

# **STATISTIK NON PARAMETRIK**

**Departemen Biostatistik FKM UI  
2009**

## **I. PENDAHULUAN**

Dalam pengujian hipotesa sangat berhubungan dengan distribusi data populasi yang akan diuji. Bila distribusi data populasi yang akan diuji berbentuk normal/simetris/Gauss, maka proses pengujian dapat digunakan dengan pendekatan uji statistik parametrik. Sedangkan bila distribusi data populasinya tidak normal atau tidak diketahui distribusinya maka dapat digunakan pendekatan uji statistik non parametrik. Kenormalan suatu data juga dapat dilihat dari jenis variabelnya, bila variabelnya berjenis numerik/kuantitatif bisaanya distribusi datanya mendekati normal/simetris, sehingga dapat digunakan uji statistik parametrik. Bila jenis variabelnya katagorik, maka bentuk distribusinya tidak normal, sehingga uji non-parametrik dapat digunakan. Penentuan jenis uji statistik juga ditentukan oleh jumlah data yang dianalisis, bila jumlah data kecil cenderung digunakan uji non parametrik.

Pada statistik parametrik, pengujian hipotesa dan pengambilan keputusan dipengaruhi oleh beberapa asumsi. yang bila tidak terpenuhi maka validitas hasil penelitian diragukan. Asumsi tersebut adalah (Bhisma Murti, 1996):

- a. Normalitas distribusi populasi.
- b. Independensi pemilihan unit sampel dari populasi
- c. Independensi pengamatan unit observasi
- d. Kesamaan varians jika membandingkan dua atau sejumlah sampel
- e. Variabel diukur paling sedikit dalam skala interval

Namun dalam prakteknya, situasi yang sering muncul tidak memenuhi asumsi yang dimaksud. Oleh karena itu digunakan statistik non-parametrik sebagai alternatif dalam pengujian hipotesis atau pengambilan keputusan.

Dalam makalah ini akan dijelaskan beberapa uji statistik non parametric seperti uji Binomial, uji Kolmogorov Smirnov, uji Tanda, uji peringkat bertanda Wilcoxon, uji Q Cochran, uji Friedman, dan uji Kruskal Wallis. Sedangkan uji lainnya seperti uji Chi Square, uji Exac Fisher, uji McNemar akan diuraikan dalam mata kuliah rancangan eksperimental.

## **II. DEFINISI**

Statistik non-parametrik termasuk salah satu bagian dari statistik inferensi atau statistik induktif. Uji statistik non-parametrik sering juga disebut statistik bebas distribusi (distribution-free statistics), karena prosedur pengujiannya tidak membutuhkan asumsi bahwa pengamatan berdistribusi normal (Kuzma, 1973).

## **III. PENGGUNAAN STATISTIK NON PARAMETRIK**

Statistik non parametrik digunakan dalam situasi sebagai berikut :

- a. Apabila ukuran sampel sedemikian kecil sehingga distribusi sampel tidak mendekati normal, dan apabila tidak ada asumsi yang dapat dibuat tentang bentuk distribusi populasi yang menjadi sumber sampel.
- b. Apabila digunakan data ordinal, yaitu data-data yang disusun dalam urutan atau diklasifikasikan rangkingnya
- c. Apabila digunakan data nominal, yaitu data-data yang dapat diklasifikasikan dalam kategori dan dihitung frekuensinya.

## **IV. KELEBIHAN DAN KELEMAHAN METODE STATISTIK NON PARAMETRIK**

Beberapa keuntungan yang dapat diperoleh jika kita memilih prosedur non-parametrik adalah (Bhisma Murti, 1996):

- a. Jika ukuran sampel kita kecil, tidak ada pilihan lain yang lebih baik daripada menggunakan metode statistik non-parametrik, kecuali jika distribusi populasi jelas normal.
- b. Karena memerlukan sedikit asumsi, umumnya metode non-parametrik lebih relevan pada situasi-situasi tertentu, sehingga kemungkinan penerapannya lebih luas. Disamping itu, kemungkinan digunakan secara salah (karena pelanggaran asumsi) lebih kecil daripada metode parametrik.
- c. Metode non-parametrik dapat digunakan meskipun data diukur dalam skala ordinal.
- d. Metode non-parametrik dapat digunakan meskipun data diukur dalam skala nominal (katagorikal). Sebaliknya tidak ada teknik parametrik yang dapat diterapkan untuk data nominal

- e. Beberapa uji statistik non-parametrik 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.
- f. Uji statistik non-parametrik mudah dilakukan meskipun tidak terdapat komputer (dapat dianalisa secara manual). Analisa data dapat diselesaikan hanya dengan menggunakan kalkulator tangan. Oleh karena itu, metode non-parametrik pantas disebut teknologi tepat guna (appropriate technology) yang masih dibutuhkan di negara-negara berkembang (dan terbelakang).
- g. Pada umumnya para peneliti dengan dasar matematika yang kurang merasakan bahwa konsep dan metode non-parametrik mudah dipahami.

Sementara dari beberapa kelebihan metode non-parametrik, ditemukan beberapa kekurangannya yaitu:

- 1. Fleksibilitas terhadap skala pengukuran variabel kadang-kadang mendorong peneliti memilih metode non-parametrik, meskipun situasinya memungkinkan untuk menggunakan metode parametrik. Karena didasarkan asumsi yang lebih sedikit, metode non-parametrik secara statistik kurang kuat (rigorous) dibandingkan metode parametrik.
- 2. Jika asumsi untuk metode parametrik terpenuhi, dengan ukuran sampel yang sama, metode non-parametrik kurang memiliki kuasa (power) dibandingkan 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 non-parametrik sederhana, tetapi pekerjaan hitung-menghitung bisa membutuhkan banyak waktu jika ukuran sampel yang dianalisis besar.

## **V. BEBERAPA METODE STATISTIK NON PARAMETRIK**

Untuk menentukan teknik statistik nonparametrik mana yang akan digunakan untuk pengujian hipotesis, maka perlu diketahui terlebih dulu bentuk data yang akan dianalisis (nominal, ordinal) dan bentuk hipotesis (deskriptif, komparatif, asosiatif)

**a. Menguji kemaknaan dengan sampel tunggal**

1. Uji Binomial
2. Uji Kesesuaian Kai kuadrat (test of Goodness of Fit)
3. Uji kesesuaian Kolmogorov-Smirnov
4. Uji Independensi Kai Kuadrat (test of Independence)
5. Uji Pasti Fisher.

