Black Sea Journal of Engineering and Science
Open Access Journal
e-ISSN: 2619-8991

BSPublishers

Derleme (Review)
Sayı 1 Cilt 1: 18-27 / Ocak 2018
(Volume 1 Issue 1: 18-27 / January 2018)

PARAMETRİK VE PARAMETRİK OLMAYAN ÇOKLU KARŞILAŞTIRMA TESTLERİ

Serdar GENÇ[1*], Mehmet İhsan SOYSAL[2]

[1] Ahi Evran Üniversitesi, Ziraat Fakültesi, Tarımsal Biyoteknoloji Bölümü, 40100 Kırşehir, Türkiye

[2] Namık Kemal Üniversitesi, Ziraat Fakültesi, Zootekni Bölümü, 59100 Tekirdağ, Türkiye

Gönderi: *12 Aralık 2017**;* ***Yayınlanma:*** *01 Ocak 2018*
(Submission: *December 12, 2017;* ***Published:*** *January 01, 2018)*

Özet

Bu çalışmada, Parametrik ve parametrik olmayan (non-parametrik) çoklu karşılaştırma testlerinin kullanım alanları detaylı anlatılmıştır. Parametrik testlerin kullanılması istatistik olarak testin gücü bakımından önemlidir. Bu sebeple parametrik testlerden sonra grup ortalamaları parametrik çoklu karşılaştırma testleriyle karşılaştırılır. Çalışmada bu testlerden; Asgari Önemli Fark, Duncan, Tukey (a), Student Newman Keuls, Lineer Bağıntılar (Linear contrasts), Bonferroni, Scheffe ve Dunnet Metodları incelenmiştir. Bilindiği üzere varyans analizinin varsayımları sağlanamamışsa parametrik testler yerine, parametrik olmayan (non-parametrik) testlerin kullanılması gerekmektedir. Bu amaçla parametrik olmayan (non-parametrik) çoklu karşılaştırma testlerinden; Hollander-Wolfe, Parametrik Olmayan Bonferroni (Nonparametrik Dunn's), Parametrik Olmayan Dunnet, Parametrik Olmayan S-N-K (Student-Newman-Keuls) ve Parametrik Olmayan Tukey HSD (Tukey's Honestly Significan Difference) metotları irdelenmiştir. Ancak, bazı araştırmalar parametrik çoklu karşılaştırma testlerinin de parametrik olmayan testlerden sonrada kullanılabileceğini göstermiştir.

Anahtar sözcükler: Parametrik Çoklu Karşılaştırma Testleri, Parametrik Olmayan (Non-Parametrik) Çoklu Karşılaştırma Testleri, Dunnet, Duncan, Tukey

Parametric and Nonparametric Post Hoc Tests

Abstract: In this study, usage of parametric and nonparametric post hoc tests was explained. Use of parametric tests is statistically important in point of power of the test. So after parametric tests, group means were compared by parametric post hoc tests. In this study, Least Significant Difference, Duncan, Tukey (a), Student Newman Keuls, Linear Contrasts, Bonferroni, Scheffe and Dunnet Methods were examined. Traditionally, nonparametric tests were used instead of parametric tests, if assumptions of parametric tests not ensured. For this aim, Hollander-Wolfe, Nonparametrik Dunn's, nonparametric Dunnet, nonparametric S-N-K (Student-Newman-Keuls) and nonparametric Tukey HSD methods were examined as nonparametric post hoc test. However, some research findings argued that after nonparametric tests, parametric post hoc tests can be used.

Keywords: Parametric post hoc tests, Nonparametric post hoc tests, Dunnet, Duncan, Tukey

***Corresponding author:** Ahi Evran Üniversitesi, Ziraat Fakültesi, Tarımsal Biyoteknoloji Bölümü, 40100 Kırşehir, Türkiye
Email: serdargenc1983@gmail.com (S. GENÇ)

Giriş

Bilindiği üzere varyans analizinin ön şartları sağlanamamışsa parametrik testler yerine, parametrik olmayan (non-parametrik) testlerin kullanılması daha güvenilirdir. Ancak araştırmalar parametrik çoklu karşılaştırma testlerinin de parametrik olmayan testlerden sonrada kullanılabileceğini göstermiştir. Bu amaçla çalışmada parametrik olmayan testlerden sonra parametrik çoklu karşılaştırma testlerinin kullanılmasının I.tip hata ve testin gücü bakımından uygunluğu irdelenmeye çalışılmıştır. Çalışmada öncelikle parametrik olmayan çoklu karşılaştırma testleri (Hollander-Wolfe Metodu, Parametrik Olmayan Bonferroni Metodu (Nonparametrik Dunn's Metodu), Parametrik Olmayan Dunnet Metodu, Parametrik Olmayan S-N-K Metodu (Student-Newman-Keuls Test) ve Parametrik Olmayan Tukey HSD Metodu (Tukey's Honestly Significan Difference Test)) incelenmiştir. Bunun yanı sıra parametrik çoklu karşılaştırma testlerine (Asgari Önemli Fark Metodu, Duncan Metodu, Tukey (a) Metodu, Student Newman Keuls Metodu, Lineer Bağıntılar (Linear contrasts) Metodu, Bonferroni Metodu, Scheffe Metodu, Dunnet Metodu değinilmiştir. Parametrik çoklu karşılaştırma testlerinin, parametrik olmayan testlerden sonra kullanılıp kullanılmayacağını belirlemek amacıyla bir simülasyon çalışması da yapılabileceği düşünülmektedir.

1. Parametrik ve Parametrik Olmayan Çoklu Karşılaştırma Testleri

Varyans analizi tekniği (Analysis of Variance, ANOVA, F testi) uygulamada en çok kullanılan istatistik metot olarak bilinmektedir. Üzerinde durduğumuz özelliğe etki ettiğini düşündüğümüz faktör sayısı ikiden fazla ise söz konusu tekniğin kullanılması gerekmektedir. Unutulmamalıdır ki ANOVA ile yalnızca grup ortalamaları arasında istatistik olarak önemli düzeyde fark olup olmadığı hipotezi ($H_0 : \mu_1 = \mu_2 = ... = \mu_k$) tespit edilebilmektedir. Hangi grup ortalamalarının birbirinden farklı olduğunu ise çoklu karşılaştırma testlerinden her hangi birini kullanarak belirlenebilir.

