SPSS İLE İSTATİSTİKSEL VERİ ANALİZİ

Statistical Packages for the Social Sciences

PROF.DR.YÜKSEL TERZİ

ONDOKUZ MAYIS ÜNİVERSİTESİ
FEN-EDEBİYAT FAKÜLTESİ
İSTATİSTİK BÖLÜMÜ
SAMSUN

2019

İSTATİSTİKSEL İLİŞKİ ÖLÇÜLERİ

İki ayrı veri setinin birbiri ile olan ilişkisi bilinmek istenebilir. Bu iki veri setinden alınan verilere göre farklı test istatistiği gerekir. Eğer veriler aralıklı ya da oranlı ölçekli elde edilmiş ise parametrik testler, eğer veriler sınıflayıcı ya da sıralayıcı özellikle elde edilmiş ise parametrik olmayan testler kullanılabilir. Parametrik olmayan testlerde örnek büyüklüğü arttıkça dağılım normal dağılıma yaklaşır. Büyük örnekler için $z \sim N_z(0,1)$ standart normal test istatistikleri kullanılır.

Ölçüm İlişkileri (Siegel ve Castellan, 1988; Sheskin, 2004)

	Örnek Sayısı	Test İstatistiği
Sınıflayıcı ölçek	$n \leq 30$ ve $\min(r, c) \leq 3$	Goodman ve Kruskal Gamma testi
	$n \leq 30$ $\min(r, c) \leq 3$ ve $r = c$	Cramer Katsayısı
	$n \leq 30$ $(r, c) = 2$	Phi Katsayısı
	$n \leq 30$ $\min(r, c) \leq 2$	Lambda İstatistiği
	$n \leq 30$ ve $\min(r, c) \leq 3$	Olağanlık Katsayısı
	$(r, c) = 2$	Relative Risk
	$(r, c) = 2$	Odds Oranı
Sıralayıcı ölçek	$n \leq 30$	Somer'in D Katsayısı
	$n \leq 30$	Gamma Katsayısı
	$n \leq 30$	Kendall'ın Tau
	$n \leq 30$	Gamma İstatistiği
	$n \leq 30$	Sperman Sıra Korelasyon Katsayısı
	$n \leq 30$	Linear by linear İlişki Testi
	$n \leq 30$ ve $c \leq 5$	Kohen Kappası
Aralıklı ölçek	$n \leq 30$	Pearson Sıra Korelasyon Katsayısı
Aralıklı ve Oranlı Ölçek	-	Eta Katsayısı

Gözlemciler Arası Güvenilirlik

Gözlemcilerin verdikleri puanlar arasındaki uyumu belirlemek için verilerin niteliği göz önünde bulundurulur.

<u>Gözlemci Puanlarında Güvenilirlik Analizleri)</u>

Ölçme Düzeyi	İki Gözlemci	İkiden Çok Gözlemci
(Kesikli Değişkenler		
Nominal	↖ Uyum İndeksi ↖ Cohen Kappa ↖ Phi Katsayısı	↖ Uyum İndeksi ↖ Cohen Kappa
Ordinal	↖Spearman Sıra Kor. ↖Kendall Tau (a,b,c)	↖Kendall W Uyum Katsayısı
Sürekli Değişken		
Eşit aralıklı /Oran	Pearson Korelasyon An. (Normal Dağılışlı)	Küme İçi Korelasyon Analizi (Intraclass Correlation Coefficient) (Normal Dağılışlı)

Phi Katsayısı

Phi katsayısı ikili veri (0,1 veya başarılı-başarısız gibi) yapısına sahip iki nitel değişken arasındaki ilişkileri belirlemek için kullanılır. Örneğin iki hakemin kişileri başarılı-başarısız şeklindeki değerlendirmesi arasındaki güvenilirlik Phi katsayısı ile hesaplanır.

Phi katsayısı sınıflayıcı ölçekle elde edilmiş 2x2 lik tablolarda verilerin korelasyon katsayısını bulmak için kullanılan parametrik olmayan bir testtir.

Phi katsayısı varsayımları:

a) Veriler adlandırma (nominal) ölçekle ölçülmüş olmalı

b) 2x2 lik tablolarda kullanılabilir.

c) Örnekler anakütleden rasgele seçilmiş olmalıdır (Levin ve Fox, 1991).

	X^-	X^+	Σ
Y^-	a	b	e
Y^+	c	d	f
Σ	g	h	N

Phi Katsayısı,

$$\phi = \frac{ad - bc}{\sqrt{efgh}} \text{ veya } \boxed{\phi = \sqrt{\frac{\chi^2}{N}}}$$

$$\chi^2 = \frac{N\left(|ad - bc| - \frac{N}{2}\right)^2}{(a+b)(c+d)(a+c)(b+d)} \sim \chi^2_{1,\alpha}$$

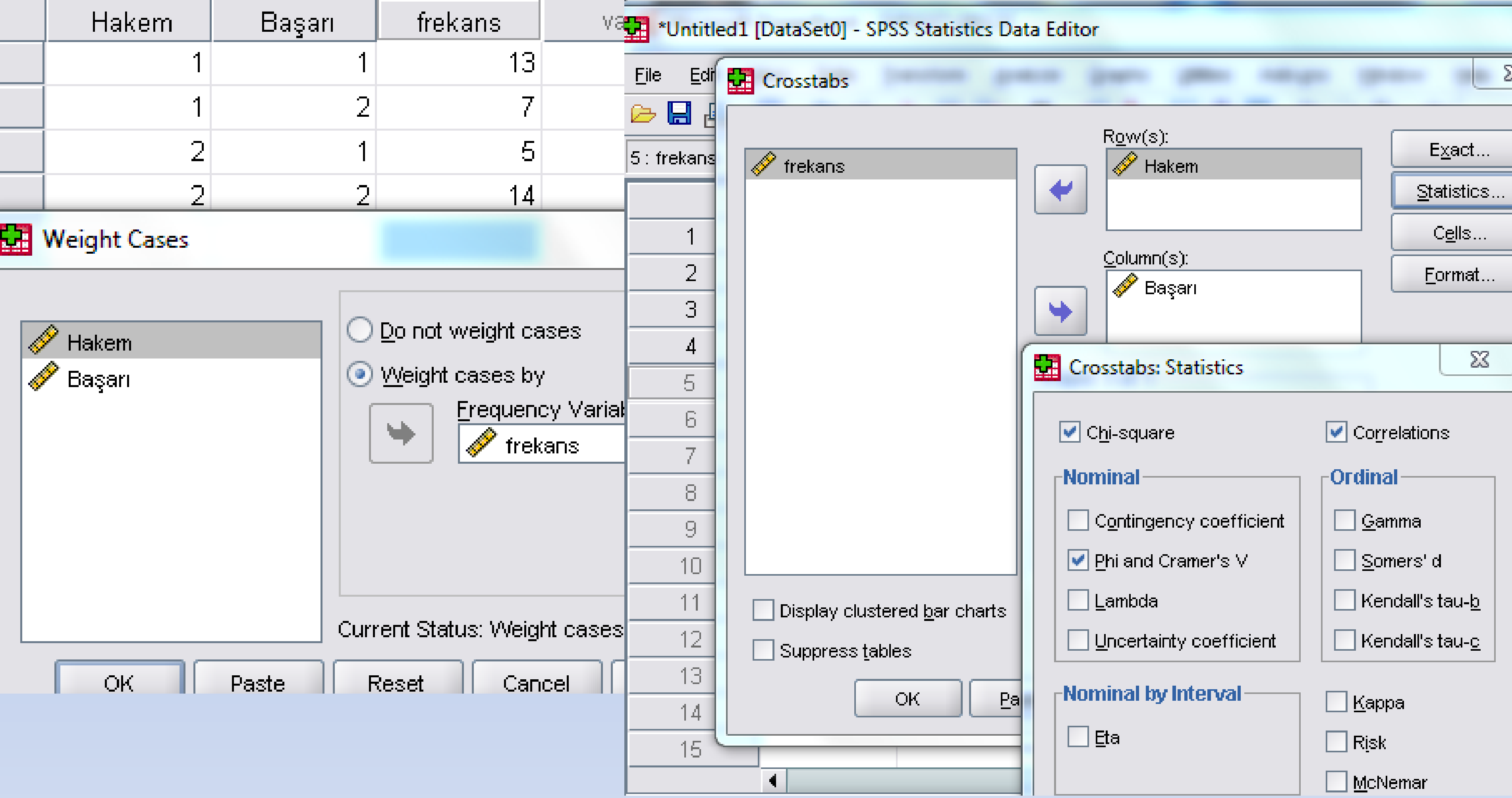
Örnek. İki hakemin 39 adayı değerlendirme neticesinde vermiş oldukları kararlar aşağıdaki gibidir. İki hakemin vermiş olduğu kararlar arasındaki ilişki miktarını bulunuz?

	Başarılı	Başarısız	Toplam
Hakem1	13	7	20
Hakem2	5	14	19
Toplam	18	21	39

$$\varphi = \frac{ad - bc}{efgh} = \frac{13*14 - 5*7}{18*21 - 20*19} = 0,388$$

$$\varphi = \sqrt{\frac{\chi^2}{N}} = \sqrt{\frac{5.867}{39}} = 0.388$$

$$\chi^2 = \frac{N\left[\left|ad - bc\right| - N/2\right]^2}{(a+b)(c+d)(a+c)(b+d)} = \frac{39\left[\left|13*14 - 7*5\right| - 39/2\right]^2}{20*19*18*21} = 5,867$$


Hakem
Başarı
frekans
1 1 13
1 2 7
2 1 5
2 2 14
Weight Cases
Hakem
Başarı
Do not weight cases
Weight cases by
Frequency Variab
frekans
Current Status: Weight cases
OK
Paste
Reset
Cancel
*Untitled1 [DataSet0] - SPSS Statistics Data Editor
File
Edi
5 : frekans
Crosstabs
frekans
Row(s):
Hakem
Column(s):
Başarı
Exact...
Statistics...
Cells...
Format...
Display clustered bar charts
Suppress tables
OK
Pa
Crosstabs: Statistics
Chi-square
Correlations
Nominal
Contingency coefficient
Phi and Cramer's V
Lambda
Uncertainty coefficient
Ordinal
Gamma
Somers' d
Kendall's tau-b
Kendall's tau-c
Nominal by Interval
Eta
Kappa
Risk
McNemar

Symmetric Measures

		Value	Asymp. Std. Error[a]	Approx. T[b]	Approx. Sig.
Nominal by Nominal	Phi	,388			,015
	Cramer's V	,388			,015
Interval by Interval	Pearson's R	,388	,147	2,560	,015[c]
Ordinal by Ordinal	Spearman Correlation	,388	,147	2,560	,015[c]
N of Valid Cases		39			

a. Not assuming the null hypothesis.

b. Using the asymptotic standard error assuming the null hypothesis.

c. Based on normal approximation.

Cramér V Testi

Cramér V testinin uygulanabilmesi için satır ve sütün sayılarının eşit olması gerekir. Örneğin tabloların 2x3, 3x5, 4x3 şeklinde değil de tabloların 3x3, 4x4 şeklinde düzenlenmiş olması gerekir.

Cramér V Testi Varsayımları:

a) Veriler nominal ölçekle ölçülmüş olmalı

b) 2x2 lik tablolardan büyük ve satır-sütun sayısı eşit çapraz tablolar olmalıdır.

c) Örnekler anakütleden rasgele seçilmiş olmalıdır (Levin ve Fox, 1991).

$$V = \sqrt{\frac{\chi^2}{N(k-1)}}$$

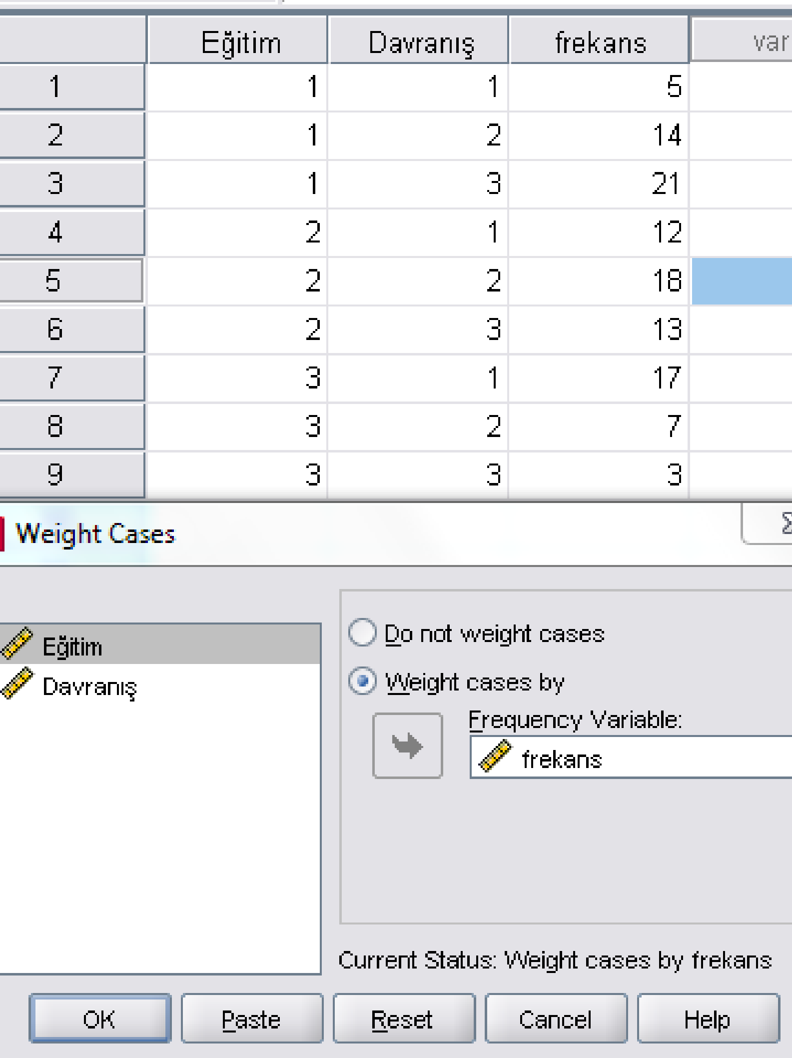
Örnek. Eğitim düzeyi ile davranış değişikliği arasında bir ilişki olup olmadığı araştırmak için 110 kişi üzerinde yapılan bir çalışmadan aşağıdaki sonuçlar elde edilmiştir. Eğitim düzeyi ile davranış değişikliği arasındaki ilişki katsayısı bulunuz?

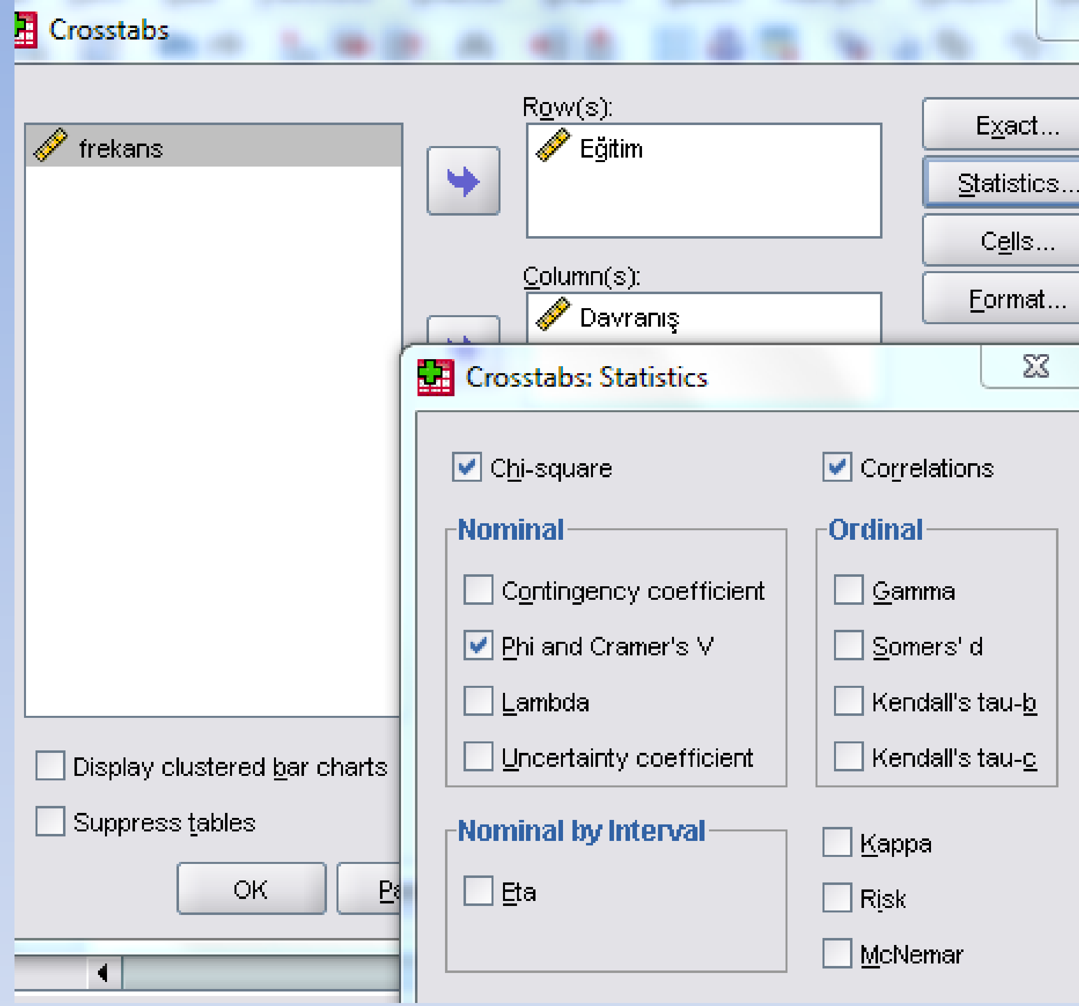
Eğitim Düzeyi	Davranış Değişikliği			Toplam
	Yetersiz	Orta	Çok verimli	
İlköğretim	5	14	21	40
Lise	12	18	13	43
Yüksek	17	7	3	27
Toplam	34	39	37	110

$$\chi^2 = 23{,}13$$

$$V = \sqrt{\frac{\chi^2}{N(k-1)}} = \sqrt{\frac{23.13}{110(3-1)}} = 0.324$$

olarak hesaplanır. Buradan, Eğitim düzeyi ile davranış değişikliği arasında orta düzeyde bir ilişki gözükmektedir.


Eğitim
Davranış
frekans
var
1 1 1 5
2 1 2 14
3 1 3 21
4 2 1 12
5 2 2 18
6 2 3 13
7 3 1 17
8 3 2 7
9 3 3 3
Weight Cases
Eğitim
Davranış
Do not weight cases
Weight cases by
Frequency Variable:
frekans
Current Status: Weight cases by frekans
OK
Paste
Reset
Cancel
Help


Crosstabs
frekans
Row(s):
Eğitim
Column(s):
Davranış
Exact...
Statistics...
Cells...
Format...
Display clustered bar charts
Suppress tables
OK
Crosstabs: Statistics
Chi-square
Correlations
Nominal
Contingency coefficient
Phi and Cramer's V
Lambda
Uncertainty coefficient
Ordinal
Gamma
Somers' d
Kendall's tau-b
Kendall's tau-c
Nominal by Interval
Eta
Kappa
Risk
McNemar

Symmetric Measures

		Value	Asymp. Std. Error[a]	Approx. T[b]	Approx. Sig.
Nominal by Nominal	Phi	,459			,000
	Cramer's V	,324			,000
Interval by Interval	Pearson's R	-,435	,081	-5,022	,000[c]
Ordinal by Ordinal	Spearman Correlation	-,431	,081	-4,965	,000[c]
N of Valid Cases		110			

a. Not assuming the null hypothesis.

b. Using the asymptotic standard error assuming the null hypothesis.

c. Based on normal approximation.

Goodman-Kruskal'ın Lambda Katsayısı (Lambda)

Öngörüsel hatanın oransal değerini yada Y değişkenininden yararlanılarak X'deki hatanın oransal değerini belirtmek için iki asimetrik lambda katsayısı hesaplanır. Yani X değişkeninden yararlanılarak Y'deki öngörüsel hatanın oransal değeri hesaplanabilir. Bunun tersi de olabilir.

Örneğin X ve Y gibi iki isimsel ölçekli değişkenden elde edilen lambda değeri 0,3 ise bu değer bize X değişkenini bildiğimizde Y değişkeninin değerini tahmin etmedeki hatanın %30 azaldığı biçiminde yorumlanabilir.

Bağımlı ve bağımsız değişkenler açık olarak ifade edilmemişse simetrik lambda kullanılır. Bu değer simetrik olamayan iki değerin ortalamasıdır.

Goodman-Kruskal'ın Lambda Katsayısı (Lambda)

Lambda 0 ile 1 arasında değer alır. Lambda 0 olması bağımsız değişkenin bağımlı değişkeni önceden tahmin etmek için yardımcı olamayaca anlamına gelir. Lambda=1 ise tahminin doğru yapıldığını gösterir. Yani bağımsız değişkenin bağımlı değişkenin her bir kategorisini mükemmel belirlediği söylenebilir. Ancak Lambda değerinin 0,5 olduğu durumlarda da (Y nin çarpıklığından kaynaklanan durumlarda) bağımsız değişkene bağlı olarak yapılacak tahminlerin anlamlı olduğu söylenebilir.

Lambda

Gutman'ın tahmin katsayısı olarak ta bilinen λ testi bağımlı ve bağımsız değişkenlerin birbirlerini etkiledikleri hata oranları üzerinde hesaplama yapar. λ Cramér V, Phi ve Olasılık katsayısı gibi birkaç grup ya da kategorinin Sınıflayıcı ölçekle karşılaştıran bir ilişki testidir. λ testi, bu testlerden farklı oarak asimetrik bir yapıya sahiptir. İstenildiğinde simetrik olarak ta hesaplama yapılabilir. Lambda $0 \leq \lambda \leq 1$ arasında değişir. λ testinin uygulanabilmesi için (Levin ve Fox, 1991).,

Bağımsız değişken değerleri bağımlı değişken değerinin kestiriminde hatanın oransal olarak azaltılmasına etkisi olan birliktelik ölçüsüdür. Lambda 1'e yakın ise bağımsız değişkenin tam olarak bağımlı değişkeni kestirebileceğidir.

Lambda Testi Varsayımları:

a) Değişkenlerden enaz biri sınıflayıcı (nominal) ölçekle ölçülmüş olmalı

b) 2x2 lik tablolardan büyük ve satır-sütun sayısı eşit çapraz tablolar olmalıdır.

c) Örnekler anakütleden rasgele seçilmiş olmalıdır (Levin ve Fox, 1991).

Y'nin X'e göre öngörü hatası,

$$\lambda_{X/Y} = \frac{\sum_{j=1}^{C} n_{(max)j} - Max(R)}{N - Max(R)}$$

X'e göre Y'nin öngörü hatası,

$$\lambda_{Y/X} = \frac{\sum_{i=1}^{R} n_{(max)i} - Max(C)}{N - Max(C)}$$

$$\lambda = \frac{\sum_{i=1}^{R} n_{(max)i} + \sum_{j=1}^{C} n_{(max)j} - R_{max} - C_{max}}{2N - R_{max} - C_{max}}$$

λ : Lambda katsayısı,
$n_{(max)j}$: j-nci sütundaki en büyük değeri,
$n_{(max)i}$: i-nci satırdaki en büyük değeri,
n: Bağımsız değişkenler içinde en fazla değere sahip gözlem sayısı,
M: Bağımlı değişkenler arasında en fazla toplam gözlem sayısı,
N: Toplam gözlem sayısını,
R_{max}: En büyük satır gözlem sayısını,
C_{max} : En büyük sütün gözlem sayısını ifade etmektedir.

Örnek. Eğitim düzeyi ile davranış değişikliği arasında bir ilişki olup olmadığı araştırmak için 110 kişi üzerinde yapılan bir çalışmadan aşağıdaki sonuçlar elde edilmiştir. Eğitim düzeyi ile davranış değişikliği arasındaki ilişki katsayısı bulunuz?

