

SPSS İLE İSTATİSTİKSEL VERİ ANALİZİ

Statistical Packages for the Social Sciences



PROF.DR.YÜKSEL TERZİ

ONDOKUZ MAYIS ÜNİVERSİTESİ

FEN-EDEBİYAT FAKÜLTESİ

İSTATİSTİK BÖLÜMÜ

SAMSUN

2019

TESADÜF BLOKLARI DENEME PLANI

Denemenin Kuruluşu: Deneme materyali tek yönlü heterojenlik gösterdiği zaman heterojenliğe dik olarak (arazi denemesi ise) uygun sayıda blok yapılır. Her bir blok muamele sayısı kadar parsel bölünür ve her bir blok içerisinde, her bir muamele tesadüfi olarak dağıtılır. Dağıtım gereği her bir blok içerisinde bir muamele birden fazla görülemez. (Tesadüf parsellerinde ise deneme alanı ya da materyali tamamen homojendi ve her bir muamele tekerrür sayısı kadar çoğaltılarak deneme ünitesinin tamamına tesadüfen dağıtılıyordu. Bu nedenle de bir muamelenin yan yana ya da alt alta rastlaması mümkündür.)

Tesadüf blokları deneme planının matematik modeli,

$$Y_{ij} = \mu + \alpha_i + \beta_j + e_{ij}$$

şeklindedir. Burada,

Y_{ij} = j-inci bloktaki i-inci muamelenin gözlem değerini,

μ = Genel populasyon ortalamasını,

α_i = i-inci muamelenin etkisini,

β_j = j-inci blok etkisini,

e_{ij} = j-inci bloktaki i-inci muameleye ait tesadüfi hatayı,

ifade eder.

Örnek. Çilekte yabancı ot kontrolünü yapmak amacıyla etkili madde düzeyleri farklı 4 ayrı ilaç 3 blokta denemeye alınıyor. Deneme sonucunda 1 m²'lik alan içerisindeki yabancı ot miktarları sayılıyor. Elde edilen sonuçlar analiz için düzenlenmiş olarak aşağıdaki gibidir.

Bloklar

İlaçlar	I	II	III	Σ
A	Y ₁₁ 21	Y ₂₁ 23	Y ₃₁ 25	69
B	Y ₁₂ 22	Y ₂₂ 19	Y ₃₂ 21	62
C	Y ₁₃ 18	Y ₂₃ 22	Y ₃₃ 24	64
D	Y ₁₄ 25	Y ₂₄ 27	Y ₃₄ 30	82
Σ	86	91	100	277

Çözüm:

Bu deneme planında toplam varyans (genel kareler toplamı), blok kareler toplamı (BL.K.T.), muamele kareler toplamı (M.K.T.) ve hata kareleri toplamı (H.K.T.) diye üç kısma ayrılır. Muamele sayısı $i=1, 2, \dots, t$ ve blok sayısı $j=1, 2, \dots, r$ olmak üzere;

$$\text{G.K.T.} = \sum_{i=1}^t \sum_{j=1}^r Y_{ij}^2 - \frac{Y^2_{..}}{rt}$$

$$\text{BLOK K.T.} = \sum_{j=1}^r \frac{Y_{.j}^2}{t} - \frac{Y^2_{..}}{rt}$$

$$M.K.T. = \sum_{i=1}^t \frac{Y_{i.}^2}{r} - \frac{Y^2_{..}}{rt}$$

$$H.K.T. = G.K.T. - \text{BLOK K.T.} - M.K.T.$$

$$= \sum_{i=1}^t \sum_{j=1}^r Y_{ij}^2 - \sum_{j=1}^r \frac{Y_{.j}^2}{t} - \sum_{i=1}^t \frac{Y_{i.}^2}{r} + \frac{Y^2_{..}}{rt}$$

olur. Buna göre örnek için;

$$\text{Düzeltilme katsayısı (D.K.)} = \frac{Y^2_{..}}{N} = \frac{277^2}{12} = 6394.083$$

$$\text{Genel Kareler Toplamı (G.K.T.)} = \sum_{i=1}^t \sum_{j=1}^r Y_{ij}^2 - \frac{Y^2_{..}}{rt}$$

$$= (21^2 + \dots + 30^2) - D.K.$$

$$= 124.917$$

G.K.T. için ait serbestlik derecesi=GSD= $rt - 1 = 3(4) - 1 = 11$

$$\begin{aligned}\text{Muamele (İlaç) Kareler Toplamı (M.K.T.)} &= \sum_{i=1}^t \frac{Y_i^2}{r} - \frac{Y^2}{rt} \\ &= ((69^2 + \dots + 82^2)/3) - DK \\ &= 6475 - 6394.083 \\ &= 80.917\end{aligned}$$

Muameleye ait serbestlik derecesi=MSD= $t - 1 = 4 - 1 = 3$

$$\begin{aligned}\text{Blok Kareler Toplamı (BLOK K.T.)} &= \sum_{j=1}^r \frac{Y_j^2}{t} - \frac{Y^2}{rt} \\ &= ((86^2 + \dots + 100^2)/4) - D.K. \\ &= 6368.916 - 6394.083 \\ &= 25.167\end{aligned}$$

Blok'a ait serbestlik derecesi= BlokSD= $r - 1 = 3 - 1 = 2$

$$H.K.T. = G.K.T. - \text{BLOK K.T.} - M.K.T.$$

$$= 124.917 - 25.167 - 80.917$$

$$= 18.833$$

Hataya ait serbestlik derecesi = HSD = $(r-1)(t-1) = (3-1)(4-1) = 6$

Çizelge 6.2. Varyans Analiz Tablosu.

Varyasyon Kay.	SD	KT	KO	F
Blok	2	25.167	12583.5	4.009
Muamele	3	80.917	26972.33	8.593*
Hata	6	18.833	3138.833	
Genel	11	124.917		

* $\alpha=0.05$ yanılma düzeylerinde istatistiki olarak önemli.

F testleri:

1-) Blok için,

$$F = \frac{12583.5}{3138.833} = 4.009 < F_{2,6,0.05} = 5.14$$

2-) Muamele için,

$$F = \frac{26972.33}{3138.833} = 8.593 > F_{3,6,0.05} = 4.76$$

$$8.593 < F_{3,6,0.01} = 9.78$$

Blok etkisi istatistiki olarak önemsiz bulunmuştur ($P > 0.05$), muamele etkisi ise istatistiki olarak önemli bulunmuştur ($P < 0.05$).

Model Şansa Bağlı İse Yerleşim Sıklığına Ait Varyans Unsurları.

Varyasyon Kay.	E(K.O.) (Model Şansa Bağlı)
Bloklar	$\sigma_E^2 + t\sigma_B^2$
Muamele	$\sigma_E^2 + r\sigma_M^2$
Hata	σ_E^2

Model şansa bağlı ise muamele ve bloğun toplam varyasyondaki % payları,

$$\sigma_E^2 = 3138.833$$

$$\text{Blok K.O.} = \sigma_E^2 + t\sigma_B^2 = 12583.5$$

$$3138.833 + (4)\sigma_B^2 = 12583.5$$
$$\sigma_B^2 = 2361.167$$

$$\text{M.K.O.} = \sigma_E^2 + r\sigma_M^2 = 26972.33$$

$$3138.833 + (3)\sigma_M^2 = 26972.33$$

$$\sigma_M^2 = 7944.499$$

$$\text{Toplam varyasyon} = \sigma_E^2 + \sigma_B^2 + \sigma_M^2$$
$$= 3138.833 + 2361.167 + 7944.499$$
$$= 13444.5$$

σ_B^2 'nin toplam varyasyondaki % payı,

$$= \frac{2361.167}{13444.5} \times 100 = \%17.56$$

σ_M^2 'nin toplam varyasyondaki % payı,

$$= \frac{7944.499}{13444.5} \times 100 = \%59.09$$

σ_E^2 'nin toplam varyasyondaki %payı,

$$=(3138.833/13444.5)*100$$

$$=\%23.35$$

SPSS ÇÖZÜMÜ

	veri	muamele	blok
1	21	A	1
2	22	B	1
3	18	C	1
4	25	D	1
5	23	A	2
6	19	B	2
7	22	C	2
8	27	D	2
9	25	A	3
10	21	B	3
11	24	C	3
12	30	D	3

Analyze Direct Marketing Graphs Utilities Add-ons Window

Reports
Descriptive Statistics
Tables
Compare Means
General Linear Model
Generalized Linear Models
Mixed Models
Correlate
Regression

GLM GEN Univariate...
GLM MULT Multivariate...
GLM REP Repeated Measures...
Variance Components...

var var var

Univariate

Dependent Variable:
veri

Fixed Factor(s):
muamele
blok

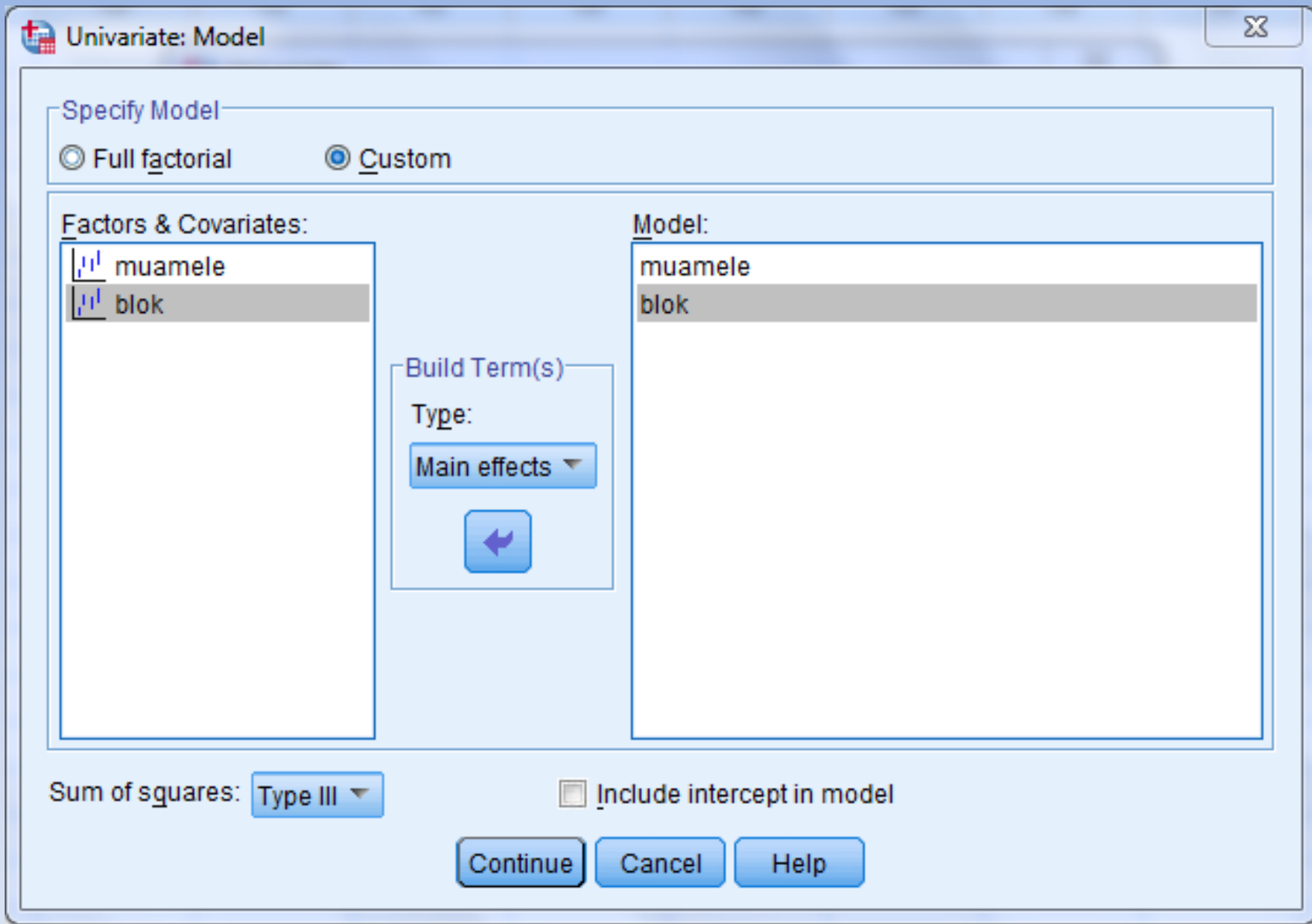
Random Factor(s):

Covariate(s):

WLS Weight:

Model...
Contrasts...
Plots...
Post Hoc...
Save...
Options...
Bootstrap...

OK Paste Reset Cancel Help





Factor(s):

muamele
blok

Post Hoc Tests for:

muamele
blok



Equal Variances Assumed

LSD

S-N-K

Waller-Duncan

Bonferroni

Tukey

Type I/Type II Error Ratio: 100

Sidak

Tukey's-b

Dunnett

Scheffe

Duncan

Control Category: Last

R-E-G-W-F

Hochberg's GT2

Test

R-E-G-W-Q

Gabriel

2-sided < Control > Control

Equal Variances Not Assumed

Tamhane's T2

Dunnett's T3

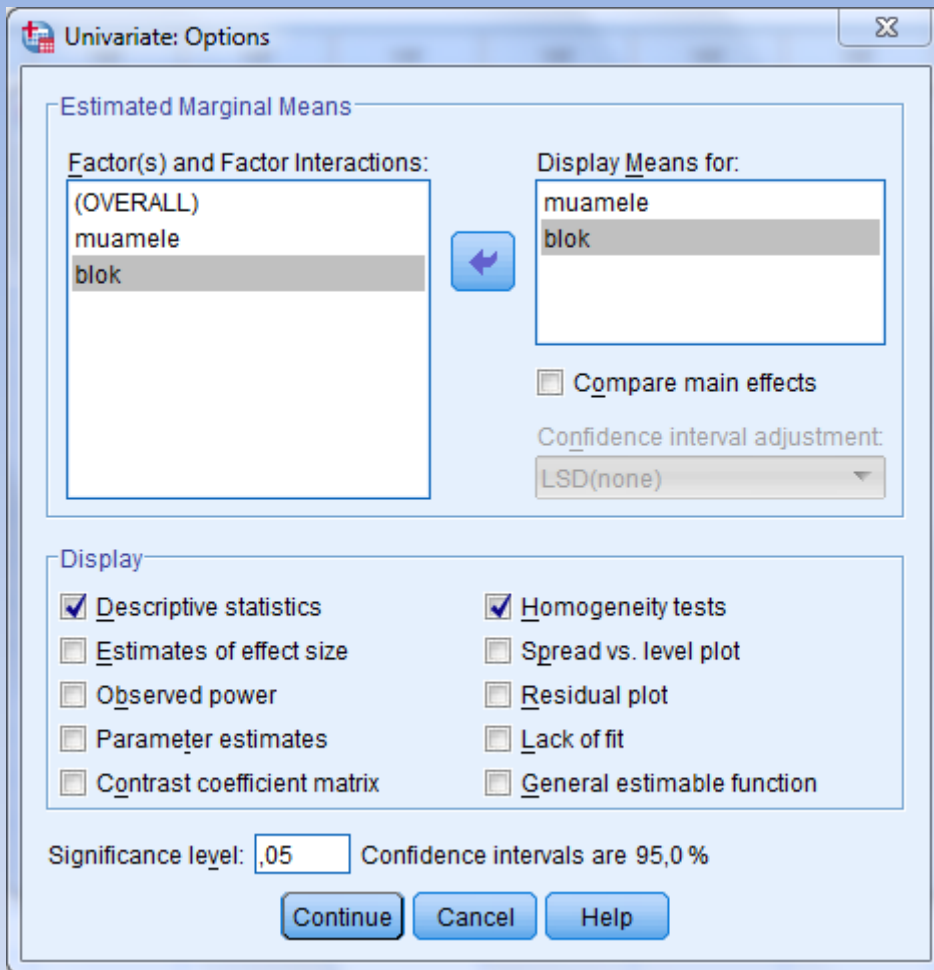
Games-Howell

Dunnett's C

Continue

Cancel

Help



Tests of Between-Subjects Effects

Dependent Variable: veri

Source	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Model	6500,167 ^a	6	1083,361	345,142	,000
muamele	80,917	3	26,972	8,593	,014
blok	25,167	2	12,583	4,009	,078
Error	18,833	6	3,139		
Total	6519,000	12			

a. R Squared = ,997 (Adjusted R Squared = ,994)

veri

Tukey HSD^{a,b}

muamele	N	Subset	
		1	2
B	3	20,67	
C	3	21,33	
A	3	23,00	23,00
D	3		27,33
Sig.		,438	,086

Means for groups in homogeneous subsets are displayed.

Based on observed means.

The error term is Mean Square(Error) = 3,139.

a. Uses Harmonic Mean Sample Size = 3,000.

b. Alpha = ,05.

veri

Tukey HSD^{a,b}

blok	N	Subset
		1
1	4	21,50
2	4	22,75
3	4	25,00
Sig.		,070

Means for groups in homogeneous subsets are displayed.