Bazı ön şartlar (normal dağılım, homojenlik, bağımsızlık, eklenebilirlik) yerine getirildiği zaman ANOVA kullanılabilmektedir. Bu şartların yerine getirilmesi sonuçların güvenirliği açısından önem arz etmektedir. Testlerin güvenilirliği doğrudan I. tip hata olasılıkları ve güçlerine bağlıdır. Ön şartlardan birinin veya birkaçının aynı anda yerine getirilemediği durumlarda transformasyonlar yapılarak, şartlar sağlanmaya çalışılmaktadır. Transformasyon yapılmasına rağmen bu şartlar sağlanamamış ise parametrik olmayan istatistik metotlardan (Kruskal-Wallis, Man-Whitney U Testi vs.) birini kullanmak daha doğru olabilir. Çünkü bu metotların ön şartları yerine getirme zorunluluğu bulunmamaktadır. Bunların yanı sıra Welch, Brown-Forsythe veya Bootstrap ve Permutasyon testleri (resampling; yeniden örnekleme yöntemlerinden birisine başvurulabilir (Koşkan 2008, Mendeş ve Mendeş 2002).

Parametrik olmayan istatistik metotlar kullanıldığında artık karşılaştırılacak grup ortalamaları yerine, grup ortanca değerleri (meydanları) kullanılmadır. Gruplar arasındaki farklılığın önemli bulunması halinde ise parametrik olmayan çoklu karşılaştırma testleri kullanılmalıdır. Parametrik olmayan çoklu karşılaştırma testleri yerine ise bazı ön şartlar sağlanmış ise parametrik çoklu karşılaştırma testleri de kullanılabilmektedir.

Parametrik veya parametrik olmayan çoklu karşılaştırma testleri kullanılırken dikkat edilmesi geren bazı hususlar da bulunmaktadır. Bunlar; alt gruplardaki gözlemlerin sayılarının (tekerrür) eşit olup olmadığı, üzerinde durulan özelliğe etki ettiği düşünülen faktör sayısı ve faktörün seviyeye sayısı olarak söylenebilir. Söz konusu şartlarda da kullanılacak çoklu karşılaştırma testlerinin farklı olacağı unutulmamalıdır. Hatta bu durumlarda kullanılacak çoklu karşılaştırma testlerinde I. tip hata, testin gücü, karşılaştırma başına hata ve deneme başına hata oranları farklılık göstermektedir.

I. Tip Hata Olasılığı (α)

Yapılan hipotez kontrolü sonucunda gerçekte geçerli olan H_0 hipotezi reddedildiği zaman yapılan hata I. tip hatadır ve I. tip hata yapma olasılığı α ile gösterilir.

Elde edilen sonuçların geçerliliğinin arttırılması için α olasılığı mümkün olduğu kadar küçük olmalıdır. Bunun yanı sıra, örnek genişliği, varyans ve etki büyüklüğü de hipotez kontrolü sonucunda verilen kararın geçerliliğinde önemli role sahiptir. Uygulanan bir testte I. tip hata olasılığı ya denemenin başında araştırıcı tarafında belirlenir, ya da özellikle simülasyon denemelerinde denemenin sonunda gerçekleşen I. tip hata olasılığı kolaylıkla hesaplanabilir (Zar 1999, Kaps ve Lamberson 2004, Albayrak 2009)

Araştırıcı I. tip hata olasılığını belirlerken dikkatli olmalıdır. Çünkü I. tip hata olasılığı ile testin gücü arasında bir denge vardır. Diğer bütün unsurlar sabit tutulduğunda başlangıçta kararlaştırılan I. tip hata (α) olasılığı azaldıkça testin gücü de azalır (Houle ve ark. 2005, Albayrak 2009).

Testin Gücü (1-β)

Yapılan hipotez kontrolü sonucunda, gerçekte geçerli olmadığı halde H_0 hipotezi kabul edilmiş ise bu durumda yapılan hata II. tip hata olarak adlandırılır ve II. tip hata olasılığı β ile gösterilir. II. tip hata olasılığının 1'den çıkarılması ile elde edilen olasılık ise testin gücü 1-β olup, gerçekte geçersiz olanH_0 hipotezinin reddedilme olasılığını verir.

Bir istatistik testin güçlü olarak kabul edilebilmesi için hesaplanan testin gücünün 0.80 veya daha fazla olması gerektiği görüşü yaygın olarak kabul edilmektedir. Araştırmacının gerçekte var olan bu farkı ortaya koyamama olasılığı ise β olasılığı olup 0.20'ye (1-0.80) eşittir (Houle ve ark. 2005, Albayrak 2009).

Karşılaştırma Başına Hata ve Deneme Başına Hata

Bilindiği üzere hipotez kontrolü sonucunda gerçekte geçerli olan H0 hipotezi reddedildiği zaman yapılan hata I. tip hatadır ve α ile gösterilir. Dikkat edilmelidir ki, çoklu karşılaştırma metotlarında α sembolü bazı testlerde karşılaştırma başına hatayı (per comparison error rate - α_c), bazı testlerde ise deneme başına hatayı (experiment wise error rate - α_E) gösterir. Buna bağlı olarak karşılaştırma başına hata; denemede belirli iki grup ortalaması arasındaki farkı belirlerken, gerçekte fark bulunduğu halde fark yok hükmü verilğindeki hata ve deneme başına hata ise denemede *n* tane ikili karşılaştırma yapıldıktan sonra meydana gelen hata olarak tanılanabilir. Aşağıdaki eşitlikte deneme başına hata ile karşılaştırma başına hata arasındaki bağıntı verilmiştir (Sheskin 2000, Şenoğlu 2010).

$$\alpha_E = 1-(1-\alpha_C)^n$$

Eşitlikte, α_E; deneme başına hatayı, α_c karşılaştırma başına hatayı ve *n* ise karşılaştırma sayısını göstermektedir.

2.1. Parametrik Çoklu Karşılaştırma Testleri

2.1.1. Asgari Önemli Fark metodu (Least Significant Difference, LSD)

Fisher (1935) tarafından önerilen Asgari Önemli Fark Metodu (Least Significant Difference, LSD), birvaryans analizi sonucunda kontrol hipotezinin ($H_0 : \mu_1 = \mu_2 = ... = \mu_k$) red edilmesi durumunda, grup ortalamaları arasındaki muhtemel tüm ikili karşılaştırmaları yapmak için kullanılmaktadır. Çoklu karşılaştırma metotları içerisinde en çok kullanılan, en kolay uygulanabilen ancak en az güvenilir olan metottur. Karşılaştırma başına hatayı kontrol etmektedir. Eğer karşılaştırılacak grup sayısı fazla ise deneme başına hata artacak, bu durumda da başlangıçta belirtilen I. tip hata korunmamış olacaktır (Düzgüneneş ve ark. 1987, Milliken ve Johnson 1992, Soysal 2000, Kesici ve Kocabaş 2007, Montgomery 2008, Şenoğlu ve Acıtaş 2010).

Asgari Önemli Fark Metodu (AÖF);

$$AÖF = \pm t_{(\frac{\alpha}{2};Hsd)} \sqrt{2}(s_{\bar{X}})$$

Eşitliğindeki gibi hesaplanabilmektedir. Eşitlikte AÖF değerinin iki grup ortalaması arasındaki mutlak farktan büyük veya eşit çıkması durumunda, iki grup ortalaması arasındaki farkın istatistik olarak önemli olduğu anlaşılır.