Eğitim Düzeyi	Davranış Değişikliği			Toplam
	Yetersiz	Orta	Çok verimli	
İlköğretim	5	14	21	40
Lise	12	18	13	43
Yüksek	17	7	3	27
Toplam	34	39	37	110

Eğitim düzeyi bağımlı değişken olarak düşünüldüğünde,

$$\lambda_{X/Y} = \frac{\sum_{j=1}^{c} n_{(max)j} - Max(R)}{N - Max(R)} = \frac{(17+18+21)-43}{110-43} = 0.194$$

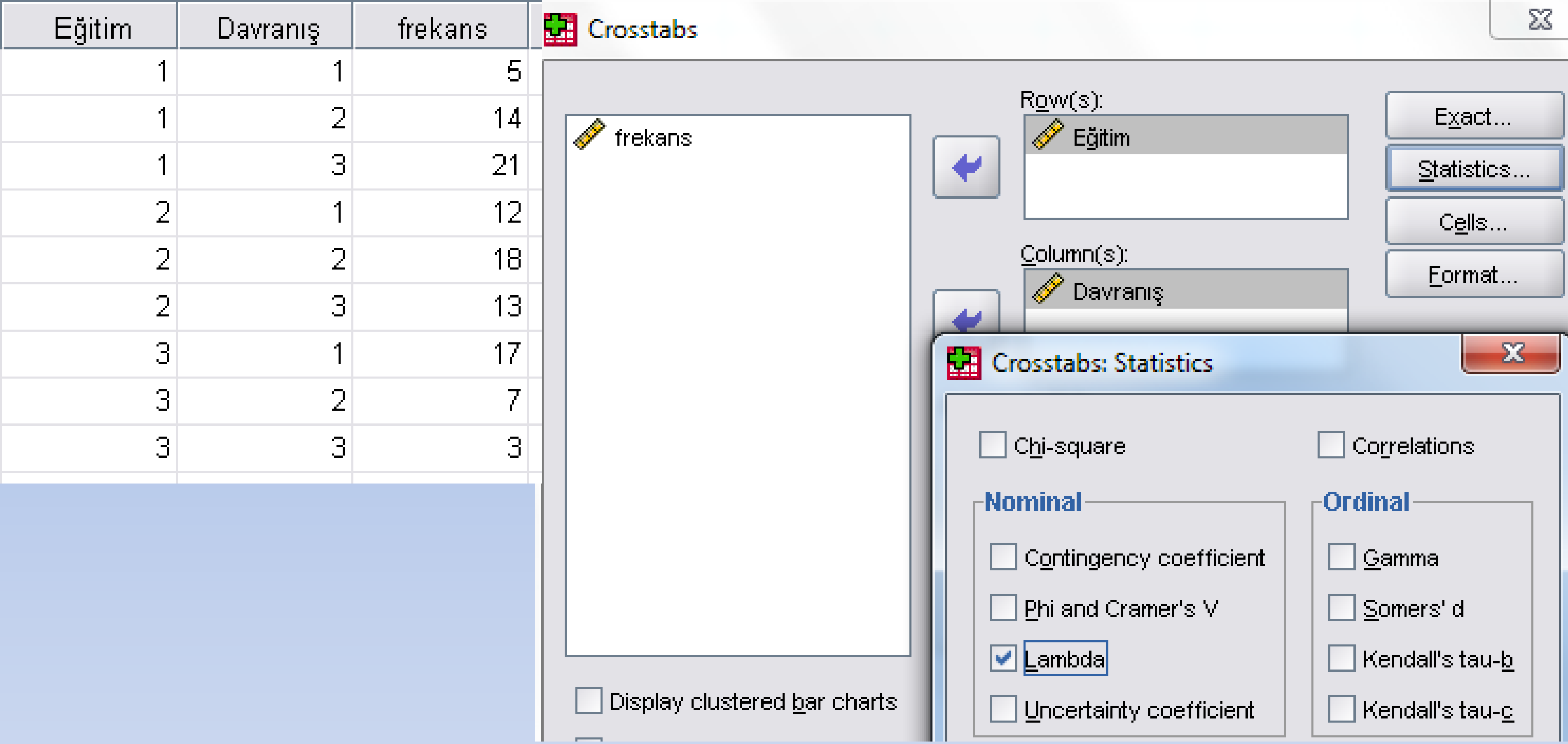
Davranış değişikliği bağımlı değişken olarak düşünüldüğünde,

$$\lambda_{Y/X} = \frac{\sum_{i=1}^{R} n_{(max)i} - Max(C)}{N - Max(C)} = \frac{(17+18+21)-39}{110-39} = 0.239$$

Simetrik lambda,

$$\lambda = \frac{\sum_{i=1}^{R} n_{(max)i} + \sum_{j=1}^{C} n_{(max)j} - R_{max} - C_{max}}{2N - R_{max} - C_{max}} = \frac{(17+18+21)(17+18+21)-43-39}{2(110)-43-39} = 0.217$$

olarak hesaplanır. Sonuç olarak iki lamda değerinin hangisinin sayısal olarak küçük çıkarsa o değer alınır. Bu tanımlamaya uyarak davranış değişikliklerine dayanarak eğitim düzeyini kestirmek daha doğru olacaktır.



Directional Measures

			Value	Asymp. Std. Error[a]	Approx. T[b]	Approx. Sig.
Nominal by Nominal	Lambda	Symmetric	,217	,092	2,177	,029
		Eğitim Dependent	,194	,106	1,658	,097
		Davranış Dependent	,239	,094	2,264	,024

Goodman-Kruskal Tau Katsayısı

Tau katsayısı değişkenler arasındaki uyumluluğu ölçer. Lambda katsayısının hesaplanmasında kullanılan değerler ile X'e göre Y için, Y'ye göre X için iki tau katsayısı hesaplanır. Tau -1 ile +1 arasında değerler alır. -1 değeri negatif tam uyumu, +1 değer pozitif tam uyumu gösterir. 0 değer ise uyumsuzluğu (bağımsızlığı) gösterir.

Değişkenlerden enaz biri sınıflayıcı(nominal) ölçekle ölçülmesi gerekir.

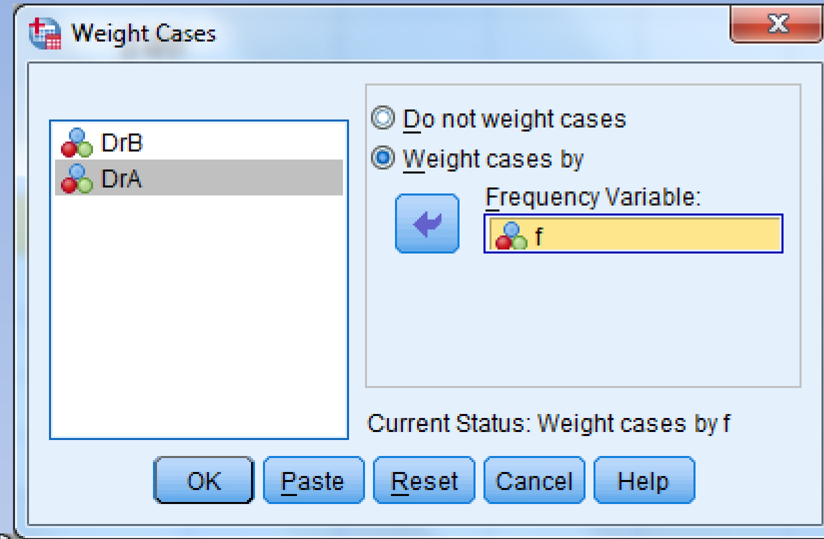
Örnek. Psikolojik şiddete maruz kaldığını iddia eden 312 kişi iki uzman Dr tarafından incelenmiş ve aşağıdaki sonuçlar elde edilmiştir. Verilen raporlar arasında bir uyum olup olmadığını %5 önem seviyesinde test ediniz.

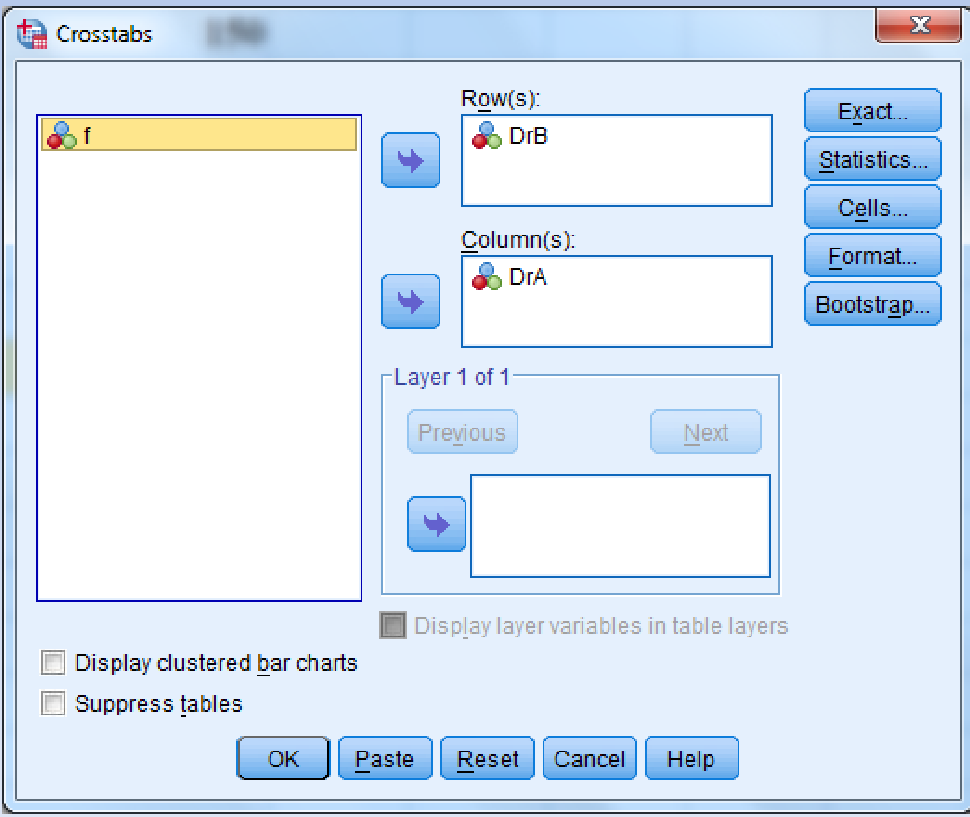
		Dr.A		
		+	-	
Dr.B	+	150	12	162
	-	10	140	150
Toplam		160	152	312

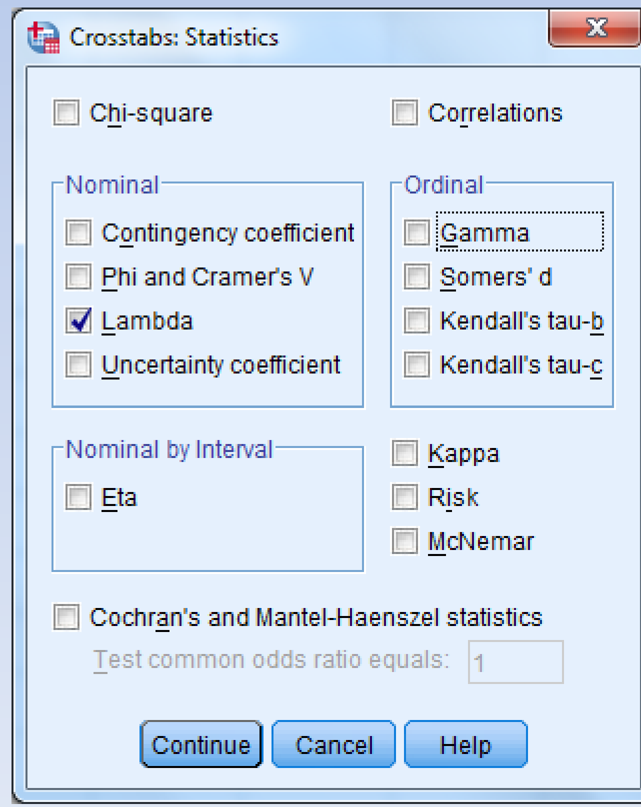
H0: Verilen raporlar arasında uyum yoktur.

H1: Verilen raporlar arasında uyum vardır.

	DrB	DrA	f
1	+	+	150
2	+	-	12
3	-	+	10
4	-	-	140







DrB * DrA Crosstabulation

			DrA		Total
			+	-	
DrB	+	Count	150	12	162
		% within DrB	92,6%	7,4%	100,0%
	-	Count	10	140	150
		% within DrB	6,7%	93,3%	100,0%
Total		Count	160	152	312
		% within DrB	51,3%	48,7%	100,0%

Directional Measures

			Value	Asymp. Std. Error[a]	Approx. T[b]	Approx. Sig.
Nominal by Nominal	Lambda	Symmetric	,854	,031	13,437	,000
		DrB Dependent	,853	,031	12,833	,000
		DrA Dependent	,855	,031	13,280	,000
	Goodman and Kruskal tau	DrB Dependent	,738	,050		,000[c]
		DrA Dependent	,738	,050		,000[c]

a. Not assuming the null hypothesis.

b. Using the asymptotic standard error assuming the null hypothesis.

c. Based on chi-square approximation

P=0,000<0,05 H0 red edilir. Verilen raporlar arasında uyum vardır. Value=0,738 uyumun yüksek derecede olduğunu gösterir.

Gamma Testi

Goodman ve Kruskal testi olarak bilinir. **<u>İki sıralayıcı (ordinal) ölçekli</u>** değişken arasındaki ilişinin simetrik bir ölçüsüdür. Gamma testi P tane uyumlu ve Q tane uyumsuz çiftler arasındaki farkın -1'den +1'e kadar değişim gösterir. 1'e yakın değerler ilişkinin yüksek olduğunu, 0'a yakın değerler ilişkinin olmadığını gösterir (Sheskin, 2004).

$$H_0: \gamma = 0$$
$$H_1: \gamma \neq 0$$

$$G = \frac{(P-Q)}{(P+Q)}$$

$$z = G\sqrt{\frac{|P-Q|}{N(1-G^2)}} \sim z_{\alpha/2}$$

G: Gama katsayısını,

P: Uyumlu çiftleri,

Q: Uyumsuz çiftleri

N: Toplam gözlem sayısını

Örnek. Farklı şehir büyüklüklerindeki zayıf ve güçlü yöneticiler arasındaki birbirine benzerliği test ediniz.

Şehir Büyüklüğü	Küçük	Orta	Büyük
Zayıf Yönetici	a = 10	b = 5	c = 2
Güçlü Yönetici	d = 10	e = 15	f = 20

Uyumlu çiftler (P)

1. Satır ve 1. Sütun kapatılırsa,

$N^{+}_{11} : 10(15+20) = 350$

1. Satır ve 2. Sütun kapatılırsa,

$N^{+}_{12} : 5(20) = 100$

$P = N^{+}_{11} + N^{+}_{12} = 350 + 100 = 450$

Uyumsuz çiftler (Q)

1. Satır ve 3. Sütun kapatılırsa,

$N^{-}_{13} : 2(15+10) = 50$

1. Satır ve 2. Sütun kapatılırsa,

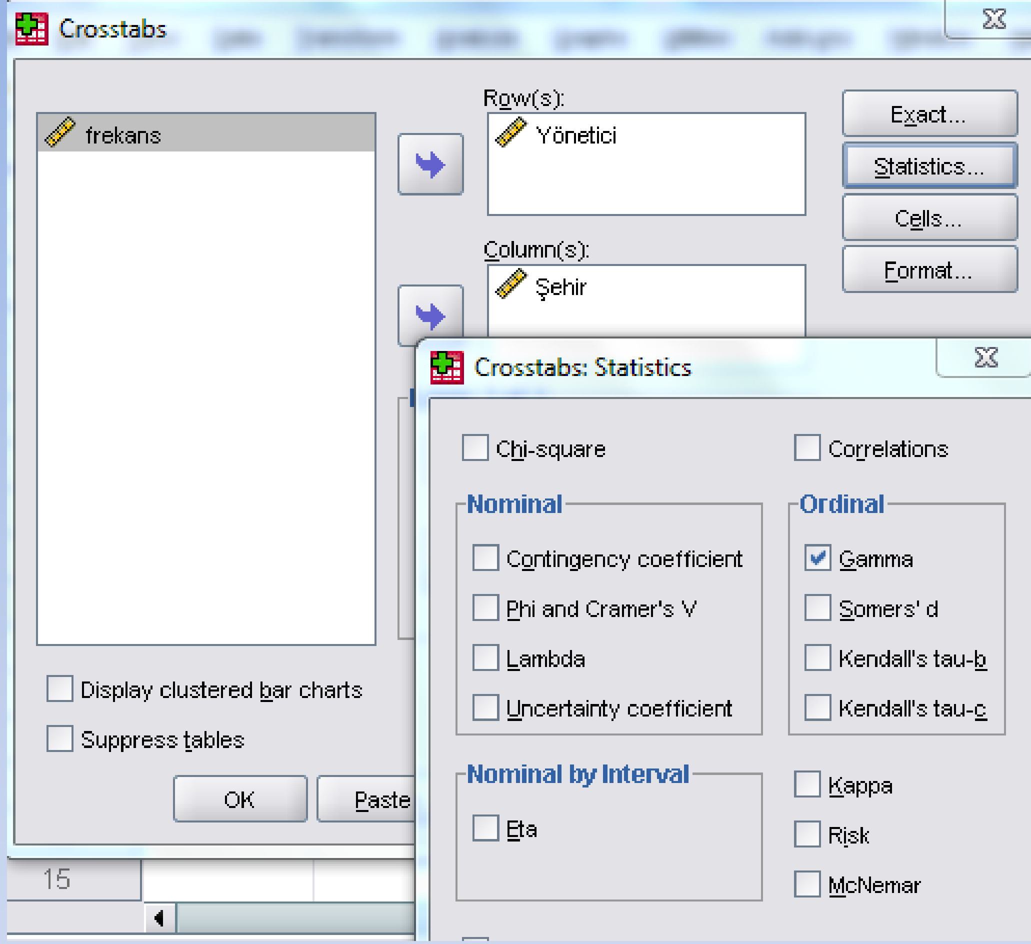
$N^{-}_{12} : 5(10) = 50$

Q= $N^{-}_{13} + N^{-}_{12} = 50 + 50 = 100$

$$G = \frac{(P - Q)}{(P + Q)} = \frac{450 - 100}{450 + 100} = 0.636$$

Yöneticiler arasında %63,6 yani orta düzeyde bir ilişki vardır.

Yönetici	Şehir	frekans
1	1	10
1	2	5
1	3	2
2	1	10
2	2	15
2	3	20



Symmetric Measures

		Value	Asymp. Std. Error[a]	Approx. T[b]	Approx. Sig.
Ordinal by Ordinal	Gamma	,636	,155	3,189	,001
N of Valid Cases		62			

a. Not assuming the null hypothesis.

b. Using the asymptotic standard error assuming the null hypothesis.

Somers D Testi

Somers D istatistiği x ve y gibi iki sıralı değişken arasındaki uyumluluğu veya ilişkiyi belirlemek için hesaplanan asimetrik ölçümlerle ilgili bir testtir. X değişkeni burada bağımsız değişkenleri, Y ise bağımlı değişkeni ifade etmektedir. Elde edilen veriler sıralayıcı ölçekle alınmış olması gerekir. Somers d katsayısı $-1 \le S_d \le +1$ arasında değişim gösterir. Somers'in deneme modeli en az 2x2'lik olarak düzenlenmesi gerekir. Test olarak sırasıyla d_{BA} ve d_{AB} değerlerine bakılır. Örneğin d_{BA} hesaplaması için, B değerini bağımlı değişken olarak, A değerini bağımsız değişken olarak kabul edilir. Somers hesaplaması için iki farklı test istatistiği üzerinde durulacaktır (Norman ve Blakkie, 2003).

	A_1	A_2	...	A_k	Σ
B_1	n_{11}	n_{12}	...	n_{1k}	R_1
B_2	n_{21}	n_{22}	...	n_{2k}	R_2
:	:		...	:	:
B_r	n_{r1}	n_{r2}	...	n_{rk}	R_r
Σ	C_1	C_2	...	C_k	N

Test hipotezi,

$$H_0 : d_{BA} = 0 \text{ veya } H_0 : d_{AB} = 0$$
$$H_1 : d_{BA} \neq 0 \text{ veya } H_1 : d_{AB} \neq 0$$

Kabul edenlerin sayısının hesaplanması,

$$\#(+)\text{veya}(P) = \sum_{i=1}^{r-1}\sum_{j=1}^{k-1} n_{ij} \sum_{p=i+1}^{r}\sum_{q=j+1}^{k} n_{pq}$$

$$= \sum_{i,j} n_{ij} N_{ij}^{+} \qquad \begin{array}{l} i = 1,2,\ldots,r-1 \\ j = 1,2,\ldots,k-1 \end{array}$$

Kabul etmeyenlerin (red edenlerin) sayısının hesaplanması,

$$\#(-)\text{veya}(Q) = \sum_{i=1}^{r-1}\sum_{j=2}^{k} n_{ij} \sum_{p=i+1}^{r}\sum_{q=1}^{j-1} n_{pq}$$

$$= \sum_{i,j} n_{ij} N_{ij}^{-} \qquad \begin{array}{l} i = 1,2,\ldots,r-1 \\ j = 2,\ldots,k-1 \end{array}$$

Yöntem I,

Asimetrik Somers D için,

$$d_{AB} = \frac{2[\#(+)\text{kabul} - \#(-)\text{red}]}{N^2 - \sum_{j=1}^{k} R_j^2}$$

$$d_{BA} = \frac{2[\#(+)\text{kabul} - \#(-)\text{red}]}{N^2 - \sum_{j=1}^{k} C_j^2}$$

Somers D simetrik olarak hesaplanmak istenirse,

$$Sd = \frac{d_{BA} + d_{AB}}{2}$$

şeklinde hesaplanır.

Yöntem II (Everitt, 2001),

$$S = P - Q$$

$$d_{AB} = \frac{S}{P + Q + X_0}$$

$$d_{BA} = \frac{S}{P + Q + Y_0}$$

$$z = \frac{d_{AB}}{\sqrt{Var(d_{AB})}} \sim z_{\alpha/2}$$

d_{BA} için test istatistiği,

$$z = \frac{d_{BA}}{\sqrt{Var(d_{BA})}} \sim z_{\alpha/2}$$

şeklinde hesaplanır.

r: Modeldeki satır sayısını,
R: Toplam satır sayısını,
C: Toplam sütun sayısını,
N: Toplam gözlem sayısını ifade etmektedir.

Örnek. Eğitim düzeyi ile davranış değişikliği arasındaki ilişkiyi test ediniz?

Eğitim Düzeyi	Davranış Değişikliği			Toplam
	Yetersiz	Orta	Çok verimli	
İlköğretim	5	14	21	40
Lise	12	18	13	43
Yüksek	17	7	3	27
Toplam	34	39	37	110

$$H_0 : d_{BA} = 0 \text{ veya } H_0 : d_{AB} = 0$$
$$H_1 : d_{BA} \neq 0 \text{ veya } H_1 : d_{AB} \neq 0$$

Kabul edenler için (Sütun hesaplamaları),

$$\#(+) = N_{11}^{+} + N_{12}^{+} + N_{13}^{+} + N_{21}^{+} + N_{22}^{+} + N_{23}^{+} + N_{31}^{+} + N_{32}^{+} + N_{33}^{+}$$

1. satır ve 1. sütun kapatılırsa,

$$N_{11}^{+} = 5(18 + 13 + 7 + 3) = 205$$

1. satır ve 2. sütun kapatılırsa (bu işlem yapılırken birinci sütun tamamen işlem dışı bırakılır),

$$N_{12}^{+} = 14(13 + 3) = 224$$

1. satır ve 3. sütun kapatılırsa (bu işlem yapılırken birinci ve ikinci sütun işlem dışı bırakılır. Bu yüzden, üçüncü sütun için yapılan hesaplamaların sonucu 0 çıkar. Bu veri istenirse işleme dahil edilmeyebilir.),

$$N_{13}^{+} = 21(0) = 0$$

2. satır ve 1. sütun kapatılırsa (bu işlem yapılırken ikinci satır ve birinci satır işlem dışı bırakılır. Bununla birlikte, birinci sütun da işlem dışı bırakılır),

$$N_{21}^{+} = 12(7 + 3) = 120$$

2. satır ve 2. sütun kapatılırsa (bu işlem yapılırken ikinci satır ve birinci satır işlem dışı bırakılır. Bununla birlikte, birinci sütun ve ikinci sütun da işlem dışı bırakılır),

$$N_{22}^{+} = 18(3) = 54$$

2. satır 3. sütun kapatılırsa (daha önceden açıklandığı gibi kabul edenler için üçüncü sütun 0 çıkar)

$$N_{23}^{+} = 13(0) = 0$$

3. satır için tüm hesap değerleri 0 çıkar. Yani, üçüncü satır ve sütunun bulunduğu yer ve üstündeki değerler işlem dışı bırakıldığından hesap değeri 0 çıkar.

Not: Bu işlemler 3x4 'lük tablolar içindir tablodaki satır ve sütun sayısının değişmesi durumunda bu işlemlerin tekrarı şeklinde uygulanarak hesaplama yapılabilir.

$$\#(+) = 205 + 224 + 0 + 120 + 54 + 0 + 0 + 0 + 0$$

$$\#(+) = 603$$

Kabul etmeyenler için (satır hesaplamaları),

$$\#(-) = N_{11}^{-} + N_{12}^{-} + N_{13}^{-} + N_{21}^{-} + N_{22}^{-} + N_{23}^{-} + N_{31}^{-} + N_{32}^{-} + N_{33}^{-}$$

Bu hesaplamada birinci sütun için tüm hesap değerleri 0' dır.

