

**TARIMSAL ARAŞTIRMALARIN İSTATİSTİKİ
DEĞERLENDİRİLMESİNDE YAPILAN BAZI HATALAR
I. TEK FAKTÖRLÜ DENEMELER**

Nazimi AÇIKGÖZ

**Ege Üniversitesi Tohum Teknolojisi
Uygulama ve Araştırma Merkezi
Bornova, İzmir-TURKEY**

Nevin AÇIKGÖZ

**Ege Tarımsal Araştırma Enstitüsü
P.K. 9 Menemen,
35661 İzmir-TURKEY**

ÖZ: Tarımsal araştırmaların değerlendirme aşamasında yapılan bazı hatalar, çok iyi planlanmış ve yürütülmüş olan denemelerde sağlıklı olmayan yorumlara neden olabilmektedir. Uygulamada görülen yanlışlıklar genelde faktör çeşit niteliğindeyse uygun test yönteminin seçilmemesi, faktörün doz niteliğinde olması durumunda ortogonal karşılaştırmanın yapılmaması nedeniyle tam ve gerçekçi olmayan yorumlara gidilmesi şeklinde özetlenebilir. Bu yayında aynı örnekte değişik test yöntemleri karşılaştırılarak, uygulamada sıklıkla yapılabilecek hatalar vurgulanmıştır.

Anahtar Sözcükler: Tarımsal araştırmalar, AÖF, Duncan, Tukey, ortogonal karşılaştırma.

**COMMON MISTAKES IN THE STATISTICAL ANALYZES
OF AGRICULTURAL EXPERIMENTS
I. SINGLE FACTORIALS**

ABSTRACT: Certain mistakes done during the statistical evaluation of agricultural experiments, cause undesirable interpretation of well planned and performed trials. It is often observed that, the researchers interpret their results unrealistically, due to inappropriate tests for the variety like factor levels or non usage of orthogonal comparisons for the dose like levels. This paper deal with comparison of such often-misused test applied to the same data.

Keywords: Agricultural experiments, LSD, Duncan, Tukey, orthogonality.

GİRİŞ

Araştırmalar, planlama aşamasından değerlendirme aşamasına kadar, büyük bir titizlik içinde ele alınmayı gerektirirler. Araştırmanın iyi planlanmış olması, iyi yürütülmesi kadar önemlidir. Ancak çok iyi planlanmış, uygun deneme deseni seçilmiş, çok iyi yürütülmüş de olsa araştırma sonuçları değerlendirilme ve

yorumlama aşamasında bazı temel bilgileri veya konu uzmanlarının yönlendirmesini gerektirmektedir. Aksi durumda elde edilen sonuçlar değerlendirmelerde yapılan yanlışlıklar nedeniyle hiç de gerçekçi olmayan yorumlar öne çıkarabilir. Yapılan bu yanlışlıklar, zaman içinde bazı Türkçe makalelere de konu olmakla beraber (Akyürek, 1991; Budak ve Yıldırım 1994; Uyanık, 1994) araştırmaların değerlendirilmesinde yanlış yöntemlerin tercih edilmesi, bazı yöntemlerin de yanlış yerde kullanılması özellikle son zamanlarda dikkat çekici boyuta ulaşmıştır. Bunun özünde “istatistik” ve “araştırma deneme metotları” gibi konularda yeterli teknik bilgiye sahip olunmaması veya teorik bilgilerini uygulamaya tam anlamıyla aktarılamaması yatmaktadır.

Tekerrürlü denemelerde, varyans analizinde “ F_b ” nin (bulunan F) önemli çıkıp çıkmamasına ve faktör seviyelerinin özelliğine göre izlenecek değişik seçenekler vardır (Açıkgöz, 1993). Bunlar:

1. F’in önemli, faktör seviyelerinin “çeşit niteliğinde” olması durumu

Araştırmada “Gediz, Gönen, Sarı gibi” farklı çeşitlerin söz konusu olması durumunda, değerlendirmeye koşullara bağlı olarak LSD (AÖF), Duncan, Tukey, Newman-Keuls testleriyle devam edilir ve çeşitler istatistiki olarak sıralanır.

