M. Ü. Atatürk Eğitim Fakültesi Eğitim Bilimleri Dergisi
Yıl: 1996, Sayı : 8 Sayfa : 237 - 249

ALTERNATİF KORELASYON TEKNİKLERİ

Doç.Dr.Ezel Tavşancıl TARKUN*

GİRİŞ

Birçok alanda olduğu gibi, eğitim alanında da değişkenler arasında ilişki ile ilgili hipotezlere oldukça sık rastlanır. Korelasyon hesaplamaları ile ilgilenmek için üç temel neden vardır;

1. Geçerlik ve güvenirlik hesaplamaları,
2. Regresyon ve faktör analizi hesaplamaları,
3. Karesini alarak, bir değişkenin diğer değişkendeki varyansını açıklama.

Korelasyon tekniklerinden yalnızca biri olmasına karşın, genellikle korelasyon denildiğinde Pearson Çarpım Moment korelasyon katsayısı (r) düşünülmektedir. Pearson Çarpım Moment korelasyon katsayısının hesaplanabilmesi için aralarında ilişki bulunmak istenen iki değişkenin de sürekli (eşit aralık ya da oran ölçeği ile ölçülmüş), değişkenlerin arasındaki ilişkinin doğrusal olması gereklidir. Bu teknik, varyansların homojen ve dağılımların normal olduğu varsayımlarının yapılmasını gerekli kılar (Howell, 1992; Cohen, Holliday,1982).

Bu yazıda, bu koşullara uygun olmayan bazı durumlarda ilişki hesaplamalarında ne tür korelasyon tekniklerinin olduğu, bunlardan bazılarının hesaplanmaları ve manidarlıklarının test edilmesi (Null hipotezi evrende iki değişken arasında ilişki olmadığı, gözlenen ilişkinin şans eseri sıfırdan farklı olduğudur) açıklanacaktır.

SPEARMAN'IN SIRALAMA FARKI KORELASYON KATSAYISI (r, veya p = rho)

Pearson Çarpım Moment korelasyon katsayısını hesaplayabilmek için ölçümlerin eşit aralık ya da oran ölçeğinde ölçülmüş olması gerektiği söylenmişti. Bazı durumlarda, özellikle sosyal bilimlerde veriler sıralanmış şekilde olabilir. Veriler sıralama ölçeği ile ölçülmüş ise Spearman'ın Sıralama Farkı korelasyon katsayısı kullanılır. Ayrıca değişkenler en az eşit aralık ölçeği ile ölçülmüş olsa bile, r'yi hesaplayabilmek için X ve Y değişkenlerinin dağılımlarının normal olması gerekmektedir. Dağılım bilinmediğinde yine iki değişken arasındaki Uişki için uygun korelasyon katsayısı r_a'dir, r, genellikle küçük ömeklemlere uygulanır. r_s'nin değeri -1.00 ile +1.00 arasında değişir. (Howell, 1992; Cohen, Holliday, 1982; Yamane, 1973; Bhattacharyya, Johnson, 1977; Spiegel, 1972). Pearson Çarpım Moment korelasyon katsayısı ile kıyaslandığında Spearman'ın Sıralama Farkı korelasyon katsayısının kuvvet yetkinliği % 91.2'dir (Gibbons, 1976).

* Marmara Üniversite, Atatürk Eğitim Fakültesi, Eğitim Bilimleri Bölümü Öğretim Üyesi

Hesaplanması. Spearman'ın Sıralama Farkı korelasyon katsayısı aşağıda verilen formül 1 ile hesaplanır.

$$r_s = 1 - \frac{6\sum F^2}{N(N^2 - 1)} \quad (1)$$

Formülde,

F: X ve Y değişkenlerinin sıralamaları arasındaki fark N:örneklemin büyüklüğüdür

Örnek: Yedi öğrencinin istatistik ve araştırma derslerinden almış oldukları puanlar Tablo l'de verildiği gibi olsun.