1. satır ve 1. sütun kapatılırsa (birinci satır ve birinci sütundakiler işlem dışı bırakılır. Bununla birlikte, tablonun sağındaki işlemler de hesap dışı bırakılır.),

$$N_{11}^{-} = 5(0) = 0$$

1. satır ve 2. sütun kapatılırsa (bu işlem yapılırken birinci sütunun değerleri kullanılır.),

$$N_{12}^{-} = 14(12 + 17) = 406$$

1. satır ve 3. sütun kapatılırsa (bu işlem yapılırken birinci ve ikinci sütunun değerleri kullanılır.),

$$N_{13}^{-} = 21(12 + 17 + 18 + 7) = 1131$$

2. satır ve 1. sütun kapatılırsa,

$$N_{21}^{-} = 12(0) = 0$$

2. satır ve 2. sütun kapatılırsa (bu işlem yapılırken birinci satır ve ikinci satır işlem dışı bırakılır. Sadece birinci sütundaki gerekli değer kullanılır).

$$N_{22}^{-} = 18(17) = 306$$

2. satır ve 3. sütun kapatılırsa,

$$N_{23}^{-} = 13(17 + 7) = 312$$

3. satır için tüm hesaplamalar 0'dır.

$$\#(-) = 0 + 406 + 1131 + 0 + 306 + 312 + 0 + 0 + 0 = 2155$$

Test istatistiği I,

$$d_{AB} = \frac{2[603-2155]}{110^2-(40^2+43^2+27^2)} = -0.393$$

$$d_{BA} = \frac{2[603-2155]}{110^2-(34^2+39^2+37^2)} = -0.386$$

olarak hesaplanır. Buradan, A ve B arasında negatif orta derecede asimetrik bir ilişki söz konusudur.

$$S_d = \frac{d_{BA}+d_{AB}}{2} = \frac{-0.386+(-0.393)}{2} = -0.389$$

Test istatistiği II,

$$S = P - Q$$

$$S = 603 - 2155 = -1552$$

$$Y_0 = 5(14+21)+14(21)+12(18+13)+18(13)+17(7+3)+7(3) = 1266$$

$$X_0 = 5(12+17)+12(17)+14(18+7)+18(7)+21(13+3)+13(3) = 1200$$

$$d_{AB} = \frac{S}{P+Q+X_0} = \frac{-1552}{603+2155+1200} = -0.393$$

$$d_{BA} = \frac{S}{P+Q+Y_0} = \frac{-1552}{603+2155+1266} = -0.386$$

$$S_d = \frac{d_{BA} + d_{AB}}{2} = \frac{-0.386+(-0.393)}{2} = -0.389$$

$$Var(d_{AB}) = \frac{4(3^2-1)(3+1)}{9(110)(3^2)(3-1)} = 0.0072$$

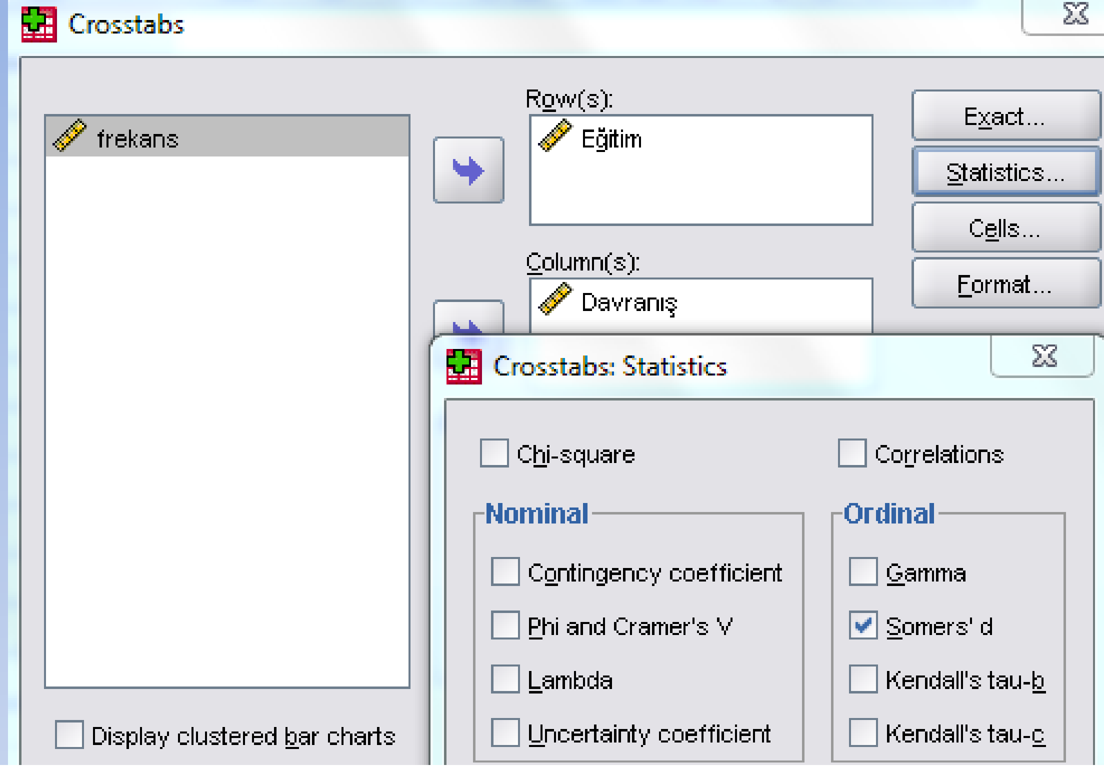
$$Var(d_{BA}) = \frac{4(3^2-1)(3+1)}{9(110)(3^2)(3-1)} = 0.0072$$

olarak hesaplanır. Test istatistiği,

$$z = \frac{0.386}{\sqrt{0.0072}} = |-4.54| > z_{0.025} = 1.96$$

Asimetrik ilişki önemlidir.

Eğitim	Davranış	frekans
1	1	5
1	2	14
1	3	21
2	1	12
2	2	18
2	3	13
3	1	17
3	2	7
3	3	3



Directional Measures

			Value	Asymp. Std. Error[a]	Approx. T[b]	Approx. Sig.
Ordinal by Ordinal	Somers' d	Symmetric	-,389	,075	-5,144	,000
		Eğitim Dependent	-,386	,075	-5,144	,000
		Davranış Dependent	-,393	,075	-5,144	,000

a. Not assuming the null hypothesis.

b. Using the asymptotic standard error assuming the null hypothesis.

Eğitim düzeyi ile davranış değişikliği arasında orta derecede asimetirk bir ilişki vardır.

Kendall Tau a,b,c

Kendall (1938) tarafından geliştirilen bu test, ikili ve sıralı ölçekli veriler arasındaki ilişkileri belirler. İki farklı gözlemcinin yaptığı değerlendirmeler puan büyüklüğü sırası içinde verilmişse veya hakem puanları büyüklük sırasına sokmuşsa Spearman korelasyonun yanında, Kendall tau b analizi de yapılır. Spearman rho büyüklük sırasına sokulmuş değerler arasındaki Pearson momentler çarpımını temsil ederken, Kendall tau olasılığı temsil eder. Yani iki değişkende aynı sırada yer alan(uyuşan) verilerin gözlenme olasılığı ile farklı sırada yer alan (uyuşmayan) verilerin gözlenme olasılığı arasındaki farktır. İki serideki veriler uyuşuyorsa tau-b +1 değerini alır. Uyuşma yoksa tau-b -1 olur.

Kendall tau-b kare tablolar için, Kendall-tau-c ise dikdörtgen tablolar için kullanılır. Tau-a ise uyuşan ve uyuşmayan çiftler arasındaki farkın toplam çift sayısına bölünmesiyle bulunur.

Kendall Tau-b

Kendall (1938) tarafından geliştirilen bu test, ikili ve sıralı ölçekli veriler arasındaki ilişkileri belirler. İki farklı gözlemcinin yaptığı değerlendirmeler puan büyüklüğü sırası içinde verilmişse veya hakem puanları büyüklük sırasına sokmuşsa Spearman korelasyonun yanında, Kendall tau b analizi de yapılır. Spearman rho büyüklük sırasına sokulmuş değerler arasındaki Pearson momentler çarpımını temsil ederken, Kendall tau olasılığı temsil eder. Yani iki değişkende aynı sırada yer alan(uyuşan) verilerin gözlenme olasılığı ile farklı sırada yer alan (uyuşmayan) verilerin gözlenme olasılığı arasındaki farktır. İki serideki veriler uyuşuyorsa tau-b +1 değerini alır. Uyuşma yoksa tau-b -1 olur.

Kendall tau-b genelde kare tablolar için, Kendall-tau-c ise dikdörtgen tablolar için kullanılır. Tau-a ise uyuşan ve uyuşmayan çiftler arasındaki farkın toplam çift sayısına bölünmesiyle bulunur.

Kendall tau_b bağlı (ties) sıralığa sahip (aynı gözlemli olan değerlerin sıra puanlarının ortalaması alınır) ölçek verileri için uygundur. Bu analiz verilerin normal dağılış göstermediği ve n<20 olduğu durumlarda daha iyi sonuç vermektedir.

Kendall tau katsayıları aşağıdaki gibi yorumlanır:

>0,5	**Yüksek ilişki**
0,36-0,49	**Önemli ilişki**
0,20-0,35	**Orta derecede ilişki**
0,10-0,19	**Düşük ilişki**
<0,1	**İlişki yok**

- İki seri verildiğinde birinci seri doğal sırada olacak şekilde (küçükten-büyüğe) iki seri yeniden dizilir.

-İkinci serideki her bir Yi değerine bakarak bu değeri izleyen değerlerden kaç tanesi Yi'den büyük (ai) ve kaç tanesi Yi'den küçük (bi) olduğu sayılır. Bu işlem her satır için yapılarak ai ve bi serileri oluşturulur.

- Na=Σai ve Nb= Σbi değerleri el de edilir.

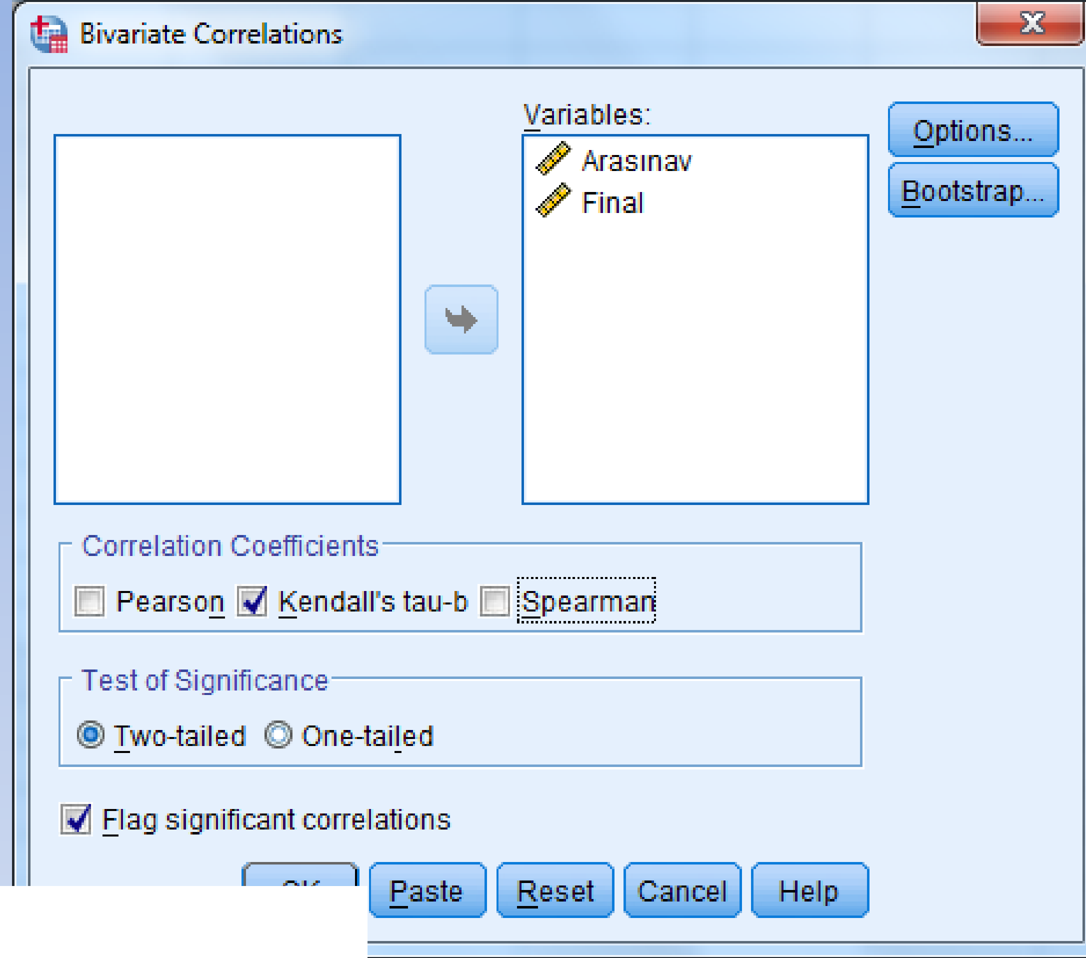
$$\tau = \frac{N_a - N_b}{N(N-1)/2}$$

Örnek. 7 öğrencinin bir dersin arasınav ve final sınavı notları aşağıdaki gibidir. Verilerin normal dağılış göstermediği varsayılarak iki sınav notu arasındaki korelasyon katsayısını bulunuz.

Arasınav	Final	Xi	Yi	ai	bi
55	65	45	55	5	1
72	68	55	65	4	1
63	54	63	54	4	0
45	55	70	75	2	1
70	75	72	68	2	0
75	90	75	90	0.5	0.5
80	90	80	90	0	0
				17.5	3.5

$$\tau = \frac{N_a - N_b}{N(N-1)/2} = \frac{17.5 - 3.5}{7(7-1)/2} = 0.67$$

	Arasınav	Final
1	55	65
2	72	68
3	63	54
4	45	55
5	70	75
6	75	90
7	80	90



Correlations

			Arasınav	Final
Kendall's tau_b	Arasınav	Correlation Coefficient	1,000	,683*
		Sig. (2-tailed)	.	,033
		N	7	7
	Final	Correlation Coefficient	,683*	1,000
		Sig. (2-tailed)	,033	.
		N	7	7

*. Correlation is significant at the 0.05 level (2-tailed).

Örnek. Eğitim düzeyi ile davranış değişikliği arasındaki ilişki miktarını bulunuz.

Eğitim Düzeyi	Davranış Değişikliği			Toplam
	Yetersiz	Orta	Çok verimli	
İlköğretim	5	14	21	40
Lise	12	18	13	43
Yüksek	17	7	3	27
Toplam	34	39	37	110

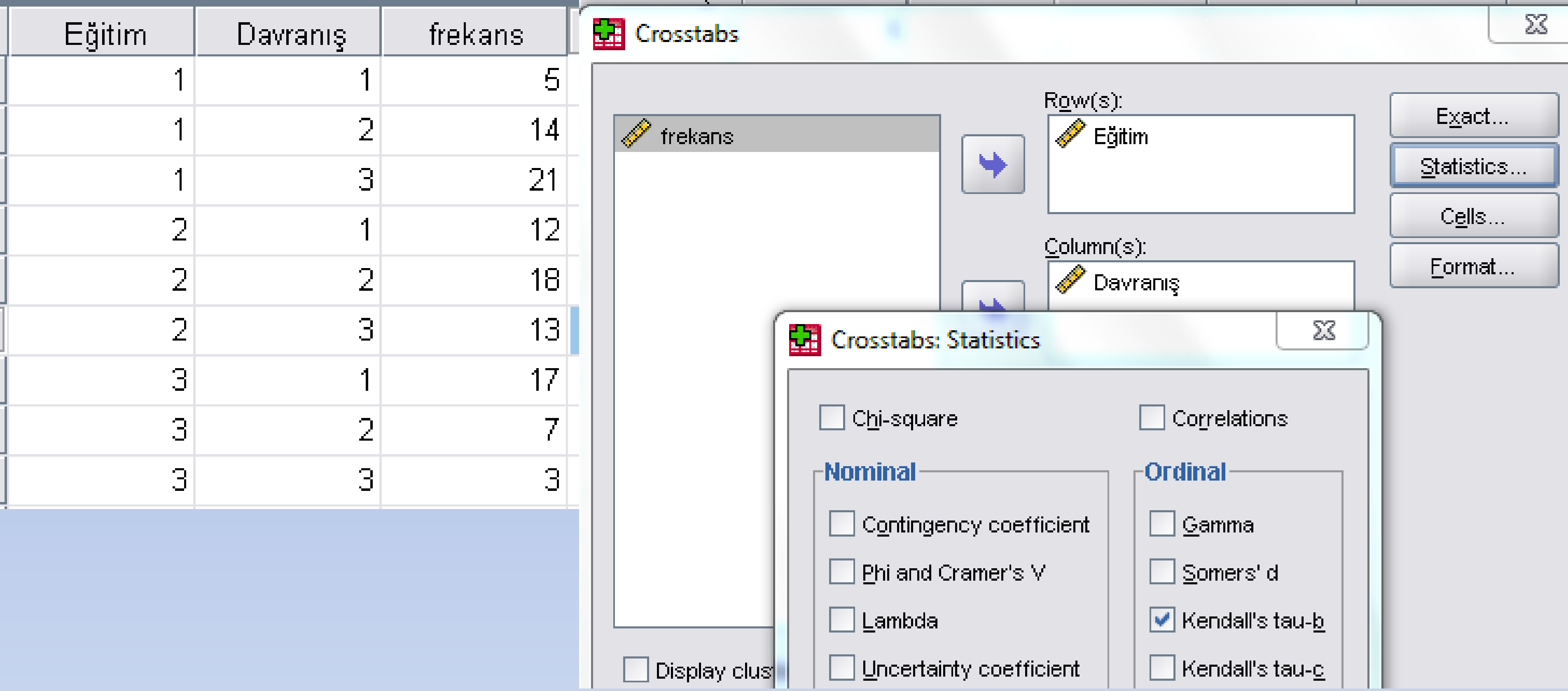
H_0: İlişki yoktur.
H_1: İlişki vardır.

Tau değeri,

$$S = 603 - 2155 = -1552$$

$$\tau_b = \frac{-1552}{\sqrt{(603+2155+1266)(603+2155+1200)}} = -0.389$$

olarak hesaplanır. Buradan, eğitim düzeyi ile davranış değişikliği arasında negatif orta derecede bir ilişki vardır.



Symmetric Measures

		Value	Asymp. Std. Error[a]	Approx. T[b]	Approx. Sig.
Ordinal by Ordinal	Kendall's tau-b	-,389	,075	-5,144	,000
N of Valid Cases		110			

a. Not assuming the null hypothesis.

b. Using the asymptotic standard error assuming the null hypothesis.

Kendall Tau-c

Kendall'ın tau-c testi kare ya da diktörtgen şeklinde hazırlanmış daha büyük tablolar için kullanılır. Özellikle, tau-b testinin uygulanamadığı durumlarda da uygulanabilen testlerdir. Kendall'ın tau-c testine farklı kaynaklarda Stuart'ın tau-c ya da Kendall-Stuart tau-c adı da verilmektedir. Tau-c testinde verilerin en az iki tanesinden birinin sıralayıcı özellikte olması istenir (Ergün, 1995).

H_0: İlişki yoktur.
H_1: İlişki vardır.

2x2'lik tablolar için,

$$\tau_c = \frac{4(n_{11}n_{22} - n_{12}n_{21})}{N^2}$$

2x2 den büyük tablolar için:

$$\tau_c = \frac{2m(S)}{N^2(m-1)}$$

şeklinde ifade edilir.

m: Satır ya da sütun sayısını (hangisi en küçük ise),
N: Toplam gözlem sayısını,
S: Uyumlu ve uyumsuz çiftlerin farkını ifade etmektedir.

Kendal'ın tau c testinin önemliliği,

$$z = \frac{\tau_c}{\sqrt{\frac{2(2N+5)}{9N(N-1)}}} \sim z_\alpha$$

Örnek. Eğitim düzeyi ile davranış değişikliği arasındaki ilişki miktarını bulunuz.

Eğitim Düzeyi	Davranış Değişikliği			Toplam
	Yetersiz	Orta	Çok verimli	
İlköğretim	5	14	21	40
Lise	12	18	13	43
Yüksek	17	7	3	27
Toplam	34	39	37	110

H_0: İlişki yoktur.
H_1: İlişki vardır.

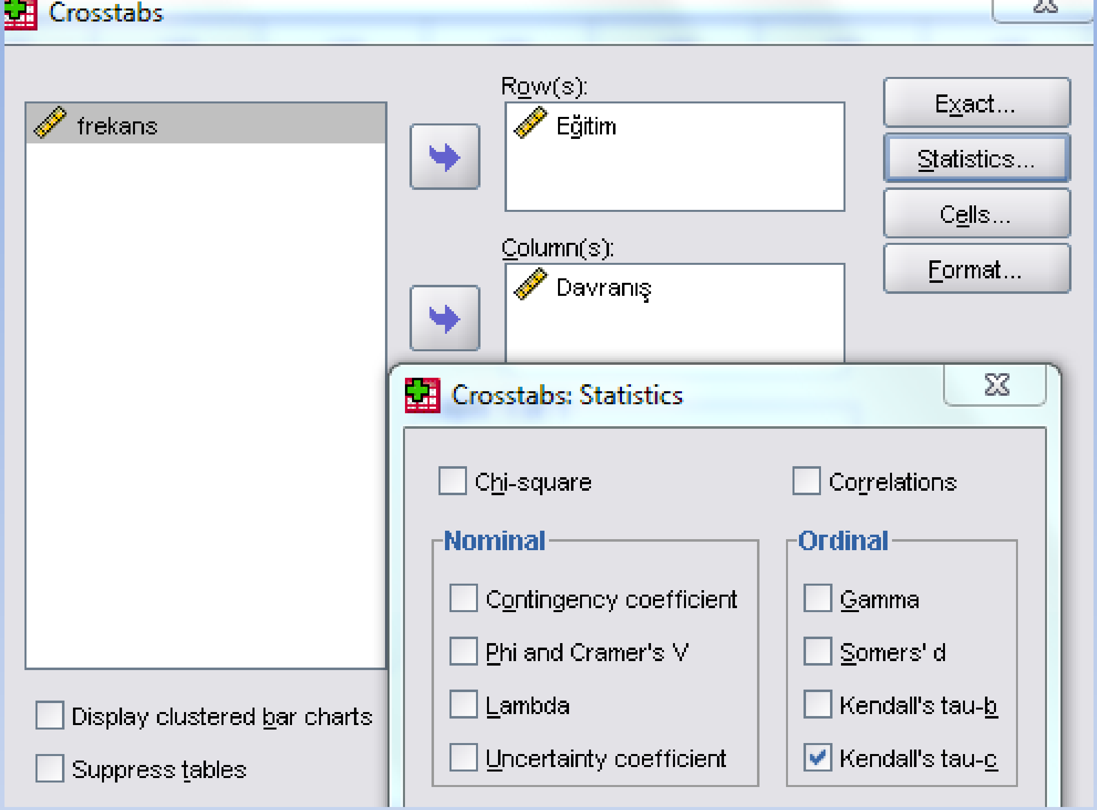
şeklinde kurulabilir ve Kendall'ın Tau c katsayısı,

$$\tau_c = \frac{2(3)(-1552)}{110^2(3-1)} = -0.386$$

olarak hesaplanır. Buradan, Eğitim ile davranış değişikliği arasında negatif orta derecede bir ilişki söz konusudur.

Kendall'ın Tau c'nin önem testi,

$$z = \frac{0.386}{\sqrt{\dfrac{2(2(110)+5)}{9(110)(110 \quad 1)}}} = |-5.998|$$



Symmetric Measures

		Value	Asymp. Std. Error[a]	Approx. T[b]	Approx. Sig.
Ordinal by Ordinal	Kendall's tau-c	-,386	,075	-5,144	,000
N of Valid Cases		110			

a. Not assuming the null hypothesis.

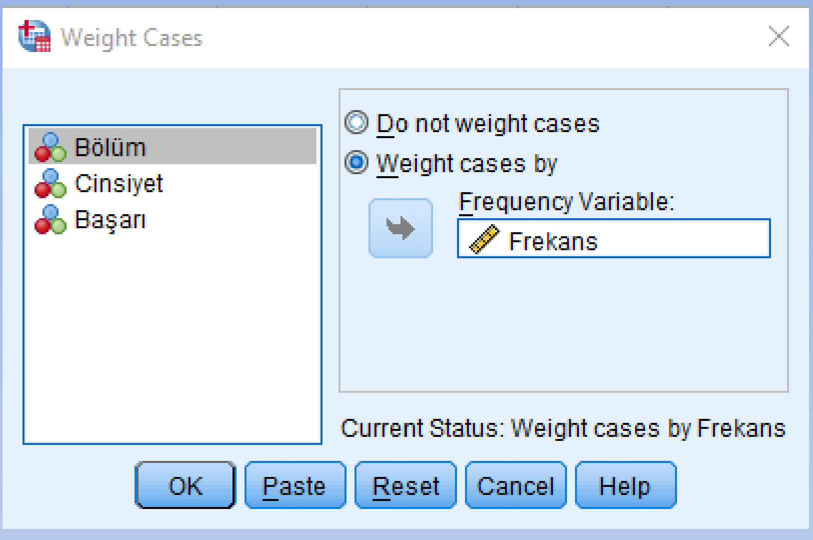
b. Using the asymptotic standard error assuming the null hypothesis.

