

Tesadüf Blokları Deneylerde Tam Gözlemle Kayıp Gözlemi Tahmin Ederek Nispi Etkinliğin Karşılaştırılması: Tarım Verilerinde Uygulaması

Şenol ÇELİK¹

ÖZET: Bu çalışmada, tesadüf blokları deneme tertibinde tam gözlemlenilen verilerle, 1 kayıp gözlemlenilen varsayılan verilerin iki yönlü varyans analizi (F testi) yapılmıştır. Araştırma verileri Isparta İlinin Eğirdir, Gönen, Gelendost, Yalvaç ve Şarkikaraağaç ilçelerinde üretilen golden, starking, granysmith elma çeşitlerindeki ağaç başına düşen elma verimleridir (kg). Elma verimleri arasında anlamlı farklılık olup olmadığı araştırılmıştır. Yapılan analizle, her iki durumda da elma çeşitlerine göre anlamlı bir farklılık olduğu belirlenmiştir. Her bir kayıp gözlem tahmin edilmiştir. Kayıp gözlemlerin tahmininden oluşan verilerin analiz sonucundaki nispi etkinlik ile tam gözlemlenilen oluşan çalışmadaki nispi etkinlik değerleri karşılaştırılmıştır.

Anahtar kelimeler: Tesadüf blokları deneme tertibi, f testi, kayıp gözlemler, nispi etkinlik



The Comparison of Relative Efficiency by Estimating the Missing Observations with Full Observation in Experimental Arrangement of Randomized Complete Block: Agricultural Data to Application

ABSTRACT: In this study, two-way analysis of variance (F test) were performed a loss of data is supposed to be observed with fully observed data in experimental arrangement of randomized complete block. Research data are yield per apple tree (kg) of golden, starking and granysmith at a variety of apple produced in Isparta province and its districts (Eğirdir, Gönen, Gelendost, Yalvaç and Şarkikaraağaç). It was investigated whether there is a significant difference of apple yields. The analysis, in both cases determined to be a significant difference by type of apple. It was estimated for each missing observation. It was compared the relative activity values resulting data analysis missing observations, consisting of the data estimate with the relative activity values data is fully observed.

Keywords: Randomize block design, f test, missing observations, relative efficiency

¹ Ankara Üniversitesi, Fen Bilimleri Enstitüsü, Zootekni Bölümü, Ankara, Türkiye
Sorumlu yazar/Corresponding Author: Şenol ÇELİK, senolcelik95@myinet.com

GİRİŞ

Bir deney için yeterli sayıda homojen materyal bulunmadığı hallerde materyalin, homojenliği bozan faktör veya faktörlere göre bloklara ayrılması ve etkileri araştırılacak denemelerin her blok içinde homojen sayılabilecek ünitelerin birinde denenmesi gerekir. Böylece denemeler arası farklılıkta materyalin homojen olmasından ileri gelen hata azaltılmış olmaktadır. Ayrıca, bu tertipte bloklar arasındaki farklılığın ölçüsü olan kareler toplamı da hesaplanarak Genel Kareler Toplamından düşülmekte, deney hatasına kalan kareler toplamı da düşülmektedir (Düzgüneş ve ark., 1987).

Tesadüf blokları deney tertibi (iki yönlü varyans analizi), etkisi araştırılmak istenen faktör sayısı “bir” olduğunda kullanılır. Bu tertipte bloklama, deneysel hatanın azaltılması yoluyla deneyin hassaslığını artırır. Bazı deneylerde ekonomik, fiziksel veya çevresel nedenlerden dolayı yeteri kadar homojen deney birimi elde edilemediğinde bu yöntemi kullanmak zorunlu hale gelmiştir (Şenoğlu ve Acıtaş, 2010).

Deney sırasında beklenmedik durumlarda bazı bloklarda bazı gözlemler çeşitli sebeplerden dolayı kaybolabilir. Bu durumda kayıp gözlemler hesaplanarak tahmin edilebilir ve deneye devam edilmektedir.