2. F’in önemli, faktör seviyelerinin “doz niteliğinde” olması durumu

Araştırmada “10 kg/da, 15 kg/da, 20 kg/da gibi” dozlar söz konusu ise; değerlendirmeye lineer, quadratik, kubik gibi ikili ilişkilerin test edildiği “ortogonal karşılaştırmalarla” devam edilir ve bunların önemliliklerine göre yoruma gidilir.

3. F’in önemsiz, seviyelerin çeşit niteliğinde olması durumu

Mantıksal ortogonal parçalanmaya uygun muamele kombinasyonları söz konusuysa, ortogonal karşılaştırmalara gidilip yoruma geçilir. Böylece bazı seviyelerin (örneğin standardın) önemli çıkma olasılığı göz ardı edilmemiş olur.

4. F’in önemsiz, seviyelerin doz niteliğinde olması durumu

Ortogonal karşılaştırmalarla “lineerite”, “quadratik etki” vs test edilerek yoruma geçilir.

Burada, F’in önemli çıkmış olması durumunda yapılan değerlendirme hataları ele alınmıştır.

ÇEŞİT NİTELİKLİ SEVİYELERİN KARŞILAŞTIRILMALARI

Farklılığın hangi önem düzeyinde, hangi boyutlarda olduğunun saptanması için pek çok test yöntemi kullanılabilir. En çok kullanılan test yöntemleri; Asgari Önemli Fark (AÖF, LSD), Duncan ve Tukey - W testidir.

1. Asgari Önemli Fark (Least Significant Difference - LSD) Testi

Asgari önemli fark (AÖF) diğer adıyla LSD testi; araştırılan özellik yönünden çeşitlere (muamele) ait hesaplanan F değeri, $\alpha=0,05$ ve $\alpha=0,01$ önemlilik düzeylerinde F cetvel değerinden büyük olduğunda kullanılır. Bir başka deyişle sıfır hipotezi (H_0) reddedildiğinde kullanılmaktadır. Bu testin özünü, büyüklüklerine göre sıralanmış ortalamaların, sırasıyla birbirleriyle karşılaştırılması oluşturmaktadır. Temelini “t” testinden alan, yani sadece ikili karşılaştırmalara dayanan bu testte, karşılaştırılacak örnek sayısı arttıkça, α değeri büyümekte (Çizelge1), sonuçta değerlendirmenin güvenilirliği kalmamaktadır (Munzert, 1992).

Çizelge 1. LSD testinde artan ortalama sayısına göre azalan “P” olasılıkları.
Table 1. Decreasing “P” values according to increasing numbers of mean in LSD tests.

Ortalama sayısı Numbers of mean	Karşılaştırma sayısı Numbers of compairs	% P	% α
2	1	95,0	5,0
3	3	88,0	12,0
4	6	79,6	20,4
5	10	70,7	29,3
6	15	61,9	38,1
7	21	53,8	46,2
8	28	46,8	53,2
10	45	36,5	63,5

Görüldüğü gibi, 5 çeşitli bir denemede 10 adet ikili karşılaştırma yapılırken, P genelleme olasılığı (t değeri için P her ne kadar % 95 olarak alınmış olsa bile) % 70.7 ye düşmektedir. Bu da “bu denemeyi yüz defa tekrarlasak 95’ i bu sonucu verecektir” yerine “bu denemeyi yüz defa tekrarlasak ancak 71’ i bu sonucu verecektir” gerçeğinin benimsenmesi demektir ki bu durum, bilinen istatistik kurallarına ters düşmektedir. LSD testinin sınırlı bir geçerliliği vardır ve ister tek faktörlü ister çok faktörlü olsun “ikiden fazla ortalamanın” söz konusu olduğu durumlarda kullanılmaması gerekir (Sokal ve ark., 1969).