**b. Menguji kemaknaan perbedaan dua set pengamatan yang berpasangan dari sebuah sampel**

1. Uji McNemar
2. Uji Tanda
3. Uji peringkat bertanda Wilcoxon

**c. Menguji kemaknaan perbedaan dua sampel independen**

1. Uji Median
2. Uji Mann-Whitney

**d. Menguji kemaknaan perbedaan beberapa (k) sampel berhubungan**

1. Uji Q Cochran
2. Uji Friedman

**e. Menguji kemaknaan dengan beberapa (k) sampel independen.**

1. Uji Homogenitas Kai Kuadrat (Test of Homogeneity)
2. Uji Kruskal-Wallis

**f. Mengukur kekuatan asosiasi dan menguji kemaknaan asosiasi**

1. Koefisien Phi
2. Koefisien Kontingensi
3. Koefisien V Cramer
4. Ratio Odds dan Uji Mantel-Haenszel
5. Kappa Cohen
6. Koefisien Korelasi Peringkat Spearman
7. Koefisien Korelasi T Kendall
8. Koefisien Kesepakatan W Kendall

## A. TEST BINOMIAL

Distribusi binomial adalah distribusi yang menghasilkan salah satu dari dua hasil yang saling mutually exclusive, seperti sakit-sehat, hidup-mati, sukses-gagal dan dilakukan pada percobaan yang saling independen, artinya hasil percobaan satu tidak mempengaruhi hasil percobaan lainnya (Bisma Murti, 1996). Uji binomial digunakan untuk menguji hipotesis tentang suatu proporsi populasi. Data yang cocok untuk melakukan pengujian adalah berbentuk nominal dengan dua kategori. Dalam hal ini semua nilai pengamatan yang ada di dalam populasi akan asuk dalam klasifikasi tersebut. Bila proporsi pengamatan yang masuk dalam kategori pertama adalah “sukses” = P, maka proporsi yang masuk dalam kategori kedua ”gagal” adalah  $1-P = Q$ . Uji binomial memungkinkan kita untuk menghitung peluang atau probabilitas untuk memperoleh k objek dalam suatu kategori dan n-k objek dari kategori lain. (Wahid Siulaiman, 2003).

Jika jumlah kategori pertama (P) dari satu seri pengamatan dengan n sampel adalah k, maka probabilitas untuk memperoleh P adalah:

$$P(x=k) = \frac{n!}{k! (n - k)!} p^k q^{n-k}$$

k= jumlah objek berelemen”sukses” dari seri pengamatan berukuran n

Distribusi binomial disebut juga percobaan Bernouli, dimana percobaan Bernouli dapat dilakukan pada keadaan :

1. Setiap percobaan menghasilkan salah satu dari dua kemungkinan hasil yang saling terpisah (mutually exclusive).
2. Probabilitas “sukses (p)” adalah tetap dari satu percobaan ke percobaan lainnya.
1. percobaan-percobaan bersifat independen, dimana hasil dari satu percobaan tidak mempengaruhi hasil percobaan lainnya.

Dengan uji binomial, pertanyaan penelitian yang akan dicari jawabannya adalah apakah kita mempunyai alasan yang cukup kuat untuk mempercayai bahwa proporsi elemen pada sampel kita sama dengan proporsi pada populasi asal sampel. Dalam prosedur uji hipotesa, distribusi binomial kita gunakan sebagai acuan dalam menetapkan besarnya probabilitas untuk memperoleh suatu nilai “kategori pertama”

sebesar yang teramati dan yang lebih ekstrim dari nilai itu, dari sebuah sampel yang berasal dari populasi binomial.

**Hipotesa dalam Uji Binomial adalah:**

Dua sisi :  $H_0: p = p_0$  dan  $H_a: p \neq p_0$

Satu sisi :  $H_0: p \leq p_0$  dan  $H_a: p > p_0$

$H_0: p \geq p_0$  dan  $H_a: p < p_0$

$p$  = proporsi pada sampel

$p_0$  = proporsi pada populasi

**Perhitungan Nilai p secara Manual (Bisma Murti, 1986):**

**DUA SISI**

Jika  $p \leq p_0$ , maka:

$$p = 2P(X \leq x) = 2 \sum_{k=0}^x \frac{n!}{(n-k)!} p^k q^{n-k} \quad k = 0, 1, \dots, n$$

Jika  $p > p_0$ , maka:

$$p = 2P(X \geq x) = 2 \sum_{k=x}^n \frac{n!}{(n-k)!} p^k q^{n-k} = 2 \left[ 1 - \sum_{k=0}^{x-1} \frac{n!}{(n-k)!} p^k q^{n-k} \right]$$

**SATU SISI**

jika  $H_0: p \geq p_0$  dan  $H_a: p < p_0$ , maka:

$$p = P(X \leq x) = \sum_{k=0}^x \frac{n!}{(n-k)!} p^k q^{n-k} \quad k = 0, 1, \dots, n$$

jika  $H_0: p \leq p_0$  dan  $H_a: p > p_0$ , maka

$$p = P(X \geq x) = \sum_{k=x}^n \frac{n!}{(n-k)!} p^k q^{n-k} = 1 - \sum_{k=0}^{x-1} \frac{n!}{(n-k)!} p^k q^{n-k}$$

**Kriteria Pengambilan Keputusan:**

Untuk Uji Dua sisi:

Bila Exact Sig. (2-tailed)  $< \alpha/2$  maka  $H_0$  ditolak

Exact Sig. (2-tailed)  $> \alpha/2$  maka  $H_0$  gagal ditolak

Untuk Uji Satu sisi:

Bila Exact Sig. (2-tailed)  $< \alpha$  maka  $H_0$  ditolak

Exact Sig. (2-tailed)  $> \alpha$  maka  $H_0$  gagal ditolak

### CONTOH ANALISA SECARA MANUAL

**Kasus 1:** Sebuah studi berminat melakukan uji fluorescent antibody guna meneliti adanya reaksi serum setelah pengobatan pada penderita malaria falcifarum. Dari 25 subjek yang telah disembuhkan, 15 subjek ditemukan bereaksi positif. Jika sampel itu memenuhi semua asumsi yang mendasari uji binomial, dapatkah kita menyimpulkan dari data itu bahwa proporsi reaksi positif dalam populasi yang bersangkutan adalah lebih besar dari 0,5? Misalkan  $\alpha = 0,05$  (Wayne W.Daniel, 2003, hal 67).

