KEMENTERIAN
KESEHATAN
REPUBLIK
INDONESIA

Analisis Data Menggunakan Uji Non Parametrik di Bidang Kesehatan Masyarakat dan Klinis

Dr. Rr. Nur Fauziyah, SKM, MKM, RD

ISBN 978-623-91302-8-2

9 786239 130282

Penerbit
Politeknik Kesehatan Kemenkes Bandung

Analisis Data Menggunakan Uji Non Parametrik di Bidang Kesehatan Masyarakat dan Klinis

Dr. Rr. Nur Fauziyah, SKM, MKM, RD

Penerbit

Politeknik Kesehatan Kemenkes Bandung

Analisis Data Menggunakan Uji Non Parametrik di Bidang Kesehatan Masyarakat dan Klinis

Penulis :
Dr. Rr. Nur Fauziyah, SKM, MKM, RD

ISBN : 978-623-91302-8-2

Editor :
Gurid Pramintarto Eko Mulyo, SKM, M.Sc

Penyunting :
Surmita, S.Gz, M.Kes

Desain sampul dan Tata Letak :
Azimah Istianah, S.Ds

Penerbit :
Politeknik Kesehatan Kemenkes Bandung

Redaksi :
Jln. Pajajaran No 56
Bandung 40171
Tel (022) 4231627
Fax (022) 4231640
Email : info@poltekkesbandung.ac.id

Cetakan pertama, Januari 2020

KATA PENGANTAR

Buku pengolahan dan analisis data telah banyak tersedia, namun hanya sedikit yang memberikan contoh-contoh nyata bidang kesehatan dan kedokteran yang mudah dipahami oleh peneliti dan mahasiswa bidang kesehatan. Buku ini yang berjudul "Analisis Data Menggunakan Uji Non Parametrik di Bidang Kesehatan Masyarakat dan Klinis".

Buku ini disusun secara sistematis dan rinci disertai contoh nyata di bidang kesehatan masyarakat dan klinis, yang dipandu selangkah demi selangkah dalam tahap-tahap penyelesaiannya. Pada bagian akhir analisis, diberikan contoh bagaimana cara penyajian data dalam bentuk tabel dan bagaimana menuliskan interpretasinya.

Semoga buku ini bermanfaat bagi peneliti dan mahasiswa bidang kesehatan dan kedokteran untuk membantu dalam pengolahan dan analisa data, skripsi, thesis, disertasi maupun analisa data untuk monitoring dan evaluasi program kesehatan. Kritik dan saran kami terima dengan senang hati untuk kesempurnaan buku ini.

Bandung, Januari 2020

Dr. Rr. Nur Fauziyah, SKM, MKM, RD

DAFTAR ISI

I. PENDAHULUAN

1.1. Penggunaan Uji Parametrik dan Nonparametrik

Ilmu statistika mengenal dua metode utama dalam pengujian data yaitu metode parametrik dan metode nonparametrik. Dalam menentukan uji mana yang akan dilakukan persyaratan asumsi setiap uji harus dipenuhi.

Metode parametrik dapat digunakan jika asumsi kenormalan suatu data terpenuhi (Kuzma, 2005). Suatu data dikategorikan terdistribusi normal jika memiliki nilai rata-rata, median dan modus yang sama atau hampir sama. Hal tersebut dapat tergambarkan dalam kurva yang berbentuk lonceng yang simetris (*bell-shaped curve*) (Chernick dan Friis, 2003). Selain itu metode parametrik menerapkan asumsi bahwa parameter yang diambil akan mengestimasi parameter pada populasi, jenis data yang diambil adalah data interval dan rasio (Kuzma, 2005) dan memiliki kesamaan varians jika membandingkan dua atau sejumlah sampel (Murti, 1996).

Dalam praktiknya asumsi kenormalan data tidak selalu dapat dipenuhi. Untuk mengatasinya dapat dilakukan transformasi sehingga data terdistribusi dengan normal dan varians menjadi lebih stabil. Transformasi data tersebut dapat dilakukan dengan melakukan akar kuadrat, logaritmik, kebalikan (*reciprocal*) dan *sinus arcus* (Murti, 1996). Cara lainnya adalah dengan melakukan metode non-parametrik.

Metode nonparametrik disebut juga metode distribusi bebas karena data yang diobservasi bukan merupakan data yang terdistribusi normal. Metode ini dapat digunakan untuk pengukuran data nominal maupun ordinal. Dalam pengukuran uji, metode nonparametrik lebih banyak menggunakan/melakukan mengurutan (*ranking system*) pada data yang dimiliki daripada menggunakan nilai pengamatan (*value of the observations*)(Kuzma, 2005).

Beberapa metode parametrik bersifat ekuivalen dengan metode nonparametrik, seperti yang tercantum pada tabel di bawah ini.

Tabel 1. Uji Metode Parametrik yang Sesuai/Ekuivalen dengan Uji Metode Nonparametrik

Uji	Metode Parametrik	Metode Nonparametrik
Satu sampel	Uji t-test satu sampel	• *One-sampel sign test* • *Binomial test* • *Test of goodness of fit* (uji kesesuaian Kai Kuadrat • *Kolgomorov Smirnov test*
Dua sampel independen	Uji t-test dua sampel independen	• *Wilcoxon rank-sum test* • *Mann-Whitney U test* • Uji Median
Dua sampel berpasangan	Uji t-test berpasangan	• *Wilcoxon signed-rank test* • *Sign test* • *McNemar test*
Kategorik		• *Test of independence* (uji independensi Kai Kuadrat) • *Fisher Exact test* • Rasio Odds & Mantel Haenzel test
Uji kesepakatan		• Kappa cohen • Koefisien kesepakatan W Kendall
Koefisien Asosiasi data kategorik		• Koefisien phi • Koefisien kontengensi • Koefisien V cramer
Korelasi data numerik	*Pearson r*	• *Spearman-rank order correlation* • Koefisien korelasi T Kendall
Korelasi data kategorik		• Koefisien korelasi T Kendall
Beberapa grup, satu faktor	*One-way ANOVA*	• *Kruskal-Wallis one-way ANOVA* • *Test of homogenity* (uji homogenitas Kai Kuadrat)
Beberapa sampel berhubungan	*Two-way ANOVA*	• *Q Cochran test* • *Friedman test*

1.2. Kelebihan dan Kekurangan Metode Nonparametrik

Beberapa keuntungan yang dapat diperoleh jika kita memilih prosedur nonparametrik adalah :

1. Jika ukuran sampel kita kecil, tidak ada pilihan lain yang lebih baik daripada menggunakan metode statistik nonparametrik, kecuali jika distribusi populasi jelas normal.
2. Karena memerlukan sedikit asumsi, umumnya metode nonparametrik lebih relevan pada situasi-situasi tertentu, sehingga kemungkinan penerapannya lebih luas. Di samping itu, kemungkinan digunakan secara salah (karena pelanggaran asumsi) lebih kecil daripada metode parametrik.
3. Metode nonparametrik dapat digunakan meskipun data diukur dalam skala ordinal maupun peringkat.

4. Metode nonparametrik dapat digunakan meskipun data diukur dalam skala nominal (kategorikal). Sebaliknya tidak ada teknik parametrik yang dapat diterapkan untuk data semacam itu.
5. Beberapa uji statistik nonparametrik dapat menganalisis perbedaan sejumlah sampel. Beberapa uji statistik parametrik dapat dipakai untuk menganalisis persoalan serupa, tetapi menuntut pemenuhan sejumlah asumsi yang hampir tidak mungkin diwujudkan.
6. Uji statistik nonparametrik mudah dilakukan meskipun tidak terdapat komputer. Analisis data dapat diselesaikan hanya dengan menggunakan kalkulator tangan. Karena itu, metode non-parametrik pantas disebut teknologi tepat guna (*appropiate technology*) yang masih dibutuhkan di negara-negara berkembang (dan terbelakang).
7. Pada umumnya para peneliti dengan dasar matematika yang kurang merasakan bahwa konsep dan metode nonparametrik mudah dipahami

Metode nonparametrik bukan tanpa kekurangan. Beberapa kekurangan yang perlu diketahui adalah :

1. Fleksibilitas terhadap skala pengukuran variabel kadang-kadang mendorong peneliti memilih metode nonparametrik, meskipun situasinya memungkinkan untuk menggunakan metode parametrik. Karena didasarkan asumsi yang lebih sedikit, metode nonparametrik secara statistik kurang kuat (*rigorous*) daripada metode parametrik.
2. Jika asumsi untuk metode parametrik terpenuhi, dengan ukuran sampel yang sama, metode nonparametrik kurang memiliki kuasa (*power*) daripada metode parametrik.
3. Penyederhanaan data (*data reduction*) dari skala rasio atau interval ke dalam ordinal atau nominal merupakan pemborosan (detail) informasi yang sudah dikumpulkan.
4. Meski konsep dan prosedur nonparametrik sederhana, tetapi pekerjaan hitung-menghitung bisa membutuhkan banyak waktu jika ukuran sampel yang dianalisis besar.

II. UJI NON PARAMETRIK

2.1. Uji Sampel Tunggal

2.1.1. Uji Binomial

Uji Binomial digunakan untuk menguji hipotesis bila dalam populasi terdiri atas dua kelompok (contohnya: pria dan wanita, senior dan junior, sarjana dan bukan sarjana, kaya dan miskin), datanya berbentuk nominal dan jumlah sampelnya kecil. Nilai populasi itu akan diteliti dengan menggunakan sampel yang diambil dari populasi tersebut.

Bila dari data sampel itu akan diberlakukan untuk populasi, maka peneliti akan menguji hipotesis statistik yaitu menguji ada tidaknya perbedaan antara data yang ada dalam populasi itu dengan data yang ada pada sampel yang diambil dari populasi tersebut. Untuk pengujian semacam ini maka akan digunakan uji binomial. Jadi uji binomial digunakan untuk menguji hipotesis deskriptif (satu sampel) bila datanya nominal berbentuk dua kategori atau dua kelas. Uji ini sangat cocok digunakan sebagai alat pengujian hipotesis bila ukuran sampelnya kecil.

Uji ini dikatakan uji binomial, karena distribusi data dalam populasi itu berbentuk binomial. Distribusi binomial adalah suatu distribusi yang terdiri dari 2 kelas. Jadi bila suatu populasi dengan jumlah N, terdapat 1 kelas dengan kategori x, maka kategori yang lain adalah N-x. Peluang untuk memperoleh x objek dalam satu kategori dan N-x dalam kategori lain adalah :

$$P(x) = \binom{N}{x} P^x Q^{N-x} = \frac{N!}{x!\,(N-x)!} P^x Q^{N-x}$$

Dimana P adalah peluang binomial dalam salah satu kategori dan kategori lainnya adalah Q, besarnya Q adalah 1-P.

<u>Contoh soal uji binomial dua sisi</u>

Hasil penelitian menemukan bahwa 4 dari 13 kematian para pekerja berusia 55-64 tahun di pusat pembangkit listrik tenaga nuklir disebabkan karena kanker. Berdasarkan laporan statistik disebutkan bahwa 20% dari semua kematian disebabkan kanker, dan $\alpha = 0.05$. Apakah hasil penelitian tersebut berbeda bermakna terhadap statistik populasi umum.

Jawab:

a. *Perhitungan manual*

Ho : $p = p_o = 0.20$

Hi : $p \neq p_o = 0.20$

Dengan

p adalah proporsi kematian karena kanker di antara para pekerja di pusat pembangkit tenaga nuklir

po adalah proporsi kemaian karena kanker pada populasi umum

Karena $p = 4/13 = 0.31 > p_o = 0.20$, maka H_o akan ditolak bila probabilitas untuk memperoleh sebanyak 4 kematian atau lebih diantara 13 kematian disebabkan oleh kanker, adalah kurang dari $\alpha = 0.05$. H_o gagal ditolak bila probabilitas itu sama atau lebih besar dari $\alpha = 0.05$.

a. *Perhitungan probabilitas*

$$p = 2 \sum_{k=4}^{13} \binom{13}{k} (0.2)^k (0.8)^{13-k} = 2 \left(1 - \sum_{k=0}^{3} \binom{13}{k} (0.2)^k (0.8)^{13-k} \right)$$

Dari tabel diketahui bahwa dengan n =13, x-1 =3, dan p_o = 20, maka p = 2 (1-0.7473) = 0.5054

Karena p = 0.5054 > α = 0.05, maka H_0 gagal ditolak, dengan kata lain penelitian tidak tidak bermakna. Tidak terdapat perbedaan bermakna antara proporsi kematian karena kanker di sekitar pusat pembangkit listrik tenaga nuklir dan populasi umum.

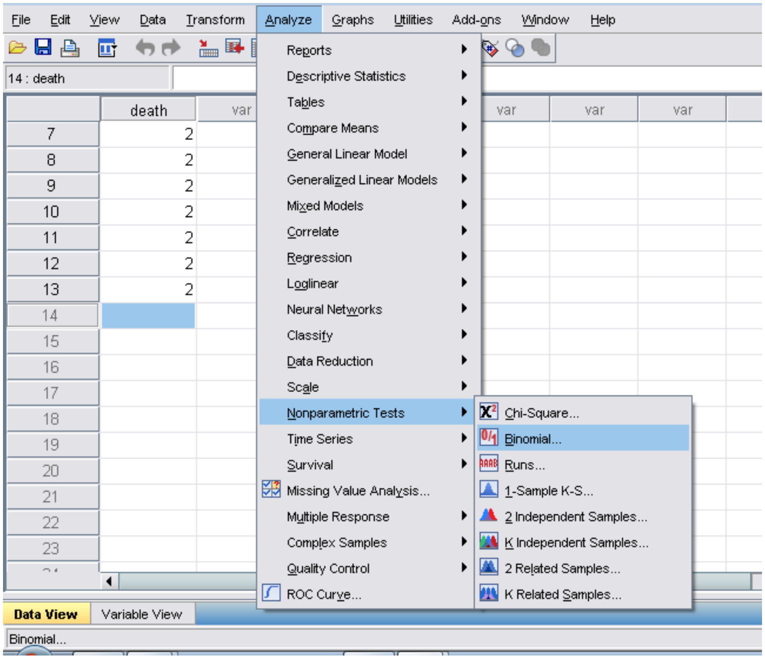
b. Perhitungan SPSS

Untuk menjalankan uji binomial dilakukan dengan cara sebagai berikut:

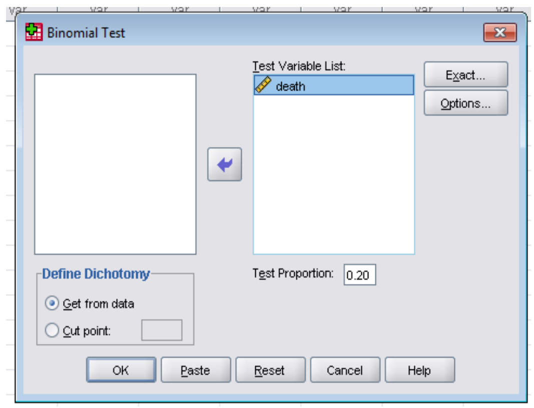
Analyze

Nonparametric tests

Binomial



Selanjutnya variabel yang akan diuji (variabel kematian) dimasukkan ke dalam ***Test Variable List***. Pada ***Test Proportion*** dimasukkan proporsi yang akan menjadi pembanding. Pada penelitian ini proporsi yang menjadi pembanding adalah ***20% atau 0,20 → OK***



Hasil uji binomial akan ditampilkan dalam tabel berikut ini

Binomial Test

		Category	N	Observed Prop.	Test Prop.	Exact Sig. (1-tailed)
death	Group 1	cancer	4	.3	.2	.253
	Group 2	others	9	.7		
	Total		13	1.0		

Tabel diatas menunjukkan bahwa *p value* untuk uji ini adalah > 0,05. Artinya hipotesis nol penelitian ini diterima. Tidak terdapat perbedaan bermakna antara proporsi kematian karena kanker di sekitar pusat pembangkit listrik tenaga nuklir dan populasi umum.

<u>Contoh soal uji binomial satu sisi</u>

Sebuah studi berminat melakukan uji fluorescent antibody guna meneliti adanya reaksi serum setelah pengobatan pada penderita malaria falcifarum. Dari 25 subyek yang disembuhkan, 15 subyek ditemukan bereaksi positif. Apakah proporsi reaksi positif dalam populasi yang bersangkutan adalah lebih besar dari 0.50? misalkan $\alpha = 0.05$

Jawab:

$H_o : p \leq p_o = 0.50$

$H_i : p > p_o = 0.20$

Ho akan ditolak bila probabilitas untuk memperoleh nilai lebih besar atau sama dengan dari x , adalah lebih kecil dari $\alpha = 0.05$. H_o gagal ditolak bila probabilitas untuk memperoleh nilai lebih besar atau sama dengan dari x, adalah lebih besar atau sama dengan $\alpha = 0.05$

$P = 15/25 = 0.6 > p_o = 0.50$, maka nilai p dihitung :

$$p = 1 \sum_{k=0}^{x-1} \binom{n}{k} p^{k} q^{n-k} = 1 - \sum_{k=0}^{14} \binom{25}{k} (0.5)^{k} (0.5) = 1 - 0,7878 = 0,2122$$

Karena $p = 0.2122 > \alpha = 0.05$, maka Ho gagal ditolak. Proporsi reaksi serum diantara populasi yang telah mendapat pengobatan malarian tidak dapat dikatakan lebih besar secara bermakna daripada 0.50.

2.1.2. Uji kesesuaian Chi Square (*test of goodness of fit*)

Metode ini sangat bermanfaat ketika data yang tersedia hanya berupa frekuensi, misalnya banyaknya subjek dalam kategori sakit dan tidak sakit, atau banyaknya penderita diabetes mellitus dalam kategori I, II, III, IV menurut keparahan penyakitnya.

Uji ini berguna untuk :

1. Menguji kesesuaian (*test of goodness of fit*). Dengan uji kesesuaian, suatu distribusi sampel dievaluasi apakah sesuai (*fit*) dengan distribusi populasi tertentu
2. Menguji ketidaktergantungan (*test of independence*). Dengan uji independensi diperiksa apakah dua buah variabel dari sebuah sampel saling tergantung atau tidak saling tergantung
3. Menguji homogenitas (*test of homogenity*). Dengan uji homogenitas, beberapa sampel dievaluasi apakah berasal dari populasi-populasi yang sama (homogen) dalam hal variabel tertentu.

Uji X^2 ini adalah uji yang digunakan untuk menguji hipotesis deskriptif jika populasi **:**

- Terdiri atas 2 kelompok kelas atau lebih
- Data bersifat nominal
- Jumlah sampelnya besar.

Hipotesis :

Ho : p1 = p2 = 0,5

H1 : p1 ≠ p2 ≠ 0,5

Uji Statistik :

$$\chi = \sum \frac{(O_{ij} - E_{ij})^2}{E_{ij}}$$

Dimana :

O_{ij} = frekuensi yang diobservasi

E_{ij} = frekuensi yang diharapkan

Kriteria Uji :

Ho ditolak jika : X^2 hitung > X^2 tabel

Ho diterima jika : X^2 hitung ≤ X^2 tabel

Contoh soal:

Sebuah studi berminat mengetahui apakah tingkat kecerdasan (IQ) anak laki-laki memiliki distribusi normal. Distribusi frekuensi teramati tingkat kecerdasan (IQ) 50 anak laki-laki

Interval kelas	Frekuensi teramati	Frekuensi harapan	$\frac{(Oij - Eij)^2}{Eij}$
0 – 20	3	2	0.5
20 – 40	4	3	0.333
40 – 60	4	6	0.667
60 – 80	7	10	0.9
80 – 100	13	10	0
100 – 120	9	9	1
120 – 140	7	6	0.167
140 - 160	3	3	0
160+	0	1	1
Total	50	50	4.467

Jawab**:**

H_o : Populasi tingkat kecerdasan (IQ) anak laki-laki mengikuti distribusi normal

H_i : Populasi tingkat kecerdasan (IQ) anak laki-laki tidak mengikuti distribusi normal

Ditentukan $\alpha = 0.05$

Ho akan ditolak bila X^2 hitung $\geq X^2$ pada tingkat kemaknaan α. H_o gagal ditolak bila X^2 hitung $< X^2$. Karena $4.467 < X^2_{6,\ 0.05} = 12.592$, maka kita gagal menolak H_o. Populasi tingkat kecerdasan (IQ) anak laki-laki mempunyai bentuk distribusi normal.

2.1.3. Uji Kolgomorov Smirnov

Dengan uji Kolmogorov Smirnov (KS) dapat diperiksa apakah distribusi nilai-nilai sampel yang teramati sesuai dengan distribusi teoritis tertentu. Uji KS beranggapan bahwa distribusi variabel yang sedang diuji bersifat kontinu dan sampel diambil secara acak sederhana. Uji kesesuaian KS dapat diterapkan pada dua keadaan :

1. Menguji apakah suatu sampel mengikuti suatu bentuk distribusi populasi teoritis
2. Menguji apakah dua buah sampel berasal dari dua populasi yang identik

Hipotesis yang diuji dinyatakan sebagai berikut (dua sisi) :

Ho : $F(x) = Ft(x)$ untuk semua x dari -~ sampai +~

Ha : $F(x) \neq Ft(x)$ untuk paling sedikit sebuah x

Dengan F(x) ialah fungsi distribusi frekuensi kumulatif populasi pengamatan.

Terdapat beberapa keuntungan dan kerugian relatif uji kesesuaian KS dibandingkan uji kesesuaian X^2, yaitu :

1. Data dalam uji KS tidak perlu dilakukan kategorisasi. Dengan demikian semua informasi hasil pengamatan terpakai

2. Uji KS bisa dipakai untuk semua ukuran sampel, sedang uji X^2 membutuhkan ukuran sampel minimum tertentu

3. Uji KS tidak bisa dipakai untuk memperkirakan parameter populasi, sedangkan uji X^2 bisa digunakan untuk memperkirakan parameter populasi, dengan cara mengurangi derajat bebas sebanyak parameter yang diperkirakan

4. Uji KS memakai asumsi bahwa distribusi populasi teoritis bersifat kontinu

<u>Contoh data:</u>

Sebuah studi berminat memeriksa apakah berat otak para penderita penyakit tertentu didistribusikan secara normal. Dari suatu autopsi diketahui berat otak 15 orang dewasa penderita penyakit tertentu.

Berat otak (gram)				
1348	1140	1086	1039	920
1233	1146	1002	1012	904
1255	1168	1016	1001	973

<u>Jawab</u>

H_o : Data terdistribusi dengan normal

H_i : Data tidak terdistribusi dengan normal

a. Perhitungan manual

D = $\left| F_s(x) - F_t(x) \right|$ maks i = 1,2, ..., n

Dengan n = 15 dan α = 0.05, Ho akan ditolak bila nilai D hitung melebihi 0.338

Penghitungan statistik uji

xi	**Frekuensi**	**Fekuensi kumulatif**	**Fs(xi) Kumulatif**	**Z=(xi-×)/s**	**Ft(xi) kumulatif**	$\left\|F_s(x) - F_t(x)\right\|$
904	1	1	0.0667	-1.39	0.0823	0.0156
920	1	2	0.1333	-1.26	0.1038	0.0295
973	1	3	0.2000	-0.85	0.1977	0.0023
1001	1	4	0.2667	-0.64	0.2611	0.0056
1002	1	5	0.3333	-0.63	0.2643	0.0690
1012	1	6	0.4000	-0.55	0.2912	0.1088
1016	1	7	0.4667	-0.52	0.3015	0.1652
1039	1	8	0.5333	-0.34	0.3669	0.1664
1086	1	9	0.6000	0.02	0.5080	0.1080
1140	1	10	0.6667	0.44	0.6700	0.3367
1146	1	11	0.7333	0.49	0.6879	0.0454
1168	1	12	0.8000	0.66	0.7454	0.0546
1233	1	13	0.8667	1.16	0.8770	0.0103
1255	1	14	0.9333	1.33	0.9082	0.0251
1348	1	15	1.000	2.05	0.9798	0.0202

Dari sekian banyak nilai D, ternyata statistik uji D maksimum adalah 0.1664. Karena 0.1664 < 0.338, maka Ho gagal ditolak. Sampel berat otak berasal dari populasi dengan distribusi normal.