Araştırmada gereğinden fazla tekrerrür yapılarak, fazla emek ve masraf olmaması için tesadüf blokları deney tertibinin tesadüf parselleri deney tertibine göre nispi etkinliği belirlenmelidir.

Tesadüf blokları deney tertibi çok yaygın olarak kullanılmakta ve özellikle tarım, hayvancılık, tıp, ekonomi, eğitim ve diğer alanlarda çok sayıda araştırmalar yapılmaya devam edilmektedir. Konu ile ilgili bazı çalışmalara aşağıda değinilmiştir.

Cochran and Cox (1957), çalışmalarında, tesadüf parselleri ve tesadüf blokları deneyi ile ilgili olarak iki deneyin duyarlılığını karşılaştırmak için, güven aralığı ve güç genişliği kavramları önerilmiştir. Nispi etkinliğin değerlendirilmesi, daha genel kurulum için büyük uygulanabilirliği olmasına rağmen, yaptıkları çalışmada ise bazı basitleştirilmiş varsayımlar ile birlikte iki muamele (deneme) etkileri arasındaki farkın karşılaştırılması durumunda sınırlıdır (Cochran and Cox, 1957). Morrison (1972) ve Vonesh (1983) duyarlılığı karşılaştırmak için, Scheffe'nin güven aralığının beklenen yarım kare genişliği şeklini kullanmıştır (Morrison, 1972; Vonesh, 1983). Jensen (1980, 1982) daha

karmaşık modeller için tekrarlanan ölçümlü tasarımlar bağlamında merkezi olmayan parametrelerin oranı ile asimptotik etkinlik karşılaştırmaları yapmıştır (Jensen, 1980; Jensen, 1982). Shieh ve Jan (2004) çalışmalarında, üç nispi ölçü içinden tesadüf blokları deneme tertibinde blok etkinliğini araştırmıştır. Bunlar, gözlenen anlamlılık düzeyi açısından (p değeri) değerlendirildiğinde, tesadüf blokları denemesinin nispi etkinlik olarak tesadüf parselleri denemesi ile karşılaştırılması, Scheffe'nin yarım kare şeklinde güven aralığı ve deneme etkilerinin tespit gücüdür. Çalışmanın belirgin özelliği, muamele (deneme) etkilerinin modellerde var olduğu göz önüne alındığında, nispi etkinlik ölçüsünün tahmini ve blok etkileri ile tepkileri arasındaki kısmi belirleme katsayısı ve ilişkisinde odaklanmasıdır. Önerilen nispi etkinlik ölçüsü ve nispi kesinlik arasındaki benzerlikler ve farklılıklar tesadüf blokları deneme tertibine uygun bloklama etkinlik ölçüsü seçiminde bazı bilgileri sağlamak için açıklanır. Bulguların netlik ve yararını arttırmak amacıyla hem sayısal hem de görsel şekillerle takviye sağlamaktadır (Shieh and Jan, 2004).

Çalışmanın amacı, tesadüf blokları deney tertibinde nispi etkinliği belirlemek, gözlem sayısı tam olan bir araştırma ile kayıp gözlem olduğu varsayıldığında hesaplanan tahmini gözlem değerlerine ait araştırmanın varyans analizi (F) testini ve nispi etkinliğin ölçüsünün araştırılmasıdır. Tesadüf blokları deney tertibinin nispi etkinliği ile ilgili yapılan literatür taraması sonucunda bu düşüncüyü konu edinen ulusal alanda başka bir çalışmaya rastlanmamıştır. Çalışma, söz konusu düşünce açısından ulusal alanda öncü niteliğine sahiptir.

MATERYAL VE YÖNTEM

Materyal

Araştırmanın materyali Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK)'nin internet adresinde yer alan bitkisel üretim istatistikleri kısmında 2011 yılı Isparta ili Eğirdir, Gönen, Gelendost, Yalvaç ve Şarkikaraağaç ilçelerinde üretilen golden, starking, granysmith elma çeşitlerindeki ağaç başına düşen elma verimi (kg) değerleridir. Türkiye'de 2011 yılı verilerine göre toplam 2 680 075 ton elma üretilmiş, Isparta'da ise 609 929 ton elma üretilerek toplam üretimin % 22.76'sını oluşturmaktadır (TÜİK Bitkisel Üretim İstatistikleri 2011). Bu nedenle Isparta ili elma üretimi yönünden önemli bir il durumundadır.