**HIPOTESA**  $H_0 : p \leq 0,5$  dan  $H_a: p > 0,5$

Dari tabel binomial, dengan  $n=25$ ,  $x-1=14$  dan  $P_0=0,5$ , untuk uji satu sisi dengan  $P = 15/25 = 0,6 > p_0 = 0,5$ , diperoleh nilai  $p$  :

$$p = P(X \geq x) = 1 - \sum_{k=0}^{x-1} \frac{n!}{(n-k)!} p^k q^{n-k}$$

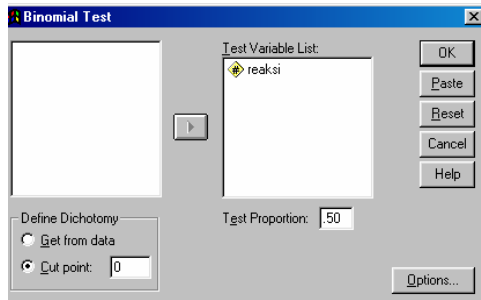
$$p = P(X \geq x) = 1 - \sum_{k=0}^{14} \frac{25!}{(n-k)!} 0,5^k 0,5^{25-k} = 1 - 0,7878 = 0,2122$$

Karena  $p = 0,2122 > 0,05$ . maka  $H_0$  gagal ditolak, sehingga kita dapat menyimpulkan bahwa proporsi reaksi serum di antara populasi yang telah mendapat pengobatan malaria tidak dapat dikatakan lebih besar secara bermakna dari 0,5.

### CONTOH ANALISA DENGAN SPSS

1. Siapkan data ke editor SPSS
2. Lakukan tahap berikut: pilih **Analyze, Nonparametrik test, Binomial test**
3. Pindahkan variabel ke kotak **Test Variabel List** , pada **Test Proportion**, masukkan nilai 0,5





Binomial Test

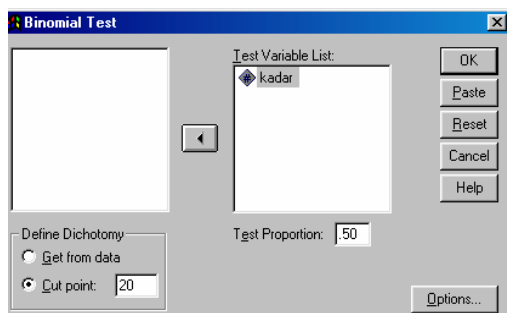
	Category	N	Observed Prop.	Test Prop.	Exact Sig. (2-tailed)
REAKSI	Group 1 reaksi positif	15	.60	.50	.424
	Group 2 reaksi negatif	10	.40		
	Total	25	1.00		

**ANALISA HASIL:** Dengan menggunakan test proporsi didapatkan nilai Exact Sig (2-tailed) = 0,424. (untuk uji satu arah diperoleh  $P = 0,212$ ) karena nilai Exact Signifikansi lebih besar dari taraf nyata sebesar 0,05 maka  $H_0$  gagal ditolak, maka kita dapat menyimpulkan bahwa proporsi reaksi serum di antara populasi yang telah mendapat pengobatan malaria tidak dapat dikatakan lebih besar 0,5.

**Kasus 2:** seorang pemilik pabrik rokok mempunyai anggapan bahwa rata-rata nikotin yang dikandung oleh setiap batang rokok adalah sebesar 20 mg, dengan alternatif lebih kecil dari itu. Dari 10 batang rokok yang dipilih secara random, diperoleh hasil sebagai berikut : 20 mg, 23 mg, 22 mg, 18 mg, 24 mg, 25 mg, 17 mg, 16 mg, 17mg, 21 mg, dengan menggunakan  $\alpha = 0,05$ ., ujliah pendapat tersebut ( soal dikutip dari Statistik teori dan Aplikasi, J. supranto, jilid 2, edisi ke-5, hal. 214)

$$H_0 = \mu = 20 \text{ mg}$$

$$H_a = \mu \neq 20 \text{ mg}$$



**Descriptive Statistics**

	N	Mean	Std. Deviation	Minimum	Maximum
KADAR	10	20.3000	3.1990	16.00	25.00

**Binomial Test**

	Category	N	Observed Prop.	Test Prop.	Exact Sig. (2-tailed)
KADAR	Group 1	<= 20	5	.50	.50
	Group 2	> 20	5	.50	1.000
	Total	10	1.00		

**ANALISA HASIL:** Dengan cut point 20 didapatkan nilai Exact Sig (2-tailed) = 1.000. karena nilai Exact Signifikansi lebih besar dari taraf nyata sebesar 0,05 maka  $H_0$  gagal ditolak, artinya rata-rata kadar nikotin dalam setiap batang rokok adalah 20 mg.

**B. UJI KESESUAIAN KAI KUADRAT (TEST OF GOODNESS OF FIT)**

Metode ini dikembangkan oleh Pearson tahun 1900 yang merupakan perhitungan suatu kuantitas yang disebut Kai Kuadrat yang berasal dari bahasa Yunani “Chi” ( $X^2$ ). Metode ini sangat bermanfaat ketika data yang tersedia hanya berupa frekuensi (disebut count), misalnya banyaknya subjek dalam kategori sakit dan tidak sakit, atau banyaknya penderita diabetes mellitus dalam kategori I, II, III, IV menurut keparahan penyakitnya.

Uji kai kuadrat untuk satu sampel dapat dipakai untuk menguji apakah data sebuah sampel yang diambil menunjang hipotesa yang menyatakan bahwa populasi asal sampel tersebut mengikuti suatu distribusi yang telah ditetapkan. Oleh karena itu uji ini disebut juga uji keselarasan (goodness of fit test), karena untuk menguji apakah sebuah sampel selaras dengan salah satu distribusi teoritis (seperti distribusi normal, uniform, binomial dan lainnya).