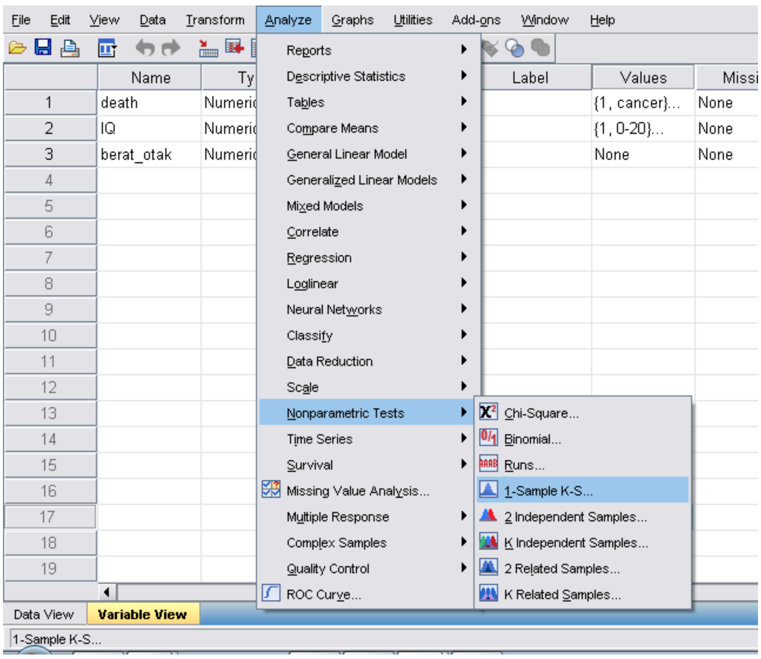
b. Perhitungan SPSS

Untuk melakukan uji kenormalan dengan Kolgomorov Smirnov, alur yang harus dilakukan adalah:

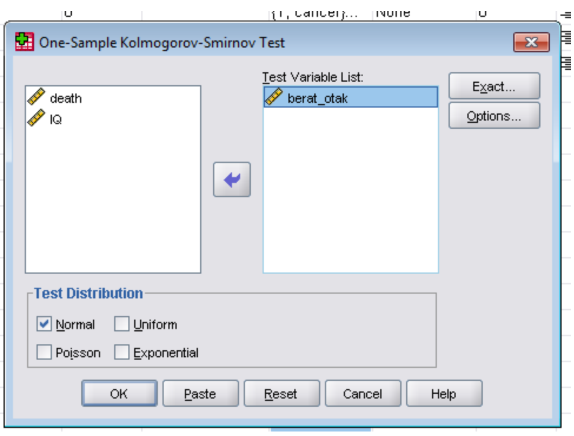
Analyze

Nonparametric tests

1 Sample K-S



Variabel yang akan diuji kenormalannya dimasukkan pada ***Test Variable List***. Selanjutnya pada ***Test Distribution*** dipilih ***Normal → OK***



Hasil uji kenormalan akan muncul dalam tabel di bawah ini

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		berat_otak
N		15
Normal Parameters[a]	Mean	1082.87
	Std. Deviation	128.792
Most Extreme Differences	Absolute	.167
	Positive	.167
	Negative	-.082
Kolmogorov-Smirnov Z		.645
Asymp. Sig. (2-tailed)		.799

a. Test distribution is Normal.

Untuk menentukan kenormalan dapat dilihat dari *p value*. Berbeda dengan uji lainnya, pada uji Kolgomorov Smirnov, Hipotesis nol adalah data terdistribusi normal. Oleh karena itu nilai *p value* pada uji ini harus > 0,05 untuk menunjukkan data terdistribusi normal. Pada penelitian ini *p value* sebesar 0,799. Hal ini berarti hipotesis nol diterima dan variabel berat otak terdistribusi dengan normal.

2.2. Uji untuk data kategorik

2.2.1. Uji Independensi Kai Kuadrat (*test of independence*)

Dengan uji independen X^2 dapat diketahui, apakah dua variabel saling berhubungan (tergantung, mempengaruhi, independen). Data dianalisis menurut menurut dua variabel. Variabel pertama dibagi menjadi c kategori. Variabel kedua dibagi menjadi r kategori. Data tersebut dapat dipresentasikan dalam tabel r x c. Tabel r x c menunjukkan tingkat ketergantungan antara dua kriteria. Tiap-tiap sel tabel berisi frekuensi pengamatan (O_{ij}) maupun frekuensi harapan (E_{ij}).

$$\chi = \sum \frac{(O_{ij} - E_{ij})^2}{E_{ij}}$$

Dimana :

O_{ij} = frekuensi teramati pada sel ij

E_{ij} = frekuensi harapan pada sel ij

Dengan derajat bebas = (r-1)(c-1)

<u>Contoh soal</u>

Sebuah studi berminat mengetahui hubungan antara persepsi tentang kerentanan terhadap penyakit dan pemilihan jenis pemberi pelayanan kesehatan. Dari populasi pemakai pelayanan kesehatan modern dan tradisional diambil sebuah sampel. Persepsi kerentanan dibagi dua kategori : sangat serius dan kurang serius.

		Persepsi Kerentanan Terhadap Penyakit		Total
		Sangat Serius	Kurang Serius	
Pilihan Pelayanan Kesehatan	Rumah Sakit	24 (a)	6 (b)	30
	Dukun	8 (c)	12 (d)	20
Total		32	18	50

Jawab

Ho : Kedua variabel (persepsi kerentanan terhadap penyakit dan pemilihan jenis pemberi pelayanan kesehatan) tidak saling tergantung

Hi : Kedua variabel saling tergantung

Ditentukan $\alpha = 0.05$

a. Perhitungan manual

Rumus alternatif untuk *test of independence*

$$X^2 = \frac{N(ad - bc)^2}{(a+b)(c+d)(a+c)(b+d)}$$

Bila H_o benar, maka X^2 akan didistribusikan sebagai X^2 dengan derajat bebas (2-1)(2-1) =1 dengan menggunakan tabel X^2. Ho ditolak apabila nilai X^2 hitung $\geq X^2$ 1, 0.95 = 3.8

Penghitungan statistik uji

Sebelum menghitung nilai X^2, terlebih dahulu harus diketahu nilai harapan masing-masing sel.

$$E_{11} = \frac{30 \times 32}{50} = 19.2$$

$$E_{12} = \frac{30 \times 18}{50} = 10.8$$

$$E_{21} = \frac{20 \times 32}{50} = 12.8$$

$$E_{22} = \frac{20 \times 18}{50} = 7.2$$

Sehingga statistik Uji X^2 adalah :

$$X^2 = \frac{(24 - 19.2)^2}{19.2} + \frac{(6 - 10.8)^2}{10.8} + \frac{(8 - 12.8)^2}{12.8} + \frac{(12 - 7.2)^2}{7.2} = 8.33$$

Perhitungan X^2 dengan rumus alternatif :

$$X^2 = \frac{50\ \{(24)\ (12) - (6)\ (8)\}^2}{(30)\ (20)\ (32)\ (18)} = 8.33$$

Karena 8.33 > X^2 1, 0.95 = 3.84, maka Ho ditolak. Terdapat hubungan yang bermakna antara persepsi pasien tentang kerentanan terhadap penyakit dan jenis pemberi pelayanan kesehatan yang dipilih.

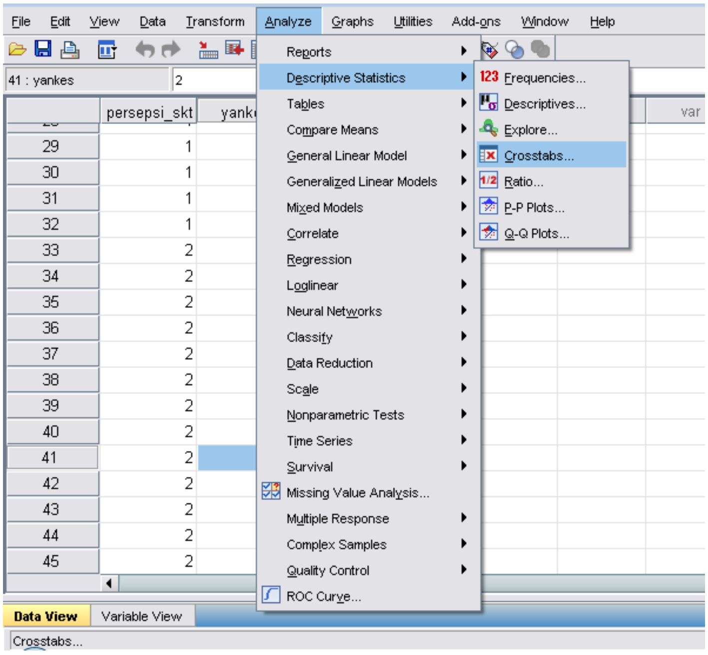
b. Perhitungan SPSS

Setelah data *clean* dan siap untuk dianalisis, hal yang pertama kali dilakukan adalah

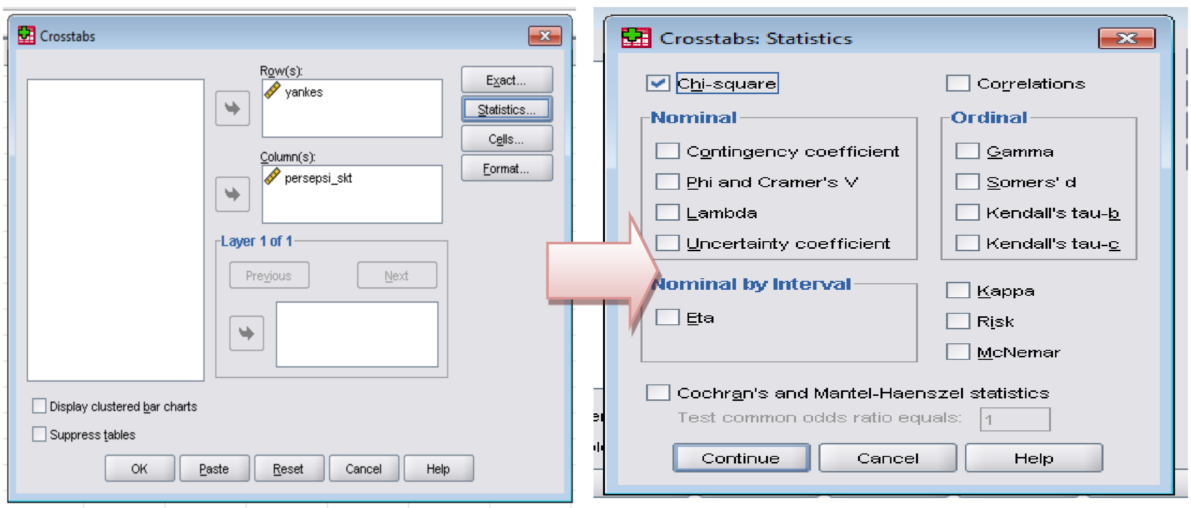
Analyze

Descriptive statistics

Crosstabs



Variabel dependen dimasukkan kedalam ***column*** dan variabel independen dimasukkan ke dalam ***row.*** Klik ***Statistics.*** Pada ***Crosstabs Statistics*** pilih ***Chi-Square → continue → OK***



Pada *output* akan muncul hasil deskriptif dari kedua variabel tersebut. Untuk mengetahui signifikansi penelitian dapat dilihat dari nilai *p value* pada ***continuity correction***. Pemilihan ***continuity correction*** dikarenakan tabel yang dihasilkan adalah tabel 2x2 dan tidak ada sel yang nilainya kurang dari 5.

yankes * persepsi_skt Crosstabulation

Count

		persepsi_skt		Total
		sangat serius	kurang serius	
yankes	rumah sakit	24	5	29
	Dukun	8	13	21
Total		32	18	50

Chi-Square Tests

	Value	df	Asymp. Sig. (2-sided)	Exact Sig. (2-sided)	Exact Sig. (1-sided)
Pearson Chi-Square	10.546[a]	1	.001		
Continuity Correction[b]	8.696	1	.003		
Likelihood Ratio	10.769	1	.001		
Fisher's Exact Test				.002	.002
Linear-by-Linear Association	10.335	1	.001		
N of Valid Cases[b]	50				

a. 0 cells (.0%) have expected count less than 5. The minimum expected count is 7.56.

b. Computed only for a 2x2 table

P value dinotasikan dengan ***Asymp.sig (2-sided)***. ***P value continuity correction*** pada penelitian ini adalah 0,003. Artinya hipotesis nol ditolak. Ada hubungan bermakna antara persepsi terhadap sakit dengan pelayanan kesehatan yang diterima.

2.2.2. Uji Pasti Fisher (*Fisher exact tets*)

Uji Fisher exact menguji kemaknaan hubungan antara dua variabel kategorik, menggunakan pendekatan probabilitas *exact*. Strategi dasar uji hipotesis *Fisher exact* adalah membuat semua kemungkinan konfigurasi tabel dengan jumlah tepi tetap seperti pada tabel teramati aslinya. Kemudian dihitung probabilitas *exact* masing-masing tabel. Uji ini dilakukan apabila jumlah sampel penelitian sangat kecil dan memiliki sel yang nilai expected value kurang dari lima (Bower, no date).

Sebuah studi kasus kontrol meneliti jumlah kematian orang-orang berusia 50-54 tahun di sebuah kabupaten dalam 1 bulan. Ditemukan bahwa dari 30 orang yang meninggal karena penyakit CVD, 4 orang mempunyai riwayat diet tinggi garam, sedangkan dari 20 orang yang meninggal karena sebab lain, 2 orang mempunyai riwayat diet tinggi garam.

Jawab:

Uji satu sisi

Ho : P1 = P2

Hi : P1 > P2

Uji dua sisi :

Ho : P1 = P2

Hi : P1 ≠ P2

a. Perhitungan manual

		Konsumsi Garam		TOTAL
		Tinggi Garam	Rendah Garam	
Sebab Kematian	CVD	4 (a)	26 (b)	30
	Non CVD	2 (c)	18 (d)	20
TOTAL		6	44	50

E_{11} = 6(30)/50 = 3.6

E_{21} = 6(20)/50 = 2.4

Terdapat dua dari empat sel berisi frekuensi harapan kurang dari 5. Untuk memudahkan perhitungan matematik, diasumsikan frekuensi tepi tabel tetap.

		Konsumsi Garam		TOTAL
		Tinggi Garam	Rendah Garam	
Sebab Kematian	CVD	0 (a)	30 (b)	30
	Non CVD	6 (c)	14 (d)	20
TOTAL		6	44	50

$$P\,(0, 20, 6, 24) = \frac{30!\ 20!\ 6!\ 14!}{50!\ 0!\ 30!\ 6!\ 14!} = 0.00244$$

P (0) = 1 x P (0) = 1 x 0.00244 = 0.00244

$$P\,(1) = P\,(0)\ \frac{30 \times 6}{1 \times 15} = (0.00244)\ \frac{30 \times 6}{1 \times 15} = 0.02928$$

Dengan cara yang sama didapatkan hasil

P (2) = 0.13267

P (3) = 0.29135

P (4) = 0.32777

P (5) = 0.17937

P (6) = 0.03737

Pengambilan keputusan statistik mengacu pada nilai p

Uji dua sisi :

Ho : P1 = P2

Hi : P1 ≠ P2

Luas area sebelah kiri = P(0) + P(1) + P(2) + P(3) + P(4) = 0.78351

Luas area sebelah kanan = P(4) + P(5) + P(6) = 0.54451

Maka nilai p = 2 x min (0.54451 ; 0.78351) = 1.08902 ≈ 1

Uji satu sisi

Ho : P1 = P2

Hi : P1 > P2

Nilai p = P(4) + P(5) + P(6) = 0.54451

Probabilitas seorang dengan diet tinggi garam untuk meninggal karena CVD dan karena non CVD tidak berbeda secara bermakna, baik dengan uji dua sisi maupun satu sisi.

b. Perhitungan SPSS

Tahapan melakukan uji *Fisher exact* dengan SPSS sama persis dengan melakukan uji indenpendensi Kai Kuadrat. Yang membedakan adalah pada *output p value* dilihat dari Uji *Fisher Exact* saja (baik itu yang untuk dua sisi maupun satu sisi).

2.3. Uji Dua Sampel Independen

2.3.1. Uji Penjumlahan Peringkat Wilcoxon (*Wilcoxon sum rank test*)

Uji ini merupakan perbaikan dari uji tanda yang akan dijelaskan pada bagian uji dua sampel dependen. Dalam uji Wilcoxon, bukan saja tanda yang diperhatikan tetapi juga nilai selisih (X − Y).

Uji Wilcoxon dilakukan dengan cara sebagai berikut :

a. Beri nomor urut untuk setiap harga mutlak selisih ($X_i - Y_i$). Harga mutlak yang terkecil diberi nomor urut atau peringkat 1, harga mutlak selisih berikutnya diberi nomor urut 2, dan akhirnya harga mutlak terbesar diberi nomor urut *n*. Jika terdapat selisih yang harga mutlaknya sama besar, untuk nomor urut diambil rata-ratanya.
b. Untuk nomor urut berikan pula tanda yang didapat dari selisih (X − Y)
c. Hitunglah jumlah nomor urut yang bertanda positif dan juga jumlah nomor urut yang bertanda negatif.

d. Untuk jumlah nomor urut yang didapat di *c*, ambillah jumlah yang harga mutlaknya paling kecil. Sebutlah jumlah ini sama dengan J, jumlah J inilah yang dipakai untuk menguji hipotesis :

H_o : tidak ada perbedaan pengaruh kedua perlakuan

H_i : terdapat perbedaan pengaruh kedua perlakuan

Notasi yang digunakan :

n_1 = ukuran sampel ke 1

n_1 = ukuran sampel ke 1

$n_1 < n_2$ ukuran sampel ke 1 selalu lebih kecil dari sample ke 2

W = jumlah peringkat pada sampel berukuran terkecil

Nilai Ekspektasi (W) = E(W) = $\frac{n_1(n_1 + n_2 + 1)}{2}$

Standar Error = SE = $\sqrt{\frac{n_1 \times n_2 \times (n_1 + n_2 + 1)}{12}}$

Statistik Uji z = $\frac{W - E(W)}{SE}$

Penetapan urutan, peringkat dan H_0 dan H_1 sama dengan Uji Mann-Whitney

<u>Contoh :</u>

Berikut adalah data pendapatan di 2 kelompok pekerja

Departemen Q		
Income (ribu USD/tahun)	Urutan	Rangking
6	1	1
10	2	2
15	7	6
32	10	10
	W =	19

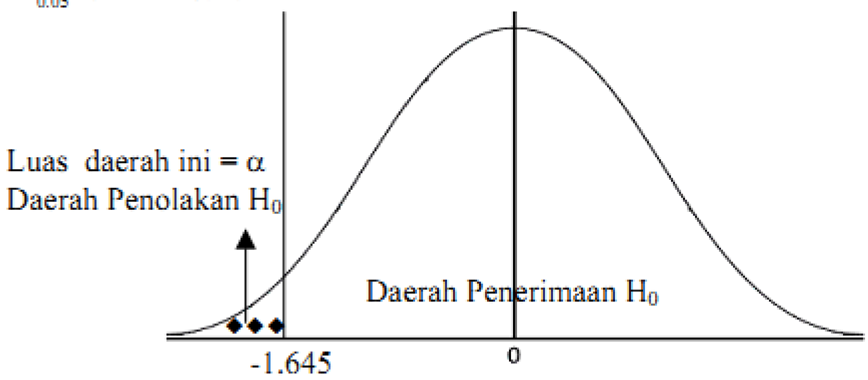
Departemen Z		
Income (ribu USD/tahun)	Urutan	Ranking
12	3	3
13	4	4
15	5	6
15	6	6
20	8	8
31	9	9
38	11	11
40	12	12

Dengan taraf nyata 5% ujilah apakah (peringkat) pendapatan di departemen Q ***<u>lebih kecil</u>*** dibandingkan departemen Z?

a. Perhitungan manual

1. $H_0: \mu_1 = \mu_2$ $\qquad H_1 \quad \mu_1 < \mu_2$
2. Statistik Uji : z
3. Uji 1 Arah
4. Taraf Nyata Pengujian = α = 5% = 0.05
5. Daerah Penolakan H_0

$z < -z_{0.05} \rightarrow z < -1.645$



6. Nilai statistik Uji :

$n_1 = 4 \qquad n_2 = 8$

W = 19

$$E(W) = \frac{n_1(n_1 + n_2 + 1)}{2} = \frac{4(4+8+1)}{2} = \frac{4 \times 13}{2} = 26$$

$$SE = \sqrt{\frac{n_1 \times n_2 \times (n_1 + n_2 + 1)}{12}} = \sqrt{\frac{4 \times 8 \times 13}{12}} = \sqrt{\frac{416}{12}}$$

$$= \sqrt{34.666...} = 5.8878... \approx 5.89$$

$$z = \frac{W - E(W)}{SE} = \frac{19 - 26}{5.89} = -1.19$$

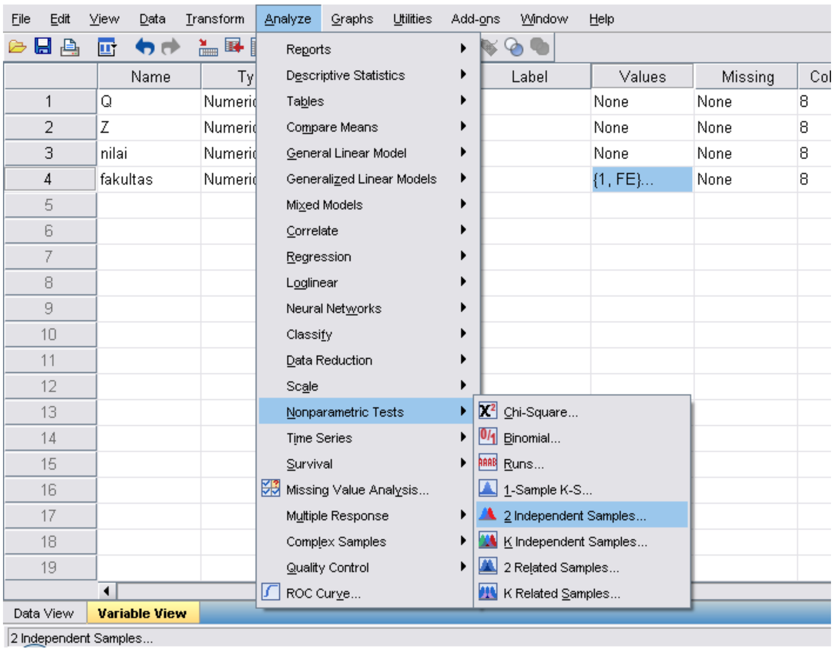
Z hitung -1,19 ada di daerah penerimaan H_0. H_0 diterima. Peringkat pendapatan di kedua departemen sama.

b. Perhitungan SPSS

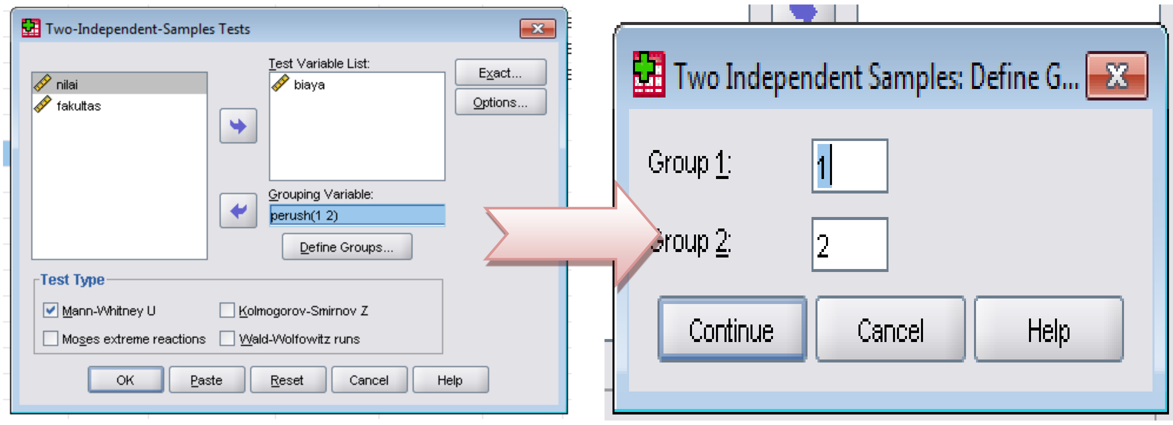
Analyze

Nonparametric tests

Two independent samples



Selanjutnya dalam ***Test Variables List***, dimasukkan variabel yang akan diuji, yaitu variabel biaya. Sementara itu variabel yang mengelompok, yaitu perusahaan, dimasukkan ke dalam ***grouping variabel.*** Setelah itu klik ***define groups.*** Tuliskan angka '1' pada group 1 dan angka '2' pada group 2. Angka-angka ini harus sesuai dengan koding yang digunakan pada variabel yang mengelompok → ***OK***



Hail uji Wilcoxon ditampilkan dalam tabel berikut ini

Test Statistics[b]

	biaya
Mann-Whitney U	9.000
Wilcoxon W	19.000
Z	-1.197
Asymp. Sig. (2-tailed)	.231
Exact Sig. [2*(1-tailed Sig.)]	.283[a]

a. Not corrected for ties.

b. Grouping Variable: perush

Nilai uji *Wilcoxon sum rank* sebesar 19. Sementara itu nilai *P value* dari hasil uji *Wilcoxon sum rank* di atas menunjukkan bahwa hipotesis nol diterima, karena nilai p value > 0,05, yaitu 0,283. Ini berarti rata-rata pendapatan pada karyawan di kedua perusahaan tersebut adalah sama.

2.3.2. Uji Mann Whitney

Uji ini merupakan alternatif uji beda 2 rata-rata parametrik dengan menggunakan t (sampel-sampel berukuran kecil). Langkah pertama pengujian ini adalah pengurutan nilai mulai dari yang terkecil hingga terbesar. Pengurutan dilakukan tanpa pemisahan kedua sampel.