LSD testinin kolaylığı, tüm karşılaştırmaların tek bir değer üzerinden yapılması ve LSD olarak tanımlanan bu değer kolaylıkla hesaplanmasından kaynaklanmaktadır. Ayrıca DUNCAN ve TUKEY testinde çıkmayan farkların, bu test kullanıldığında varmış gibi görülmesi bazı araştırmacılarca avantaj gibi kabul edilmektedir. Oysa ki bu yanlış olup, birinci ortalama ile onuncu ortalamanın karşılaştırılması için farklı bir kritere gereksinim vardır.

Tesadüf Blokları deneme deseninde, 4 tekerrürlü, 5 varyantlı, tek faktörlü bir denemenin verim değerleri Çizelge 2’de, Varyans Analiz Tablosu (VAT) da Çizelge 3’te verilmiştir.

Çizelge 2. Örnek denemeye ait verim değerleri (kg/parsel).

Table 2. Yield results of an example trial (kg/plots)

İşlem Treatment	Tek1 Rep.1	Tek2 Rep.2	Tek3 Rep.3	Tek4 Rep.4
M1	41	48	55	55
M2	50	57	53	54
M3	55	58	59	61
M4	60	62	61	63
M5	65	67	66	69

Gerek tekerrür ve gerekse muamelelerin önemli çıktığı bu 5 varyantlı denemede -LSD testinin yapılmaması gerektiği gerçeğine rağmen- test yöntemlerinin eksik yanını ortaya koymak açısından karşılaştırılması için LSD testi uygulandıgında:

$$LSD = S_x \times \sqrt{2} \times t_c$$

$$S_x = \sqrt{(HKO/T)} = \sqrt{(7,275/4)} = 1,35$$

$$LSD = 1,35 \times 1,41 \times 2,179 = 4,157 \text{ olarak bulunur.}$$

T: Tekerrür sayısı; S_x: Standart hata; HKO: Hata kareler ortalaması; t_c: “t-cetvel” değeri

LSD testine göre söz konusu ortalamaların istatistiki sıralaması Çizelge 4’de verilmiştir. Görüldüğü gibi M5 çeşidi tek başına ilk grupta yer almakta, M4 ve M3 çeşitleri verim açısından istatistiki anlamda farksız olup ikinci grubu oluşturmakta, M2 ve M1 çeşitleri de yine istatistiki anlamda birbirinden farksız olup üçüncü grubu oluşturmaktadır.

Çizelge 3. Örnek denemeye ait varyans analiz tablosu.

Table 3. Analysis of variance of an example trial.

V.K. Source of variation	S.D Degrees of freedom	K.T. Sum of squares	K.O. Mean square	F bulunan F ratio	F-cetvel (%5) F-table (%5)
Tekerrür Replicates	3	104,950	34,983	4,809*	3,490
Çeşit Treatment	4	708,700	177,175	24,354**	3,260
Hata Error	12	87,300	7,275		
Genel Total	19	900,950	-		

V.K.: Varyasyon katsayısı (Source of variation); S.D.: Serbestlik derecesi (Degrees of freedom);
K.T.: Kareler toplamı (Mean square).

Çizelge 4. Çeşit ortalamalarının LSD testine göre istatistiki sıralaması.

Table 4. Rank of treatments according to LSD test.

Çeşit Treatment	Verim ortalaması Mean yield	Grup Groups
M5	66,8	A
M4	61,5	B
M3	58,3	B
M2	53,5	C
M1	49,8	C

2. Duncan Testi

1951 yılında Duncan tarafından geliştirilen bu çoklu karşılaştırmalar test yönteminde her bir çeşit (muamele) ortalaması diğer tüm çeşit ortalamaları ile ayrı ayrı ve farklı D_n test değerleri ile karşılaştırılır. Bu D_n değeri

$$D_n = R_n \cdot S_x \text{ eşitliğinden elde edilir.}$$

S_x değeri varyans analiz tablosundaki hata kareler ortalamasından hesaplanır.