AÖF: İki grup ortalaması arasındaki istatistik olarak önemli asgari (en az) farktır.

$s_{\bar{X}}$:Ortalamaya ait standart hata olup $\sqrt{GIKO/n}$ şeklinde hesaplanır. GİKO varyans analizi tablosunda gruplar içi kareler (hata) ortalaması, *n* ise ortalamaların hesaplandığı gözlem sayısıdır (tekerrür).

$t_{(\frac{\alpha}{2};Hsd)}$:Gruplar içi (hata) serbestlik dereceli α seviyesindeki *t* cetvel değeridir.

AÖF metodunda ortalamaların büyüklüklerinin sırası dikkate alınmamıştır. Bu nedenledir ki iki grup ortalaması arasındaki fark istatistik olarak önemlidir denildiğinde, bunda ortalamaların büyüklüklerine göre sıralanışının da etkisi olabilmektedir.

2.1.2. Duncan metodu

Grup ortalamaları arasındaki olası tüm ikili karşılaştırmaları yapmak için önerilen bir başka metot Duncan (1955) tarafından önerilen çoklu aralık testidir (multiple range test). Duncan metodu grup ortalamalarını karşılaştırırken ortalamaların büyüklüklerine göre sıralanıştaki yerlerini dikkate alır (Düzgüneneş ve ark. 1987, Milliken ve Johnson 1992, Soysal 2000, Kesici ve Kocabaş 2007, Montgomery 2008, Şenoğlu ve Acıtaş 2010).

Duncan Metodu (D);

$$D = Q.(s_{\bar{X}})$$

eşitliğindeki gibi hesaplanabilmektedir. $s_{\bar{X}}$:Ortalamaya ait standart hata olup $\sqrt{GIKO/n}$ şeklinde hesaplanır. GİKO varyans analizi tablosunda gruplar içi kareler (hata) ortalaması, *n* ise ortalamaların hesaplandığı gözlem sayısıdır (tekerrür).

Q: Gruplar içi (hata) serbestlik dereceli α seviyesindeki cetvel değeridir (Duncan 1955). Bu değerler, grup ortalamalarının büyüklüklerine göre sıralandığı zaman birbirine olan uzaklıkları dikkate alınarak hesaplanmıştır. Yani her sırada tablo değeri değişecektir. Bu durumda ise büyüklük sırasına göre dizilmiş grup ortalamaları arasındaki fark göz önünde bulundurulmuştur.

Örneğin, 5 ortalamadan birinci ile beşinci arasındaki fark yan ayana olan yani birinci ile ikinci arasındaki farktan daha büyüktür. Sözü edilen metot da bu dikkate alınmış ve ortalamalar kullanılırken farklı *Q* değerleri, dolayısıyla da farklı *D* değerleri hesaplanarak ortalamalar karşılaştırılmaya çalışılmıştır. Yani birinci ortalama ile beşinci ortalama karşılaştırılırken kullanılan *Q*, dolayısıyla *D* değeri, birinci ortalama ile ikinci ortalama karşılaştırılırken kullanılan *D* değerinden daha büyüktür. Bu durumda ise büyüklükler dikkate alınmış olacaktır.

Eşitlikte *D* değerinin iki grup ortalaması arasındaki mutlak farktan büyük veya eşit çıkması durumunda, iki grup ortalaması arasındaki farkın istatistik olarak önemli olduğu anlaşılır.

2.1.3. Tukey (a) metodu

Tukey (1949) tarafından önerilen ve kendi adıyla anılan metot, Duncan metodunda olduğu gibi deneme ortalamalarının ikili karşılaştırılmasına dayanır. Tukey metodu studentlaştırılmış aralık istatistiğine (Studentized range Statistics) dayanır (Düzgüneneş ve ark. 1987, Milliken ve Johnson 1992, Kesici ve Kocabaş 2007, Montgomery 2008, Şenoğlu ve Acıtaş 2010). Bu metot Tukey'in en güvenilir anlamlı fark (Honestly significant Difference- HSD) olarak da bilinmektedir.

Tukey Metodu (HSD);

$$HSD = Q_a.(s_{\bar{X}})$$

eşitliğindeki gibi hesaplanabilmektedir.

$s_{\bar{X}}$:Ortalamaya ait standart hata olup $\sqrt{GIKO/n}$ şeklinde hesaplanır. GİKO varyans analizi tablosunda gruplar içi kareler (hata) ortalaması, *n* ise ortalamaların hesaplandığı gözlem sayısıdır (tekerrür).

Q_a: Gruplar içi (hata) serbestlik dereceli α seviyesindeki cetvel değeridir. Bu değerler, grup ortalamalarının büyüklüklerine göre sıralandığı zaman birbirine olan uzaklıkları dikkate alınarak hesaplanmıştır (May 1952). Ancak bu metot da en büyük grup ortalaması ile en küçük grup ortalaması karşılaştırılırken kullanılan cetvel değeri kullanılmaktadır. Bu durumda ise güvenilirlik (tutarlılık) diğer çoklu karşılaştırma testlerine oranla daha yüksek olmaktadır. Eşitlikte HSD değerinin iki grup ortalaması arasındaki mutlak farktan büyük veya eşit çıkması durumunda, iki grup ortalaması arasındaki farkın istatistik olarak önemli olduğu anlaşılır.

2.1.4. Student Newman Keuls metodu (SNK)

SNK metodu komşu grupları karşılaştırırken karşılaştırma başına hatayı kontrol eder. Gruplar birbirinden uzaklaştıkça ve en büyük grup ortalaması ile en küçük grup ortalaması arasındaki fark karşılaştırılırken deneme başı hatayı kontrol eder. Bu sebeple SNK testinde deneme başına hata kontrol edilmiş olur (Zar 1999, Özdamar 2004). Student Newman Keuls Metodu (SNK) metodunda;

$$D = Q_a.(s_{\bar{X}})$$

eşitliği yardımıyla hesaplanır ve grup ortalamalarının sıralanıştaki yerleri göz önüne alınır tek farklılık tablo değerlerinin farklı olmasından ileri gelmektedir (Zar 1999).

$s_{\bar{X}}$:Ortalamaya ait standart hata olup $\sqrt{GIKO/n}$ şeklinde hesaplanır. GİKO varyans analizi tablosunda gruplar içi kareler (hata) ortalaması, *n* ise ortalamaların hesaplandığı gözlem sayısıdır (tekerrür).

Q_a: Gruplar içi (hata) serbestlik dereceli α seviyesindeki cetvel değeridir (Zar 1999, Özdamar, 2004).

Eşitlikte *D* değerinin iki grup ortalaması arasındaki mutlak farktan büyük veya eşit çıkması durumunda, iki grup ortalaması arasındaki farkın istatistik olarak önemli olduğu anlaşılır.