Selanjutnya lakukan penetapan *rank* (peringkat) dengan aturan berikut:

- Peringkat ke -1 diberikan pada nilai terkecil di urutan pertama
- Peringkat tertinggi diberikan pada nilai terbesar

Jika tidak ada nilai yang sama maka urutan = peringkat

Jika ada nilai yang sama, maka ranking dihitung dengan rumus :

$$\text{Peringkat (R)} = \frac{\sum \text{urutan data yg bernilai sama}}{\text{banyak data yg bernilai sama}}$$

Mahasiswa Fak. Ekonomi		
Nilai	Urutan	Rangking
30	2	2
55	4	4
65	5	5
70	8	7
75	10	9.5
88	16	15.5
90	17	17
95	18	18
98	19	19
100	20	20
	R_1 =	117

Mahasiswa Fak. Ilmu Komputer		
Nilai	Urutan	Ranking
25	1	1
50	3	3
70	6	7
70	7	7
75	9	9.5
78	11	11
80	12	12
85	13	13.5
85	14	13.5
88	15	15.5
	R_2 =	93

$$\text{Ranking untuk Nilai 70} = \frac{6+7+8}{3} = \frac{21}{3} = 7$$

$$\text{Ranking untuk Nilai 75} = \frac{9+10}{2} = \frac{19}{2} = 9.5$$

Notasi yang digunakan :

R_1 = Jumlah peringkat dalam sampel ke 1
R_2 = Jumlah peringkat dalam sampel ke 2
n_1 = ukuran sampel ke 1
n_2 = ukuran sampel ke 2 Ukuran kedua sampel tidak harus sama

Rata-rata $R_1 = \mu_{R_1} = \dfrac{n_1(n_1 + n_2 + 1)}{2}$

Rata-rata $R_2 = \mu_{R2} = \dfrac{n_2(n_1 + n_2 + 1)}{2}$

Standar Error (Galat Baku) = $\sigma_R = \sqrt{\dfrac{n_1 \times n_2 \times (n_1 + n_2 + 1)}{12}}$

Statistik Uji $z = \dfrac{R_1 - \mu_{R_1}}{\sigma_{R_1}}$

Dalam perhitungan hanya R_1 yang digunakan, karena ia menjadi subyek dalam H_0 dan H_1:

Penetapan H_0 dan H_1: Terdapat 3 alternatif H_0 dan H_1:

(a) H_0: $\mu_1 = \mu_2$ dan H_1: $\mu_1 < \mu_2$
Uji 1 arah dengan daerah penolakan H_0: $z < -z_\alpha$

(b) H_0: $\mu_1 = \mu_2$ dan H_1: $\mu_1 > \mu_2$
Uji 1 arah dengan daerah penolakan H_0: $z > z_\alpha$

(c) H_0: $\mu_1 = \mu_2$ dan H_1 : $\mu_1 \neq \mu_2$
Uji 2 arah dengan daerah penolakan H_0: $z < -z_{\alpha/2}$ dan $z > z_{\alpha/2}$

Contoh :

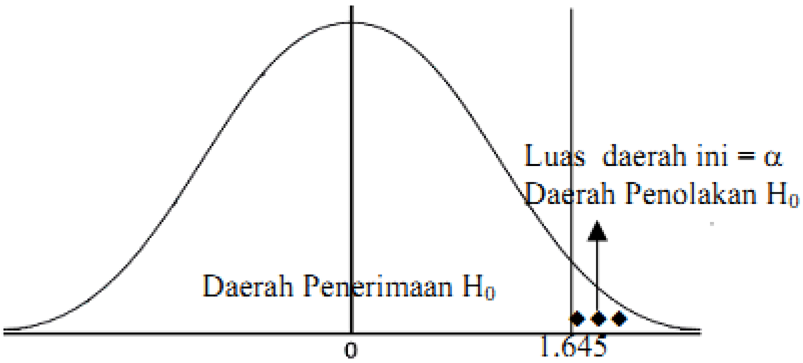
Berdasarkan data nilai mahasiswa di dua fakultas (contoh dalam tabel), ujilah dengan taraf nyata 5%, apakah (peringkat) nilai mahasiswa Fakultas Ekonomi lebih besar dibanding mahasiswa Fakultas Ilmu Komputer?

Jawab:

a. *Perhitungan manual*

1. $H_0: \mu_1 = \mu_2$ $\qquad H_1 \quad \mu_1 > \mu_2$
2. Statistik Uji : z
3. Uji 1 Arah
4. Taraf Nyata Pengujian = α = 5% = 0.05
5. Daerah Penolakan H_0

$z > z_{[illegible]} \rightarrow z > 1.645$



6. Nilai statistik Uji :

$R_1 = 117$ $\qquad R_2 = 93$

$n_1 = 10$ $\qquad n_2 = 10$

$$\mu_{R_1} = \frac{n_1(n_1+n_2+1)}{2} = \frac{10\times(10+10+1)}{2} = \frac{10\times 21}{2} = \frac{210}{2} = 105$$

$$\sigma_R = \sqrt{\frac{n_1 \times n_2 \times (n_1+n_2+1)}{12}} = \sqrt{\frac{10\times 10\times 21}{12}} = \sqrt{\frac{2100}{12}} = \sqrt{175} = 13.2287\ldots$$

$$z = \frac{R_1 - \mu_{R_1}}{\sigma_{R_1}} = \frac{117-105}{\sqrt{175}} = \frac{12}{13.228\ldots} = 0.90711\ldots \approx 0.91$$

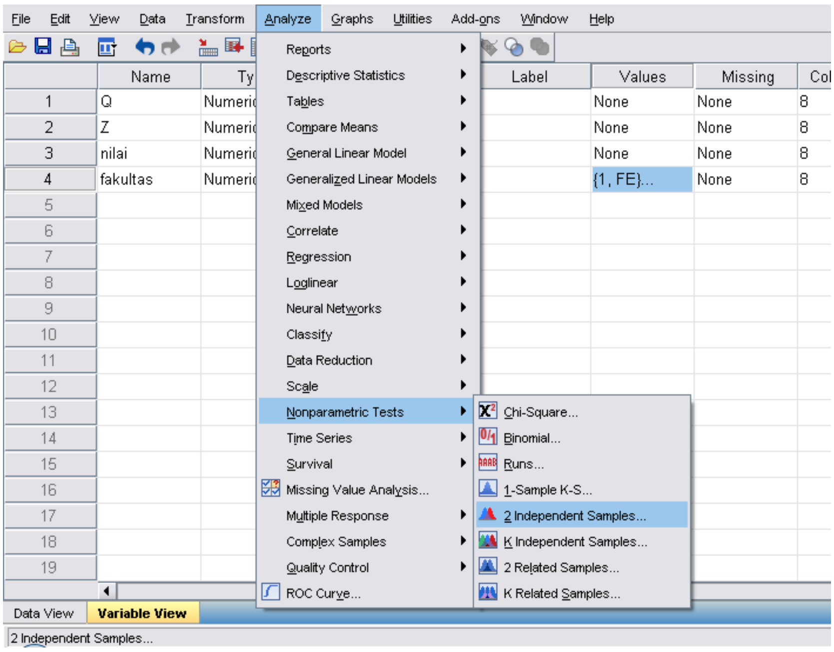
7. Z hitung = 0,91 ada di daerah penerimaan H_o, H_o diterima. (Peringkat) nilai UAS statistika 2 di Fakultas Ekonomi = Fakultas Ilmu Komputer

b. *Perhitungan dengan SPSS*

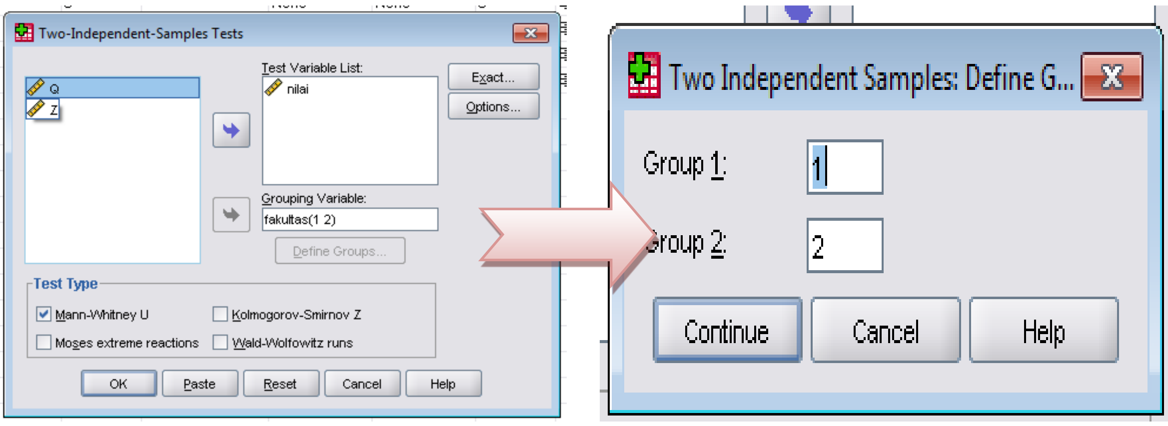
Analyze

Nonparametric tests

Two independent samples



Selanjutnya dalam ***test variables List***, dimasukkan variabel yang akan diuji, yaitu variabel nilai. Sementara itu variabel yang mengelompok, yaitu fakultas, dimasukkan ke dalam ***grouping variabel.*** Setelah itu klik ***define groups.*** Tuliskan angka ‘1’ pada group 1 dan angka ‘2’ pada group 2. Angka-angka ini harus sesuai dengan koding yang digunakan pada variabel yang mengelompok → ***continue*** →Klik ***Mann-Whitney U*** pada ***Test type*** → ***OK***



Tampilan hasil uji akan seperti tabel di bawah ini

Test Statistics[b]

	nilai
Mann-Whitney U	38.000
Wilcoxon W	93.000
Z	-.910
Asymp. Sig. (2-tailed)	.363
Exact Sig. [2*(1-tailed Sig.)]	.393[a]

a. Not corrected for ties.

b. Grouping Variable: fakultas

P value dari hasil uji *Mann Whitney* di atas menunjukkan bahwa hipotesis nol diterima, karena nilai p value > 0,05, yaitu 0,363. Ini berarti tidak ada perbedaan rata-rata nilai pada mahasiswa di kedua fakultas tersebut.

2.3.3. Uji Median

Uji median digunakan untuk menguji signifikansi hipotesis komparatif dua sampel independen bila datanya berbentuk nominal atau ordinal. Pengujian didasarkan atas median dan sampel yang diambil secara random. Untuk menggunakan test median, maka harus dihitung gabungan dua kelompok (median untuk semua kelompok).

Uji median dihitung dengan rumus berikut ini:

$$X^2 = \frac{N(ad - bc)^2}{(a+b)(c+d)(a+c)(b+d)}$$

Contoh soal

Dilakukan penelitian untuk mengetahui apakah penghasilan para nelayan berbeda dengan para petani berdasarkan mediannya. Data penelitian tersebut terangkum dalam tabel di bawah ini.

No	Petani	Nelayan
1	50	45
2	60	50
3	70	55
4	70	60
5	75	65
6	80	65
7	90	70
8	95	80
9	95	100
10	100	

Jawab

H_o : Tidak terdapat perbedaan yang signifikan antara penghasilan petani dan nelayan

H_i : Terdapat perbedaan yang signifikan antara penghasilan petani dan nelayan

H_o ditolak apabila nilai X^2 hitung ≥ tabel. H_o gagal ditolak apabila nilai X^2 hitung < tabel.

a. Perhitungan manual

Untuk menghitung median gabungan maka data dua kelompok tersebut disusun dari yang kecil menuju yang besar. Nilai Median 70.

Jumlah skor	Petani	Nelayan	Jumlah
Di atas Median gabungan	A = 6	B = 2	A + B = 8
Di bawah median gabungan	C = 4	D = 7	C + D = 11
Jumlah	10	9	N = 19

$$X^2 = \frac{19\,(\,(6 \times 7 - 2 \times 4) - 19/2\,)^2}{(6+8)\,(4+7)\,(6+4)\,(2+7)} = 0.00034$$

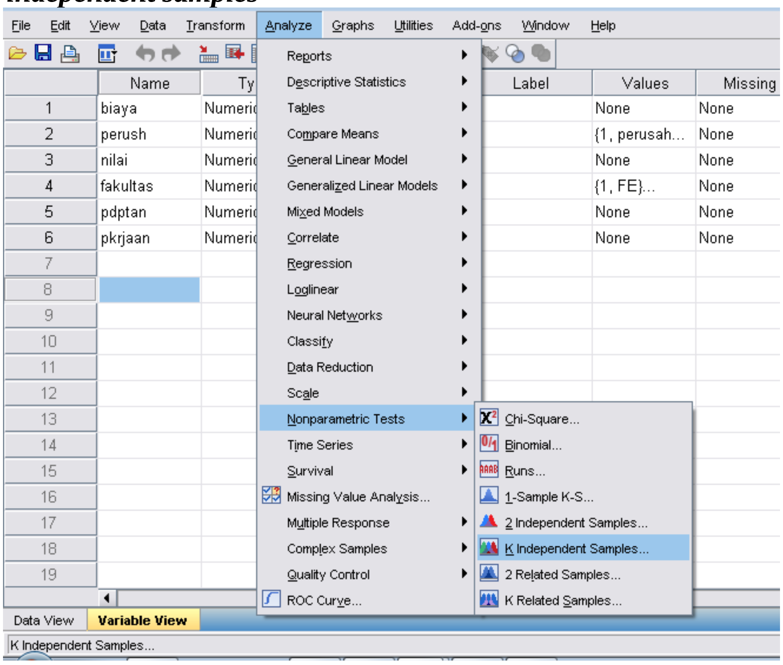
Karena X^2 tabel untuk dk=1 dan α 0.05 = 3.841 dan X^2 hitung lebih kecil dari tabel (0.00034 < 3.841), maka H_o gagal ditolak. Tidak terdapat perbedaan secara signifikan antara penghasilan petani dan nelayan, berdasarkan mediannya.

b. Perhitungan SPSS

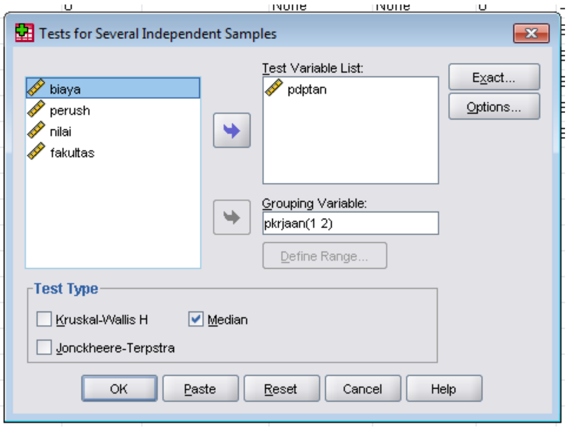
Analyze

Nonparametric tests

K independent samples



Selanjutnya dalam ***test variables List***, dimasukkan variabel yang akan diuji, yaitu variabel nilai. Sementara itu variabel yang mengelompok, yaitu fakultas, dimasukkan ke dalam ***grouping variabel.*** Setelah itu klik ***define groups.*** Tuliskan angka ‘1’ pada group 1 dan angka ‘2’ pada group 2. Angka-angka ini harus sesuai dengan koding yang digunakan pada variabel yang mengelompok → ***continue*** →Klik ***Median*** pada ***Test type*** → ***OK***



Hasil uji akan menunjukkan nilai median dari penghasilan pada dua kelompok tersebut, yaitu 70. Keputusan statistik terhadap uji tersebut ditunjukkan oleh nilai *Exact sig* (*p value*), yaitu sebesar 0.170. Sehingga hipotesis nol diterima dan secara statistik tidak ada perbedaan pendapatan antara kelompok petani dan kelompok nelayan**.**

Test Statistics[a]

	Pdptan
N	19
Median	70.0000
Exact Sig.	.170

a. Grouping Variable: pkrjaan

2.4. Uji Dua Sampel Dependen

2.4.1. Uji McNemar

Uji McNemar adalah uji non-parametrik yang penting, untuk memeriksa kemaknaan perbedaan dua set pengamatan berpasangan dari sebuah sampel atau dua sampel berhubungan berskala nominal. Uji ini khususnya bermanfaat sekali dalam menyelesaikan persoalan yang menyangkut :

1. Analisis hasil pengukuran pada subjek atau unit analisis yang sama, sebelum dan sesudah memperoleh perlakuan atau intervensi.
2. Analisis hasil observasi kasus dan kontrol dengan pencocokan

Prosedur Uji McNemar menggunakan format tabel kontingensi 2 x 2. Statistik Uji McNemar hanya membutuhkan informasi tentang sel b dan c saja :

$$X^2 = \frac{(b-c)^2}{(b+c)}$$

Dengan derajat bebas = 1

<u>Contoh soal</u>

Sebuah studi kasus kontrol meneliti pengaruh pemakaian estrogen terhadap kejadian kanker endometrium. Sebanyak 317 wanita dengan kanker endometrium (kasus) dibandingkan dengan 317 wanita tanpa kanker endometrium (kontrol). Wanita dari kedua kelompok itu kemudian diteliti riwayatnya, apakah sebelum diagnosis kanker menggunakan estrogen (paling sedikit 6 bulan lamanya) atau tidak memakai estrogen.

		Kontrol		Total
		Dengan Estrogen	Tanpa Estrogen	
Kasus	Dengan Estrogen	39 (a)	113 (b)	152
	Tanpa Estrogen	15 (c)	150 (d)	165
Total		54	263	317

Jawab

H_o : probabilitas untuk memperoleh frekuensi dalam sel b sama dengan probabilitas untuk memperoleh frekuensi dalam sel c.

H_i : probabilitas untuk memperoleh frekuensi dalam sel b tidak sama dengan probabilitas untuk memperoleh frekuensi dalam sel c

H_o : tidak terdapat pengaruh pemakaian estrogen terhadap kejadian kanker endometrium

H_i : terdapat pengaruh pemakaian estrogen terhadap kejadian kanker endometrium

H_o ditolak bila nilai X^2 hitungan lebih besar daripada X^2 tabel dengan derajat bebas = 1 dan tingkat kemaknaan yang ditentukan

a. *Perhitungan manual*

$$X^2 = \frac{(113 - 15)^2}{(113 + 15)}$$

$$X^2 = 75{,}03$$

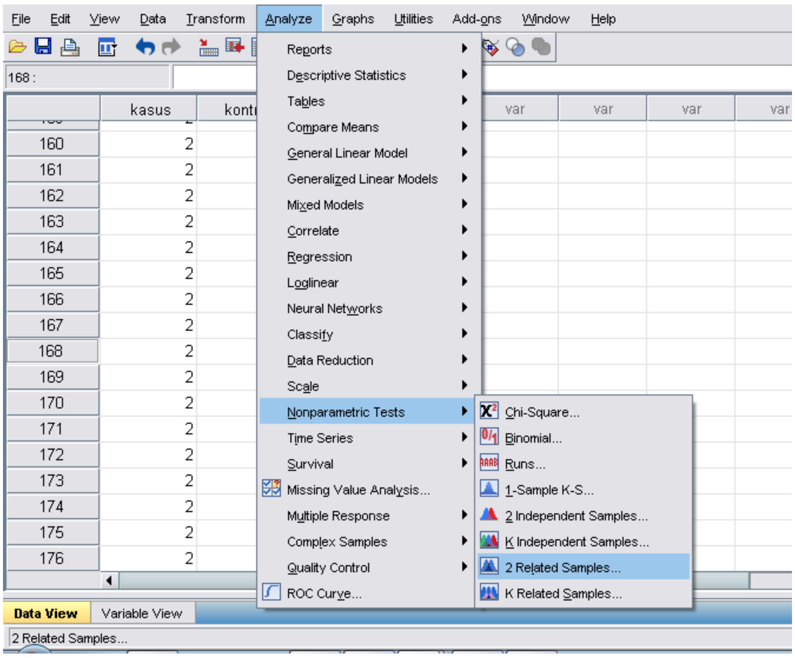
Karena X^2 hitung = 75.03 > X^2 1, 0.99 = 6.64, maka H_o ditolak. Terdapat pengaruh yang bermakna pemakaian estrogen terhadap kejadian kanker endometrium.

b. *Perhitungan SPSS*

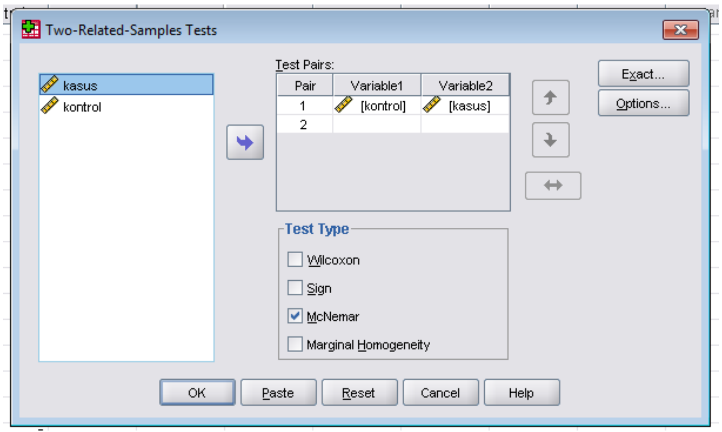
Analyze

Nonparametric

Two related samples



Masukkan variabel kasus ke dalam variabel 2, dan variabel kontrol ke dalam variabel 1. Pada ***test type***, klik ***McNemar* → *OK***



Hasil uji McNemar ditampilkan dalam table berikut:

Test Statistics[b]

	kontrol & kasus
N	317
Chi-Square[a]	73.508
Asymp. Sig.	.000

a. Continuity Corrected

b. McNemar Test

Hasil tersebut menunjukkan *p value* pada uji ini adalah 0,000. Ini berarti hipotesis nol ditolak dan ada pengaruh bermakna pemakaian estrogen dengan kejadian kanker endometrium.

2.4.2. Uji Tanda (*sign test*)

Uji tanda adalah uji nonparametrik yang digunakan pada situasi dimana data tidak dianggap normal atau datanya bersifat ordinal. Asumsinya adalah distribusinya bersifat binomial. Binomial artinya dua nilai. Nilai ini dilambangkan dengan tanda, yaitu positif (+) dan negatif (–).

Uji ini sangat baik apabila syarat-syarat berikut dipenuhi :

a. pasangan hasil pengamatan yang sedang dibandingkan bersifat independen
b. masing-masing pengamatan dalam tiap pasang terjadi karena pengaruh kondisi yang serupa
c. pasangan yang berlainan terjadi karena kondisi yang berbeda

Uji dilakukan pada 2 sampel terpisah (independen)

- tanda (+) → data pada sampel 1 > pasangannya sampel 2
- tanda (–) → data pada sampel 1 < pasangannya sampel 2
- tanda Nol (0) → data pada sampel 1 = pasangannya sampel 2

Tanda Nol **<u>tidak digunakan</u>** dalam perhitungan

Notasi yang digunakan :
n = banyak tanda (+) dan tanda (–) dalam sampel

$\overline{p}$ = proporsi SUKSES dalam sampel
$\overline{q} = 1 - \overline{p}$

p_0 = proporsi SUKSES dalam H_0
$q_0 = 1 - p_0$

Standar Error = Galat Baku = $\sigma_{\overline{p}} = \sqrt{\dfrac{p_0 \times q_0}{n}}$

Rata-Rata Sampel = $\mu_{\overline{p}} = p_0$

Statistik Uji $\quad z_{hitung} = \dfrac{\overline{p} - \mu_{\overline{p}}}{\sigma_{\overline{p}}} \qquad\qquad z_{hitung} = \dfrac{\overline{p} - p_0}{\sqrt{\dfrac{p_0 \times q_0}{n}}}$

SUKSES tergantung dari apa yang ditanyakan (ingin diuji) dalam soal.

- Jika yang ingin diuji sampel 1 > sampel 2 maka SUKSES adalah banyak tanda (+)
- Jika yang ingin diuji sampel 1 < sampel 2 maka SUKSES adalah banyak tanda (–)

Penetapan Penetapan H_0 dan H_1:
Terdapat 3 alternatif H_0 dan H_1:

(a) H_0: $p = p_0$ dan H_1: $p < p_0$
Uji 1 arah dengan daerah penolakan H_0: $z < -z_\alpha$

(b) H_0: $p = p_0$ dan H_1: $p > p_0$
Uji 1 arah dengan daerah penolakan H_0: $z > z_\alpha$

(c) H_0: $p = p_0$ dan H_1: $p \neq p_0$
Uji 2 arah dengan daerah penolakan H_0: $z < -z_{\alpha/2}$ dan $z > z_{\alpha/2}$

Contoh soal :

Berikut adalah nilai preferensi konsumen terhadap 2 merk sabun mandi. Dengan taraf nyata 1%, ujilah apakah proporsi preferensi konsumen pada kedua merk bernilai sama?