Based on observed means.

The error term is Mean Square(Error) = 3,139.

a. Uses Harmonic Mean Sample Size = 4,000.

b. Alpha = ,05.

Örnek. Üç farklı çam türünde (sarıçam, karaçam, kızılçam) değişik yüksekliklerde (0-400, 400-800, 800-1200, 1200-1600, 1600-2000) kese böceklerinin miktarları incelenmiş ve bu amaçla her yükseklik düzeyinde, bir bölgenin değişik yerlerinden tesadüfen belirlenen her bir türden 180'er tane ağaçtaki keseler sayılmış ve ortalamaları alınarak aşağıdaki çizelge hazırlanmıştır.

Değişik Yüksekliklerde Sayılan Kese Sayıları

Bloklar						
Türler	0-400	400-800	800-1200	1200-1600	1600-2000	Σ
Sarıçam	2.5	8	2.4	2	0.3	15.2
Karaçam	4	3.8	0.5	0.2	0.1	8.6
Kızılçam	13.3	16.7	10	5	4	49
Σ	19.8	28.5	12.9	7.2	4.4	72.8

Soru. Bağcılıkta azotlu gübre dozlarının (A= 5 kg/parsel, B= 3 kg/parsel, C= 2 kg/parsel, D= 1 kg/parsel) verim üzerindeki etkisini incelemek amacıyla bir gübre verim denemesi yapılmıştır. Arazi homojen olmadığı için, heterojenliğe dik olarak 4 blok oluşturulmuştur. Deneme sonunda elde edilen sonuçlar analiz için düzenlenmiş olarak aşağıdaki gibidir.

Bloklar					
Gübre Dozları	1	2	3	4	Σ
A	17	19	21	20	77
B	14	11	16	15	56
C	13	15	15	14	57
D	13	14	12	11	50
Σ	57	59	64	60	240

TEKERRÜRLÜ TESADÜF BLOKLARI DENEME PLANI

Denemenin Kuruluşu: Tesadüf blokları deneme planının kuruluşundaki özellikleri taşır. Ancak her bir muamele, her bir blokta birden fazla tekrarlanır.

$$Y_{ijk} = \mu + \alpha_i + \beta_j + (\alpha\beta)_{ij} + e_{ijk}$$

şeklindedir. Burada,

Y_{ijk} = i-inci bloktaki, j-inci muamelenin, k-ıncı tekerrürüne ait gözlem değerini,

μ = Genel populasyon ortalamasını,

α_i = i-inci blok etkisini,

β_j = j-inci muamele etkisini,

$(\alpha\beta)_{ij}$ = i-inci bloktaki j-inci muamelenin interaksiyon etkisini,

e_{ijk} = Tesadüfi hatayı,

ifade eder.

Örnek. Üç farklı miktardaki çiftlik gübresinin domates verimi üzerine etkisi araştırılıyor. Deneme üç blok üzerinde kuruluyor

ve bir blokta her bir gübre düzeyini alan deneme ünitesi sayısı iki olacak şekilde deneme tertip ediliyor. Deneme sonunda elde edilen sonuçlar (kg) aşağıdaki gibidir.

Farklı miktarlardaki çiftlik gübreleri:

A= 15 kg/da, B=20 kg/da, C=25kg/da.

		Bloklar			
		$\dot{I}=1$	$\dot{I}=2$	$\dot{I}=3$	Σ
Gübre Düzeyleri	J=1	Y ₁₁₁ 60	Y ₁₁₁ 50	Y ₁₁₁ 60	340
	A	Y ₁₁₁ 70	Y ₁₁₁ 60	Y ₁₁₁ 40	
	J=2	Y ₁₁₁ 50	Y ₁₁₁ 40	Y ₁₁₁ 70	310
	B	Y ₁₁₁ 30	Y ₁₁₁ 50	Y ₁₁₁ 70	
	J=3	Y ₁₁₁ 80	Y ₁₁₁ 90	Y ₁₁₁ 80	530
	C	Y ₁₁₁ 100	Y ₁₁₁ 110	Y ₁₁₁ 70	
	Σ	390	400	390	1180

Çözüm:

Tekerrürlü tesadüf blokları deneme planında varyasyon kaynağı 4 ana parçaya ayrılır. Bunlar; blok, muamele, blok x muamele ve hatadır. Varyasyon kaynaklarına ait kareler toplamı;

Blok sayısı $i=1, 2, \dots, b=3$; Muamele sayısı $j=1, 2, \dots, m=3$ ve tekerrür sayısı $k=1, 2, \dots, r=2$ için,

$$D.K. = \frac{Y^2 \dots}{N} = \frac{1180^2}{18} = 77355.56$$

$$\begin{aligned} G.K.T. &= \sum_{i=1}^b \sum_{j=1}^m \sum_{k=1}^r Y_{ijk}^2 - D.K. = (60^2 + \dots + 70^2) - D.K. \\ &= 85000 - 77355.56 \\ &= 7644.444 \end{aligned}$$

Genel kareler toplamına ait serbestlik derecesi

$$= N - 1 = 18 - 1 = 17$$

$$\begin{aligned} \text{BLOK K.T.} &= \sum_{i=1}^b \frac{Y_i^2}{r m} - \text{D.K.} = ((390^2 + \dots + 390^2) / 6) - \text{D.K.} \\ &= 77366.67 - 77355.56 \\ &= 11.111 \end{aligned}$$

Blok kareler toplamına ait serbestlik derecesi

$$= b - 1 = 3 - 1 = 2$$

$$\begin{aligned} \text{M.K.T.} &= \sum_{j=1}^m \frac{Y^2 \cdot j}{b r} - \text{D.K.} = (340^2 + \dots + 530^2) - \text{D.K.} \\ &= 82100 - 77355.56 \\ &= 4744.444 \end{aligned}$$

Muamele kareler toplamına ait serbestlik derecesi

$$= m - 1 = 3 - 1 = 2$$

bulunur.

Blok x Muamele interaksyonunu bulmak için, her bloktaki aynı muameleye ait toplamlardan, alt gruplar arası kareler toplamı hesaplanır.

$$\begin{aligned} \text{Alt Gr.K.T.} &= \sum_{i=1}^b \sum_{j=1}^m Y_{ij}^2 / r - \text{D.K.} \\ &= ((60 + 70)^2 + \dots + (80 + 70)^2 - \text{D.K.}) \\ &= 84000 - 77355.56 \\ &= 6644.444 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} (\text{Blok x Muamele})_{\text{int.}} \text{K.T.} &= \text{Alt Gr.K.T.} - \text{BL.K.T.} - \text{M.K.T.} \\ &= 6644.444 - 4744.444 - 11.111 \\ &= 1888.889 \end{aligned}$$

Blok x Muamele kareler toplamına ait serbestlik derecesi

$$= (b - 1)(m - 1) = 2 \times 2 = 4$$

$$\begin{aligned} \text{Hata K.T.} &= \text{G.K.T} - \text{BL.T.} - \text{M.K.T.} - (\text{BL.xM.})\text{K.T} \\ &= 7644.444 - 11.111 - 4744.444 - 1888.889 \\ &= 1000 \end{aligned}$$

Hata kareler toplamına ait serbestlik derecesi

$$=bm (r - 1) = 3 \times 3 \times (2 - 1) = 9$$

Çizelge 7.2. Varyans Analiz Tablosu.

Varyasyon Kay.	SD	KT	KO	F
Blok	2	11.111	5.55	0.05
Muamele	2	4744.444	2372.2	21.35**
Blok X Muamele	4	1888.889	472.2	4.25*
Hata	9	1000	111.1	
Genel	17	7644.444		

* $\alpha=0.05$, ** $\alpha=0.01$ yanılma düzeylerinde istatistiki olarak önemli.

F testleri:

1- Blok için,

$$F = \frac{5.55}{111.1} = 0.05 < F_{2,9,0.05} = 4.26 , (\text{önemsiz})$$

2-Muamele için,

$$F = \frac{2372.2}{111.1} = 21.35 > F_{2,9,0.05} = 4.26 , (\text{önemli})$$

$$21.35 > F_{2,9,0.01} = 8.02 , (\text{önemli})$$

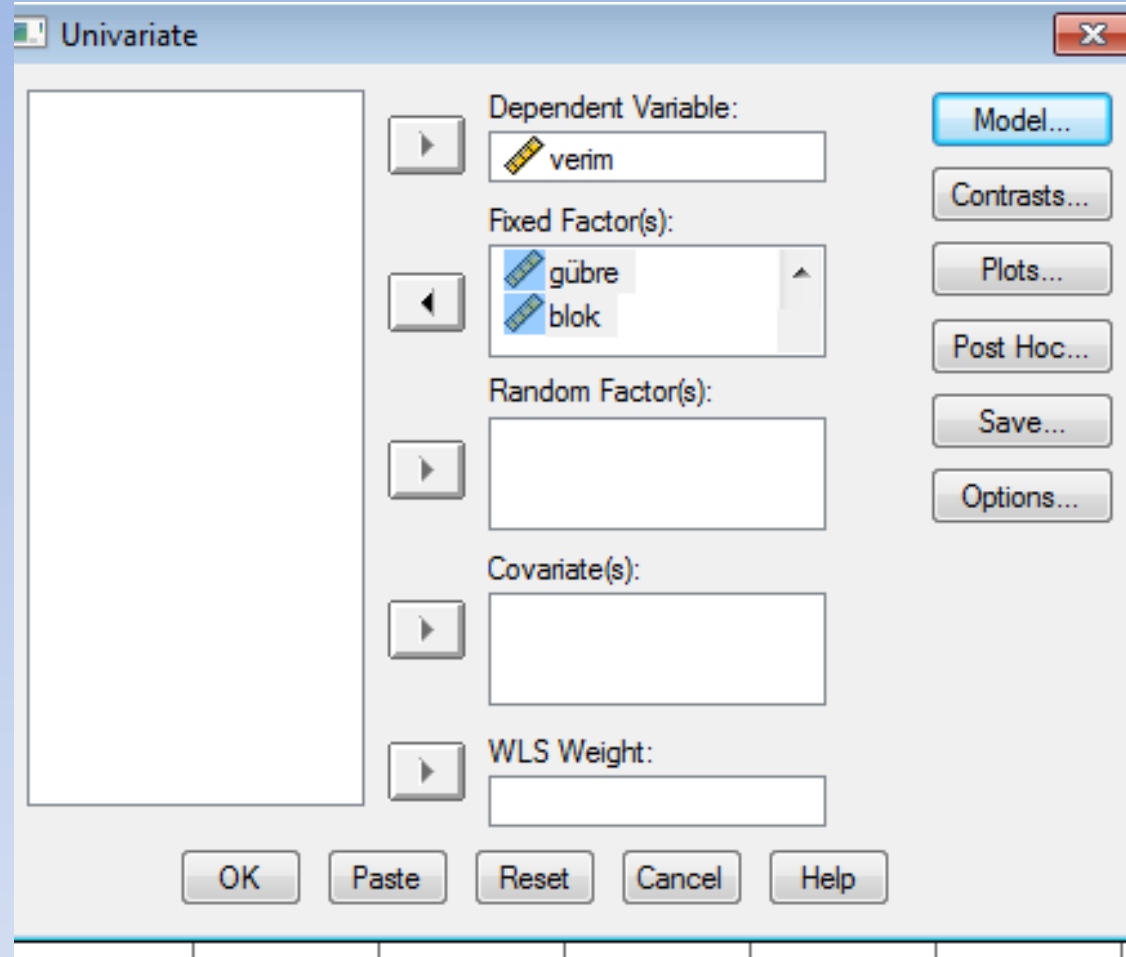
3- Blok X Muamele için,

$$F = \frac{472.2}{111.1} = 4.25 > F_{4,9,0.05} = 3.63 , (\text{önemli})$$

$$4.25 < F_{4,9,0.01} = 642 , (\text{önemsiz})$$

SPSS ÇÖZÜM

	verim	gübre	blok
1	60	1	1
2	70	1	1
3	50	1	2
4	30	1	2
5	80	1	3
6	100	1	3
7	50	2	1
8	60	2	1
9	40	2	2
10	50	2	2
11	90	2	3
12	110	2	3
13	60	3	1
14	40	3	1
15	70	3	2
16	70	3	2
17	80	3	3
18	70	3	3



Univariate: Model



Specify Model

Full factorial

Custom

Factors & Covariates:

gübre(F)
blok(F)

Build Term(s)



Interaction

Model:

gübre
blok
blok*^ggübre

Sum of squares:

Type III

Include intercept in model

Continue

Cancel

Help

Univariate: Profile Plots ✕

Factors:

gübre
blok

Horizontal Axis:

Separate Lines:

Separate Plots:

Plots:

blok*gübre

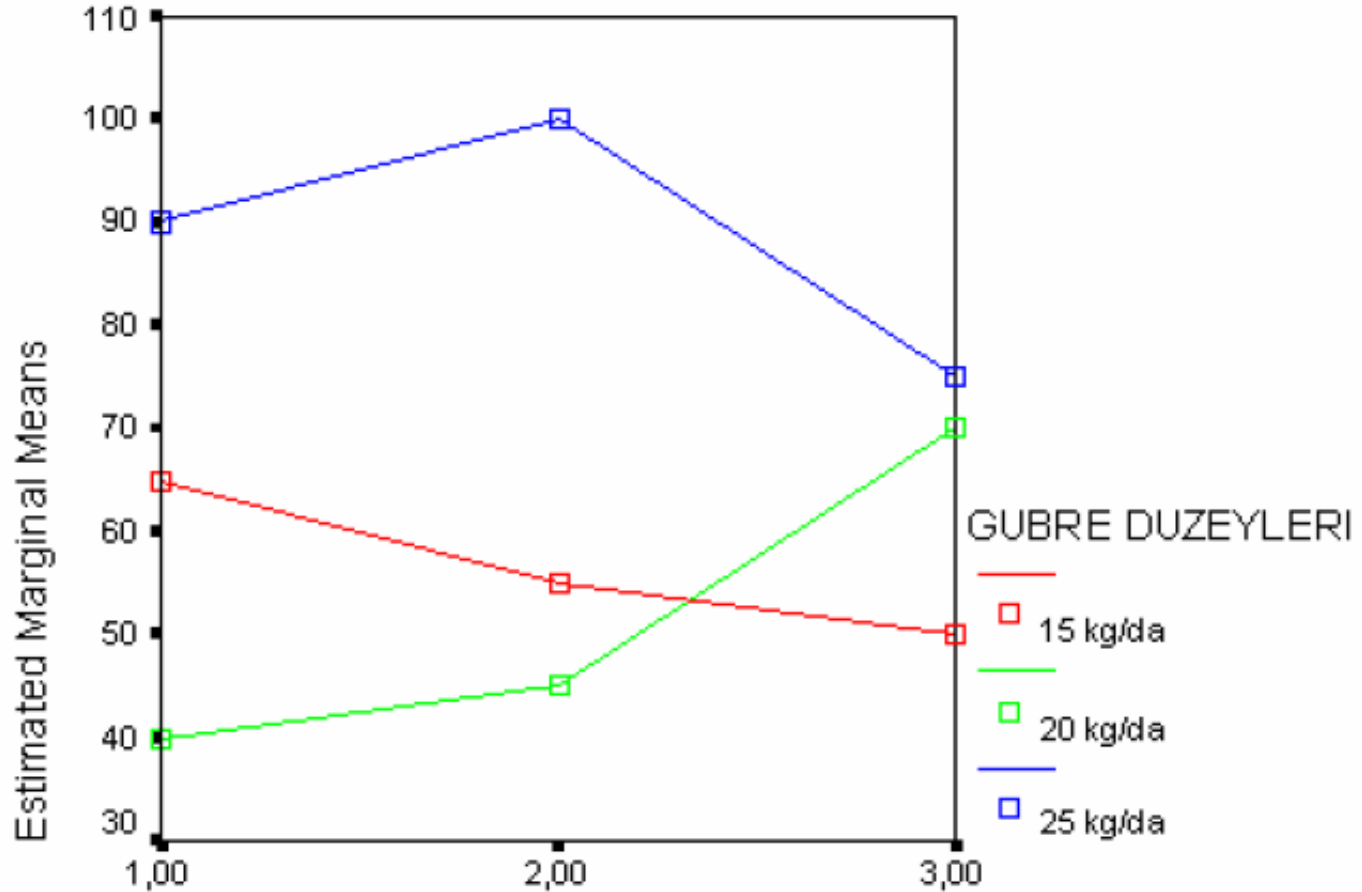
Tests of Between-Subjects Effects

Dependent Variable: verim

Source	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Corrected Model	6644,444 ^a	8	830,556	7,475	,003
Intercept	77355,556	1	77355,556	696,200	,000
gübre	11,111	2	5,556	,050	,951
blok	4744,444	2	2372,222	21,350	,000
gübre * blok	1888,889	4	472,222	4,250	,033
Error	1000,000	9	111,111		
Total	85000,000	18			
Corrected Total	7644,444	17			

a. R Squared = ,869 (Adjusted R Squared = ,753)

Estimated Marginal Means of domates verimi



Gübre düzeylerine ait her üç doğruya kesişmiş veya kesişecektir. Buda interaksiyon etkisinin önemli olduğu görüşünü desteklemektedir.