Tablo 1

İstatistik ve Araştırma puanları ile ilgili yapay veriler üzerinde r.

X(İst.)	**Y(Arş.)**	**Xs**	**Ys**	**Xs -Ys F**	**F2**
70	65	3.	3.	0	0
80	70	2.	2.	0	0
63	80	4.	1.	3	9
85	60	1.	5.	-4	16
40	60	5.	5.	0	0
30	50	6.5	7.	-0.5	0.25
30	60	6.5	5.	1.5	2.25
					27.50

Bu değişkenler eşit aralık ölçeği ile ölçülmüştür. Daha gelişmiş bir ölçek gelişmemiş ölçeğe çevrilebildiğinden, sıralama ölçeğine çevrilebilir. Her iki değişkende aynı işlemi yapmak koşulu ile bu çevirme en yüksek puandan en düşük puana doğru olabileceği gibi en düşük puandan en yükseğe doğru da yapılabilir. Bu örnekte yapıldığı gibi en yüksekten en düşüğe doğru olan daha çok uygulanır. Sıralama işleminde, bir değişkende aynı puan alan varsa bunlara sıralamanın ortalaması verilir, örnekte X değişkeninde sıralamaya en yüksek puandan başlanır, 30 puana gelindiğinde iki tane olduğu için 6. ve 7. sıranın ortalaması alınır. Yine Y değişkeninde üç 60 puanın sıra numaralan 4.,5.,6.'nın ortalaması olan 5 olur. Veriler sıralandıktan sonra değişkenlerin sıralamaları arasındaki fark (F=Xs -Ys) alınır ve XF^2 değeri hesaplanır. Tablo l'de görüleceği gibi, sıralama farklarının kareleri toplamı (IF^2) 27.5'dur. Formül 1 kullanılarak r_s hesaplanır.

$$r_s = 1 - \frac{6(27.5)}{7(7^2 - 1)} = 0.51$$

Yedi öğrencinin istatistik puanları ile araştırma puanlan arasındaki ilişki 0.51 bulunur.

Spearman'ın Sıralama Farkı korelasyon katsayısı hesaplanırken dikkat edilmesi gereken bu örnekte olduğu gibi aynı sıra numarası alan puanların fazla olmamasıdır. Eğer aynı olan puanların oram çok ise düzeltme işlemi yapmak gerekir. Düzeltme faktörü Tdir.

$$T = t^3 - t \; / \; 12$$

Burada t= bir sıralamada aynı değerde olan verilerin sayısıdır.

Değişkenlerin birinde veya her ikisinde çok sayıda aynı sıra numarası alan veri olduğunda formül 1 yerine formül 2 kullandır.

$$r_s = \frac{\Sigma x^2 + \Sigma y^2 - \Sigma F^2}{2\sqrt{\quad x^2 \quad y^2}} \qquad (2)$$

Formüldeki ,

$$\Sigma x^2 = \frac{N(N^2 - 1)}{12} - \Sigma Tx$$

$$\Sigma y^2 = \frac{N(N^2 - 1)}{12} - \Sigma Ty$$

Örnekte X değişkeninde bir tane aynı olan küme puan, bu kümede iki tane puan vardır t=2'dir.

$$\Sigma x^2 = \frac{7(7^2 - 1)}{12} - \frac{2^3 - 2}{12} = 27.50$$

Y değişkeninde ise, yine bir tane aynı olan küme puan, bu kümede üç tane puan vardır (t=3)

$$\Sigma y^2 = \frac{7(7^2 - 1)}{12} - \frac{3^3 - 3}{12} = 26.00$$

hesaplanır, bu değerler formül 2'ye yerleştirilir.

$$r_s = \frac{27.50 + 26.00 - 27.50}{2\sqrt{(27.50)(26.00)}} = 0.49$$

Aynı veriler için r, , formül 1 ile hesaplandığında 0.51 bulunmuş, formül 2 ile hesaplandığında ise 0.49 olmuştur. Aynı olan puanlar r.'nin değerini daha büyük yapmaktadır.