2.1.5. Lineer Bağıntılar (Linear Contrasts) metodu

Bu metot Lineer Zıtlıklar Metodu veya Lineer Kontrastlar Metodu olarak ta tanımlanabilir. Lineer bağıntılar (Linear contrasts) μ_i'lerin lineer bileşimleri olarak tanımlanır ve

$$C = \sum_{i=1}^{k} c_i \mu_i$$

olarak gösterilir. C' nin lineer bağıntı olması için $\sum_{i=1}^{k} c_i = 0$ olması gerekir (Şenoğlu ve Acıtaş 2010).

$$C_1 = \sum_{i=1}^{k} c_{1i}\mu_{1i} \text{ ve } C_2 = \sum_{i=1}^{k} c_{2i}\mu_{2i}$$

iki lineer bağıntı olmak üzere $\sum_{i=1}^{k} c_{1i}c_{2i} = 0$ eşitliğini sağlıyorsa bu bağıntılar dik lineer bağıntı (orthognal linear contrast) olarak adlandırılır.

Dikkat edileceği üzere, lineer bağıntılar metodunda ikili karşılaştırmalarda dahil olmak üzere grup ortalamaları arasındaki olası tüm karşılaştırmalar yapılabilir. *k* tane grup ortalamasının karşılaştırıldığı bir denemede en fazla *k*-1 tane dik lineer bağıntı kurulabilir. Dolayısıyla, her lineer bağıntının serbestlik derecesi "1" dir. Bu yöntemde, hangi grup ortalamalarının karşılaştırılacağına denemeden önce karar verilir (Şenoğlu ve Acıtaş 2010).

Örneğin;

$H_0 : \mu_1 = \mu_2 = \mu_3$ red edilmesi durumunda;

$$C_1 : \mu_1 - \mu_2 = 0$$

$$C_2 : \mu_1 + \mu_2 - 2\mu_3 = 0$$

şeklinde iki tane lineer bağıntı tanımlanabilir. Burada;

$C_{11} = 1$, $C_{12} = -1$, $C_{13} = 0$, $C_{21} = 1$, $C_{22} = 1$, $C_{23} = -2$

olduğunda ve

$$\sum_{i=1}^{3} c_{1i} = 0,\ \sum_{i=1}^{3} c_{2i} = 0,\ \sum_{i=1}^{3} c_{1i}c_{2i} = 0$$

koşulları sağlandığından C_1 ve C_2 lineer bağlantıları diktir. Dikkat edileceği üzere dik bağıntı sayısı gruplar arası serbestlik derecesine k-1=2 ye eşittir.

Lineer bağlantılar yönteminde temel amaç,

$H_0 : \sum_{i=1}^{k} c_i \mu_i = 0$ hipotezini kontrol etmektir. Bunun için,

$F_C = \dfrac{GAKO_C}{HKO_C}$ test istatistiği kullanılabilir. Burada;

$$GAKO_C = n\left(\sum_{i=1}^{k} c_i \bar{y}_{i.} = 0\right)^2 / \sum_{i=1}^{k} c_i^2 \text{ dır.}$$

Eğer,

$F_C > F_{\alpha;k-1,Hsd}$ ise H_0 hipotezi red edilir.

2.1.6. Bonferroni metodu

Varyans analizi sonucunda kontrol hipotezinin ($H_0 : \mu_1 = \mu_2 = ... = \mu_k$) red edilmesi durumunda sınırlı sayıda veya isteğe bağlı bazı grup ortalamaları karşılaştırılmak isteniyorsa Bonferroni metodu kullanılabilir. Deneme başına hatayı koruyan çoklu karşılaştırma metotlarından birisidir. Tüm karşılaştırmalar yapıldıktan sonra bile bu hata oranı kullanılabilmektedir (Milliken ve Johnson 1992).

Bonferroni Metodu (D);

$$D = t_{BI}\sqrt{2}(s_{\bar{X}})$$

eşitliğindeki gibi hesaplanabilmektedir.

$s_{\bar{X}}$:Ortalamaya ait standart hata olup $\sqrt{GIKO/n}$ şeklinde hesaplanır. GİKO varyans analizi tablosunda gruplar içi kareler (hata) ortalaması, n ise ortalamaların hesaplandığı gözlem sayısıdır (tekerrür).

t_{BI}: α_{CER} seviyesindeki t değeridir. $\alpha_{CER} = \alpha/N$ yardımıyla hesaplanabilir. Eğer k tane grup varsa, $N=k(k-1)/2$ eşitliğiyle bulunabilir.

Eşitlikte D değerinin iki grup ortalaması arasındaki farktan büyük veya eşit çıkması durumunda, iki grup ortalaması arasındaki farkın istatistik olarak önemli olduğu anlaşılır.

2.1.7. Scheffe metodu

Scheffe (1953) tarafından metot, Bonferroni metodundan farklı olarak sadece önceden planlanmış az sayıdaki lineer bağlantıyı değil tüm olası bağlantıları test etmek için kullanılmaktadır (Zar 1999, Kuehl 2000, Montgomery 2008).

Scheffe metodunda,

$$H_0 : \sum_{i=1}^{k} c_i \mu_i = 0,\ b = 1, 2, ..., k$$

hipotezini kontrol etmek için

$$S_{C_b} = \sqrt{(k-1)F_{\alpha;k-1,Hsd}}\sqrt{GİKO\sum_{i=1}^{k}\frac{c_{ib}^2}{n_i}}$$

değeri hesaplanır. Eğer

$$\left|\sum_{i=1}^{k} c_{ib}\,\bar{y}_{i.}\right| > S_{C_b}$$

ise H_0 hipotezi red edilir.

2.1.8. Dunnet metodu

Bir kontrol grubuna karşı muamele grup ortalamalarını karşılaştırmak için kullanılan yöntemdir. Amaç kontrol grubu ile diğer grup ortalamalarının karşılaştırılmasıdır. Dunnet metodunun da diğer çoklu karşılaştırma testlerinden farklı olarak, varyans analizinde H_0 hipotezi red edilmemiş olsa bile kullanılabilmesidir (Zar 1999, Özdamar 2004).

Kontrol grubu içeren bir denemenin yürütülmesi durumunda

$$\frac{n_a}{n} = \sqrt{k}$$

şartının yerine getirilmiş olması elde edilecek sonuçların güvenilirliği bakımından önemlidir. Eşitlikte;

n_a: kontrol grubundaki gözlem sayısı (tekerrür)

n: diğer muamele gruplarındaki gözlem sayısı (tekerrür)

k: kontrol grubu dahil grup sayısı

Dunnett metodunda;

$$A = \pm t_{(\frac{\alpha}{2};Hsd)}\sqrt{2}(s_{\bar{X}})$$

$s_{\bar{X}}$:Ortalamaya ait standart hata olup $\sqrt{GIKO/n}$ şeklinde hesaplanır. GİKO varyans analizi tablosunda gruplar içi kareler (hata) ortalaması, n ise ortalamaların hesaplandığı gözlem sayısıdır (tekerrür).