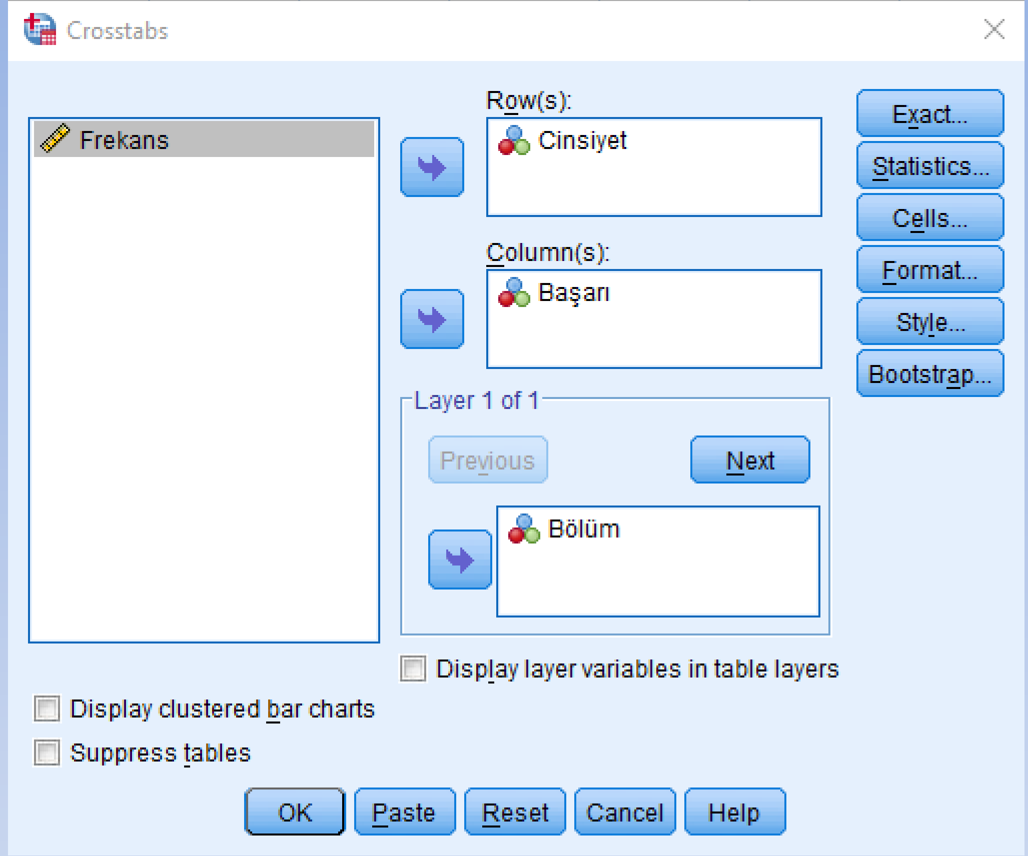
Cochran’s ve Mantel-Haenszel Testi

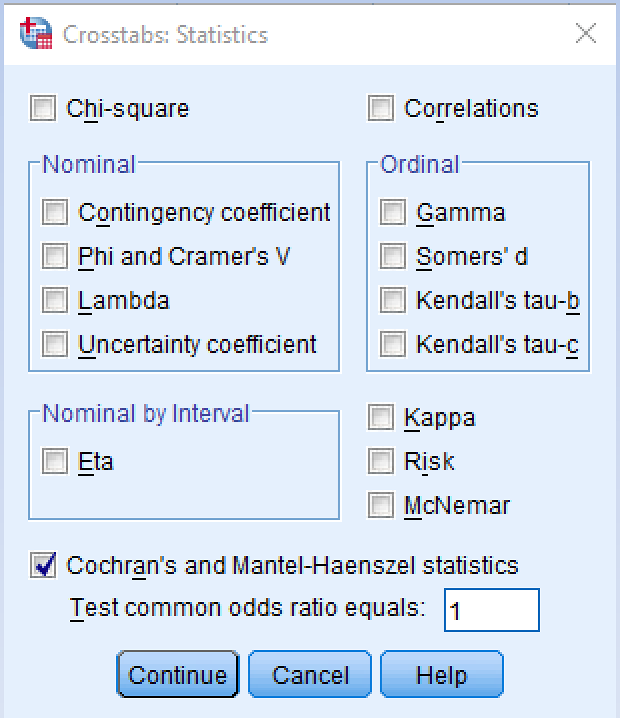
X bağımsız , Y bağımlı değişkenleri arasındaki ilişkiye etki eden üçüncü bir Z değişkeni olması durumunda bağımsızlığın sağlanıp sağlanmadığının belirlenebilmesi için Cochran’s ve Mantel-Haenszel Testi uygulanır.

Örnek. Bir fakültedeki iki bölümdeki öğrencilerin cinsiyete göre başarı durumları aşağıdaki gibidir. Bölümlere göre başarının cinsiyetten bağımsız olup olmadığını %5 önem seviyesinde test ediniz.

	Bölüm	Cinsiyet	Başarı	Frekans
1	İstatistik	Erkek	Başarılı	30
2	İstatistik	Erkek	Başarısız	25
3	İstatistik	Kadın	Başarılı	35
4	İstatistik	Kadın	Başarısız	20
5	Matematik	Erkek	Başarılı	25
6	Matematik	Erkek	Başarısız	20
7	Matematik	Kadın	Başarılı	30
8	Matematik	Kadın	Başarısız	15


Weight Cases
Bölüm
Cinsiyet
Başarı
Do not weight cases
Weight cases by
Frequency Variable:
Frekans
Current Status: Weight cases by Frekans
OK
Paste
Reset
Cancel
Help


Crosstabs
Frekans
Row(s):
Cinsiyet
Column(s):
Başarı
Layer 1 of 1
Previous
Next
Bölüm
Exact...
Statistics...
Cells...
Format...
Style...
Bootstrap...
Display layer variables in table layers
Display clustered bar charts
Suppress tables
OK
Paste
Reset
Cancel
Help


Crosstabs: Statistics
Chi-square
Correlations
Nominal
Contingency coefficient
Phi and Cramer's V
Lambda
Uncertainty coefficient
Ordinal
Gamma
Somers' d
Kendall's tau-b
Kendall's tau-c
Nominal by Interval
Eta
Kappa
Risk
McNemar
Cochran's and Mantel-Haenszel statistics
Test common odds ratio equals:
1
Continue
Cancel
Help

Tests of Homogeneity of the Odds Ratio

	Chi-Squared	df	Asymp. Sig. (2-sided)
Breslow-Day	,025	1	,874
Tarone's	,025	1	,874

Tests of Conditional Independence

	Chi-Squared	df	Asymp. Sig. (2-sided)
Cochran's	2,084	1	,149
Mantel-Haenszel	1,671	1	,196

Under the conditional independence assumption, Cochran's statistic is asymptotically distributed as a 1 df chi-squared distribution, only if the number of strata is fixed, while the Mantel-Haenszel statistic is always asymptotically distributed as a 1 df chi-squared distribution. Note that the continuity correction is removed from the Mantel-Haenszel statistic when the sum of the differences between the observed and the expected is 0.

Mantel-Haenszel Common Odds Ratio Estimate

Estimate			,658
ln(Estimate)			-,419
Std. Error of ln(Estimate)			,290
Asymp. Sig. (2-sided)			,150
Asymp. 95% Confidence Interval	Common Odds Ratio	Lower Bound	,372
		Upper Bound	1,163
	ln(Common Odds Ratio)	Lower Bound	-,988
		Upper Bound	,151

The Mantel-Haenszel common odds ratio estimate is asymptotically normally distributed under the common odds ratio of 1,000 assumption. So is the natural log of the estimate.

p=0,149 ve p=0,196>0,05

Bölümlere göre başarı cinsiyetten bağımsızdır.

Eta Katsayısı

Eta katsayısı değişkenler arasında ilişkinin gücünü ifade eder. Aralıklı ve oranlı ölçekle elde edilmiş veriler üzerinde uygulanabilir. Eta katsayısı $0 \leq \eta \leq 1$ arasında değişir. Eta değeri 1'e yaklaştıkça ilişki düzeyi artar, 0'a yaklaştıkça ilişki düzeyi düşer. Eta katsayısı pearson katsayısının özel bir durumudur. Veriler üzerinde düzenleme yapılır ise pearson katsayısı ile aynı sonucu verir.

Eta birliktelik ölçüsü; bağımlı değişken eşit aralıklı veya oran ölçekli, bağımsız değişken/ler ise nominal ölçekli olması koşulu ile değişkenler arasındaki lineer veya lineer olmayan ilişkinin derecesini belirlemede kullanılır. Sürekli değişkenler arasındaki ilişki lineer ise Eta Pearson korelasyon katsayısına eşit olur. Eta ile Pearson korelasyon arasındaki fark büyük ise iki değişken arasındaki ilişki lineer değildir. Eta simetrik olmayan bir ölçüdür.

$$\eta = \sqrt{\frac{MuKT}{GKT}}$$

MuKT: Muamele kareler toplamı

GKT: Genel kareler toplamı

Örnek. Virüslerin üç tipinin gelişme oranları aşağıdaki gibidir. Bu üç tip virüsün gelişmeleri arasındaki ilişki katsayısını bulunuz?

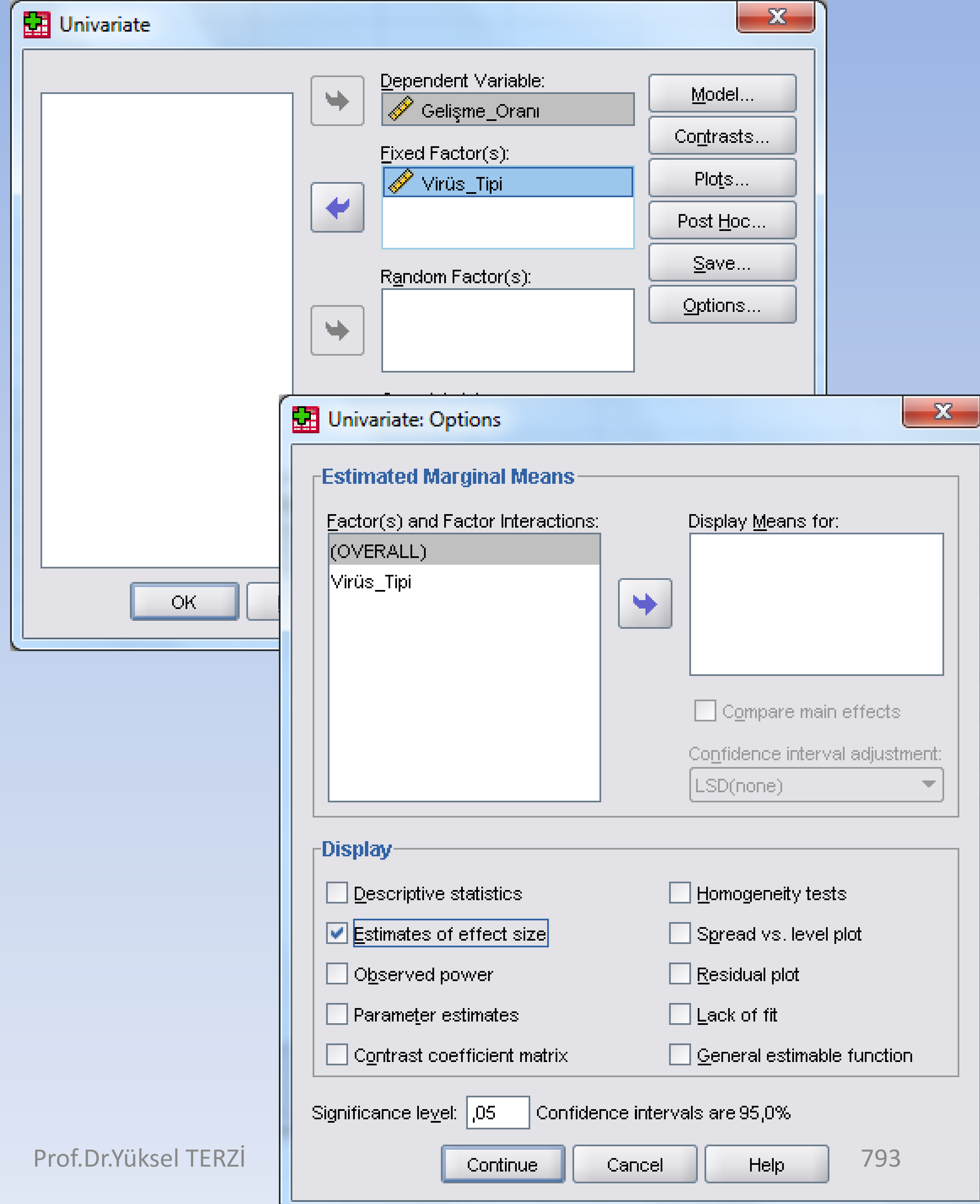
Virüs A	Virüs B	Virüs C
2.50	3.20	3.50
2.60	3.40	3.20
2.70	2.60	3.00
3.20	3.20	3.00
2.80	3.90	3.60
2.40	2.70	2.90
2.10	3.10	3.30
2.00	2.90	4.10
2.50	3.40	3.20
2.20	2.90	3.50

$$\eta = \sqrt{\frac{MuKT}{GKT}} = \sqrt{\frac{3,753}{7,375}} = 0,713$$

Üç farklı virüs tipinin gelişme oranları arasında %71'lik iyi bir ilişki vardır.

VK	SD	KT	KO	F
Muamele	3-1=2	3.753	1.876	13.987
Hata	29-2=27	3.662	0.134	
Genel	30-1=29	7.375		

	Virüs_Tipi	Gelişme_Oranı
1	1	2,5
2	1	2,6
3	1	2,7
4	1	3,2
5	1	2,8
6	1	2,4
7	1	2,1
8	1	2,0
9	1	2,5
10	1	2,2
11	2	3,2
12	2	3,4
13	2	2,6
14	2	3,2
15	2	3,9
16	2	2,7
17	2	3,1
18	2	2,9
19	2	3,4
20	2	2,9
21	3	3,5
22	3	3,2
23	3	3,0
24	3	3,0
25	3	3,6
26	3	2,9



Tests of Between-Subjects Effects

Dependent Variable:Gelişme Oranı

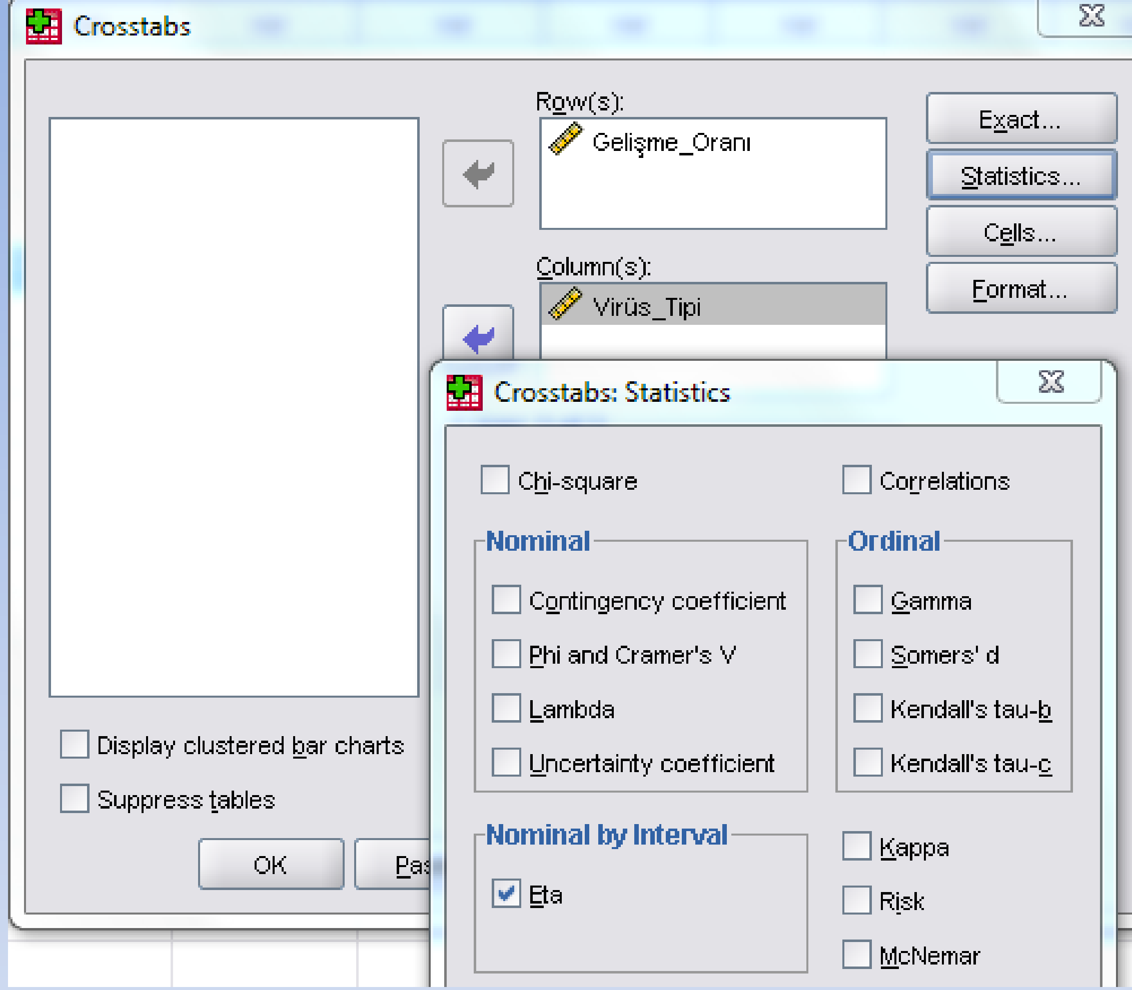
Source	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.	Partial Eta Squared
Corrected Model	3,753[a]	2	1,876	13,987	,000	,509
Intercept	267,605	1	267,605	1994,849	,000	,987
Virüs_Tipi	3,753	2	1,876	13,987	,000	,509
Error	3,622	27	,134			
Total	274,980	30				
Corrected Total	7,375	29				

a. R Squared = ,509 (Adjusted R Squared = ,472)

$$\eta = \sqrt{\frac{MuKT}{GKT}} = \sqrt{\frac{3,753}{7,375}} = 0,713$$

Üç farklı virüs tipinin gelişme oranları arasında %71'lik iyi bir ilişki vardır.

$$\eta^2 = 0,713^2 = 0,509$$



Directional Measures

			Value
Nominal by Interval	Eta	Gelişme_Oranı Dependent	,713
		Virüs_Tipi Dependent	,881

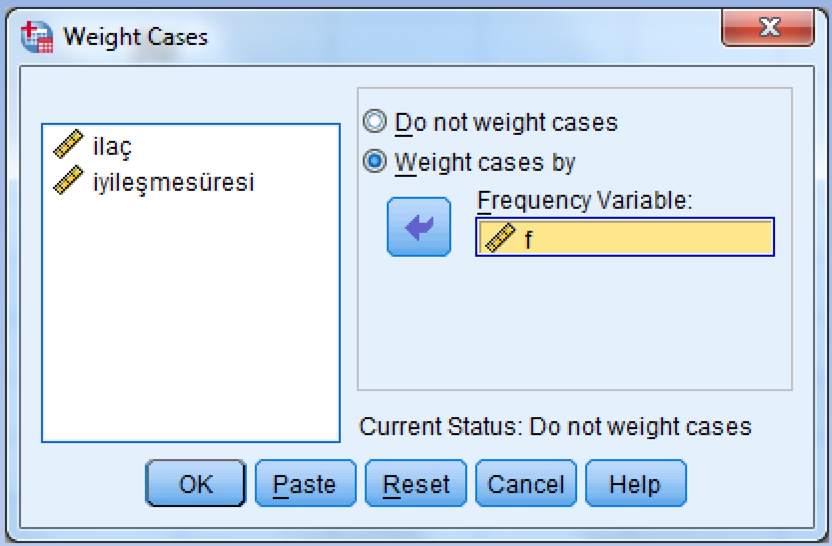
Örnek. Aynı yanık türüne sahip farelere üç farklı ilaç denenmiş ve iyileşme süreleri aşağıdaki gibi bulunuştur. İyileşmenin ilaç türünden bağımsız olup olmadığını (iyileşmenin ilaç türlerine göre değişip değişmediğini) %5 önem seviyesinde test ediniz.

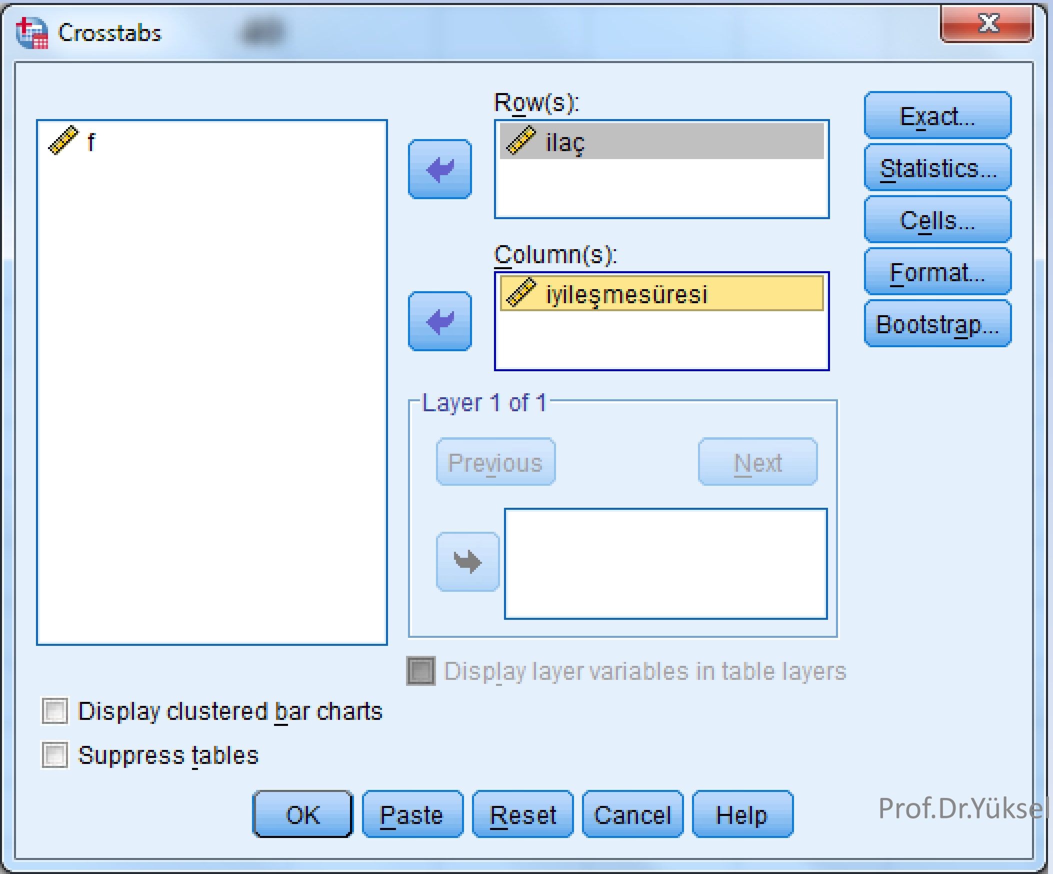
		İyileşme süreleri		
		1.ay	2.ay	3.Ay
İlaç Türü	İlaç A	40	60	20
	İlaç B	50	60	10
	İlaç C	40	50	10

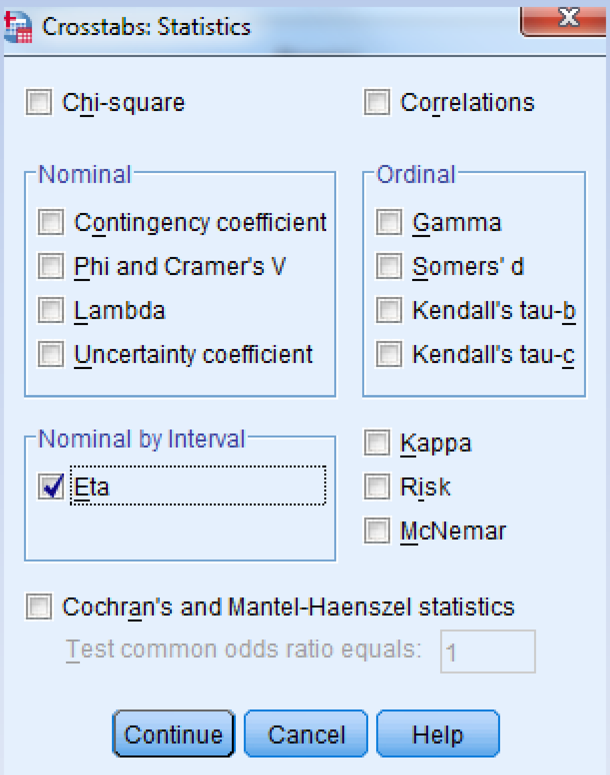
H0: İyileşme ilaç türlerinden bağımsızdır. (İyileşme ilaç türlerine göre değişmemektedir)

H1:İyileşme ilaç türlerinden bağımsız değildir(İyileşme ilaç türlerine göre değişmektedir)

	ilaç	iyileşmesüresi	f
1	A	1.Ay	40
2	A	2.Ay	60
3	A	3.Ay	20
4	B	1.Ay	50
5	B	2.Ay	60
6	B	3.Ay	10
7	C	1.Ay	40
8	C	2.Ay	50
9	C	3.Ay	10







ilaç * iyileşmesüresi Crosstabulation

			iyileşmesüresi			Total
			1.Ay	2.Ay	3.Ay	
ilaç	A	Count	40	60	20	120
		% within ilaç	33,3%	50,0%	16,7%	100,0%
	B	Count	50	60	10	120
		% within ilaç	41,7%	50,0%	8,3%	100,0%
	C	Count	40	50	10	100
		% within ilaç	40,0%	50,0%	10,0%	100,0%
Total		Count	130	170	40	340
		% within ilaç	38,2%	50,0%	11,8%	100,0%

Directional Measures

			Value
Nominal by Interval	Eta	ilaç Dependent	,093
		iyileşmesüresi Dependent	,112

P=0,112>0,05 H0 red edilemez. Yani iyileşme ilaç türlerine göre değişmemektedir. İyileşme ilaç türünden bağımsızdır.