r_s'nin manidarlığının test edilmesi._ Denekler bir evrenden yansız olarak seçilmişlerse, test etmek istediğimiz null hipotezi, iki değişkenin evrende ilişkili olmadığı ve hesaplanan r_s değerinin şans eseri sıfırdan farklı olduğudur.Küçük örneklemlerde r_8'nin standart hatasının hesaplanması için bir metod yoktur. Bunun sonucu olarak r,'nin güven sınırları hesaplanmaz (Howell, 1992). N 4'den 30'a kadar bir yönlü testler için 0.05 ve 0.01 manidarlık düzeylerinde r, değerlerini veren hazırlanmış tablolar (Tablo 5) vardır. Hesaplanan r değeri Tablodaki değere eşit veya büyükse manidardır, örnekte yedi kişilik grupta hesaplanan rs=0.49 0.05 manidarlık düzeyinde Tablo 5'e bakıldığında Tablo r_8 değeri olan 0.71'den küçüktür. Küçük olduğu için manidar olmadığına (bir yönlü test) karar verilir, örneklemin alınmış olduğu evrende istatistik dersindeki başarının araştırma dersindeki başarı ile ilişkili olmadığı sonucuna varılıra (σ = .05).

Büyük örneklemlerde, N ≥ 10

$$t = r_s \sqrt{\frac{N-2}{1-r_s^2}}$$

(3)

Formül 3 ile t değeri hesaplanır ve serbestlik derecesi (sd= N - 2)'ye, istenilen manidarlık düzeyine göre t değerlerini veren tablo ile (Tablo 6) karşılaştırılır. Yine hesaplanan t değeri tablo t değerine eşit veya büyükse manidar olduğuna değilse manidar olmadığına karar verilir. Manidarsa null hipotezi red edilir.

Büyük örneklemlerde r_8'nin standart hatası

$$SHrs = \frac{1}{\sqrt{N-1}} \text{ 'dir.}$$

PHI KORELASYON KATSAYISI (Ø)

Her biri ikişer kategorili iki gerçek süreksiz değişken arasındaki ilişkiyi hesaplamakta kullanılır (Ferguson, 1976; Cohen, Holliday, 1982). örneğin, cinsiyet (K-E) ile iş sahibi olma, sigara içme ile kanserden ölme veya cinsiyet ile ehliyet sınavında ilk defada başarılı olma arasındaki ilişkiler bu korelasyon katsayısı ile bulunur.

Hesaplanması._ Phi korelasyon katsayısı aşağıda yerilen formül 4 ile hesaplanır.

$$Ø = \frac{ad-bc}{\sqrt{(Vklmn)}} \qquad (4)$$

Örnek: 250 kişilik bir örneklemde bir testin iki ayrı maddesine verilen cevaplar arasındaki ilişki hesaplanmak istenmektedir. Cevapların dağılımı Tablo 2'de verilmiştir. Cevaplar 2X2'lik kontincensi tablosu şeklinde düzenlenir.

Tablo 2
Bir testin iki maddesine verilen cevaplarla ilgili yapay veriler üzerinde Ø hesaplaması

		Madde 1 Yanlış	Madde 1 Doğru	
Madde 2	Doğru	40 (b)	90 (a)	130 (k=a+b)
	Yanlış	70 (d)	50 (c)	120 (l=c+d)
		110 (m=b+d)	140 (n=a+c)	250 (N)

Tablodaki harflere göre formül 4 uygulanırsa,

$$\varnothing = \frac{(90)(70)-(40)(50)}{\sqrt{(130)(120)(110)(140)}}$$

$$= 0.28$$

bulunur. Ø korelasyon katsayısının cebirsel işareti, verilerin tabloya yerleştirilişine göre değişir. Bu, Ø korelasyon katsayısının bir zayıflığıdır. Ancak Ø'ın mutlak değeri değişmediğinden bu zayıflık çok önemli sayılmamaktadır.