Çizelge 1. 2011 yılında ağaç başına düşen elma verimi (kg)

Deneme (Elma çeşidi)	Bloklar					Toplam
	1- Eğirdir	2-Gönen	3-Gelendost	4-Şarkikaraağaç	5-Yalvaç	
Golden	182	125	180	150	90	727
Starking	221	130	198	150	85	784
Gransmith	140	100	120	125	80	565
Toplam	543	355	498	425	255	2076

Çizelge 2. İki yönlü ANOVA tablosu

Varyasyon Kaynağı	Serbestlik derecesi	Kareler Toplamı (KT)	Kareler Ortalaması (KO)	F testi
Denemeler	a-1	GAKT	GAKO	GAKO/HKO
Bloklar	b-1	BKT	BKO	
Hata	n-a-b+1	HKT	HTO	
Toplam	n-1	GKT		

Yöntem

Yetiştirildiği yerlere göre ağaç başına elma verimleri arasındaki farklılığın anlamlı olup olmadığı araştırıldığında tesadüf blokları tertibi kullanılır. Deney tertibi Çizelge 1’deki gibi düzenlenmiştir.

Çizelge 1’deki gibi 3 deneme ve 5 blok mevcuttur. Elma çeşitleri deneme yani muamele, elmanın yetiştirildiği ilçeler bloktur. Elma çeşitlerine göre verim arasındaki farklılık araştırıldığında tesadüf blokları tertibi yani iki yönlü varyans analizi kullanılır. İki yönlü varyans analizi “k” adet bağımsız gruptaki deneme sonuçlarının işlem ortalamalarının benzer olup olmadıklarını belirlemek için uygulanır (Özdamar, 1999).

Tesadüf blokları deneme tertibinde tam gözlem olduğunda lineer istatistiksel model,

$$y_{ij} = \mu + \alpha_i + \beta_j + \varepsilon_{ij}, \quad i = 1, 2, \dots, a; \quad j = 1, 2, \dots, b \quad (1)$$

şeklinde elde edilir (Montgomery, 2001). Burada

y_{ij} : j’nci blokta, i’nci denemeye ait gözlem değerini,

μ : Genel ortalamayı,

α_i : i’nci deneme etkisini,

β_j : j’nci bloğun etkisini

ε_{ij} : hata terimlerini

gösterir.

Eşitlik 1 modeli sabit etkili modeldir, yani

$$\sum_{i=1}^a \alpha_i = 0 \quad \text{ve} \quad \sum_{j=1}^b \beta_j = 0$$

olduğu varsayılır. Bu yöntem ile kontrol edilecek hipotezler aşağıdaki gibidir. Denemeler için:

$$H_{01} : \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_a$$

$$\text{Bloklar için:} \quad H_{02} : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_b$$

Varyans analizinde Eşitlik 1. modeli varsayılarak, gerekli F testleri yapılmıştır. ANOVA tablosunun genel hali Çizelge 2’de verilmiştir.

Burada,

GAKT: Denemeler arası kareler toplamı, GAKO: Denemeler arası kareler ortalaması

BKT: Bloklar arası kareler toplamı, BKO: Bloklar arası kareler ortalaması

HKT: Hata kareler toplamı, HKO: Hata kareler ortalaması

a: Deneme sayısı, b: Blok sayısı, n: Gözlem sayısıdır.

