-1.44		
		<u>İnek 31</u>	<u>İnek 32</u>	<u>İnek 33</u>	<u>İnek 34</u>	<u>İnek 35</u>				
1	12	14.7	34.7	30.4	24.5	33.9	138.2	27.64		
3	2	14.0	30.2	25.0	21.6	30.2	121.0	24.20		
	3	15.0	33.6	26.7	25.9	31.6	132.8	26.56		
Fark		1.7	7.9	7.1	7.2	5.1	29.0	5.80		
		<u>İnek 41</u>	<u>İnek 42</u>	<u>İnek 43</u>	<u>İnek 44</u>	<u>İnek 45</u>				
1	21	13.0	31.2	24.4	26.7				95.3	23.82
4	2	14.8	35.8	27.0	30.6				108.2	27.05
	3	14.3	30.8	24.2	26.7				96.0	24.00
Fark		-2.3	-9.6	-5.4	-7.8				-25.1	-6.28

Çizelge 75 teki farklar, fark toplamları ve ortalamaları gibi değerler 4.4.2 sayılı eşitliklerden hesaplanmaktadır. Örneğin birinci grup taki birinci inek için fark, $D_{11} = 26.4 + 21.7 - 2(24.1) = -0.1$ şeklinde hesaplanır. Bundan sonra, Çizelge 22 de olduğu gibi, bu değerleri bir araya toplamak sonraki hesaplamaların yapılmasında kolaylık sağlayacaktır. Sayısal örneğimiz için bu değerler Çizelge 76 da verilmektedir.

Çizelge 76- Farklar

Gruplar	İnekler					n_i	D_i	\bar{D}_i
	1	2	3	4	5			
1	-0.1	2.1	6.7	.	.	3	8.7	2.90
2	-0.7	0.0	-2.7	-3.4	-0.4	5	-7.2	-1.44
3	1.7	7.9	7.1	7.2	5.1	5	29.0	5.80
4	-2.3	-9.6	-5.4	-7.8	.	4	-25.1	-6.28

Birinci faktör a ikinci faktör b ile gösterilirse her iki faktör ve hata için kareler toplamları sırayla 4.4.3 , 4.4.4 , 4.4.5 sayılı eşitliklerden faydalanılarak;

$$A_{KT} = \frac{(2.9 + 5.8 - (-1.44) - (-6.28))^2}{6\left(\frac{1}{3} + \frac{1}{5} + \frac{1}{5} + \frac{1}{4}\right)} = 45.70$$

$$B_{KT} = \frac{(2.9 + (-6.28) - (-1.44) - 5.8)^2}{6(0.9833)} = 10.15$$

ve

$$\begin{aligned} HKT &= \frac{1}{6} \left((-0.1)^2 + \dots + (-7.8)^2 \right) - \frac{1}{6} \left(\frac{8.7^2}{3} + \dots \right. \\ &\quad \left. \dots + \frac{(-6.28)^2}{4} \right) + \frac{(2.0 + (-1.44) - 5.8 - (-6.28))^2}{6(0.9833)} \\ &= 74.97 - 60.22 + 0.638 = 15.388 \end{aligned}$$

şeklinde hesaplanırlar. Bu varyans analizinin özeti Çizelge 77 deki gi-

bidir.

Tablo 77- Varyans analizinin özeti

	SD	KT	KO	F
A etkileri	1	45.700	45.700	41.58 ^{***}
B etkileri	1	10.150	10.150	9.24 ^{***}
Hata	14	15.388	1.099	

9.2.4.2. Muamele Ortalamalarının Tahmini

Çift dönlümlü faktöriyel denemelerde her faktörün her seviyesi için ortalamalar hesaplanabilir. 4.4.6 ve 4.4.7 eşitliklerine göre;

$$\bar{Y}_{A1} = \frac{1}{3(17)} (84.7 + \dots + 96.0 - \frac{(3+5+5+4)(2.9+5.8-(-1.44))}{16})$$

$$= \frac{1}{51} (256.7 - 0.48) + \frac{1}{16} (2.9 + 5.8 - (-1.44) - (-6.28))$$

$$= 25.67 + 1.03 = 26.70$$

$$= 25.67 - 1.03 = 24.64$$

$$\bar{Y}_{A2} = 25.67 + \frac{1}{16} (2.9 + (-6.28) - (-1.44) - 5.8) = 25.19$$

$$\bar{Y}_{B1} = 25.67 - (-0.48) = 26.15$$

şeklinde hesaplamak mümkündür. Ayrıca bütün muamele kombinasyonları için de ortalamaları hesaplayabiliriz. Bu ortalamalar;

$$\bar{Y}_{hv} = \bar{Y} + A_h + B_h$$

olduğundan,

$$\bar{Y}_{11} = 25.67 + 1.03 + (-0.48) = 26.22$$

$$\bar{Y}_{12} = 25.67 + 1.03 + (-0.48) = 27.18$$

$$\bar{Y}_{21} = 25.67 - 1.03 + (-0.48) = 24.16$$

$$\bar{Y}_{12} = 25.67 - 1.03 - (-0.48) = 25.12$$

olarak bulunur.

9.2.4.3. Muamele Ortalamalarına Ait Varyans Tahminleri

4.4.6 ve 4.4.7 sayılı eşitliklere göre elde edilen dört ortalama da aynı varyansa sahiptir ve bu varyans 4.4.8 eşitliğine göre;

$$\begin{aligned}\hat{V}(\bar{Y}_{Ah}) = \hat{V}(\bar{Y}_{Bv}) = \hat{V}(\bar{Y}) &= \left(3\left(\frac{1}{3} + \frac{1}{5} + \frac{1}{5} + \frac{1}{4}\right)/64 \right) (1.099) \\ &= 0.0505\end{aligned}$$

olarak tahmin edilmektedir.

9.2.4.4. Muamele Ortalamalarının Farklarına Ait Varyans Tahminleri

$$\bar{D}_A = \bar{Y}_{A1} - \bar{Y}_{A2} = \frac{1}{8} - (2.9 + 5.8 - (-1.44) - (-6.28)) = 2.06$$

$$\bar{D}_B = \bar{Y}_{B1} - \bar{Y}_{B2} = \frac{1}{8} - (2.9 + (-6.28) - (-1.44) - 5.8) = -0.96$$

şeklindeki farkların varyansı için tahmin 4.4.11 eşitliğine göre;

$$\hat{V}(\bar{D}) = 2(0.0505) = 0.1010$$

olur. Eğer AB iteraksiyonu sıfır kabul edilebilirse 11 ve 22 ile 12 ve 21 kombinasyonları arasındaki farkların varyansları da tahmin edilebilir. Söz konusu kombinasyonlar için farklar;

$$\bar{D}_{(11,22)} = \frac{1}{4} - (2.9 - (-1.44)) = 1.10$$

ve

$$\bar{D}_{(12,21)} = \frac{1}{4} - (5.8 - (-6.28)) = 3.02$$

şeklinde olup bunların varyansları 4.4.13 ve 4.4.14 eşitliklerinden,

$$\hat{V}(\bar{D}_{11,22}) = \frac{3(3+5)}{8(3)(5)} (1.099) = 0.2200$$

ve

$$\hat{V}(\bar{D}_{12,21}) = \frac{3(5+4)}{8(5)(4)} (1.099) = 0.1856$$

şeklinde tahmin edilirler.

9.2.4.4. Muamele Ortalamalarının Farkları İçin En Küçük Önemli Fark ve Güven Sınırları

14 serbestlik derecesindeki Student'in t cetvel değeri % 5 önem seviyesinde 2.145 ve % 1 önem seviyesinde 2.977 olup buna göre en küçük önemli farklar;

$$\% 5 \text{ için } \bar{D}_{\min} = 2.145 \sqrt{0.101} = 0.68$$

ve

$$\% 1 \text{ için } \bar{D}_{\min} = 2.977 \sqrt{0.101} = 0.95$$

şeklinde elde edilir. 4.4.16 ve 4.4.17 sayılı eşitliklerden, % 95 lik güven sınırları;

$$L(\bar{D}_A) = 2.06 \pm 0.68$$

$$L(\bar{D}_B) = -0.96 \pm 0.68$$

ve % 99 için,

$$L(\bar{D}_A) = 2.06 \pm 0.95$$

$$L(\bar{D}_B) = -0.96 \pm 0.95$$

olarak elde edilir. Ayrıca 4.4.18 ve 4.4.19 eşitliklerine göre $\bar{D}_{11,22}$ ve $\bar{D}_{12,21}$ için % 95 lik güven sınırları,

$$L(\bar{D}_{11,22}) = 1.10 \pm 2.145 \sqrt{0.2200} = 1.10 \pm 1.01$$

$$L(\bar{D}_{12,21}) = 3.02 \pm 2.145 \sqrt{0.1856} = 3.02 \pm 0.92$$

ve % 99 için

$$L(\bar{D}_{11,22}) = 1.10 \pm 2.977 \sqrt{0.2200} = 1.10 \pm 1.40$$

$$L(\bar{D}_{12,21}) = 3.02 \pm 2.977 \sqrt{0.1856} = 3.02 \pm 1.28$$

şeklinde tahmin edilirler. Şimdiye kadar elde edilen sonuçlar Çizelge 78 deki gibi özetlenebilir.

Çizelge 78- Muamele ortalamaları

B faktörünün seviyeleri	A faktörünün seviyeleri		Ortalama
	a ₁	a ₂	
b ₁	26.22	24.16	25.19
b ₂	27.18	25.12	26.15
Ortalama	26.70	24.64	25.67

Ayrıca bazı karşılaştırmalar için farklar ve bunların güven sınırları da Çizelge 79 daki gibi verilebilir.

Çizelge 79- Ortalamaların farkları ve güven sınırları

Karşılaştırma	Fark	Güven Sınırları	
		% 95	% 99
a ₁ ile a ₂	2.06	± 0.68	± 0.95
b ₁ ile b ₂	-0.96	± 0.68	± 0.95
a ₁ b ₁ ile a ₂ b ₂	1.10	± 1.01	± 1.40
a ₁ b ₂ ile a ₂ b ₁	3.02	± 0.92	± 1.22

9.2.5. ÇİFT DÖNÜŞÜMLÜ EKSİK BLOK DENEME PLANLARI İÇİN SAYISAL
ÖRNEK

9.2.5.1. Veriler ve Sayısal Analiz

Çift dönüşümlü eksik blok bir denemeden elde edilen verilerin
Çizelge 26 ya göre düzenlenmiş şekli aşağıdaki gibi olsun.