Dasar dari uji kai kuadrat adalah membandingkan frekuensi yang diamati (Observed = O) dengan frekuensi yang diharapkan (Expected = E), perbedaan antara pengamatan dengan diharapkan (O-E) dianalisa apakah perbedaan itu cukup berarti (bermakna) atau hanya karena factor variasi sampel saja. Rumus statistik uji Kai Kuadrat adalah:

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

$O_{ij}$  : frekuensi teramati dari sel baris ke-I dan kolom ke-j

$E_{ij}$  : frekuensi harapan dari sel baris ke-I dan kolom ke-j

Uji kai kuadrat dapat digunakan untuk :

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

Dalam melakukan uji kai kuadra, harus memenuhi syarat:

1. Sampel dipilih acak
2. Semus pengamatan dilakukan independen
3. setiap sel paling sedikit berisi frekuensi harapan sebesar 1 (satu). Sel-sel dengan frekuensi harapan kurang dari 5 tidak melebihi 20% dari total sel
4. besar sampel sebaiknya  $> 40$  (Cochran, 1954)

Keterbatasan penggunaan uji Kai Kuadrat adalah tehnik uji kai kuadarat memakai data yang diskrit dengan pendekatan distribusi kontinu. Dekatnya pendekatan yang dihasilkan tergantung pada ukuran pada berbagai sel dari tabel kontingensi. Untuk menjamin pendekatan yang memadai digunakan aturan dasar “*frekuensi harapan tidak boleh terlalu kecil*” secara umum dengan ketentuan:

- a. Tidak boleh ada sel yang mempunyai nilai harapan kecil dari 1 (satu)
- b. Tidak lebih dari 20% sel mempunyai nilai harapan kecil dari 5 (lima)

Bila hal ini ditemukan dalam suatu tabel kontingensi, cara untuk menanggulanginya adalah dengan menggabungkan nilai dari sel yang kecil ke sel lainnya (mengcollaps), artinya kategori dari variabel dikurangi sehingga kategori yang nilai harapannya kecil dapat digabung ke kategori lain. Khusus untuk tabel 2x2 hal ini tidak dapat dilakukan, maka solusinya adalah melakukan uji “Fisher Exact”

### Rumusan hipotesa kai kuadrat

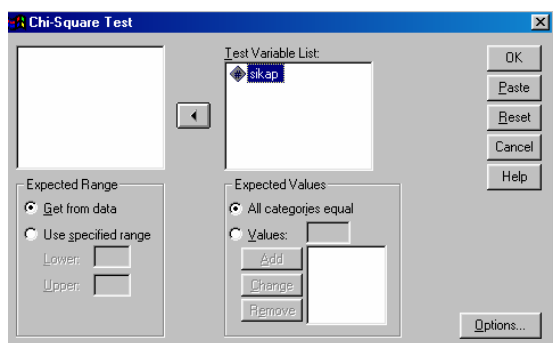
$H_0 = p_1 = p_2 = p_3$  dan  $H_a = p_1 \neq p_2 \neq p_3$

(  $H_0$  menyatakan seharusnya distribusi sampel mengikuti distribusi teoritis )

### Dasar pengambilan keputusan:

- Dengan membandingkan Chi-square hitung dengan chi square tabel
  - Jika Chi-square hitung < chi-square tabel,  $H_0$  gagal ditolak
  - Jika Chi-square hitung > chi-square tabel,  $H_0$  ditolak
- Dengan melihat angka probabilitas, dengan ketentuan:
  - Probabilitas >  $\alpha$  maka  $H_0$  gagal ditolak
  - Probabilitas <  $\alpha$  maka  $H_0$  ditolak

**Kasus 3:** sebuah survei berminat menyelidiki determinasi orang dalam mencegah factor-faktor risiko penyakit jantung koroner. Setiap subjek dari sampel berukuran 200 orang diminta menyatakan sikapnya terhadap sebuah pertanyaan kuesioner sebagai berikut “ apakah anda yakin dapat menghindari makanan berkolesterol tinggi” dengan hasil 70 orang sangat yakin, 50 orang yakin, 45 orang ragu-ragu, dan 35 orang sangat ragu-ragu. Dapatkah kita menarik kesimpulan berdasarkan data tersebut, bahwa keempat sikap yang berbeda menyebar merata di dalam populasi asal sampel? (soal latihan dikutip dari Bhisma Murti, hal. 45)



SIKAP			
	Observed N	Expected N	Residual
sangat yakin	70	50.0	20.0
yakin	50	50.0	.0
ragu-ragu	45	50.0	-5.0
sangat ragu-ragu	35	50.0	-15.0
Total	200		

Test Statistics	
	SIKAP
Chi-Square	13.000
df	3
Asymp. Sig.	.005

a. 0 cells (.0%) have expected frequencies less than 5. The minimum expected cell frequency is

**ANALISA HASIL:** Dari hasil output terlihat Chi square hitung adalah 13, kemudian setelah dilihat tabel chi square diperoleh chi square tabel dengan  $df= 3$  adalah 7,815, berarti Chi-square hitung  $>$  chi-square tabel maka  $H_0$  ditolak. Dan berdasarkan angka probabilitas diperoleh Asymp Sig = 0.005. karena Probabilitas  $< \alpha$  maka  $H_0$  ditolak. Artinya sikap responden terhadap pertanyaan tidak proporsional, dimana sikap responden cenderung pada sikap tertentu.

## B. UJI KESESUAIAN KOLMOGOROV-SMIRNOV

Uji 1 sampel kolmogorov-Smirnov digunakan untuk mengetahui apakah distribusi nilai-nilai sampel yang teramati sesuai dengan distribusi teoritis tertentu (normal, uniform, poisson, eksponensial). Uji Kolmogorov-Smirnov beranggapan bahwa distribusi variabel yang sedang diuji bersifat kontinu dan pengambilan sampel secara acak sederhana. Dengan demikian uji ini hanya dapat digunakan, bila variabel diukur paling sedikit dalam skala ordinal.

Uji keselarasan Kolmogorov–Smirnov 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.

Prinsip dari uji Kolmogorov–Smirnov adalah menghitung selisih absolut antara fungsi distribusi frekuensi kumulatif sampel [ $F_s(x)$ ] dan fungsi distribusi frekuensi kumulatif teoritis [ $F_t(x)$ ] pada masing-masing interval kelas.