Soru. Üç farklı miktardaki çiftlik gübresinin (A= 15 kg/da, B=20 kg/da, C=25kg/da) domates verimi üzerine etkisi araştırılıyor. Deneme üç blok üzerinde kuruluyor ve bir blokta her bir gübre düzeyini alan deneme ünitesi sayısı iki olacak şekilde deneme tertip ediliyor. Deneme sonunda elde edilen sonuçlar (kg) aşağıdaki gibidir. Buna göre, varyans analizini ve F testlerini yapınız.

Gübre Düzeyleri	Bloklar			Σ
	1	2	3	
A	60	50	60	340
	70	60	40	
B	50	40	70	310
	30	50	70	
C	80	90	80	530
	100	110	70	
Σ	390	400	390	1180

Soru. Arılarda yavru çürüklüğü hastalığına karşı Fumajil-A'nın dört seviyesi, üç blok üzerinde, bir blokta her bir dozu alan deneme ünitesi iki olacak şekilde deneme tertip ediliyor. Elde edilen sonuçlar (koloni başına % kayıp) aşağıdaki gibidir. Buna göre, varyans analizini ve F testlerini yapınız.

Bloklar					
Muameleler	1	2	3	4	Σ
1	9	8	9	6	65
	10	9	7	7	
2	8	9	10	11	83
	11	12	10	12	
3	8	7	8	7	61
	6	8	9	8	
4	11	12	11	13	98
	13	14	10	14	
Σ	76	79	74	78	307

Soru. Etkili madde düzeyleri farklı üç ilacın (A= 8 mg/lt, B=12 mg/lt, C=16 mg/lt) patlıcanda yaprak biti zararlısına etkisi araştırılıyor. Deneme üç blok üzerinde kuruluyor ve bir blokta bir ilacı alan deneme ünitesi sayısı iki olacak şekilde deneme tertip ediliyor. Deneme sonunda elde edilen sonuçlar (adet) aşağıdaki gibidir. Buna göre, varyans analizini ve F testlerini yapınız.

Etkili Madde Düzeyi	Bloklar			
	1	2	3	Σ
A	17	15	16	96
	18	16	14	
B	15	14	17	95
	13	19	17	
C	18	19	18	164
	42	39	28	
Σ	123	122	110	355

LATİN KARESİ DENEME PLANI

Latin kare deneme planı, sıra, sütun ve muamele sayısının eşit olması zorunluluğunu getirir. En önemli sakıncası budur. Muamele sayısı 12'den fazla olunca kullanılması arzu edilmez. Bir veya birkaç gözlem eksik olduğunda eksik gözlemler uygun yöntemlerle tahmin edilir. Ancak bazı sıra veya sütunların tamamı eksik olursa denemenin analizi güçleşir.

Denemenin Kuruluşu: Latin kare denemelerde Galois Alan Teorisi'ne göre muamele sayısı kadar standart latin kare planı oluşturulur. Muamele sayısı t ise bu standart latin karelerden toplam " $t!(t-1)!$ " tane birbirinden farklı plan oluşturulur ve bu planlardan bir tanesi tesadüfen seçilir. Ancak daha pratik olarak önce t tane standart latin kareden 1 tanesi tesadüfen seçilir. Sonra seçilen standart latin karenin bazı sıra ve sütunları rasgele yer değiştirilir ve elde edilen deneme planı, tesadüfen oluşturulmuş deneme planı olarak kabul edilir.

Örneğin muamele $t=4$ için 4 tane standart latin kare aşağıdaki gibidir.

A	B	D	C	A	B	D	C	A	B	D	C	A	B	C	D
B	A	D	C	B	C	D	A	B	D	A	C	C	A	D	B
C	D	B	A	C	D	A	B	C	A	D	B	B	D	A	C
D	C	A	B	D	A	B	C	D	C	B	A	D	C	B	A
}				}				}				}			
$4!(4-1)!$				$4!(4-1)!$				$4!(4-1)!$				$4!(4-1)!$			
Toplam $4!(4-1)!4=576$															

Latin karede bir muamele, her bir sıra veya sütunda yalnızca bir kez yer alır. Bu özellik sıra, sütun ve muamelelerin birbirinden bağımsız olmasını sağlar. Dolayısıyla analiz kolaylaşır. 4'ten daha az muamele için latin kare kurulmaz, çünkü hataya serbestlik derecesi kalmaz. Bu gibi durumlarda latin kare deneme planı tekrarlanır.

Latin kare deneme planının matematik modeli,

$$Y_{ijk} = \mu + \alpha_i + \beta_j + \gamma_k + e_{ijk}$$

şeklindedir. Burada,

Y_{ijk} = i-inci sıra, j-inci sütundaki gözlem değerini,

μ = Genel populasyon ortalamasını,

α_i = i-inci sıranın etkisini,

β_j = j-inci sütunun etkisini,

γ_k = k-inci muamelenin etkisini,

e_{ijk} = i-inci sıra, j-inci sütundaki, k-inci muameleye ait

tesadüfi hatayı,

ifade eder.

Örnek. Dört farklı yerleşim sıklığının etlik piliçlerde 3,4 ve 5-inci haftalardaki günlük canlı ağırlık artışına etkisi araştırılıyor. Deneme sonucunda elde edilen sonuçlar analiz için düzenlenmiş olarak aşağıda verilmiştir.

Yerleşim Sıklık Düzeyleri:

A= 7 adet/m², B= 9 adet/m², C=13 adet/m², D= 15 adet/m².

Piliçlerde Günlük Canlı
Ağırlık Artışları.

Sütunlar					Σ
Sıralar	D	A	C	B	554
	117	151	138	148	
	B	C	D	A	488
	112	72	104	200	
C	B	A	D	459	
72	110	145	132		
A	D	B	C	581	
189	120	143	129		
Σ	490	453	530	609	2082

Çözüm:

Latin karesi deneme planında varyasyon kaynağı 4 ana parçaya ayrılır. Bunlar; sıra, sütun, muamele ve hatadır. Varyasyon kaynaklarına ait kareler toplamları aşağıdaki gibi hesaplanabilir. Muameleler kareler toplamının hesaplanabilmesi amacıyla önce muamele toplamlarının bilinmesi gerekir.

$$\Sigma\mathbf{A} = (151 + \dots + 189) = 685$$

$$\Sigma\mathbf{B} = (148 + \dots + 143) = 513$$

$$\Sigma\mathbf{C} = (138 + \dots + 129) = 411$$

$$\Sigma\mathbf{D} = (117 + \dots + 120) = 473$$

şeklindedir. Buna göre muamele kareler toplamı,

$$\begin{aligned} \text{D.K.} &= \left(\sum_{i=1}^p \sum_{j=1}^p \sum_{k=1}^p Y_{ijk} \right)^2 / p^2 = (2082)^2 / 4^2 \\ &= 270920.3 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{G.K.T.} &= \sum_{i=1}^p \sum_{j=1}^p \sum_{k=1}^p Y_{ijk}^2 - \text{D.K.} = (117^2 + \dots + 129^2) - 270920.3 \\ &= 7.6035 \end{aligned}$$

Genel kareler toplamı için serbestlik derecesi $=p^2-1= 15$

$$\begin{aligned} \text{Sıra K.T.} &= \frac{1}{p} \sum_{i=1}^p Y_{i..}^2 - \text{D.K.} \\ &= \frac{554^2 + \dots + 581^2}{4} - 270920.3 = 2405.25 \end{aligned}$$

Sıra kareler toplamı için serbestlik derecesi $=p-1= 3$

$$\begin{aligned} \text{Sütun K.T.} &= \frac{1}{p} \sum_{j=1}^p Y_{.j.}^2 - \text{D.K.} \\ &= \frac{(490^2 + \dots + 609^2)}{4} - 270920.3 = 3352.25 \end{aligned}$$

Sıra kareler toplamı için serbestlik derecesi $=p-1= 3$

$$\begin{aligned} \text{Muamele K.T.} &= \frac{1}{p} \sum_{k=1}^p Y_{..k}^2 - D.K. \\ &= \frac{(685^2 + \dots + 473^2)}{4} - 270920.3 = 10340.75 \end{aligned}$$

ve muamele kareler toplamı için serbestlik derecesi $=p-1=3$

$$\begin{aligned} \text{H.K.T.} &= \text{G.K.T.} - \text{Sıra K.T.} - \text{Sütun K.T.} - \text{Muamele K.T.} \\ &= 18005.75 - 2405.25 - 3352.25 - 10340.75 \\ &= 1907.5 \end{aligned}$$

olarak bulunur. Hata için genelden diğer kareler toplamlarını çıkarmak yeterlidir. Böylece, hata kareler toplamı için serbestlik derecesi

$$= (p - 1) (p - 2) = 3 \times 2 = 6$$

olarak elde edilir. Bu sonuçlar Çizelge 9.2'deki gibi özetlenebilir. Çizelgedeki kareler ortalamaları (KO'lar), her bir kareler toplamının kendi serbestlik derecesine bölünmesi ile elde edilmektedir.

Varyasyon Kay.	SD	KT	KO	F
Sıralar	3	2405.25	801.75	2.522
Sütunlar	3	3352.25	1117.417	3.515
Muameleler	3	10340.75	3446.917	10.842**
Hata	6	1907.5	317.9167	
Genel	15	18005.75		

* $\alpha=0.05$, ** $\alpha=0.01$ yanılma düzeylerinde istatistiki olarak önemli.

1- Sıra için,

$$F = \frac{801.75}{317.9167} = 2.522 < F_{3,6,0.05} = 4.76, \text{ (önemsiz)}$$

2- Sütun için,

$$F = \frac{1117.417}{317.9167} = 3.515 < F_{3,6,0.05} = 4.76, \text{ (önemsiz)}$$

3- Muamele için,

$$F = \frac{3446.917}{317.9167} = 10.842 > F_{3,6,0.05} = 4.76, \text{ (önemli)}$$

$$10.842 > F_{3,6,0.01} = 9.78, \text{ (önemli)}$$

F Testleri:

	yer_sık	sıra	sutun	veri	
1	D	1	1	117	
2	A	1	2	151	
3	C	1	3	138	
4	B	1	4	148	
5	B	2	1	112	
6	C	2	2	72	
7	D	2	3	104	
8	A	2	4	200	
9	C	3	1	72	
10	B	3	2	110	
11	A	3	3	145	
12	D	3	4	132	
13	A	4	1	189	
14	D	4	2	120	
15	B	4	3	143	
16	C	4	4	129	
17					

Univariate

Dependent Variable:
veri

Fixed Factor(s):
sira
sutun
yer_sik

Random Factor(s):

Covariate(s):

Model...
Contrasts...
Plots...
Post Hoc...
Save...
Options...

OK Paste

Univariate: Model

Specify Model

Full factorial Custom

Factors & Covariates:
sira
sutun
yer_sik

Build Term(s)
Type:
Main effects

Model:
sira
sutun
yer_sik

Tests of Between-Subjects Effects

Dependent Variable: veri

Source	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Corrected Model	16098,250 ^a	9	1788,694	5,626	,024
Intercept	270920,250	1	270920,250	852,174	,000
sıra	2405,250	3	801,750	2,522	,154
sutun	3352,250	3	1117,417	3,515	,089
yer_sik	10340,750	3	3446,917	10,842	,008
Error	1907,500	6	317,917		
Total	288926,000	16			
Corrected Total	18005,750	15			

a. R Squared = ,894 (Adjusted R Squared = ,735)

Yerleşim sıklığı değişkenine ait etkinin %1 yanılma düzeyinde ($P < 0.01$), sıra ve sütun etkilerinin ise önemsiz olduğu görülmektedir ($P > 0.05$).

Soru. Protein düzeyleri farklı dört karma yemin (A:2200 Enerji+%8 protein, B:2200 enerji+%10 protein, C:2200 enerji+%12 protein, D:2200 enerji+%14 protein) kuzulardaki canlı ağırlık artışı üzerine etkisi araştırılıyor. Karma yemlerin deneme ünitelerine (kuzulara) dağıtımı ve her deneme ünitesinden elde edilen verim (gr/gün) aşağıdaki gibi bulunuyor. Buna göre, varyans analizini ve F testlerini yapınız.

Sütunlar (deneme başlangıç yaşı)

Sıralar(ırklar)	1 aylık	2 aylık	3 aylık	4 aylık	Σ
1.ırk	A 255	C 227	B 380	D 318	1180
2.ırk	C 241	B 315	D 232	A 198	986
3.ırk	B 238	D 230	A 238	C 196	902
4.ırk	D 266	A 170	C 241	B 249	926
Σ	1000	942	1091	961	3994

Soru. Dört farklı budama şeklinin (A= Goble, B=Doruk dallı, C=Değişik doruk dallı, D= Piramit) kiraz verimine etkisi iki yönlü heterojen bir arazide denemeye alınıyor. Deneme sonucunda elde edilen sonuçlar tablodaki gibidir. Buna göre, varyans analizini ve F testlerini yapınız.

					Σ
A	D	C	B	E	102
12	21	32	12	25	
C	A	E	D	B	108
30	13	28	25	12	
E	C	B	A	D	106
27	25	11	14	29	
D	B	A	E	C	95
20	10	16	21	28	
B	E	D	C	A	114
15	29	19	36	15	
Σ	104	98	106	108	109
					525

Soru. Dört farklı yerleşim sıklığının ($A= 7/m^2$, $B= 9/m^2$, $C=13/m^2$, $D= 15/m^2$) etlik piliçlerde günlük canlı ağırlık artışına etkisi araştırılıyor. Deneme sonucunda elde edilen sonuçlar tablodaki gibidir. Buna göre, varyans analizini ve F testlerini yapınız.

					Σ
	D	A	C	B	
	117	151	138	148	554
	B	C	D	A	
	112	72	104	200	488
	C	B	A	D	
	72	110	145	132	459
	A	D	B	C	
	109	129	143	159	540
Σ	410	462	530	639	2041

İÇ-İÇE SINIFLANMIŞ DENEME PLANLARI

Bu deneme planında bir faktörün her seviyesi altında başka bir faktörün değişik seviyeleri yer alır. Yani, birinci faktörün ilk seviyesinde ikinci faktörün belli seviyeleri yer alırken, birinci faktörün ikinci seviyesinde ikinci faktörün başka seviyeleri yer alır. İç içe sınıflanmış denemelerin bir çok faydalı yönü vardır. İç içe sınıflamada, birinci faktörün her seviyesinde ikinci faktörün eşit sayıda seviyelerinin tekrarlanması gerekmez. Alt sınıf sayılarının farklı olduğu durumlarda da bu deneme planının uygulanması mümkündür. Ancak planda interaksiyon etkisi söz konusu değildir.

İki Seviyeli İç-içe Sınıflanma

İki seviyeli iç-içe sınıflamada bir A faktörünün seviyeleri içerisinde, başka bir B faktörünün seviyeleri sınıflandırılmaktadır.

Plana ait matematik model,

$$Y_{ijk} = \mu + \alpha_i + \beta_{j(i)} + e_{ijk}$$

şeklindedir. Burada,

Y_{ijk} = Birinci faktörün i-inci seviyesinde ve ikinci faktörün j-inci seviyesinde sınıflanan k-ıncı elemana ait gözlem değerini,

α_i = İlk faktörün i-inci seviyesinin etkisini,

$\beta_{j(i)}$ = İlk faktörün i-inci seviyesine düşen ikinci faktörün j-inci seviyesinin etkisini,

e_{ijk} = İlk faktörün i-inci seviyesinde, ikinci faktörün j-inci seviyesindeki k-ıncı elemana ait tesadüfi hatayı gösterir.

Örnek. On iki diři fare tesadüfi olarak 4'erlik gruba bölünüyor. Her gruptaki diřiler, birer erkek fare ile çiftleřtiriliyor. Neticede elde edilen yavrulardan tesadüfi olarak ikiřer tane alınarak, bunların kan PH'ları ölçülüyor. Buna göre yavru farelerin kan PH'ları üzerine ana ve babalarının etkilerinin önemi kontrol edilmek isteniyor.