Çizelge 80- Çift dönüşümlü eksik blok bir denemeden elde edilen
veriler

Muam. Kar. Mua-		İnekler		Toplam
Grubu	Per. mele			
Çifti		İnek 1,1	İnek 1,2	
1	1	34.6	38.7	73.3
	2	32.3	37.4	69.7
	3	28.5	34.4	62.9
	Fark	-1.5	-1.7	-3.2
2	1	21.8	35.2	57.0
	2	23.9	33.5	57.4
	3	21.7	28.4	50.1
	Fark	-4.3	-3.4	-7.7
3	1	30.4	48.9	79.3
	2	29.5	46.9	76.4
	3	26.7	42.0	68.7
	Fark	-1.9	-2.9	-4.8
4	1	32.9	21.4	54.3
	2	33.1	22.0	55.1
	3	27.5	19.4	46.9
	Fark	-5.8	-3.2	-9.0

(Devamı Sayfa 177 de)

(Baş tarafı Sayfa 176 da)

		<u>İnek 3.1</u>	<u>İnek 3.2</u>	
1	2	22.8	25.7	43.5
2	3	21.0	26.1	47.1
3	2	18.6	23.4	42.0
3	Fark	-0.6	-3.1	-3.7
		<u>İnek 3.3</u>	<u>İnek 3.4</u>	
1	3	25.4	30.8	56.2
2	2	26.0	29.3	55.3
3	3	23.9	26.4	50.3
	Fark	-2.7	-1.4	-4.1
Farklar Toplamı				-32.5

Bu çizelgedeki farklar ve farklar toplamı 4.5.2 sayılı eşitliklerle hesaplanmaktadır. Örneğin birinci grupta bulunan ilk inek için fark ; $D_{11} = 34.6 + 28.5 - 2(32.3) = -1.5$ şeklinde hesaplanır ve aynı grup için G_1 değeri ise, $G_1 = -1.5 + (-1.7) = -3.2$ veya $G_1 = 73.3 + 62.9 - (69.7)2 = -3.2$ olarak elde edilir.

Çizelgedeki D_{ij} ve G_i (ve G'_i) değerlerini Çizelge 81 deki gibi biraraya toplamak sonraki hesaplamalarda büyük kolaylık sağlar.

Çizelge 81- Farklar

Grup Çifti	Grup	Farklar		Farklar Toplamı
1	1	-1.5	-1.7	-3.2
	2	-4.3	-3.4	-7.7
2	1	-1.9	-2.9	-4.8
	2	-5.8	-3.2	-9.0
3	1	-0.6	-3.1	-3.7
	2	-2.7	-1.4	-4.1

Analize geçmeden önce 4.2.3 sayılı formülle göre düzeltilmiş muamele toplamlarının hesaplanıp Çizelge 28 in, aşağıdaki gibi oluşturulması gerekir.

Çizelge 82- Düzeltilmiş muamele toplamları

Muamele	1. ve 3. periyodlar için	2. periyod için	Q ₁
1	- 0.8	-16.7	8.7
2	-11.4	- 7.3	-4.1
3	-13.1	- 8.5	-4.6
Toplam	-32.5	-32.5	0

Buna göre düzeltme katsayısı;

$$DK = (-32.5)^2 / (3(4)3(2)) = 14.67$$

şeklindedir ve 4.4.5 , 4.4.6 ve 4.4.7 sayılı eşitliklerden gerekli kareler toplamları sırayla aşağıdaki gibi tahmin edilir,

$$GKT = \frac{1}{6} ((-1.5)^2 + \dots + (-1.4)^2) - DK = 3.72$$

$$\text{Muamele KT} = \frac{1}{6(4)3} (8.7^2 + (-4.1)^2 + (-4.6)^2) = 1.58$$

ve

$$\text{Hata KT} = 3.72 - 1.58 = 2.14$$

Buna göre varyans analizi;

Çizelge 83- Varyans analizinin özeti

VK	SD	KT	KO	F
Muameleler	2	1.58	0.79	3.29
Hata	9	2.14	0.24	
Genel	11	3.72		

olarak verilebilir.

9.2.5.2. Muamele Ortalamalarının Tahmini

Her bir muamele için ortalama hesaplanırken 4.5.8 eşitliğinden yararlanılır.

$$\bar{Y}_1 = \frac{2(73.3 + \dots + 50.3)}{3(4)3(3-1)} + \frac{8.7}{2(4)3} = 29.18 + .36 = 29.54$$

$$\bar{Y}_2 = 29.18 + \frac{-4.1}{24} = 29.01$$

$$\bar{Y}_3 = 29.18 + \frac{-4.6}{24} = 28.99$$

9.2.5.3. Muamele Ortalamalarına ait Varyans Tahminleri

Yukarıda hesaplanan muamele ortalamalarına ait varyans, 4.5.9 sayılı eşitlikle;

$$\hat{V}(\bar{Y}_1) = \hat{V}(\bar{Y}) = \frac{3}{(2)4(3)} (0.24) = 0.03$$

olarak tahmin edilir.

9.2.5.4. Muamele Ortalamalarının Farklarına Ait Varyans Tahminleri

Muamele ortalamalarının farklarının tümü için varyans 4.5.10 sayılı eşitliğe göre;

$$\hat{V}(\bar{D}_{11'}) = \hat{V}(\bar{D}) = 2(0.03) = 0.06$$

şeklinde tahmin edilir.

9.2.5.5. Muamele Ortalamalarının Farkları İçin En Küçük Önemli fark ve Güven Sınırları

9 serbestlik derecesinde ve % 5 önem seviyesindeki en küçük önemli fark;

$$\bar{D}_{\min} = 2.262 \sqrt{0.06} = 0.550$$

% 1 Önem seviyesi içinse;

$$\bar{D}_{\min} = 3.250 \sqrt{0.06} = 0.796$$

şeklinde bulunur. Muamele ortalamalarının farkları için güven sınırları en küçük önemli farklarla ilişkili olup ^{örn.} 1. ve 2. muamele ortalamalarının arasındaki farkın % 95 lik güven sınırları;

$$L(\bar{D}_{12}) = 0.36 - (-0.17) \pm 0.550 = 0.53 \pm 0.550$$

% 99 luk güven sınırları ise;

$$L(\bar{D}_{12}) = 0.36 - (-0.17) \pm 0.796 = 0.53 \pm 0.796$$

şeklinde elde edilir.

Elde edilen sonuçlar Çizelge 84 deki gibi özetlenebilir.

Çizelge 84- Muamele ortalamaları ve en küçük önemli farklar

Muamele	Ortalama
1	29.54
2	29.01
3	28.99
En küçük önemli fark	
% 5 için	0.550
% 1 için	0.796

9.2.6. ETKİ AKTARIMLI LATİN KARE DENEME PLANLARI İÇİN SAYISAL ÖRNEK

9.2.6.1. Veriler ve Sayısal Analiz

Bu bölümde verilecek olan sayısal örnekte üç tane muamele karşılaştırılmaktadır. Denemenin esas planı ise 9.1.2.1 sayılı plan örneğine göre oluşturulmuş ve bu esas plan üç kez tekrarlanmıştır. Dolayısı ile 18 tane inek mevcuttur. Bu ineklerin ön verimlerine göre sıralanarak en yüksek verimli üç tanesinin birinci kareye, sonraki üç tanesinin ikinci kareye vs. olmak üzere kısıtlı dağıtıldığı kabul edilmektedir. Ayrıca bloklama durumunu da dikkate alabilmek için ilki dört ikincisi iki kareden oluşan iki blok halinde denemenin kurulduğu düşünülmektedir.

Bu şekilde kurulan etki aktarımlı bir Latin kare denemeden elde edilen veriler Çizelge 85 teki gibidir.

Çizelge 85- Etki aktarımlı bir Latin kare denemeden elde edilen veriler

Ka- re	Peri- yod	İnekler			Toplam
		İnek 1,1	İnek 1,2	İnek 1,3	
1	1	(1) 1376	(2) 2088	(3) 2238	5702
	2	(2) 1246	(3) 1864	(1) 1724	4834
	3	(3) 1151	(1) 1392	(2) 1272	3815
	inek topl.	3773	5344	5234	Kare
	mua.topl.	(1) 4492	(2) 4606	(3) 5253	Toplamı 14351
	izleyen topl.	(1) 3094	(2) 3015	(3) 3116	izleyen to. 8649
2		İnek 2,1	İnek 2,2	İnek 2,3	
	1	(1) 1863	(2) 1748	(3) 2012	5623
	2	(3) 1755	(1) 1353	(2) 1626	4734
	3	(2) 1462	(3) 1339	(1) 1010	3811
	inek topl.	5080	4440	4648	Kare
	mua.topl.	(1) 4226	(2) 4836	(3) 5106	Toplamı 14168
izleyen topl.	(1) 3094	(2) 2363	(3) 3088	izleyen to. 8545	
3		İnek 3,1	İnek 3,2	İnek 3,3	
	1	(1) 1665	(2) 1938	(3) 1855	5458
	2	(2) 1517	(3) 1804	(1) 1298	4619
	3	(3) 1366	(1) 969	(2) 1233	3568
	inek topl.	4548	4711	4386	Kare
	mua.topl.	(1) 3932	(2) 4688	(3) 5025	Toplamı 13645
izleyen topl.	(1) 2750	(2) 3170	(3) 2267	izleyen to. 8187	
4		İnek 4,1	İnek 4,2	İnek 4,3	
	1	(1) 1384	(2) 1640	(3) 1677	4701
	2	(3) 1535	(1) 1284	(2) 1497	4316
	3	(2) 1289	(3) 1370	(1) 1059	3718
	inek topl.	4208	4294	4233	Kare
	mua.topl.	(1) 3727	(2) 4426	(3) 4582	Toplamı 12735
izleyen topl.	(1) 2905	(2) 2343	(3) 2786	izleyen to. 8034	
5		İnek 5,1	İnek 5,2	İnek 5,3	
	1	(1) 1342	(2) 1344	(3) 1627	4313
	2	(2) 1294	(3) 1312	(1) 1186	3792
	3	(3) 1317	(1) 903	(2) 1066	3286
	inek topl.	3953	3559	3879	Kare
	mua.topl.	(1) 3431	(2) 3704	(3) 4256	Toplamı 11391
izleyen topl.	(1) 2360	(2) 2629	(3) 2089	izleyen to. 7078	
6		İnek 6,1	İnek 6,2	İnek 6,3	
	1	(1) 1180	(2) 1287	(3) 1547	4014
	2	(3) 1245	(1) 1000	(2) 1297	3542
	3	(2) 1082	(3) 1078	(1) 887	3047
	inek topl.	3507	3365	3731	Kare
	mua.topl.	(1) 3067	(2) 3666	(3) 3870	Toplamı 10603
izleyen topl.	(1) 2323	(2) 1887	(3) 2379	izleyen to. 6589	
GE- NEL TO.	Mua.topl.	(1) 22875	(2) 25926	(3) 28092	genel top: 76893
	izleyen topl.	(1) 15950	(2) 15407	(3) 15725	Ge.İzl.To: 47082
	Periyod topl.	1 : 29811	2: 25837	3:: 21245	genel top: 76893

Analiz için bu aşamada, 4.6.2 den 4.6.6 ya kadar olan eşitliklerden yararlanılarak bazı kareler toplamları hesaplanmalıdır.

$$DK = \frac{(76893)^2}{6(3)^2} = 109491360$$

$$GKT = (1376^2 + \dots + 887^2) - DK = 5124267$$

$$\text{Kare KT} = \frac{1}{3^2} (14351^2 + \dots + 10603^2) - DK = 1311769$$

$$\begin{aligned} \text{Kare içi İnekler KT} &= \frac{1}{3} (3773^2 + \dots + 3731^2) - DK - 1311769 \\ &= 654638 \end{aligned}$$

$$\text{Periyod KT} = \frac{1}{6(3)} (29811^2 + 25837^2 + 21245^2) - DK = 2041769$$

Şimdi Periyod X Kare interaksyonuna ait kareler toplamını elde edebilmek için Çizelge 33 ün aşağıdaki gibi oluşturulması gerekir.