$$S_x = \sqrt{(HKO/T)} \quad T = \text{Tekerrür Sayısı}$$

R_n değeri ise yapılacak karşılaştırma sayısına bağlı olarak her karşılaştırma için tüm istatistik kitapları eklerinde yer alan Duncan test tablolarından kolaylıkla

bulunabilir. Böylece her ikili karşılaştırma için ayrı bir test kriteri hesaplanmış olmaktadır. Örneğin Çizelge 4'deki M5-M4, M5-M3 ve M5-M2 karşılaştırmaları için kullanılan D değerleri birbirinden farklı olacaktır. Çeşit ortalamaları en küçükten en büyüğe doğru sıralanarak mümkün olan tüm ikili karşılaştırmalar yapılır. Buna göre istatistiksel olarak aralarındaki fark önemsiz bulunan çeşitler birbirinden farksızdır ve aynı grup içinde düşünülür. Özellikle bu test elle yapıldığında komplikasyonlara neden olduğundan "TARİST" gibi (Açıkgöz ve ark., 1994) bilgisayar paketleri bu tip değerlendirmeler için önerilir.

Örnek olarak verilen deneme sonuçlarının ikili karşılaştırmaları için, Duncan tablosundan R_n değerleri bulunur. Bunun için hata serbestlik derecesi dikkate alınarak o serbestlik derecesine denk gelen sıralarla, ikili karşılaştırmaların yakınlıkları ön planda tutularak sıralandığı sütunların çakıştığı değerler alınır. Örneğin M5-M4 gibi yakın komşular için 2., M5-M3 için 3., ve M5-M1 için de 4. sütuna bakılır. Örneğimizde hata serbestlik derecesi 12 olduğuna göre R_n değerleri Duncan tablosundan $\alpha = 0.05$ için aşağıdaki gibi olacaktır. Bu değerler de S_x 'le çarpılarak ilgili D_n değerleri bulunur (Burada, $S_x = \sqrt{(HKO/T)} = \sqrt{(9,666/4)} = 1,471$ dir).

	2	3	4	5
R_n	3,08	3,23	3,33	3,38
D_n	4,53	4,75	4,90	4,97

Böylece ele alınan özellik yönünden 5 çeşit aşağıdaki şekilde gruplandırılır (Çizelge 5). Görüldüğü gibi bu gruplandırma Çizelge 4'deki LSD gruplandırması ile aynı değildir. Söz konusu iki test kriteri farklı sonuç vermiştir.

Çizelge 5. Ortalamaların Duncan testine göre istatistiki sıralaması.

Table 5. Rank of treatments according to the Duncan test.

Çeşit Treatment	Verim ortalaması Mean yield	Grup Groups
M5	66,8	A
M4	61,5	A B
M3	58,3	BC
M2	53,5	CD
M1	49,8	D

3. Tukey - W Testi

Bu test aynı zamanda "güvenilir önemli farklılık" testi olarak da tanınır. Çoklu karşılaştırmaların yapılacağı denemelerde, ortalamalar homojen seriler

oluştursalar bile bazılarının arasındaki farklılıklar, istatistiksel düzeyde önemli olabilir. Gözlenen ortalamaların homojen bir seri oluşturduğu denemelerde -en azından % 5 önem düzeyi için- bir test uygulandığında, ortalamaların % 5'inde bir veya daha fazla önemlilik düzeyinde farklılığa rastlanacak, % 95'inde ise önemli hiç bir farklılık görülmeyecektir. Buna "Denemeye Bağlı Hata Oranı" denir.

Ortalamalar arası farklılıkların önem derecelerinin belirlenmesi için bu testte de LSD testine benzer şekilde tek bir test değerine (W) gereksinim vardır.

$$W = q\alpha \times S_x$$

Burada q değeri; $\alpha=0,05$ veya $\alpha=0,01$ seviyesinde hazır Tukey-W tablolarından muamele sayısı (p) için sütunlara; hatanın serbestlik derecesi (n) için de sıralara bakılarak belirlenir.