Bağımlı Gruplarda Ki-Kare Testi (McNemar Testi)

2x2 tablolarda bir örnek grup üzerinde iki farklı uygulama yapıldığını (örneğin bağımlı olduğunu) ve iki ölçüm arasındaki farkın anlamlı olup olmadığını test eder.

$$\chi^2 = \frac{(B-C)^2}{B+C}$$

2x2 tbalolarda süreklilik düzeltmeli Mc-Nemar testi aşağıdaki gibi yapılır.

$$\chi^2 = \frac{(|B-C|-1)^2}{B+C}$$

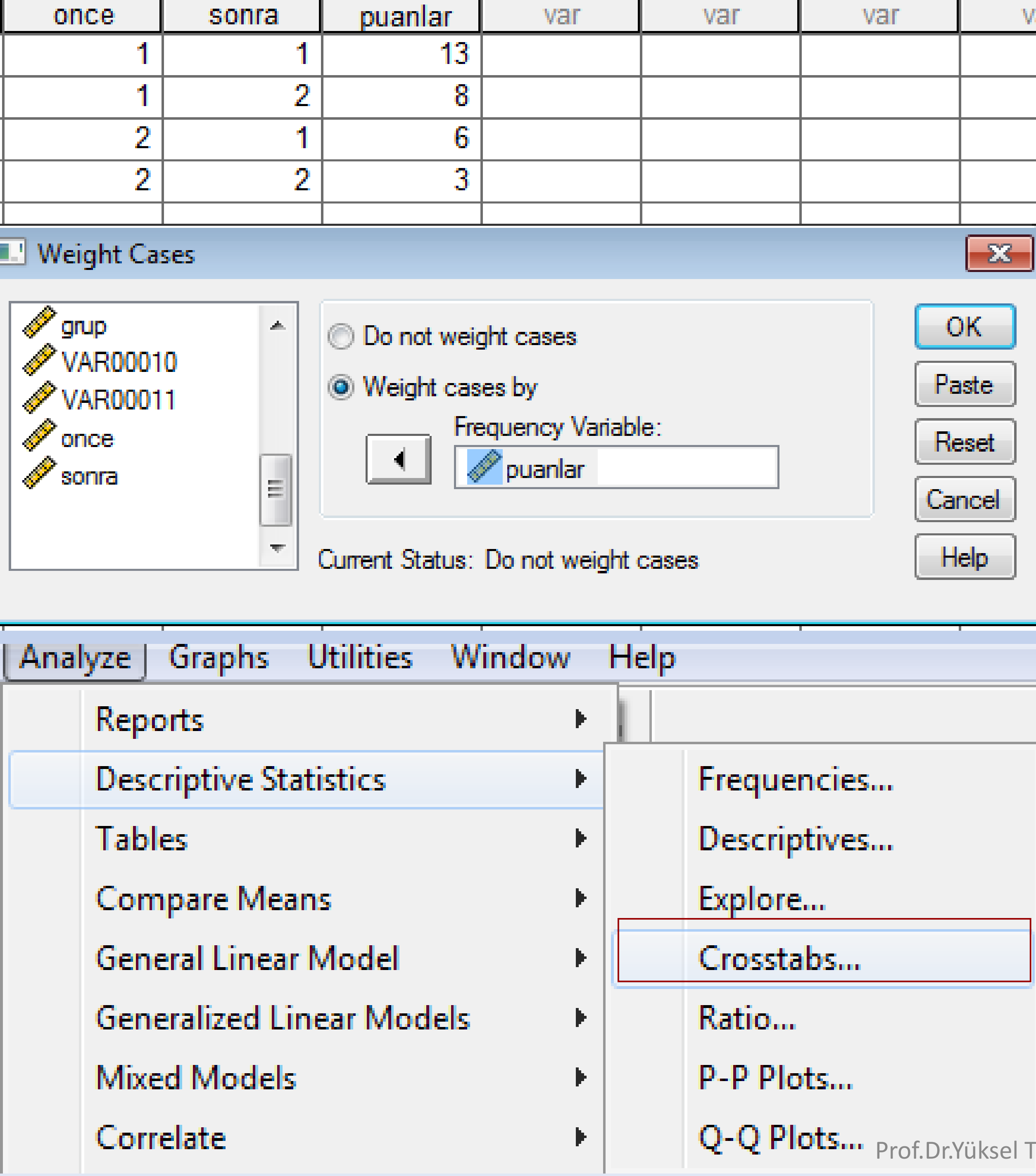
Serbestlik derecesi 1 dir. $\chi^2_{1,\alpha} \leq \chi^2_h$ **ise H_0 reddedilir.**

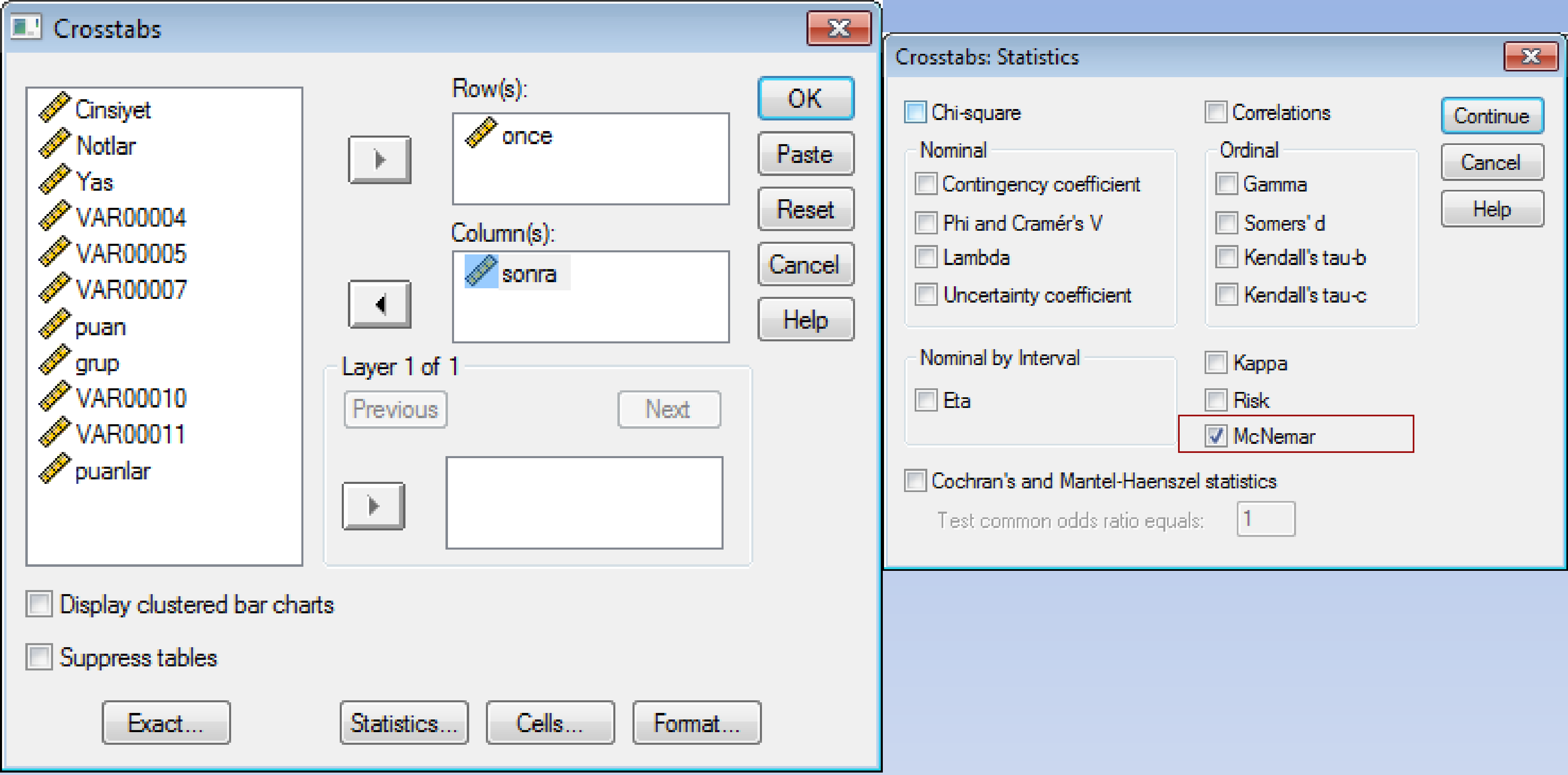
Örnek: **30 öğrencinin kurs öncesi vermiş oldukları cevap dağılımı ile kurs sonrası vermiş oldukları cevapların değişimini incelemek istiyoruz. Veriler aşağıdaki gibidir. Kurs öncesi sonuçların kurs sonrası değişmesi önemli midir?**

Kurs Öncesi	Kurs Sonrası		Toplam
	Olumlu	Olumsuz	
Olumlu	13	8	21
Olumsuz	6	3	9
Toplam	19	11	30

$$\chi^2 = \frac{(|B-C|-1)^2}{B+C} = \frac{(|8-6|-1)^2}{8+6} = 0.071$$

$\chi^2_{1,0.05} = 3.84$ **>0.071 olduğundan sıfır hipotezi kabul edilir. Yani Kurs öncesi ve kurs sonrası sonuçlar arasında uyumluluk vardır. Öğrencilerin kurs öncesi ve kurs sonrası görüşlerinde değişme olmamıştır.**


once sonra puanlar var var var
1 1 13
1 2 8
2 1 6
2 2 3
Weight Cases
grup
VAR00010
VAR00011
once
sonra
Do not weight cases
Weight cases by
Frequency Variable:
puanlar
OK
Paste
Reset
Cancel
Help
Current Status: Do not weight cases
Analyze Graphs Utilities Window Help
Reports
Descriptive Statistics
Tables
Compare Means
General Linear Model
Generalized Linear Models
Mixed Models
Correlate
Frequencies...
Descriptives...
Explore...
Crosstabs...
Ratio...
P-P Plots...
Q-Q Plots...


Crosstabs
Cinsiyet
Notlar
Yas
VAR00004
VAR00005
VAR00007
puan
grup
VAR00010
VAR00011
puanlar
Row(s):
once
Column(s):
sonra
Layer 1 of 1
Previous
Next
OK
Paste
Reset
Cancel
Help
Display clustered bar charts
Suppress tables
Exact...
Statistics...
Cells...
Format...
Crosstabs: Statistics
Chi-square
Correlations
Continue
Cancel
Help
Nominal
Contingency coefficient
Phi and Cramér's V
Lambda
Uncertainty coefficient
Ordinal
Gamma
Somers' d
Kendall's tau-b
Kendall's tau-c
Nominal by Interval
Eta
Kappa
Risk
McNemar
Cochran's and Mantel-Haenszel statistics
Test common odds ratio equals:
1

once * sonra Crosstabulation

Count

		sonra		Total
		+	-	
once	+	13	8	21
	-	6	3	9
Total		19	11	30

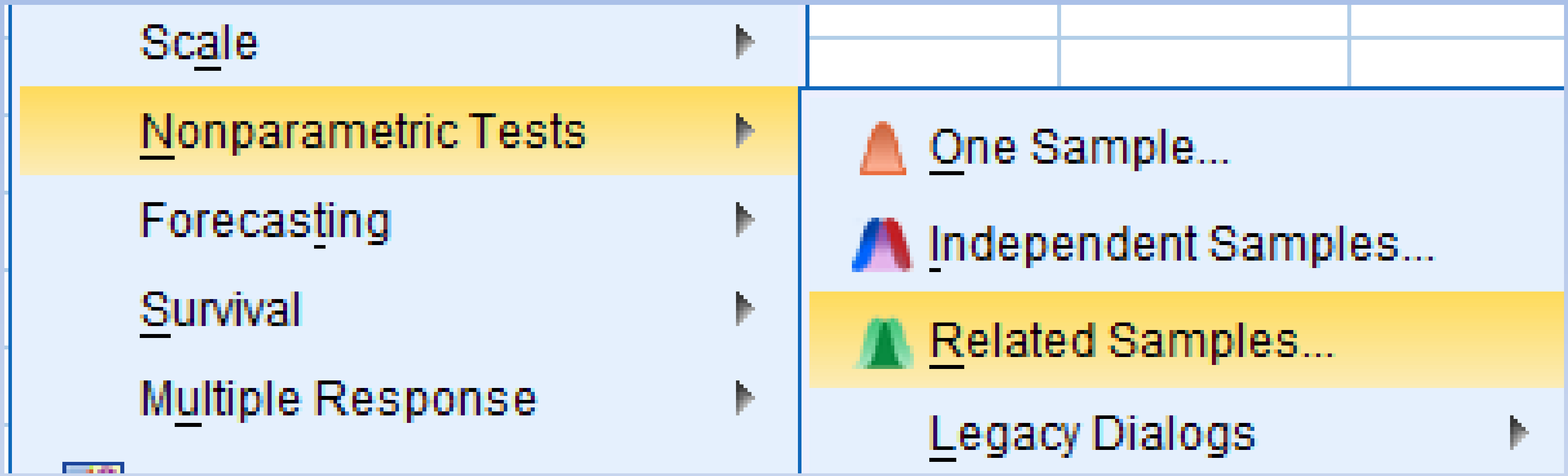
Chi-Square Tests

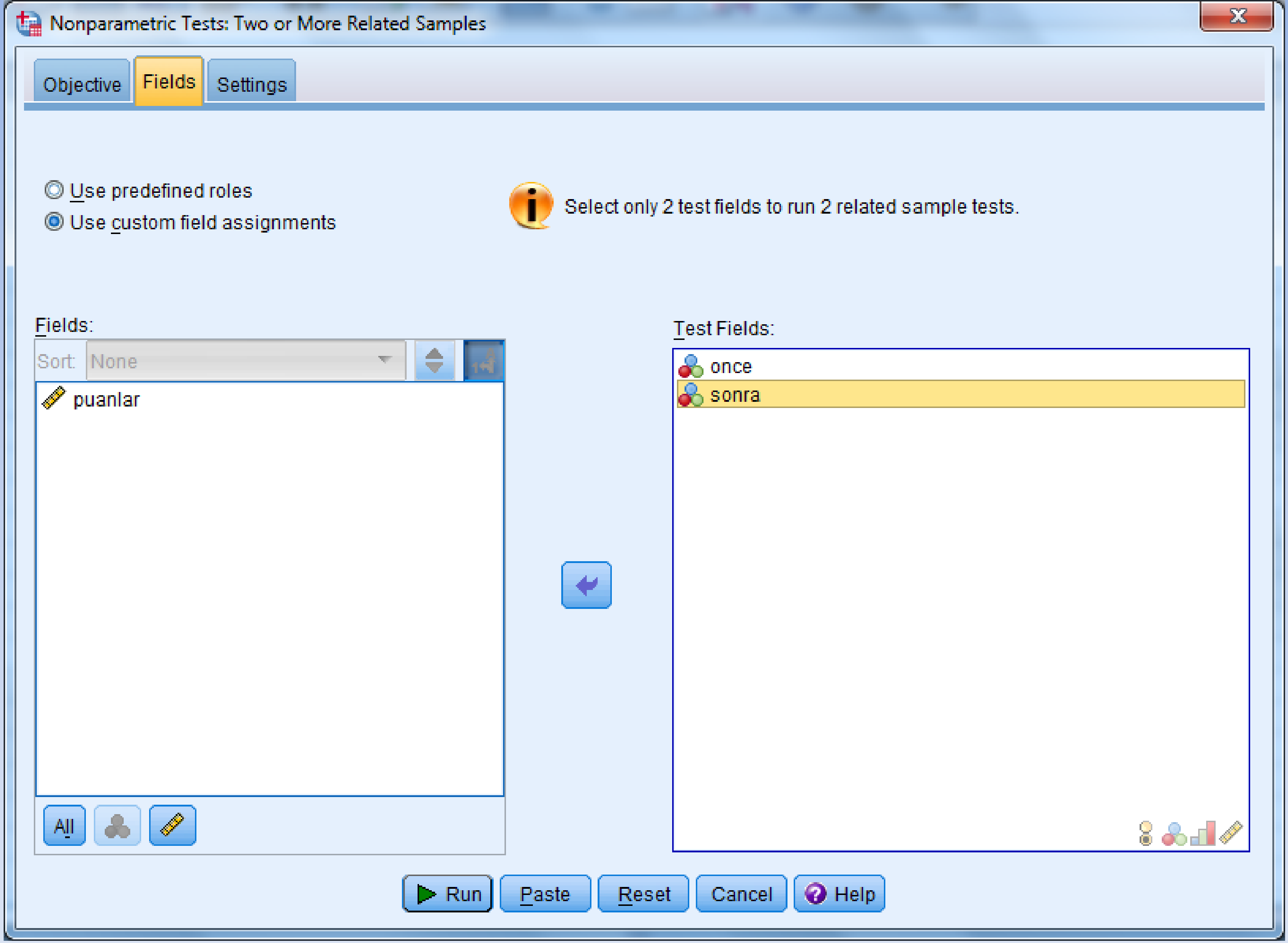
	Value	Exact Sig. (2-sided)
McNemar Test		,791[a]
N of Valid Cases	30	

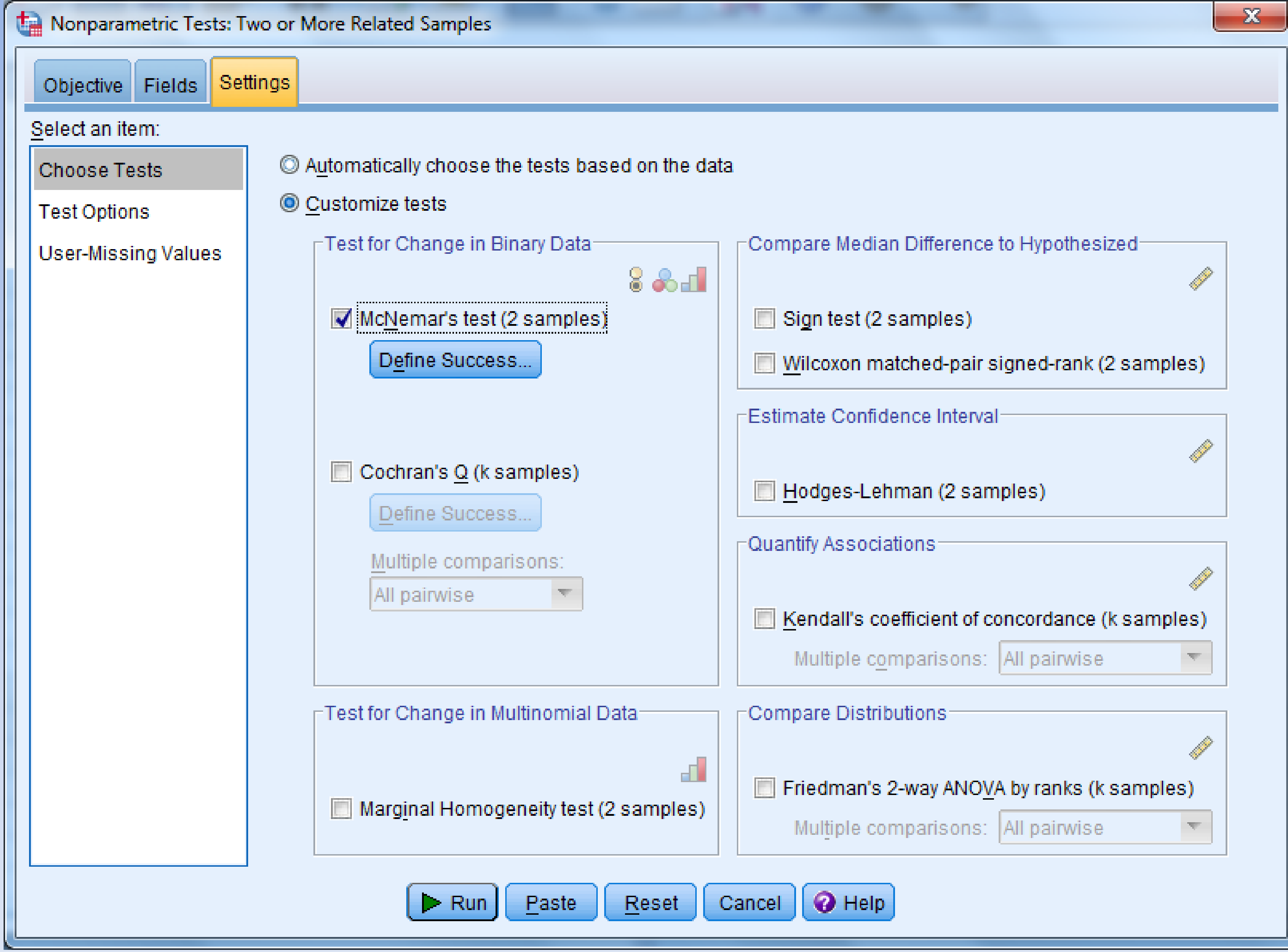
a. Binomial distribution used.

P=0,791>0,05 H_0 red edilemez. Görüşlerde bir değişiklik olmamıştır.

Mc-Nemar testinin 2.çözüm yolu:




Nonparametric Tests: Two or More Related Samples
Objective
Fields
Settings
Use predefined roles
Use custom field assignments
Select only 2 test fields to run 2 related sample tests.
Fields:
Sort:
None
puanlar
All
Test Fields:
once
sonra
Run
Paste
Reset
Cancel
Help


Nonparametric Tests: Two or More Related Samples
Objective
Fields
Settings
Select an item:
Choose Tests
Test Options
User-Missing Values
Automatically choose the tests based on the data
Customize tests
Test for Change in Binary Data
McNemar's test (2 samples)
Define Success...
Cochran's Q (k samples)
Define Success...
Multiple comparisons:
All pairwise
Test for Change in Multinomial Data
Marginal Homogeneity test (2 samples)
Compare Median Difference to Hypothesized
Sign test (2 samples)
Wilcoxon matched-pair signed-rank (2 samples)
Estimate Confidence Interval
Hodges-Lehman (2 samples)
Quantify Associations
Kendall's coefficient of concordance (k samples)
Multiple comparisons:
All pairwise
Compare Distributions
Friedman's 2-way ANOVA by ranks (k samples)
Multiple comparisons:
All pairwise
Run
Paste
Reset
Cancel
Help

Hypothesis Test Summary

	Null Hypothesis	Test	Sig.	Decision
1	The distributions of different values across R and C are equally likely.	Related-Samples McNemar Test	,791[1]	Retain the null hypothesis.

Asymptotic significances are displayed. The significance level is ,05.

[1] Exact significance is displayed for this test.

Marginal Homogeneity Test

McNemar testine benzer, ancak burada değişkenler ikiden fazla kategoriye sahiptirler. Test sonucunda $P<0,05$ ise fark vardır denilir.

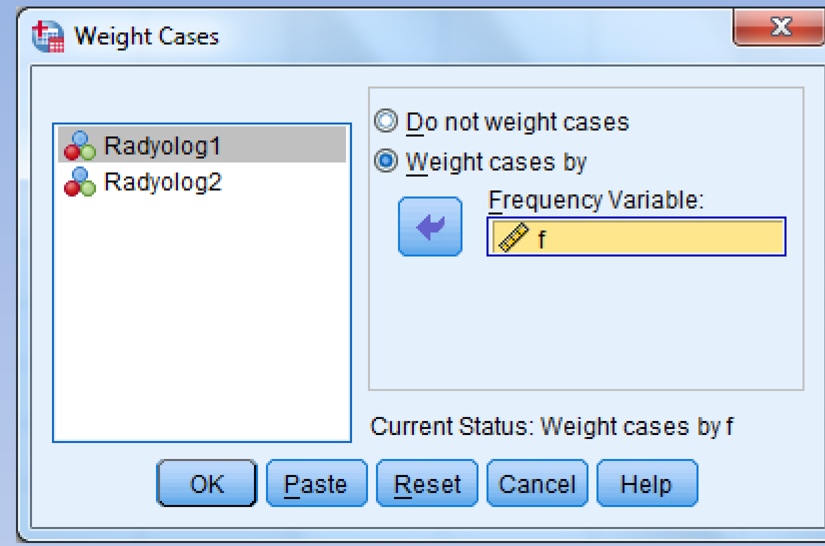
Örnek. Kalp operasyonu geçirecek hastalarda karotid plak riskinin derecesini belirlemek için iki radyolojik ölçümler yapmış ve aşağıdaki sonuçlar elde edilmiştir. Radyologların ölçümlerinde fark olup olmadığını %5 önem seviyesinde test ediniz.