Kareler Toplamlarının eşitleri aşağıda verilmiştir.

$$GAKT = b \sum_{i=1}^a (\bar{y}_i - \bar{y}_{..})^2,$$

$$GAKO = \frac{GAKT}{a-1},$$

$$BKT = a \sum_{j=1}^b (\bar{y}_{.j} - \bar{y}_{..})^2,$$

$$BKO = \frac{BKT}{b-1}$$

$$HKT = \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^b (y_{ij} - \bar{y}_{i.} - \bar{y}_{.j} + \bar{y}_{..})^2,$$

$$HKO = \frac{HKT}{n-a-b+1}$$

Eşitlik 1 modelinde bazı gözlemler çeşitli nedenlerden dolayı bilinmeyebilir veya kaybolabilir. Bu durumda, deneme etkilerinin veya blok etkilerinin toplamları sıfıra eşit olamaz. Bir başka ifadeyle,

$$\sum_{i=1}^a \alpha_i \neq 0 \text{ ve } \sum_{j=1}^b \beta_j \neq 0 \text{ dir.}$$

Bunun sonucunda genel kareler toplamı, deneme kareler toplamı, blok kareler toplamı ve hata kareler toplamı olarak bileşenlere ayrılamaz (Hicks and Turner, 1999).

Bu kayıp gözlemlerin tahmini

$$X = \frac{aT + bB - S}{(a-1)(b-1)} \quad (2)$$

Burada,

a: Deneme sayısı, b: Blok sayısı,

T: Eksik muamele (deneme) toplamı

B: Eksik blok toplamı

S: Genel toplam (Soysal ve Gürcan, 2000).

Bu tertipte nispi etkinlik ise,

$$NE = \frac{(b-1)BKO + b(a-1)HKO}{(ba-1)HKO} \quad (3)$$

formülü ile hesaplanır (Düzgüneş ve ark., 1987).

Deneme ortalamalarına ait standart hatanın her iki tertipte de aynı olması için

$$\frac{s_b^2}{b} = \frac{s_p^2}{n} \quad (4)$$

eşitliği olmalıdır. Burada,

s_p^2 : Tesadüf parselleri deney tertibindeki hata varyansı,

s_b^2 : Tesadüf blokları deney tertibindeki hata varyansıdır.

Eşitlik 3'teki ifade sadece rasgele argümanlar kullanılarak yeniden yazılarak (tesadüf parselleri deneyi ile tesadüf blokları deneyi karşılaştırıldığında)

$$NE = \alpha + (1 - \alpha)H \quad (5)$$

şeklinde ifade edilmektedir. Burada,

$$\alpha = b(a-1)/(ba-1) \text{ ve } H = BKO/HKO$$

Eşitlik 5'te nispi etkinlik incelendiğinde eğer

$H < 1$ ise $NE < 1$

$H = 1$ ise $NE = 1$

$H > 1$ ise $NE > 1$

ortaya çıkmaktadır. Eşitlik 5 açıkça göstermektedir ki, yaygın olarak kullanılan nispi etkinlik ölçüsü (NE), H'nin bire-bir monoton fonksiyonudur. $NE > 1$ veya alternatif olarak $H > 1$ ise her deneme için aynı sayıda tekrür olduğunda tesadüf blokları deneyinin tesadüf parselleri deneyinden daha etkili olduğunu gösterir. Bir b bloklu tesadüf blokları deneyinde aynı etkinliği elde etmek için, tesadüf parselleri deneyi b.NE sayıda tekrür gerektirir (Kempthorne, 1952; Kempthorne, 1955).

BULGULAR

Elma çeşitlerine göre verimlilik arasındaki farklılık test edilmiştir ve varyans analizi tablosu Çizelge 3'teki gibi düzenlenmiştir.

Elma çeşitlerine göre verimlilik arasındaki fark % 5 anlam düzeyinde yani % 95 güvenle istatistik olarak önemli bulunmuştur. Bu deneyin nispi etkinliği ise Eşitlik 3'e göre 4.82 yani % 482 bulunmuştur. Bu sonuca göre deney aynı tekrürle aynı bloklarda tesadüf parselleri tertibinde yapılsaydı $100(4.82-1) = \% 382$ oranında düşük bir etkinlik elde edilirdi. Başka bir deyişle, Eşitlik 4'ten

$$n = b \frac{s_p^2}{s_b^2} = 5.(4.82) = 24.11$$

sonucu elde edilmiş olup deney tesadüf parselleri deney tertibinde yapılsaydı, tesadüf bloklarında 5 tekrürle (blokla) elde edilen standart hata, ancak 24.11 tekrür ile elde edilebilirdi. Kısaca aynı etkinliği elde