Tukey-W testi, bütün farklılıkların önemini tek bir değer ile (W) karşılaştırırken diğer test yöntemlerinden farklı olarak denemedeki muamele sayısını da dikkate almaktadır. Yani bu test yönteminde karşılaştırma kriteri bir taraftan "hata serbestlik derecesine" diğer taraftan da karşılaştırılan çeşit sayısına bağlıdır. Ele alınan örneğe Tukey-W testi uygulandığında:

$$W = q\alpha \times S_x \quad (S_x = 1,471);$$

Örneğimizdeki muamele sayısı : 5 ve HSD : 12 olduğuna göre (Tukey-W test çizelgelerinden);

$q\alpha = 4,20$ olarak bulunur. Buradan da $W = 4,20 \times 1,471 = 6,18$ şeklinde hesaplanacaktır.

Bundan sonraki işlemler daha önceki testlerden farklı değildir. Sonuçları çizelge 6'da verilen bu testin sonucunun Çizelge 4'den farkı olduğu kolayca gözlenebilir. LSD tesdinde LSD değeri "4.157" iken Duncan için (farklı karşılaştırmalara göre):

	2	3	4	5
D _n	4,53	4,75	4,90	4,97

W Tukey değerinin de "6,18" olarak hesaplanmış olması söz konusu farklılığın ana nedenidir. Buradan her testin farklı sonuç vermesi nedeniyle bu testlerin yerinde kullanılmasının gerekliliği ortaya çıkar.

Burada Duncan – Tukey testleri arasındaki farklılık tesadüfen oluşmuştur. Farklı “eşik değerlere” sahip bu testlerin farklı sonuç vermesi de doğaldır. Bu iki testten hangisinin kullanılacağı ise genelde araştırmacıya kalmıştır. Amerikalı araştırmacılar Duncan testini tercih ederken, Avrupalı araştırmacılar Tukey testini kullanırlar.

Çizelge 6. Verilerin Tukey-W testine göre istatistiki sıralaması.
Table 6. Rank of means according to the Tukey-W test.

Çeşit Treatment	Verim ortalaması Mean yield	Grup Groups
M5	66,8	A
M4	61,5	AB
M3	58,3	BC
M2	53,5	CD
M1	49,8	D

DOZ NİTELİKLİ SEVİYELERİN KARŞILAŞTIRILMASI

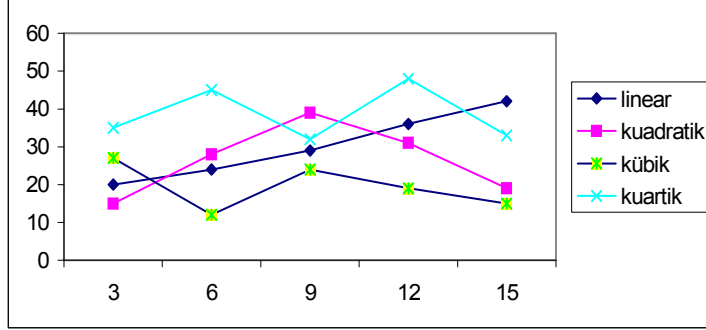
Doz niteliğindeki verilerin (ör.10, 12, 14, 16 Kg/da” etkili azot miktarı veya “10, 20, 30 Nisan” tarihleri gibi eşit aralıklarla artış / azalış gösteren zaman) LSD ve benzeri testlerle karşılaştırılmaları araştırmayı yanlış yönlere götürür. Uygulanan dozun performansı nereye kadar artırdığı, nerede doz artışının performansta düşüşe neden olmaya başladığı “ortogonal karşılaştırma” larla “trend” (eğim) analizi ile “doza-yanıt” anlayışı çerçevesinde istatistiki olarak analiz edilir.