**Yavru
Farelerin Kan
PH Deęerleri.**

Erkekler	Diřiler	Yavrular		Σ	Σ
1	1	5.85	5.95	11.80	58.27
	2	7.78	8.09	15.80	
	3	8.40	8.36	16.76	
	4	7.01	6.83	13.84	
2	5	6.90	6.98	13.96	47.89
	6	5.60	5.45	11.05	
	7	5.07	4.93	10.00	
	8	6.38	6.58	12.96	
3	9	5.66	5.75	11.41	53.68
	10	7.78	7.92	15.60	
	11	6.99	6.92	13.91	
	12	6.21	6.45	12.66	

İç-içe sınıflanmış deneme planında varyasyon kaynakları aşağıdaki gibi hesaplanır. Bu deneme planında p erkeklerin sayısı, r dişilerin sayısı ve s yavru sayısı olmak üzere $i=1, 2, \dots, p(=3)$; $j=1, 2, \dots, r(=4)$ ve $l=1, 2, \dots, s(=2)$ ile gösterilsin.

$$D.K. = \frac{Y_{\dots}^2}{N} = \frac{159.92^2}{24} = 1064.534$$

$$G.K.T. = \sum_{i=1}^{p=3} \sum_{j=1}^{r=4} \sum_{k=1}^{s=2} Y_{ijk}^2 - \frac{Y_{\dots}^2}{N} = (5.85^2 + \dots + 6.45^2) - 1064.534$$

$$= 1089.62 - 1064.534 = 23.9752$$

Genel kareler için serbestlik derecesi $=N-1=23$

$$Erk.AK.T. = \sum_{i=1}^{p=3} \frac{Y_{i..}^2}{rs} - \frac{Y_{\dots}^2}{N} = \frac{58.27^2 + \dots + 53.68^2}{8} - 1064.534$$

$$= 1071.298 - 1064.534 = 6.764$$

Erkekler arası için serbestlik derecesi $=p-1=3-1=2$

$$Dişi A.K.T. = \frac{1}{r} \sum_{i=1}^{p=3} \sum_{j=1}^{s=4} Y_{ij.}^2 - \frac{Y_{\dots}^2}{N} = \frac{11.80^2 + \dots + 12.66^2}{2} - 1064.534$$

$$= 1088.35 - 1064.534 = 23.8158$$

$$\begin{aligned} \text{Dişı. Ar./Erk.içi K.T.} &= \text{Dişı.A.K.T.} - \text{Erk.A.K.T} \\ &= 23.8158 - 6.764 = 17.0518 \end{aligned}$$

veya

$$\begin{aligned} \text{Dişı.Ar./Erk.içiK.T.} &= \frac{1}{s} \sum_{i=1}^{p=3} \sum_{j=1}^{s=4} Y_{ij}^2 - \sum_{i=1}^3 \frac{Y_{i.}^2}{rs} \\ &= \frac{11.80^2 + \dots + 12.66^2}{2} - \frac{58.27^2 + \dots + 53.68^2}{8} \\ &= 1088.35 - 1071.298 = 17.0518 \end{aligned}$$

Dişı. Ar./Erk.içi K.T. için serbestlik derecesi $=p(r-1)=3(4-1)=9$ olarak bulunur. Hata için ise,

$$\begin{aligned} \text{Hata K.T.} &= \text{G.K.T.} - \text{Dişı.A.K.T.} = 23.9752 - 23.8158 \\ &= 0.1594 \end{aligned}$$

Hata için serbestlik derecesi $=pr(s-1)=3(4)(2-1)=12$ elde edilir. Bu analiz sonuçlarına göre varyans analizi,

Varyasyon Kay.	SD	KT	KO	F
Erkekler arası	2	6.7640	3.382	1.785
Dişi. A./Erk. İçi	9	17.0518	1.895	142.633**
Hata	12	0.1594	0.013	
Genel	23	23.9752		

* $\alpha=0.05$, ** $\alpha=0.01$ yanılma düzeylerinde istatistiki olarak önemli.

F testleri;

Dişi.Ar./Erk.içi K.O. 'sını test için Hata Kareler Ortalaması kullanılır.

$$F = \frac{1.895}{0.013} = 142.633 > F_{9,12,0.01} = 4.39, \text{ (önemli)}$$

Erkekler A.K.T. 'nı test için Dişi.Ar./Erk.içi Kareler Ortalaması kullanılır.

$$F = \frac{3.382}{1.895} = 1.785 < F_{2,9,0.05} = 4.26, \text{ (önemsiz)}$$

	erkek	dişi	yavrular
1	1	1	5,85
2	1	1	5,95
3	1	2	7,78
4	1	2	8,09
5	1	3	8,40
6	1	3	8,36
7	1	4	7,01
8	1	4	6,83
9	2	5	6,90
10	2	5	6,98
11	2	6	5,60
12	2	6	5,45
13	2	7	5,07
14	2	7	4,93
15	2	8	6,38
16	2	8	6,58
17	3	9	5,66
18	3	9	5,75
19	3	10	7,78
20	3	10	7,92
21	3	11	6,99
22	3	11	6,92
23	3	12	6,21
24	3	12	6,45

İç-içe sınıflanmış denemelerde Analyze/General linear model/Univariate.. menüsünde bağımlı, bağımsız ve şansa bağlı değişkenler tanımlanarak, model oluşturulur.

Bağımlı değişken (yavru farelerin kan PH değerleri) Dependent Variable kutucuğuna,

şansa bağlı değişken (dişi) Random Factor(s) ve

bağımsız değişken (erkek) Fixed Factor(s) kutucuğuna atanır. Daha sonra model tanımlama aşamasına geçilir.

Model kısmında **Type-I** seçilir.

Dependent Variable:
yavrular

Fixed Factor(s):
erkek

Random Factor(s):
dişi

Model...
Contrasts...
Plots...
Post Hoc...
Save...
Options...

Univariate: Model

Specify Model

Full factorial Custom

Factors & Covariates:
erkek
dişi

Build Term(s)
Type:
Interaction

Model:
erkek
dişi*erkek

Sum of squares: Type I Include intercept in model

Continue Cancel Help

Prof.Dr.Yüksel TERZİ

Tests of Between-Subjects Effects

Dependent Variable: yavrular

Source	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Intercept	1064,534	1	1064,534	561,866	,000
	17,052	9	1,895 ^a		
erkek	6,764	2	3,382	1,785	,222
	17,052	9	1,895 ^a		
erkek * dişi	17,052	9	1,895	142,633	,000
	,159	12	,013 ^b		

a. MS(erkek * dişi)

b. MS(Error)

Analiz sonuçları incelendiğinde, erkekler arası etkinin önemsiz ($P>0.05$), dişiler arası/erkekler içi etkinin ise %1 yanılma düzeyinde önemli olduğu görülmektedir ($P<0.01$).

Üç Seviyeli İç-İçe Sınıflanma

Bu tip denemelere ait matematik model;

$$Y_{ijkl} = \mu + \alpha_i + \beta_{ij} + \gamma_{ijk} + e_{ijkl}$$

şeklindedir.

Burada ve etkilerinin hepsi sabit veya hepsi şansa bağlı olabileceği gibi, bazıları sabit bazıları şansa bağlı olabilir. Böyle durumlarda karışık model söz konusudur.

Örnek. Farelerin karaciğerindeki glikojen miktarı üzerine üç farklı muamelenin etkisi araştırılmak isteniyor. Her muamele grubunda 2'şer tane ayrı fare denemeye alınıyor. Her fareden 3'er farklı preparat hazırlanıyor. Ölçülen glikojen miktarları aşağıdaki gibi bulunuyor.

Muameleler: a= Kontrol, B= 217 bileşiği, C= 217 bileşiği + şeker.

Farelerin Karaciğerindeki Glikojen Miktarı.

Mua.	Fare	Prep.	Okuma	Σ	Σ	Σ	Σ
Kontrol	1	1	131	130	261	795	1686
		2	131	125	256		
		3	136	142	278		
	2	4	150	148	298	891	
		5	140	143	283		
		6	160	150	310		
217 Bileşigi	3	7	157	145	302	898	1812
		8	154	142	296		
		9	147	153	300		
	4	10	151	155	306	914	
		11	147	147	294		
		12	162	152	314		
217 Bileşigi+şeker	5	13	134	125	259	806	1622
		14	138	138	276		
		15	135	136	271		
	6	16	138	140	278	816	
		17	139	138	277		
		18	134	127	261		
							5120

Üç seviyeli iç-içe sınıflanmış deneme planında varyasyon kaynakları aşağıdaki gibi hesaplanır.

Deneme muamele sayısı: $p=3$

her bir muameledeki fare sayısı: $r=2$

her bir fare için preparat sayısı: $s=3$

okuma sayısı: $v=2$

$i=1, 2, \dots, p$

$j=1, 2, \dots, r$

$k=1, 2, \dots, s$

$l=1, 2, \dots, v$

$$D.K. = \frac{Y_{\dots}^2}{N} = \frac{5120^2}{36} = 728177.8$$

$$G.K.T. = \sum_i^p \sum_j^r \sum_k^s \sum_l^v Y_{ijkl}^2 - D.K.$$

$$= (131^2 + \dots + 127^2) - 72817.8$$

$$= 3330.2$$

$$Mu.K.T. = \frac{1}{rsv} \sum_{i=1}^3 Y_{i\dots}^2 - D.K. = \frac{1}{12} (1686^2 + \dots + 1622^2) - D.K.$$

$$= 1557.556$$

$$Fareler A./Mua. içi K.T. = \sum_i^p \sum_j^r \frac{Y_{ij\dots}^2}{sv} - \sum_i^p \frac{Y_{i\dots}^2}{rsv}$$

$$= \left(\frac{795^2 + 891^2}{6} - \frac{1686^2}{12} \right) + \dots + \left(\frac{806^2 + 816^2}{6} - \frac{1622^2}{12} \right)$$

$$= \left(\frac{795^2 + \dots + 816^2}{6} \right) - \left(\frac{1686^2 + \dots + 1622^2}{12} \right)$$

$$= 797.667$$

$$\begin{aligned}
\text{Pre. A./Fareler ii K.T.} &= \frac{1}{v} \sum_i \sum_j \sum_k Y_{ijk}^2 - \sum_i \sum_j \frac{Y_{ij.}^2}{sv} \\
&= \left(\frac{261^2 + \dots + 278^2}{2} - \frac{795^2}{2} \right) + \dots + \left(\frac{278^2 + \dots + 261^2}{2} - \frac{816^2}{6} \right) \\
&= 594
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
\text{Hata K.T.} &= \text{G.K.T.} - \text{Far. A./Mua.ii.K.T} - \text{Prep.A./Far.ii K.T.} \\
&\quad - \text{Mua. K.T.} \\
&= 3330.2 - 1557.8 - 797.7 - 594.0 \\
&= 381
\end{aligned}$$

Hesaplanan kareler toplamlarına ait serbestlik dereceleri,

Muameleler için serbestlik derecesi $= (p - 1) = (3 - 1) = 2$,

Fare Arası / Muameleler içi için serbestlik derecesi

$$= p(r - 1) = (3(2 - 1)) = 3,$$

Preparatlar Arası / Fareler içi için serbestlik derecesi

$$= pr(s - 1) = 3(2)(3 - 1) = 12,$$

Hata için serbestlik derecesi $= prs(v - 1) = 3(2)(3)(2 - 1) = 18$

Genel için serbestlik derecesi $= N - 1 = 36 - 1 = 35$

şeklinde hesaplanır. Bu analiz sonuçlarına göre varyans analizi,

Varyasyon Kay.	SD	KT	KO	F
Muameleler arası	2	1557.556	778.778	2.929
Fare A./ Mua. İçi	3	797.667	265.889	5.371*
Pre. A. / Far. İçi	12	594	49.5	2.339
Hata	18	381	21.167	
Genel	35	3330.2		

1- Preparatlar Arası / Fareler içi için;

$$F = \frac{49.5}{21.167} = 2.339 < F_{12,18,0.05} = 2.34 , (\text{önemsiz})$$

2- Fareler Arası / Muameleler içi için;

$$F = \frac{265.889}{49.5} = 5.371 > F_{3,18,0.05} = 3.49 , (\text{önemli})$$

3 - Muameleler için;

$$F = \frac{778.778}{265.889} = 2.929 < F_{2,3,0.05} = 9.55, \text{ (önemsiz)}$$

Muameleler ve Preparatlar Arası / Fareler içi etki istatistiki olarak önemsiz bulunmuştur ($P>0.05$). Fareler Arası / Muameleler içi etki ise istatistiki olarak önemli bulunmuştur ($P<0.05$).

Soru. Cornish ırkı tavuklarda yapılan bir denemede 9 tavuk tesadüfen üçerli üç gruba ayrılıyor. Her gruptaki dişilerin birer horoz ile çiftleştirilmesiyle elde edilen civcivlerden üçer tane alınarak günlük ortalama canlı ağırlık artışları tespit ediliyor. Yavruların günlük ortalama canlı ağırlık artışına ana ve babaların etkilerinin önemi kontrol edilmek isteniyor. İç-içe sınıflanmış bir denemeden elde edilen değerler aşağıdaki gibidir. Buna göre, varyans analizini ve F testlerini yapınız.

Erkekler	1			2			3		
Dişiler	1	2	3	4	5	6	7	8	9
Yavrular	25.8	27.7	28.0	26.9	25.6	26.3	25.6	27.7	26.9
	25.9	28.0	28.3	26.9	25.4	26.5	25.7	27.9	27.2
	26.9	29.0	29.3	25.9	26.4	26.6	26.7	28.0	27.6
Σ	78.6	84.7	85.6	79.7	77.4	79.4	78	83.6	81.7
Σ	248.9			236.5			243.3		
Σ	728.7								

Soru. Bir çiftlikteki siyah alaca sürüsünden rasgele seçilen iki boğaya verilen üç'er inekten doğan dişilerin günlük süt verimleri incelenmektedir. Süt verimi varyasyonuna etki eden boğalar ve boğaların içinde inekler olmak üzere iki faktör vardır. Buna göre, varyans analizini ve F testlerini yapınız.

Boğalar	1			2		
İnekler	1	2	3	4	5	6
Yavrular	17.5	21.6	19.4	17.5	21.7	22.4
	17.9	19.7	17.8	18.4	21	19.7
	18.6	17.6	19	19.1	20.7	17
		18.5	21.3		17.9	15.9
		21.3			21.8	
Σ	54	98.7	77.5	55	103.1	75
Σ	230.2			233.1		
Σ	463.3					

FAKTÖRİYEL DÜZENLENMİŞ DENEMELER

Her biri iki veya daha fazla seviyeye sahip sınıflandırma kriterlerinin bulunduğu denemelerdir. Her bir faktörün içerdiği iki veya daha fazla sınıf ise seviye olarak adlandırılır. Faktöriyel denemelerde,

1-İkinci faktörün tüm seviyeleri birinci faktörün her bir seviyesinde aynen yer alır. Üçüncü faktörün tüm seviyeleri, ikinci faktörün her bir seviyesinde, dördüncü faktörün tüm seviyeleri üçüncü faktörün her bir seviyesinde aynen yer alır,....., şeklinde devam eder gider.

2- İnteraksiyon söz konusudur.

3- Alt grup sayıları eşit ise analiz kolaydır.

4- Tesadüf parselleri, tesadüf blokları, latin kare gibi bütün deneme planları faktöriyel olarak düzenlenebilir. Bu durumda denemeler faktöriyel tesadüf parselleri, faktöriyel tesadüf blokları, faktöriyel latin kare gibi isimler alır.

2²-Faktöriyel Denemeler

2x2'lik faktöriyel tesadüf parselleri deneme planı veya 2²'lik faktöriyel tesadüf parselleri deneme planı olarak da adlandırılır. Denemenin kuruluşu: Örneğin iki faktörlü, her bir faktörü iki seviyeli ve dört tekerrürlü bir denemede,

A faktörü seviyeleri a_0, a_1 ; A'nın seviye sayısı = a ,
B faktörü seviyeleri b_0, b_1 ; B'nin seviye sayısı = b ,
Tekerrür = r ,

Deneme materyali ($a*b*r$) = $2*2*4 = 16$ adet deneme ünitesine ayrılır. Bu bir arazi denemesi ise 16 parsel hazırlanır. Önce aşağıdaki gibi muamele kombinasyonları oluşturulur. Sonra her bir muamele kombinasyonu tekerrür sayısı kadar ($r=4$) çoğaltılarak kağıtlara yazılır ve hepsi bir torbaya koyulur. Daha sonra tüm deneme ünitelerine aynen tesadüf parsellerindeki gibi tamamen tesadüfi olarak dağıtım yapılır.

Muamele Kombinasyonları (axb)

A	B	AxB
a_0	b_0	$a_0 b_0$
	b_1	$a_0 b_1$
a_1	b_0	$a_1 b_0$
	b_1	$a_1 b_1$

axb=4 adet muamele kombinasyonu

2^2 'lik faktöriyel düzenlenmiş deneme planının matematik modeli,

$$Y_{ijk} = \mu + \alpha_i + \beta_j + (\alpha\beta)_{ij} + e_{ijk}$$

şeklindedir. Burada,

Y_{ijk} = A'nın i-inci seviyesi, b'nin j-inci seviyesi ve k-ıncı tekerrüre ait gözlem değerini,

μ = Genel populasyon ortalamasını,

α_i = A'nın i-inci seviye etkisini,

β_j = B'nin j-inci seviye etkisini,

$(\alpha\beta)_{ij}$ = A'nın i-inci seviyesi ile, b'nin j-inci seviyesinin interaksiyon etkisini,

e_{ijk} = Y_{ijk} 'nın tesadüfi hatasını,

ifade eder.