No. Responden	LUXE	GIVE	Tanda
1.	4	2	+
2.	2	3	–
3.	3	3	0
4.	2	3	–
5.	3	2	+
6.	1	2	–
7.	2	3	–
8.	3	4	–
9.	3	2	+
10.	2	1	+
11.	4	1	+
12.	1	1	0
13.	4	2	+
14.	3	2	+
15.	4	3	+

Banyak tanda (+) = 8 Banyak tanda (–) = 5 n = 8 + 5 = 13

Jika kita asumsikan LUXE lebih disukai dibanding GIVE maka SUKSES dalam sampel adalah $\bar{p}$ = proporsi banyak tanda (+) dalam sampel

$$\bar{p} = \frac{\text{banyak positif}}{n} = \frac{8}{13} = 0.62$$

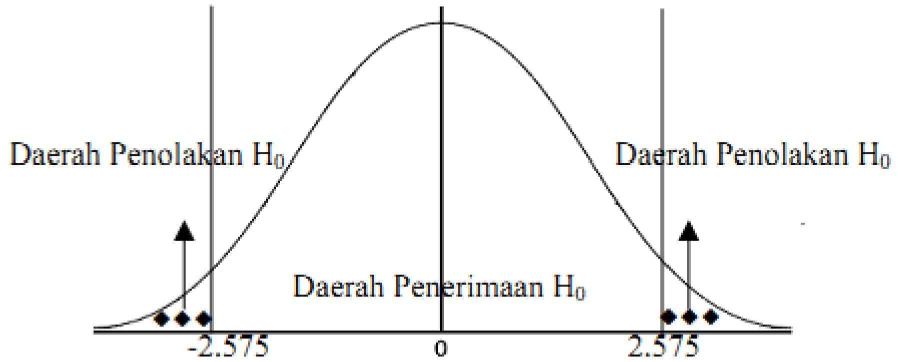
$$\bar{q} = 1 - \bar{p} = 1 - 0.62 = 0.38$$

Karena ingin diuji proporsi yang suka LUXE = GIVE maka $p_0 = q_0 = 0.50$

Langkah Pengujian:

1. H_0: $p = 0.50$ H_1: $p \neq 0.50$
2. Statistik Uji : z
3. Uji: 2 Arah
4. Taraf Nyata Pengujian = α = 1% $\rightarrow$ $\alpha/2$ = 0.5% = 0.005
5. Daerah Penolakan H_0

$z < -z_{0.005} \rightarrow z < -2.575$ dan $z > z_{0.005} \rightarrow z > 2.575$



6. Nilai statistik Uji :

$$z_{hitung} = \frac{\bar{p} - p_0}{\sqrt{\frac{p_0 \times q_0}{n}}} = \frac{0.62 - 0.50}{\sqrt{\frac{0.50 \times 0.50}{13}}} = \frac{0.12}{\sqrt{\frac{0.25}{13}}} = \frac{0.12}{\sqrt{0.0192\ldots}} = \frac{0.12}{0.13867\ldots} = 0.8653\ldots$$

$$\approx 0.87$$

7. Kesimpulan:
z hitung = 0.87 ada di daerah penerimaan H_0 H_0 diterima
Proporsi konsumen yang menyukai LUXE masih sama dengan yang menyukai GIVE.

<u>Contoh :</u>

Dengan menggunakan data pada Tabel 1 dan taraf nyata 1% ujilah apakah proporsi preferensi konsumen pada sabun LUXE dibanding sabun GIVE sudah ***<u>lebih dari</u>*** 0.30?

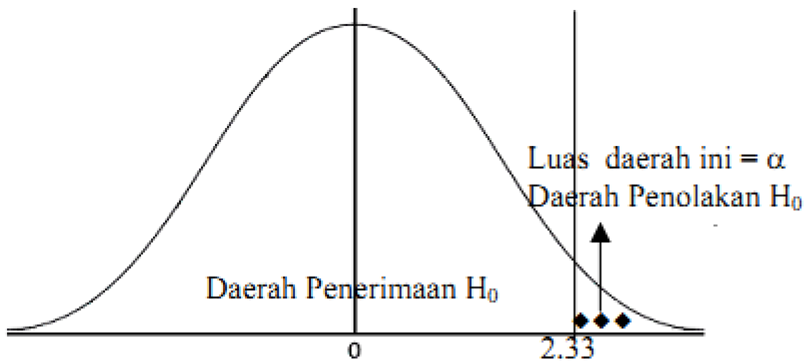
a. Perhitungan manual

$p_0 = 0.30$

$q_0 = 1 - 0.30 = 0.70$

1. H_0: p = 0.30 H_1: p > 0.30
2. Statistik Uji : z
3. Uji 1 Arah
4. Taraf Nyata Pengujian = α = 1% = 0.01
5. Daerah Penolakan H_0

$z > z_{0.01} \rightarrow z > 2.33$



6. Nilai statistik Uji :

$$z_{hitung} = \frac{\overline{p} - p_0}{\sqrt{\frac{p_0 \times q_0}{n}}} = \frac{0.62 - 0.30}{\sqrt{\frac{0.30 \times 0.70}{13}}} = \frac{0.32}{\sqrt{\frac{0.21}{13}}} = \frac{0.32}{\sqrt{0.0161...}} = \frac{0.32}{0.1270....} = 2.5177...$$

$$\approx 2.52$$

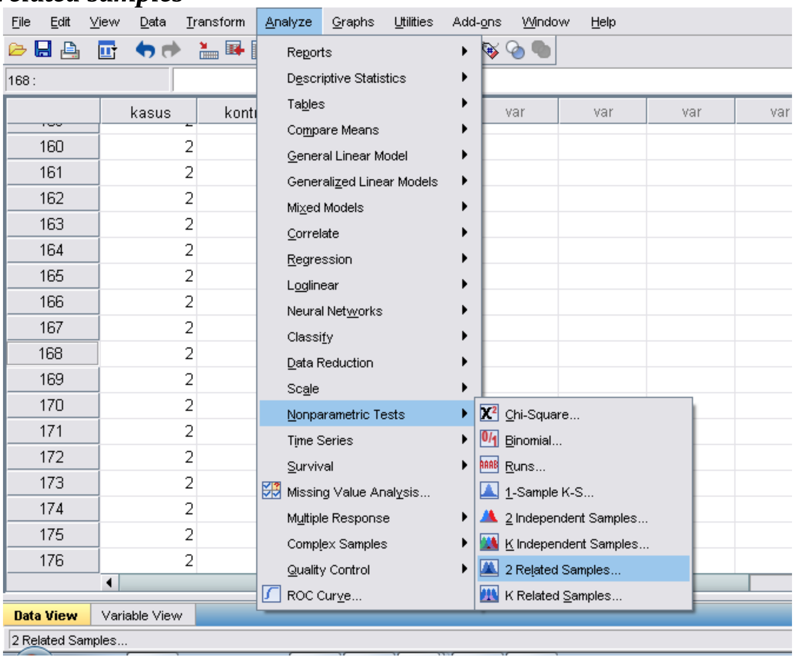
7. Kesimpulan:
z hitung = 2.52 ada di daerah penolakan H_0,
H_0 ditolak H_1 diterima
Proporsi konsumen yang menyukai LUXE sudah lebih dari 0.30

b. Perhitungan SPSS

Analyze

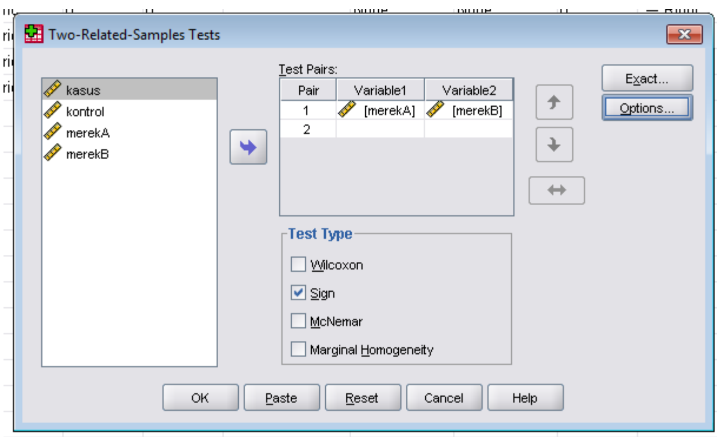
Nonparametric

Two related samples



c.

Masukkan variabel merek A ke dalam variabel 1, dan variabel merekB ke dalam variabel 2. Pada ***test type***, klik ***Sign → OK***



Hasil uji *Sign* ditampilkan dalam tabel berikut:

Frequencies

		N
merekB - merekA	Negative Differences[a]	8
	Positive Differences[b]	5
	Ties[c]	2
	Total	15

a. merekB < merekA

b. merekB > merekA

c. merekB = merekA

Test Statistics[b]

	merekB - merekA
Exact Sig. (2-tailed)	.581[a]

a. Binomial distribution used.

b. Sign Test

Hasil tersebut menunjukkan perbedaan negatif atas kedua merek tersebut lebih banyak daripada perbedaan positifnya. Perbedaan tersebut secara statistik, dengan melihat *p value* adalah tidak signifikan. Karena nilai *p value* > 0,05. Ini berarti hipotesis nol diterima dan ada perbedaan yang tidak antara preferensi konsumen pada merek A dan merek B.

2.4.3. Uji Peringkat Bertanda Wilcoxon (*Wilcoxon signed rank test*)

Uji ini merupakan uji analog untuk uji *t test* berpasangan, dengan objek perbandingan adalah pengamatan dari dua buah sampel berhubungan. Uji ini dapat digunakan pada dua sampel yang tidak berasal dari dua populasi, tetapi dua sampel tersebut harus dihubungkan dengan cara pencocokan (matching) terhadap variabel-variabel luar yang relevan dengan variabel dependen dan atau variabel independen yang menjadi perhatian penelitian.

Kelebihan uji ini dibandingkan dengan uji t berpasangan adalah dapat digunakan untuk data yang bersifat ordinal serta perhatian analisis untuk membedakan satu sampel dan sampel lainnya adalah median.

Hipotetis uji ini adalah

Uji satu sisi

H_o : W(+) = W(-)

H_o : W(+) > atau < W(-)

Uji dua sisi

H_o : W(+) = W(-)

H_o : W(+) ≠ W(-)

Dengan

W(+) adalah jumlah semuaperingkat selisih pasangan pengamatan (X_i, Y_i) yang bertanda positif.

W(+) adalah jumlah semuaperingkat selisih pasangan pengamatan (X_i, Y_i) yang bertanda negative.

Hipotesis nol ditolak jika nilai W terlalu kecil untuk dikatakan bahwa perbedaan yang terlihat hanya karena kebetulan.

<u>Contoh soal</u>

Sampel terdiri dari 10 sampel yang mendapat obat A dengan dosis 6,25 mg dan diuretika. Pasien diukur tekanan darah sistolik sebelum pemberian obat (X) dan 70 menit setelah pemberian obat (Y).

No pasien	Tekanan darah sistolik	
	Sebelum (X)	Sesudah (Y)
1	175	140
2	179	143
3	165	135
4	170	133
5	162	162
6	180	150
7	177	182
8	178	139
9	140	173
10	176	141

Jawab:

H_o : W(+) = W(-)

H_o : W(+) > W(-)

a. *Perhitungan manual*

No pasien	Tekanan darah sistolik		Beda X-Y (d_i)	Peringkat bertanda
	Sebelum (X)	Sesudah (Y)		
1	175	140	35	6,5
2	179	143	36	8
3	165	135	30	3,5
4	170	133	37	9
5	162	162	0	-1
6	180	150	30	3,5
7	177	182	-5	-2
8	178	139	39	10
9	140	173	-33	-5
10	176	141	35	6,5

$$|W-| = \left|\sum R_I\right|$$

$$|W-| = |-1| + |-2| + |-5|$$

$$|W-| = 8$$

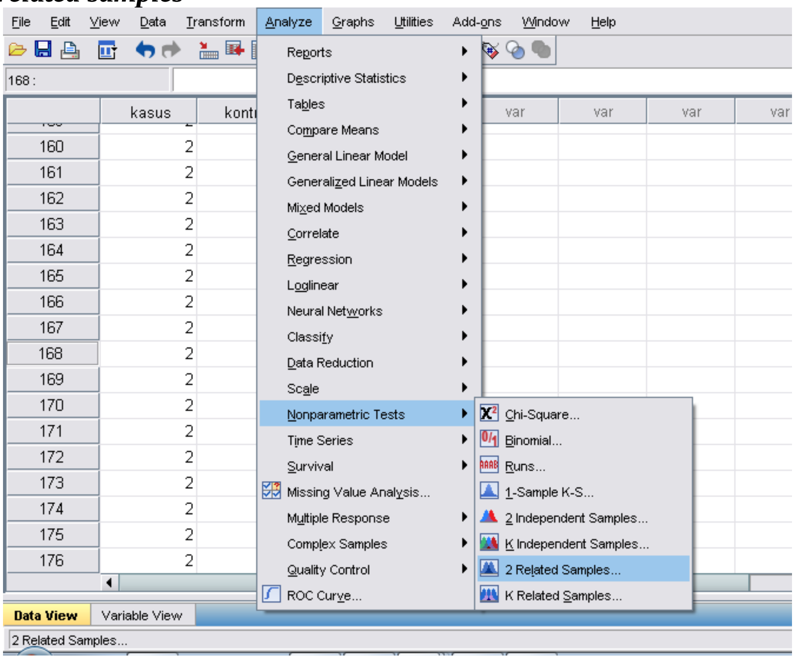
Nilai W tersebut kemudian dibandingkan dengan tabel Wilcoxon pada n=10. Didapatkan *p value* satu sisi sebesar 0,025. Sehingga hipotesis nol ditolak. Artinya pengobatan tersebut secara bermakna efektif untuk menurunkan tekanan darah.

b. *Perhitungan SPSS*

Analyze

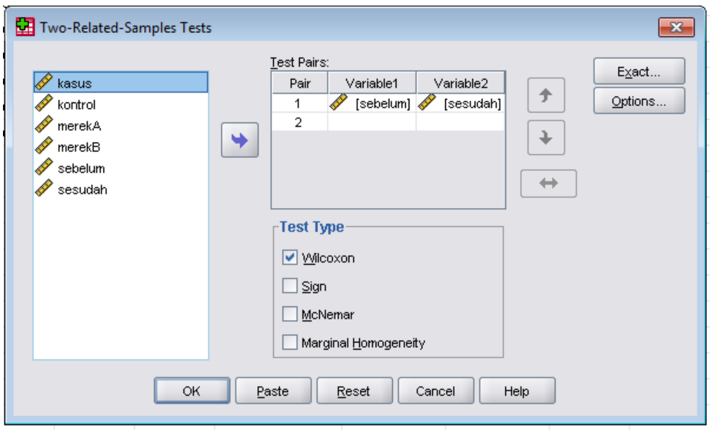
Nonparametric

Two related samples



d.

Masukkan variabel "sebelum" ke dalam variabel 1, dan variabel "sesudah" ke dalam variabel 2. Pada ***test type***, klik ***Wilcoxon* → *OK***



Hasil tabel di bawah ini menunjukkan perbedaan tekanan darah antara sebelum dan sesudah minum obat adalah signifikan (*p value* 0,038).

Ranks

		N	Mean Rank	Sum of Ranks
sesudah - sebelum	Negative Ranks	7[a]	5.71	40.00
	Positive Ranks	2[b]	2.50	5.00
	Ties	1[c]		
	Total	10		

a. sesudah < sebelum

b. sesudah > sebelum

c. sesudah = sebelum

Test Statistics[b]

	sesudah - sebelum
Z	-2.077[a]
Asymp. Sig. (2-tailed)	.038

a. Based on positive ranks.

b. Wilcoxon Signed Ranks Test

2.5. Uji Beberapa Sampel Berhubungan

2.5.1. Uji Q Cochran

Uji Q Cochran merupakan suatu uji yang yang lebih luas dari Uji McNemar. Digunakan untuk **menguji hubungan/perbedaan antara beberapa sampel (*k*) berhubungan yang berskala nominal**. Artinya jika kita memiliki satu set sampel yang mendapat perlakuan atau kondisi yang berbeda (*c* kelompok), diukur dengan skala nominal atau ordinal dan kita ingin mengetahui apakah ada perbedaan terhadap adanya perlakukan yang berbeda diantara kelompok tersebut maka Uji Q Cochran dapat dilakukan. Perlu diperhatikan poin penting dalam memutuskan menggunakan Uji Q Cochran adalah data bersifat ketegorik binomial, yaitu hanya memiliki dua elemen (dikotomi), seperti “mati” dan “hidup”, “sukses” dan “gagal” sehingga dapat membandingkan proporsi nilai dikotomi dalam *c* kelompok apakah sama atau beda secara bermakna (Murti, 1996). Selain itu uji ini juga dapat digunakan sebagai alternatif uji *one way ANOVA* ketika variabel terikat bersifat dikotomi secara alami (statsoft, no date).

Dalam melakukan Uji Q Cochran tabel utama yag akan digunakan adalah tabel dua arah *r x c*, seperti yang ditunjukkan oleh tabel di bawah ini.

Subjek (blok)	Perlakuan				Total baris
	1	2	3,dst	c	(*L_i*)
1	X_{11}	X_{12}	X_{13}	X_{1c}	L_1
2	X_{21}	X_{22}	X_{23}	X_{2c}	L_2
3, dst	X_{31}	X_{32}	X_{33}	X_{3c}	L_3
r	X_{r1}	X_{r2}	X_{r3}	X_{rc}	L_r
Total kolom (*Gj*)	G_1	G_2	G_3	G_c	N

Bila hipotesis nol benar, maka proporsi (frekuensi) “sukses” akan sama diantara *c* kelompok tersebut. Sehinggi hipotesis yang akan diuji berbunyi:

H_o :Probabilitas memperoleh “sukses” adalah sama diantara c kelompok

H_a :Probabilitas memperoleh “sukses” adalah berbeda diantara c kelompok

Selanjutnya Uji Cochran dihitung dengan rumus di bawah ini, dimana nilai Q-nya dibandingkan dengan nilai pada tabel *Chi Square* dengan *degree of freedom c-1*. Hipotesis nol akan dinyatakan ditolak bila nilai Q lebih besar dari nilai pada tabel *Chi Square.*

Rumus uji Q Cochran

$$Q = \frac{(c-1)\left[c\sum_{j=1}^{c} G_j^2 - \left(\sum_{j=1}^{c} G_j\right)^2\right]}{c\sum_{i=1}^{r} L_i - \sum_{i=1}^{r} L_i^2}$$

Keterbatasan dari uji ini adalah jika terdapat perbedaan, maka tidak dapat diketahui pada kelompok mana perbedaan tersebut terjadi. Harus dilakukan uji tambahan untuk mengetahui kelompok yang berbeda tersebut. Uji McNemar dapat dilakukan untuk mengetahui *pairwise comparison*. Selain itu juga, uji ini kurang dapat memberikan hasil yang baik jika digunakan untuk sampel yang jumlahnya sedikit (Sheskin,).

Contoh soal:

Selang waktu antara pengambilan hapusan darah dan ditegakkannya diagnosis mikroskopis malaria merupakan faktor penting untuk keberhasilan pengendalian malaria.Selang waktu yang pendek berpengaruh besar terhadap efektifitas pengobatan radikal yang diberikan kepada penderita dengan plasmodium positif dalam darahnya.Kebijakan menetapkan bahwa dua hari adalah batas selang waktu yang masih dapat ditoleransi untuk dapat dikategorikan “**efektif”, dan untuk itu diberi nilai 1.** Sedangkan selang waktu lebih dari dua hari dikategorikan**“tidak efektif” dan diberi nilai 0**.Sampel diambil sebanyak 10 orang penderita dengan plasmodium positif dan variabel variabel perancu telah dicocokkan dari empat buah puskesmas. Berdasarkan data di bawah ini, ingin diketahui apakah selang waktu diantara empat puskesmas tidak berbeda (Murti, 1996). Data selang waktu disajikan dalam tabel berikut:

No pasien plasmodium positif	Puskesmas			
	A	B	C	D
1	1	1	1	0
2	1	1	1	0
3	0	1	0	1
4	0	0	1	1
5	1	1	0	0
6	1	1	1	0
7	1	1	1	0
8	0	0	0	1
9	1	1	0	0
10	0	1	0	0

Jawaban:

H_o :Selang waktu antara saat pengambilan hapusan darah dan ditegakkannya diagnosis mikroskopis malaria di empat puskesmas adalah sama

H_a : Selang waktu antara saat pengambilan hapusan darah dan ditegakkannya diagnosis mikroskopis malaria di empat puskesmas adalah berbeda

Dalam mengambil keputusan hipotesis, mengacu pada tabel *Chi Square* dimana penerimaan atau penolakan hipotesis nol ditetapkan dengan membandingkan statistik uji Q yang teramati dengan nilai kritis X^2 pada derajat bebas *c* -1 (dalam soal ini adalah 4-1=3) dan tingkat kemaknaan α=0,05. H_o ditolak bila nilai Q yang teramati lebih besar dari nilai $X^2_{3,\ 0.95}$

a. Perhitungan Manual

No pasien plasmodium positif	Puskesmas				L_i	
	A	B	C	D	L_i	L_i^2
1	1	1	1	0	3	9
2	1	1	1	0	3	9
3	0	1	0	1	2	4
4	0	0	1	1	2	4
5	1	1	0	0	2	4
6	1	1	1	0	3	9
7	1	1	1	0	3	9
8	0	0	0	1	1	1
9	1	1	0	0	2	4
10	0	1	0	0	1	1
G_j	6	8	5	3	22	54

Berdasarkan rumus Q di atas, maka didapatkan

$$Q=\frac{[(4-1)[4(6^2+8^2+5^2+3^2)-22^2]}{(4*22)-54}$$

$$Q = \frac{3(536-484)}{34} = \frac{156}{34}$$

$$Q = 4.5882$$

Q pada tabel$X^2_{3,0.95}$ = 7.815

Nilai Q 4.5882 < $X^2_{3,0.95}$ = 7.815, maka hipotesis nol diterima. Artinya tidak terdapat perbedaan selang waktu antara saat pengambilan hapusan darah dan ditegakkannya diagnosis mikroskopis malaria di empat puskesmas.

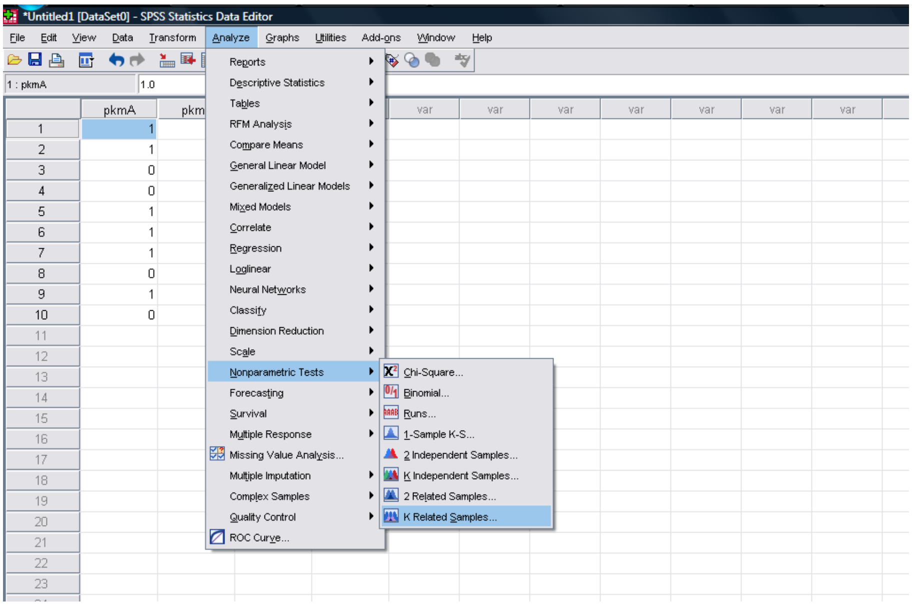
b. Perhitungan dengan SPSS

Setelah data diinput ke dalam *data view*

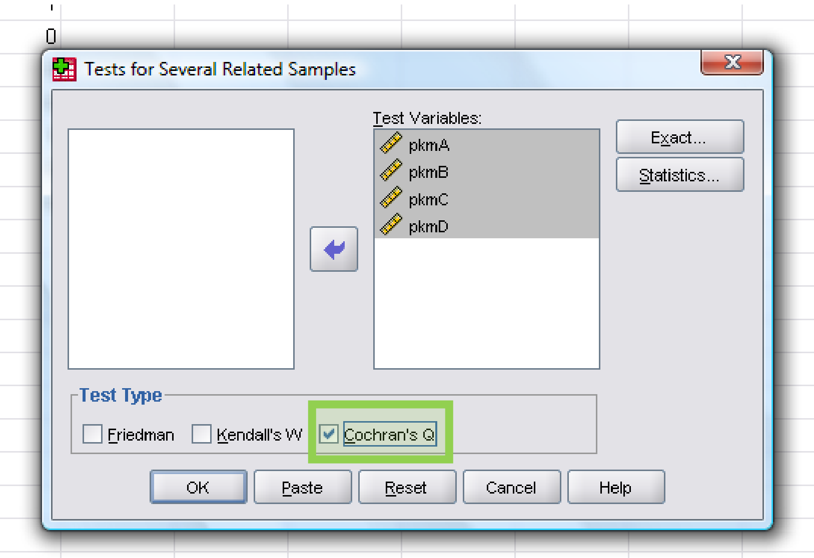
klik ***Analyze***

Nonparametric Tests

k related samples



Kemudian masukkan semua variabel yang akan diuji (yaitu variabel pkmA, pkmB, pkmC dan pkmD) ke dalam ***test variabels***. Pada kotak ***test type*** klik ***Cochran Q*** → ***OK***



Pada output SPSS akan tampil hasil ***test statistics*** sebagai berikut

Test Statistics

N	10
Cochran's Q	4.588[a]
Df	3
Asymp. Sig.	.205

a. 1 is treated as a success.

Tabel tersebut menunjukkan bahwa nilai uji Q sebesar 4.588. Keputusan uji dapat dilihat pada nilai ***Asymp. Sig 0.205***. Nilai ini menunjukkan *p value*> 0,05 sehingga hipotesis nol diterima. Nilai uji Q dan keputusan yang dihasilkan oleh perhitungan manual dan SPSS menunjukkan nilai dan hasil yang sama.