Hipotesis yang diuji dinyatakan sebagai berikut (dua sisi):

$H_0 : F(x) = F_t(x)$  untuk semua  $x$  dari  $-\infty$  sampai  $+\infty$

$H_a : F(x) \neq F_t(x)$  untuk paling sedikit sebuah  $x$

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

Statistik uji Kolmogorov-Smirnov merupakan selisih absolut terbesar antara  $F_s(x)$  dan  $F_t(x)$ , yang disebut deviasi maksimum  $D$ .

$$D = |F_s(x) - F_t(x)| \text{ maks} \quad i = 1, 2, \dots, n$$

Nilai  $D$  kemudian dibandingkan dengan nilai kritis pada tabel distribusi pencuplikan (tabel  $D$ ), pada ukuran sampel  $n$  dan  $\alpha$ .  $H_0$  ditolak bila nilai teramati maksimum  $D$  lebih besar atau sama dengan nilai kritis  $D$  maksimum. Dengan penolakan  $H_0$  berarti distribusi teramati dan distribusi teoritis berbeda secara bermakna. Sebaliknya dengan tidak menolak  $H_0$  berarti tidak terdapat perbedaan bermakna antara distribusi teramati

dan distribusi teoritis. Perbedaan-perbedaan yang tampak hanya disebabkan variasi pencuplikan (sampling variation).

Langkah-langkah prinsip uji Kolmogorov-Smirnov ialah sebagai berikut:

1. Susun frekuensi-frekuensi dari tiap nilai teramati, berurutan dari nilai terkecil sampai nilai terbesar. Kemudian susun frekuensi kumulatif dari nilai-nilai teramati itu.
2. Konversikan frekuensi kumulatif itu ke dalam probabilitas, yaitu ke dalam fungsi distribusi frekuensi kumulatif  $[F_s(x)]$ . Sekali lagi ingat bahwa, distribusi frekuensi teramati harus merupakan hasil pengukuran variabel paling sedikit dalam skala ordinal (tidak ada dalam skala nominal).
3. Hitung nilai  $z$  untuk masing-masing nilai teramati di atas dengan rumus  $z = (x_i - \bar{x}) / s$ . dengan mengacu kepada tabel distribusi normal baku (tabel B), carilah probabilitas (luas area) kumulatif untuk setiap nilai teramati. Hasilnya ialah sebagai  $F_t(x_i)$ .
4. Susun  $F_s(x)$  berdampingan dengan  $F_t(x)$ . hitung selisih absolut antara  $F_s(x_i)$  dan  $F_t(x_i)$  pada masing-masing nilai teramati.
5. Statistik uji Kolmogorov-Smirnov ialah selisih absolut terbesar  $F_s(x_i)$  dan  $F_t(x_i)$  yang juga disebut deviasi maksimum  $D$
6. Dengan mengacu pada distribusi pencuplikan kita bisa mengetahui apakah perbedaan sebesar itu (yaitu nilai  $D$  maksimum teramati) terjadi hanya karena kebetulan. Dengan mengacu pada tabel  $D$ , kita lihat berapa probabilitas (dua sisi) kejadian untuk menemukan nilai-nilai teramati sebesar  $D$ , bila  $H_0$  benar. Jika probabilitas itu sama atau lebih kecil dari  $\alpha$ , maka  $H_0$  ditolak

Terdapat beberapa keuntungan dan kerugian relatif uji kesesuaian Kolmogorov-Smirnov dibandingkan dengan uji kesesuaian Kai Kuadrat, yaitu:

1. Data dalam Uji Kolmogorov-Smirnov tidak perlu dilakukan kategorisasi. Dengan demikian semua informasi hasil pengamatan terpakai.
2. Uji Kolmogorov-Smirnov bisa dipakai untuk semua ukuran sampel, sedang uji Kai Kuadrat membutuhkan ukuran sampel minimum tertentu.
3. Uji Kolmogorov-Smirnov tidak bisa dipakai untuk memperkirakan parameter populasi. Sebaliknya uji Kai Kuadrat bisa digunakan untuk memperkirakan

parameter populasi, dengan cara mengurangi derajat bebas sebanyak parameter yang diperkirakan.

4. Uji Kolmogorov-Smirnov memakai asumsi bahwa distribusi populasi teoritis bersifat kontinu.

### CONTOH ANALISA SECARA MANUAL:

Kasus 4: Dari suatu autopsy diketahui berat otak 15 orang dewasa penderita penyakit tertentu sebagaimana tersaji pada tabel . dari data tersebut diperoleh mean 1083 dan simpangan baku 129.

Tabel 1. Langkah-langkah menghitung nilai-nilai  $F_s(x_i)$  dan  $F_t(x_i)$

$X_i$	Frekuensi	Frek. Kumulatif	$F_s(x_i)$ kumulatif	$z=(x_i-\bar{x})/s$	$F_t(x_i)$ kumulatif	$ F_s(x_i)-F_t(x_i) $
904	1	1	0,0667	-0,39	0,0823	0,0156
920	1	2	0,1333	-1,26	0,1038	0,095
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

**HIPOTESIS.** Hipotesis yang diuji dinyatakan sebagai berikut (dua sisi):

$H_0$  : Kedua sampel berasal dari populasi dengan distribusi yang sama

$H_a$  : kedua sampel bukan berasal dari populasi dengan distribusi yang sama

Untuk memperoleh nilai-nilai  $F_t(x_i)$ , pertama-tama yang dilakukan adalah mengkonversikan setiap nilai  $x$  teramati menjadi nilai unit variabel normal yang disebut  $z$ . Sedang  $z=(x_i-\bar{x})/s$ . dari tabel distribusi kumulatif normal baku (Tabel B), kita temukan luas area dari minus tak terhingga sampai  $z$ . luas area tersebut memuat nilai-nilai  $F_t(x_i)$ . Selanjutnya kita hitung statistik uji  $D$ , dari sekian banyak nilai  $D$  ternyata statistik uji  $D$  maksimum adalah = 0,1664.

**KEPUTUSAN.** Kita mengacu pada tabel  $D$  (0,338), dengan  $n=15$  dan  $\alpha$  (dua sisi) = 0,05, karena  $0,1664 < 0,338$ , maka  $H_0$  gagal ditolak, maka kita simpulkan bahwa

sampel berat otak berasal dari populasi dengan distribusi normal. Karena uji yang dilakukan dua arah, dan  $0,1664 < 0,266$ , maka  $p > 0,20$ .