$t_{(\frac{\alpha}{2};Hsd)}$:

Gruplar içi (hata) serbestlik dereceli α seviyesindeki Dunnet t dağılımı cetvel değeridir (Zar 1999, Sheskin 2000). Eşitlikte, A değerinin kontrol grubu ile muamele grubu ortalaması arasındaki mutlak farktan büyük veya eşit çıkması durumunda, iki grup ortalaması arasındaki farkın istatistik olarak önemli olduğu anlaşılır.

Sözü edilen tüm çoklu karşılaştırma testlerinde alt gruplardaki gözlem sayılarının (tekerrür) eşit olmadığı durumlarda söz konusudur. Böyle durumlarda standart hata hesaplanırken gözlem sayılarının harmonik ortalamaları kullanılabilir. Bunun yanı sıra standart hataların aşağıdaki çeşitli eşitlikler yardımı ile de hesaplanabilmektedir (Düzgüneş ve ark. 1987).

$$n_0 = \frac{1}{k-1}\left(\sum_{i=1}^{k} n_i - \frac{\sum_{i=1}^{k} n_i^2}{\sum_{i=1}^{k} n_i}\right) = \frac{\sum_{i=1}^{k} n_i - \sum_{i=1}^{k} n_i^2}{(k-1)(\sum_{i=1}^{k} n_i)}$$

$$n = \frac{k}{\sum \frac{1}{n_i}} \quad \text{(harmonik ortalama)}$$

$$n' = \frac{2}{\frac{1}{n_k} + \frac{1}{n_b}}$$

$$s_{\overline{X}} = \sqrt{\frac{1}{2}\left(\frac{1}{n_i} + \frac{1}{n_j}\right) GİKO}$$

Grup ortalamaları karşılaştırılırken gözlem sayıları dikkate alınarak standart hatalar, yukarıdaki eşitlik yardımıyla kolaylıkla hesaplanabilir.

2.2. Parametrik Olmayan Çoklu Karşılaştırma Testleri

Kruskal Wallis H testi sonucunda kontrol hipotezi red edilip, sonuç önemli çıktığında parametrik çoklu karşılaştırma testlerinden birisine başvurulur. Bu testler sonucunda hangi grubun veya grupların meydanlarının diğer grubun meydanlarından farklı olduğunu belirlemek amacıyla kullanılmaktadır.

2.2.1. Hollander-Wolfe metodu

Bazı istatistik paket programlar tarafından kullanılan metot; her grubun sıra değerlerinin ortalamasının, sıra değerlerinin genel ortalamasından ((*N*+1)/2) farkları standart hataya göre *z* testi ile test etmektedir (Zar 1999, Özdamar 2004).

Hollander-Wolfe Metodunda;

$$\overline{R} = (N+1)/2$$

$$SH_{\overline{R}} = \sqrt{\frac{(N+1)(N/n_i - 1)}{12}}$$

$$z_i = \frac{\overline{R}_i - \overline{R}}{SH_{\overline{R}}} = \frac{\overline{R}_i - (N+1)/2}{\sqrt{\frac{(N+1)(N/n_i - 1)}{12}}}$$

Eşitlikte; $\overline{R}_i$; i inci grubun ortalama sıra değeri, n_i; i inci gruptaki birey sayısı, $\overline{R}$: sıra değerlerinin genel ortalaması, *N*: toplam birey sayısıdır. z_i test istatistiği önemli olup olmadığı standart normal dağılımın kritik değerlerine (1.96, 2.58, 3.28) göre test edilir.

2.2.2. Parametrik Olmayan Bonferroni Metodu (Nonparametrik Dunn's Metodu)

Grupların ortalama sıra değerlerini birbiri ile karşılaştırır. Gruplardaki birey sayıları eşit veya farklı olduğu durumlarda ve gruplardaki gözlem sayıları az olduğu durumlarda güçlü bir testtir (Zar 1999).

Bonferroni Metodunda;

$$z'_{ij} = \frac{\frac{R_i}{n_i} - \frac{R_j}{n_j}}{\sqrt{\frac{N(N+1)}{12}\left(\frac{1}{n_i} + \frac{1}{n_j}\right)}} = \frac{\overline{R}_i - \overline{R}_j}{\sqrt{\frac{N(N+1)}{12}\left(\frac{1}{n_i} + \frac{1}{n_j}\right)}}$$

$\overline{R}_i$; i inci grubun ortalama sıra değeri, n_i; i inci gruptaki birey sayısı, $\overline{R}_j$: j inci gruptaki ortalama sıra değerleri, n_j; j inci gruptaki birey sayısı, *N*: toplam birey sayısıdır.

z_{ij} test istatistiği önemli olup olmadığı, düzeltilmiş alfa değeri z_α değeri dikkate alınarak standart normal dağılımın kritik değerlerine göre belirlenebilir. İstenilen alfa değeri grup sayısına göre; $\alpha = \alpha_F /(k(k-1))$ şeklinde düzeltilir. Formülde α_F grup ortak hatası (family eror rate) ve *k* grup sayısını göstermektedir.

Örneğin, 0.05 yanılma payına göre ($\alpha_F = 0.05$), *k*=4 için $\alpha = 0.05/(4(4-1)) = 0.0042$ alınır. z_α kritik değeri ($z_{0.0042}$, $z_{0.00083}$ $z_{0.00008333}$)sırasıyla 2.6356, 3.144 ve 3.7648 olarak belirlenebilir.

2.2.3. Parametrik Olmayan Dunnet Metodu

k gruptan birinin kontrol (*K*) grubu olarak seçilmesi durumda, diğer grupların kontrol grubundan farklı olup olmadığını test etmek için kullanılan metottur. Kontrol grubu ile diğer grupların toplam sıra değerleri karşılaştırılır (Zar 1999, Özdamar 2004).

Dunnet Metodu;

$$D_\alpha = Q_{a,\infty}.(SH_D)\,; \quad SH_D = \sqrt{\frac{N.2N.(2N+1)}{6}}\,;$$

$$D_{K-i} = R_K - R_i$$

Eşitliklerde, D_α ; *K* ile i inci grup arasındaki beklenen minimum fark, D_{K-1}; *K* ile i inci grubun toplam sıra değeri arasındaki fark, SH_D; standart hata ve $Q_{a,\infty}$ Dunnet kritik değeri olarak tanımlanabilir (Zar 1999, Sheskin 2000, Özdamar 2004).

Dunnet testi sonucunda K ile i inci grubun toplam sıra değeri arasındaki mutlak fark ($\left|D_{K-i}\right|$), D_α değerine eşit ya da büyük ise farkın önemli olduğu ifade edilebilir.