Çizelge 3. Elma çeşitlerine göre verimlilik ANOVA tablosu

Varyasyon Kaynağı	Kareler toplam	sd	Kareler ortalaması	F	Anlamlılık (p<0.05)
Model	310006.267	7	44286.610	145.337	0.000
Bloklar	17524.267	4	4381.067	14.378	0.001
Denemeler	5163.600	2	2581.800	8.473	0.011
Hata	2437.733	8	304.717		
Toplam	312444.000	15			

sd: serbestlik derecesi

Çizelge 4. Varsayılan her bir kayıp gözlemin tahmini, F testi ve nispi etkinliği

Kayıp gözlem	Kayıp değer tahmini	Nispi Etkinlik	Tekerrür	F	p<0.05
182	193.250	5.180	26	9.008	0.009
221	180.500	6.020	30	9.961	0.007
140	169.250	6.550	33	7.655	0.014
125	125.625	4.820	24	8.488	0.011
130	142.625	4.860	24	9.605	0.007
100	86.750	5.120	26	10.000	0.007
180	166.875	4.820	24	8.530	0.010
198	172.500	5.170	26	8.249	0.011
120	158.625	7.690	38	8.283	0.011
90	93.750	4.740	24	8.588	0.010
85	119.500	5.200	26	14.625	0.002
80	41.750	8.300	42	17.622	0.001
150	147.500	4.820	24	8.428	0.011
150	168.875	5.220	26	10.510	0.006
125	108.625	5.070	25	10.513	0.006

etmek tesadüf parselleri deneme tertibinde en az 24.11 tekerrürlü olarak yürütülmesi gerekirdi. Bu da % 382 oranında yani 3.82 olup yaklaşık 4 kat fazla emek ve masraf yapılacağını gösterir. Dolayısıyla araştırmamın tesadüf blokları deneme tertibinde yürütülmesi isabetli bir karar olmuştur.

Araştırmamız tam gözlemlerle yürütülmüştür. Yani kayıp gözlem yoktur. 3 deneme (muamele) ve 5 blok (tekerrür) olmak üzere 15 gözlemlerle yürütülen bu araştırmada her defasında bir gözlemin kayıp olduğu varsayılarak diğer gözlemlerin tam olduğunda bu kayıp gözlem Eşitlik 2’de hesaplanarak tahmin edilmiştir. Tahmin edilen kayıp gözlem gerçek gözlem gibi düşünülerek Eşitlik 1’deki model ve Çizelge 2’deki analiz yapılarak F testi yapılmıştır. Eşitlik 3’ten formülden faydalanarak nispi etkinliği hesaplanmıştır. Bu işlemler her bir gözlem için ayrı ayrı olmak üzere 15 defa kayıp gözlemlerin tahmini hesaplaması ve istatistik analizi yapılmıştır. Burada F testleri SPSS paket programı yardımıyla yapılmıştır. Elde edilen bilgiler Çizelge

4’te sunulmuştur. Çizelge 4’de ifade edilen tekerrür, deneyin tesadüf parselleri deneme tertibinde yürütülmesi durumunda olması gereken tekerrür sayısıdır.