Ø'ın manidarlığının test edilmesi._ Hesaplanan Ø korelasyon katsayısının manidarlığının test edilmesinde χ^2(Khi-Kare) ile Ø'ın ilişkisinden yararlanılır ve formül 5 kullanılır.

$$\chi^2 = N\,\varnothing^2 \qquad (5)$$

Serbestlik derecesi (sd)=(s-1) (k -1) s=sıra k= kolon (kontincensi tablosunda)

Örnekte, (2 -1) (2 -1) = 1 sd'dir.

$$\chi^2 = 250\,(.28)2$$

$$= 19.6$$

Hesaplanan x^2 değeri 1 serbestlik derecesinde ve istenilen manidarlık düzeyinde x^2 eğerlerini veren tablo Ue (Tablo 7) karşılaştırılır. Örnekte 1 serbestlik derecesinde 0.01 manidarlık düzeyinde Tablo x^2 değeri 6.63'tür. Hesaplanan 19.6 6.63'den büyük olduğu için manidar olduğuna karar verilir, gözlenen ilişkinin şans eseri olduğu, evrende bu iki değişken arasında ilişkinin olmadığı null hipotezi reddedilir. Testin iki maddesine verilen cevaplar arasında ilişki olduğu sonucuna varılır (σ = .01).

NOKTA ÇİFT SERİLİ KORELASYON KATSAYISI ($r_{nç}$)

Eğer ilgilenilen değişkenlerden biri gerçek süreksiz (iki kategorili), diğeri ise sürekli bir değişken ise bu değişkenler arasındaki ilişkiyi bulmak için uygun korelasyon katsayısı nokta çift serili korelasyon katsayısıdır (Ferguson, 1971; Howell, 1992). örneğin, medeni durum (evli- evli değil) ve gelir düzeyi; cinsiyet (K-E) ve akademik başarı ; eğitim ve psikolojide geliştirilen testlerde soruların ayırt etme gücünü saptamak için bir soruyu doğru cevaplandırıp cevaplandırmama ile testin bütününden alman puan gibi değişkenler arasındaki ilişkiler nokta çift serili korelasyon katsayısı ile bulunur.

Hesaplanması._ Nokta çift serili korelasyon katsayısı aşağıda verilen formül 6 ile hesaplanır.

$$r_{nç} = \frac{\overline{X}_p - \overline{X}_q}{SSx} \sqrt{pq} \qquad (6)$$

Formülde,

$\overline{X}p$, $\overline{X}q$ = Süreksiz değişkendeki iki kategorinin sürekli değişkendeki ölçümleri ortalamaları

SSx = Sürekli değişkenin standart sapması

p,q = Süreksiz değişkendeki iki kategorinin oranları

Örnek: Tablo 3'deki veriler üzerinde öğrencilerin akademik başarıları ile cinsiyeti (K=0, E=1) arasındaki ilişki bulunmak istenmektedir.

Tablo 3
Akademik başarı ve cinsiyet ilişkisinin yapay veriler üzerinde $r_{nç}$ ile hesaplanması

X (Aka. Baş.)	Y (Cinsiyet)	X^2
70	0	4900
60	0	3600
42	0	1764
46	0	2116
82	0	6724
15	0	225
75	1	5625
70	1	4900
22	1	484
18	1	324
78	1	6084
90	1	8100
35	1	1225
66	1	4356
$\Sigma x = 769$	$\Sigma x^2 = 50427$	

$$\overline{X}_p = \frac{70 + 60 + 42 + 46 + 82 + 15}{6}$$

$$= 52.50$$

$$\overline{X}_q = \frac{75 + 70 + 22 + 18 + 78 + 90 + 35 + 66}{8}$$

$$= 56.75$$

$$SSx = \sqrt{\frac{\Sigma x^2}{N - 1}}$$

Formüldeki Σx^2 sapmaların kareleri toplamıdır ve

$$\Sigma X^2 = \Sigma X^2 - \frac{(\Sigma X)^2}{N}$$

eşitliğinden yararlanılarak hesaplanır. Buradan

$$\Sigma X^2 = 50427 - \frac{(769)^2}{14}$$
$$= 8186.93$$

bulunur. Standart sapma ise,

$$SSx = \sqrt{\frac{8186.93}{13}}$$
$$= 25.10$$

olarak hesaplanır.