## CONTOH ANALISA DENGAN SPSS:

### Hipotesa:

Ho : Data berasal dari distribusi populasi yang berdistribusi normal

Ha : Data bukan berasal dari populasi yang berdistribusi normal

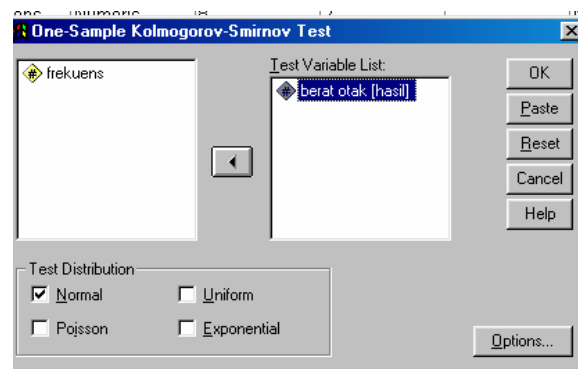
### Kriteria Pengambilan keputusan:

Exact Sig. (2-tailed)  $< \alpha$  maka Ho ditolak

Exact Sig. (2-tailed)  $> \alpha$  maka Ho gagal ditolak

### Langkah-langkah analisa:

1. Siapkan data ke editor SPSS
2. Lakukan tahap berikut: pilih **Analyze, Nonparametrik test, 1-Sampel K-S**
3. Pindahkan variabel berat otak ke kotak **Test Variabel List** , pada **Test distribution**, klik **Normal**, klik **Option** untuk memperoleh nilai statistik deskriptif.



One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		HASIL
N		15
Normal Parameters <sup>a,b</sup>	Mean	1082.8667
	Std. Deviation	128.7916
Most Extreme Differences	Absolute	.167
	Positive	.167
	Negative	-.082
Kolmogorov-Smirnov Z		.645
Asymp. Sig. (2-tailed)		.799

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

**ANALISA HASIL:** Karena nilai Exact Sig. (2-tailed)  $> \alpha$  (0,05) maka Ho gagal ditolak berarti sampel berat otak berasal dari populasi yang berdistribusi normal.

## C. UJI TANDA (SIGN TEST)

Uji tanda digunakan untuk menguji hipotesis bahwa dua variabel yang merupakan dua sampel berkaitan mempunyai distribusi yang sama/berkorelasi bila

datanya berbentuk normal. Uji ini merupakan uji alternatif dari uji t karena tidak memerlukan asumsi kenormalan dan kesamaan varian (homogenitas varian). Sesuai namanya, uji tanda membutuhkan tanda pada perbedaan antara pasangan nilai-nilai pengamatan dari sebuah sampel, atau dua sampel yang berhubungan. Jadi metode uji tanda hanya didasarkan pada bagaimana arah perbedaan itu dan tidak memanfaatkan informasi besarnya perbedaan itu sendiri. Implikasinya, uji ini masih bisa digunakan meskipun data yang tersedia “hanya” berisi informasi tentang apakah satu pengamatan “lebih besar” atau lebih kecil” dari pengamatan lainnya, tanpa mengetahui seberapa besarnya yang persis “lebih besar” atau “lebih kecil” itu.

Prinsip dari uji tanda adalah menjumlahkan tanda positif dan tanda negatif perbedaan nilai pasangan kedua sampel. Distribusi yang akan dipakai sebagai acuan untuk menentukan probabilitas (nilai-nilai kritis) adalah distribusi binomial. Dengan distribusi binomial, bila  $H_0$  benar, maka probabilitas untuk memperoleh tanda positif ( $p$ ) = 0,5, dan probabilitas untuk memperoleh tanda negatif ( $q = 1-p$ ) = 0,5. jumlah pasangan disebut  $n$ . jika ada pasangan yang nilainya sama (yaitu perbedaannya nol dan tidak mempunyai tanda), maka pasangan itu dikeluarkan dari analisis dan  $n$  dikurangi.

Statistik uji tanda yang harus dihitung adalah  $k$ ,  $k$  adalah jumlah satu di antara dua tanda yang lebih sedikit, sesuai dengan pernyataan hipotesis alternatif. Sebagai contoh, jika  $H_a$  menyatakan  $P(+) > P(-)$  akan didapatkan banyak tanda positif dan sedikit tanda negatif. Jadi  $k$  yang dipakai adalah jumlah tanda negatif. Sebaliknya jika  $H_a$  menyatakan yang dipakai ialah jumlah tanda positif. Langkah selanjutnya ialah menghitung berapa probabilities untuk memperoleh sejumlah  $k$  atau kurang, dengan mengacu kepada tabel distribusi binomial kumulatif dengan  $p = q = 0,5$ .

Hipotesa uji tanda sebagai berikut:

Satu Sisi :  $H_0 : P(+) = P(-)$  dan  $H_a : P(+) > P(-)$

$H_0 : P(+) = P(-)$  dan  $H_a : P(+) < P(-)$

Dua Sisi :  $H_0 : P(+) = P(-)$  dan  $H_a : P(+) \neq P(-)$

$P(+)$  = proporsi tanda positif dari perbedaan pasangan nilai pengamatan ( $X_i, Y_i$ )

$P(-)$  = proporsi tanda negatif dari perbedaan pasangan nilai pengamatan ( $X_i, Y_i$ )

Kriteria Penolakan dan penerimaan  $H_0$  :sesuai dengan  $H_a$  yang dipilih:

1. Jika  $H_a : P(+) > P(-)$ , maka  $H_0$  ditolak bila probabilitas untuk memperoleh tanda negatif sebanyak  $k$  atau kurang, lebih kecil atau sama dengan  $\alpha$ .

2. Jika  $H_a : P(+) < P(-)$ , maka  $H_0$  ditolak bila probabilitas untuk memperoleh tanda positif sebanyak  $k$  atau kurang, lebih kecil atau sama dengan  $\alpha$ .
3. Jika  $H_a : P(+) \neq P(-)$ , maka  $H_0$  ditolak bila probabilitas untuk memperoleh tanda positif atau tanda negatif (pilih yang lebih sedikit jumlahnya) sebanyak  $k$  atau kurang, lebih kecil atau sama dengan  $\alpha$ .

Keputusan statistik ditentukan dengan melihat berapa probabilitas kumulatif untuk memperoleh tanda sebanyak  $x$  atau kurang, dari  $n$  percobaan, bila  $H_0$  benar (yaitu  $p=q=0,5$ ). Pernyataan tentang probabilitas dapat ditulis sebagai berikut (nilainya dapat dilihat pada tabel binomial):

$$P(k \leq x | n, p) = \frac{n!}{k! (n - k)!} P^k (1-p)^{n-k}$$

Penetapan uji tanda bisa menggunakan sebuah sampel dalam rancangan yang disebut one group only before and after design, atau menggunakan subjek yang berlainan tetapi telah dilakukan pencocokan (matching) menurut variabel-variabel luar yang berhubungan dvariabel dependen dan atau variabel independen penelitian.