Olası karşılaştırmalar seviye sayısına bağlı olarak:

- İki seviyede linear ($Y=a+bX$);
- Üç seviyede linear + kuadratik ($Y=a+bX+cX^2$);
- Dört seviyede linear + kuadratik + kübik ($Y=a+bX+cX^2+dX^3$);
- Beş seviyede linear + kuadratik + kübik + quartik ($Y=a+bX+cX^2+dX^3+eX^4$);

regresyon modelleriyle irdelenmek durumundadır.

Linearite, doz arttıkça performansın artması veya azalması; kuadratik oluş, belirli bir artış veya azalışı takiben azalış veya artışın başlamasıdır. Kübik etkide performans önce artar, sonra azalır ve en sonunda yine artmaya başlar (veya tersi olur). Quartikte ise bu artış ve azalış birbirlerini ardışık olarak takip eder (Şekil 1).



Şekil 1. Bazı ortogonal polinomların karşılaştırılması.
Figure 1. Comparison of some orthogonal polynomials.

Araştırmacı bu ilişkilerin istatistiki önemliliğine göre davranmak durumundadır.

-Linear etkinin önemli olması, daha yüksek dozlarda yeni bir deneme kurulması gerekliliğinin,

-Kuadratik etkinin önemli olması, en yüksek doza ulaşıldığının (grafikteki en yüksek noktayı veren seviyede),

-Kübik etkinin önemli olması, -biyolojide pek raslanmayan bir durum olmakla birlikte- denemenin sağlığı üzerinde durmak gerektiğinin ,

-Quartik etkinin önemli olması, -yine biyolojik bir model olmamakla beraber- deneme hatalarının var olduğunun göstergesidir.

Diğer polinomial seviyeler ise biyolojik olarak yoruma uygun değildir. Ortogonal parçalanmalar, doz seviyeleri belirli aralıklarla artanlar (2, 4, 6, 8 gibi) ve belirsiz aralıklarla artanlar olarak iki başlık altında toplanmaktadır. Burada sadece belirli aralıklarla artan gruptan söz edilecektir. Ancak bu grup da, doz seviyeleri arasında sıfır dozunun bulunup bulunmamasına göre şahitli ve şahitsiz ortogonal parçalanmalar olarak ikiye ayrılır. Sıfır dozu uygulama içerisinde yer almışsa bu tip parçalanmalar şahitli ortogonal parçalanma olarak tanımlanır.

Ortogonal parçalanmada, önce doz seviyeleri ile ilişkiyi, toplam verim değerlerini ve ortogonal karşılaştırma katsayılarını içeren ortogonal parçalanma tablosu oluşturulur. Her bir polinomiyal karşılaştırma için kareler toplamı (KT) aşağıda belirtilen formül ile hesaplanır.

$$KT = \frac{[\sum(X_i \times C_i)]^2}{T \times C_i^2}$$

(X_i = Doz seviyesi toplam deneme verisi C_i =Ortogonal karşılaştırma katsayısı, T =Tekerrür sayısı)

Ortogonal parçalanmayı, Çizelge 2'deki verileri kullanarak (M1, M2, M3, M4 ve M5 olarak tanımlanan muamelelerin doz niteliğinde olduğunu varsayalım) örnekleyelim. Bu durumda önerilecek doz seviyesinin saptanması için, 5 seviyeden oluşan muamelelerin bir eksiği ($5-1=4$) kadar polinomial karşılaştırma (linear, kuadratik, kübik ve quartik) yapılması gerekmektedir. Bu polinomial karşılaştırmalara ait katsayılar aşağıda verilmiş olup (Çizelge 7) (Açıkgöz, 1993) herhangi bir istatistik kitabından da rahatlıkla bulunabilir.

Çizelge 7. Beş doz için ortogonal polinomlara ait katsayılar.

Table 7. Orthogonal polynomial coefficients for 5 doses.