Çizelge 86- Periyod X Kare interaksyonuna ait muamele toplamları

Kare -- Periyod	1	2	3	4	5	6	Toplam
1	5702	5623	5458	4701	4313	4014	29811
2	4834	4734	4619	4316	3792	3542	25837
3	3815	3811	3568	3718	3286	3047	21245
Toplam	14351	14168	13645	12735	11391	10603	76893

Çizelge 86 dan faydalanılarak 4.6.7 sayılı eşitliğe göre Periyod X Kare interaksyonu kareleri toplamı;

$$(\text{Periyod X Kare})_{\text{int}} \text{KT} = \frac{1}{3} (5702^2 + \dots + 3047^2) - DK - 2041769$$

$$- 1311769 = 193341$$

olarak tahmin edilir.

Taşınan etkilerin, düzeltilmiş direkt etkilerin ve sürekli etkilerin tahmin ve testlerinin yapılabilmesi için Çizelge 34 te olduğu gibi doğrudan ve düzeltilmiş bazı toplamların hesaplanması gerekir.

Çizelge 87- Tüm deneme üzerinden doğrudan ve düzeltilmiş toplamlar

Muamele	T_h	R_h	\sum_h	D_h	Q_h	T'_h
1	22875	15950	26226	-12417	-4179	-16596
2	25926	15407	26294	1277	291	1568
3	28092	15725	23373	11140	3888	15028
Toplam	76893	47082	76893	0	0	0

Çizelgedeki T_h , R_h ve \sum_h değerleri direkt olarak Çizelge 85 ten hesaplanan toplamlardır. Bu ifadeler Çizelge 34 ün altındaki paragrafta tarif edilmektedirler. Örneğin birinci muamele için bu değerler sırayla;

$$T_1 = 4492 + 4226 + \dots + 3067 = 22875$$

$$R_1 = 2518 + 3094 + \dots + 2323 = 15950$$

ve

$$\sum_1 = 5344 + 4648 + \dots + 3731 = 26226$$

Şeklindedir.

D_h , Q_h ve T'_h değerleri ise 4.6.8, 4.6.9 ve 4.6.10 sayılı eşitliklerden elde edilmektedir. Örneğin birinci muamele için;

$$D_1 = (3^2 - 3 - 1)22875 + 3(15950) + 26226 + 29811 - 3(76893) = -12417$$

$$Q_1 = 3(-12416) - 3(3+1)(3-2)22875 + (3+1)(3-2)76893 = -4179$$

ve

$$T'_1 = -12417 + (-4179) = -16596$$

şeklindedir.

Muamelelerin bloklarla olan interaksıyon etkilerini tahmin ve test edebilmek için, bloklara göre doğrudan ve düzeltilmiş toplamları çizelge 35 te olduğu gibi düzenlemek gerekir.

Çizelge 88- Bloklar dikkate alınarak doğrudan ve düzeltilmiş toplamlar

Blok	Muamele	T _{uh}	R _{uh}	$\bar{\Sigma}_{uh}$	D _{uh}	Q _{uh}	T _{uh}
1	1	16377	11267	18936	-8591	-2701	-11292
	2	18556	10891	18908	1148	368	1516
	3	19966	11257	17055	7443	2333	9776
	Toplam	54899	33415	54899	0	0	0
2	1	6498	4683	7290	-3826	-1478	-5304
	2	7370	4516	7386	129	-77	52
	3	8126	4468	7318	3697	1555	5252
	Toplam	21994	13667	21994	0	0	0

Çizelgedeki T_{uh} , R_{uh} , $\bar{\Sigma}_{uh}$ ve D_{uh} , Q_{uh} , T_{uh} değerlerinin bulunuşu Çizelge 87 dekilerle aynıdır. Ancak burada sözkonusu değerler her blok için ayrı ayrı hesaplanır.

Hata kareleri hesaplanacağı zaman, genelden düzeltilmemiş muamele kareleri toplamı ve bunun bloklarla olan interaksyonu da çıkarılacağından heriki kareler toplamlarının da hesaplanması gerekir.

$$\text{Düzeltilmemiş Direkt Etki } KT = -\frac{1}{3(6)} - (22875^2 + 25926^2 + 28092^2)$$

$$- DK = 763283$$

ve

$$\begin{aligned} (\text{Düzeltilmemiş Direkt X Blok})_{int} \text{ } KT &= -\frac{1}{3} - (-\frac{1}{4} - (16377^2 + 18556^2 + \\ & 19966^2) + -\frac{1}{2} - (6498^2 + 7370^2 + 8126^2)) - -\frac{1}{3^2} - (-\frac{54899^2}{4} \\ & + -\frac{21994^2}{2}) + 763283 = 2875 \end{aligned}$$

Çizelge 87 den 4.6.14 , 4.6.15 ve 4.6.16 sayılı eşitliklere göre sırayla muamelelerin direkt, taşınan ve sürekli etkilerine ait kareler toplamlarını hesaplamak mümkündür. Ayrıca Çizelge 88 den faydalanılarak Çizelge 37,38 ve 38 da olduğu gibi muamele etkilerine ait BlokX Muamele

toplamları için çizelgeler oluşturulabilir ve 4.6.17 , 4.6.18 ve 4.6.19 sayılı eşitliklere göre ilgili kareler toplamları hesaplanabilir.

$$\text{Düzeltilmiş Direkt Etki KT} = \frac{1}{6(3)(3+1)(3-2)(3^2-3-1)} ((-12417)^2 + 1277^2 + 11140^2) = 777534$$

$$\text{Taşınan Etki KT} = \frac{1}{6(3^2)(3+1)(3-2)} ((-4179)^2 + 291^2 + 3888) = 50409$$

$$\text{Sürekli Etki KT} = \frac{1}{6(3)(3+1)^2(3-2)(6-1)} ((-16596)^2 + 1568^2 + 1528^2) = 349810$$

Çizelge 89- Muamelelerin direkt etkilerine ait Blok X Muamele Toplamları

Muamele	Blok 1	Blok 2	Toplam
1	-8591	-3826	-12417
2	1148	129	1277
3	7443	3697	11140
Toplam	0	0	0

$$\text{(Direkt Etki}_{(D)} \text{ X Blok)}_{\text{int}} \text{ KT} = \frac{1}{3(3+1)(3-2)(3^2-3-1)} (\frac{-8591^2}{4} + \frac{+1148^2+7443^2}{4} + \frac{-1478^2+129^2+3697^2}{2}) - 777534 = 2328$$

Hata kareleri toplamı ise 4,6.19'' eşitliğine göre;

$$\text{Hata KT} = 5124267 - (1311769+654638+2041769+193341+763283+2875 +50409+727) = 105456$$

şeklinde tahmin edilir.

Çizelge 90- Muamelelerin taşınan etkilerine ait Blok X Muamele toplamları

Blok Muamele	1	2	toplam
1	-2701	-1478	-4179
2	368	-77	291
3	2333	1555	3888
toplam	0	0	0

$$\begin{aligned}
 (\text{Taşınan X Blok})_{\text{int}}^{\text{KT}} &= \frac{1}{3^2(3+1)(3-2)} \left(\frac{-2701^2 + 368^2 + 2333^2}{4} \right. \\
 &\quad \left. + \frac{-1478^2 + (-77)^2 + 1555^2}{2} \right) - 50409 = 727
 \end{aligned}$$

Çizelge 91- Muamelelerin sürekli etkilerine ait Blok X Muamele toplamları

Blok Muamele	1	2	toplam
1	-11292	-5304	-16596
2	1516	52	1568
3	9776	5252	15028
toplam	0	0	0

$$\begin{aligned}
 (\text{Sürekli X Blok})_{\text{int}}^{\text{KT}} &= \frac{1}{3(3+1)^2(3-2)(6-1)} \left(\frac{-11292^2}{4} \right. \\
 &\quad \left. + \frac{1516^2 + 9776^2}{4} + \frac{-5304^2 + 52^2 + 5252^2}{2} \right) - 349810 \\
 &= 1039
 \end{aligned}$$

Bu sonuçlar Çizelge 40 a göre, Çizelge 92 de özetlenmiştir.

Çizelge 92- Varyans analizinin özeti

VK	SD	KT	KO	
Genel	53	5124267		
Kareler	5	1311769		
Kare içi İnekler	12	654638		
Periyodyar	2	2041769		
Periyod X Kare	10	193341		
Düzeltilmemiş Direkt veya Muamele	2	763283	381642	48.74 **
Muamele X Blok	2	2875	1438	0.22
Taşınan	2	50409	25204	3.82 *
Taşınan X Blok	2	727	364	0.06
Hata	16	105456	6591	
Düzeltilmiş Direkt veya Muamele _(D)	2	777534	388767	58.98 **
Muamele _(D) X Blok	2	2328	1164	0.18
Sürekli	2	349810	174905	26.54 **
Sürekli X Blok	2	1039	520	
* % 5 seviyesinde önemli				
** % 1 seviyesinde önemli				

9.2.6.2. Muamele Ortalamalarının Tahmini

Taşınan etkiler dikkate alınmadan h inci muamele için genel ortalamalar, 4.6.20 eşitliğine göre;

$$\bar{Y}_1 = 22875 / (6 \times 3) = 1271$$

$$\bar{Y}_2 = 25926 / 18 = 1440$$

$$\bar{Y}_3 = 28092 / 18 = 1561$$

şeklindedir. Aynı ortalamaları her blok için ayrı ayrı hesaplayacak olursak, 4.6.20' eşitliğine göre;

$$\bar{Y}_{11} = 16377/(3 \times 4) = 1365$$

$$\bar{Y}_{21} = 6498/(3 \times 2) = 1083$$

$$\bar{Y}_{12} = 18556/(3 \times 4) = 1546$$

$$\bar{Y}_{22} = 7370/(3 \times 2) = 1228$$

$$\bar{Y}_{13} = 19966/(3 \times 4) = 1664$$

$$\bar{Y}_{23} = 8126/(3 \times 2) = 1354$$

şeklinde tahmin edilirler. Taşınan etkiler dikkate alındığında ise;