### CONTOH ANALISA SECARA MANUAL:

Kasus 5 : Sampel 15 penderita asma menjalani eksperimen untuk mempelajari efek obat baru terhadap fungsi paru. Fungsi paru diukur dari volume (liter) ekspirasi paksa selama 1 detik (forced expiratory volume 1 = FEV1). Hasil pengukuran FEV1 sebelum dan sesudah terapi terlihat pada tabel 3. Kita ingin mengetahui apakah pengobatan tersebut efektif untuk meningkatkan FEV1 pada tingkat kemaknaan 0,05.

Tabel 3. volume ekspirasi paksa selama 1 detik (FEV1) pada 15 pasien asma  
sebelum dan sesudah pemberian obat baru

Subjek	Sebelum (Xi)	Sesudah (Yi)	Subjek	Sebelum (Xi)	Sesudah (Yi)
1	1,69	1,69	9	2,58	2,44
2	2,77	2,22	10	1,84	4,17
3	1,00	3,07	11	1,89	2,52
4	1,66	3,35	12	1,91	2,94
5	3,00	3,00	13	1,75	3,04
6	0,85	2,74	14	2,46	4,62
7	1,42	0,61	15	2,35	4,42
8	2,82	5,14			

**HIPOTESIS.** Jika jumlah tanda positif lebih sedikit daripada jumlah tanda negatif, dapat diartikan pengobatan tersebut meningkatkan FEV1. sebaliknya jika perbedaan tersebut sama dengan nol, atau jumlah tanda positif lebih banyak daripada tanda negatif, dapat diartikan pengobatan tersebut tidak efektif.

$$H_0 : P(+) \geq P(-) \text{ dan } H_a : P(+) < P(-)$$

Dalam contoh ini k adalah jumlah tanda positif. Perbedaan pasangan nilai pengamatan kedua sampel diberi tanda, beda nol dieliminasi, sehingga ukuran sampel efektif ialah  $n = 15 - 2 = 13$ , terdiri atas 3 tanda positif dan 10 tanda negatif. Sesuai dengan pernyataan  $H_a: P(+) < P(-)$ , maka statistik uji  $k=3$

PASANGAN	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15
TANDA SKOR	0	+	-	-	0	-	+	-	+	-	-	-	-	-	-

**KEPUTUSAN:** Pernyataan tentang probabilitas dapat ditulis sebagai berikut (nilainya dapat dilihat pada tabel binomial):

$$P(k \leq x | n, p) = \frac{n!}{k! (n - k)!} P^k (1-p)^{n-k}$$

Dari hasil analisa disimpulkan bahwa obat baru tersebut efektif meningkatkan FEV1 untuk uji ini  $p=0,092$

### CONTOH ANALISA DENGAN SPSS:

#### Hipotesa:

$H_0$  : Tidak ada perbedaan hasil pengukuran FEV1 sebelum dan sesudah terapi

$H_a$  : Terdapat perbedaan hasil pengukuran FEV1 sebelum dan sesudah terapi

#### Kriteria Pengambilan keputusan:

Untuk Uji Dua sisi:

Bila Exact Sig. (2-tailed)  $< \alpha/2$  maka  $H_0$  ditolak

Exact Sig. (2-tailed)  $> \alpha/2$  maka  $H_0$  gagal ditolak

Untuk Uji Satu sisi:

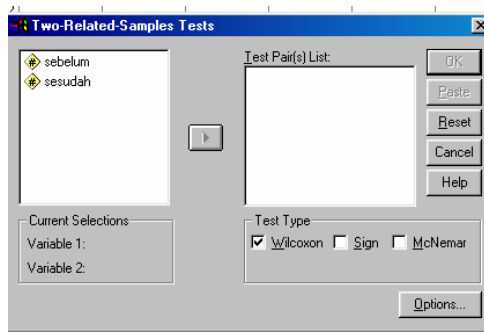
Bila Exact Sig. (2-tailed)  $< \alpha$  maka  $H_0$  ditolak

Exact Sig. (2-tailed)  $> \alpha$  maka  $H_0$  gagal ditolak

#### Langkah-langkah analisa:

1. Siapkan data ke editor SPSS
2. Lakukan tahap berikut: **Analyze, Nonparametrik Test, 2 Related sampels**

3. pindahkan variabel Sebelum dan sesudah terapi ke dalam kotak **Test Pair(s) List**
4. klik kotak **Sign** pada kotak **Test Type**



Frequencies		
		N
SESUDAH - SEBELUM	Negative Differences <sup>a</sup>	3
	Positive Differences <sup>b</sup>	10
	Ties <sup>c</sup>	2
	Total	15

a. SESUDAH < SEBELUM  
b. SESUDAH > SEBELUM  
c. SEBELUM = SESUDAH

Test Statistics <sup>b</sup>	
	SESUDAH - SEBELUM
Exact Sig. (2-tailed)	.092 <sup>a</sup>

a. Binomial distribution used.  
b. Sign Test

**ANALISA HASIL:** karena Exact Sig. (2-tailed) (0,092) >  $\alpha/2$  (0,05) maka  $H_0$  gagal ditolak, Dari hasil analisa disimpulkan bahwa obat baru tersebut efektif meningkatkan FEV1

#### D. UJI PERINGKAT BERTANDA WILCOXON

Uji peringkat bertanda wilcoxon pertama kali diperkenalkan oleh Frank Wilcoxon pada tahun 1945 sebagai penyempurnaan dari uji tanda. Uji tanda untuk menguji kemaknaan perbedaan dua set pengamatan berpasangan dari sebuah sampel atau dua sampel berhubungan berskala ordinal. Dengan uji tanda perbedaan pasangan nilai pengamatan kedua sampel diberi tanda positif atau negatif. Uji tanda tidak memperhitungkan besarnya perbedaan pasangan nilai itu sendiri. Kekurangan itu diperbaiki dengan uji peringkat bertanda Wilcoxon.

Pada uji ini, disamping memperlihatkan tanda arah (positif atau negatif) juga memperlihatkan besarnya perbedaan pasangan nilai itu, dalam menentukan apakah ada perbedaan nyata antara data pasangan yang diambil dari sampel atau sampel yang berhubungan.