Linear (Linear)	-2	-1	0	+1	+2
Kuadratik (Quadratic)	+2	-1	-2	-1	+2
Kübik (Cubic)	-1	+2	0	-2	+1
Kuartik (Quartic)	1	-4	+6	-4	+1

Bu durumda 5 dozla ilgili tekerrürler toplamaları, formülde X' in temsil ettiği "toplam" sırasında, katsayılar da formülde "C" tanımı ile ilgili hücrelerde yer almaktadır (Çizelge 8).

Çizelge 8. Beş doz için ortogonal polinomlara ait katsayılar ve toplam değerler.

Table 8. Orthogonal polynomial coefficients for 5 doses and total values.

	M1	M2	M3	M4	M5
Toplam (Total)	199	214	233	246	267
Linear (Linear)	-2	-1	0	+1	+2
Kuadratik (Quadratic)	+2	-1	-2	-1	+2
Kübik (Cubic)	-1	+2	0	-2	+1
Kuartik (Quartic)	+1	-4	+6	-4	-1

Aşağıdaki formül kullanılarak her karşılaştırma için kareler toplamlarının (KT) hesaplanmasıyla Ortogonal Varyans Analiz Tablosu oluşturulur (Çizelge 9).

$$\text{Linear KT} = \frac{[(-2 \times 199) + (-1 \times 214) + (0 \times 233) + (+1 \times 246) + (+2 \times 267)]^2}{4 \times [(-2)^2 + (-1)^2 + 0^2 + 1^2 + 2^2]}$$

$$\text{Linear KT} = 705,60$$

Polinomiyal karşılaştırmalara ait kareler toplamları Çizelge 9'daki VAT' da özetlenmiş olup, deneme hatasının da kullanılmasıyla F testi uygulaması yapılır.

Çizelge 9. Ortogonal varyans analiz tablosu.

Table 9. Analysis of variance for orthogonality.

V.K. Source of variation	S.D Degrees of freedom	K.T Sum of squares	K.O Mean square	F bulunan F ratio	F cetvel (%5) F table (%5)
Linear (Linear)	1	705,60	705,60	96,99**	4,75
Kuadratik (Quadratic)	1	0,64	0,64	0,09	
Kübik (Cubic)	1	0,40	0,40	0,06	
Kuartik (Quartic)	1	2,06	2,06	0,28	
Hata (Error)	12	87,30	7,28		

Çizelgeden de görüldüğü gibi yalnızca linearite, istatistiki olarak önemli çıkmıştır. Bu durumda doz ile verim arasında doğrusal bir ilişkinin varlığından söz edilecektir. Yani doz seviyeleri değiştikçe verim miktarında da aynı yönde değişim ortaya çıkacaktır. Bu durumda araştırmacının bir tavsiyede bulunabilmesi için artan seviyelerle denemeyi yeniden yapması gerekecektir. Çünkü “doz” a yanıt henüz bir tepe noktasına ulaşmamıştır. Eğer ortogonalite önemli çıksaydı “bir tepe noktasının yakalandığı” anlaşılacaktı. Bu nedenle, böyle durumlarda ilk aşamada "bir dönüş noktası (kuadratik etki) var mı" sorusunun yanıtı aranmalıdır.

Biyolojik denemelerde herhengi bir doza yanıt linear veya kuadratik olabilir. Diğer etkiler teorik olarak beklenmez. Kübik veya kuartik etkilerin önemli çıkmış olması deneme hatası sayılır. Böyle durumlarda denemenin tekrar edilmesi gerekir. Bazı durumlarda, polinom sayısının azlığından kaynaklanan nedenlerle tüm etkiler önemli çıkabilir. Bu durumda en büyük F değerine sahip olan etkiyi öne çıkarıp yorumlamak gerekir. Aksine durumlar genelde denemenin sağlıklı yürütülmesinden kaynaklanır. O nedenle, kübik veya kuartik etkilerin önemli çıkması durumunda denemeler tekrar kurulmalıdır.