Genel direkt etki ortalamaları tahmini :

$$\bar{d}_1 = \frac{-12417}{6(3)(3+1)(3-2)} + \frac{76893}{6(3)^2} = 1252$$

$$\bar{d}_2 = \frac{1277}{72} + \frac{76893}{54} = 1442$$

$$\bar{d}_3 = \frac{11140}{72} + 1424 = 1579$$

Ayrı bloklar için direkt etki tahminleri :

$$\bar{d}_{11} = \frac{-8591}{4(3)(3+1)(3-2)} + \frac{54898}{4(3)^2} = 1346$$

$$\bar{d}_{12} = \frac{1148}{48} + \frac{54898}{36} = 1549$$

$$\bar{d}_{13} = \frac{7443}{48} + 1525 = 1680$$

$$\bar{d}_{21} = \frac{-3826}{2(3)(3+1)(3-2)} + \frac{21994}{2(3)^2} = 1063$$

$$\bar{d}_{22} = \frac{129}{24} + \frac{21994}{18} = 1227$$

$$\bar{d}_{23} = \frac{3697}{24} + 1222 = 1376$$

Taşınan etki ortalamaları tahmini :

$$\bar{r}_1 = \frac{-4179}{6(3)(3+1)(3-2)} = -58$$

$$\bar{r}_2 = \frac{291}{72} = 4$$

$$\bar{r}_3 = \frac{3888}{72} = 54$$

Ayrı bloklar için taşınan etki ortalamaları :

$$\bar{r}_{11} = \frac{-2701}{4(3)(3+1)(3-2)} = -56$$

$$\bar{r}_{21} = \frac{-1478}{2(3)(3+1)(3-2)} = -62$$

$$\bar{r}_{12} = \frac{368}{48} = 8$$

$$\bar{r}_{22} = \frac{-77}{24} = -3$$

$$\bar{r}_{13} = \frac{2333}{48} = 49$$

$$\bar{r}_{23} = \frac{1555}{24} = 65$$

Sürekli etki ortalamaları :

$$\bar{p}_1 = \frac{-16596}{6(3)(3+1)(3-2)} + \frac{76893}{54} = 1194$$

$$\bar{p}_2 = 1442 + 4 = 1446$$

$$\bar{p}_3 = 1579 + 54 = 1633$$

Ayrı bloklar için sürekli etkilerin tahminlerini de yapmak mümkündür. Örneğin birinci bloktaki ikinci muamelenin sürekli etkisi için ortalama, birinci bloktaki ikinci muamelenin direkt ve taşınan etkilerinin toplanması ile elde edilir :

$$\bar{p}_{12} = 1549 + 8 = 1557$$

9.2.6.3. Muamele ortalamalarına Ait Varyans Tahminleri

Muamele ortalamalarına ait varyans tahminleri, 4.6.24 ten 4.6.27' ne kadar olan eşitliklere göre sırasıyla;

Taşınan etkiler dikkate alınmadığında :

$$\hat{V}(\bar{Y}_h) = 7830/(6 \times 3) = 435$$

$$\hat{V}(\bar{Y}_{1h}) = 7830/(4 \times 3) = 652$$

$$\hat{V}(\bar{Y}_{2h}) = 7830/(2 \times 3) = 1305$$

Taşınan etkiler dikkate alındığında :

Direkt etkiler için ;

$$\hat{V}(\bar{d}_h) = \frac{3^2 - 3 - 1}{6(3)(3+1)(3-2)} (6591) = 458$$

$$\hat{V}(\bar{d}_{1h}) = \frac{3^2 - 3 - 1}{4(3)(3+1)(3-2)} (6591) = 687$$

$$\hat{V}(\bar{d}_{2h}) = \frac{3^2 - 3 - 1}{2(3)(3+1)(3-2)} (6591) = 1373$$

Taşınan etkiler için ;

$$\hat{V}(\bar{r}_h) = \frac{3}{6(3+1)(3-2)} (6591) = 824$$

$$\hat{V}(\bar{r}_{1h}) = \frac{3}{4(3+1)(3-2)} (6591) = 1236$$

$$\hat{V}(\bar{r}_{2h}) = \frac{3}{2(3+1)(3-2)} (6591) = 2472$$

Sürekli etkilere için ;

$$\hat{V}(\bar{p}_h) = \frac{2(3) - 1}{6(3)(3-2)} (6591) = 1831$$

$$\hat{V}(\bar{p}_{1h}) = \frac{2(3) - 1}{4(3)(3-2)} (6591) = 2746$$

$$\hat{V}(\bar{p}_{2h}) = \frac{2(3) - 1}{2(3)(3-2)} (6591) = 5492$$

şeklinde tahmin edilirler.

9.2.6.4. Muamele Ortalamalarının Farklarına Ait Varyans Tahminleri

h ve h' ncü gibi iki genel muamele ortalaması arasındaki farkın varyansı veya u uncu bloktaki iki muamele ortalaması arasındaki farka ait varyans (taşınan etkilerin ihmal edilebildiği durumda), 4.6.28 sayılı eşitlikle; iki genel ortalama farkı için,

$$\hat{V}(\bar{D}_{hh'}) = \hat{V}(\bar{Y}_h - \bar{Y}_{h'}) = 2(435) = 870$$

şeklinde tahmin edilir. Ayrıca örneğin birinci bloktaki iki genel muamele farkı için,

$$\hat{V}(\bar{D}_{uh,uh'}) = \hat{V}(\bar{Y}_{1h} - \bar{Y}_{1h'}) = 2(652) = 1304$$

Ayrıca, örneğin ikinci bloktaki iki taşınan etki farkı için varyans,

$$\hat{V}(\bar{r}_{2h} - \bar{r}_{2h'}) = 2(2472) = 4944$$

şeklinde tahmin edilir.

9.2.6.5. En Küçük Önemli Fark

En küçük önemli fark için 4.6.29 sayılı eşitlik kullanılır. Eğer taşınan etkiler ihmal edilebilir ise t değeri, 20 hata serbestlik derecesinde % 5 için 2.086 ve % 1 için 2.845 tir. Örneğimizde ise taşınan etkiler önemli olduğundan sadece 16 hata serbestlik derecesi vardır. Buna göre t değeri, %5 için 2.120 ve % 1 için 2.921 dir.

Örneğin genel muamele ortalamaları için,

$$\% 5 \text{ önem seviyesinde, } \bar{D}_{\min} = 2.086 \sqrt{870} = 62$$

$$\% 1 \text{ önem seviyesinde, } \bar{D}_{\min} = 2.845 \sqrt{870} = 84$$

olarak bulunur. Örneğin ikinci bloktaki taşınan etki ortalamaları için ise,

$$\% 5 \text{ önem seviyesinde, } \bar{D}_{\min} = 2.120 \sqrt{4944} = 149$$

$$\% 1 \text{ önem seviyesinde, } \bar{D}_{\min} = 2.921 \sqrt{4944} = 205$$

olarak elde edilir. Aynı şekilde diğer ortalamalar için de en küçük önemli farklar kolayca hesaplanabilir.

Elde edilen sonuçlar Çizelge 93 deki gibi özetlenebilir.

Çizelge 93- Muamele ortalamaları ve en küçük önemli farklar

Blok	Muamele	Taşınan etkiler ihmal edilebilir ise ortalamalar	Taşınan etkiler önemli ise ortalamalar		
			Direkt	Taşınan	Sürekli
1	1	1365	1346	-56	1290
	2	1546	1549	8	1557
	3	1664	1680	48	1728
En küçük önemli fark					
	% 5 için	75	79	105	157
	% 1 için	103	108	145	216
2	1	1083	1063	-62	1001
	2	1228	1227	- 3	1224
	3	1354	1376	65	1441
En küçük önemli fark					
	% 5 için	107	111	149	222
	% 1 için	145	153	205	306
GENEL	1	1271	1252	-58	1194
	2	1440	1442	4	1446
	3	1561	1579	54	1653
En küçük önemli fark					
	% 5 için	62	64	86	128
	% 1 için	84	88	119	177

9.2.7. ETKİ AKTARIMLI EKSTRA PERİYOD LATİN KARE DENEME PLANLARI İÇİN SAYISAL ÖRNEK

9.2.7.1. Veriler ve Sayısal Örnek

Çizelge 94 te görülen veriler, 9.1.2.1 sayılı plan örneğine göre düzenlenmiş olup, esas plan iki kez tekrarlanmıştır. Söz konusu esas plan Latin kare tertibinde olup son periyodundaki muameleler yeni bir periyodda daha tekrarlanarak ekstra periyod Latin kare elde edilmiştir. Esas planın birinci tekerrürü birinci blok ve ikinci tekerrürü ikinci blok olarak kabul edilip sayısal analiz buna göre verilecektir.

Analiz için Çizelge 94 deki verilere göre ilk önce, 4.7.2 den 4.7.6 ya kadar olan eşitliklerden faydalanılarak sırayla aşağıdaki hesaplamalar yapılmalıdır.

$$DK = \frac{1333.62^2}{4(3)(3+1)} = 37052.96$$

$$GKT = 38.66^2 + \dots + 16.1^2 - DK = 2661.70$$

$$\begin{aligned} \text{Kare KT} &= \frac{1}{3(3+1)} (441.65^2 + 350.55^2 + 298.68^2 + 242.74^2) - DK \\ &= 1786.41 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{Kare içi İnekler KT} &= \frac{1}{3+1} (141.78^2 + 177.33^2 + \dots + 78.5^2) - DK \\ &= \text{Kare KT} = 451.79 \end{aligned}$$

ve

$$\begin{aligned} \text{Periyod KT} &= \frac{1}{4(3)} (368.52^2 + 360.97^2 + 320.79^2 + 283.34^2) - DK \\ &= 388.21 \end{aligned}$$

Periyod X Kare interaksiyonuna ait kareler toplamını elde ede -

Çizelge 94- Etki aktarımlı bir ekstra periyod Latin kare denemeden elde edilen veriler

Kare Periyod	İnekler			toplam	
	<u>inek 1,1</u>	<u>inek 1,2</u>	<u>inek 1,3</u>		
1	(1) 38.66	(2) 48.85	(3) 34.64	122.15	
2	(2) 37.43	(3) 46.88	(1) 32.27	116.58	
3	(3) 34.39	(1) 41.99	(2) 28.50	104.88	
3+1	(3) 31.30	(1) 39.61	(2) 27.13	98.04	
inek topl.	141.78	177.33	122.54	kare 441.65	
mua. topl.	(1) 152.53	(2) 141.91	(3) 147.21	toplamı	
izleyen to.	(1) 105.54	(2) 108.40	(3) 105.56	izleyen t. 319.50	
	<u>inek 2,1</u>	<u>inek 2,2</u>	<u>inek 2,3</u>		
1	(1) 35.19	(2) 32.90	(3) 30.40	98.49	
2	(3) 33.50	(1) 33.12	(2) 29.50	96.12	
3	(2) 28.41	(3) 27.52	(1) 26.70	82.63	
3+1	(2) 25.12	(3) 25.10	(1) 23.09	73.31	
inek topl.	122.22	118.64	109.69	kare 350.55	
mua. topl.	(1) 118.10	(2) 115.93	(3) 116.52	toplamı	
izleyen to.	(1) 84.11	(2) 84.94	(3) 83.01	izleyen t. 252.06	
	<u>inek 3,1</u>	<u>inek 3,2</u>	<u>inek 3,3</u>		
1	(1) 25.72	(2) 30.80	(3) 25.35	81.87	
2	(2) 26.13	(3) 29.29	(1) 26.00	81.42	
3	(3) 23.35	(1) 26.41	(2) 23.86	73.62	
3+1	(3) 18.69	(1) 23.16	(2) 19.92	61.77	
inek topl.	93.89	109.66	95.13	kare 298.68	
mua. topl.	(1) 101.29	(2) 100.71	(3) 96.68	toplamı	
izleyen t.	(1) 73.15	(2) 72.56	(3) 71.10	izleyen t. 216.81	
	<u>inek 4,1</u>	<u>inek 4,2</u>	<u>inek 4,3</u>		
1	(1) 21.80	(2) 21.37	(3) 22.84	66.01	
2	(3) 23.91	(1) 21.97	(2) 20.97	66.85	
3	(2) 21.69	(3) 19.38	(1) 18.59	59.66	
3+1	(2) 17.55	(3) 16.57	(1) 16.10	50.22	
inek topl.	84.95	79.29	78.50	kare 242.74	
mua. topl.	(1) 78.46	(2) 81.58	(3) 82.70	toplamı	
izleyen t.	(1) 59.39	(2) 58.11	(3) 59.23	izleyen t. 176.73	
GE- NEL	MUA.TOPL.	(1) 450.38	(2) 440.13	(3) 443.11	GENEL TOP. 1333.62
	İZLEYEN TO.	(1) 322.19	(2) 324.01	(3) 318.90	GE.İZL.TO. 965.10
	PERİYOD TO.	1: 368.52	2: 360.97	3: 320.79	4: 283.34

bilmek için Çizelge 43 e göre aşağıdaki çizelgenin oluşturulması gerekir.