$p = 6/14 = 0.43$; $q = 8/14 = 0.57$

Bütün bu değerler formül 6'da yerine konulursa,

$$rnç = \frac{52.50 - 56.75}{25.10} \sqrt{(.43)(.57)}$$
$$= -0.08 \quad \text{bulunur.}$$

$r_{nç}$'nin manidarlığının test edilmesi._ $r_{nç}$'nin manidarlığı test edilirken r ve r_s gibi t dağılımından yararlanılır.Formül 7 ile t değeri bulunur.

$$t = \frac{r_{nç}\sqrt{N-2}}{\sqrt{1-r_{nç}^2}}$$
$$sd = N - 2\text{'dir.}$$

Örnekte t değeri,

$$t = \frac{(-.08)\sqrt{14-2}}{\sqrt{1-(-.08)^2}} = -0.28$$

N - 2= 12 serbestlik derecesi .05 manidarlık düzeyinde tablo t değeri (Tablo 6)

2.18'dir. Hesaplanan t değeri tablo t değerinden küçük olduğu için manidar olmadığına karar verilir. Null hipotezi reddedilememiştir. Örneklemin alınmış olduğu evrende cinsiyet ile akademik başarı arasında ilişki olmadığı söylenebilir (σ> .05).

Büyük örneklemlerde r^'nin standart hatası 1 / √N 'dir. (formül 8)

ÇİFT SERİLİ KORELASYON KATSAYISI ($r_ç$)

Bir sürekli ve normal dağılım gösteren değişken ve sürekli olduğu halde yapay olarak süreksiz hale getirilmiş (iki kategorili) bir başka değişken arasındaki ilişkiyi hesaplamada uygun korelasyon tekniği çift serili korelasyon katsayısıdır. örneğin, bir testten alınan alınan puanlarla bir başka testteki başarı (başarılı- başarısız) arasındaki ilişkiyi bulmada kullanılabilir (Ferguson, 1976; Cohen, Holliday, 1982; Howell, 1992). Sürekli değişkenin süreksizleştirilmesi mutlak veya bağıl ölçüt ile yapılabilir.

Hesaplanması._Çift serili korelasyon katsayısı formül 9 ile hesaplanır.

Formülde,

$$r_ç = \frac{Xp - Xq}{SSx} \cdot \frac{p\ q}{y} \qquad (9)$$

Xp ; Xq: Yapay süreksiz hale getirilmiş değişkenlerdeki iki kategorinin sürekli değiş- kendeki ölçümleri ortalamaları

SSx : Sürekli değişkenin standart sapması

p ; q : Yapay süreksiz değişkendeki iki kategorinin oranlan

y : p ve q oranlan ayırım noktasında normal dağılım üzerindeki ordinat yüksekliği.

Örnek: 12 öğrencinin istatistik testi puanlan ve araştırma dersindeki başarısı (başarılı=l,başarısız=0) arasındaki ilişki hesaplanmak istenmektedir.

Tablo 4

İstatistik testinden alınan puanlar ve araştırma dersindeki başarı (başarılı- başarısız) arasındaki ilişkinin $r_ç$ ile hesaplanması

X (istatistik)	Y (Araştırma)
36	1
47	0
67	1
70	1
43	1
23	1
21	0
33	0
33	0
66	1
82	1
80	0

Ortalamalar, standart sapma, p ve q nokta çift serili korelasyon katsayısında olduğu gibi hesaplanır, y ise normal dağılım eğrisinde alan ilişkilerini ve ordinat yüksekliklerini veren tabloya bakılarak saptanır.