Örnek. 2 ayrı buğday çeşidi üzerinde 3 farklı gübre dozu 3 tekerrürlü olarak deneniyor elde edilen sonuçlar aşağıdaki gibidir.

Gübre dozları: $b_1=2$ kg/parsel, $b_2=3$ kg/parsel, $b_3=5$ kg/ parsel

Buğday çeşidi: a_1 , a_2

Buğday Verimleri Miktarı

		a_1			a_2		
		b_1	b_2	b_3	b_1	b_2	b_3
Tekerrür		80	40	60	65	30	50
		55	50	80	35	25	35
		60	55	75	40	29	42
Σ		195	145	215	140	84	127
Σ		555			351		
Σ		906					

Faktöriyel tesadüf parselleri deneme planında varyasyon kaynakları aşağıdaki gibi hesaplanır.

$$D.K. = \frac{Y_{i..}^2}{a \times b \times r} = \frac{906^2}{18} = 45602$$

$$G.K.T. = (80^2 + \dots + 42^2) - D.K. = 50680 - 45602 = 5078$$

$$A.K.T. = \frac{\sum Y_{i.}^2}{a} - D.K. = \frac{555^2 + 351^2}{9} - D.K. \\ = 47914 - 45602 = 2312$$

$$\text{B.K.T.} = \frac{\sum Y_{.j}^2}{b} - \text{D.K.} = \frac{(195 + 84)^2 + \dots + (215 + 127)^2}{6} - \text{D.K.}$$

$$= 46938.33 - 45602 = 1336.33$$

$$\text{Alt.Gr.K.T.}_{(a \times b)} = ((195^2 + \dots + 127^2) / 3) - \text{D.K.}$$

$$= 49353.33 - 45602 = 3751.333$$

$$\text{AxB K.T.} = \text{Alt. Gr.K.T.} - \text{A.K.T.} - \text{B.K.T.}$$

$$= 3751.333 - 2312 - 1336.33$$

$$= 103$$

$$\text{Hata K.T.} = \text{G.K.T.} - \text{A.K.T.} - \text{B.K.T.} - \text{AxB K.T.}$$

$$= 5078 - 2312 - 1336.33 - 103$$

$$= 1326.667$$

Varyasyon Kay.	SD	KT	KO	F
Buğday türü(A)	1	2312	2312	20.913**
Gübre dozu(B)	2	1336.33	668.167	6.044*
AxB	2	103	51.5	0.466
Hata	12	1326.667	110.56	
Genel	17	5078		

	buğday	doz	verim
1	1	1	80
2	1	1	55
3	1	1	60
4	1	2	40
5	1	2	50
6	1	2	55
7	1	3	60
8	1	3	80
9	1	3	75
10	2	1	65
11	2	1	35
12	2	1	40
13	2	2	30
14	2	2	25
15	2	2	29
16	2	3	50
17	2	3	35
18	2	3	42

Univariate: Model

Specify Model

Full factorial
 Custom

Factors & Covariates:

- buğday
- doz

Model:

```
buğday
doz
buğday*doz
```

Build Term(s)

Type: Interaction

Sum of squares: Type I

Include intercept in model

Continue Cancel Help

Tests of Between-Subjects Effects

Dependent Variable: VERİM

Source	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Corrected Model	3751,333 ^a	5	750,267	6,786	,003
Intercept	45602,000	1	45602,000	412,480	,000
BUGDAY	2312,000	1	2312,000	20,913	,001
DOZ	1336,333	2	668,167	6,044	,015
DOZ * BUGDAY	103,000	2	51,500	,466	,639
Error	1326,667	12	110,556		
Total	50680,000	18			
Corrected Total	5078,000	17			

a. R Squared = ,739 (Adjusted R Squared = ,630)

Analiz sonuçları incelendiğinde, buğday türüne ait etkinin etkinin %1 yanılma düzeyinde ($P < 0.01$), gübre dozu etkisinin etkinin %5 yanılma düzeyinde ($P < 0.05$) önemli, buğday*gübre interaksiyonunun ise önemsiz ($P > 0.05$) olduğu görülmektedir.

Faktöriyel Tesadüf Blokları Deneme Planı

Denemenin Kuruluşu: Faktöriyel tesadüf parsellerinde olduğu gibi öncelikle muamele kombinasyonları oluşturulur. Her bir blokta muamele kombinasyonu sayısı kadar deneme ünitesi hazırlanır. Her bir kombinasyondan birer tane kağıtlara yazılarak bir torbaya koyulur ve her bir blok içerisinde kombinasyonların dağıtımı tesadüfen yapılır. Örneğin, her biri iki seviyeli üç faktör (A, B, C) 4 bloklulu bir denemede,

A faktörü *seviyeleri* a_0, a_1 ; A'nın *seviye sayısı* = a,

B faktörü *seviyeleri* b_0, b_1 ; B'nin *seviye sayısı* = b,

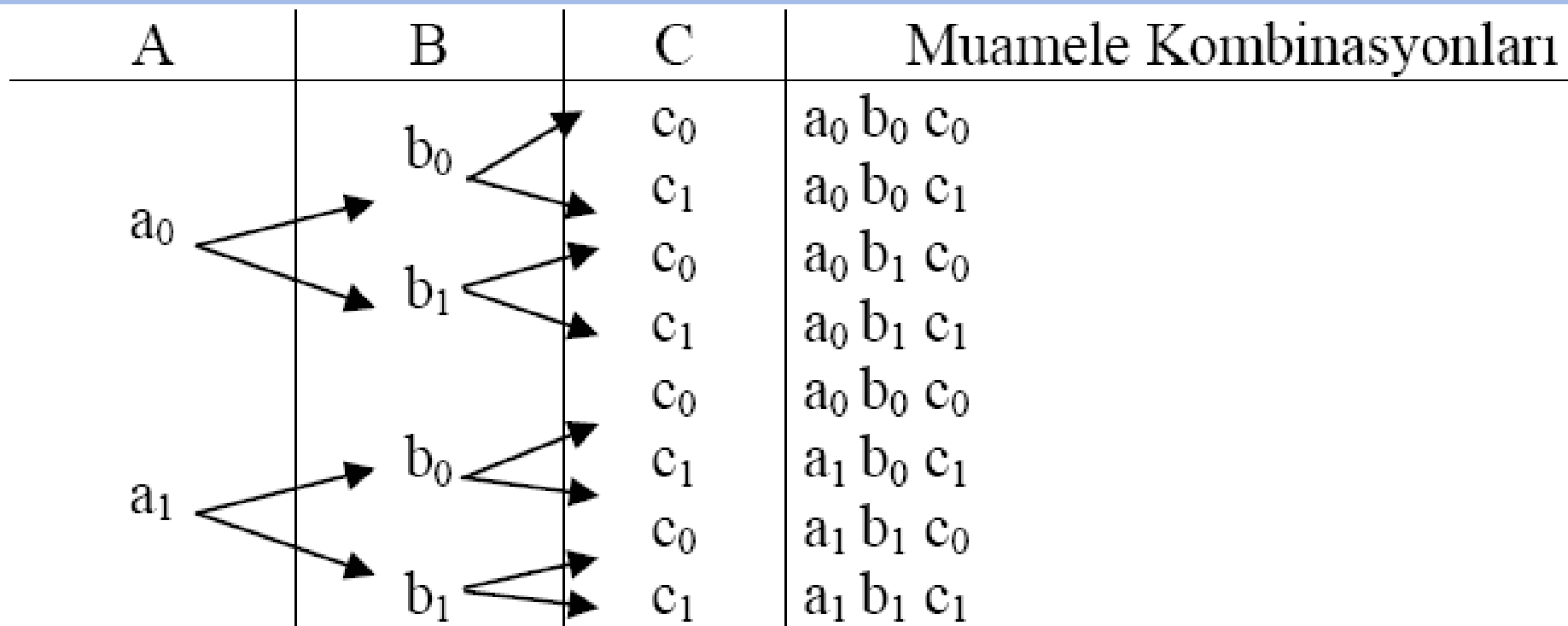
C faktörü *seviyeleri* c_0, c_1 ; C'nin *seviye sayısı* = c,

Blok sayısı = r,

şeklinde gösterilsin.

Deneme materyali $(a*b*c*r) = 2*2*2*4 = 32$ adet deneme ünitesine ayrılır. Arazi denemesi ise 32 parsel hazırlanır. Faktöriyel tesadüf bloklarında muamele kombinasyonları aşağıdaki gibi oluşturulur.

Muamele Kombinasyonları (axbxc).



$a*b*c = 2*2*2 = 8$ adet muamele kombinasyonu oluşmuştur.

$$Y_{ijkl} = \mu + \alpha_i + \beta_j + \gamma_k + (\alpha\beta)_{ij} + (\alpha\gamma)_{ik} + (\beta\gamma)_{jk} + (\alpha\beta\gamma)_{ijk} + e_{ijkl}$$

μ = Genel populasyon ortalamasını,

α_i = A'nın i-inci seviye etkisini,

β_j = B'nin j-inci seviye etkisini,

γ_k = C'nin k-inci seviye etkisini,

$(\alpha\beta)_{ij}$ = A'nın i-inci seviyesi, B'nin j-inci seviyesinin interaksiyon etkisini,

$(\alpha\gamma)_{ik}$ = A'nın i-inci seviyesi, C'nin k-inci seviyesinin interaksiyon etkisini,

$(\beta\gamma)_{jk}$ = B'nin j-inci seviyesi, C'nin k-inci seviyesinin interaksiyon etkisini,

$(\alpha\beta\gamma)_{ijk}$ = A'nın i-inci seviyesi, B'nin j-inci seviyesi ve C'nin k-inci seviyesine ait interaksiyon etkisini,

e_{ijkl} = Y_{ijkl} 'nin tesadüfi hatasını, Prof.Dr.Yüksel TERZİ

Örnek. Bir doku kültürü denemesinde iki farklı hormonun, iki farklı konsantrasyonunun iki farklı sıcaklıktaki hücre yığını kuru ağırlıklarına etkisi incelenmek isteniyor. İklimlendirme dolabındaki üç rafın sıcaklık, aydınlanma vb farklılıklar olabileceği düşünülerek her bir raf bir blok olarak kabul ediliyor ve hazırlanan petri kaplarının yerleştirilmesi buna göre yapılıyor. Bir ay sonra gelişen hücre yığınlarının kuru ağırlıkları (mg) aşağıdaki gibi bulunuyor.

Hormonlar (A): a1= NAA,

a2= IAA

Hormon sayısı = a = 2

Konsantrasyonlar (B): b1=0.1 mg/l,

b2=0.4 mg/l

Konsantrasyon sayısı = b = 2

Sıcaklıklar (C): c1= 20 °C ,

c2= 24 °C

Sıcaklık sayısı = c = 2

Blok sayısı = r = 3

Bloklar

A	B	C	I	II	III	Σ	Σ	Σ	Σ
a₁	b₁	c₁	100	105	108	313	908	1990	4253
		c₂	200	205	190	595			
	b₂	c₁	161	156	180	497	1082		
		c₂	190	200	195	585			
a₂	b₁	c₁	120	115	140	375	1020		
		c₂	210	220	215	645			
	b₂	c₁	180	189	201	570	1243		
		c₂	210	235	228	673			
Σ			1371	1425	1457				

$$D.K. = 4253^2 / 24 = 753667$$

$$G.K.T. = (100^2 + \dots + 1228^2) - D.K. = 39709.9583$$

$$\text{Blok A.K.T.} = ((1371^2 + \dots + 1457^2) / 8) - D.K. = 472.333333$$

$$A.K.T. = ((1990^2 + \dots + 2263^2) / 12) - D.K. = 3105.375$$

(AxB) interaksiyon kareler toplamını bulmak için aşağıdaki gibi iki yönlü bir çizelge oluşturulur.

AxB	a₁	a₂
b₁	908	1020
b₂	1082	1243

Bu çizelgeden, AxB için bir alt grup kareler toplamı,

$$\text{Alt Gr.K.T.}_{AxB} = ((908^2 + \dots + 1243^2) / 6) - D.K. = 9772.458$$

şeklinde hesaplanır. Burada payda da yer alan 6 sayısı karesi alınan her bir hücre toplamının elde edildiği gözlem sayısıdır.

Daha sonra AxB iteraksiyonu,

$$\begin{aligned} (AxB) \text{ K.T.} &= \text{Alt Gr.K.T.}_{(AxB)} - A.K.T - B.K.T. \\ &= 9772.458 - 3105.375 - 6567.04167 \\ &= 100.041667 \end{aligned}$$

olarak hesaplanır. Diğer kareler toplamaları için;

$$\begin{aligned} C.K.T. &= ((313 + \dots + 570)^2 + (595 + \dots + 673)^2) / 12) - D.K. \\ &= 323002.0417 \end{aligned}$$

(AxC) interaksiyon kareler toplamını bulmak için aşağıdaki gibi iki yönlü bir çizelge oluşturulur.

AxC	a ₁	a ₂
c ₁	810	945
c ₂	1180	1318

$$\text{Alt Gr.K.T.}_{AxC} = ((810^2 + \dots + 1318^2) / 6) - D.K. = 26107.79$$

$$\begin{aligned} (AxC) \text{ K.T.} &= \text{Alt Gr.K.T.}_{(AxC)} - C.K.T. - A.K.T. \\ &= 26107.79 - 23002.0417 - 3105.375 \\ &= 0.375 \end{aligned}$$

(BxC) interaksiyon kareler toplamını bulmak için aşağıdaki gibi iki yönlü bir çizelge oluşturulur.

BxC	b₁	b₂
c₁	688	1067
c₂	1240	1258

$$\text{Alt Gr.K.T.}_{\text{BxC}} = ((688^2 + \dots + 1258^2) / 6) - \text{D.K.} = 34999.13$$

$$\begin{aligned} \text{(BxC) K.T.} &= \text{Alt G.K.T.}_{\text{(BxC)}} - \text{B.K.T.} - \text{C.K.T} \\ &= 34999.13 - 6567.04167 - 23002.0417 \\ &= 5430.04167 \end{aligned}$$

(AxBxC) interaksiyon kareler toplamını bulmak için aşağıdaki gibi bir çizelge oluşturulur.

a₁				a₂			
b₁		b₂		b₁		b₂	
c₁	c₂	c₁	c₂	c₁	c₂	c₁	c₂
313	595	497	585	375	645	570	673