Çizelge 95- Periyod X Kare interaksiyonuna ait muamele toplam-
ları

kare Muamele	1	2	3	4	Toplam
1	122.15	98.49	81.87	66.01	368.52
2	116.58	96.12	81.42	66.85	360.97
3	104.88	82.63	73.62	59.66	320.79
3+1	98.04	73.31	61.77	50.22	283.34
Toplam	441.65	350.55	298.68	242.74	1333.62

Çizelge 95 ten faydalanılarak 4.7.7 sayılı eşitliğe göre Peri-
yod X Kare interaksiyon kareleri toplamı;

$$(\text{Periyod X Kare})_{\text{int}} \text{KT} = -\frac{1}{3} - (122.15^2 + \dots + 50.22^2) - DK$$

$$- 388.21 - 1786,41 = 18.93$$

olarak elde edilir.

Muamelelerin direkt , taşınan ve sürekli etkilerine ait kareler
toplamlarının tahmin edilebilmesi için Çizelge 44 ti olduğu gibi doğ-
rudan ve düzeltilmiş bazı toplamların hesaplanması gerekir.

Çizelge 96- Tim deneme üzerinden doğrudan ve düzeltilmiş
toplamlar

Muamele	T_h	\sum_h	R_h	D_h	T'_h
1	450.38	475.18	322.19	-7.28	-14.49
2	440.13	424.84	324.01	2.06	40.83
3	443.11	433.60	318.90	5.22	-26.34
Toplam	1333.62	1333.62	965.10	0	0

Çizelge 96 daki T_h , \sum_h ve R_h değerleri direkt olarak Çizelge 94 ten hesaplanan toplamlardır. Bu değerlerin tanımları Çizelge 44 ün hemen altındaki paragrafta yapılmıştır. Örneğin 1 sayılı muamele için bu değerler sırayla;

$$T_1 = 152.53 + 141.91 + \dots + 82.70 = 450.38$$

$$\sum_1 = 177.33 + 109.69 + 109.66 + 78.5 = 475.18$$

$$R_1 = 34.43 + 39.61 + 28.5 + \dots + 16.10 = 322.19$$

şeklindedir. D_h ve T'_h değerleri ise 4.7.8 ve 4.7.9 eşitliklerine göre elde edilmektedir. Örneğin birinci muamele için sırayla;

$$D_1 = (3+1)(450.38) - 475.18 - 1333.62 = -7.28$$

$$T'_1 = 3(-7.28) + (3)(3+2)322.19 - (3+2)965.10 = -14.49$$

şeklindedir. Buna göre muamelelerin direkt, taşınan ve sürekli etkileri için kareler toplamları 4.7.10, 4.7.11 ve 4.7.12 sayılı eşitliklerden, sırayla;

$$\begin{aligned} \text{Direkt Etki KT} &= \frac{1}{4(3)(3+1)(3+2)} ((-7.28)^2 + 2.06^2 + 5.22^2) \\ &= 0.3520 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{Taşınan Etki KT} &= \frac{1}{4(3)} (322.19^2 + 324.01^2 + 318.9^2) - \frac{965.10^2}{4(3)^2} \\ &= 1.1180 \end{aligned}$$

ve

$$\begin{aligned} \text{Sürekli Etki KT} &= \frac{1}{4(3)^2(3+1)(2(3)+3)} ((-14.49)^2 + 40.83^2 \\ &\quad + (-26.34)^2) = 1.9836 \end{aligned}$$

olarak tahmin edilir.

Muamelelerin bloklarla olan interaksiyon etkilerini tahmin edebilmek için, bloklara göre doğrudan ve düzeltilmiş toplamların Çizelge 45 te olduğu gibi düzenlenmiş hali Çizelge 97 de verilmiştir.

Çizelge 97- Bloklar dikkate alınarak doğrudan ve düzeltilmiş toplamlar

Blok	Muamele	T_{uh}	\sum_{uh}	R_{uh}	D_{uh}	T'_{uh}
1	1	270.63	287.02	189.65	3.30	-3.15
	2	257.84	244.76	193.34	-5.60	25.50
	3	263.73	260.42	188.57	2.30	-22.35
Toplam		792.20	792.20	571.56	0	0
2	1	179.75	188.16	132.54	-10.58	-11.34
	2	182.29	180.08	130.67	7.66	15.33
	3	179.38	173.18	130.33	2.92	-3.99
Toplam		541.42	541.42	393.54	0	0

Çizelge 97 deki T_{uh} , \sum_{uh} ve R_{uh} değerleri ile D_{uh} , T'_{uh} değerlerinin elde edilışı Çizelge 96 dakilerle aynıdır. Ancak burada söz konusu değerler her blok için ayrı ayrı hesaplanır. Bu çizelgeden faydalanılarak Çizelge 46, 47 ve 48 de olduğu gibi muamele etkilerine ait Blok X Muamele toplamları çizelgeleri oluşturulabilir ve 4.7.13', 4.7.14' ve 4.7.15' sayılı eşitliklere göre ilgili interak-siyon kareleri toplamları hesaplanabilir.

Çizelge 98- Muamelelerin direkt etkilerine ait Blok X Muamele toplamları

Blok Muamele	1	2	Toplam
1	3.3	-10.58	-7.28
2	-5.6	7.66	2.06
3	2.3	2.92	5.22
Toplam	0	0	0

$$(Direkt Etki \times Blok)_{int} KT = \frac{1}{2(3)(3+1)(3+2)} (3.3^2 + (-5.6)^2 + \dots + 2.92^2) - 0.3520 = 1.5370$$

Çizelge 99- Muamelelerin taşınan etkilerine ait Blok X Muamele toplamları

Blok Muamele	1	2	Toplam
1	189.65	132.54	322.19
2	193.34	130.67	324.01
3	188.57	130.33	318.90
Toplam	571.56	393.54	965.10

$$(Taşınan Etki \times Blok)_{int} KT = \frac{1}{2(3)^2} (189.65^2 + 193.34^2 + \dots + 130.33^2) - \frac{1}{2(3)^2} (571.56^2 + 393.54^2) - 1.1180 = 1.4393$$

Çizelge 100- Muamelelerin sürekli etkilerine ait Blok X Muamele toplamları

Blok Muamele	1	2	Toplam
1	-3.15	-11.34	-14.49
2	25.50	15.33	40.83
3	-22.35	-3.99	-26.34
Toplam	0	0	0

$$(Sürekli \times Blok)_{int} KT = \frac{1}{3(3)^2(3+1)(6+3)} ((-3.15)^2 + \dots + (-3.99)^2) - 1.9836 = 0.3917$$

Bu aşamada hata kareleri toplamını hesaplamak mümkündür ve 4.7.16 sayılı eşitliğe göre;

$$\begin{aligned} \text{Hata KT} &= 2661.7 - (1786.41 + 451.79 + 388.21 + 18.93 + 0.352 \\ &\quad + 1.537 + 1.118 + 1.4393) \\ &= 11.91 \end{aligned}$$

Varyans analizi sonuçları Çizelge 49 a göre Çizelge 101 de özetlenmiştir.

Çizelge 101- Varyans analizinin Özeti

VK	SD	KT	KO	F
Genel	47	2661.6965		
Kareler	3	1786.4082		
Kare içi İnekler	8	451.7881		
Periyodlar	3	388.2112		
Periyod X Kare	9	18.9291		
Direkt Etkiler	2	0.3520	0.1760	0.24
Direkt X Blok	2	1.5370	0.7685	1.03
Taşınan Etkiler	2	1.1180	0.5590	0.75
Taşınan X Blok	2	1.4393	0.7197	0.97
Hata	16	11.9136	0.7446	
Sürekli Etkiler	2	1.9836	0.9418	1.26
Sürekli X Blok	2	0.3917	0.1958	0.26

9.2.7.2. Muamele Ortalamalarının Tahmini

Genel direkt etki ortalamaları 4.7.17 sayılı eşitliğe göre;

$$\bar{d}_1 = \frac{-7.28}{4(3)(3+2)} + \frac{1333.62}{4(3)(3+1)} = 27.66$$

$$\bar{d}_2 = \frac{2.06}{60} + 27.78 = 27.81$$

$$\bar{d}_3 = -\frac{5.22}{60} + 27.78 = 27.87$$

olarak elde edilebilir. Aynı ortalamalar ayrı bloklar için hesaplanmak istenirse 4.7.17' eşityiği kullanılır ve,

$$\bar{d}_{11} = \frac{3.30}{2(3)(3+2)} + 792.20/(2 \times 3 \times 4) = 33.12$$

$$\bar{d}_{12} = \frac{-5.60}{30} + 33.01 = 32.82$$

$$\bar{d}_{13} = \frac{2.30}{30} + 33.01 + 33.09$$

ve

$$\bar{d}_{21} = \frac{-10.58}{2(3)(5)} + 541.42/(2 \times 3 \times 4) = 22.21$$

$$\bar{d}_{22} = \frac{7.66}{30} + 22.56 = 22.81$$

$$\bar{d}_{23} = \frac{2.92}{30} + 22.56 = 22.66$$

olarak elde edilirler.

Genel taşınan etkiler için 4.7.18 ve ayrı bloklara ait taşınan etki ortalamaları için 4.7.18' eşitlikleri kullanılır ve,

$$\bar{r}_1 = \frac{3(322.19) - 965.1}{4(3)^2} = 0.04$$

$$\bar{r}_2 = (3(324.01) - 965.1)/36 = 0.19$$

$$\bar{r}_3 = (3(318.90) - 965.1)/36 = -0.23$$

ve

$$\bar{r}_{11} = (3(189.65) - 571.56)/(2 \times 3^2) = 0.14$$

$$\bar{r}_{12} = (3(193.34) - 571.56)/18 = 0.47$$

$$\bar{r}_{13} = (3(188.57) - 571.56)/18 = -0.33$$

$$\bar{r}_{21} = (3(132.54) - 393.54) / (2 \times 3^2) = 0.23$$

$$\bar{r}_{22} = (3(130.67) - 393.54) / (18) = -0.09$$

$$\bar{r}_{23} = (3(130.33) - 393.54) / (18) = -0.14$$

olarak elde edilebilir.

Sürekli etkiler için genel ortalamalar ve ayrı bloklar için sürekli etki ortalamaları sırayla 4.7.19 ve 4.7.19' sayılı eşitliklere göre hesaplanır. Bunlar;

$$\bar{p}_1 = 27.66 + 0.04 = 27.70$$

$$\bar{p}_2 = 27.81 + 0.19 = 28.00$$

$$\bar{p}_3 = 27.87 - 0.23 = 27.64$$

ve

$$\bar{p}_{11} = 33.12 - 0.14 = 32.98$$

$$\bar{p}_{12} = 32.82 + 0.47 = 33.29$$

$$\bar{p}_{13} = 33.09 - 0.33 = 32.76$$

$$\bar{p}_{21} = 22.21 + 0.23 = 22.44$$

$$\bar{p}_{22} = 22.81 - 0.09 = 22.72$$

$$\bar{p}_{23} = 22.66 - 0.14 = 22.52$$

şeklinde tahmin edilirler.