Yukarıda verilmiş olan doz niteliğindeki verilere LSD benzeri testlerin uygulanması durumunda ise tamamen farklı bir sonuca ulaşılmış olacaktır. LSD

sıralamasına göre arařtırıcı M5'in önemli bulunduđu saptamasını ön plana çıkaracak, arařtırıcıyı sađlıklı olmayan bir noktada bırakacak olan bu yorum; arařtırmadan yeterince yararlanmamayı ve hatta bazı durumlarda hatalı karar vermeyi beraberinde getirecek, "arařtırmanın hakemli dergiler" tarafından reddine neden olabilecektir.

SONUÇ

Tarımsal arařtırmaların deđerlendirilmesinde yapılan bazı hataların giderek yaygınlařtıđı dikkati çekmektedir. Tekerrürlü denemelerde seviye sayısına bakılmaksızın yaygın olarak LSD testinin kullanılması bunun örneklerinden biridir. Farklı test yöntemleriyle analiz edildiđinde aynı deneme verilerinin farklı sonuç vereceđi çok açıktır. Söz konusu test yöntemlerinin rastgele deđil bilinçli olarak kullanılması gerekliliđi; aynı örnek deneme verilerine LSD, Duncan ve Tukey testleri uygulanarak, bir kez daha sergilenmiřtir. Çizelge 1'deki veriler iki seviyenin üstündeki karşılařtırmalarda, LSD testinin kullanılmaması gerektiđinin göstergesidir. Tek faktörlü denemelerde ikiden fazla ortalamanın karşılařtırılması söz konusu olduđunda LSD'nin dışındaki testler tercih edilmelidir. Bunlardan, Duncan veya Tukey'in tercih edilmesi arařtırıcıya kalmıř bir seçenektir. Genelde Amerikan ekolü Duncan testini tercih etmekte, Avrupalı arařtırıcılar Tukey ve burada deđinilmeyen aslında Tukey – Duncan arasında bir sonuç veren Newmann-Keuls testini kullanmaktadırlar.

"Doz" seviyeli denemelerin ise, tamamen konunun iyi özümlenmemiř olmasından kaynaklanan bir nedenle sanki "çeřit" niteliđindeymiř gibi LSD ve benzeri testlerle deđerlendirilmesi yanlışlıđına uygulamada sıkça rastlanmaktadır. Bu tür hatalardan kesinlikle kaçınılması; arařtırmanın sađlıklı yorumu için her doz karşılıđı elde edilen performansın deđerlendirilerek, denemeden azami yarar sađlayacak ortogonal karşılařtırmalara gidilmesi gerekir.

LİTERATÜR LİSTESİ

- Açıkgöz, N. 1993. Tarımda Arařtırma ve Deneme Metodları. E.Ü.Z.F. Yayınları, no: 478, (III. Basım) İzmir. 1993.
- Açıkgöz, N., M. E. Akkař, A. F. Moghaddam ve K. Özcan. 1994. Tarist. PC'ler için bir agro istatistik program. Tarla Bitkileri Kongresi. 25-29 Nisan 1994. Bornova-İzmir.

- Akyürek, A. 1991. Ortalamaların önceden planlanarak veya sonradan karşılaştırılması, Waller ve Duncan'ın Bayes kuralına dayanan simetrik çoklu karşılaştırma metodu. Doğa- Tr Journal of Agricultural and Forestry 15: 260-274.
- Budak, N. ve M. B. Yıldırım. 1994. Tarımsal arařtırmalarda çoklu karşılaştırma yöntemlerinin kullanım yanlışlıkları. EÜZF Dergisi 31: 247-251.
- Munzert, M. 1992. Einführung in das pflanzenbauliche Versuchswesen. VerlagPaul Parey Berlin 1992.
- Sokal, R. R., and F. J. Rohlf. 1969. Biometry, the principles and practice of statistics in biological research. W. H. Freeman and Company, San Francisco 1969.
- Uyanık, M. 1994. Agronomik denemelerde Duncan testinin yanlış kullanımı. Anadolu 4 (1): 61-70.