2.2.4. Parametrik Olmayan S-N-K Metodu (Student-Newman-Keuls Test)

S-N-K testi k grup toplam sıra puanlarını büyüklüklerine göre sıralandıktan sonra, farklı önemlilik krtik değerleri kullanan bir test olarak bilinmektedir. S-N-K testinde grubun sıralamadaki yeri ve karşılaştırmalarda grupların birbirine uzaklıkları farkların önemli olup olmadığını değerlendirmede önem taşır (Zar 1999, Özdamar 2004).

S-N-K Metodunda;

$$W_r = q_{a,(r,(n_i+n_j-1))} \cdot \sqrt{\frac{SH_p}{n}}, \quad SH_p = \sqrt{\frac{N.p.N.(p.N+1)}{12}}$$

Eşitliklerde, W_r: iki grup arasındaki beklenen minimum fark, SH_p: standart hata ve q_r: S-N-K kritik değeri olarak tanımlanabilir (Zar 1999, Özdamar 2004).

Örneğin, k=5 için 1. ve 2. grup farkını belirlemek için p=2, 1. ile 3. grup farkını değerlendirmek için p=3, 1. ile 4. grup farkını karşılaştırmak için p=4 olarak alınır ve standart hata hesaplanır.

Eşitlikte W_r değerinin iki grup toplam sıra farklarından büyük veya eşit çıkması durumunda, iki grup arasındaki farkın istatistik olarak önemli olduğu anlaşılır.

2.2.5. Parametrik Olmayan Tukey HSD metodu (Tukey's Honestly Significan Difference Test)

Tukey HSD Metodu toplam sıra puanları arasındaki ikili farkları en güvenilir seviyede test etmektedir. Tukey HSD Metodu gruplarda gözlem sayılarının eşit olduğu var saymaktadır. Eğer gruplarda gözlem sayıları eşit değil ise uygulanamamaktadır (Özdamar 2004).

Tukey HSD Metodunda;

$$D_{MAX} = q_{T\_HSD(k,N-k)} \cdot \sqrt{\frac{SH}{n}}, \quad SH = \sqrt{\frac{N(2N)(2N+1)}{12}}$$

Eşitliklerde, D_{MAX}; iki grup arasındaki beklenen minimum fark, SH_p; standart hata ve q_{T_HSD} Tukey HSD Metoduna göre tablo değeri olarak tanımlanabilir (Zar 1999, Özdamar 2004).

D_{MAX} değerinin iki grup toplam sıra farklarından büyük veya eşit çıkması durumunda, iki grup arasındaki farkın istatistik olarak önemli olduğu anlaşılır.

2. Parametrik ve Parametrik Olmayan Çoklu Karşılaştırma Metotlarına İlişkin Uygulamalar

Örneğin, üç farklı gruba ilişkin veriler Çizelge 1'deki gibi olsun. Sırasıyla üç gruba ait tanıtıcı istatistikler alınmış ve Çizelge 2.'de verilmiştir, varyans analizi tekniği ile bu üç grup ortalamaları karşılaştırılmış ve parametrik ve parametrik olmayan çoklu karşılaştırma testleri yardımıyla hangi grup ortalamaları arasında farklılık olduğu tespit edilmeye çalışılmıştır (Şenoğlu ve Acıtaş 2010)

Çizelge 1.Üç gruba ilişkin veriler

Y_1	Y_2	Y_3
673	619	568
617	615	601
663	670	609
684	678	628
697	622	452

Çizelge 2.Üç gruba ait tanımlayıcı istatistikler

Grup	n	$\overline{Y} \pm S_{\overline{Y}}$
Y_1	5	666.8 ± 13.7
Y_2	5	640.8 ± 13.7
Y_3	5	571.6 ± 31.4

Üç grup ortalaması arasında fark olup olmadığına ilişkin kontrol hipotezi $H_0 : \mu_1 = \mu_2 = \mu_3$ olsun. Yapılan varyans analizine göre sonuçlar Çizelge 3.' te verilmiştir.

Çizelge 3. Varyans analiz tablosu

Kaynak	Sd	KT	K.O	F
Gruplar	2	24212.80	12106.40	5.33
Hata	12	27232.80	2269.40	
Genel	14	51445.6		

$F_{Grup} = 5.33 > F_{0.05;2,12} = 3.89$ olduğundan H_0 red hükmü verilmiştir. Yani, en az iki grup ortalaması arasındaki farklılık istatistik olarak önemlidir, sonucuna varılmıştır. Bu durumda hangi grup ortalamaları arasındaki farklılığın istatistik olarak önemli olduğunu belirlemek amacıyla çoklu karşılaştırma testleri yapılmıştır.

LSD metodu

$$A\ddot{O}F = \pm t_{(\frac{\alpha}{2};Hsd)} \sqrt{2}(s_{\overline{X}}) = 2.179\sqrt{\frac{2.2269.40}{5}} = 65.65$$

olarak hesaplanmıştır. Buna göre,

Mutlak Fark	LSD	H_0
$\mid \overline{y}_{1.} - \overline{y}_{2.} \mid = 26.00$	< 65.65	$\Rightarrow Kabul$
$\mid \overline{y}_{1.} - \overline{y}_{3.} \mid = 95.20$	> 65.65	$\Rightarrow \mathrm{Re}t$
$\mid \overline{y}_{2.} - \overline{y}_{3.} \mid = 69.20$	> 65.65	$\Rightarrow \mathrm{Re}t$

Birinci ve ikinci grup ortalamaları arasında istatistik olarak fark yok iken (H_0 kabul), birinci ve üçüncü ile ikinci ve üçüncü grup ortalamaları arasındaki farklılık önemlidir (H_0 red).

Tukey HSD metodu

$$HSD = Q_a.(s_{\bar{X}}) = 3.77\sqrt{\frac{2269.40}{5}} = 80.32$$

olarak hesaplanmıştır. Buna göre,

Mutlak Fark	HSD	H_0

$$|\bar{y}_{1.} - \bar{y}_{2.}| = 26.00 < 80.32 \Rightarrow Kabul$$
$$|\bar{y}_{1.} - \bar{y}_{3.}| = 95.20 > 80.32 \Rightarrow \text{Re}t$$
$$|\bar{y}_{2.} - \bar{y}_{3.}| = 69.20 < 80.32 \Rightarrow Kabul$$

Birinci ve üçüncü grup ortalamaları arasında istatistik olarak fark var iken (H_0 red), birinci ve ikinci ile ikinci ve üçüncü grup ortalamaları arasındaki farklılık önemlidir (H_0 kabul).