$X_p = 55.29$; $X_q = 42.80$

$SS_x = 21.89$

$p = 7/12 = 0.58$; $q = 5/12 = 0.42$

$y = 0.391$

Bu değerler formül 9'a yerleştirilirse,

$$r_ç = \frac{55.29 - 42.80}{21.89} \quad \frac{(0.58)(0.42)}{0.391}$$

$= 0.36$ bulunur.

$r_ç$'nin manidarlığının test edilmesi._ Örneklem büyük olduğunda $r_ç$ formül 10 kullanılarak standart hatası bulunur.

$$SHr_ç = \frac{1}{y} \sqrt{\frac{pq}{N}} \qquad (10)$$

$r_ç$'nin standart hatası daima r'nin standart hatasından büyüktür. p=q=.50 ise rç'nin standart hatasından 1.25; p=.90 ve q=.10 olduğunda 1.71 katı büyüktür. $r_ç$ 'nin standart hatası rç'nin standart hatasından da (formül 8) büyüktür. Bu iki korelasyon katsayısı arasındaki ilişki formül 11 ile açıklanabilir (Ferguson, 1976);

TETRAKORİK KORELASYON KATSAYISI (r_t)

Her ikisi de sürekli ve normal dağdım göstermelerine karşın yapay olarak süreksiz hale getirilmiş (ikişer kategorili) değişkenler arasındaki ilişkiyi bulmak için tetrakorik korelasyon katsayısı hesaplanır. Hazır tablolardan yararlanmadıkça, bu korelasyon katsayısının hesaplanması oldukça zordur. Standart hatası r'ye göre oldukça büyüktür. Bundan dolayı evren korelasyon katsayısını tahmin etmede, örneklem çok büyük olmadıkça oldukça zayıf bir tekniktir. Ender olarak kullanıldığından r_t'nin hesaplanması bu yazıda ele alınmamıştır.

DİĞER KORELASYON TEKNİKLERİ

Burada açıklanan korelasyon teknikleri dışında

- Veriler sınıflama ölçeği ile ölçülmüş ise; Kontincensi katsayısı, Yule'un Q testi,
- veriler sıralama ölçeği ile ölçülmüş ise; Kendall'ın Tau'su, Kendall'ın Konkordans katsayısı ve Kendall'ın kısmi korelasyon katsayısı,
- Eşit aralık veya oran ölçeği ile ölçülmüş verilerde, ikiden çok değişken olduğunda; kısmi ve çoklu korelasyon katsayıları,
- Değişkenler arasındaki ilişkinin doğrusal olmadığı durumlarda kullanılan korelasyon oranı (eta) vardır.

Bu teknikler bir başka yazıda ele alınacaktır.

Tablo 5

Spearman'ın Sıralama Farkı Korelasyon Katsayısı

N	Manidarlık Düzeyi (Bir yönlü)	
	0.05	0.01
4	1.000	
5	0.900	1.000
6	0.829	0.943
7	0.714	0.893
8 '	0.643	0.833
9	0.600	0.783
10	0.564	0.746
12	0.506	0.712
14	0.456	0.645
16	0.425	0.601
18	0.399	0.564
20	0.377	0.534
22	0.359	0.508
24	0.343	0.485
26	0.329	0.465
28	0.317	0.448
30	0.306	0.432

Kaynak : Cohen, L. ve Holiday, M. (1982**) Statistics For Social Scientists An Introductory Text With Computer Programs In Basic.** Newcastle: Harper and Row. s. 324.