2.5.2. Uji Friedman

Uji Friedman digunakan untuk desain eksperimen dengan blok acak (*randomized block experiments design*) (Zar, 1999), dimana sejumlah set sampel mendapatkan *k* perlakukan yang berbeda dan variabel konfonding yang dapat mempengaruhi hasil perlakuan sudah dikontrol. Untuk melakukan uji ini **data diukur dalam skala ordinal**. Karena yang dianalisis tidak hanya efek perlakuan pada subjek, tetapi juga variabel luar yang menyebabkan variasi antar subjek, maka uji Friedman analog dengan metode analisis parametrik yang disebut ANOVA Dua Arah. Pengaruh variabel luar tersebut dinamakan blok (Murti, 1996).

Asumsi yang harus dipenuhi untuk melakukan uji Friedman selain jenis data yang diamati bersifat ordinal, juga pengamatan antar blok dilakukan secara independen. Selain itu sampel mengalami beberapa kali pengukuran (*repeated measure*) atau beberapa sampel mengalami pencocokan.

Dalam melakukan uji Friedman, format tabel data yang digunakan adalah seperti di bawah ini. Pada tabel tersebut unit-unit observasi tidak hanya dikelompokkan menurut perlakukan menjadi sejumlah *k* perlakuan, tetapi juga dikelompokkan menurut perbedaan subjek menjadi sejumlah *b* blok.

Blok	**Perlakuan**				
	1	**2**	**3**	**....**	***K***
1	X_{11}	X_{12}	X_{13}		X_{1k}
2	X_{21}	X_{22}	X_{23}		X_{2k}
3	X_{31}	X_{32}	X_{33}		X_{3k}
...					
B	X_{b1}	X_{b2}	X_{b3}		X_{bk}

Setiap data dalam *b* blok diberikan rangking dan kemudian ranking tersebut dijumlahkan pada setiap *k* perlakuan (dinotasikan dengan R_i). Uji statistika dihitung dengan rumus:

$$\chi_r^2 = \frac{12S}{bk(k+1)}$$

Dengan

$$S = \sum_{j=1}^{k} \left[R_j - \frac{b(k+1)}{2}\right]^2$$

Dimana k = jumlah *k* perlakuan

b = jumlah *b* blok

Kemudian hasil perhitungan uji dibandingkan dengan tabel distribusi pasti X_r^2 (Friedman).

Jika dalam suatu blok terdapat angka-angka yang sama maka angka tersebut diberi peringkat rata-rata dari posisi peringkat jika saja tidak terdapat angka-angka yang sama. Karena angka-angka yang sama berpengaruh pada hitungan statistik uji X_r^2, maka statistik uji X_r^2 perlu dikoreksi dengan membagi nilai statistik uji X_r^2 dengan faktor koreksi. Rumus faktor koreksi adalah sebagai berikut:

$$1 - \frac{\sum_{i=1}^{b} T_i}{bk(k^2-1)}$$

Dimana $T_i = t_i^3 - t_i$

t_i= banyaknya angka yang sama dalam blok ke-*i*, *i*=1,2,3,….*k*

Hipotesis yang akan diuji dengan menggunakan uji Friedman adalah

H_o :tidak ada perbedaan antara setiap perlakuan yang diberikan kepada subjek (blok)

H_a :setidaknya ada satu perbedaan perlakuan yang diberikan kepada subjek (blok)

Keputusan penolakan hipotesis nol bila probabilitas untuk memperoleh statistik sebesar atau sama dengan X_r^2 adalah kurang dari atau sama dengan tingkat kemaknaan α (nilai *p value* dapat dilihat pada tabel X_r^2 (Friedman))

Distribusi statistik X^2 dengan derajat bebas *k*-1 pada keadaan dimana H_o benar juga dapat digunakan untuk mengambil keputusan statistik. Jika k>3 dan b>9, atau k>4 dan b>4 maka dapat digunakan tabel X^2 dengan derajat bebas *k*-1 dan tingkat kemaknaan α. Ho ditolak bila nilai X_r^2 hitung lebih besar dari X^2 dengan derajat bebas k-1 dan tingkat kemaknaan α

Contoh soal:

Sebuah perusahaan air sedang mengevalusi metode pembersihan air terbaru yang sedang dilaksanakan oleh perusahan tersebut. Untuk mengukur tingkat pencemaran air, dilakukan pengukuran *Biological Oxygen Demand* (BOD) pada 12 titik sampel dan dibandingkan sebelum pembersihan dilakukan, satu bulan setelahnya dan satu tahun setelahnya.

Titik sampel	**BOD**		
	Sebelum pembersihan	**1 bulan setelah pembersihan**	**1 tahun setelah pembersihan**
1	17.4	13.6	13.2
2	15.7	10.1	9.8
3	12.9	10.3	9.7
4	9.8	9.2	9.0
5	13.4	11.1	10.7
6	18.7	20.4	19.6
7	13.9	10.4	10.2
8	11	11.4	11.5
9	5.4	4.9	5.2
10	10.4	8.9	9.2
11	16.4	11.2	11.0
12	5.6	4.8	4.6

Jawaban:

H_o :Metode pembersihan terbaru tidak memiliki dampak terhadap perubahan BOD

H_i :Metode pembersihan terbaru berdampak terhadap perubahan BOD

Dari tabel di atas terlihat bahwa b=12 dan k=4, dimana angka tersebut melebihi dari yang disediakan dalam tabel X_r^2. Sehingga dapat menggunakan tabel X^2 (*Chi Square*). Hipotesis akan ditolak jika nilai X_r^2 hitung lebih besar dari pada nilai X^2 tabel dengan *degree of freedom* 4-1=3 dan α=0.05

a. Perhitungan manual

Sebelum menghitung dengan rumus, perlu dibuat rangking pada setiap blok kemudian dijumlahkan untuk setiap perlakuan.

Titik sampel	**BOD**					
	Sebelum pembersihan		**1 bulan setelah pembersihan**		**1 tahun setelah pembersihan**	
1	17.4	3	13.6	2	13.2	1
2	15.7	3	10.1	2	9.8	1
3	12.9	3	10.3	2	9.7	1
4	9.8	3	9.2	2	9.0	1
5	13.4	3	11.1	2	10.7	1
6	18.7	1	20.4	3	19.6	2
7	13.9	3	10.4	2	10.2	1
8	11	1	11.4	2	11.5	3
9	5.4	3	4.9	1	5.2	2
10	10.4	3	8.9	1	9.2	2
11	16.4	3	11.2	2	11.0	1
12	5.6	3	4.8	2	4.6	1
R_i		32		23		17

Berdasarkan rumus di atas diperoleh:

S = $\{32-(12(4+1))/2\}^2 + \{23-(12(4+1))/2\}^2 + \{17-(12(4+1))/2\}^2$

S = $\{32-30\}^2 + \{23-30\}^2 + \{17-30\}^2$

S = $2^2 + (-7)^2 + (-13)^2$

S = 222

Maka $X_r^2 = \dfrac{12(222)}{12*3(3+1)}$

$= 18.5$

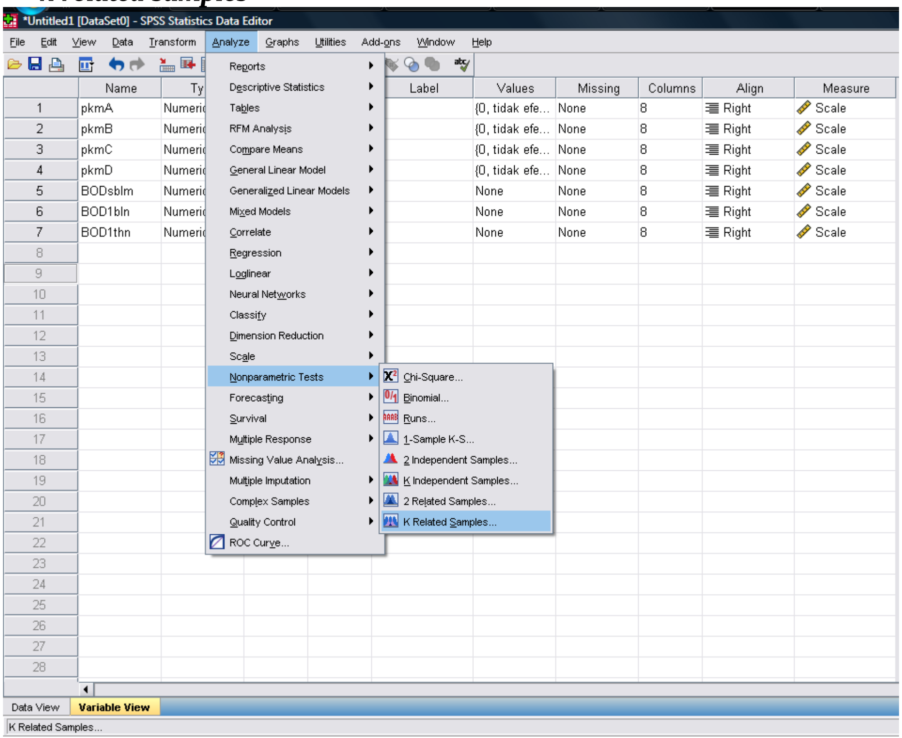
Nilai X^2 tabel dengan *degree of freedom* 4-1 dan kemaknaan 0.05 adalah 7.815, sehingga nilai $X_r^2$18,5 > dari 7.815. Oleh karena itu hipotesis penelitian ini ditolak, yang berarti metode pembersihan air terbaru memberikan dampak terhadap perubahan BOD.

b. Perhitungan dengan SPSS

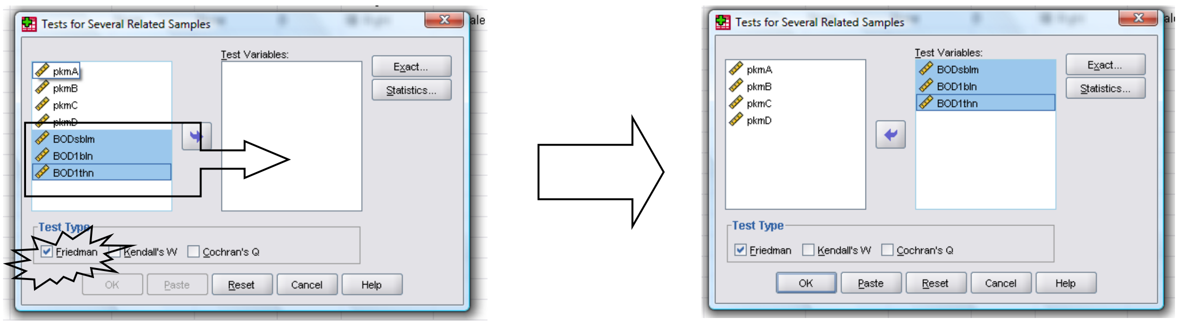
Sama halnya dengan melakukan uji Cochran, setelah data diinput ke dalam data view, klik ***Analyze***

Nonparametric Tests

k related samples



Kemudian masukkan semua variabel yang akan diuji (yaitu BODsblm, BOD1bln, dan BOD1thn) ke dalam ***test variabels***. Pada kotak ***test type*** klik ***Friedman→ OK***



Pada output SPSS akan tampil hasil ***test statistics*** sebagai berikut

Test Statistics[a]

N	12
Chi-Square	9.500
Df	2
Asymp. Sig.	.009

a. Friedman Test

Tabel tersebut menunjukkan bahwa nilai uji *Chi Square* sebesar 9.500. Keputusan uji dapat dilihat pada nilai ***Asymp. Sig 0.009***. Nilai ini menunjukkan *p value*< 0,05 sehingga hipotesis nol diterima.

2.6. Uji Beberapa Sampel Independen

2.6.1. Uji Homogenitas *Chi Square*

Suatu penelitian mungkin saja melibatkan populasi yang berbeda untuk mengamati suatu variabel dan kemudian mengamati apakah terjadi pola/karakteristik yang homogen terhadap *outcome of interest* diantara populasi-populasi pengamatan tersebut. Untuk mengetahuinya uji homogenitas Chi Square dapat dilakukan (Kuzma, 2005). Yang perlu diperhatikan dalam melakukan uji homogenitas adalah penggunaan data diskrit kualitatif (nominal/ordinal).

Dalam melakukan uji homogenitas *Chi Square* data yang digunakan tidak hanya data yang diperoleh/data observasi tetapi juga perlu dihitung data ekspektasi (*expected data*). Adapun perhitungan *expected data* adalah sebagai berikut:

Expected data pada kolom 1 baris 1 (E_{11}) = $\dfrac{\text{total data kolom 1 x total data baris 1}}{\text{total keseluruhan data}}$

Baris (r)	Kolom (c)				Total
	O_1	E_1	O_2	E_2	
1	O_{11}	$E_{11}=(A_1*B_1)/C$	O_{21}	$E_{21}=(A_1*B_2)/C$	A_1
2	O_{12}	$E_{12}=(A_2*B_1)/C$	O_{22}	$E_{22}=(A_2*B_2)/C$	A_2
3	O_{13}	$E_{13}=(A_3*B_1)/C$	O_{23}	$E_{23}=(A_3*B_2)/C$	A_3
total	B_1		B_2		C

Uji homogenitas *Chi Square* ini menggunakan rumus yang sama dengan *Chi Square* (X^2). Nilai uji X^2 merupakan nilai yang menunjukkan seberapajauh selisih antara frekuensi nilai yang teramati dengan frekuensi nilai ekspektasi berbeda terhadap frekuensi nilai ekspektasi tersebut. Agar statistik X^2 senantiasa bernilai positif, frekuensi anatara nilai yang diamati dengan nilai ekspektasi tersebut perlu dikuadratkan.

$$\chi = \sum \frac{(O_{ij} - E_{ij})^2}{E_{ij}}$$

Dengan O_{ij} adalah frekuensi nilai pengamatan pada sel *ij*

E_{ij} adalah frekuensi nilai ekspektasi pada sel *ij*

Degree of freedom = (b-1)(c-1)

Keputusan uji statistik dilakukan dengan membandingkan nilai statistik X^2 hitung dengan nilai kritis X^2 tabel (tabel *Chi Square*). Jika nilai X^2 hitung lebih kecil daripada X^2 tabel pada derajat bebas yang sesuai dan tingkat kemaknaan α, populasi-populasi asal sampel adalah homogen. Jika tampak ada perbedaan antar-sampel, perbedaan tersebut terjadi hanya karena fluktuasi pencuplikan. Sebaliknya bila nilai X^2 hitung lebih besar daripada X^2 tabel, maka dapat dikatakan bahwa populasi tersebut tidak homogen dan perbedaan yang ada adalah bermakna (H_o ditolak).

<u>Contoh soal</u>

Penelitian tentang hubungan konsumsi alkohol dengan kehamilan yang dilakukan oleh Kuzma dan Kissinger (1981) membuat pendistribusian pola konsumsi alkoholberdasarkan kelompok etnis, dengan hasil seperti yang tercantum pada tabel di bawah ini:

Etnis	Konsumsi alkohol				Total
	Bukan peminum	Jarang	Sedang	Sering	
Kulit hitam	411	253	12	5	681
Hispanik	1459	757	53	10	2279
Kaukasian	3732	3179	284	90	7285
Lainnya	322	187	10	4	523
Total	5924	4376	359	109	10768

Jawaban:

Hipotesis

H_o : Pola konsumsi alkohol pada setiap populasi adalah sama

H_i : Pola konsumsi alkohol pada setiap populasi adalah berbeda

Keputusan hipotesis dapat ditentukan dengan membandingan nilai X^2 hitung dengan nilai X^2 tabel. Hipotesis nol akan ditolak bila nilai X^2 hitung lebih besar daripada nilai X^2 tabel.

a. Perhitungan manual

Setiap sel dihitung nilai ekspektasinya dengan menggunakan rumus:

$$\frac{E_{ij}=(R_i*B_j)}{\text{Total}}$$

Etnis	Konsumsi alkohol								Total
	Bukan peminum	E	Jarang	E	Sedang	E	Sering	E	
Kulit hitam	411	374.7	253	276.8	12	22.7	5	6.9	681
Hispanik	1459	1253.8	757	926.2	53	76.0	10	23.1	2279
Kaukasian	3732	4007.8	3179	2960.5	284	242.9	90	73.7	7285
Lainnya	322	287.7	187	212.5	10	17.4	4	5.3	523
Total	5924		4376		359		109		10768

Berdasarkan rumusa X^2 diatas, diperoleh nilai X^2 hitung sebesar

$$X^2 = \frac{(411-374.7)^2}{374.7} + \frac{(253-276.8)^2}{276.8} + \frac{(12-22.7)^2}{22.7} + \frac{(5-6.9)^2}{6.9} + \frac{(1459-1253.8)^2}{1253.8} + \ldots\ldots\ldots\ldots + \frac{(4-5.3)^2}{5.3}$$

$X^2 = 146.3$

Nilai X^2 pada tabel dengan *degree of freedom* (4-1)(4-1)=9 dan derajat kemaknaan 0.05 adalah 16.92. Sehingga nilai X^2 hitung 146.3 lebih besar daripada nilai X^2 tabel. Hal ini mengindikasikan hipotesis nol ditolak sehingga dalam penelitian tersebut distribusi konsumsi alkohol pada setiap etnis berbeda secara signifikan.

2.6.2. Uji Krusskal-Wallis

Uji Kruskal-Wallis adalah uji nonparametrik yang ekuivalen dengan uji ANOVA satu arah. Sama hal dengan uji ANOVA satu arah, uji Krusskal-Wallis digunakan jika memiliki 3 atau lebih kelompok data independen. Namun pada uji ini populasi tempat sampel diambil tidak teridistribusi dengan normal atau sampel **tidak memiliki varians yang sama dan jenis data yang dimiliki adalah ordinal**. Sementara itu pada uji ANOVA satu arah data yang diambil dari sampel bersifat interval atau rasio.

Prinsip utama yang digunakan pada uji Krusskal-Wallis hampir sama dengan dengan uji ANOVA satu arah, yaitu sama-sama menghitung variasi antar kelompok (*between groups*) dan variasi dalam kelompok (*within groups*).

Format tabel untuk uji Krusskal-Wallis adalah sebagai berikut

Sampel (kelompok)				
I	II	III	.....	k
X_{11}	X_{12}	X_{13}		X_{1k}
X_{21}	X_{22}	X_{23}		X_{2k}
X_{31}	X_{32}	X_{33}		X_{3k}
....	....	....		....
$X_{n1}1$	$X_{n2}2$	$X_{n3}3$		$X_{nk}k$

Hipotesis nol yang akan diuji pada uji Krusskal-Wallis adalah distribusi semua populasi adalah identik. Sementara itu hipotesis alternatifnya menyatakan bahwa paling sedikit satu populasi menunjukkan nilai yang berbeda dari populasi lainnya.

Sebelum melakukan perhitungan, seluruh data yang diperoleh digabungkan dalam satu seri dan diurutkan. Jika terdapat angka-angka yang sama maka peringkat yang diberikan adalah peringkat rata-rata menurut posisi peringkat jika saja tidak terdapat angka-angka sama. Kemudian peringkat dalam masing-masing kelompok sampel dijumlahkan dan disebut R_j. Hipotesis nol akan diterima jika peringkat-peringkat tersebar merata diantara populasi tersebut, sedemikian rupa hingga jumlah peringkat sampel (R_j) proporsional dengan ukuran sampel (n_j).

Selanjutnya uji Krusskal-Wallis dihitung dengan menggunakan rumus:

$$H = \frac{12}{N(N+1)} \left(\sum_{j=1}^{k} \frac{R_j^2}{n_j} \right) - 3(N+1)$$

Dengan:

k = banyaknya sampel independen

n_j = ukuran sampel ke-j, dengan j=1,2,3,.....,k

N = jumlah pengamatan seluruh kelompok sampel

R_j = jumlah peringkat pada sampel ke-j, dengan j=1,2,3,.....,k

Pada keadaan H_o benar statistik Krusskal-Wallis didistribusikan seperti disajikan pada tabel Krusskal-Wallis. Nilai-nilai kritis H untuk berbagai ukuran sampel n (k,<=3 dan n<=5) dan tingkat kemaknaan α disajikan pada tabel Krusskal-Wallis. Jika lebih dari itu (k>3 dan n>5) distribusi uji H Krusskal-wakil dapat didekati dengan distribusi pencuplikan X^2*Chi Square* dengan *degree of freedomk*-1.

Kedua tabel pendekatan distribusi di atas, menghasilkan aturan yag berbeda dalam mengambil keputusan hipotesis. Dengan menggunakan **tabel H Krusskal-Wallis, hipotesis nol ditolak apabila probabilitas untuk memperoleh nilai sebesar atau sama dengan statistik uji H yang telah dihitung adalah lebih kecil atau sama dengan α**. Sedangkan untuk **pendekatan dengan tabel X^2*Chi Square*, hipotesis nol ditolak jika H hitung lebih besar dari X^2 tabel.**

Keberadaan angka-angka yang sama dalam data yang diperoleh akan mempengaruhi kuantitas statistik uji H. Oleh karena itu uji H Krusskal-Wallis perlu dikoreksi dengan menggunakan rumus sebagai berikut:

$$1 - \frac{\Sigma T_j}{N^3 - N}$$

Dimana:

$T_j = T_j^3 - T_j$

t_j = banyaknya peringkat yang sama dalam kelompok ke j, dengan j=1,2,3....,k

Sehingga formula statistik uji H yang telah dikoreksi akan menjadi sebagai berikut:

$$H_{\text{koreksi}} = \frac{H}{1 - \Sigma T_j / (N^3 - N)}$$

<u>Contoh soal</u>

Dua puluh subjek kegemukan mengikuti eksperimen program penurunan berat badan. Subjek dibagi menjadi empat kelompok dengan cara randomisasi. Setiap kelompok mendapat metode program yang berbeda. Pada akhir eksperimen penurunan berat badan dicatat (Tabel x). Apakah keempat metode penurunan berat badan tersebut memiliki efektifitas yang sama?

Metode Penurunan Berat Badan			
Metode A	Metode B	Metode C	Metode D
6,2	14,4	12,5	13,5
8,4	15,7	12,1	13,3
7,8	13,2	12,7	11.1
9,5	18,6	16,9	15,5
10,0	10,3	11,8	17,7

Jawab:

H_o : Distribusi penurunan berat badan pada keempat metode tersebut adalah sama

H_a : Penurunan berat badan pada setidaknya satu metode adalah berbeda

a. Perhitungan manual

Semua sampel diurutkan berdasarkan penurunan berat badan yang terkecil hingga penurunan berat badan yang paling besar.

Metode Penurunan Berat Badan							
Metode A		Metode B		Metode C		Metode D	
6,2	1	14,4	15	12,5	10	13,5	14
8,4	3	15,7	17	12,1	9	13,3	13
7,8	2	13,2	12	12,7	11	11.1	7
9,5	4	18,6	20	16,9	18	15,5	16
10,0	5	10,3	6	11,8	8	17,7	19
	R_A=15		R_B=70		R_C=56		R_D=69

Berdasarkan rumus perhitungan H Krusskal Wallis, didapatkan

$$H = \frac{12}{20(20-1)} * (15^2/5 + 70^2/5 + 56^2/5 + 69^2/5) - 3(20-1)$$

H = (0,03 * (45 + 980 + 823,2 + 952,2)) – 57

H = 27,012

Karena k >3 dan n_j>5 maka nilai statistik H dapat dibandingkan dengan tabel *Chi Square* dengan *degree of freedom* 4-1=3 dan tingkat kemaknaan α=0,05. Pada tabel *Chi Square* nilai yang berada pada kondisi yang sudah disebutkan di atas adalah 7,815. Sehingga nilai H hitung 27,012 lebih besar dari nilai tabel *Chi Square*.Hal ini menunjukkan setidaknya ada satu metode penurunan berat badan yang dapat menyebabkan penurunan berat badan yang berbeda dengan metode lainnya.