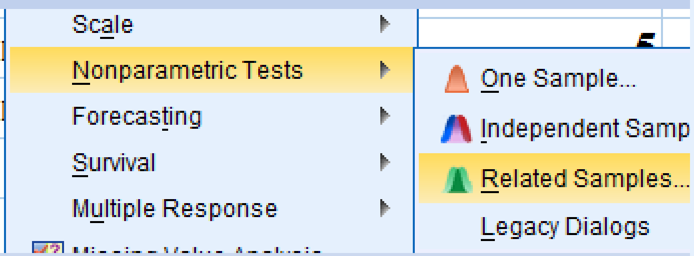
		1. radyolog		
		Hafif	Orta	Ağır
2.Radyolog	Hafif	35	11	9
	Orta	10	30	3
	Ağır	5	5	20

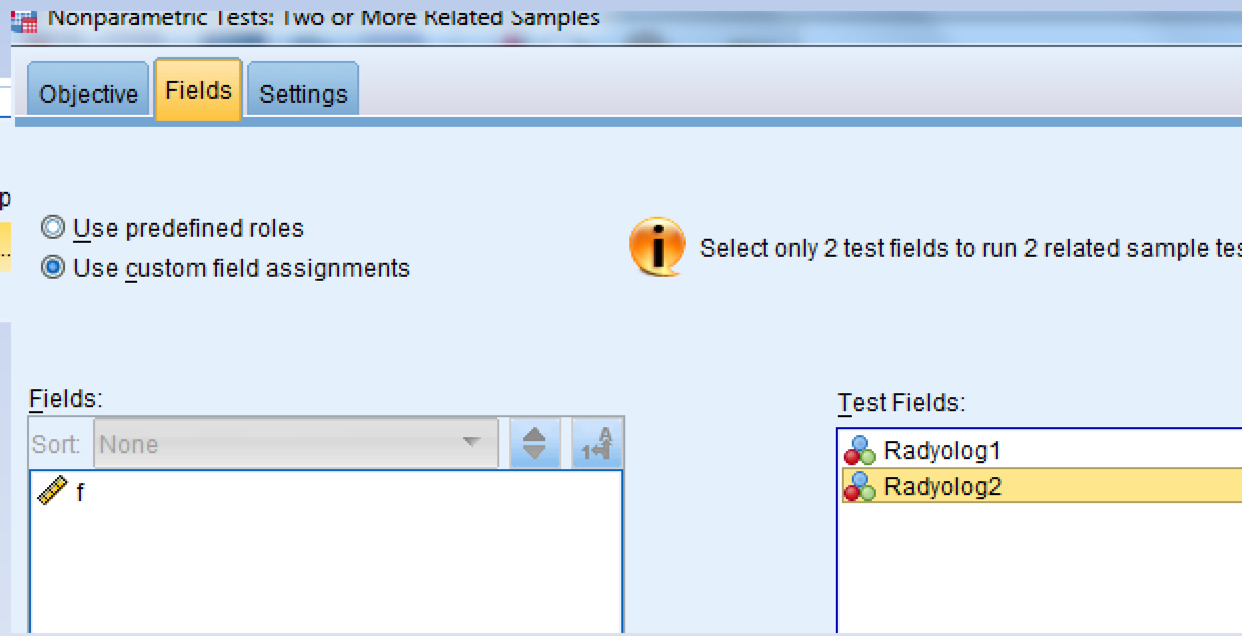
H0: Radyologların ölçümlerinde fark yoktur.

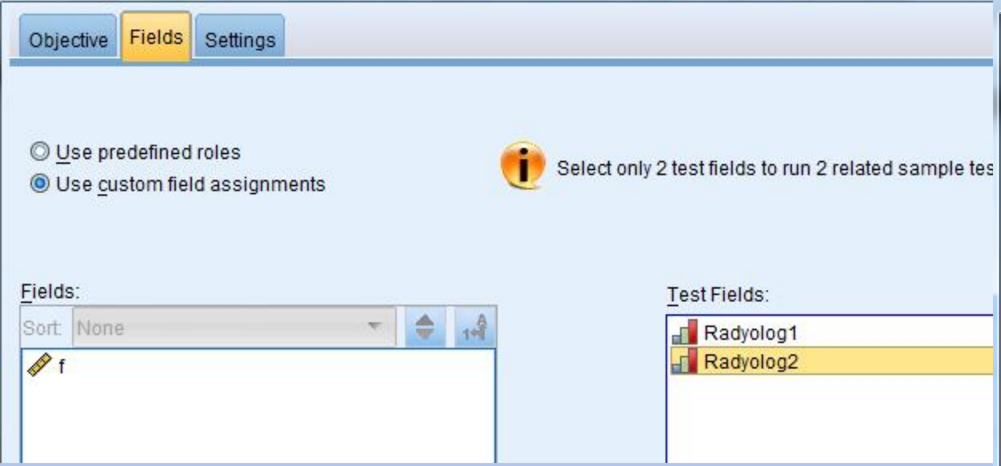
H1: Radyologların ölçümlerinde fark vardır.

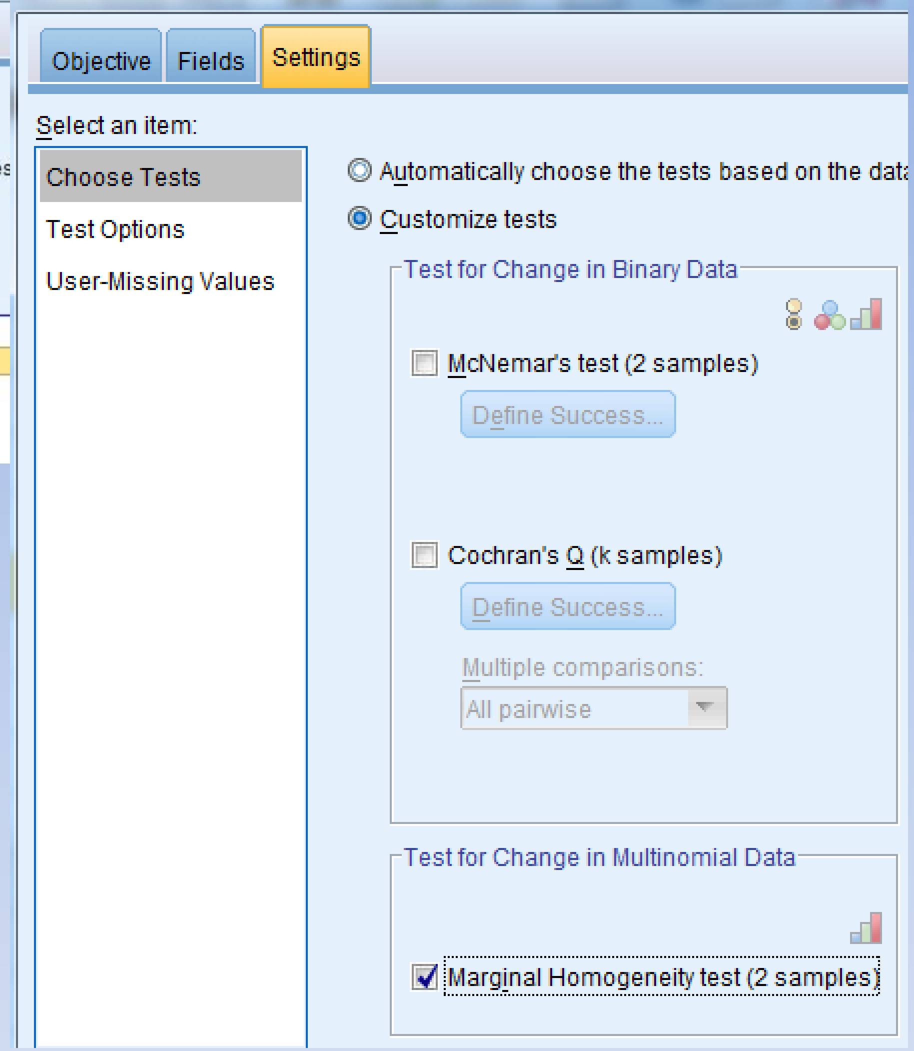
	Radyolog1	Radyolog2	f
1	Hafif	Hafif	35
2	Hafif	Orta	11
3	Hafif	Ağır	9
4	Orta	Hafif	10
5	Orta	Orta	30
6	Orta	Ağır	3
7	Ağır	Hafif	5
8	Ağır	Orta	5
9	Ağır	Ağır	20









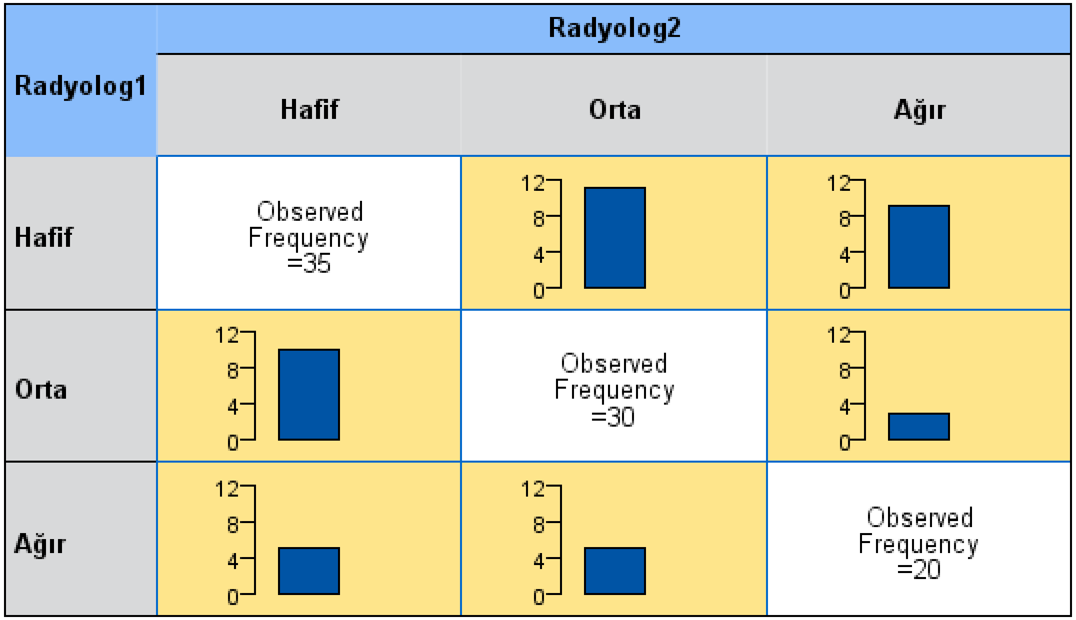


Hypothesis Test Summary

	Null Hypothesis	Test	Sig.	Decision
1	The distributions of different values across Radyolog1 and Radyolog2 are equally likely.	Related-Samples Marginal Homogeneity Test	,448	Retain the null hypothesis.

Asymptotic significances are displayed. The significance level is ,05.

Related-Samples Marginal Homogeneity Test



Total N	128
Test Statistic	76,000
Standard Error	4,610
Standardized Test Statistic	-,759
Asymptotic Sig. (2-sided test)	,448

P=0,448>0,05
H0 red edilemez.
Radyologların ölçümlerinde fark yoktur.

COCHRAN Q TESTİ

Cochran's Q test: who?

William Gemmell Cochran
(1909 – 1980)

Cochran, W.G. (1950). The Comparison of Percentages in Matched Samples. *Biometrika, 37*, 256-66.

COCHRAN Q TESTİ

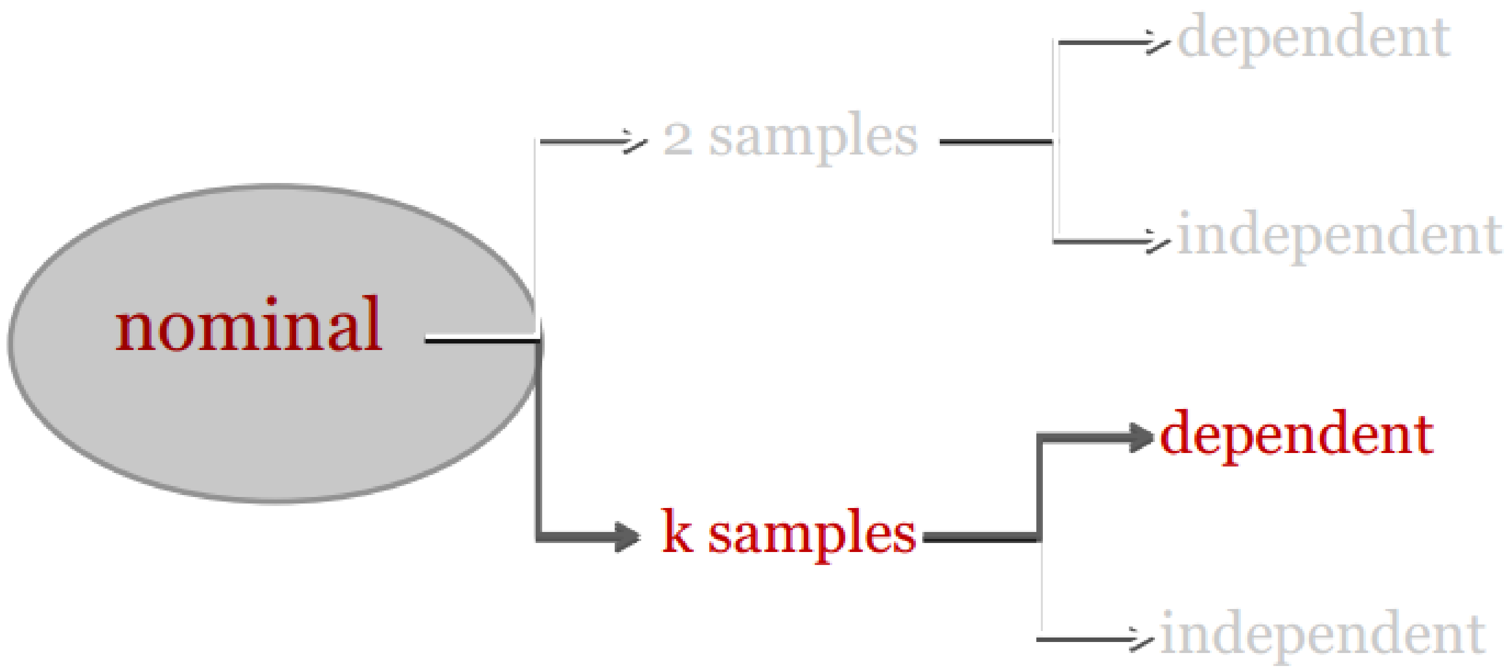
Rastgele tamamlanmış blok tasarımında uygulanan işlemlere birimlerin verdikleri cevaplar, yani **bağımlı değişkenin ölçüm değeri iki değer alabilen (0,1) bir değişken özelliği taşıyorsa işlemlerin etki bakımından aynı olup olmadıklarını belirlemek için kullanılan bir testtir. Friedman testinde cevaplar ikili olduğu zaman kullanılır.**

Cochran Q testi McNemar testinin üç veya daha fazla işlem için genişletilmesidir.

Örneğin dört ilacın etkisini birbiriyle karşılaştırmak için bu ilaçlardan herbiri birkaç hastanın herbirine verilebilir. Hastalar blokları oluşturur. İlaç verildikten sonra hasta rahatlama hissederse tepki 1, rahatlamazsa tepki 0 ile gösterilir (Daniel, 1990).

H_0: İşlemler eşit etkilidir. İşlemlerin belirtiği anakütleler arasında farklılık yoktur.

Cochran's Q test



	Treatment 1	Treatment 2	$\cdots$	Treatment k
Block 1	X_{11}	X_{12}	$\cdots$	X_{1k}
Block 2	X_{21}	X_{22}	$\cdots$	X_{2k}
Block 3	X_{31}	X_{32}	$\cdots$	X_{3k}
$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\ddots$	$\vdots$
Block b	X_{b1}	X_{b2}	$\cdots$	X_{bk}

- H_0: treatments are similarly effective
- H_1: treatments differ in effectiveness

$$T = k(k-1)\sum_{j=1}^{k}\left(X_{\bullet j} - \frac{N}{k}\right)^2 \Big/ \sum_{i=1}^{b} X_{i\bullet}(k - X_{i\bullet})$$

For significance level α, the critical region is $T > X^2_{1-\alpha,k-1}$

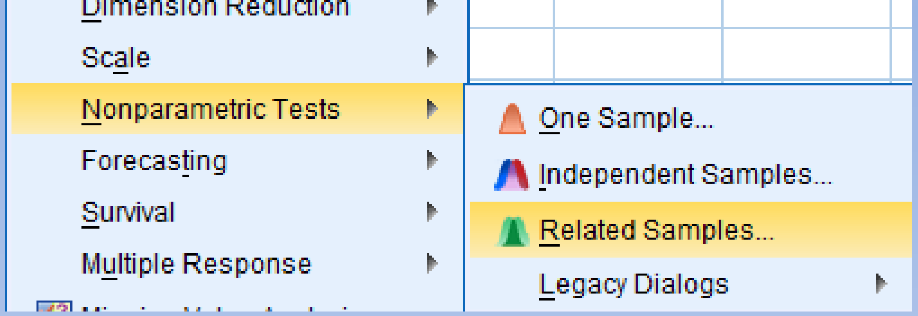
where $X^2_{1-\alpha,k-1}$ is the $(1-\alpha)$-quantile of the chi-square distribution with $k-1$ degrees of freedom

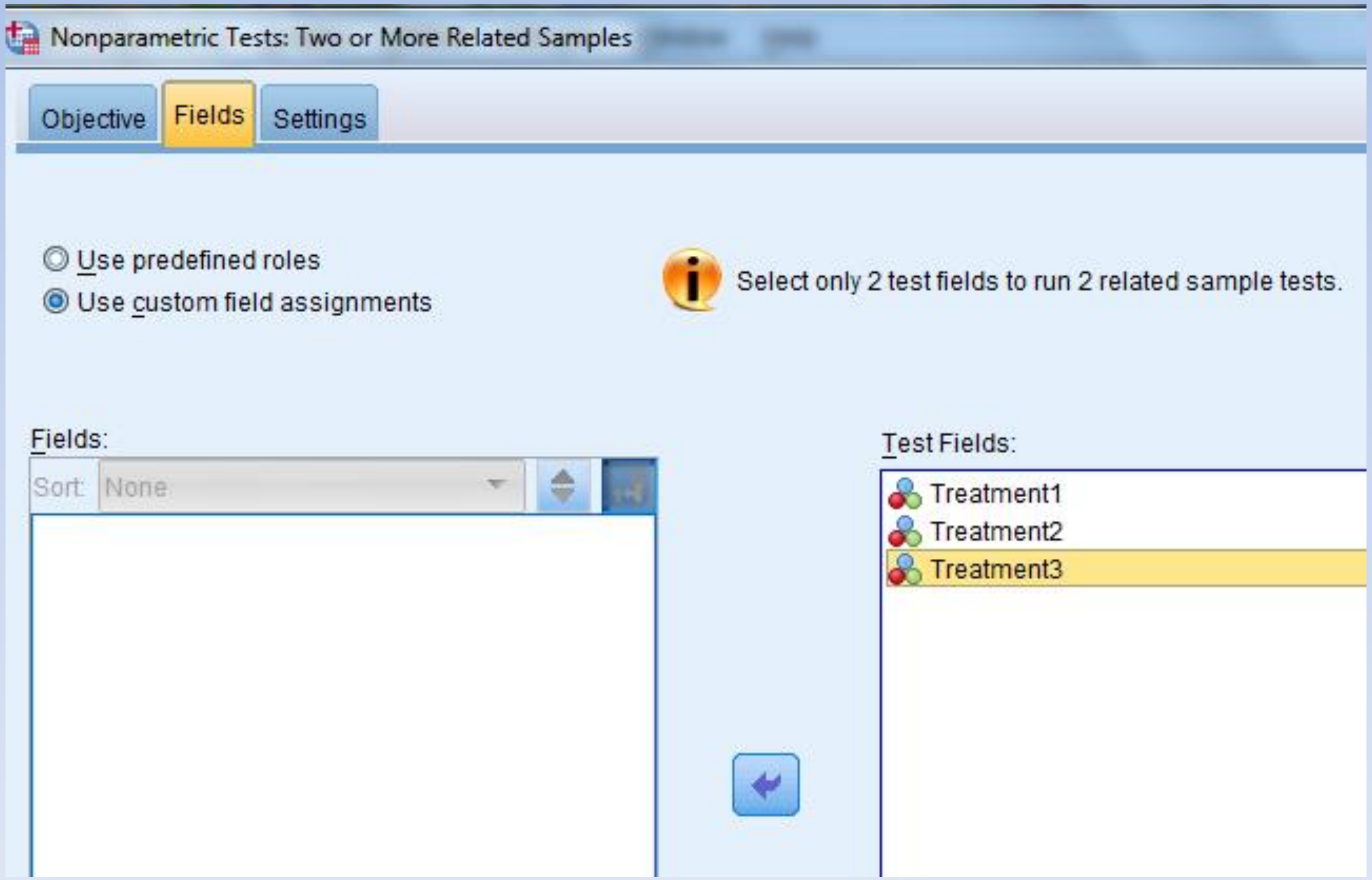
Örnek. 20 hastaya 3 yöntem uygulanmış ve alınan cevaplar aşağıdaki gibidir. Bu üç yöntemin etkileri aynı mıdır?

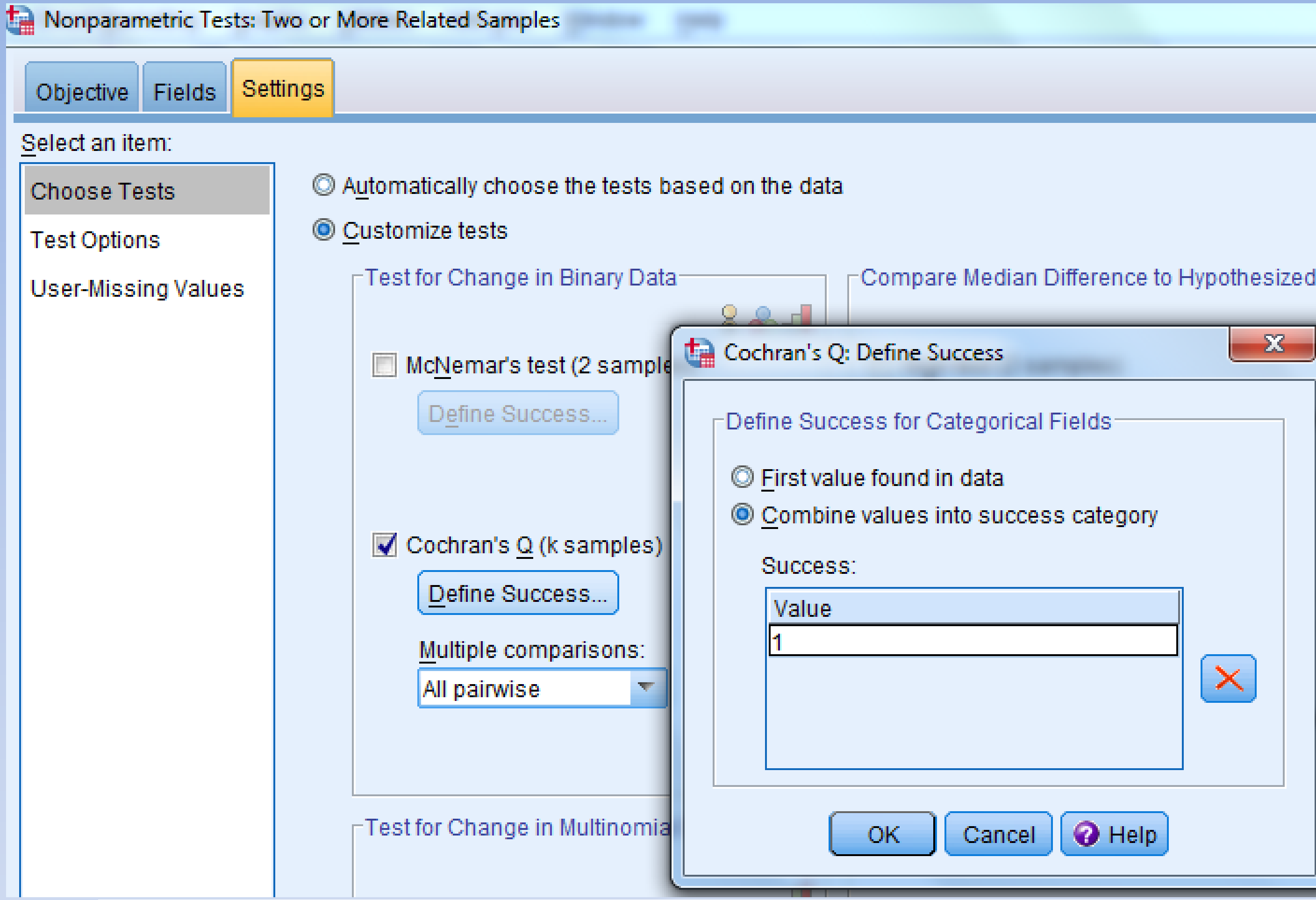
	Treatment1	Treatment2	Treatment3
1	1	0	0
2	1	0	0
3	1	1	0
4	1	0	1
5	1	1	0
6	0	1	0
7	1	0	0
8	1	1	0
9	1	1	0
10	1	1	0
11	1	0	0
12	0	1	0
13	1	0	1
14	1	0	1
15	1	1	0
16	1	0	1
17	1	0	0
18	1	1	0
19	1	1	0
20	1	1	1

1: Tepki var
0: Tepki yok

H0: Üç yöntemin etkileri aynıdır.
H1: Üç yöntemin etkileri birbirinden farklıdır.