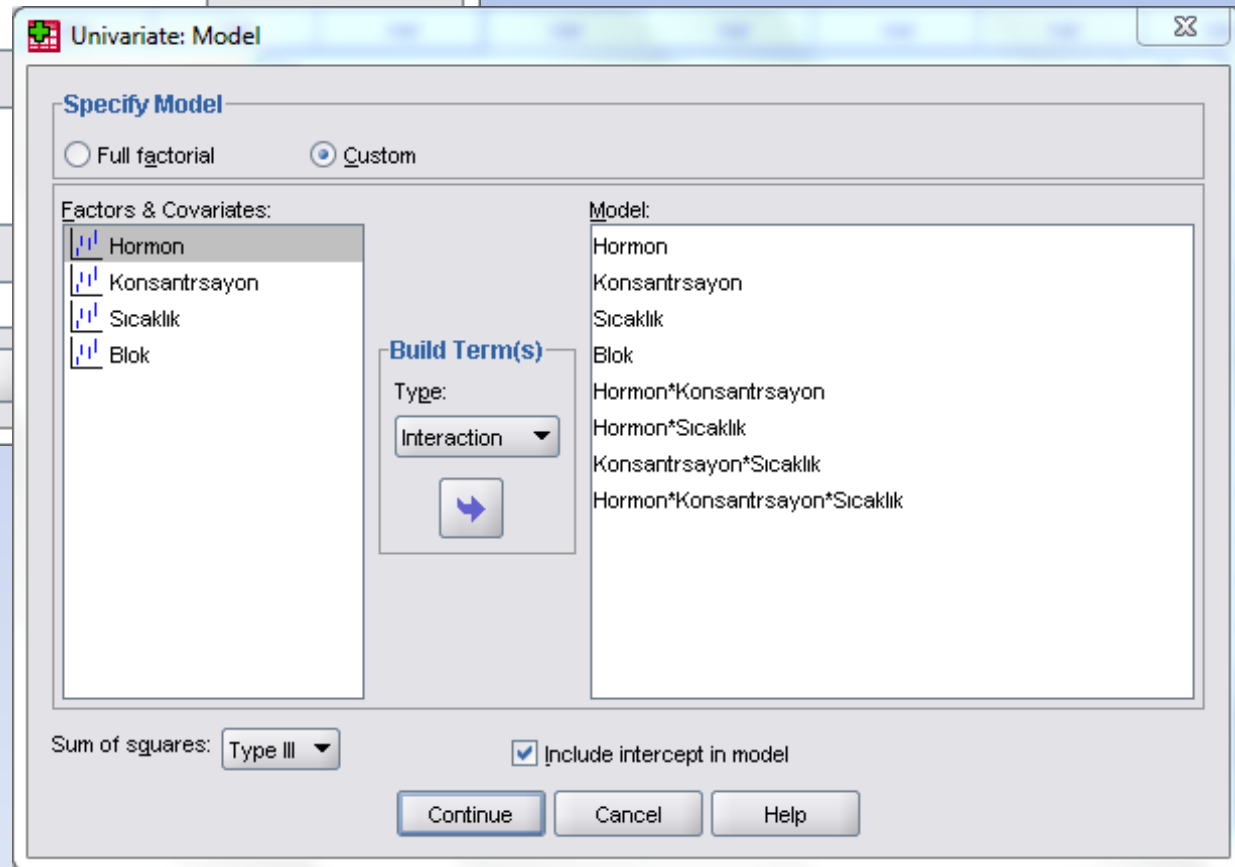
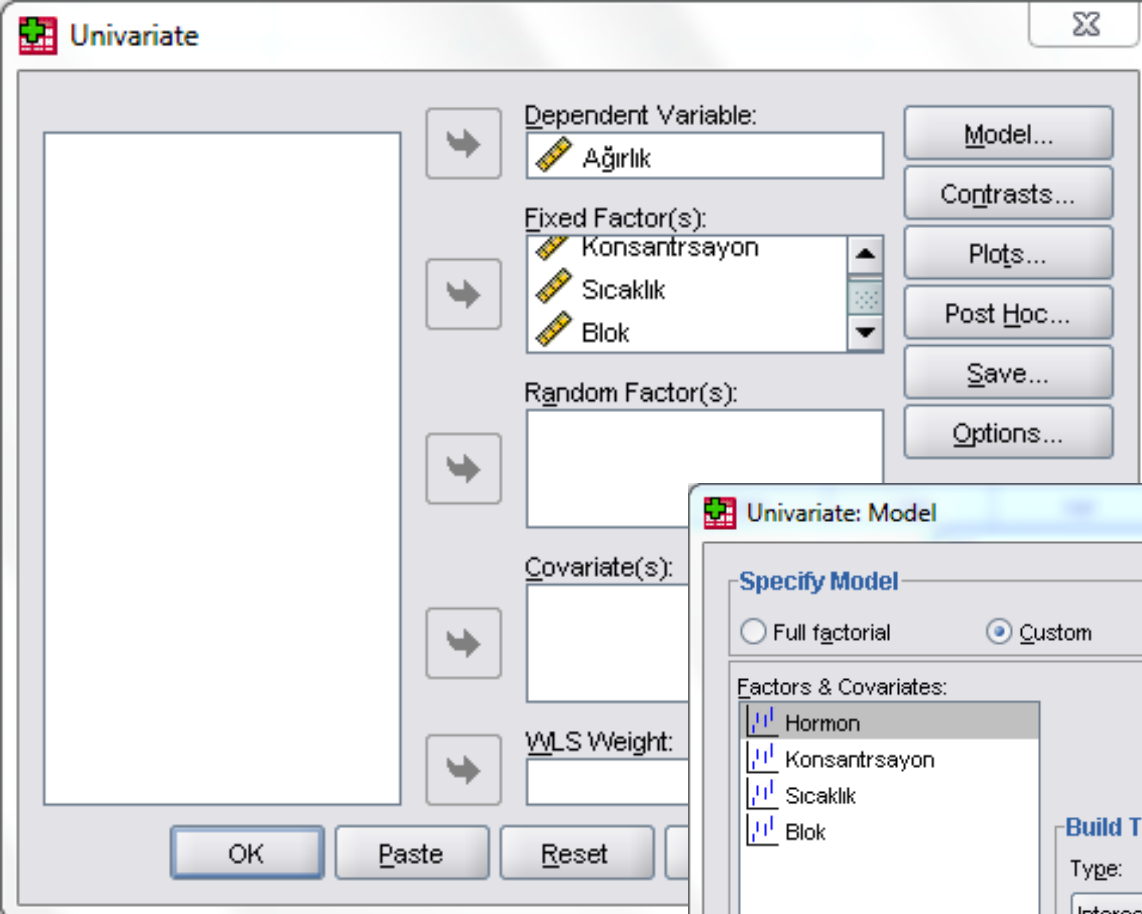
$$\text{Alt G.K.T.}_{A \times B \times C} = ((313^2 + \dots + 673^2) / 3) - \text{D.K.} = 38235.29$$

$$\begin{aligned} (A \times B \times C) \text{ K.T.} &= \text{Alt G.K.T.}_{(A \times B \times C)} - [\text{A.K.T.} + \text{B.K.T.} + \text{C.K.T.} \\ &\quad + (\text{A} \times \text{B}) \text{ K.T.} + (\text{A} \times \text{C}) \text{ K.T.} + (\text{B} \times \text{C}) \text{ K.T.}] \\ &= 38235.29 - [3105.375 + 6567.04167 \\ &\quad + 23002.0417 + 100.041667 + 0.375 + 5430.04167] \\ &= 30.375 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
\text{Hata K.T.} &= \text{G.K.T.} - [\text{Blok K.T.} + \text{A.K.T.} + \text{B.K.T.} + \text{C.K.T.} \\
&\quad + (\text{AxB}) \text{ K.T.} + (\text{AxC}) \text{ K.T.} + (\text{BxC}) \text{ K.T.} + (\text{AxBxC}) \text{ K.T.}] \\
&= 39709.9583 - [3105.375 - 6567.04167 - 23002.0417 \\
&\quad - 100.041667 - 0.375 - 5430.04167 - 30.375] \\
&= 1002.33333
\end{aligned}$$

Varyasyon Kay.	SD	KT	KO	F
Bloklar	$(r-1)= 2$	472.33333	236.167	3.299
Hormonlar (A)	$(a-1)= 1$	3105.375	3105.37	43.374**
Konsantr. (B)	$(b-1)= 1$	6567.0417	6567.04	91.725**
Sıcaklık (C)	$(c-1)= 1$	23002.042	23002.0	321.279**
(AxB)	$(a-1) (b-1)= 1$	100.04167	100.042	1.397
(AxC)	$(a-1) (c-1)= 1$	0.375	0.375	0.005
(BxC)	$(b-1) (c-1)= 1$	5430.0417	5430.04	75.844**
(AxBxC)	$(a-1)(b-1) (c-1)= 1$	30.375	30.375	0.424
Hata	$(abc-1)(r-1)= 14$	1002.3333	71.5952	
Genel	$Abcr-1= 23$	39709.958		

	Hormon	Konsantrasyon	Sıcaklık	Blok	Ağırlık
1	A1	B1	C1	1	100
2	A1	B1	C1	2	105
3	A1	B1	C1	3	108
4	A1	B1	C2	1	200
5	A1	B1	C2	2	205
6	A1	B1	C2	3	190
7	A1	B2	C1	1	161
8	A1	B2	C1	2	156
9	A1	B2	C1	3	180
10	A1	B2	C2	1	190
11	A1	B2	C2	2	200
12	A1	B2	C2	3	195
13	A2	B1	C1	1	120
14	A2	B1	C1	2	115
15	A2	B1	C1	3	140
16	A2	B1	C2	1	210
17	A2	B1	C2	2	220
18	A2	B1	C2	3	215
19	A2	B2	C1	1	180
20	A2	B2	C1	2	189
21	A2	B2	C1	3	201
22	A2	B2	C2	1	210
23	A2	B2	C2	2	235
24	A2	B2	C2	3	228



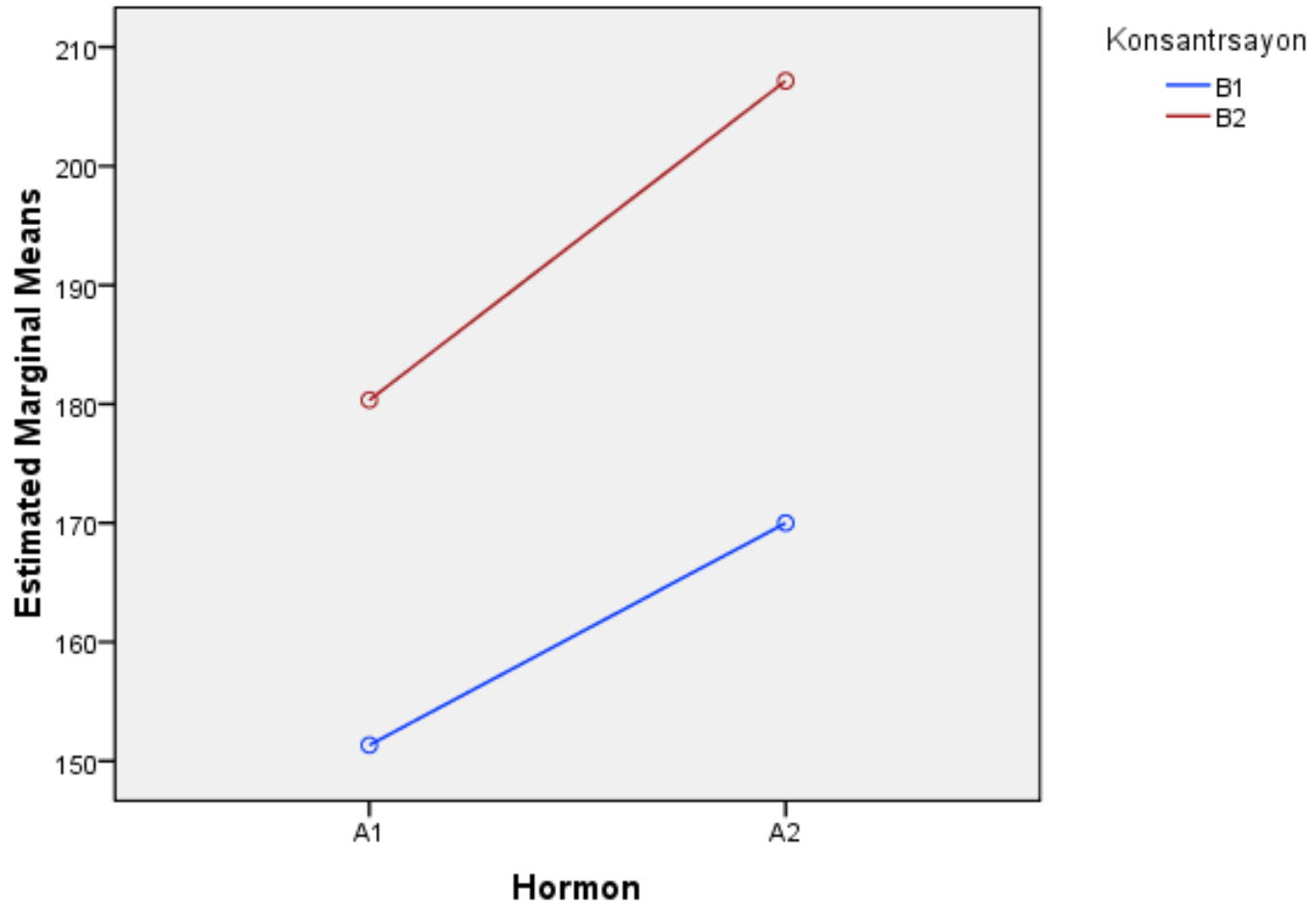
Tests of Between-Subjects Effects

Dependent Variable:Ağırlık

Source	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Corrected Model	38707,625 ^a	9	4300,847	60,072	,000
Intercept	753667,042	1	753667,042	10526,776	,000
Hormon	3105,375	1	3105,375	43,374	,000
Konsantrsasyon	6567,042	1	6567,042	91,725	,000
Sıcaklık	23002,042	1	23002,042	321,279	,000
Blok	472,333	2	236,167	3,299	,067
Hormon * Konsantrsasyon	100,042	1	100,042	1,397	,257
Hormon * Sıcaklık	,375	1	,375	,005	,943
Konsantrsasyon * Sıcaklık	5430,042	1	5430,042	75,844	,000
Hormon * Konsantrsasyon * Sıcaklık	30,375	1	30,375	,424	,525
Error	1002,333	14	71,595		
Total	793377,000	24			
Corrected Total	39709,958	23			

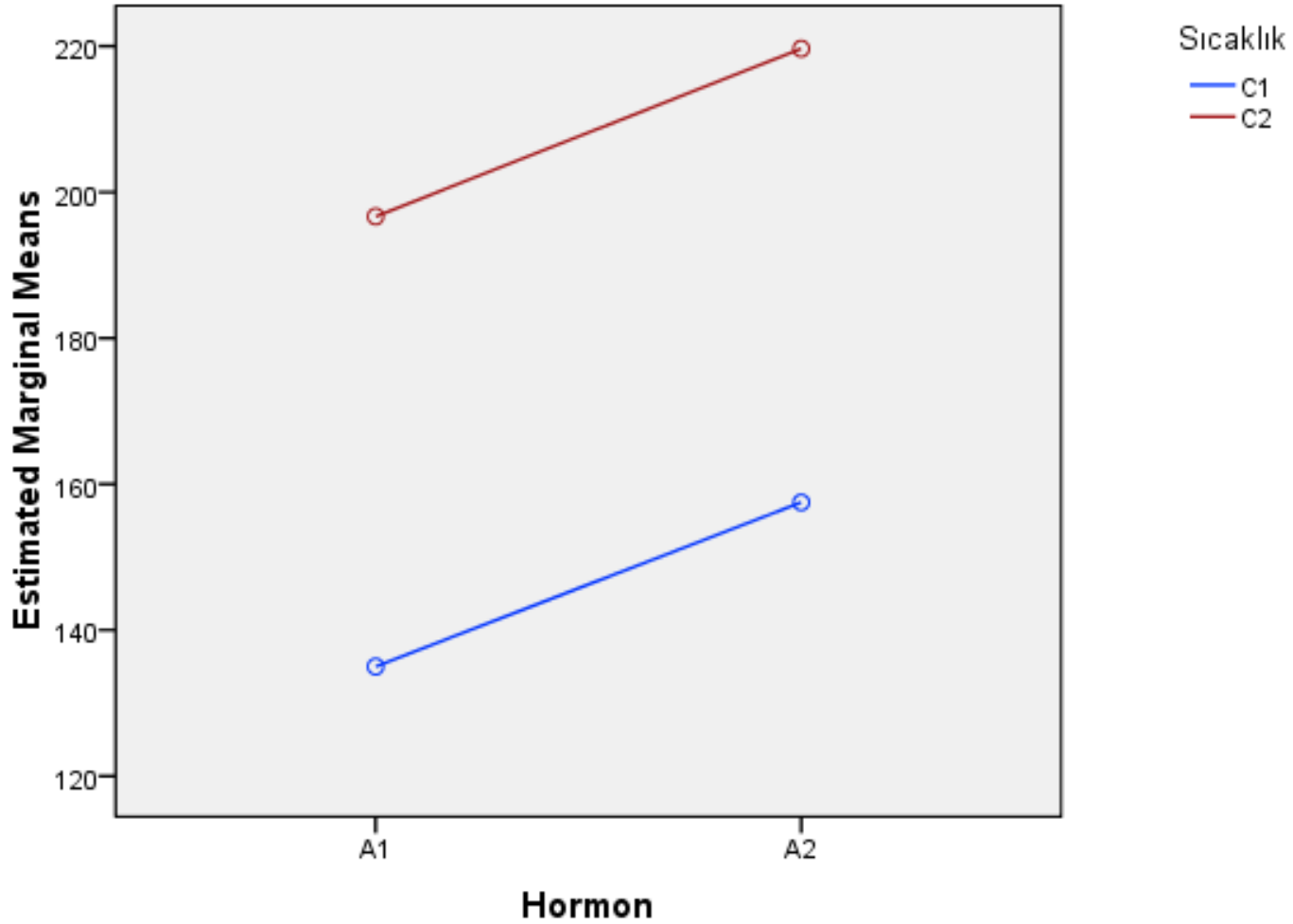
a. R Squared = ,975 (Adjusted R Squared = ,959)