Tablo 6 **t Dağılımı**

sd	Bir yönlü test için manidarlık düzeyi			
	0.05	0.025	0.01	0.005
	iki yönlü test için manidarlık düzeyi			
	0.10	0.05	0.02	0.01
1	6.314	12.706	31.821	63.657
2	2.920	4.303	6.965	9.925
3	2.353	3.182	4.541	5.841
4	2.132	***2.İ76***	3.747	4.604
5	2.015	2.571	3.365	4.032
6	1.943	2.447	3.143	3.707
7	1.895	2.365	2.998	3.499
8	1.860	2.306	2.896	3.355
9	1.833	2.262	2.821	3.250
10	1.812	2.228	2.764	3.169
11	1.796	2.201	2.718	3.106
12	1.782	2.179	2.681	3.055
13	1.771	2.160	2.650	3.012
14	1.761	2.145	2.624	2.977
15	1.753	2.131	2.602	2.947
16	1.746	2.120	2.583	2.921
17	1.740	2.110	2.567	2.898
18	1.734	2.101	2.552	2.878
19	1.729	2.093	2.539	2.861
20	1.725	2.086	2.528	2.845
21	1.721	2.080	2.518	2.831
22	1.717	2.074	2.508	2.819
23	1.714	2.069	2.500	2.807
24	1.711	2.064	2.492	2.797
25	1.708	2.060	2.485	2.787
26	1.706	2.056	2.479	2.779
27	1.703	2.052	2.473	2.771
28	1.701	2.048	2.467	2.763
29	1.699	2.045	2.462	2.756
30	1.697	2.042	2.457	2.750
40	1.684	2.021	2.423	2.704
60	1.671	2.000	2.390	2.660
120	1.658	1.980	2.358	2.617
∞	1.645	1.960	2.326	2.576

Kaynak : Cohen, L. ve Holiday, M. (1982**) Statistics For Social Scientists An Introductory Text With Computer Programs In Basic.** Newcastle: Harper and Row. s.325

Tablo 7

X^2 Dağılımı

Sd	Manidarlık Düzeyi	
	0.05	0.01
1.	3.84	6.63
2	5.99	9.21
3	7.81	11.34
4	9.49	13.28
5	11.07	15.09
6	12.59	16.81
7	14.07	18.48
8	15.51	20.09
9	16.92	21.67
10	18.31	23.21
11	19.68	24.72
12	21.03	26.22
13	22.36	27.69
14	23.68	29.14
15	25.00	30.58
16	26.30	32.00
17	27.59	33.41
18	28.87	34.81
19	30.14	36.19
20	31.41	37.57
21	32.67	38.93
22	33.92	40.29
23	35.17	41.64
24	36.42	42.98
25	37.65	44.31
26	38.89	45.64
27	40.11	46.96
28	41.34	48.28
29	42.56	49.59
30	43.77	50.89
40	55.76	63.69
50	67.50	76.15
60	79.08	88.38
70	90.53	100.43
80	101.88	112.33
90	113.15	124.12
100	124.34	135.81

Kaynak : Cohen, L. ve Holiday, M. (1982**) Statistics For Social Scientists An Introductory Text With Computer Programs In Basic**. Newcastle: Harper and Rows. 335.

KAYNAKLAR

Bhattacharyya., KG. ve Johnson R.A. (1977) **Statistical Concepts and Methods.** New York: John Wiley and Sons.

Cohen, 1. ve Holliday, M. (1982) **Statistics For Social Scientists An Introductory Text With Computer Programs In Basic.** Newcastle: Harper and Row.

Ferguson, G.A. (1976**) Statistical Analysis In Psychology and Education**. New York: McGraw-Hill.

Gibbons, J.D. (1976**) Nonparametric Methods for Quantitative Analysis**. New York: Holt, Rinehart and Winston.

Howell, C.D. (1992) **Statistical Methods For Psychology**.Third Edition, California: Duxbury Press.

Spiegel.M.R. (1972) **Theory and Problems of Statistics.** SI Ed. Schaum's Outline Series.New York: McGraw-Hill Book Company.

Yamaııe, T. (1973) **Statistics: An Introductory Analysis.** Third Ed. Tokyo: Harper International Edition.