9.2.7.3. Muamele Ortalamalarına ait Varyans Tahminleri

Muamele ortalamalarına ait varyans tahminleri 4.7.20 den 4.7.22' ne kadar olan eşitliklere göre tahmin edilirler. Sayısal örneğimizde

her iki bloktaki kare sayısı da (n_u) eşit olduğundan dolayı varyans tahminleri her iki blokta da aynıdır.

Genel direkt etki ortalamaları için :

$$\hat{V}(\bar{d}_h) = \frac{3+1}{4(3)(3+2)} (0.7446) = 0.0496$$

ayrı bloklar için ise,

$$\hat{V}(\bar{d}_{uh}) = \frac{3+2}{2(3)(3+2)} (0.7446) = 0.0993$$

Genel taşınan etki ortalamaları için :

$$\hat{V}(\bar{r}_h) = 0.7446/(4 \times 3) = 0.0620$$

ayrı bloklar için ise,

$$\hat{V}(\bar{r}_{uh}) = 0.7446/(2 \times 3) = 0.1241$$

Sürekli etki ortalamaları için (genel) :

$$\hat{V}(\bar{p}_h) = \frac{2(3)+3}{4(3)(3+2)} (0.7446) = 0.1117$$

ayrı bloklar için ise,

$$\hat{V}(\bar{p}_{uh}) = \frac{2(3)+3}{2(3)(3+2)} (0.7446) = 0.2234$$

9.2.7.4. Muamele Ortalamalarının Farklarına Ait Varyans Tahminleri

Ortalamaların farkı için varyanslar 4.7.23 sayılı eşitlikle tahmin edilirler. Buna göre varyans, sözkonusu muamelelerin ortalamalarının varyansının iki katıdır. Örneğin iki genel direkt etki ortalamasının arasındaki farkın varyansı;

$$\hat{V}(\bar{d}_h - \bar{d}_{h'}) = 2(0.0496) = 0.0992$$

şeklindedir. Bir başka örnek olarak belli bir bloktaki iki sürekli et-

ki ortalaması arasındaki farkın varyansı ;

$$V(\bar{p}_{uh} - \bar{p}_{uh'}) = 2(0.2234) = 0.4468$$

şeklinde tahmin edilmektedir.

9.2.7.5. En Küçük Önemli Fark

Yukardaki gibi hesaplanan varyanslardan uygun olanının kullanılmasıyla 4.7.25 sayılı eşitliğe göre söz konusu fark için en küçük önemli farklar kolayca tesbit edilebilir. Bu örnekte 16 serbestlik derecesi için Student'in t değeri, % 5 önem seviyesinde 2.119 ve % 1 önem seviyesinde 2.921 dir. Örneğin ikinci bloktaki birinci muamele için taşınan etkisine ait ortalama için en küçük önemli fark,

$$\% 5 \text{ te : } \bar{D}_{\min} = 2.119 / \sqrt{2(0.1241)} = 1.055$$

ve

$$\% 1 \text{ de : } \bar{D}_{\min} = 2.921 / \sqrt{2(0.1241)} = 1.455$$

şeklindedir. Elde edilen sonuçlar Çizelge 102 deki gibi özetlenebilir.

Çizelge 102- Muamele ortalamaları ve en küçük önemli farklar

Blok	Muamele	Ortalamalar		
		Direkt	Taşınan	Sürekli
1	1	33.12	-0.14	32.98
	2	32.82	0.47	33.29
	3	33.09	-0.33	32.76
	En küçük önemli Fark			
		% 5 için	0.95	1.06
	% 1 için	1.31	1.46	1.96
2	1	22.21	0.23	22.44
	2	22.81	-0.09	22.72
	3	22.66	-0.14	22.52
	En küçük önemli Fark			
		% 5 için	0.95	1.06
	% 1 için	1.31	1.46	1.96
GENEL	1	27.66	0.04	27.70
	2	27.81	0.19	28.00
	3	27.87	-0.23	27.64
	En Küçük Önemli Fark			
		% 5 için	0.68	0.74
	% 1 için	0.93	1.02	1.37

9.2.8. ETKİ AKTARIMLI EKSİK LATİN KARE DENEME PLANLARI İÇİN SAYISAL ÖRNEK

9.2.8.1. Veriler ve Sayısal Analiz

Bölüm 9.2.6 da kullanılacak veriler burada da kullanılacaktır. Ancak eksik Latin karelere örnek verebilmek için Söz konusu bölümdeki deneme planının sadece ilk iki periyodundaki veriler dikkate alınacaktır. Dolayısıyla 9.1.2.1 sayılı plan örneğinin son periyodu atılarak elde edilen eksik Latin kare deneme planı üç kez tekrarlanmış olmaktadır. Bölüm 6 da anlatılan nedenlerden dolayı iki periyodlu etki aktarımlı eksik Latin kare deneme planları pratikte pek kullanılmazlar. Burada ise analizlerin nasıl yapıldığına bir açıklık getirmek amacıyla yer verilmektedir. Ayrıca bloklama durumundaki analizlerin de nasıl yapıldığını göstermek amacıyla, ilk dört karenin birinci bloku ve son iki karenin de ikinci bloku oluşturduğu kabul edilecektir. Bu duruma göre veriler Çizelge 103 teki gibidir.

Çizelge 103 teki verilerin analizi için ilk önce, 4.8.2 den 4.8.6 ya kadar olan eşitliklere göre;

$$DK = 55648^2 / (6 \times 3 \times 2) = 86019442$$

$$GKT = (1376^2 + \dots + 1297^2) - DK = 2974332$$

$$\begin{aligned} \text{Kare KT} &= \frac{1}{3(2)} (10536^2 + 10357^2 + \dots + 7556^2) - DK \\ &= 1299079 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{Kare içi İnekler KT} &= \frac{1}{2} (2622^2 + 3952^2 + \dots + 2844^2) - DK \\ &= 1299079 = 911800 \end{aligned}$$

$$\text{Periyod KT} = \frac{1}{6(3)} (29811^2 + 25837^2) - DK = 438685$$

şeklindeki hesaplamaları yapmak lazımdır.

Çizelge 103- Etki aktarımlı bir eksik Latin kare denemeden elde edilen veriler

Kare Periyod		İnekler			Toplam
		İnek 1,1	İnek 1,2	İnek 1,3	
1	1	(1) 1376	(2) 2088	(3) 2238	5702
	2	(2) 1246	(3) 1864	(1) 1724	4834
	inek topl.	2622	3952	3962	Kare
	Mua. topl.	(1) 3100	(2) 3334	(3) 4102	toplamı 10536
	izleyen t.	(1) 1246	(2) 1864	(3) 1724	izleyen to. 4834
2	1	(1) 1863	(2) 1748	(3) 2012	5623
	2	(3) 1755	(1) 1353	(2) 1626	4734
	inek topl.	3618	3101	3638	Kare
	mua. topl.	(1) 3216	(2) 3374	(3) 3767	Toplamı 10357
	izleyen t.	(1) 1755	(2) 1353	(3) 1626	izleyen t. 4734
3	1	(1) 1665	(2) 1938	(3) 1855	5458
	2	(2) 1517	(3) 1804	(1) 1298	4619
	inek topl.	3182	3742	3153	Kare
	mua. topl.	(1) 2963	(2) 3455	(3) 3659	Toplamı 10077
	izleyen t.	(1) 1517	(2) 1804	(3) 3153	izleyen t. 4619
4	1	(1) 1384	(2) 1640	(3) 1677	4701
	2	(3) 1535	(1) 1284	(2) 1497	4316
	inek topl.	2919	2924	3174	Kare
	mua. topl.	(1) 2668	(2) 3137	(3) 3212	toplamı 9017
	izleyen t.	(1) 1535	(2) 1284	(3) 1497	izleyen t. 4316
5	1	(1) 1342	(2) 1344	(3) 1627	4313
	2	(2) 1294	(3) 1312	(1) 1186	3792
	inek topl.	2636	2656	2813	Kare
	mua. topl.	(1) 2528	(2) 2638	(3) 2939	toplamı 8105
	izleyen t.	(1) 1294	(2) 1312	(3) 1186	izleyen t. 3792
6	1	(1) 1180	(2) 1287	(3) 1547	4014
	2	(3) 1245	(1) 1000	(2) 1297	3542
	inek topl.	2425	2287	2844	Kare
	mua. topl.	(1) 2180	(2) 2584	(3) 2792	toplamı 7556
	izleyen t.	(1) 1245	(2) 1000	(3) 1297	izleyen t. 3542
GE- NEL	MUA. TOPL.	(1)16655	(2)18522	(3)20471	GENEL TOP. 55648
	İZLEYEN T.	(1) 8592	(2) 8617	(3) 8628	İZLEYEN T. 25817
	PERİYOD T.	1 : 29811	2 : 25817		

Periyod X Kare interaksyonunu tahmin edebilmek için Çizelge 52 ye göre Çizelge 104 ün oluşturulması gerekir.

Çizelge 104- Periyod X Kare interaksyonuna ait muamele toplamları

Kare	1	2	3	4	5	6	Toplam
Periyod							
1	5702	5623	5458	4701	4313	4014	29811
2	4834	4734	4619	4316	3792	3542	25837
Toplam	10536	10357	10077	9017	8105	7556	55648

4.8.7 sayılı eşitliğe göre ilgili interaksyon kareleri toplamı;

$$\begin{aligned}
 (\text{Periyod X Kare})_{\text{int}} \text{KT} &= -\frac{1}{3} (5702^2 + \dots + 3542^2) - DK \\
 &= - 438685 - 1299079 = 43001
 \end{aligned}$$

Muamelelerin direkt, taşınan ve sürekli etkilerinin tahmini ve testi için Çizelge 53 teki gibi bazı düzeltilmiş ve doğrudan toplamlara gerek vardır ve bu, Çizelge 105 te verilmektedir.

Çizelge 105- Tüm deneme üzerinden doğrudan ve düzeltilmiş toplamlar

Muamele	T _h	L _h	W _h	R _h	\sum_h	D _h	Q _h	T' _h
1	16655	35642	-2332	8592	17402	-1344	-356	-1700
2	18522	36758	286	8617	18622	262	238	500
3	20471	38896	2046	8628	19584	1082	118	1200
Toplam	55648	111296	0	25837	55648	0	0	0

T_h, L_h, R_h ve \sum_h değerleri Çizelge 103 teki verilerden doğrudan hesaplanır ve bunların tarifleri Çizelge 53 ün hemen altındaki paragrafta yapılmıştır. Örneğin 1 sayılı muamele için;

$$T_1 = 3100 + 3334 + \dots + 2792 = 16655$$

$$L_1 = 2622 + 3962 + \dots + 2425 = 35642$$

$$R_1 = 1246 + 1755 + \dots + 1245 = 8592$$

ve

$$\Sigma_1 = 2622 + 3618 + \dots + 2425 = 17402$$

olarak elde edilir. Yine aynı muamele için düzeltilmiş toplam değerleri ise 4.8.8 , 4.8.9 , 4.8.10 ve 4.8.11 sayılı eşitliklerden, sırayla;

$$W_1 = 2(16655) - 35642 = -2332$$

$$D_1 = (3(2)-3-1) (-2332) + 3(2)8592 - 3(17402) + 2(29811) - 55648 = -1344$$

$$Q_1 = 2(-1344) - (3(2)^2 - 3(2) - 3 - 2)(-2332) = -356$$

ve

$$T'_1 = (-1344) + (-356) = -1700$$

şeklinde bulunurlar.