Estimated Marginal Means of Ağırlık



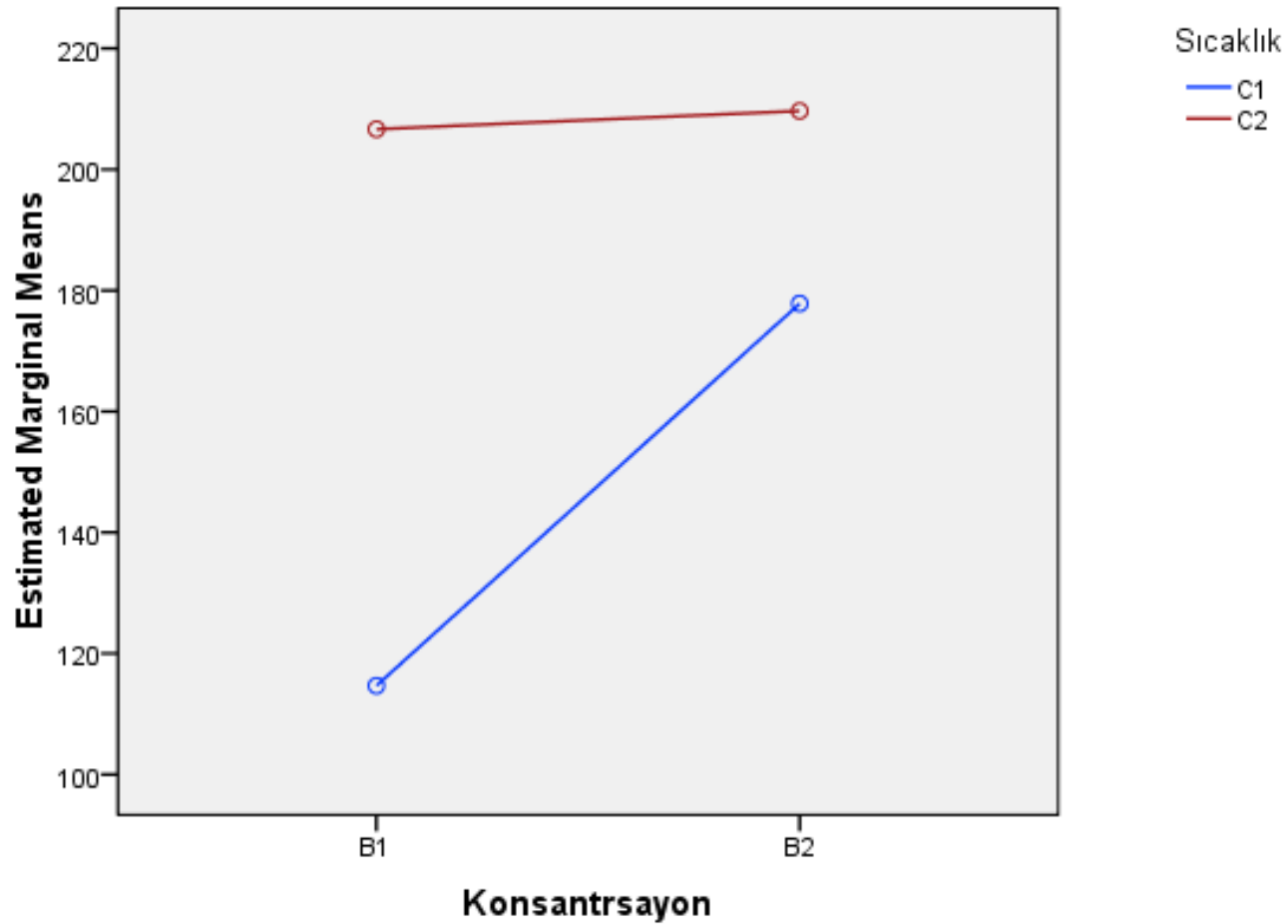
Hormon*Konsantrasyon interaksyonu önemsiz.

Estimated Marginal Means of Ağırlık



Hormon*Sıcaklık interaksiyonu önemsiz.

Estimated Marginal Means of Ağırlık



Konsantrasyon*Sıcaklık interaksiyonu önemli (ileride eğriler kesişecektir.)

Soru. Faktöriyel tesadüf blokları deneme planına göre kurulmuş olan $(2 \times 3) \times 4$ 'lük bir denemede değişik buğday çeşitlerinin fosforlu gübre ile birlikte verim miktarları üzerine etkileri araştırılıyor. Elde edilen değerler aşağıdaki tabloda verilmiştir. Buna göre, varyans analizini ve F testlerini yapınız.

Bloklar

Çeşitler	Fosfor	1	2	3	4	Σ	Σ
a₁	b₁	15.2	13.1	16.4	14.9	59.6	187.5
	b₂	17.4	16	16	15.9	65.3	
	b₃	14.8	12.6	16.9	18.3	62.6	
a₂	b₁	13.3	13.1	17.2	13.2	56.8	194.3
	b₂	17.1	15.9	20.4	15	68.4	
	b₃	18.6	15.1	20.4	15	69.1	
	Σ	96.4	85.8	107.3	92.3		381.8

Soru. İki farklı mevsimde (M), dört farklı tip (T) materyal üzerinde, üç ayrı yöntemle (Y), üç yinelemeli (tekerrürlü) olarak yapılan ölçümlerde elde edilen veriler aşağıdaki gibidir. Üç faktörlü tesadüf parselleri deneme planına göre analiz ediniz.

m₁									m₂								
t₁			t₂			t₃			t₁			t₂			t₃		
y₁	y₂	y₃	y₁	y₂	y₃	y₁	y₂	y₃	y₁	y₂	y₃	y₁	y₂	y₃	y₁	y₂	y₃
6	5	8	18	23	16	10	11	10	4	7	8	16	16	20	10	10	15
8	7	8	22	20	18	7	8	10	5	6	4	18	16	22	10	11	17
14	10	4	13	18	12	13	12	14	6	9	7	14	18	17	15	14	8
28	22	20	53	61	46	30	31	34	15	22	19	48	50	59	35	35	40
70			160			95			56			157			110		
325									323								
648																	

Soru. İki farklı sıklık seviyesinin, üç farklı yumurtacı ırkın yumurta verimi üzerine etkisi inceleniyor. Deneme üç tekerrürlü bölünmüş parseller deneme planına göre kuruluyor. Bir kafes bataryasının her sırası ana parsel kabul ediliyor ve ana parsellere ırklar, her sıradaki kafeslere (alt parsellere) ise sıklık düzeyleri rasgele yerleştiriliyor. Deneme sonunda elde edilen sonuçlar aşağıdaki gibidir. Buna göre, varyans analizini ve F testlerini yapınız.

İrklar	Sıklık	1	2	3	Σ	Σ	Σ
I₁	S₁	303	339	355	997	1281	3219
	S₂	122	70	92	284		
I₂	S₁	282	253	283	818	1167	
	S₂	133	116	100	349		
I₃	S₁	115	147	189	451	771	
	S₂	157	75	88	320		
	Σ	1112	1000	1107			

BÖLÜNMÜŞ PARSELLER DENEME PLANI

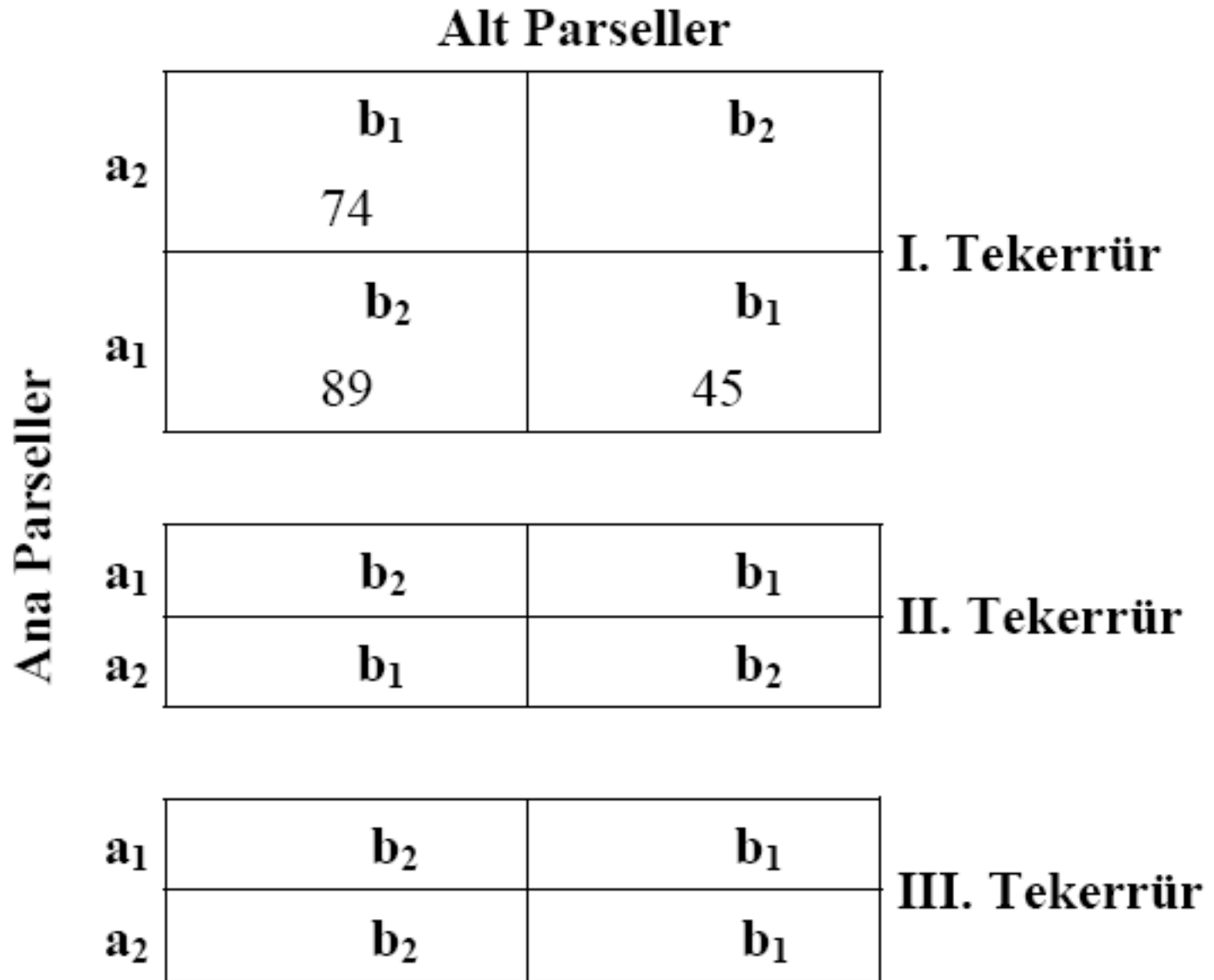
Bazı durumlarda, çok faktörlü bir denemede bütün faktör kombinasyonlarının tamamıyla şansa bağlı olarak dağıtılması suretiyle parseller düzenlenemez. Örneğin, ekim, sürüm veya sulama suyunun tatbiki gibi bazı muamelelerin küçük parsellere tatbiki uygulama yönünden zordur. Bu zorluğa bir çözüm getirmek isteyen istatistikçiler, bir seri muameleyi daha geniş parsellere (Ana Parsellere), diğer bir seri muameleyi ise daha küçük olan ve bu geniş parseller içerisinde yer alan parsellere (Alt Parseller) yerleştirmek suretiyle bir deneme planı geliştirmişlerdir. Bu şekilde elde edilen deneme planı Bölünmüş Parseller Deneme Planı olarak isimlendirilir.

Bölünmüş parseller deneme planları faktörlerin veya değişkenlerin nispi önemleri dikkatle incelendikten sonra kullanılmalıdır. Eğer bütün muamele kombinasyonlarının etkileri eşit bir hassasiyetle tahmin edilmek isteniyorsa bu planın kullanılmaması gerekir. Çünkü bu deneme planı alt parsel muameleleri için daha hassas tahminler yapılmasını sağlarken ana parsel muameleleri için daha az hassas tahminler yapılmasını sağlar. Böyle bir deneme kurulurken, mümkün ise **ana parsel, araştırmacı tarafından daha az önemli görülen faktörün seviyeleri şansa bağlı olarak dağıtılır.**

Örnek. İki farklı yaprak gübresi ile iki farklı budamanın elmalardaki verim üzerine etkisi incelenmek isteniyor. Traktöre bağlı bir pulverizatör ile boydan boya ilaçlama kolaylığından dolayı zorunlu olarak yaprak gübreleri ana parsellerde deneniyor. Bahçedeki yan yana dört sıra bir ana parsel kabul ediliyor. Her bir ana parsel ortadan ikiye bölünerek alt parseller oluşturuluyor. Budama şekilleri her ana parseldeki alt parsellere rasgele uygulanıyor.

Yaprak gövdesi (A): a1=pix , a2= masstonik

Budama şekli (B): b1=goble, b2=piramit



Denemeden elde edilen ağaç başına verim

A	B	I	II	III	Σ	Σ	Σ
a₁	b₁	45	66	85	196	504	1103
	b₂	89	100	119	308		
Σ		134	166	204			
a₂	b₁	74	100	120	294	599	
	b₂	90	115	100	305		
Σ		164	215	220			

$$D.K. = 1103^2 / 12 = 101384.1$$

$$G.K.T. = (45^2 + \dots + 100^2) - 101384.1 = 5504.917$$

$$\begin{aligned} \text{Tekerrür K.T.} &= (((134 + 164)^2 + \dots + (204 + 220)^2) / 4) - D.K. \\ &= 103435.3 - 101384.1 \\ &= 2051.167 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} A.K.T. &= ((504^2 + 599^2) / 6) - D.K. \\ &= 102136.2 - 101384.1 = 752.0833 \end{aligned}$$

Hata K.T.₍₁₎ = (Tek x M)_{int.}'a eşittir.

Hata ₍₁₎ K.T. = Ana Par.K.T. - Tekerrür A.K.T. - A.K.T.

$$= (((134^2 + \dots + 220^2)/2) - D.K.) - 2051.167 - 752.0833$$
$$= 137.1667$$

$$B.K.T. = ((196 + 294)^2 + (308 + 305)^2) / 6 - D.K.$$
$$= 102644.8 - 101384.1 = 1260.75$$

$$\text{Alt Gr.K.T.}_{A \times B} = ((196^2 + \dots + 305^2) / 3) - D.K.$$
$$= 2862.917$$

(AxB) K.T. = Alt Gr.K.T. - A.K.T - B.K.T.

$$= 2862.917 - 752.0833 - 1260.75 = 850.0833$$

Hata₍₂₎ K.T. = G.K.T. - Tekerrür K.T. - A.K.T. - Hata₍₁₎ - B.K.T.

- (AxB) K.T.

$$= 5504.917 - 2051,167 - 752,0833 - 137,1667$$
$$- 1260,75 - 850,0833$$
$$= 453.6667$$

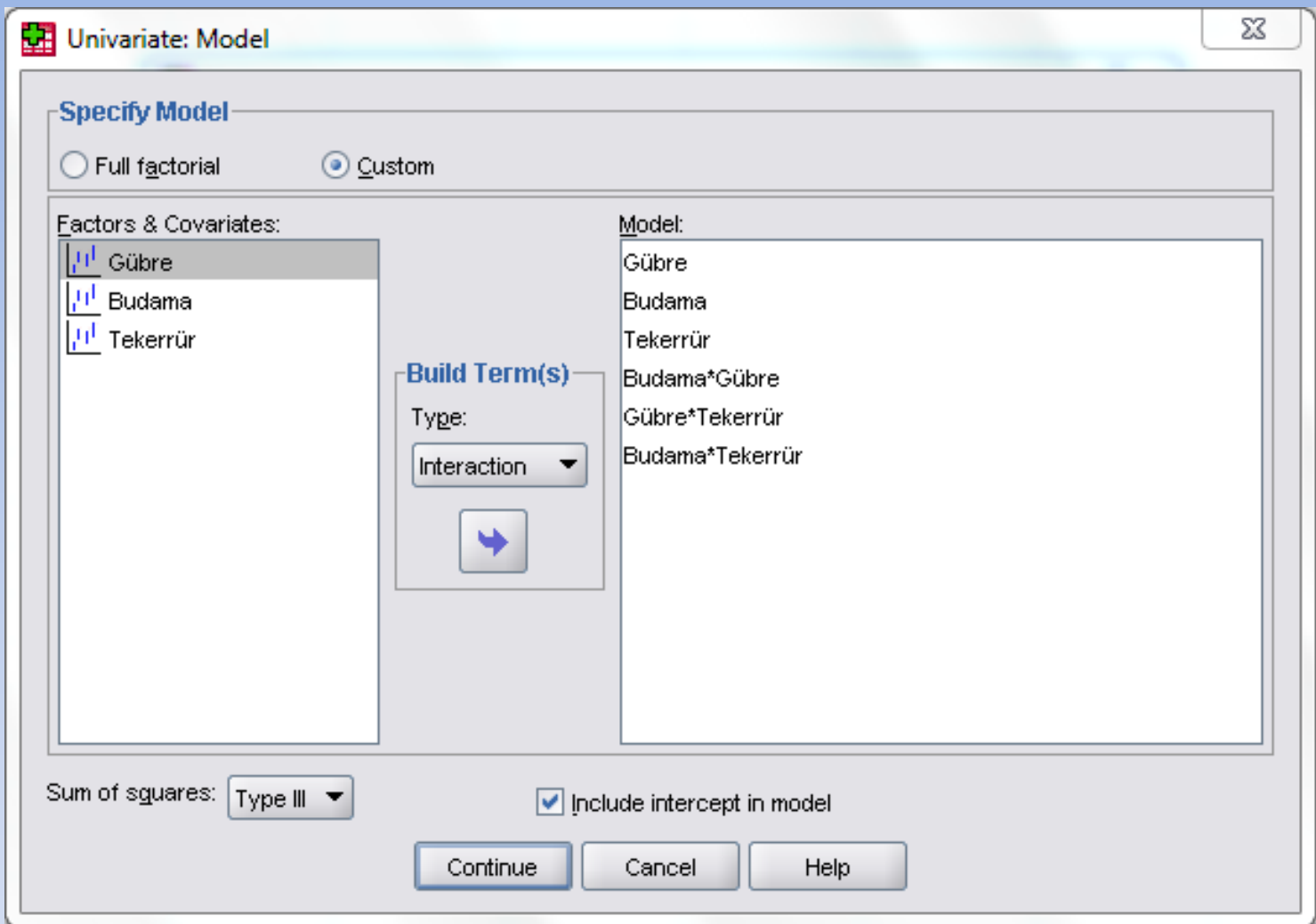
Varyasyon Kay.	SD	KT	KO	F
Tekerrür	$(r - 1) = 2$	2051.17	1025.583	14.954
Ygübre (A)	$(m - 1) = 1$	752.083	752.0833	10.966
Hata₍₁₎	$(r - 1) (m - 1) = 2$	137.167	68.58333	
Budama (B)	$(b - 1) = 1$	1260.75	1260.75	11.116*
(AxB)	$(m - 1) (b - 1) = 1$	850.083	850.0833	7.495
Hata₍₂₎	$m(r - 1) (b - 1) = 4$	453.667	113.4167	
Genel	$mbr - 1 = 11$	5504.92		

* $\alpha=0.05$, ** $\alpha=0.01$ yanılma düzeylerinde istatistiki olarak önemli.