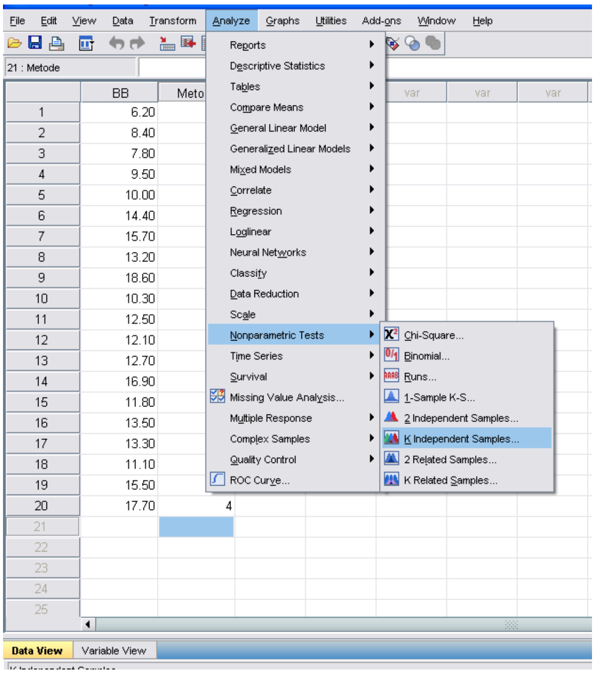
b. Perhitungan dengan SPSS

Setelah data siap untuk dianalisis

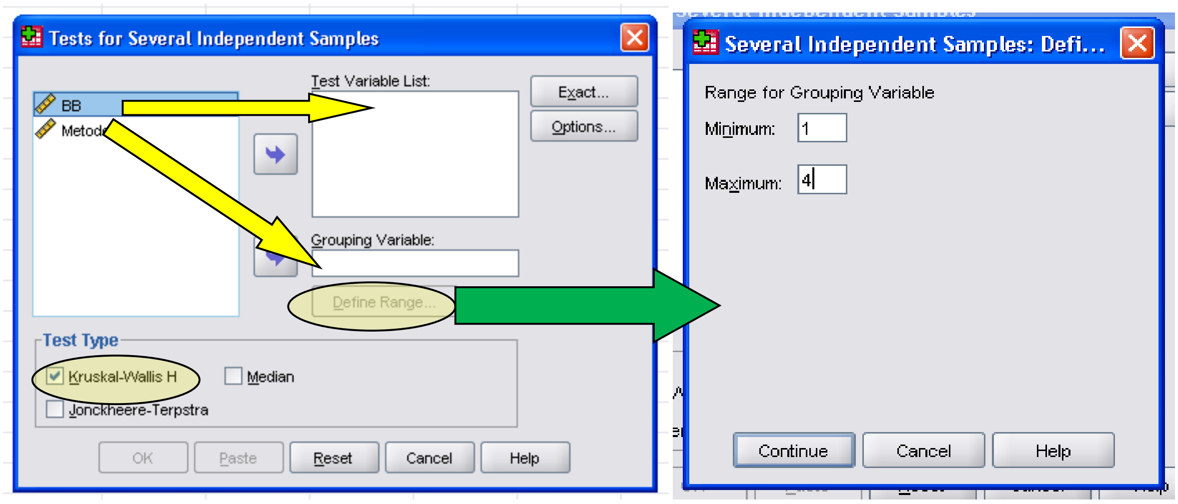
klik ***Analyze***

Nonparametric Tests

k Independent samples



Akan muncul tampilan ***test for several independent samples***. Masukkan variabel penurunan berat badan (variabel terikat) ke dalam ***test variabel list*** dan variabel bebas (yaitu metode penurunan berat badan) ke dalam ***grouping variabel***. Klik ***Define group*** kemudian masukkan nilai minimum dan nilai maksimum variabel bebas (dalam contoh ini, nilai minimum adalah 1 dan nilai maksimum adalah 4). Lalu pada ***test type*** klik ***Krusskal Wallis→OK***



Selanjutnya akan tampil *output* hasil analisis dalam bentuk seperti ini

Ranks

	Metode	N	Mean Rank
BB	Metode A	5	3.00
	Metode B	5	14.00
	Metode C	5	11.20
	Metode D	5	13.80
	Total	20	

Data ini menunjukkan rata-rata ranking pada setiap metode penurunan berat badan

Selanjutkan keputusan uji hipotesis dapat dilihat pada tabel di bawah ini

Test Statistics[a,b]

	BB
Chi-Square	11.411
df	3
Asymp. Sig.	.010

a. Kruskal Wallis Test

b. Grouping Variable: Metode

Tabel di atas menunjukkan bahwa nilai *p value* lebih kecil dari 0,05. Sehingga keputusan uji menyatakan bahwa hipotesis nol ditolak.Setidaknya ada satu metode penurunan berat badan yang dapat menurunkan berat badan secara signifikan dibandingkan metode lainnya.

2.7. Uji Asosiasi data kategorik

Dalam studi analitik, tujuan utama yang ingin dicapai adalah mengetahui hubungan dan kekuatan hubungan antara variabel dependen dan variabel independen. Ada banyak uji yang dapat dilakukan untuk menghitung besarnya asosiasi ini, tergantung dari jenis data dan hipotesis penelitian. Dari kesemua uji asosiasi tersebut pun memiliki interpretasi yang berbeda terkait dengan asosiasi yang sempurna, sedang ataupun lemah, walaupun rentang yang digunakan adalah sama. Yaitu 0-1.

Untuk melihat hubungan asosiasi pada variabel yang bersifat nominal maupun ordinal akan digunakan tiga jenis uji, yaitu Koefisien Phi, Koefisien Kontigensi dan Koefisien V Cramer. Uji-uji tersebut didasarkan pada uji *Chi Square*(Murti). Sehingga dapat dikatakan bahwa koefisien asosiasi yang disebutkan di atas merupakan uji lanjut dari perhitungan nilai *Chi Square*.

	Variable 1			
Variable 2	Interval/Ratio	Ordinal	Nominal	Dichotomous
Interval/Ratio	r_{xy}	r_s*		Point Biserial
Ordinal	r_s*	r_s		Rank Biserial
Nominal			C, ϕ_C**	
Dichotomous	Point Biserial	Rank Biserial		r_ϕ

**requires interval/ratio data to be ranked*

***Requires χ^2 value*

2.7.1. Uji Koefisien Phi

Koefisien Phi digunakan untuk mengukur kekuatan hubungan antara dua variabel dikotomi. Seperti studi tentang penggunaan helm (tidak meggunakan helm (1) menggunakan helm dan (0)) dengan kejadian cedera kepala (ya (1) dan tidak (0)). Sama halnya seperti nilai koefisien lainnya, Koefisien Phi ini juga memiliki rentang antara 0 – 1. Koefisien Phi yang bernilai 1 menunjukkan bahwa nilai "1" pada variabel independen akan cenderung menyebabkan nilai "1" pada variabel dependen. Dengan menggunakan contoh di atas, interpretasi koefisien bernilai 1 adalah jika tidak menggunakan helm (1) akan menyebabkan cedera pada kepala (1) (Yount, 2006).

Exposure	*Outcome*		Total
	+	-	
+	a	b	a+b
-	c	d	c+d
	a+c	b+d	a+b+c+d

Rumus dari Koefisien Phi adalah

$$\Phi = \frac{ad - bc}{\sqrt{(a+b)\ (c+d)\ (a+c)\ (b+d)}}$$

<u>Contoh soal</u>

Suatu penelitian ingin mengetahui hubungan aktifitas fisik dengan Indeks Massa Tubuh. Dari 200 responden yang terlibat dalam penelitian, peneliti menanyakan apakah mereka melakukan aktifitas fisik (ya dan tidak) dan mengukur Indeks Massa Tubuh sehingga diperoleh dua kelompok IMT yaitu kelompok *underweight* dan *normal*. Hasil penelitian digambarkan dalam tabel di bawah ini. Apakah ada hubungan antara kedua variabel tersebut?berapakah kekuatan hubungannya?Apakah secara statistik signifikan? Penelitian dilakukan dengan tingkat kepercayaan 95%.

Tabel x.

Aktifitas fisik	Indeks Massa Tubuh		Total
	Underweight	*Normal*	
Ya	62 (a)	10(b)	72
Tidak	109(c)	19(d)	128
Total	171	29	200

Jawaban

H_o : Tidak ada hubungan antara aktifitas fisik dan Indeks Massa Tubuh

H_i : Ada hubungan antara aktifitas fisik dan Indeks Massa Tubuh

a. *Perhitungan manual*

Berdasarkan tabel di atas, koefisien phi dapat diketahui dengan menggunakan rumus koefisien phi.

$$\Phi = \frac{ad - bc}{\sqrt{(a+b)(c+d)(a+c)(b+d)}}$$

$$\Phi = \frac{62 * 19 - 10 * 109}{\sqrt{72 * 128 * 171 * 29}}$$

$$\Phi = \frac{1179 - 1090}{6760{,}34}$$

$$\Phi = 0{,}013$$

Nilai koefisien Phi tersebut menunjukkan bahwa hubungan antara kedua variabel tersebut sangat lemah.

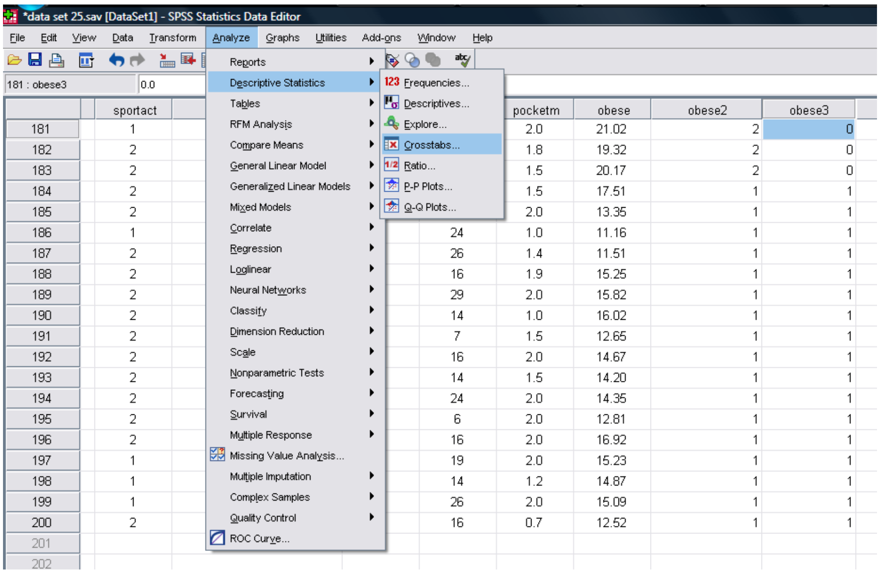
b. *Perhitungan SPSS*

Untuk melakukan perhitungan koefisien phi dengan SPSS dapat dilakukan dengan cara sebagai berikut.

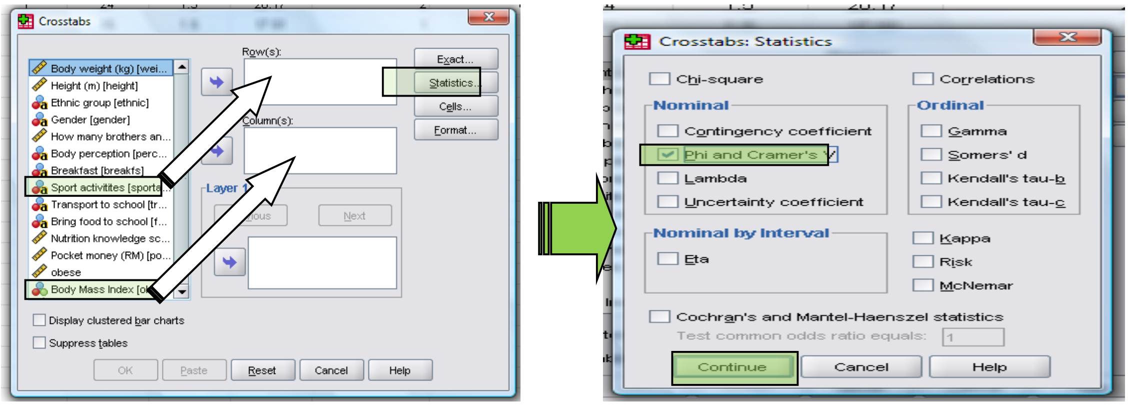
Analyze

Descriptive statistics

Crosstabs



Masukkan variabel independen ke dalam baris (*row*) dan variabel dependen ke dalam kolom (***column***). Selanjutnya klik ***Statistics*** untuk menentukan uji apa yang akan digunakan. Klik ***Phi and Cramer's V*** dan ***continue*** → **OK**



Hasil uji akan ditampilkan dalam *output* sebagai berikut:

Symmetric Measures

		Value	Approx. Sig.
Nominal by Nominal	Phi	.013	.854
	Cramer's V	.013	.854
N of Valid Cases		200	

Dari tabel di atas dapat diketahui nilai Koefisien Phi adalah 0,013 dengan *p value* 0.854. Nilai Koefisien Phi yang sangat kecil menunjukkan tidak ada hubungan antara aktifitas fisik dan Indeks Massa Tubuh. Selain itu secara statistik hubungan ini tidak signifikan karena *p value* < 0,05 yang menyatakan bahwa H_o diterima.

2.7.2. Uji Koefisien Kontigensi

Uji kontigensi koefisien digunakan jika ada lebih banyak atau sama dengan 3 pada setiap variabel nominal. Atau dengan kata lain, tabel yang digunakan bukan tabel 2x2 dan banyaknya kolom dan baris pada tabel tersebut harus sama. Misalnya tabel 3x3, table 4x4,dan lain-lain. Berikut adalah rumus perhitungan koefisien kontigensi:

$$C = \sqrt{\frac{\chi^2}{n + \chi^2}}$$

X^2 = nilai *Chi Square*

n = jumlah sampel

Sehingga untuk menghitung koefisien kontigensi, harus dihitung terlebih dahulu nilai *Chi Square* (X^2), dengan rumus sebagai berikut:

$$X^2 = \frac{\Sigma (O_{ij}-E_{ij})^2}{E_{ij}}$$

<u>Contoh soal</u>

Suatu penelitian ingin mengetahui pengaruh pemberian ASI/sufor dengan berat badan bayi 1 tahun. Penelitian ini melibatkan 30 bayi 1 tahun dan diukur BB untuk kemudian dikategorikan ke dalam *underweight*, *normal* dan *overweight*. Kemudian ditanyakan riwayat pemberian asi/sufor.

Pemberian ASI	BB			total
	underweight	*normal*	*overweight*	
ASI	2	6	2	10
Sufor	2	3	5	10
ASI+sufor	5	2	3	10
Total	9	11	10	30

Hipotesis

H_o : Tidak ada hubungan antara pemberian ASI dengan BB bayi 1 tahun

H_i : Ada hubungan antara pemberian ASI dengan BB bayi 1 tahun

Perhitungan manual

Pemberian ASI	BB						total
	underweight	*E*	*normal*	*E*	*overweight*	E	
ASI	2	3	6	3,67	2	3	10
Sufor	2	3	3	3,67	5	3	10
ASI+sufor	5	3	2	3,67	3	3	10
Total	9		11		10		30

$$X^2 = \frac{(2-3)^2}{3} + \frac{(2-3)^2}{3} + \frac{(5-3)^2}{3} + \frac{(6-3{,}67)^2}{3{,}67} + \frac{(3-3{,}67)^2}{3{,}67} + \frac{(2-3{,}67)^2}{3{,}67} + \frac{(2-3)^2}{3} + \frac{(5-3)^2}{3} + \frac{(3-3)^2}{3}$$

$$X^2 = 0{,}33 + 0{,}33 + 1{,}33 + 1{,}47 + 0{,}12 + 0{,}03 + 0{,}33 + 1{,}33 + 0$$

$$X^2 = 5{,}27$$

Nilai X^2 hitung lebih rendah dari nilai X^2 tabel dengan df (3-1)(3-1), yaitu 9,488. Artinya hipotesis nol diterima sehingga tidak ada hubungan antara pemberian ASI dengan BB pada bayi 1 tahun. Nilai koefisien kontingensi dihitung dengan rumus sebagai berikut:

$$C = \sqrt{\frac{5{,}27}{30 + 5{,}27}}$$

$$C = 0{,}39$$

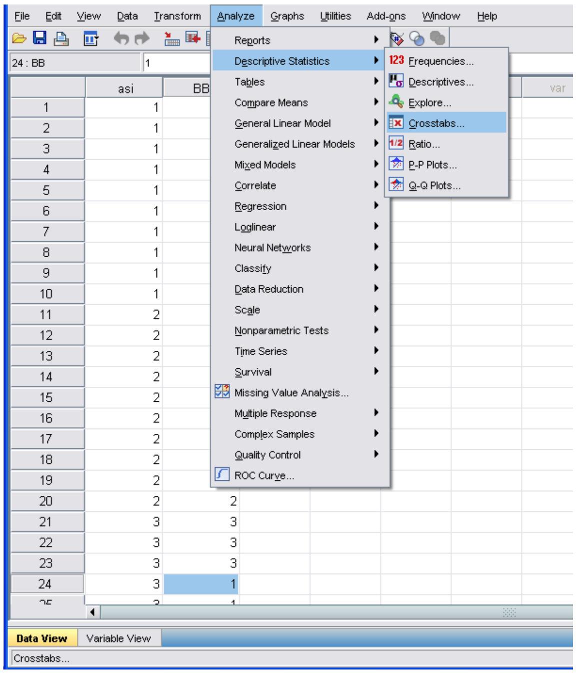
Nilai koefisien kontingensi 0,39 menunjukkan hubungan antara pemberian ASI dengan BB pada bayi 1 tahun berada pada tingkatan sedikit kuat.

b. Perhitungan SPSS

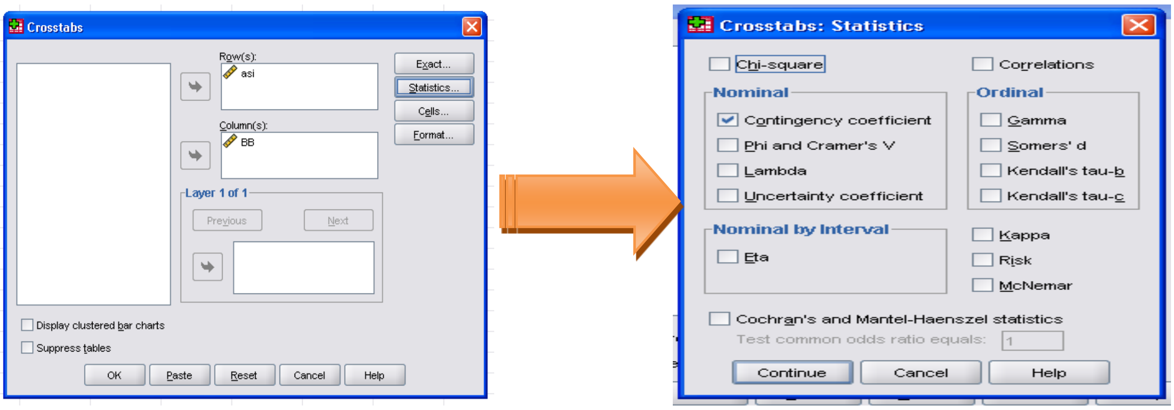
Analyze

Descriptive statistics

Crosstabs



Kemudian masukkan variabel ASI ke dalam ***row*** dan variabel BB ke dalam ***column***. Klik pilihan ***statistics***, kemudian pilih ***Contingency coefficient → continue → OK***



Nilai koefisien kontingensi akan ditampilkan dalam tabel berikut ini:

Symmetric Measures

		Value	Approx. Sig.
Nominal by Nominal	Contingency Coefficient	.401	.218
N of Valid Cases		30	

Besarnya ukuran hubungan antara ASI dengan BB pada bayi 1 tahun ditunjukkan dengan nilai koefisien kontingensi 0,401. Nilai ini menunjukkan hubungan antara pemberian ASI dengan BB pada bayi 1 tahun berada pada tingkatan sedikit kuat,walaupun secara statistik tidak signifikan.

2.7.3. Uji koefisien *V Cramer*

Jika jumlah kolom dan baris pada tabel hubungan tidak sama, maka untuk menghitung kekuatan asosiasinya dapat menggunakan uji koefisien *V Cramer*. Misal tabel 2x3 atau 3x4, dll.

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

X^2 = nilai *Chi Square*

n = jumlah sampel

k = jumlah baris atau kolom yang lebih kecil

Dengan rumus Chi Square

$$X^2 = \frac{\Sigma\ (O_{ij}-E_{ij})^2}{E_{ij}}$$

<u>Contoh soal</u>:

Pengetahuan terhadap suatu penyakit diharapkan dapat berfungsi sebagai salah satu cara pengendalian dan kewaspadaan masyarakat terhadap penyebaran penyakit tersebut. Salah satu contohnya adalah pengetahuan terkait kasus Avian Indonesia, dimana Indonesia merupakan salah satu negara yang mengalami epidemik kejadian AI sejak tahun 2005 hingga sekarang. Suatu penelitian ingin mengetahui apakah pengetahuan, khususnya tentang Avian Influenza, dipengaruhi oleh kondisi sosial ekonomi. Didapatkan data seperti yang tercantum dalam tabel di bawah ini.

Sosek	Pengetahuan		Total
	Buruk	Baik	
Rendah	18	50	68
Sedang	47	202	249
Tinggi	16	54	70
Total	81	306	387

Hipotesis

H_o : Tidak ada hubungan antara sosek dengan pengetahuan AI

H_i : Ada hubungan antara sosek dengan pengetahuan AI

a. Perhitungan manual

Untuk menentukan besar hubungan koefisien V Cramer terlebih dahulu dihitung nilai X^2 dan nilai harapan (*expected value*).

Sosek		Pengetahuan			Total
	Buruk	E	Baik	E	
Rendah	18	14,23	50	53,77	68
Sedang	47	52,12	202	196,88	249
Tinggi	16	14,65	54	55,35	70
Total	81		306		387

Sehingga

$$X^2 = \frac{(18-14{,}23)^2}{14{,}23} + \frac{(47-52{,}12)^2}{52{,}12} + \frac{(16-14{,}65)^2}{14{,}65} + \frac{(50-53{,}77)^2}{53{,}77} + \frac{(202-196{,}88)^2}{196{,}88} + \frac{(54-55{,}35)^2}{55{,}35}$$

X^2 = 1 + 0.50 + 0,12 + 0,26 + 0,13 + 0,03

X^2 = 2,04

Nilai X^2 hitung ini lebih rendah dari nilai X^2 tabel dengan df (2-1)(3-1), yaitu 5,991. Ini menunjukkan hipotesis nol diterima sehingga dapat disimpulkan bahwa tidak ada hubungan antara sosek dengan tingkat pengetahuan AI. Sementara ini untuk mengetahui besar hubungan, dapat dihitung dengan rumus V Cramer, yaitu:

$$V = \sqrt{\frac{x^2}{n(k-1)}}$$

$$V = \sqrt{\frac{2{,}04}{387(2-1)}}$$

$$V = 0{,}07$$

Nilai V yang sangat kecil menunjukkan bahwa hampir tidak ada kekuatan hubungan variabel sosek denga pengetahuan AI.

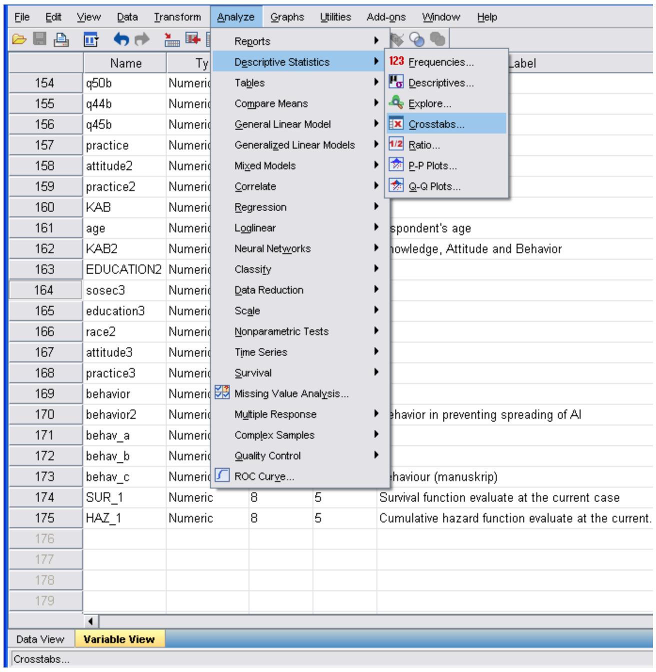
b. Perhitungan SPSS

Tahapan uji V Cramer dengan SPSS hampir sama dengan uji phi. Kedua uji tersebut akan selalu ditampilkan bersamaan.

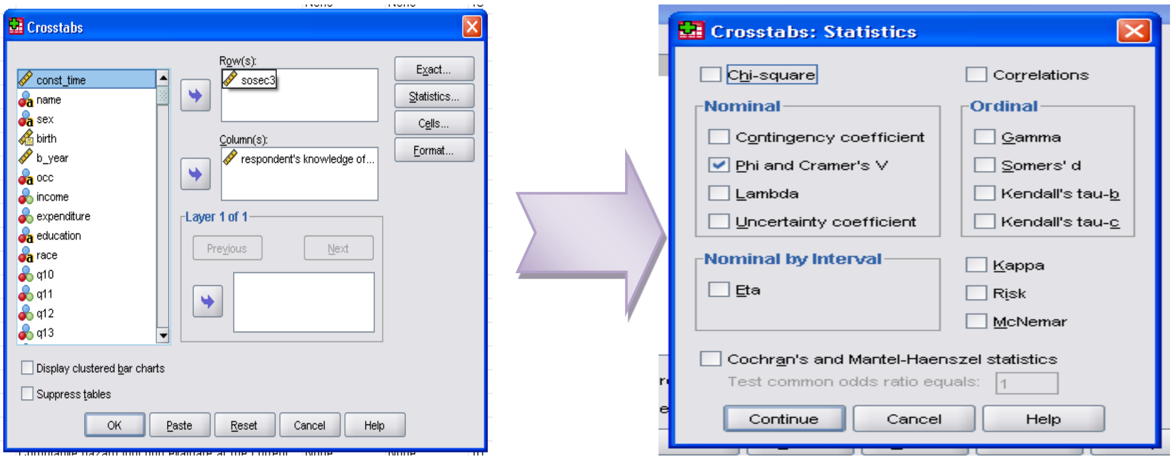
Analyze

Descriptive statistics

Crosstabs



Kemudian masukkan variabel sosek ke dalam ***row*** dan variabel pengetahuan ke dalam ***column***. Klik pilihan ***statistics***, kemudian pilih ***Phi and Cramer's V → continue → OK***



Hasil uji *V Cramer* tercantum dalam tabel berikut ini:

Symmetric Measures

		Value	Approx. Sig.
Nominal by Nominal	Phi	.073	.358
	Cramer's V	.073	.358
N of Valid Cases		387	

Besar koefisien korelasi Cramer's V adalah 0,073. Hasil ini sama dengan nilai yang dihasilkan oleh perhitungan manual. Sementara itu untuk pengujian hipotesis, terlihat bahwa nilai *p value* > 0,05 sehingga hipotesis nol diterima. Tidak ada hubungan antara sosek dengan pengetahuan AI.