Dimension Reduction
Scale
Nonparametric Tests
Forecasting
Survival
Multiple Response
One Sample...
Independent Samples...
Related Samples...
Legacy Dialogs


Nonparametric Tests: Two or More Related Samples
Objective
Fields
Settings
Use predefined roles
Use custom field assignments
Select only 2 test fields to run 2 related sample tests.
Fields:
Sort:
None
Test Fields:
Treatment1
Treatment2
Treatment3

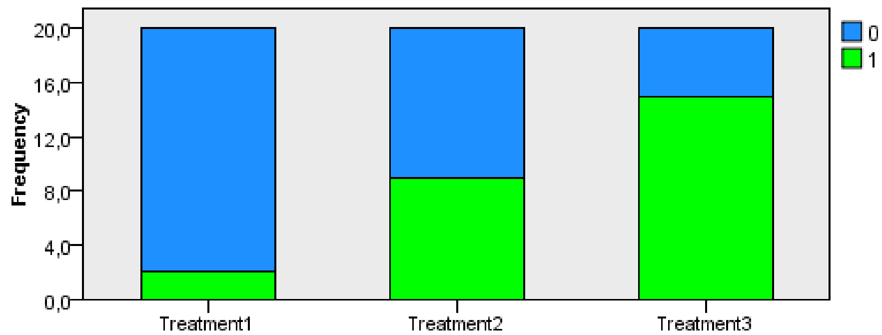


Hypothesis Test Summary

	Null Hypothesis	Test	Sig.	Decision
1	The distributions of Treatment1 , Treatment2 and Treatment3 are the same for the specified categories.	Related-Samples Cochran's Q Test	,001	Reject the null hypothesis.

Asymptotic significances are displayed. The significance level is ,05.

Related-Samples Cochran's Q Test



Total N	20
Test Statistic	13,368
Degrees of Freedom	2
Asymptotic Sig. (2-sided test)	,001

Each node shows the sample number of successes.

Sample1-Sample2	Test Statistic	Std. Error	Std. Test Statistic	Sig.	Adj.Sig.
Treatment3-Treatment2	,300	,178	1,686	,092	,275
Treatment3-Treatment1	,650	,178	3,653	,000	,001
Treatment2-Treatment1	,350	,178	1,967	,049	,148

Each row tests the null hypothesis that the Sample 1 and Sample 2 distributions are the same.
Asymptotic significances (2-sided tests) are displayed. The significance level is ,05.

McNemar testi ile ikili karşılaştırma yapılırsa:

Cochran's Q test: example

› Bonferroni correction:
- $\alpha = 0.05$
- 3 comparisons
- 0.05/3= 0,016666666666667

Test Statistics[b]

	aangeven onderwerp & aansluiten bij vragen lln	aangeven onderwerp & prikkelend begin	aansluiten bij vragen lln & prikkelend begin
N	20	20	20
Exact Sig. (2-tailed)	,065[a]	,000[a]	,180[a]

a. Binomial distribution used.

b. McNemar Test

Cohen Kappa

İki gözlemcinin yaptığı değerlendirmeler arasındaki uyumu belirlemek için kullanılır. Cohen(1960) tarafından geliştirilmiştir.

$$\kappa = \frac{GUO - BUO}{1 - BUO}$$

GUO (Gözlenen uyum oranı): Her iki gözlemcinin benzer puanlar vermesi veya değerlendirmeler yapması

BUO (Beklenen uyum oranı) : Satır toplamları ile sütun toplamlarının çarpımlarının toplam değerlendirme sayısına bölünmesiyle elde edilen toplamların tekrar toplam değerlendirme sayısına oranıdır.

Değerlendirme verilerinde gözlemcilerin uyuştukları puanlar karşılaştırma matrisinin köşegenindeki hücrelere yazılır. Uyuşmadıkları değerler ise köşegen dışındaki harflerin kesiştiği hücrelere yazılır.

TESTLERİN UYUMU- KAPPA DEĞERİ

Eğer Kappa sıfır ise şansın dışında bir uyum söz konusu değildir. Kappa bir ise iki test arasındaki uyumun tam olduğunu ifade eder. Kappa hangi yöntemin daha iyi olduğunu göstermez yöntemler arasındaki uyumu gösterir.2x2 lik bir tabloda Kappa hesabı yapılması:

		Dr.Erol		
Dr. Ali		+	-	Toplam
	+	A	B	A+B
	-	C	D	C+D
Toplam		A+C	B+D	N

(A+D) : İ ki testte de aynı sonucu elde etme sayısı
O=(A+D)/N : Her iki test de aynı sonucu elde etme oranı
(B+C) : Her iki testte farklı sonuç elde etme sayısı
E=[(A+B)/N*(A+C)/N]+[(C+D)/N*(B+D)/N] : Aynı sonucu elde etmenin beklenen şansı
1-E : Beklenen gerçek uyum miktarı
[(A+D)/N]-E : Gözlenen gerçek uyum. Buradan Kappa hesaplanabilir

Kappa= {[(A+D)/N]-E}/(1-E)

Uyumun Mükemmelliği

Kappa	Uyumun Gücü
<0,4	Zayıf
0.41-0.60	Orta
0.61-0.80	İyi
0.81-1.00	Çok iyi

Kappa=0.5 olması makul uyumu gösterir. Genelde Kappa'nın 0.6-0.8 olması iyi uyumun göstergesidir.

Örnek. Patalojik analiz sonucu ile BT(Bilgisayarlı Tomografi) sonucu belirlenen + ve - sonuçlardaki uyum araştırılıyor. 50 hastada yapılan tetkiklerde aşağıdaki tablo elde ediliyor.

		BT Sonucu		
Patoloji		+	-	Σ
	+	20	12	32
	-	2	16	18
	Σ	22	28	50

(A+D)/N=36/50=0.72

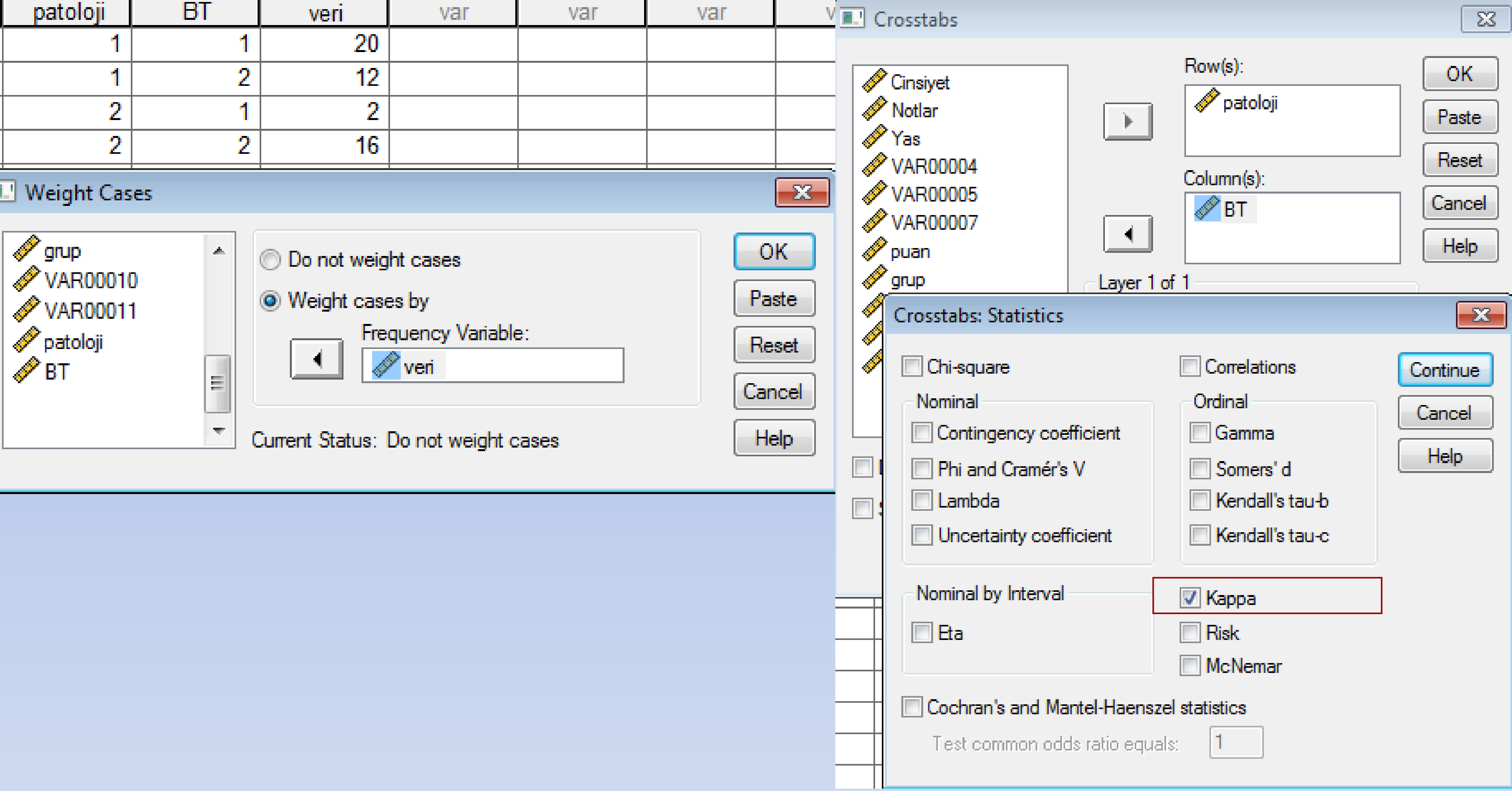
E=[(A+B)/N*(A+C)/N]+[(C+D)/N*(B+D)/N]=32/50*22/50+18/50*28/50=0.483

Gözlenen Gerçek uyum=(Gözlenen Toplam uyum – Şans uyumu)
=0.72-0.483=0.237

Beklenen gerçek uyum=1-E=1-0.483=0.517

Kappa=0.237/0.517=0.458

Her iki test arasındaki uyumun fazla olduğu söylenemez.


patoloji
BT
veri
var
1 1 20
1 2 12
2 1 2
2 2 16
Weight Cases
grup
VAR00010
VAR00011
patoloji
BT
Do not weight cases
Weight cases by
Frequency Variable:
veri
Current Status: Do not weight cases
OK
Paste
Reset
Cancel
Help
Crosstabs
Cinsiyet
Notlar
Yas
VAR00004
VAR00005
VAR00007
puan
grup
Row(s):
patoloji
Column(s):
BT
Layer 1 of 1
Crosstabs: Statistics
Chi-square
Correlations
Nominal
Contingency coefficient
Phi and Cramér's V
Lambda
Uncertainty coefficient
Ordinal
Gamma
Somers' d
Kendall's tau-b
Kendall's tau-c
Nominal by Interval
Eta
Kappa
Risk
McNemar
Cochran's and Mantel-Haenszel statistics
Test common odds ratio equals:
1
Continue

patoloji * BT Crosstabulation

Count

		BT		Total
		+	-	
patoloji	+	20	12	32
	-	2	16	18
Total		22	28	50

Symmetric Measures

		Value	Asymp. Std. Error[a]	Approx. T[b]	Approx. Sig.
Measure of Agreement	Kappa	,458	,114	3,514	,000
N of Valid Cases		50			

a. Not assuming the null hypothesis.

b. Using the asymptotic standard error assuming the null hypothesis.

İki yöntem arasında iyi uyum olduğu söylenemez.

Örnek :

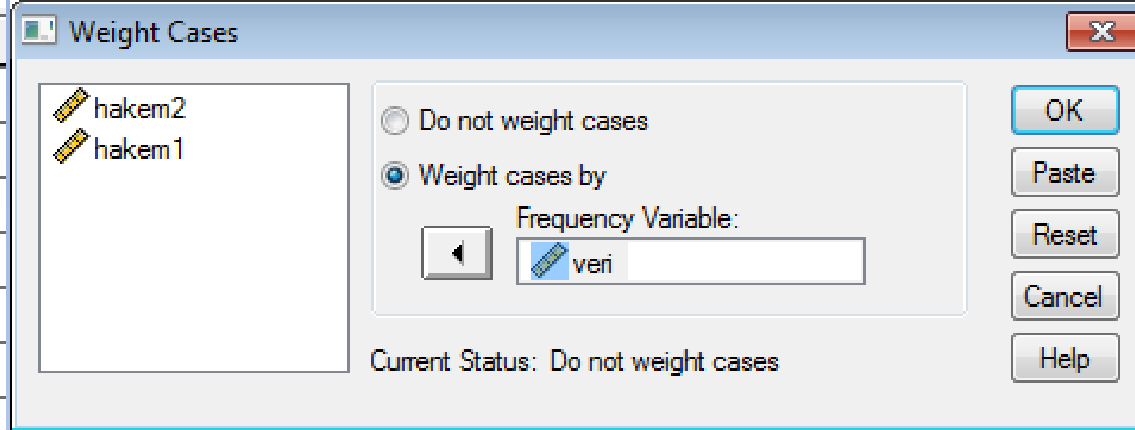
I. Kişi						
II. Kişi		A	B	C	D	TOP
	A	9	2	8	15	34
	B	2	18	8	6	34
	C	3	4	8	1	16
	D	2	2	1	11	16
	TOP	16	26	25	33	100

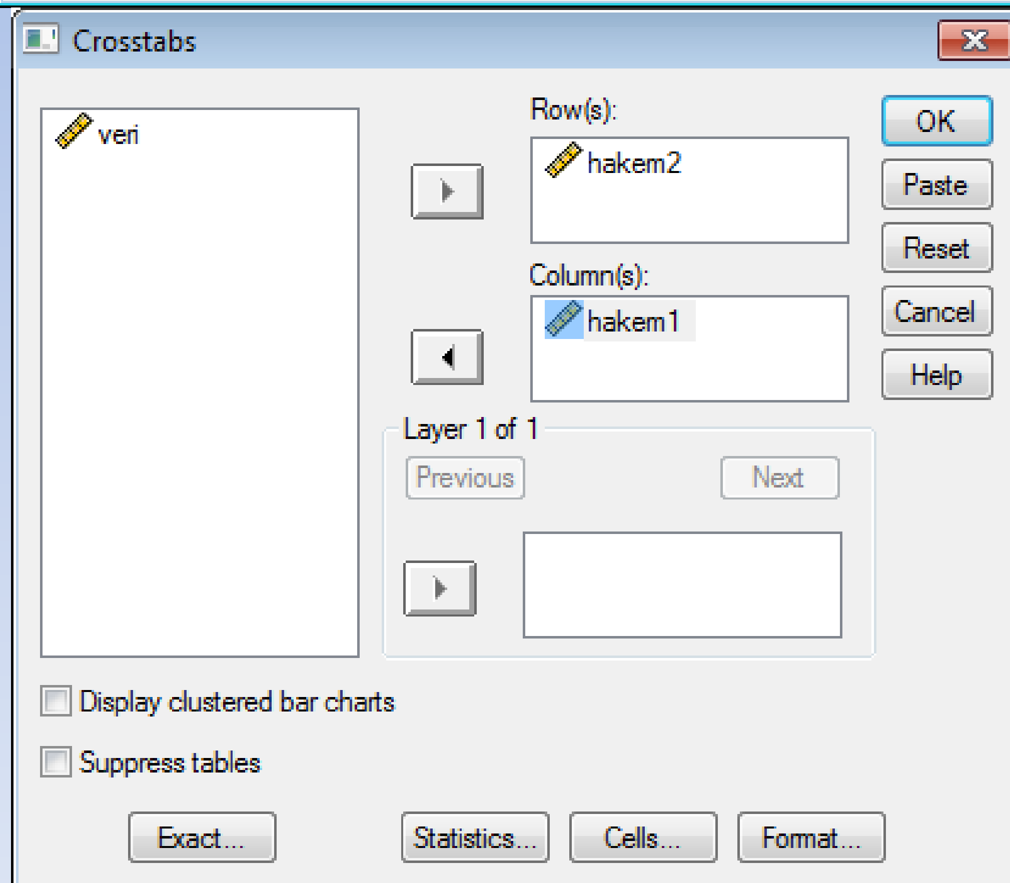
GUO=(9+18+8+11)/100=0,46

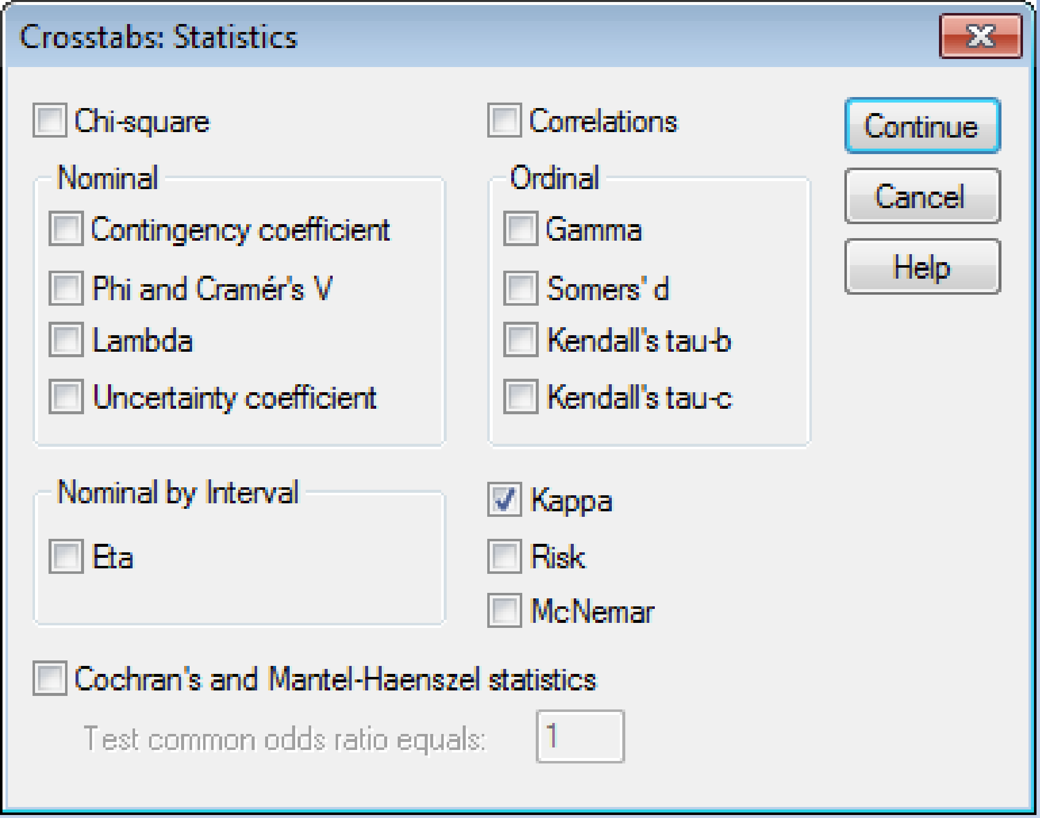
BUO=[(16*34)/100+(26*34)/100+(25*16)/100+(33*16)/100]/100=0,23

Kappa=(0,46-0,23)/(1-0,23)=0,29

	hakem2	hakem1	veri
1	1	1	9
2	1	2	2
3	1	3	8
4	1	4	15
5	2	1	2
6	2	2	18
7	2	3	8
8	2	4	6
9	3	1	3
10	3	2	4
11	3	3	8
12	3	4	1
13	4	1	2
14	4	2	2
15	4	3	1
16	4	4	11
17			







Symmetric Measures

		Value	Asymp. Std. Error[a]	Approx. T[b]	Approx. Sig.
Measure of Agreement	Kappa	,294	,062	5,465	,000
N of Valid Cases		100			

a. Not assuming the null hypothesis.

b. Using the asymptotic standard error assuming the null hypothesis.

KOHORT (PROSPEKTİF- İLERİ YÖNELİK) ÇALIŞMA

Kohort bazı ortak özellikleri olan bir grup insanı ifade eder. Bu insanlar çalışmanın yapıldığı bir dönem için bir grubun üyesi gibi düşünülür. "kohort" çalışmalarda genelde ne olacak? Sorusu sorulur. Bu nedenle de bu çalışmalar ileriye yönelik (prospective) çalışmalardır.

Sebepten sonuca doğru gidilir ve risk faktörü bilinir. Mesela sigara içen annelerin düşük doğum yapıp yapmamasının ileriye dönük araştırılması bir kohort çalışmasıdır. Araştırıcı çalışma başlarken deneklerini belirler, sonra bunların risk faktörüne sahip olup olmadığını veya maruz kalıp kalmadığını belirler. Risk faktörüne maruz kalanlar ve kalmayanlar belirli bir süre takip edilir.

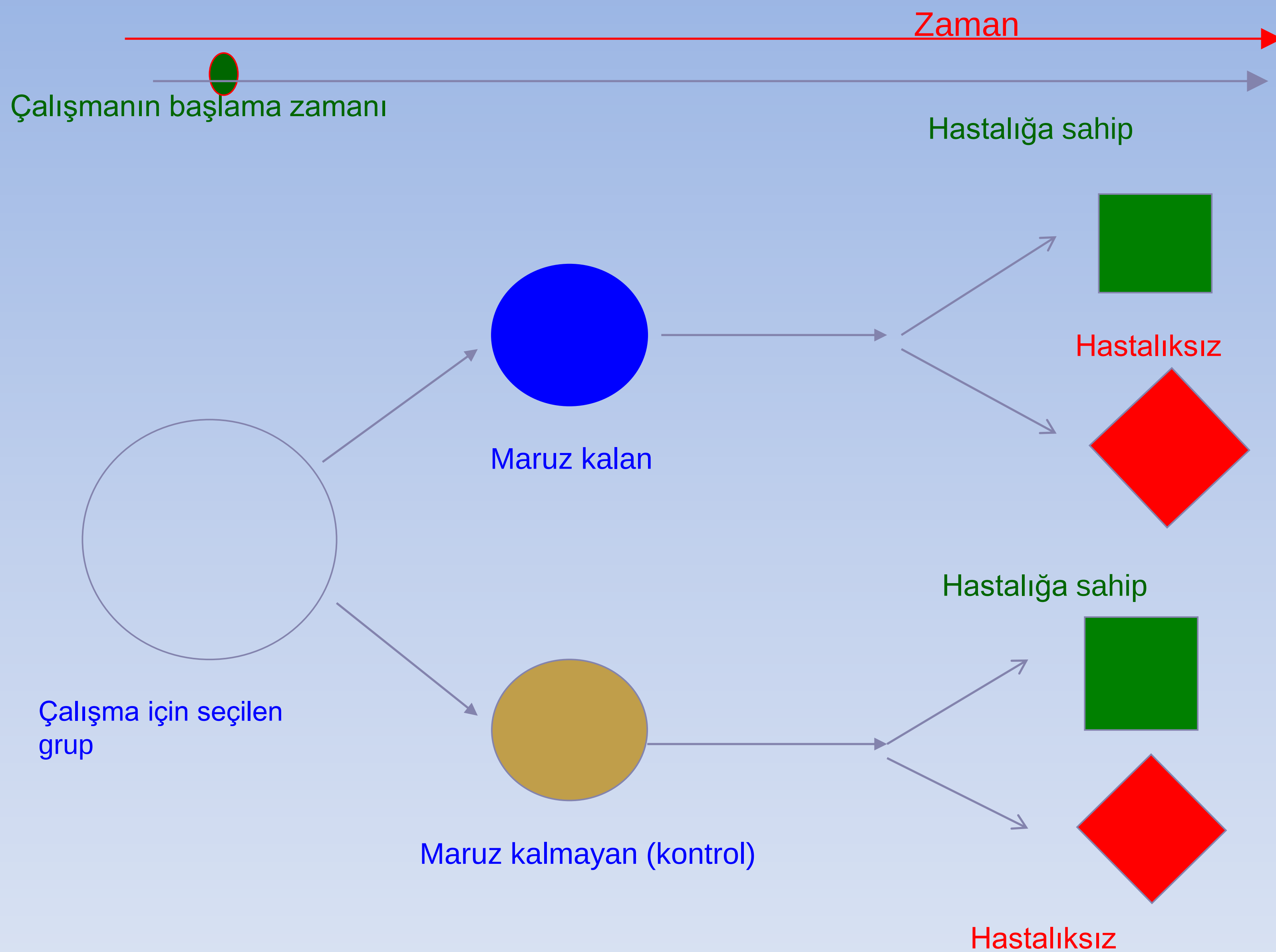
Bu tip çalışmalarda etkenin sonuca bağıntısının bir ölçüsü olarak hesaplanan göreli risk oranı (Relative Risk Ratio=RR) kullanılır.

Kohort Çalışma Balangıcında Durum

	H+	H-	∑
R+	**Bilinmiyor**	**Bilinmiyor**	**A+B**
R-	**Bilinmiyor**	**Bilinmiyor**	**C+D**
Toplam	**Bilinmiyor**	**Bilinmiyor**	**N**

Kohort Çalışma Sonunda Durum

	H+	H-	∑
R+	**A**	**B**	**A+B**
R-	**C**	**D**	**C+D**
Toplam			**N**


Zaman
Çalışmanın başlama zamanı
Hastalığa sahip
Hastalıksız
Maruz kalan
Hastalığa sahip
Çalışma için seçilen grup
Maruz kalmayan (kontrol)
Hastalıksız

Relatif Risk=RR:

Etkenle olay arasındaki ilişkinin derecesini ölçer. Risk etkeni olan grupta hastalığın ortaya çıkma insidansının, risk etkeni olmayan grupta hastalığın ortaya çıkma insidansına oranıdır.

RR>1 ise risk etkeninin hastalığın ortaya çıkmasında etkisi olur. RR<1 ise etken hastalığın ortaya çıkmasını önler.