	Gübre	Budama	Tekerrür	Verim
1	A1	B1	1	45
2	A1	B1	2	66
3	A1	B1	3	85
4	A1	B2	1	89
5	A1	B2	2	100
6	A1	B2	3	119
7	A2	B1	1	74
8	A2	B1	2	100
9	A2	B1	3	120
10	A2	B2	1	90
11	A2	B2	2	115
12	A2	B2	3	100

Burada tekerrür değişkeni şansa bağlı değişken olarak tanımlanır ve random factor kısmına atılır.

The image shows the SPSS Model Wizard dialog box. The 'Dependent Variable' is 'Verim'. The 'Fixed Factor(s)' are 'Gübre' and 'Budama'. The 'Random Factor(s)' is 'Tekerrür'. The 'Covariate(s)' and 'WLS Weight' fields are empty. The 'Model...' button is highlighted. A red arrow points from the text in the previous block to the 'Tekerrür' variable in the 'Random Factor(s)' list.



Tests of Between-Subjects Effects

Dependent Variable:Verim

Source	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.	
Intercept	Hypothesis	101384,083	1	101384,083	98,855	,010
	Error	2051,167	2	1025,583 ^a		
Gübre	Hypothesis	752,083	1	752,083	10,966	,080
	Error	137,167	2	68,583 ^b		
Budama	Hypothesis	1260,750	1	1260,750	8,740	,098
	Error	288,500	2	144,250 ^c		
Tekerrür	Hypothesis	2051,167	2	1025,583	7,874	,233
	Error	136,689	1	130,250 ^d		
Gübre * Budama	Hypothesis	850,083	1	850,083	10,294	,085
	Error	165,167	2	82,583 ^e		
Gübre * Tekerrür	Hypothesis	137,167	2	68,583	,830	,546
	Error	165,167	2	82,583 ^e		
Budama * Tekerrür	Hypothesis	288,500	2	144,250	1,747	,364
	Error	165,167	2	82,583 ^e		

a. MS(Tekerrür)

b. MS(Gübre * Tekerrür)

c. MS(Budama * Tekerrür)

d. MS(Gübre * Tekerrür) + MS(Budama * Tekerrür) - MS(Error)

e. MS(Error)

Tekerrür, gübre, budama etkisi ve interaksiyon etkileri önemsiz ($P > 0.05$), bulunmuştur.

Soru. İki farklı sulama şekli (A= Sulama şekli a1=damla sulama, a2= salma sulama) ve üç farklı gübre dozunun (B=Potasyum sülfat b1=5 kg/da, b2=10 kg/da, b3=15 kg/da) biber verimi üzerine etkisi araştırılıyor. Elde edilen sonuçlar (kg/da) aşağıdaki gibidir. Buna göre, varyans analizini ve F testlerini yapınız.

A	B	I	II	Σ	Σ	Σ
a ₁	b ₁	67	84	151	599	1184
	b ₂	102	120	222		
Σ		285	314			
a ₂	b ₁	86	74	160	585	
	b ₂	100	114	214		
Σ		290	295			

BÖLÜNEN BÖLÜN MÜŞ PARSELLER DENEME PLANI

Üç faktörlü bir denemede, arařtırıcıya göre bütün faktörler aynı derecede önemli görülmüyorsa veya uygulamadaki mecburiyetler sebebi ile bölünen bölünmüş parseller deneme planı uygulanır. Bu deneme planında üç tip parsel vardır. Bunlar; ana parseller, alt parseller ve altın altı minik parsellerdir.

Böyle bir denemeyi tertip etmek için A faktörü seviyesi kadar ana parsel, B faktörü seviyesi kadar alt parsel ve C faktörü seviyesi kadar altın altı parsel gereklidir. Tekerrür sayısı arařtırıcıya ve deneme materyaline baėlıdır.

Örnek. Üç mısır çeşidinin, iki toprak işleme metodu ile iki ekim zamanındaki verimlerini iki blokta denemeye almak için Bölünen Bölünmüş Parseller deneme planı uygulanıyor. Elde edilen verimler aşağıdaki çizelge verilmiştir.

Çeşit	Top.İşl.	Ekim.Z.	I. Blok	II. Blok	Σ	Σ	Σ	Σ
a₁	b₁	c₁	8	8	16	37	97	325
		c₂	12	9	21			
	b₂	c₁	14	12	26	60		
		c₂	16	18	34			
a₂	b₁	c₁	11	9	20	47		
		c₂	14	13	27			
	b₂	c₁	15	12	27	61		
		c₂	18	16	34			
a₃	b₁	c₁	13	11	24	56		
		c₂	18	14	32			
	b₂	c₁	14	13	27	64		
		c₂	20	17	37			

$$D.K. = 325^2 / 24 = 4401.042$$

$$G.K.T. = (8^2 + \dots + 17^2) - D.K. = 251.9583$$

$$\text{Ana Par.K.T.} = (50^2 + \dots + 55^2) / 4 - D.K. = 54.70833$$

$$\text{Blok A.K.T.} = ((8 + \dots + 20)^2 + (8 + \dots + 17)^2) / 12 - D.K. = 18.375$$

$$\begin{aligned} \text{A.K.T.} &= (97^2 + \dots + 120^2) / 8 - D.K. \\ &= 33.0833 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{Hata}_{(1)} \text{ K.T.} &= \text{Ana Par.K.T.} - \text{Blok A.K.T.} - \text{A.K.T.} \\ &= 54.70833 - 18.375 - 33.0833 \\ &= 3.25 \end{aligned}$$

AxB	a₁	a₂	a₃
b₁	37	47	56
b₂	60	61	64

$$\text{Alt Gr.K.T.}_{AxB} = (37^2 + \dots + 64^2) / 4 - \text{D.K.}$$

$$= 131.7083$$

$$\text{B.K.T.} = (140^2 + 185^2) / 12 - \text{D.K.}$$

$$= 84.375$$

$$(\text{AxB}) \text{ K.T.} = \text{Alt Gr.K.T.} - \text{A.K.T.} - \text{B.K.T.}$$

$$= 131.7083 - 84.375 - 33.0833 = 14.25$$

$$\text{Alt Par.K.T.} = (20^2 + \dots + 30^2) / 2 - \text{D.K.}$$

$$= 155.4583$$

$$\text{Hata}_{(2)} \text{ K.T.} = \text{Alt Par. K.T.} - \text{Ana Par.K.T.} - \text{B.K.T.} - (\text{AxB}) \text{ K.T.}$$

$$= 155.4583 - 54.70833 - 84.375 - 14.25$$

$$= 2.125$$

AxC	a₁	a₂	a₃
c₁	42	47	51
c₂	55	61	69

$$\text{Alt Gr.K.T.}_{AxC} = (42^2 + \dots + 69^2) / 4 - \text{D.K.}$$

$$= 119.2083$$

$$\text{C.K.T.} = (140^2 + 185^2) / 12 - \text{D.K.}$$

$$= 84.375$$

$$(\text{AxC}) \text{ K.T.} = \text{Alt Gr.K.T.} - \text{C.K.T.} - \text{A.K.T.}$$

$$= 119.2083 - 84.375 - 33.0833$$

$$= 1.75$$

BxC	b₁	b₂
c₁	60	80
c₂	80	105

$$\text{Alt Gr.K.T.}_{\text{BxC}} = (60^2 + \dots + 105^2) / 6 - \text{D.K.}$$

$$= 169.7917$$

$$\text{(BxC) K.T.} = \text{Alt G.K.T.} - \text{B.K.T.} - \text{C.K.T.}$$

$$= 169.7917 - 84.375 - 84.375$$

$$= 1.041667$$

a₁				a₂				a₃			
b₁		b₂		b₁		b₂		b₁		b₂	
c₁	c₂	c₁	c₂	c₁	c₂	c₁	c₂	c₁	c₂	c₁	c₂
16	21	26	34	20	27	27	34	24	32	27	37

$$\text{Alt G.K.T.}_{A \times B \times C} = (16^2 + \dots + 37^2) / 2 - \text{D.K.}$$

$$= 219.4583$$

$$\begin{aligned} (A \times B \times C) \text{ K.T.} &= \text{Alt G.K.T.} - [\text{A.K.T.} + \text{B.K.T.} + \text{C.K.T.} \\ &\quad + (\text{A} \times \text{B}) \text{ K.T.} + (\text{A} \times \text{C}) \text{ K.T.} + (\text{B} \times \text{C}) \text{ K.T.}] \\ &= 219.4583 - [33.0833 + 84.375 + 84.375 \\ &\quad + 14.25 + 1.75 + 1.041667] \\ &= 0.583333 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{Hata}_{(3)} \text{ K.T.} &= \text{G.K.T.} - [\text{Alt Par.K.T.} + \text{C.K.T.} + (\text{A} \times \text{C}) \text{ K.T.} \\ &\quad + (\text{B} \times \text{C}) \text{ K.T.} + (\text{A} \times \text{B} \times \text{C}) \text{ K.T.}] \\ &= 251.9583 - [155.4583 + 84.375 + 1.75 \\ &\quad + 1.041667 + 0.583333] \\ &= 8.75 \end{aligned}$$

Varyasyon Kay.	SD	KT	KO	F
Bloklar	$(r - 1) = 1$	18.375	18.375	11.308
Çeşitler (A)	$(a - 1) = 2$	33.0833	16.54167	10.179
Hata₍₁₎	$(r - 1)(a - 1) = 2$	3.25	1.625	
Toprak İşleme (B)	$(b - 1) = 1$	84.375	84.375	119.118**
(AxB)	$(a - 1)(b - 1) = 2$	14.25	7.125	10.059*
Hata₍₂₎	$a(b - 1)(r - 1) = 3$	2.125	0.708333	
Ekim Zamanı (C)	$(c - 1) = 1$	84.375	84.375	57.857**
(AxC)	$(a - 1)(c - 1) = 2$	1.75	0.875	0.6
(BxC)	$(b - 1)(c - 1) = 1$	1.04167	1.041667	0.714
(AxBxC)	$(a-1)(b-1)(c-1) = 2$	0.58333	0.291667	0.2
Hata₍₃₎	$Ab(c - 1)(r - 1) = 6$	8.75	1.458333	
Genel	$Abcr-1 = 23$	251.958		

* $\alpha=0.05$, ** $\alpha=0.01$ yanılma düzeylerinde istatistiki olarak önemli.

	Çeşit	Metot	Ekim_zamanı	Blok	Verim
1	A1	B1	C1	1	8
2	A1	B1	C2	1	12
3	A1	B1	C1	2	8
4	A1	B1	C2	2	9
5	A1	B2	C1	1	14
6	A1	B2	C2	1	16
7	A1	B2	C1	2	12
8	A1	B2	C2	2	18
9	A2	B1	C1	1	11
10	A2	B1	C2	1	14
11	A2	B1	C1	2	9
12	A2	B1	C2	2	13
13	A2	B2	C1	1	15
14	A2	B2	C2	1	18
15	A2	B2	C1	2	12
16	A2	B2	C2	2	16
17	A3	B1	C1	1	13
18	A3	B1	C2	1	18
19	A3	B1	C1	2	11
20	A3	B1	C2	2	14
21	A3	B2	C1	1	14
22	A3	B2	C2	1	20
23	A3	B2	C1	2	13
24	A3	B2	C2	2	17



Univariate



Empty list box for variable selection



Dependent Variable:

Verim

Model...



Fixed Factor(s):

Çeşit
Metot
Ekim_zamanı

Contrasts...

Plots...

Post Hoc...



Random Factor(s):

Blok

Save...

Options...



Covariate(s):



WLS Weight:

OK

Paste

Reset

Cancel

Help

Specify Model

 Full factorial Custom

Factors & Covariates:

Çeşit
Metot
Ekim_zamanı
Blok

Build Term(s)

Type:

Interaction ▼



Model:

Çeşit
Metot
Ekim_zamanı
Blok
Blok*Çeşit
Metot*Çeşit
Ekim_zamanı*Çeşit
Ekim_zamanı*Metot
Ekim_zamanı*Metot*Çeşit

Sum of squares:

Type III ▼

 Include intercept in model

Continue

Cancel

Help

Tests of Between-Subjects Effects

Dependent Variable:Verim

Source		Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Intercept	Hypothesis	4401,042	1	4401,042	239,512	,041
	Error	18,375	1	18,375 ^a		
Çeşit	Hypothesis	33,083	2	16,542	10,179	,089
	Error	3,250	2	1,625 ^b		
Metot	Hypothesis	84,375	1	84,375	69,828	,000
	Error	10,875	9	1,208 ^c		
Ekim_zamanı	Hypothesis	84,375	1	84,375	69,828	,000
	Error	10,875	9	1,208 ^c		
Blok	Hypothesis	18,375	1	18,375	11,308	,078
	Error	3,250	2	1,625 ^b		
Çeşit * Blok	Hypothesis	3,250	2	1,625	1,345	,308
	Error	10,875	9	1,208 ^c		
Çeşit * Metot	Hypothesis	14,250	2	7,125	5,897	,023
	Error	10,875	9	1,208 ^c		
Çeşit * Ekim_zamanı	Hypothesis	1,750	2	,875	,724	,511
	Error	10,875	9	1,208 ^c		
Metot * Ekim_zamanı	Hypothesis	1,042	1	1,042	,862	,377
	Error	10,875	9	1,208 ^c		
Çeşit * Metot * Ekim_zamanı	Hypothesis	,583	2	,292	,241	,790
	Error	10,875	9	1,208 ^c		

a. MS(Blok)

b. MS(Çeşit * Blok)

c. MS(Error)

Soru. İki domates çeşidinin, iki ekim şekli ile iki sulama seviyesindeki verimlerini iki blokta denemeye almak için Bölünen Bölünmüş Parseller deneme planı uygulanıyor. Buna göre, varyans analizini ve F testlerini yapınız.

Çeşit	Ekim Şekli	Sulama Sev.	I. Blok	II. Blok	Σ	Σ	Σ	Σ
a ₁	b ₁	c ₁	4.64	4.64	9.28	21.64	53.82	112.67
		c ₂	6.87	5.50	12.37			
	b ₂	c ₁	7.39	6.47	13.86	32.18		
		c ₂	8.70	9.62	18.32			
a ₂	b ₁	c ₁	5.91	5.00	10.91	26.02		
		c ₂	7.79	7.33	15.11			
	b ₂	c ₁	7.94	6.57	14.51	32.83		
		c ₂	9.62	8.70	18.32			
		Σ	58.86	53.82				

Soru. Üç keçi ırkının, iki yemleme şekli ile iki sağım yöntemindeki günlük süt verimlerini incelemek için, üç blokta bölünen bölünmüş parseller deneme planı uygulanıyor. Buna göre, varyans analizini ve F testlerini yapınız.

İrk	Yemleme Şek.	Sağım Yön.	I. Blok	II. Blok	III. Blok	Σ	Σ	Σ	Σ
a ₁	b ₁	c ₁	1.84	1.84	1.47	5.15	11.91	31.23	104.65
		c ₂	2.76	2.07	1.93	6.76			
	b ₂	c ₁	3.22	2.76	2.39	8.37	19.32		
		c ₂	3.68	4.14	3.13	10.95			
a ₂	b ₁	c ₁	2.53	2.07	1.84	6.44	15.13		
		c ₂	3.22	2.99	2.48	8.69			
	b ₂	c ₁	3.45	2.76	2.48	8.69	19.64		
		c ₂	4.14	3.68	3.13	10.95			
a ₃	b ₁	c ₁	2.99	2.53	2.21	7.73	18.03		
		c ₂	4.14	3.22	2.94	10.30			
	b ₂	c ₁	3.22	2.99	2.48	8.69	20.61		
		c ₂	4.60	3.91	3.40	11.91			
		Σ	39.79	34.96	29.90				