2.7.4. Uji Mantel Haenszel

Dalam suatu analis untuk data yang bersifat kategorik, hubungan asosiasi yang lazim digunakan adalah *Relatives Risk* dan *Odds Ratio*. Kedua ukuran tersebut penggunaannya tergantung pada jenis studi yang dilakukan serta prevalensi dari kasus. Tentu saja dalam menukur suatu hubungan peneliti harus yakin bahwa hubungan antara kedua variabel (bebas dan terikat) tersebut adalah hubungan yang sebenarnya dan bebas dari bias, khususnya konfonding. Dalam mengendalikan factor konfonding dapat digunakan dengan cara pengendalian terhadap factor perancu dan pengendalian pada tahap analisis data.

Salah satu teknik pengendalian pada tahap analisis data adalah analisis stratifikasi. Dengan stratifikasi besaran pengaruh paparan terhadap risiko suatu *outcome* dipilah-pilah (dalam strata) menurut berbagai tingkat faktor perancu potensial. Hal tersebut dapat mengontrol adanya variabel konfonding. Uji hubungan yang digunakan pada pada set data yang telah dikontrol tersebut adalah Mantel Haenzel.

Penghitungan RR dan OR dengan Mantel Haenszel didasarkan pada pembobotan tiap stratum. Stratum dengan ukuran sampel lebih besar (dengan kata lain memiliki variasi pencuplikan lebih kecil) diberi bobot lebih besar. Rumusan OR_{MH} menggunakan asumsi bahwa OR antar strata seragam (yaitu tidak terdapat modifikasi efek).

OR_{MH} memiliki beberapa keuntungan yaitu rumus yang digunakannya sederhana sehingga akan memudahkan penghitungan dan bisa diterapkan pada frekuensi sel yang sangat kecil, atau bahkan nol. Walaupun demikian kekurangan dari uji ini adalah uji hanya dapat dilakukan pada data yang disusun dalam tabel 2x2. Selain itu jika nilai-nilai taksiran OR/RR antar strata tidak seragam, maka dianjurkan untuk memperkirakan dengan OR/RR *standardized*.

Untuk menghitung nilai OR_{MH} menggunakan rumus:

$$OR_{MH} = \frac{\sum_{i=1}^{n} {a_i d_i}/{T_i}}{\sum_{i=1}^{n} {b_i c_i}/{T_i}}$$

Sementara itu untuk menentukan statistic uji menggunakan rumus

$$X_{MH}^2 = \frac{\left[\sum_{i=1}^{n} a_i - \sum_{i=1}^{n} \frac{N_{1i}\, M_{1i}}{T_i}\right]^2}{\sum_{i=1}^{n} \frac{N_{1i} N_{0i} M_{1i} M_{0i}}{{T_i}^2 (T_i - 1)}}$$

Contoh soal

Sebuah studi bertujuan mengetahui pengaruh pemakaian kontrasepsi oral terhadap risiko infark miokard. Karena umur berhubungan dengan pemakaian kontrasepsi oral dan merupakan factor risiko infark miokard, umur adalah faktor perancu (potensial) yang perlu dikontrol. Maka dilakukan analisis berstrata. Data ditampilkan seperti pada tabel di bawah.

	Umur < 40			Umur 40-44			Total		
	Pemakai OC	Bukan pemakai OC	Total	Pemakai OC	Bukan pemakai OC	Total	Pemakai OC	Bukan pemakai OC	Total
Kasus miokard infark	21	26	47	18	88	106	39	114	153
Kontrol	17	59	76	7	95	102	24	154	178
	38	85	123	25	183	208	63	268	331
Taksiran OR	2,8			2,8			2,2		

Jawab:

Asumsi yang perlu dipenuhi untuk melakukan OR_{MH} adalah sampel dipilih secara acak sederhana dan pengamatan dilakukan secara independen. Selain itu OR antar strata seragam (dengan kata lain tidak terdapat modifikasi efek).

H_o : $OR_{MH} = 1$

H_i : $OR_{MH} \neq 1$

a. *Perhitungan manual*

$$OR_{MH} = \frac{\frac{21*59}{123} + \frac{18*95}{208}}{\frac{26*17}{123} + \frac{88*7}{208}}$$

$$OR_{MH} = 2{,}79$$

$$X^2_{MH} = \frac{\left[21 + 18 - \left(\frac{38*47}{123} + \frac{25*106}{208}\right)\right]^2}{\frac{38*85*47*76}{123^2 122} + \frac{25*183*106*102}{208^2 207}}$$

$$X^2_{MH} = 11{,}70$$

Nilai di atas menunjukkan bahwa OR dengan uji Mantel Haenszel sebesar 2,79. Artinya pemakai kontrasepsi oral (OC) mempunyai risiko terkena infark miokard sebanyak 2,79 kali daripada bukan pemakai OC. Dengan nilai X^2 hitung lebih besar daripada $X^2_{1,05}$ = 3,84. Maka H_o ditolak. Dengan demikian terdapat pengaruh yang bermakna dari pemakaian kontrasepsi oral (OC) terhadap risiko infark miokard.

2.8. Uji Kesepakatan

2.8.1. Kappa Cohen

Untuk memastikan bahwa data yang diperoleh adalah data yang menggambarkan kondisi yang sebenarnya dan bukan *b ychange* adakalanya peneliti melakukan pengukuran ulang.Pengukuran ulang dapat dilakukan oleh observer yang berbeda atau dengan instrument yang berbeda.Hasil yang ditunjukkan oleh kedua pengukuran tersebut kemudian diuji dengan uji Kappa.

Uji Kappa (atau lebih dikenal dengan nama uji Kappa Cohen) diperkenalkan oleh Cohen pada tahun 1960 dan dilakukan untuk mengukur *agreement* (kesepakatan) antara dua observer. Selain nilai yang diobservasi, pada uji ini juga akan dihitung nilai harapan (*expected value*). Pada praktiknya uji ini juga dapat digunakan untuk mengukur reliabilitas suatu studi.

Hal penting lainnya yang perlu dipahami dari uji Kappa Cohen adalah nilai-nilai *concordance* dan nilai *discordance*. Yang dimaksud dengan nilai *concordance* adalah nilai pengukuran yang sama yang diperoleh pada kedua observer atau instrumen. Sedangkan nilai discordance adalah nilai kebalikannya, yaitu nilai pengukuran yang berbeda yang diperoleh oleh masing-masing observer (University of York)

		Interview		Total
		Merokok	Tidak merokok	
Self administered questionnaire	Merokok	61	2	63
	Tidak merokok	6	25	31
Total		67	27	94

Sumber: University of York

Keterangan:

: Nilai concordance (nilai yang sepakat)

: Nilai discordance (nilai yang tidak sepakat)

Perhitungan yang digunakan untuk menentukan koefisien Kappa Cohen adalah

$$K = \frac{Po - Pe}{1 - Pe}$$

Dengan

$$Po = \frac{O11 + O22}{N} \; dan \; Pe = \frac{E11 + E22}{N}$$

Untuk mengetahui kemaknaan uji, maka statistic uji dihitung dengan

$$z = \frac{K}{se\,(K)}$$

Dengan

$$se(K) = \sqrt{\frac{1}{N(1-Pe)^2}}\,[Pe + Pe^2 - \sum_{i=1}^{c} a_i b_i\,(a_i + b_i)]$$

Dengan

$$a_1 = \frac{a+b}{N}$$

$$a_1 = \frac{c+d}{N}$$

$$b_1 = \frac{a+c}{N}$$

$$b_1 = \frac{b+d}{N}$$

Rumus diatas menghasilkan variasi nilai antara 0-1. Nol menunjukkan tidak ada kesepakatan sama sekali antar kedua observer/instrument. Sedangkan nilai satu menunjukkan kesepakatan yang sempurna antar kedua observer/instrument.Nilai-nilai lainnya menunjukkan kekuatan dari kesepakatan yang dimiliki.

Nilai uji kappa	Kekuatan hubungan
<0.20	Poor
0.21-0.40	Fair
0.41-0.60	Moderate
0.61-0.80	Good
0.81-1.00	Very good

Dalam menghitung nilai kesepakatan dengan uji Kappa Cohen, hipotesis nol yang akan ditetapkan adalah bahwa nilai Kappa sama dengan nol. Sedangkan hipotesis alternatif akan menyatakan bahwa nilai Kappa lebih dari nol.

Contoh soal

Sebuah kuesioner diet disebarkan melalui pos kepada 54 wanita eksekutif pada dua kesempatan selang waktu beberapa bulan. Pertanyaan-pertanyaan meliputi kuantitas 50 jenis makanan yang dipakai. Data yang diperoleh disajikan dalam tabel dibawah ini.

Survei II	Survei I		Total
	≤ 1x sajian/minggu	>1x sajian/minggu	
≤ 1x sajian/minggu	14	7	21
>1x sajian/minggu	9	24	33
Total	23	31	54

Jawab:

H_o : K=0

H_i : K>0

a. Perhitungan manual

Perhitungan dimulai dengan menghitung nilai K. Oleh karena itu perlu diketahui terlebih dahulu nilai-nilai harapan dari setiap sel.

Survei II	Survei I				Total
	≤ 1x sajian/minggu	E	>1x sajian/minggu	E	
≤ 1x sajian/minggu	14	8,94	7	12,05	21
>1x sajian/minggu	9	14,05	24	18,94	33
Total	23		31		54

$$K = \frac{Po - Pe}{1 - Pe}$$

Dengan

$$Po = \frac{O11 + O22}{N} \qquad Po = \frac{11 + 24}{54} = 0{,}64$$

$$Pe = \frac{E11 + E22}{N} \qquad Pe = \frac{8{,}94 + 18{,}94}{54} = 0{,}52$$

Sehingga

$$K = \frac{0{,}64 - 0{,}52}{0{,}48} = 0{,}25$$

Nilai ini menunjukkan terdapat kesepakatan yang lemah (K=0,25) antara kedua survei dalam menghitung jenis diet wanita eksekutif.

Untuk mengetahui kemaknaan uji, maka statistic uji dihitung dengan langkah-langkah sebagai berikut:

$$a_1 = \frac{14 + 7}{54} = 0{,}39$$

$$a_1 = \frac{9 + 24}{54} = 0{,}61$$

$$b_1 = \frac{14 + 9}{54} = 0{,}43$$

$$b_1 = \frac{7 + 24}{54} = 0{,}57$$

Selanjutnya dihitung se(K).

$$se(K) = \sqrt{\frac{1}{54(1-0{,}52)^2}}[0{,}52 + 0{,}52^2 - \sum_{i=1}^{3} 0{,}39 * 0{,}43(0{,}39 + 0{,}43) + 0{,}61$$
$$* \ 0{,}57(0{,}61 + 0{,}57)]$$

$$se(K) = \sqrt{0.08}[0{,}7904 - \sum_{i=1}^{3} 0{,}1375 + 0{,}4103$$

se (K) = $\sqrt{0{,}0194}$

se (K) = 0,1393

Sehingga nilai z dapat dihitung dengan rumus z di atas

$$z = \frac{0{,}25}{0{,}1393}$$

$$z = 1{,}79$$

Nilai z hitung 1,79 lebih besar dari nilai $z_{,95}$ yaitu 1,64. Oleh karena itu hipotesis nol ditolak. Yang berarti kesepakatan kedua survei tersebut adalah signifikan, walaupun hubungan kesepakatan yang dihasilkan lemah (K=0,25).

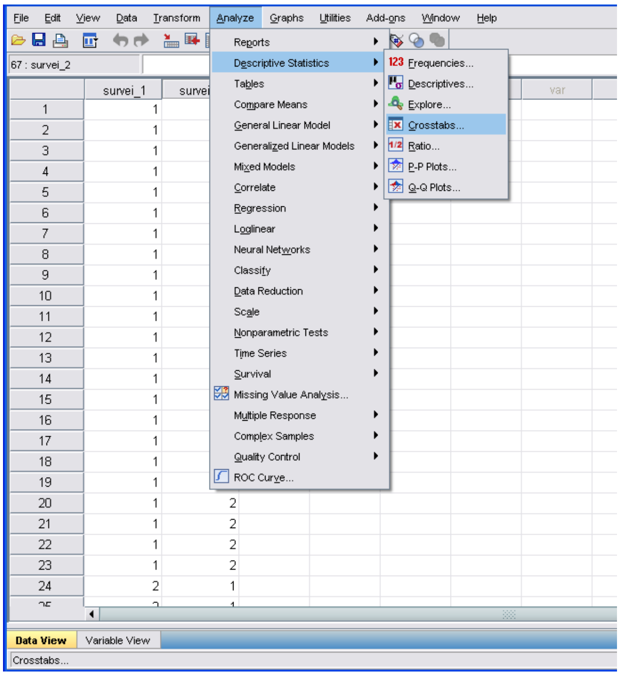
b. Perhitungan SPSS

Melakukan uji Kappa Cohen dengan SPSS dilakukan dengan tahapan berikut.

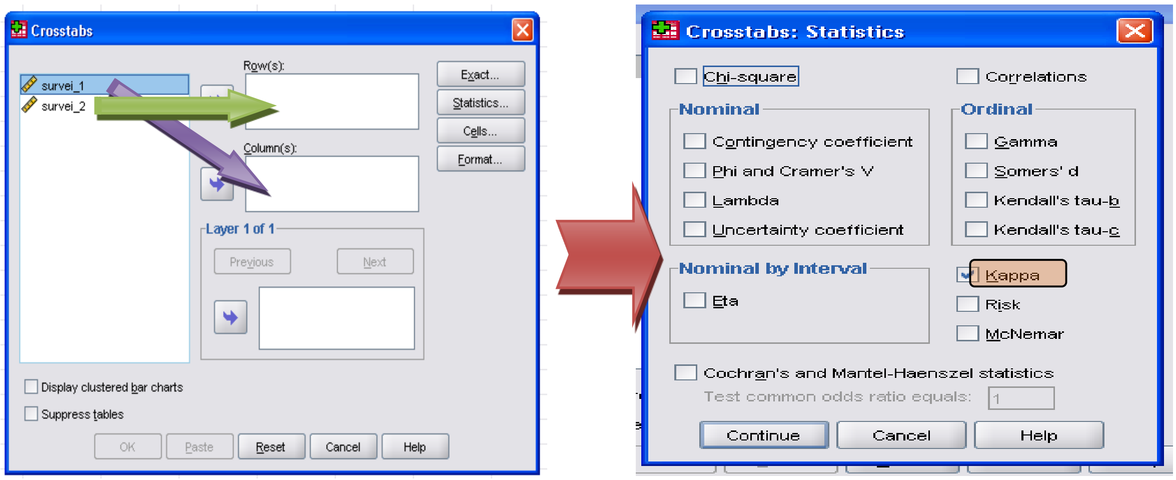
Analyze

Descriptive Statistics

Crosstabs



Akan muncul tampilan seperti di bawah ini. Pada ***Row*** masukkan variabel yang akan dibandingkan. Sementara pada ***Column*** masukkan variabel pembanding (*gold standard*). Selanjutnya klik ***statistics*** untuk menentukan jenis uji yang akan dilakukan.



Pada ***output*** akan muncul deskripsi hasil dalam format tabel 2x2 seperti tabel di bawah ini:

survei_2 * survei_1 Crosstabulation

Count

		survei_1		
		<=1x sajian/minggu	>1x sajian/minggu	Total
survei_2	1	14	7	21
	2	9	24	33
Total		23	31	54

Selanjutnya nilai nilai Kappa dan p value dimunculkan dalam tabel berikut

Symmetric Measures

		Value	Asymp. Std. Error[a]	Approx. T[b]	Approx. Sig.
Measure of Agreement	Kappa	.387	.127	2.854	.004
N of Valid Cases		54			

a. Not assuming the null hypothesis.

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

Nilai Kappa dari penelitian di atas sebesar 0,387. Artinya tingkat kesepakatan survei pertama dan survei kedua sebesar 0,387 (kekuatan hubungan *fair*). Sementara itu berdasarkan nilai p value, yaitu 0,04, maka H_o ditolak.

2.8.2. Uji Kesepakatan W Kendall

Koefisien kesepakatan W Kendall digunakan untuk mengukur asosiasi dua buah variabel pada beberapa set data sampel berskala ordinal. Pada prakteknya koefisien kesepakan W Kendall digunakan juga untuk menilai tingkat kesepakatan (*concordance, reliability*) antara beberapa *k* observer. Koefisien W kendall ini juga dapat merupakan suatu indeks yang menggambarkan seberapa jauh penyimpangan kesepakatan teramati terhadap kesepakatan sempurna.

Besarnya kesepakatan teramati tercermin dari besarnya perbedaan (variasi) antara jumlah peringkat individu dan rata-rata jumlah peringkat individu (tabel x). Sedangkan kesepakatan sempurna tercermin dari besarnya perbedaan (variasi) antara jumlah peringkat individu terhadap rata-rata jumlah peringkat individu teoritis jika terdapat kesepakatan sempurna.

Tabel 1. Hasil pemberian peringkat terhadap kemampuan komunikasi interpersonal mahasiswa kedokteran yang dilakukan oleh 3 orang penilai

Mahasiswa	Penilai A	Penilai B	Penilai C	Jumlah peringkat
1	1	2	3	6
2	2	1	1	4
3	4	3	2	9
4	5	6	4	15
5	3	4	6	13
6	6	5	5	16

Tabel 2. Hasil pemberian peringkat terhadap kemampuan komunikasi interpersonal mahasiswa kedokteran yang dilakukan oleh 3 orang penilai, jika terdapat kesepakatan sempurna

Mahasiswa	Penilai A	Penilai B	Penilai C	Jumlah peringkat
1	1	1	1	3
2	2	2	2	6
3	3	3	3	9
4	4	4	4	12
5	5	5	5	15
6	6	6	6	18

Seperti lazimnya memperlakukan parameter variasi dalam statistik parametrik, perbedaan antara jumlah peringkat individu dan rata-rata jumlah peringkat individu dikuadratkan untuk memperoleh angka yang senantiasa positif. Koefisien kesepatan W Kendall merupakan rasio antara kesepakatan teramati dan kesepakatan sempurna, dengan rumus:

$$\boxed{W = \frac{\text{Kesepakatan teramati}}{\text{Kesepakatan sempurna}}}$$

Selanjutnya nilai W dimasukkan dalam perhitungan untuk menentukan penerimaan atau penolakan H_o. Dalam ini uji W Kendall menggunakan tabel *Chi Square*. Sehingga perhitungan statistik yang digunakan adalah:

$$\boxed{X^2 = k\,(n-1)W}$$

Dimana k = banyaknya peringkat

N = banyaknya individu yang diberi peringkat

Rumusan di atas digunakan jika sampel berjumlah lebih dari 5.Sedangkan jika sampel berjumlah ≤ 5, maka rumusan yang digunakan seperti di bawah ini. Adapun tahapan selanjutnya yaitu menentukan penerimaan dan penolakan H_o menggunakan cara yang sama seperti rumusan uji *Chi Square*, dimana H_o ditolak apabila nilai X^2 hitung lebih besar daripada nilai X^2 tabel ($p < 0,05$).

Hipotesis yang digunakan pada uji ini adalah:

Ho : Antara k kelompok pengamatan tidak ada kesepakatan (independen)

Hi : Antara k kelompok pengamatan ada kesepakatan (dependen)

Contoh soal

Dalam suatu evaluasi terapi psikiatrik pada pasien rawat tinggal di rumah sakit jiwa, lima kelompok sujek diminta memberikan peringkat tentang efektifitas 6 model terapi, seperti yang tercantum dalam tabel berikut ini. Apakah ada kesepakatan antar kelompok pengamat terhadap jenis terapi yag diberikan? (Gunakan tingkat kepercayaan 95%).

Terapi	Pasien	Pekerja sosial	Perawat	Psikolog	Psikiater
Terapi obat	5	2	1	5	1
Terapi kelompok	4	1	2	1	2
Kegiatan sosial	1	3	4	4	4
Terapi latihan kerja	3	5	5	2	6
Terapi rekreasi	2	4	6	3	5
Terapi elektrokonvulsi	6	3	6	3	6

Jawab:

Ho : Antar kelompok penilai tidak ada kesepakatan atas efektifitas model terapi

Ha : Antar kelompok penilai terdapat kesepakatan atas efektifitas model terapi

a. Perhitungan manual

Terapi	Pasien	Pekerja sosial	Perawat	Psikolog	Psikiater	Jumlah peringkat
Terapi obat	5	2	1	5	1	14
Terapi kelompok	4	1	2	1	2	10
Kegiatan sosial	1	3	4	4	4	16
Terapi latihan kerja	3	5	5	2	6	21
Terapi rekreasi	2	4	6	3	5	20
Terapi elektrokonvulsi	6	3	6	3	6	24

Rata-rata jumlah peringkat individu = $\frac{14+10+16+21+20+24}{6} = 17,5$

Kesepakatan teramati = $(14-17,5)^2 + (10-17,5)^2 + (16-17,5)^2 + (21-17,5)^2 + (20-17,5)^2 + (24-17,5)^2 = 131,5$

Terapi	Pasien	Pekerja sosial	Perawat	Psikolog	Psikiater	Jumlah peringkat
Terapi obat	1	1	1	1	1	5
Terapi kelompok	2	2	2	2	2	10
Kegiatan sosial	3	3	3	3	3	15
Terapi latihan kerja	4	4	4	4	4	20
Terapi rekreasi	5	5	5	5	5	25
Terapi elektrokonvulsi	6	6	6	6	6	30

Kesepakatan sempurna= $(5\text{-}17{,}5)^2 + (10\text{-}17{,}5)^2 + (15\text{-}17{,}5)^2 + (20\text{-}17{,}5)^2 + (25\text{-}17{,}5)^2 + (30\text{-}17{,}5)^2 =$ 437,5

Maka, koefisien kesepakatan W Kendall adalah:

$$W = \frac{\text{Kesepakatan teramati}}{\text{Kesepakatan sempurna}} = \frac{131{,}5}{437{,}5} = 0{,}30$$

Selanjutnya nilai W dimasukkan dalam perhitungan X^2 untuk menentukan keputusan hipotesis.

$$X^2 = k\,(n-1)W$$

Dimana k=5, n=6

$$X^2 = 5\,(6-1)\,0{,}30 = 7{,}5$$

Dilihat di tabel *Chi Square*, nilai X^2dengan *degree of freedom* 6-1 = 5 adalah 11,07. Sedangkan nilai X^2 hitung adalah 7,5. Maka X^2 hitung < X^2 tabel dan keputusan uji adalah **Ho diterima**. Artinya tidak ada kesepakatan penilaian efektifitas terapi antar penilai.

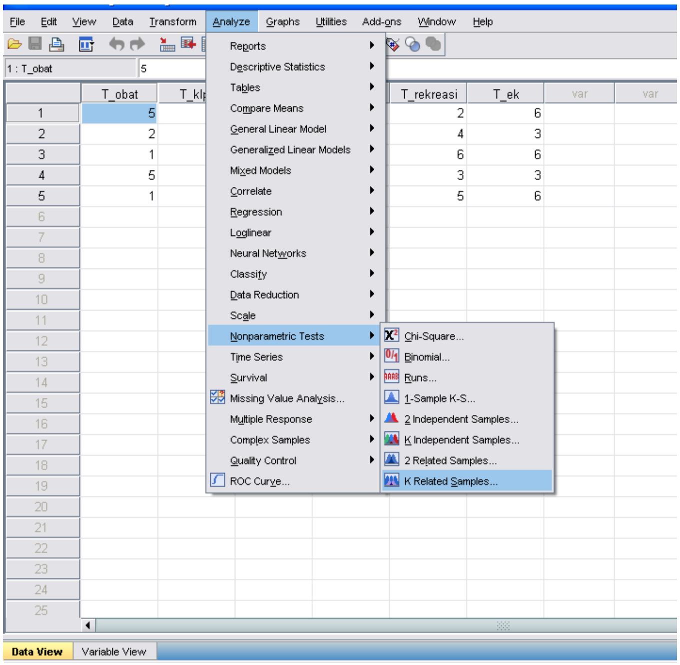
b. Perhitungan dengan SPSS

Uji koefisien kesepakatan W Kendall dengan SPSS dilakukan dengan langkah-langkah sebagai berikut:

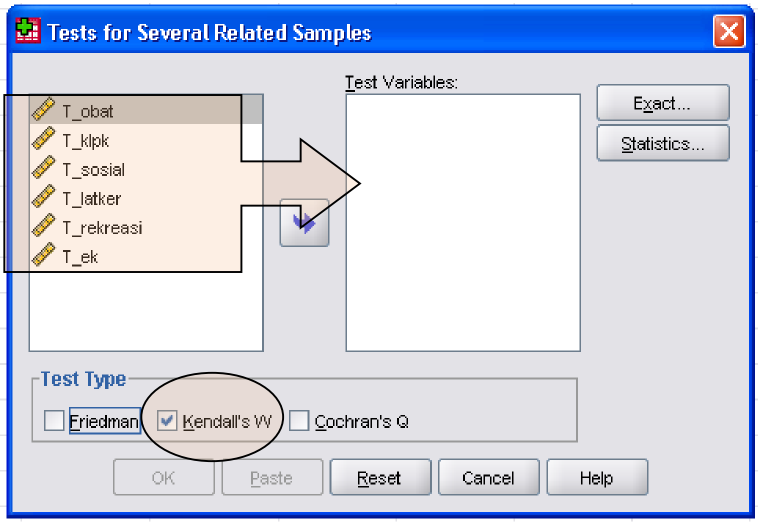
Analyze

Nonparametric test

K related samples



Selanjutnya masukkan seluruh variabel yang akan dianalisis, yaitu penilaian efektifitas masing-masing terapi kedalam kolom **test variabel**. Kemudian pada ***test type*** klik ***Kendall's W*** dan klik ***OK***.