Muamelelerin bloklarla olan interaksiyon etkilerini tahmin ve test etmek amacıyla doğrudan ve düzeltilmiş toplamların bloklara göre , Çizelge 54 te olduğu gibi, yeniden düzenlenmesi gerekir. Bu düzenleme Çizelge 106 da verilmiştir.

Çizelge 106- Bloklar dikkate alınarak doğrudan ve düzeltilmiş toplamlar

Muamele	T _{uh}	L _{uh}	W _{uh}	R _{uh}	Σ_{uh}	D _{uh}	Q _{uh}	T' _{uh}
1	11947	25481	-1587	6053	12341	-898	-209	-1107
2	13300	26335	265	6305	13719	184	103	287
3	14740	28158	1322	6145	13927	714	106	820
Toplam	39987	79974	0	18503	39987	0	0	0
1	4708	10161	-745	2539	5061	-446	-147	-593
2	5222	10423	21	2312	4943	78	135	213
3	5731	10738	724	2483	5657	368	12	380
Toplam	15661	31322	0	7334	15661	0	0	0

Çizelge 106 nın hazırlanmasından sonra, düzeltilmemiş direkt etki kareleri ve bu etkilerin bloklarla olan interaksiyon etkilerinin hesaplanması gerekir. Çünkü hata kareleri toplamı hesaplanırken bu iki değer de genelden çıkarılacaktır. Düzeltilmemiş direkt etki kareleri toplamı için 4.8.12 sayılı eşitlik kullanılır ve Çizelge 55 e göre Çizelge 107 oluşturulduktan sonra buradan faydalanılarak 4.8.13 sayılı eşitlik te interaksiyon kareleri toplamını hesaplamakta kullanılır.

$$\text{Düzeltilmemiş Direkt Etki KT} = \frac{3-1}{6(3)(2)^2(2-1)} ((-2332)^2 + 286^2 + 2046^2) = 269615$$

Çizelge 107- Muamelelerin düzeltilmemiş direkt etkilerine ait Blok X Muamele toplamları

Blok Muamele	1	2	Toplam
1	-1587	-745	-2332
2	265	21	286
3	1322	724	2046
Toplam	0	0	0

$$\begin{aligned} (\text{Düzeltilmemiş Direkt X Blok})_{\text{int}} \text{KT} &= \frac{3-1}{3(2)^2(2-1)} (\frac{(-1587)^2}{4} \\ &+ \frac{265^2 + 1322^2}{4} + \frac{(-745)^2 + 21^2 + 724^2}{2}) - 269615 \\ &= 1042 \end{aligned}$$

Şimdi, Çizelge 105 ten faydalanılarak 4.8.14, 4.8.15 ve 4.8.16 sayılı eşitliklere göre sırayla;

$$\begin{aligned} \text{Düzeltilmiş Direkt Etki KT} &= \frac{3-1}{6(3)2(2-1)(3(2)-3-1)(3(2))^2} \\ & ((-1344)^2 + 262^2 + 1082^2) = 84603 \\ & -3-2) \end{aligned}$$

$$\text{Taşınan Etki KT} = \frac{3-1}{6(3)^2(2)^2(2-1)(3(2)^2-3(2)-3-2)} ((-356)^2 + 238^2 + 118^2) = 1827$$

ve

$$\text{Sürekli Etki KT} = \frac{3-1}{6(3)2(2-1)(2(3)2+3-1)(3(2)^2-3(2)-3-2)} ((-1700)^2 + 500^2 + 1200^2) = 1875$$

şeklindeki kareler toplamları tahmin edilebilir.

Ayrıca Çizelge 106 dan faydalanılarak Çizelge 56, 57, 58 de olduğu gibi Muamele etkilerine ait Blok X Muamele toplamları için çizelgeler oluşturulabilir ve 4.8.17, 4.8.18 ve 4.8.19 sayılı eşitliklere göre ilgili interaksiyon kareleri toplamları hesaplanabilir.

Çizelge 108- Muamelelerin düzeltilmiş direkt etkilerine ait Blok X Muamele toplamları

Blok Muamele	1	2	Toplam
1	-898	-446	-1344
2	184	78	262
3	714	368	1082
Toplam	0	0	0

$$\begin{aligned} (\text{Düzeltilmiş Direkt X Blok})_{int} \text{KT} &= \frac{3-1}{3(2)(2-1)(3(2)-3-1)(3(2)^2-3(2)-3-2)} \\ &\left(\frac{(-898)^2 + 184^2 + 714^2}{4} + \frac{(-446)^2 + 78^2 + 368^2}{2} \right) \\ &= 84603 = 18 \end{aligned}$$

Çizelge 109- Muamelelerin taşınan etkilerine ait
Blok X Muamele toplamları

Blok Muamele	1	2	Toplam
1	-209	-147	-356
2	103	135	238
3	106	12	118
Toplam	0	0	0

$$\begin{aligned}
 (\text{Taşınan X Blok})_{\text{int}} \text{KT} &= \frac{3-1}{3^2(2)^2(2-1)(3(2)^2-3(2)-3-2)} \left(\frac{(-209)^2}{4} \right. \\
 &\quad \left. + \frac{(-147)^2+135^2+12^2}{2} \right) - 1827 = 194
 \end{aligned}$$

Çizelge 110- Muamelelerin sürekli etkilerine ait
Blok X Muamele toplamları

Blok Muamele	1	2	Toplam
1	-1107	-593	-1700
2	287	213	500
3	820	380	1200
Toplam	0	0	0

$$\begin{aligned}
 (\text{Sürekli X Blok})_{\text{int}} \text{KT} &= \frac{3-1}{3(2)(2-1)(2(3)2+3-1)(3(2)^2-3(2)-3-2)} \\
 &\quad \left(\frac{(-1107)^2+287^2+820^2}{4} + \frac{(-593)^2+213^2+280^2}{2} \right) - 18175 \\
 &= 57
 \end{aligned}$$

son olarak;

$$\begin{aligned} \text{Hata KT} &= 2974322 - (1299079+911800+438685+43001+269615+1042 \\ &\quad +1827+194) \\ &= 9089 \end{aligned}$$

şeklinde hata kareleri toplamları da elde edilir. Hesaplanan bütün sonuçlar Çizelge III de özetlenmiştir.

Çizelge III- Varyans analizinin özeti

VK	SD	KT	KO	F
Genel	35	2974332		
Kareler	5	1299079		
Kare içi İnekler	12	911800		
Periyodlar	1	438685		
Periyod X Kare	5	43001		
Düzeltilmemiş Direkt veya Muameleler	2	269615	134808	97.05 **
Muamele X Blok	2	1042	521	0.38
Taşınan Etki	2	1827	914	0.40
Taşınan X Blok	2	194	97	0.04
Hata	4	9089	2272	
Düzeltilmiş Direkt veya Muamele _(D)	2	84603	43302	18.62 **
Muamele _(D) X Blok	2	18	9	0.00
Sürekli Etki	2	18175	9088	4.00
Sürekli X Blok	2	57	28	0.01

9.2.8.2. Muamele Ortalamalarının Tahmini

Taşınan etkilerin ihmal edilebilir olduğu durumlarda h inci muamele için uygun genel ortalama 4.8.21 sayılı eşitliğe göre;

$$\bar{Y}_1 = \frac{(3-1)(-2332)}{6(3)(2)(2-1)} + \frac{55648}{36} = 1416$$

$$\bar{Y}_2 = \frac{(3-1)286}{36} + 1546 = 1562$$

$$\bar{Y}_3 = \frac{(3-1)2046}{36} + 1546 = 1660$$

şeklinde tahmin edilirler. u uncu bloktaki genel muamele ortalamaları ise, 4.2.21' eşitliğinden;

$$\bar{Y}_{11} = \frac{(3-1)(-1587)}{4(3)(2)(2-1)} + \frac{39987}{4(3)(2)} = 1534$$

$$\bar{Y}_{12} = \frac{(3-1)(265)}{24} + 1666 = 1688$$

$$\bar{Y}_{13} = \frac{(3-1)(1322)}{24} + 1666 = 1776$$

$$\bar{Y}_{21} = \frac{(3-1)(-745)}{2(3)(2)(2-1)} + \frac{15661}{2(3)(2)} = 1181$$

$$\bar{Y}_{22} = \frac{(3-1)(21)}{12} + 1305 = 1309$$

$$\bar{Y}_{23} = \frac{(3-1)(724)}{12} + 1305 = 1426$$

şeklinde tahmin edilirler.

Taşınan etkiler dikkate alındığı zaman birkaç kategoriye ayrılan genel ve ayrı bloklardaki muamele ortalamaları, 4.8.22 den 4.8.24' ne kadar olan eşitliklerle tahmin edilirler.

Genel direkt etki ortalamaları :

$$\bar{d}_1 = \frac{(3-1)(-1344)}{6(3)(2-1)(3(2)^2-3(2)-3-2)} + 1546 = 1397$$

$$\bar{d}_2 = \frac{262}{9} + 1546 = 1575$$

$$\bar{d}_3 = \frac{1082}{9} + 1546 = 1666$$

Ayrı bloklar için;

$$\bar{d}_{11} = \frac{(3-1)(-898)}{4(3)(2-1)(3(2)^2-3(2)-3-2)} + \frac{39987}{4(3)2} = 1516$$

$$\bar{d}_{12} = \frac{184}{6} + 1666 = 1697$$

$$\bar{d}_{13} = \frac{714}{6} + 1666 = 1785$$

$$\bar{d}_{21} = \frac{(3-1)(-446)}{2(3)(2-1)(3(2)^2-3(2)-3-2)} + \frac{15661}{2(3)2} = 1156$$

$$\bar{d}_{22} = \frac{78}{3} + 1305 = 1331$$

$$\bar{d}_{23} = \frac{368}{3} + 1305 = 1428$$

Genel taşınan etki ortalamaları :

$$\bar{r}_1 = \frac{(3-1)(-356)}{6(3)(2-1)(3(2)^2-3(2)-3-2)} = -40$$

$$\bar{r}_2 = \frac{238}{9} = 26$$

$$\bar{r}_3 = \frac{118}{9} = 13$$

Ayrı bloklar için;

$$\bar{r}_{11} = \frac{(3-1)(-209)}{4(3)(2-1)(3(2)^2-3(2)-3-2)} = -35$$

$$\bar{r}_{12} = -\frac{103}{6} = 17$$

$$\bar{r}_{13} = -\frac{106}{6} = 18$$

$$\bar{r}_{21} = \frac{(3-1)(-147)}{2(3)(2-1)(3(2)^2-3(2)-3-2)} = -49$$

$$\bar{r}_{22} = -\frac{135}{3} = 45$$

$$\bar{r}_{23} = -\frac{12}{3} = 4$$

Genel sürekli etki ortalamaları :

$$\bar{p}_1 = 1397 - 40 = 1357$$

$$\bar{p}_2 = 1575 + 26 = 1601$$

$$\bar{p}_3 = 1666 + 13 = 1679$$

Ayrı blaklar için;

$$\bar{p}_{11} = 1516 - 35 = 1481$$

$$\bar{p}_{21} = 1156 - 49 = 1107$$

$$\bar{p}_{12} = 1697 + 17 = 1714$$

$$\bar{p}_{22} = 1331 + 45 = 1376$$

$$\bar{p}_{13} = 1785 + 18 = 1803$$

$$\bar{p}_{23} = 1428 + 4 = 1432$$

9.2.8.3. Muamele Ortalamalarına Ait Varyans Tahminleri

Muamele ortalamalarına ait varyans tahminleri 4.8.25 ten 4.8.28'

ne kadar olan eşitliklerden sırayla;