Risk faktörü-Biliniyor (Sigara İçme)		Sonuç-Akciğer Kanseri-Bilinmiyor		Toplam
		Hasta (H^+)	Sağlam(H^-)	
	Evet (R^+)	A	B	A+B
	Hayır (R^-)	C	D	C+D
Toplam		A+C	B+D	N

RR= $\frac{A/(A+B)}{C/(C+D)}$ =(Sigara içenlerde kanser olanların oranı)/(Sigara içmeyenlerde kanser olanların oranı)

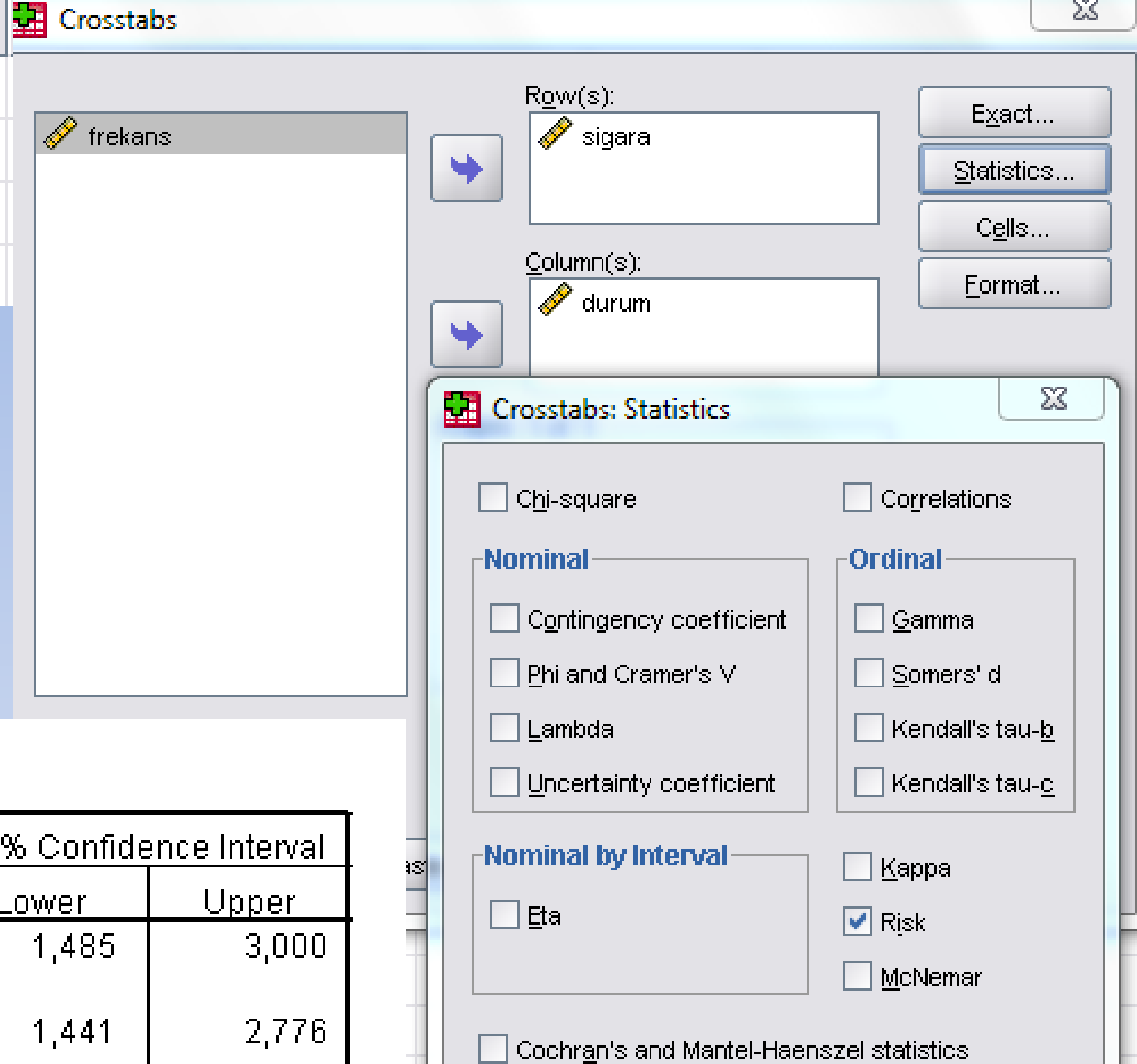
ÖRNEK :

	Hasta	sağlam	$\sum$
Evet	A=100	B=900	A+B=1000
Hayır	C=50	D=950	C+D=1000
$\sum$	A+C=150	B+D=1850	N=2000

$$RR = \frac{A/(A+B)}{C/(C+D)} = \frac{100/(1000)}{50/(1000)} = 2$$

Sigara içenlerin akciğer kanseri olması riski, sigara içmeyenlere göre 2 kat daha yüksektir.

sigara	durum	frekans
Evet	Hasta	100
Evet	Sağlam	900
Hayır	Hasta	50
Hayır	Sağlam	950



Risk Estimate

	Value	95% Confidence Interval	
		Lower	Upper
Odds Ratio for sigara (Evet / Hayır)	2,111	1,485	3,000
For cohort durum = Hasta	2,000	1,441	2,776
For cohort durum = Sağlam	,947	,924	,971
N of Valid Cases	2000		

Sigara içenlerin akciğer kanseri olması riski, sigara içmeyenlere göre 2 kat daha yüksektir.

VAKA-KONTROL (RETROSPEKTİF= GERİYE DÖNÜK) ÇALIŞMA

Vaka-kontrol çalışmaları genelde bir sonucun varlığı veya yokluğu ile başlar ve geriye dönük olarak sebepleri ve risk faktörlerini belirlemeye çalışır, yani genelde geriye dönük (retrospective) çalışmalardır. Vaka-Kontrol çalışmalarında risk faktörü bilinmez ve sonuçtan sebebe doğru gidilir. Örneğin düşük doğum yapan annelerin sebeplerinin araştırılması bu tip bir çalışmadır.

Bu tip çalışmalarda, vaka bir hastalığın veya sonucun var olduğu kişileri temsil eder. Kontroller ise söz konusu hastalığa veya sonuca sahip olmayan kişilerden oluşur. Hem vaka, hem de kontrol olanların geçmişleri incelenerek vaka olanlarda risk faktörleri belirlenmeye çalışılır.

Vaka-kontrol türü araştırma nadiren görülen hastalıkların nedenlerinin saptanmasında ilk baş vurulacak araştırma yöntemidir. Çünkü Bu tip hastalıklara sahip olan kişileri hemen bulmak zor ve bunu takip için geçen zaman çok uzun olacağı için daha ziyade kayıtlar taranarak yapılır. Takip gerektirmediği ve faktörle ilgili bilgilerin geriye dönük saptanabilmesi nedeni ile kohort türü araştırmalara göre daha kısa zamanda bitirilir, maliyeti düşüktür.

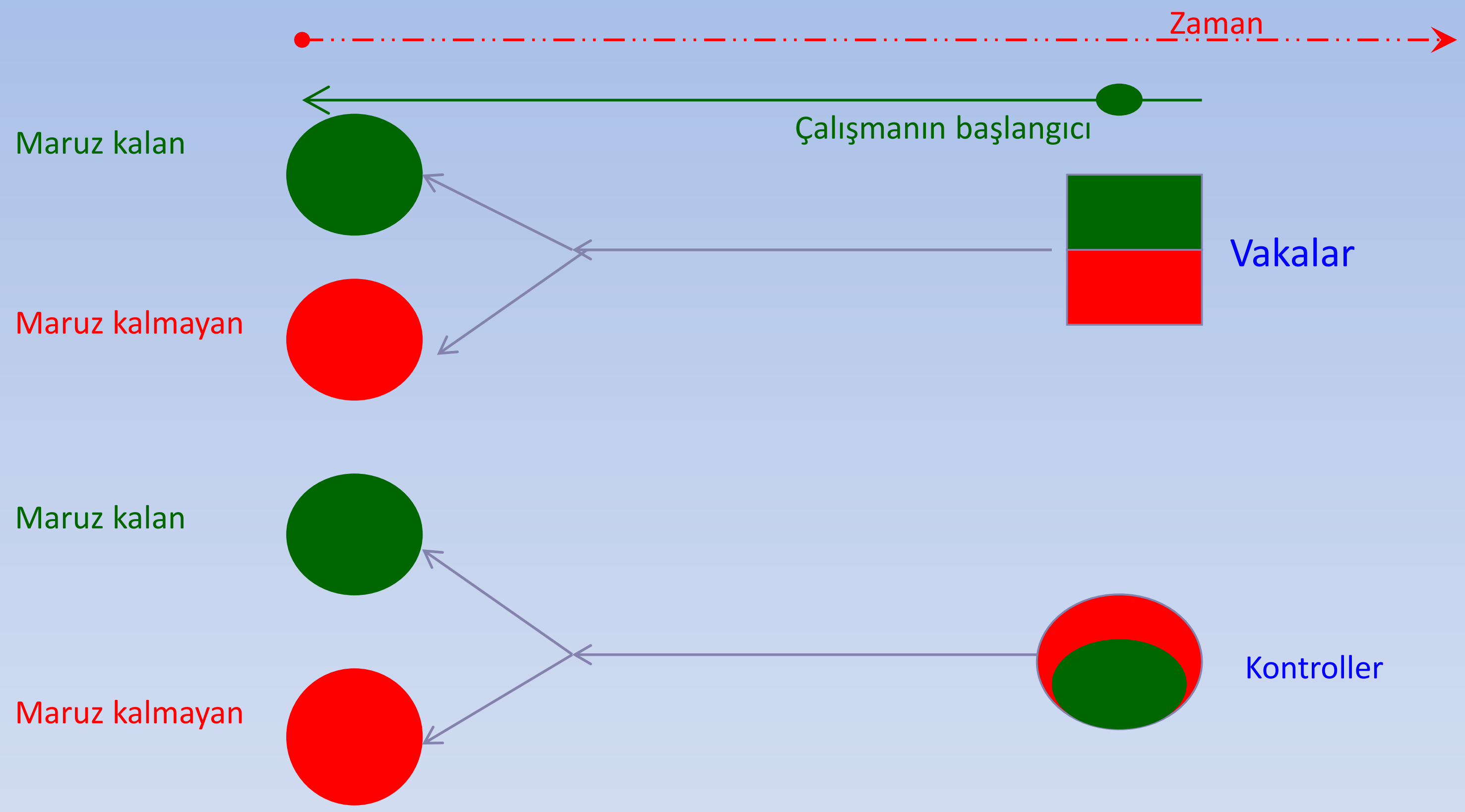
Bu tip bir araştırma sonucu elde edilen veriler üzerinde faktörlerden hangisinin hastalık için önemli risk faktörü olduğunu bulmak için lojistik regresyon, faktörle hastalık arasındaki ilişkinin tespiti için Khi-kare analizi, Odd Oranlar(Odds Ratios) hesaplanabilir. Bu tip çalışmalar için sağlıklı veri kayıtları gereklidir. Hasta ve kontrol gruplarının seçiminde grubunu temsil etme özelliğine çok dikkat edilmelidir.

Vaka-Kontrol Çalışma Balangıcında Durum

	H+	H-	Σ
R+	Bilinmiyor	Bilinmiyor	Bilinmiyor
R-	Bilinmiyor	Bilinmiyor	Bilinmiyor
Σ	A+C	B+D	N

Vaka-Kontrol Çalışma Sonunda Durum

	H+	H-	Σ
R+	A	B	
R-	C	D	
Σ	A+C	B+D	N


Zaman
Çalışmanın başlangıcı
Maruz kalan
Maruz kalmayan
Vakalar
Maruz kalan
Maruz kalmayan
Kontroller

Bu tip çalışmalarda bağıntı göreli oranı (Odds Ratio=OR) kullanılır. OR ye olasılıklar oranı da denir.

	Biliniyor		
Bilinmiyor	Hasta (H^+)	Sağlam (H^-)	∑
Etken Var (R^+)	A	B	A+B
Etken Yok (R^-)	C	D	C+D
∑	A+C	B+D	N

OR=(a/c)/(b/d)=ad/bc Etken ile hastalık arasında nedensel bir bağıntı bulunmuyorsa, her iki toplulukta (vaka-kontrol) da etkide kalarak hasta olanların oranları eşite yakın olacak ve dolayısı ile OR=ad/bc≈1 olacaktır.

Eğer etken ile hastalık arasında pozitif bir bağıntı varsa OR>1 olacaktır. Etkenin koruyucu olduğu durumlarda OR<1 olacaktır. Bu yargıya varmadan önce bağıntının önemlilik testi yapılması gerekir. χ^2 veya Fisher'in testi ile bu anlamlılık kontrol edilir. Bu önemli bulunmuş ise OR ile yorumlamaya geçilir. Bu yorumlama yapılırken sadece OR'nin 1 den büyük olduğuna bakılmaz, aynı zamanda OR'nin alt ve üst güven sınırlarının her ikisinin de 1 den büyük olması gerçek güçlü bağıntının olduğu yorumunu getirir. Bu nedenle OR'nin güven sınırlarının hesaplanması da gerekir.

Kohort	Vaka-Kontrol
Gözlem süresi uzun	Zamandan tasarruf sağlar
Maliyet çok yüksek	Maliyet düşük
Sık görülen hastalıklara uygun	Az görülen hastalıklara uygun
Etik sorun çok	Etik sorun az
Tanık seçiminde daha az taraflılık(bias) var	Tanık seçiminde yanlılık(bias)
Veri toplamada daha az taraflılık(bias) var	Veri toplamada sık yanlılık(bias)
Gönüllülerden vazgeçilemez	Gönüllü gerekmiyor
İzlenenlerin sayısı çok fazla olmalı	Daha küçük örnek
İzleme sırasında gözden kaybolma önemli sorun	Gözden kaybolan olmaz
Hastalık insidansı tayin edilebilir	Hastalık İnsidansı tayin edilemez
RR Kestirimi kesin yapılabilir	RR yaklaşık olarak tespit edilebilir. OR kullanılır.

ÖRNEK (Vaka-Kontrol Çalışması) :

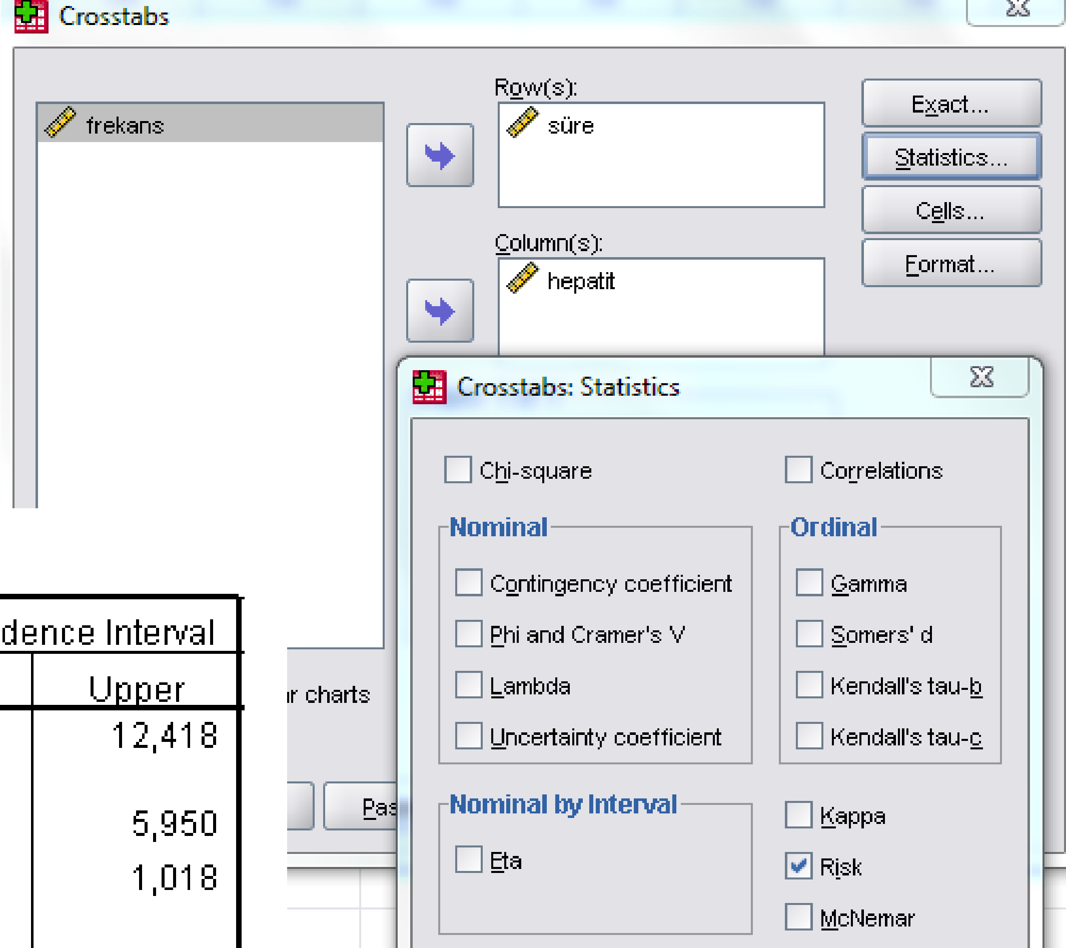
Anestezi servisinde çalışan teknisyenler hepatit B enfeksiyonu almış olanlar ve olmayanlar diye iki gruba (vaka ve kontrol grubu) ayrılıyor, bunların dosyaları taranarak kaç yıldır bu serviste çalıştığı tespit ediliyor. 20 yıl veya daha fazla aynı serviste çalışmanın hepatit B enfeksiyonu alması ile ilgilisi bulunmaya çalışılıyor.Yapılan bir çalışmada bulunan sonuçlar aşağıdaki şekildedir.

	Hepatit Var(H+)	Hepatit Yok(H-)	Σ
20 yıl ve daha fazla(R+)	A=8	B=11	A+B=19
19 yıldan az(R-)	C=10	D=55	C+D=65
Σ	A+C=18	B+D=66	N=84

20 yıl veya daha fazla çalışanların odd oranı; hepatit olanlarda 20+ çalışanın, daha az çalışanlara oranı=8/10=0.8. Hepatit olmayanlarda 20+ çalışanın, daha az çalışanlara oranı=11/55=0.20, Bu iki oranı iki grupta göreceli olarak kıyaslamak için OR= (A*D)/(B*C) hesaplanır.

OR= (8*55)/(10*11) = 4, (%400) dir.

süre	hepatit	frekans
>=20	H+	8
>=20	H-	11
<20	H+	10
<20	H-	55



Risk Estimate

	Value	95% Confidence Interval	
		Lower	Upper
Odds Ratio for süre (>=20 / <20)	4,000	1,288	12,418
For cohort hepatit = H+	2,737	1,259	5,950
For cohort hepatit = H-	,684	,460	1,018
N of Valid Cases	84		

Hepatit hastaları arasında 20 yıldan fazla çalışanların hepatit olması 20 yıldan az çalışanlara göre 4 kat daha fazladır.

Kendall'ın W Uyum Katsayısı

Çok sayıda hakemin vermiş olduğu puanlar arasında uyumun derecesini belirler. SPSS'te Non parametric Tests-k Related Samples-Kendall's W kısmından yapılır. Bu testte **hakemler veya gözlemciler satırda yer alır. Sütunlarda ise değerlendirilen kişiler, nesneler yer alır**. Kendall W 0-1 arasında değerler alır.

0-Uyum yok, 1-tam uyum

Veriler en az sıralama ölçeği ile ölçülmüş olmalıdır.

$$W = \frac{12\sum_{j=1}^{k} R_j^2 - 3b^2k(k+1)^2}{b^2k(k^2-1)}$$

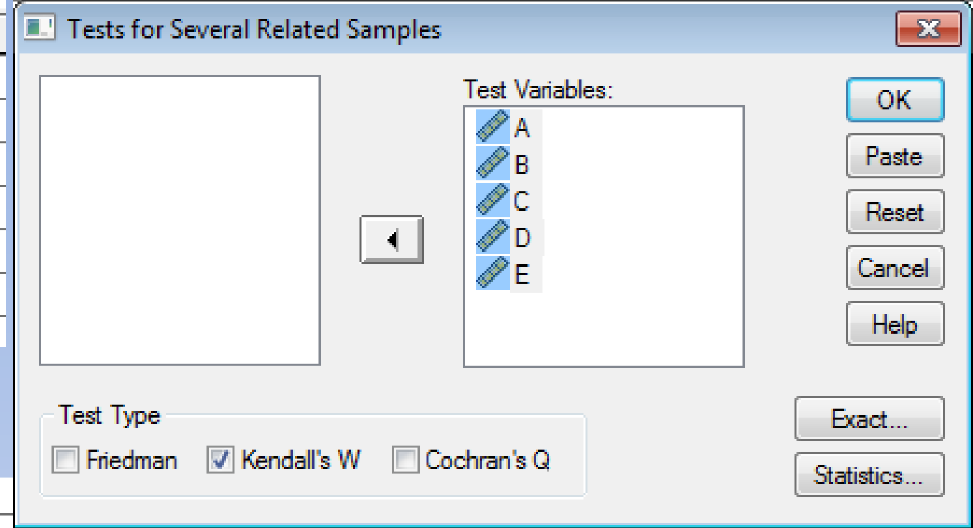
- b= gözlem ya da ölçüm değerlerinin sayısı (değerlendiricilerin sayısı)
- k= sıralanmış nesne ya da bireylerin sayısı
- R_j= j. nesne ya da bireylerin sıra sayıları toplamı

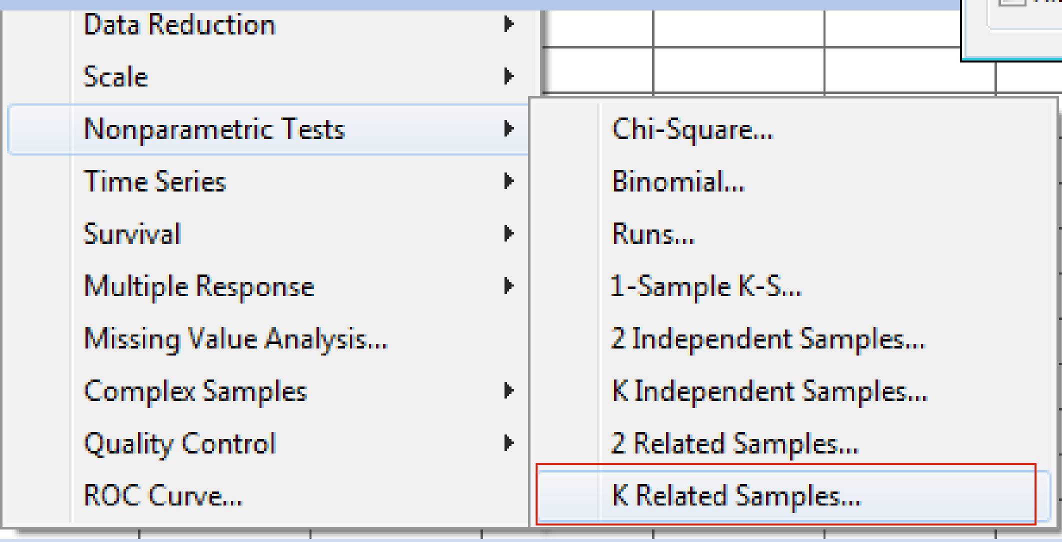
H0: Sıra seti (satırlar) birbiriyle ilişkili (uyumlu) değildir (W=0)

Örnek : Bir fakültedeki staj komisyonunun 6 üyesi yurt dışında staj yapmak isteyen öğrenciler arasından seçilen 5 öğrenciye sıra puanları vermiştir (En iyi öğrenciye 1 sıra puanı veriliyor). Komisyon üyelerinin sıralamaları arasında uygunluk var mıdır?

Üye\Öğr.	A	B	C	D	E	
1	5	1	2	3	4	
2	5	1	2	3	4	
3	5	2	1	4	3	
4	5	2	1	4	3	
5	4	1	2	5	3	
6	4	1	2	5	3	
R_j	28	8	10	24	20	
$(R_j)^2$	784	64	100	576	400	1924

	A	B	C	D	E
1	5	1	2	3	4
2	5	1	2	3	4
3	5	2	1	4	3
4	5	2	1	4	3
5	4	1	2	5	3
6	4	1	2	5	3





Test Statistics

N	6
Kendall's W[a]	,844
Chi-Square	20,267
df	4
Asymp. Sig.	,000

a. Kendall's Coefficient of Concordance

H0 red edilir. Staj komisyonu üyeleri arasında öğrenci değerlendirme bakımından bir uyum (ortak görüş) vardır.

W=0,844   olup, üyeler arasındaki uyum yüksektir.

Örnek: **10 adaya 3 hakemin vermiş oldukları notların sıra puanları aşağıdaki gibidir. Hakemlerin sıralamaları arasında uygunluk var mıdır?**

	Participant									
Criterion	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
X	1	4.5	2	4.5	3	7.5	6	9	7.5	10
Y	2.5	1	2.5	4.5	4.5	8	9	6.5	10	6.5
Z	2	1	4.5	4.5	4.5	4.5	8	8	8	10
Sum	5.5	6.5	9	13.5	12	20	23	23.5	25.5	26.5

Test Statistics

N	3
Kendall's W[a]	,828
Chi-Square	22,349
df	9
Asymp. Sig.	,008

a. Kendall's Coefficient of Concordance

H_0: Adayların değerlendirilmeleri konusunda hakemler arasında ortak bir görüş yoktur.

P=0,008<0,05 H0 red edilir. Adayların değerlendirilmesinde hakemler arasında ortak bir görüş vardır.
W=0,828 olup, hakemler arasındaki uyum yüksektir.