SONUÇ

Çizelge 4’te görüldüğü gibi varsayılan her bir kayıp gözlemin tahmini değerleri belirlendiğinde ve F testi yapıldığında denemeler arasında yani araştırmada incelenen elma çeşitlerine göre verimlilik arasındaki farklılık hepsinde anlamlı bulunmuştur (p<0.05). Tam gözlemlerle yapılan analizde de F testi Çizelge 3’te görüldüğü gibi anlamlı bulunmuştur. Her bir kayıp gözlem için hesaplanan tahmini değerlerle deneme yapıldığında nispi etkinlik değerleri farklı değerler almaktadır. Ancak bu farklılık olumlu yöndedir. Gerçek değerle tahmini değerlerin birbirine çok yakın olduğu değerlere göre yapılan F testi sonucundaki nispi etkinlik değerleri de birbirine çok yakın olmuştur. Ayrı ayrı hesaplanan her biri gerçekte hiç kayıp gözlem olmayan ancak kayıp gözlem

gibi düşünülen her bir gözlem değeri için hesaplanan nispi etkinlik değerleri de 1'den büyük olup oldukça yüksek çıkmıştır. Bunun sonucunda kayıp gözlem olsa bile tahmini değeri bulunduğu nispi etkinlik değeri yine yüksek çıkmaktadır. Hatta çoğu gözlemler için, tam gözlemlili denemedeki analiz sonucundaki nispi etkinlik değerinden daha yüksek değerler çıkmıştır. Ayrıca bu deney tesadüf parselleri deneme tertibinde düzenlenseydi daha fazla tekerrürle yapılacaktı. Çizelge 4'te görüldüğü gibi 5 tekerrür yerine çeşitli verilere göre en az 24-42 arasında değişen sayıda tekerrüre gerek kalacaktı. Bu nedenle daha fazla masraf, emek ve zaman gerektirmeden deney yürütülmüştür. Bu da yapılan deneyin isabetli ve anlamlı sonuçlar verdiğini göstermektedir. Araştırmada kayıp gözlem olsa bile tahmini değeri hesaplanarak gerçek gözlemlili araştırmaya göre F testi sonuçları ve nispi etkinlikleri karşılaştırılmıştır. Karşılaştırma sonucunda denemeler arası anlamlılık değişmemiş olup ve nispi etkinlik değerleri genel olarak artmış olup, araştırma başarılı sonuçlar vermiştir.

KAYNAKLAR

- Anonim, 2011. Türkiye İstatistik Kurumu, Bitkisel Üretim İstatistikleri, ww.tuik.gov.tr.
- Cochran, W.G., Cox, G.M., 1957. Experimental designs . John Wiley- Sons. New York, 32.
- Düzgüneş, O., Kesici, T., Kavuncu O., Gürbüz, F., 1987. Araştırma ve deneme metotları (İstatistik Metotları II). Ankara Üniversitesi Ziraat Fakültesi Yayınları, 1021. Ders Kitabı: 295. Ankara, 33.
- Hicks, C.R., Turner, K.V. 1999. fundamental concepts in the design of experiments. Oxford University Press, New York.
- Jensen, D.R., 1980. Efficiencies in multivariate paired experiments. Biometrical Journal, 22: 399-405.
- Jensen, D.R., 1982. Efficiency and robustness in the use of repeated measurements. Biometrics, 38: 813-825.
- Kempthorne, O., 1952. Design and analysis of experiments. John Wiley, New York.
- Kempthorne, O., 1955. Randomization theory of experimental inference. Journal of the American Statistical Association, 50: 946-967.
- Montgomery, D.C., 2001. Design and analysis and experiments. John Wiley-Sons, New York, pp. 141-142.
- Morrison, D.F., 1972. The analysis of a single sample of repeated measurements. Biometrics, 28: 55-71.
- Özdamar, K., 1999. Paket programlar ve istatistiksel veri analizi. Kaan Kitabevi, Eskişehir.
- Shieh, G., Jan, S., 2004. The effectiveness of randomized complete block design. Statistica Neerlandica, 58(1): 111-124.
- Şenoğlu, B., Acıtaş, Ş. 2010. İstatistiksel deney tasarımı. Sabit Etkili Modeller, Nobel Yayın Dağıtım, Ankara.
- Soysal, M.İ., Gürcan, E.K., 2000. Araştırma deneme metotları çözümlü uygulama örnekleri. Tekirdağ.
- Vonsh, E.F., 1983. Efficiency of repeated measures designs versus completely randomized designs based on multiple comparisons. Communications in Statistics Theory and Methods, 12: 289-301.