Taşınan etkiler dikkate alınmadığında;

$$\hat{V}(\bar{Y}_h) = \frac{(3-1)}{6(3)(2-1)} (1389) = 154$$

$$\hat{V}(\bar{Y}_{1h}) = 2(1389)/(4 \times 3 \times 1) = 232$$

$$\hat{V}(\bar{Y}_{2h}) = 2(1389)/(2 \times 3 \times 1) = 463$$

Taşınan etkiler mevcut olduğunda :

$$\hat{V}(\bar{d}_h) = \frac{(3-1)}{6(3)(2-1)(3(2)^2 - 3(2) - 3 - 2)} (2272) = 1010$$

$$\hat{V}(\bar{d}_{1h}) = \frac{2(2)2}{2(3)1(1)} (2272) = 1515$$

$$\hat{V}(\bar{d}_{2h}) = \frac{2(2)2}{2(3)1(1)} (2272) = 3029$$

$$\hat{V}(\bar{r}_h) = \frac{2^2(3-1)}{6(2-1)(3(2)^2 + 3(2) - 3 - 2)} (2272) = 3029$$

$$\hat{V}(\bar{r}_{1h}) = \frac{4(2)}{4(1)1} (2272) = 4544$$

$$\hat{V}(\bar{r}_{2h}) = \frac{4(2)}{2(1)1} (2272) = 9088$$

$$\hat{V}(\bar{p}_h) = \frac{2(3-1)(2(3)2 + 3 - 1)}{6(3)(2-1)(3(2)^2 + 3(2) - 3 - 2)} (2272) = 7068$$

$$\hat{V}(\bar{p}_{1h}) = \frac{2(2)14}{4(3)1(1)} (2272) = 10603$$

$$\hat{V}(\bar{p}_{2h}) = \frac{2(2)14}{2(3)1(1)} (2272) = 21205$$

şeklinde tahmin edilirler.

9.2.8.4. Muamele Ortalamalarının Farklarına Ait Varyans Tahminleri

Taşınan etkiler ihmal edilebilir olduğu zaman iki genel muamele ortalaması arasındaki farkın varyansı 4.8.29 eşitliğine göre;

$$\hat{V}(\bar{Y}_h - \bar{Y}_{h'}) = 2(154) = 308$$

olarak tahmin edilir. Ayrıca örneğin birinci bloktaki iki muamele ortalaması arasındaki farkın varyansı;

$$\hat{V}(\bar{Y}_{1h} - \bar{Y}_{1h'}) = 2(1389) = 2778$$

ve örneğin ikinci bloktaki iki taşınan etki ortalaması arasındaki farkın varyansı;

$$\hat{V}(\bar{r}_{2h} - \bar{r}_{2h'}) = 2(9088) = 18176$$

şeklinde tahmin edilebilir.

9.2.8.5. En Küçük Önemli Farklar

Taşınan etkiler ihmal edilebilirse hata serbestlik derecesi 8 dir ve Student'in t değeri, % 5 te 2.306 ve % 1 de 3.355 şeklindedir. Taşınan etkilerin mevcut olduğu durumda ise hata serbestlik derecesi sadece 4 olup Student'in t değeri, % 5 te 2.776 ve % 1 de 4.604 şeklindedir. Buna göre 4.8.31 eşitliğinden;

Genel muamele ortalamaları için sırayla % 5 ve % 1 önem seviyelerinde,

$$\bar{D}_{\min} = 2.306 \sqrt{308} = 40$$

ve

$$\bar{D}_{\min} = 3.355 \sqrt{308} = 59$$

olarak elde edilir. Ayrıca, örneğin ikinci bloktaki taşınan etki ortalamaları için % 5 ve % 1 Önem seviyelerinde sırayla;

$$\bar{D}_{\min} = 2.776 \sqrt{18176} = 374$$

ve

$$\bar{D}_{\min} = 4.604 \sqrt{18176} = 621$$

şeklinde elde edilir.

Şimdiye kadar elde edilen sonuçları Çizelge 112 deki gibi özetlemek mümkündür.

Çizelge 112- Muamele ortalamaları ve en küçük önemli farklar

Blok	Muamele	Taşınan etkiler ihmal edilebilir ise ortalamalar	Taşınan etkiler önemli ise ortalamalar			
			Direkt	Taşınan	Sürekli	
1	1	1534	1516	-35	1481	
	2	1688	1697	17	1714	
	3	1776	1785	18	1803	
	En küçük önemli fark					
		% 5 için	50	153	265	404
		% 1 için	71	253	439	670
	2	1	1181	1156	-49	1107
2		1309	1331	45	1376	
3		1426	1428	4	1432	
En küçük önemli fark						
		% 5 için	70	216	374	572
		% 1 için	100	358	621	948
GE- NEL		1	1416	1397	-40	1357
	2	1562	1575	26	1601	
	3	1660	1666	13	1679	
	En küçük önemli fark					
		% 5 için	40	125	216	330
		% 1 için	59	207	358	547

10. K A Y N A K L A R

- BERENBLUT, I.I., 1964. Change-over designs with complete balance for first residual effects. *Biometrics*. 20, 707-712.
- BERENBLUT, I.I., 1967. A change-over design for testing a treatment factor at four equally spaced levels. *J. Royal Statist. Soc. LONDON*. B29. 370-373.
- BERENBLUT, I.I., 1968. Change-over designs balanced for the linear component of first residual effects. *Biometrika*. LONDON 55. 297-303.
- BRANDT, A.E., 1938. Test of significance in reversal or switch-back trials. *Experiment station research bulletin*. (234)S.
- CIMINERA, J.L., WOLFE, E.K., 1953. An example of the use of extended cross-over designs in the comparison of NPH insulin mixtures. *Biometrics*. Vol.9. No:4. 431-446.
- COCHRAN, W.G., AUTREY, K.M., CANNON, C.Y., 1941. A double change-over design for dairy cattle feeding experiments. *J. Dairy Sci.* 24. 937-951.
- COCHRAN, W.G., COX, G.M., 1957. *Experimental designs*. Second Edition. NEW YORK. 123, 538-541.
- FEDERER, W.T., 1955. *Experimental designs*. John Willey and Sons, Inc. NEW YORK.
- LI, C.C., 1964. *Introduction to experimental statistics*. NEW YORK. Mc. Graw Hill Book Com. 389-399, 460 .
- GILL, J.L., MAGEE, W.T., 1976. Balanced two-period change-over designs for several treatments. *J. Animal Sci.* Vol.42, No:3, 775-777.
- LUCAS. H.L., 1943. A method of equalized feeding for studies with dairy cows. *J. Dairy Sci.* 26, 1011-1022.

- LUCAS, H.L., 1950. Designs and analysis of feeding experiments with milking dairy cattle. Institute of Statistics Mimeo. Series 18. N.C. State Univ. RALEIGH. (477).
- LUCAS, H.L., 1951. Bias in estimation of error in change-over trials with dairy cattle. J. Agric. Sci. 41, 146-154.
- LUCAS, H.L., 1956. Switch-back trials for more than two treatments. J. Dairy Sci. 39, 146-154.
- LUCAS, H.L., 1957. Extra period Latin-squares change-over designs. J. Dairy Sci. 40, 225-229.
- LUCAS, H.L., 1958. Experimental designs and analysis for feeding efficiency trials with dairy cattle. Feed utilization by dairy cows. Chapter 15, Iowa State Collage Press. Ames, IOWA. Vol.40, 15, 177-193.
- LUCAS, H.L., 1960. Critical features of good dairy feeding experiments. J. Dairy Sci. 43, 193-212.
- MASON, J.M., HINKELMANN, K., 1971. Change-over designs for testing different treatment factors at several levels. Biometrics. 430-435.
- PATTERSON, H.D., 1950. The analysis of change-over trials. J. Agric. Sci. 40, 375-380.
- PATTERSON, H.D., 1951. Change-over trials. J. Royal Statistics Soc. Series B13, 256-271.
- PATTERSON, H.D., 1952. The construction of balanced designs for experiments involving sequences of treatments. Biometrics. 39, 32-48.
- PATTERSON, H.D., LUCAS, H.L., 1959. Extra period change-over designs. Biometrics. 15, 116-132.
- PATTERSON, H.D., LUCAS, H.L., 1962. Change-over designs. N.C. Agric. Tech. Bull. Vol.40, (52)S.

- SEATH, D.M., 1944. A 2x2 factorials design for double reversal feeding experiments. *J. Dairy Sci.* 27, 159-164.
- TAYLOR, W.B., ARMSTRONG, P.S., 1953. The efficiency of some experimental designs used in dairy husbandary experiments. *J. Agric. Sci.* 43, 407-412.
- WILLIAMS, E.J., 1949. Experimental designs balanced for the estimation of residual effects of treatments. *Aust. J. Sci. Research Series A.* 2, 149-168.
- WILLIAMS, E.J., 1950. Experimental designs balanced for pairs of residual effects. *Aust. J. Sci. Research Series A.* 3, 351-363.

T E Ő E K K Ū R

Bu alıřmayı banayŭksek lisans tezi olarak verip, yŭrŭtmemi saęlayan ve tŭm alıřma boyunca yol gŭsteren Sayın Hocam Do. Dr. Yŭksel BEK' e, alıřmam esnasında bŭlŭm imkanlarını kullanmam iin fırsat veren Sayın Hocam Prof. Dr. Lŭtfi ŪZCAN' a ve yardımlarını esirgemeyen dięer tŭm hocalarıma , ayrıca bu tez alıřmasının bařından sonuna kadar yazımı, dŭzenlenmesi ve gerekli kontrollerinde yardımları geen Zir. Yŭk. Mŭh. Abdurrahman POLAT ve Zir. Mŭh. Őŭkrŭ H. ŐENKAL' a ve tezin daktilo edilmesinde bŭyŭk titizlik gŭsteren sekreter Hayriye AVCILAR' a teřekkŭr etmeyi bir bor bilirim.



Ö Z G E Ç M İ Ş

1960 yılında Antalya ilinin Elmalı ilçesinde doğdum. İlk-
okul öğrenimimi Elmalı'da, orta öğrenimimi de Aksu Öğretmen Lisesin-
de yaptım. Üniversitelerarası merkezi yerleştirme sınavı sonrasında
1978-79 ders yılında Ç.Ü. Ziraat Fakültesinin Zootečni Bölümüne Kaydo
larak, 1981-82 döneminde lisans eğitimimi bitirdim. 1982-83 ders yı-
linda Ç.Ü. Fen Bilimleri Enstitüsü Zootečni Anabilim Dalı Yüksek Li-
sans eğitim programına başladım.