Pada *output* akan diperoleh hasil sebagai berikut

Test Statistics

N	5
Kendall's W[a]	.290
Chi-Square	7.251
df	5
Asymp. Sig.	.203

a. Kendall's Coefficient of Concordance

Nilai tersebut di atas menunjukkan nilai koefisien W Kendall sebesar 0,290 dan nilai tersebut tidak jauh berbeda dengan W hasil perhitungan manual sebesar 0,30. Untuk nilai *p value* ditunjukkan oleh nilai

Asymp.Sig sebesar 0.203.Nilai ini mengindikasikan bahwa hipotesis nol diterima, sehingga tidak ada kesepakatan terhadap penilaian efektifitas terapi antar penilai.

2.9. Uji Korelasi

2.9.1. Spearman

Jika variabel pertama (X) dan variabel kedua (Y) merupakan variabel independen dan kontinyu, maka korelasi Pearson dan Spearman dapat digunakan untuk mengukur kekuatan hubungan. Yang membedakan antara kedua uji ini adalah, pada uji korelasi Pearson, jenis data yang dianalisis adalah data interval atau rasio. Sementara pada uji korelasi Spearman, data yang dianalisis bersifat ordinal. Dalam epidemiologi kedua uji ini digunakan untuk disain studi ekologik.

Sama halnya seperti uji regresi lainnya, koefien r Spearman memiliki *range* antara -1 sampai dengan +1. Tanda positif dan negatif menunjukkan arah hubungan variabel. Tanda negatif berarti arah hubungan berlawanan. Misalnya jika koefisien spearman antara mengkonsumsi vitamin C dan kejadian sariawan adalah negatif (-), maka berarti konsumsi vitamin C (*exposure* +) dapat menurunkan risiko kejadian sariawan/meningkatkan proporsi kejadian tidak sariawan (*outcome* -). Sementara itu jika korelasi bersifat positif (+) maka hubungan searah. Misal hubungan atara kebiasaan merokok dengan kejadian Penyakit Jantung Koroner. Semakin sering merokok (*exposure* +), maka semakin tinggi resiko kejadian PJK (*outcome* +).

Kelebihan uji korelasi Spearman dibanding dengan uji korelasi Pearson adalah prosedur penghitungannya lebih sederhana. Adapun cara menghitung korelasi Spearman adalah:

1. Setiap nilai variabel *x* dari 1 hingga n (n= jumlah pasangan nilai pengamatan *x* dan *y*) diberikan peringkat. Begitu juga dengan variabel *y*.
2. Dihitung selisih nilai x_i dengan y_i (dinotasikan sebagai d_i)
3. Masing-masing nilai d_i dikuadratkan
4. Korelasi koefisien Spearman dihitung dengan rumus:

$$r_s = 1 - \frac{6\Sigma d_i^2}{n^3 - n}$$

Pada uji korelasi koefisien Spearman ini hipotesis yang akan diuji adalah:

Pada uji dua sisi

Ho : *x* dan *y* saling independen

Hi : *x* dan *y* tidak saling independen

Pada uji satu sisi

Ho : *x* dan *y* saling independen

Hi : Peningkatan nilai-nilai *x* diikuti dengan peningkatan nilai-nilai *y*

Pada uji satu sisi

Ho : *x* dan *y* saling independen

Hi : Peningkatan nilai-nilai *x* diikuti dengan penurunan nilai-nilai *y*

Ada dua macam prosedur uji kemaknaan koefisien korelasi Spearman dan pemilihannya disasarkan pada ukuran sampel, sebagai berikut:

1. Bila n antara 4 dan 30, bandingkan r_s hitung dengan nilai kritis r_s sebagaimana tertera di tabel Spearman. Untuk uji dua sisi, H_o ditolak pada tingkat kemaknaan α, bila r_s hitung lebih besar daripada r_s tabel, atau r_s hitung lebih kecil daripada $-r_s$ tabel. Untuk uji satu sisi dan H_i menyatakan bahwa hubungan *x* dan *y* langsung (positif) maka H_o ditolak bila r_s hitung lebih besar daripada r_s tabel, pada tingkat kemaknaan α. Untuk uji satu sisi dan H_i menyatakan hubungan *x* dan *y* terbalik (negatif), maka H_o ditolak bila r_s hitung lebih kecil daripada $-r_s$ tabel, pada derajat kemaknaan α.
2. Bila n > 30 maka kemaknaan diuji dengan pendekatan distribusi normal baku, yaitu menghitung statistik z:

$$z = r_s \sqrt{n-1}$$

Untuk memperoleh nilai kritis z, gunakan tabel distribusi normal.

Jika terdapat nilai-nilai teramati yang sama, kita perlu memperhitungkan nilai-nilai tersebut dengan cara sebagai berikut:

II. Jika nilai-nilai teramati yang sama sedikit, maka peringkat yang diberikan adalah rata-rata peringkat nilai-nilai yang teramati yang sama tersebut dan r_s tidak perlu dikoreksi.

III. Jika nilai-nilai pengamatan yang sama sangat banyak, maka r_s perlu dikoreksi dengan faktor koreksi T.

Sehingga rumus r_s setelah dilakukan koreksi adalah

$$r_s \text{ (dengan koreksi)} = \frac{\Sigma x^2 + \Sigma y^2 - \Sigma d_i^2}{2\sqrt{\Sigma x^2 \Sigma y^2}}$$

Dengan

$$\Sigma x^2 = \frac{(n^3 - n)}{12} - \Sigma T_x$$

$$\Sigma y^2 = \frac{n^3 - n}{12} - \Sigma T_y$$

T_x dan T_y adalah banyaknya nilai pengamatan *x* dan banyaknya nilai pengamatan *y* yang berangka sama untuk suatu peringkat.

$$T_x = \frac{t_x^3 - t_x}{12}$$

$$T_y = \frac{t_y^3 - t_y}{12}$$

Contoh soal:

Suatu survei ingin mengetahui hubungan antara umur dengan denyut jantung. Sebanyak 15 subjek dengan umur yang berbeda diteliti frekuensi denyut jantung per menit-nya. Didapatkan hasil seperti pada tabel berikut. Dengan menggunakan tingkat kepercayaan 95% apakah peningkatan umur seseorang akan menyebabkan penurunan denyut jantung?

Umur	Denyut jantung (freq/menit)
2	110
4	108
5	108
6	108
18	72
20	72
25	80
30	70
36	70
40	68
43	72
50	66
55	60
61	58
69	52

Jawab:

H_o : Umur dan denyut jantung saling independen

H_a : Peningkatan umur akan menyebabkan penurunan denyut jantung

a. Perhitungan manual

Sebelum melakukan perhitungan rs, terlebih dahulu setiap variabel diberi peringkat. Perbedaan peringkat pada setiap variabel tersebut kemudian dikuadratkan untuk selanjutnya dijumlahkan.

Umur (x)	Denyut jantung (y) (freq/menit)	Peringkat x	Peringkat y	d_i	d_i^2
2	110	1	15	-14	196
4	108	2	13	-11	121
5	108	3	13	-10	100
6	108	4	13	-9	81
18	72	5	9	-4	16
20	72	6	9	-3	9
25	80	7	11	-4	16
30	70	8	6,5	1,5	2,25
36	70	9	6,5	2,5	6,25
40	68	10	5	5	25
43	72	11	9	2	4
50	66	12	4	8	64
55	60	13	3	10	100
61	58	14	2	12	144
69	52	15	1	14	196
					$\sum d_i^2 =$ 1080.5

Pada tabel di atas terlihat ada beberapa angka yang sama. Sehingga dalam perhitungan r_s akan menggunakan rumus r_s koreksi. Untuk menentukan keputusan uji, sesuai dengan asumsi yang digunakan yaitu menggunakan uji hipotesis satu arah hubungan terbalik, maka H_o ditolak r_s hitung lebih kecil daripada $–r_s$ tabel, pada derajat kemaknaan 0,05.

Maka berdasarkan rumus r_s koreksi tersebut didapatkan:

$$r_s = \frac{280 + 275{,}5 - 1080{,}5}{2\sqrt{280(275{,}5)}}$$

r_s = - 0,9451

Nilai r_s hitung dibandingkan dengan nilai r_s tabel dan didapatkan bahwa r_s hitung = -0,9451 < r_s tabel 0,6000. Maka dapat diambil keputusan bahwa H_o ditolak. Sehingga dapat disimpulkan terdapat korelasi negative yang kuat dan bermakna antara umur dan denyut jantung.

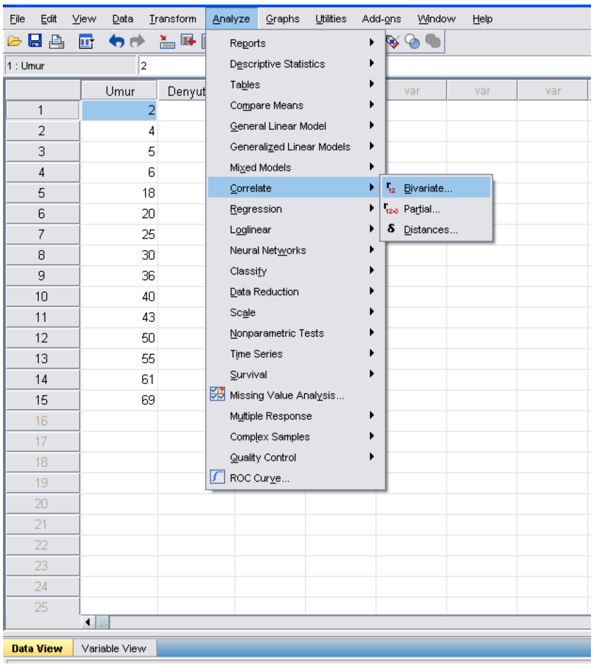
b. Perhitungan SPSS

Untuk melakukan uji Spearman tahapan yang dilakukan adalah

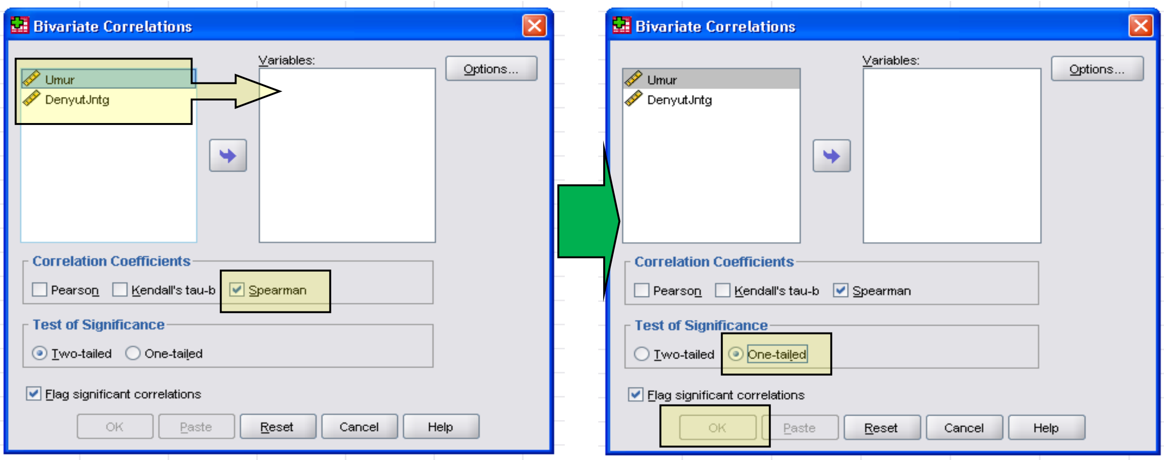
Analyze

Correlate

Bivariate



Kemudian akan muncul tampilan seperti di bawah ini. Semua variabel yang akan diamati (umur dan denyut jantung) dimasukkan ke dalam ***variables***. Lalu pada ***correlation coefficients*** klik ***Spearman***. Karena hipotesis pada penelitian ini adalah hipotesis untuk menguji satu arah, maka pada ***test of significance*** di klik ***One-tailed.*** Setelah itu klik ***OK***



Hasil uji korelasi *Spearman* ditampilkan dalam *output* seperti ini.

Correlations

			Umur	DenyutJntg
Spearman's rho	Umur	Correlation Coefficient	1.000	-.945**
		Sig. (1-tailed)	.	.000
		N	15	15
	DenyutJntg	Correlation Coefficient	-.945**	1.000
		Sig. (1-tailed)	.000	.
		N	15	15

**. Correlation is significant at the 0.01 level (1-tailed).

Hasil di atas menunjukkan koefisien korelasi Spearman untuk variabel umur dan denyut jantung adalah -0,945. Artinya terdapat korelasi negatif yang sangat kuat antar kedua variabel tersebut. Juga nilai *p value* sebesar 0,000 menunjukkan bahwa korelasi tersebut secara statistik signifikan. Semakin tua umur (peningkatan umur) akan menyebabkan penurunan denyut jantung.

2.9.2. Uji korelasi T kendall

Koefisien Korelasi T Kendall mengukur kekuatan asosiasi pasangan-pasangan nilai pengamatan berskala ordinal dari sebuah sampel yang dipilih secara acak. Prinsip prosedur T Kendall adalah mengevaluasi arah peringkat nilai pengamatan Y_i satu dan terhadap urutan peringkat nilai Y_i berikutnya, apakah serarah atau berlawanan arah terhadap urutan peringkat nilai pengamatan X_i. Dalam hal ini nilai-nilai pengamatan X*i* dipandang sebagai suatu set peringkat acuan. Sebagai contoh, kita memiliki (X_1, Y_1) dan (X_2, Y_2). Jika arah antara Y_2 dan Y_1 sama dengan arah antara X_2 dan X_1, pasangan pengamatan (X_1, Y_1) dan (X_2, Y_2) disebut konkordan. Sebaliknya jika arah Y_2 dan Y_1 berbeda dengan arah antara X_2 dan X_1, maka pasangan pengamatan (X_1, Y_1) dan (X_2, Y_2) disebut diskordan. Koefisien korelasi T Kendall dapat kita definisikan sebagai peluang konkondar minus diskordan.

Langkah-langkah selanjutnya untuk menghitung T Kendall adalah sebagai berikut:

1. Untuk setiap pasang peringkat nilai pengamatan Y_i kita hitung banyaknya pasangan peringkat yang searah dan banyaknya peringkat yang berlawanan arah.
2. Peringkat nilai pengamatan Y_i yang seraha (konkordan) dijumlahkan untuk memperoleh P. Peringkat nilai pengamatan Y_i yang berlawanan arah (diskordan) dijumlahkan untuk memperoleh Q.
3. Hitung selisih antara P dan Q untuk mendapatkan S.
4. Koefisien T Kendall adalah rasio antara S dan jumlah maksimum peringkat pengamatan Yi yang urutannya searah (konkordan) dan dirumuskan sebagai berikut:

$$T = \frac{S}{n(n-1)/2}$$

Dengan S = selisih P dan Q

N = banyaknya pasangan (X_i, Y_i) dalam sampel.

Koefisien T Kendall berkisar antara -1 dan 1. Koefisien ini bersifat konservatif, dalam arti hanya memperhitungkan kekuatan asosiasi berdasarkan arah pasangan nilai pengamatan (X_i, Y_i) dan tidak memperhitungkan besarnya perbedaan pasangan nilai pengamatan (X_i, Y_i) itu sendiri. Umumnya koefisien korelasi T Kendall lebih kecil dari korelasi peringkat spearman. Meskipun demikian pada keadaan yang didalamnya terdapat banyak peringkat X_i dan Y_i yang sama, koefisien korelasi T Kendall lebih disukai daripada koefisien korelasi peringkat Spearman.

Hipotesis uji koefisien korelasi T Kendall dinyatakan sebagai berikut:

Uji dua sisi:

H_o : T = 0 (X dan Y independen)

H_i : T ≠ 0 (X dan Y tidak independen)

Uji satu sisi:

H_o : T = 0 (X dan Y independen)

H_i : T > 0

H_o : T = 0 (X dan Y independen)

H_i : T < 0

Aturan pengambilan keputusan statistik adalah sebagai berikut:

a. Bila n ≤ 40, menggunakan distribusi pencuplikan T untuk memperoleh probabilitas sutau nilai sebesar T_{hitung}. Nilai-nilai kritis T* ditampilkan dalam tabel τ Kendall. H_o ditolak bila T_{hitung} > nilai kritis T*, pada n yang sesuai dan tingkat kemaknaan α.
b. Bila n > 30, kita dapat memilih pendekatan distribusi normal z untuk distribusi pencuplikan T, dalam persamaan sebagai berikut:

$$Z = \frac{3T\sqrt{(n(n-1)}}{\sqrt{2(2n+5)}}$$

Penerimaan dan penolakan H_o mengacu pada tabel distribusi normal baku. H_o ditolak bila $z_{hitung} > z_{1-\alpha}$ (satu sisi) atau $z_{hitung} > z_{1-\alpha/2}$ (dua sisi).

Contoh soal:

Dengan tingkat kepercayaan sebesar 95%, suatu penelitian sederhana ingin menguji apakah ada perbedaan tekanan darah yang diukur pada posisi duduk dan berbaring. Didapatkan hasil berikut ini:

Pasien	Duduk (X)	Berbaring (Y)
1	112.0	110.0
2	100.0	106.0
3	98.0	114.0
4	106.0	104.0
5	94.0	90.0
6	108.0	120.0
7	102.0	102.0
8	104.0	112.0
9	92.0	100.0
10	142.0	154.0

Jawab:

H_o : T = 0 (X dan Y independen)

H_i : T ≠ 0 (X dan Y tidak independen)

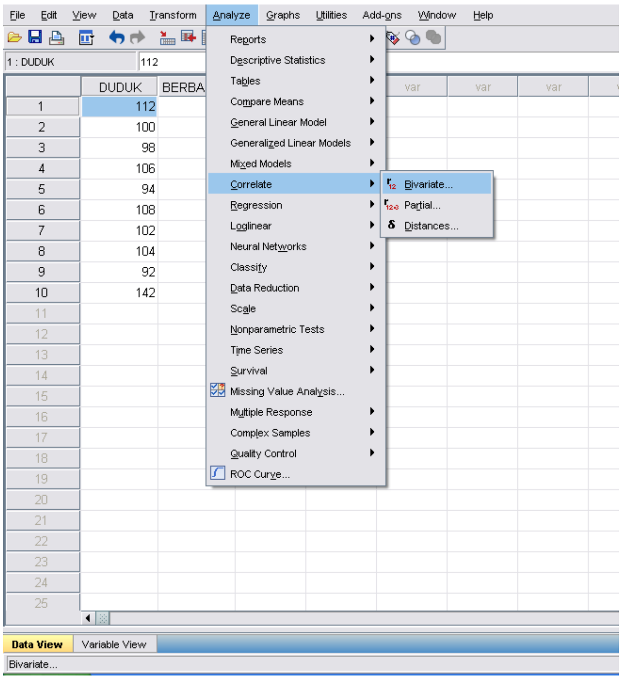
a. Perhitungan dengan SPSS

Perhitungan koefisien korelasi T Kendall pada SPSS dilakukan dengan urutan sebagai berikut:

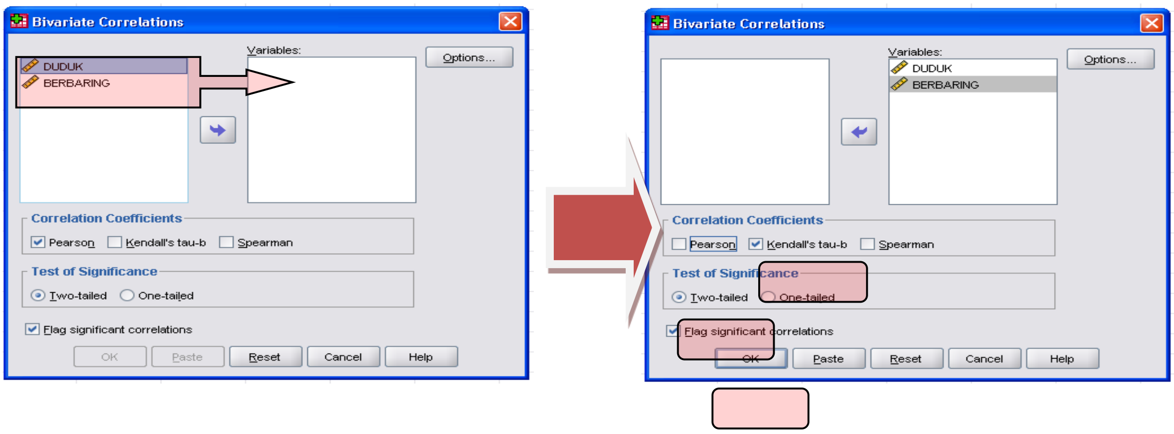
Analyze

Correlate

Bivariate



Kemudian masukkan variabel yang akan diuji ke dalam ***variables*** dan pada ***Correlation Coefficients*** pilih ***Kendall tau-b*** serta pada ***test of significance*** pilih ***two-tailed*** (tergantung hipotesis). Selanjutnya klik ***OK***



Akan muncul nilai koefisien korelasi T Kendall dan *p value* dalam bentuk tabel seperti di bawah ini.

Correlations

			duduk	berbaring
Kendall's tau_b	duduk	Correlation Coefficient	1.000	.511*
		Sig. (2-tailed)	.	.040
		N	10	10
	berbaring	Correlation Coefficient	.511*	1.000
		Sig. (2-tailed)	.040	.
		N	10	10

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

Hasil di atas menunjukkan bahwa nilai koefisien korelasi T Kendall sebesar 0,511 dan secara statistik hipotesis nol ditolak karena dilihat nilai p value yang nilainya < 0,05, yaitu 0,04. Ini menunjukkan adanya perbedaan tekanan darah jika pengukuran dilakukan dalam posisi duduk atau berdiri.

Referensi

Murti, Bhisma. 1996. Penerapan metode statistic non-parametrik dalam ilmu-ilmu kesehatan. Jakarta: Gramedia.

Chernick, Michael R. dan Friis, Robert H. 2003. Introductory biostatistics for the health sciences. Wiley Interscience.

Kuzma, Jan W dan Bohnenblust, Stephen E. 2005. Basic statistics for the health sciences. Boston: Mc.Graw Hill.

Pagano, Marcello dan Gauvreau, Kimberlee. 1993. Principles of Biostatistics. California. Duxbury Press.

Yount, Rick. 2006. Chapter 22. Coefficient correlation in Research Design and Statistical Analysis in Christian Ministry. Texas

Syamruth, Yendris Krisno. 2008. Aplikasi uji koefisien phi pada factor yang berhubungan dengan kejadian kematian neonatal. MKM. 3(1).

Bower, Keith M. no date. When to use Fisher's Exact Test. American Society for Quality.

Wood, James M. 2007. Understanding and computing Cohen's kappa: a tutorial. Department of Psychology, University of Texas at El Paso.

University of York Department of Health Sciences. Measurement in health and disease: Cohen's Kappa.

Tentang Penulis

Lahir di Desa Tagog, Kecamatan Conggeang, Kab.Sumedang, Jawa Barat tanggal 28 Juli 1970. Menyelesaikan Diploma III Jurusan Gizi, di Politeknik Kesehatan Bandung pada Tahun 1992, Sarjana Kesehatan Masyarakat di Universitas Indonesia Jakarta tahun 2000, dan Magister Kesehatan Masyarakat di Universitas Indonesia Jakarta tahun 2006, serta menyelesaikan Doktor Kesehatan Masyarakat di Universitas Indonesia Jakarta tahun 2015.

Sejak lulus dari Politeknik Kesehatan Bandung pada tahun 1992, langsung bekerja sebagai dosen di Jurusan Gizi Politeknik Kesehatan Kementerian Kesehatan Bandung sampai sekarang. Sejak Tahun 2018 menajdi kepala Pusat Penelitian dan pengabdian kepada Masyarakat di Poltekkes Kemenkes Bandung.

Beliau mengajar di bidang Statistik Deskriptif dan Inferensial, termasuk Statistik Non-parametrik, Manajemen dan Analisis Data. Mengajar Metode Penelitian Kuantitatif, Rancangan Sampel, dan Aplikasi Analisis Multivariat pada berbagai jenis studi penelitian kesehatan dan memberikan bantuan teknis dan konsultasi di bidang Biostatistik, Metode Penelitian, dan Teknik Analisis Data di berbagai universitas dan institusi kesehatan di Indonesia pada masyarakat umum, akademisi dan mahasiswa DIII, D IV, S1, S2, dan S3.

Nama dan Gelar:
Dr. Rr. Nur Fauziyah, SKM, MKM, RD

Alamat Kantor:
Politeknik Kesehatan Kemenkes Bandung
Jalan Pajajaran nomor 56 Bandung 40171
Telp : (022) 4231627, (022) 4231639, Fax : (022) 4231640
E-mail : info@poltekkesbandung.ac.id
Website : www.poltekkesbandung.ac.id

Jurusan Gizi
Phone: (+62-22) 6628150
Fax: (+62-22) 2000505
Hp: 0817226151
Email: roronur70@yahoo.com

Alamat Rumah:
Komplek Permata Biru, Blok W, No. 210, RT 09/20
Kel. Cinunuk, Kec. Cileunyi, Bandung 40393