Duncan metodu (D)

$$D_2 = Q.(s_{\bar{X}}) = 3.08\sqrt{\frac{2269.40}{5}} = 65.62 \text{ ve}$$

$$D_3 = Q.(s_{\bar{X}}) = 3.23\sqrt{\frac{2269.40}{5}} = 68.81$$

olarak hesaplanmıştır. Buna göre,

Mutlak Fark	D	H_0

$$|\bar{y}_{3.} - \bar{y}_{1.}| = 95.20 > 68.81 \Rightarrow \text{Re}t$$
$$|\bar{y}_{3.} - \bar{y}_{2.}| = 26.00 < 65.62 \Rightarrow Kabul$$
$$|\bar{y}_{2.} - \bar{y}_{1.}| = 69.20 > 65.62 \Rightarrow \text{Re}t$$

İkinci ve üçüncü grup ortalamaları arasında istatistik olarak fark yok iken (H_0 kabul), birinci ve üçüncü ile ikinci ve birinci grup ortalamaları arasındaki farklılık önemlidir (H_0 red).

Lineer Bağlantılar (Linear contrasts) Metodu

$$H_{01} : 2\mu_1 - \mu_2 - \mu_3 = 0$$
$$H_{02} : \mu_2 - \mu_3 = 0$$

hipotezler yukarıdaki gibi ve

$$F_{C1} = \frac{n\left(\sum_{i=1}^{a} c_{1i}\bar{y}_{i.} = 0\right)^2 / \sum_{i=1}^{a} c_{1i}^2}{HKO_C} = \frac{5.2448.24}{2269.40} = 5.39$$

$$F_{C2} = \frac{n\left(\sum_{i=1}^{a} c_{2i}\bar{y}_{i.} = 0\right)^2 / \sum_{i=1}^{a} c_{2i}^2}{HKO_C} = \frac{5.2394.32}{2269.40} = 5.28$$

olarak hesaplanmıştır. Buna göre;

$$F_C > F_{\alpha;k-1,Hsd} \text{ ve}$$

$$F_{C1} = 5.39 > 4.75 \Rightarrow H_0 \text{ Re}t$$
$$F_{C2} = 5.28 > 4.75 \Rightarrow H_0 \text{ Re}t$$

hipotezleri red edilmiştir. Hipotezlere göre birinci ve ikinci grup ortalamaları arasında istatistik olarak fark var, birinci ve üçüncü grup ortalamaları arasında istatistik olarak fark var ve ikinci ile üçüncü grup ortalamaları arasındaki farklılık istatistik olarak önemlidir (H_0 red).

Scheffe metodu

$$H_{01} : 2\mu_1 - \mu_2 - \mu_3 = 0$$
$$H_{02} : \mu_2 - \mu_3 = 0$$

hipotezler yukarıdaki gibi ve

$$S_{C_1} = \sqrt{(k-1)F_{\alpha;k-1;Hsd}}\sqrt{GİKO\sum_{i=1}^{k}\frac{c_{ib}^2}{n_i}} = \sqrt{(3-1)F_{0.05;3-1;12}}\sqrt{2269.40\frac{6}{5}} = 145.56$$

$$S_{C_2} = \sqrt{(k-1)F_{\alpha;k-1;Hsd}}\sqrt{GİKO\sum_{i=1}^{k}\frac{c_{ib}^2}{n_i}} = \sqrt{(3-1)F_{0.05;3-1;12}}\sqrt{2269.40\frac{2}{5}} = 84.04$$

olarak hesaplanmıştır. Buna göre ise

$$\left|\sum_{i=1}^{3} c_{i1}\bar{y}_{i.}\right| = 121.20 < S_{C_1} = 145.56 \Rightarrow H_0 Kabul$$
$$\left|\sum_{i=1}^{3} c_{i2}\bar{y}_{i.}\right| = 69.20 < S_{C_2} = 84.04 \Rightarrow H_0 Kabul$$

hipotezleri kabul edilmiştir. Hipotezlere göre birinci ve ikinci grup ortalamaları arasında istatistik olarak fark yok, birinci ve üçüncü grup ortalamaları arasında istatistik olarak fark yok ve ikinci ile üçüncü grup ortalamaları arasındaki farklılık istatistik olarak önemli değildir (H_0 kabul).

Parametrik çoklu karşılaştırma testleri uygulandıktan sonra ise parametrik olmayan çoklu karşılaştırma testlerine örnek vermek ve parametrik olmayan bir testten sonra parametrik bir çoklu karşılaştırma testi kullanılması amacıyla aşağıdaki işlem basamakları incelenmiştir. Öncelikle parametrik olmayan Kruskal-Wallis Testi kullanılarak hipotez kontrolü yapılmıştır.

Kruskal-Wallis Testi

Çizelge 4.' te her üç gruba ait tanıcı değerler verilmiştir. *H* istatistiği hesaplanarak grup ortancaları arasında fark olup olmadığı bulunmaya çalışılmıştır.

Çizelge 4.Üç gruba ait parametrik olmayan tanımlayıcı istatistikler

Grup	n	Ortanca (Median)	$\bar{R}_i$
Y_1	5	673.0	11.4
Y_2	5	622.0	8.8
Y_3	5	601.0	3.8

$$H = \frac{12}{N(N+1)} \sum_{i=1}^{k} \left[\frac{(\sum R_i)^2}{n_i} \right] - 3(N+1)$$

$$= \frac{12}{15(15+1)} \sum_{i=1}^{3} \left[\frac{(57)^2 + (44)^2 + (19)^2}{5} \right] - 3(15+1) = 7.46$$

olarak hesaplanmıştır.

$H_{Grup} = 7.46 > \chi^2_{0.05;2} = 5.991$ olduğundan *H₀* red hükmü verilmiştir. Yani, en az iki grup ortanca değeri arasındaki farklılık istatistik olarak önemlidir, sonucuna varılmıştır. Bu durumda hangi grup ortancaları arasındaki farklılığın istatistik olarak önemli olduğunu belirlemek amacıyla Parametrik Olmayan Bonferroni Metodu (Nonparametrik Dunn's Metodu) kullanılmıştır.

<u>Parametrik Olmayan Bonferroni Metodu (Nonparametrik Dunn's Metodu; DUNN)</u>

$$z'_{ij} = \frac{\frac{R_i}{n_i} - \frac{R_j}{n_j}}{\sqrt{\frac{N(N+1)}{12}\left(\frac{1}{n_i} + \frac{1}{n_j}\right)}} = \frac{\overline{R}_i - \overline{R}_j}{\sqrt{\frac{N(N+1)}{12}\left(\frac{1}{n_i} + \frac{1}{n_j}\right)}} \quad N = \sum_{i=1}^{k} n_i$$

yukardaki eşitlikler yardımıyla

$$2.395 = \frac{\frac{R_i}{n_i} - \frac{R_j}{n_j}}{\sqrt{\frac{15(15+1)}{12}\left(\frac{1}{5} + \frac{1}{5}\right)}} = \frac{\overline{R}_{1.} - \overline{R}_{2.}}{2.8284} \Rightarrow \left|\overline{R}_{1.} - \overline{R}_{2.}\right| = 2,395.2,8284$$

kritik değer *D*=6.774 olarak hesaplanmıştır. Buna göre;

Mutlak Fark	D	H_0
$\lvert \overline{R}_{3.} - \overline{R}_{1.} \rvert = 7.6 > 6.774 \Rightarrow \text{Re}t$		
$\lvert \overline{R}_{3.} - \overline{R}_{2.} \rvert = 2.6 < 6.774 \Rightarrow Kabul$		
$\lvert \overline{R}_{2.} - \overline{R}_{1.} \rvert = 5 < 6.774 \Rightarrow Kabul$		

Birinci ve üçüncü grup ortalamaları arasında istatistik olarak fark var iken (*H₀* red), birinci ve ikinci ile ikinci ve üçüncü grup ortalamaları arasındaki farklılık önemli değildir (*H₀* kabul).

Çalışmanın amacı parametrik olmayan bir testten sonra parametrik çoklu karşılaştırma testlerinden birinin kullanılması olduğundan son olarak grup ortanca değerleri (medyanları) Duncan Metoduna (DUNNR) göre karşılaştırılmıştır.

$D_2 = Q.(s_{\overline{X}}) = 3,08.2,8284 = 8,71$ ve

$D_3 = Q.(s_{\overline{X}}) = 3,23.2,8284 = 9,136$

olarak hesaplanmıştır. Buna göre;

Mutlak Fark	D	H_0
$\lvert \overline{R}_{3.} - \overline{R}_{1.} \rvert = 7.6 < 9.136 \Rightarrow \text{Re}t$		
$\lvert \overline{R}_{3.} - \overline{R}_{2.} \rvert = 2.6 < 8.71 \Rightarrow \text{Re}t$		
$\lvert \overline{R}_{2.} - \overline{R}_{1.} \rvert = 5 < 8.71 \Rightarrow \text{Re}t$		

Her üç grup ortancaları arasındaki fark istatistik olarak önemlidir sonucuna varılmıştır (*H₀* red).

Yapılan örneklerde de görüleceği üzere çoklu karşılaştırma sonuçlarına göre farklılıklar meydana gelmektedir. Bu amaçla simülasyon çalışması yapılarak uygun çoklu karşılaştırma testi bulunmaya çalışılmıştır.

3. Sonuç

Çoklu karşılaştırma testlerinden hangisinin kullanılacağını belirlemede grup varyanslarının homojen ya da hetorojen olması önemli rol oynamaktadır. Grup varyansları homojen ise ve gruplardan biri kontrol olarak seçilmiş diğer grup ortalamaları buna göre karşılaştırılacak ise Dunnet Testinden yararlanılabilir. Eğer bir grup ortalamasını diğer birkaç grubun ortalamasına göre ağırlıklı olarak kontrol etmek gerekiyorsa Scheffe Testinden yararlanılabilir. Eğer ortalamalar büyüklük sırasına göre karşılaştırılmak istenirse Duncan Testinden yararlanılmalıdır. Eğer karşılaştırılacak grup sayısı 8 ve daha fazla ise Tukey HSD Testi tercih edilmelidir. Parametrik çoklu karşılaştırma testlerinden bazılarının, parametrik olmayan testlerden sonra kullanılmasının, hem uygulama kolaylığı hem de güvenilirlik bakımından önemli olduğu görülmektedir. Bununla birlikte;

Özellikle varyans analizinin varsayımlarından, grup varyanslarının homojenliği sağlanamamış ise parametrik çoklu karşılaştırma testlerinden birinin kullanılmasının daha doğru olabileceği söylenilebilir. Ayrıca çalışmada gösterilmeye çalışılan DUNNR metodunun da Parametrik olmayan bir testten sonra uygulanabileceği düşünülmektedir.

Kaynaklar

Anonim 1994. FORTRAN Subroutines for Mathematical Applications. IMSL MATH/LIBRARY. Vol.1-2, Houston: Visual Numerics, Inc.

Albayrak R. 2009. Bağımsız İki Grup Karşılaştırılmasında Grup Ortalamaları Arasındaki Muamele Öncesi Farkın İrdelenmesi. Ankara Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü, Zootekni ABD, Ankara.

Duncan D B. 1955. Multiple Range and Multiple F Tests. Biometrics, 11: 1-42.

Düzgüneş O, Kesici T, Kavuncu O, Gürbüz F. 1987. Araştırma ve Deneme Metotları. Ankara Üniversitesi Ziraat Fakültesi Yayınları, Ankara.

Houle T T, Penzien D B, Houle C K. 2005. Statistical Power and Sample Size Estimation for Headache Research: An Overview and Power Calculation Tools Headache, 45: 414-418.

Kaps M, Lamberson W R. 2004. Biostatistics for Animal Science. CABI Publishing, 93-104.

Koşkan Ö. 2008. Yeniden örnekleme (Resampling) Yaklaşımı ve t-Testinin Gücü ve I. Tip Hata Bakımından Karşılaştırılması.

Hayvansal Üretim, 49(1): 29-37.
Kesici T, Kocabaş Z. 2007. Biyoistatistik . Ankara Üniversitesi Eczacılık Fakültesi. Yayın No:94., sf: 159-161.
Kuehl R O. 2000. Design of Experiment: Principles of Research Design and Analysis. Dugsburg, Pasifig Grove.
May J M. 1952. Extended and Corrected Tables of teh Upper Percentage Points of the Studentized Range. Biometrica 39: 192-193.
Mendeş M, Mendeş E. 2002. Varayns Analizi ve Welch Testi ile Bunların Permutasyon Versiyonlarının I. Tip Hata ve Testin Gücü Bakımından Karşılaştırılması. 6. Zootekni Bilim Kongresi, Erzurum.
Milliken G A, Johnson D E. 1992. Analyis of Messy Data. Designed Experiments Vol I., Chapman ve Hall, New York.
Montgomery D C. 2008. Design and Analysis of Experiments. John Wiley Sons Publishing, 656, United States.
Özdamar K. 2004. Paket Programlar İle İstatistiksel Veri Analizi (Çok Değişkenli Analizler). Kaan Kitabevi, 528s, ESKİŞEHİR.
Sheskin D J. 2000. Handbook of Parametric and Nonparametric Statistical Procedures. Second Ed., Chapman 8 Hall/CRC.
Soysal M İ. 2000. Biyometrinin Prensipleri (İstatistik I ve II Ders Notları). Namık Kemal Üniversitesi, Ziraat Fakültesi Yayın No:95, Ders Notu No:64, Tekirdağ.
Şenoğlu B, Acıtaş Ş. 2010. İstatistiksel Deney Tasarımı: Sabit Etkili Modeller. Nobel yayın Dağıtım, Sf 51-62, 1. Basım. ISBN: 978-605-395-394-4.
Zar J H. 1999. Biostatistical Analysis. Prentice Hall, 663, New Jersey.