Dalam penerapannya, uji peringkat bertanda Wilcoxon analog dengan metode nonparametric yang disebut uji t berpasangan (paired t test), dengan objek perbandingan adalah pengamatan-pengamatan dari dua buah sampel berhubungan. Untuk memperoleh dua sampel berhubungan, rancangan yang sering dipakai menggunakan subjek yang after design. Namun subjek yang diteliti tidak harus sama (berasal dari satu populasi, tetapi kedua sampel itu harus di"hubung"kan dengan cara pencocokan (matching) terhadap variabel-variabel luar yang relevan dengan variabel dependen dan atau variabel independen yang menjadi perhatian penelitian.

Ciri-ciri yang membedakan Uji Peringkat bertanda Wilcoxon dengan uji t berpasangan adalah:

1. Uji peringkat bertanda Wilcoxon tidak membuat asumsi tentang normalitas distribusi populasi. Jadi walaupun distribusi populasi meragukan untuk dikatakan normal, uji ini masih bisa digunakan. Satu-satunya asumsi peringkat bertanda Wilcoxon adalah bahwa variabel yang menjadi perhatian penelitian mempunyai distribusi kontinu.
2. Uji peringkat bertanda wilcoxon tidak membutuhkan informasi tentang varians populasi maupun varians sampel. Sedangkan uji t membutuhkan informasi tentang varian sampel, baik varians yang setara atau tidak setara, untuk menghitung statistik t.
3. Uji peringkat bertanda wilcoxon bisa digunakan meskipun data yang tersedia hanya ordinal, sebaliknya uji t hanya bisa diterapkan bila datanya diukur dalam skala interval atau ratio
4. Perhatian analisis untuk membedakan satu sampel dengan sampel lainnya pada uji t ialah meannya, perhatian analisis untuk membedakan satu sampel dengan sampel lainnya pada uji peringkat bertanda Wilcoxon ialah mediannya.

#### Langkah-langkah Uji Peringkat bertanda Wilcoxon

1. Asumsikan bahwa populasi berbedaan pasangan nilai pengamatan kedua sampel adalah acak kontinu.
2. Nyatakan hipotesa yang sesuai.  
Uji satu sisi:   a.      $H_0: W(+) = W(-)$  dan  $H_a: W(+) > W(-)$   
                      b.      $H_0: W(+) = W(-)$  dan  $H_a: W(+) < W(-)$

Uji dua sisi:  $H_0: W(+) = W(-)$  dan  $H_a: W(+) \neq W(-)$

3. Untuk setiap pasangan nilai pengamatan hitung perbedaannya ( $d_i = X_i - Y_i$ ).
4. Berikan peringkat terhadap perbedaan nilai pasangan pengamatan, mulai dari peringkat 1 untuk perbedaan terkecil hingga peringkat n untuk perbedaan terbesar. Bila terdapat perbedaan nilai pasangan yang sama, perbedaan pasangan nilai yang sama diberi peringkat rata-ratanya. Bila suatu saat ditemukan perbedaan nol, diambil sikap konservatif, yaitu perbedaan nol kita beri tanda yang kecil kemungkinannya menolak  $H_0$ .
5. Bubuhkan tanda kepada peringkat yang sudah dibuat itu: positif atau negatif sesuai dengan perbedaan nilai pengamatan aslinya.
6. Hitung banyaknya  $d_i$  yang bertanda positif ( $W_+$ ) dan negatif ( $W_-$ ).
7. Statistik uji peringkat bertanda Wilcoxon adalah  $W$ ,  $W$  yang dipakai adalah  $W_+$  atau  $W_-$  yang nilainya lebih kecil.

$$W_+ = \sum R_i = \text{semua peringkat positif}$$

$$|W_-| = |\sum R_i| = \text{semua peringkat negatif}$$

8.  $H_0$  gagal ditolak bila nilai  $W$  terlalu kecil untuk dikatakan bahwa perbedaan yang terlihat hanya karena kebetulan.

### CONTOH ANALISA SECARA MANUAL:

**Kasus 6 :** Sebuah studi meneliti efektivitas sebuah obat anti-hipertensi. Sampel 10 pasien mendapat captoprin dengan dosis 6,25 mg dan diuretika. Pasien diukur tekanan darah sistolik sebelum pemberian obat ( $X$ ) dan 70 menit sesudah pemerian obat ( $Y$ ). hasilnya terlihat pada tabel 4. Kita ingin mengetahui apakah pengobatan tersebut efektif untuk menurunkan tekanan darah pasien-pasien pada  $\alpha = 0,05$

**HIPOTESIS.** (satu sisi):  $H_0 : W(+) = W(-)$  dan  $H_a : W(+) > W(-)$

Dalam contoh diatas perbedaan nol kita beri tanda negatif sehingga memperbesar  $|W_-|$ .

$$|W_-| = |\sum R_i| = \text{semua peringkat negatif} = |-1| + |-2| + |-5| = 8$$

Tabel 4. Tekanan darah sistolik 10 pasien sebelum dan 70 menit sesudah pemberian 6,25 mg captopril dan diuretika.

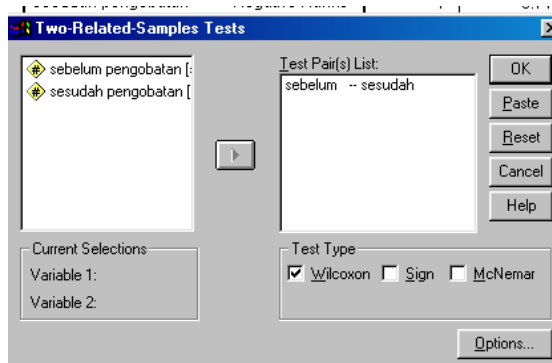
No.pasien	Tekanan darah sistolik (mmHg)		Di = X-Y	Peringkat bertanda
	Sebelum (X)	Sesudah (Y)		
1	175	140	35	6,5
2	179	143	36	8
3	165	135	30	3,5
4	170	133	37	9
5	162	162	0	-1
6	180	150	30	3,5
7	177	182	-5	-2
8	178	139	39	10
9	140	173	-33	-5
10	176	141	35	6,5

**KESIMPULAN.** Dari tabel E (Wilcoxon) diketahui bahwa dengan  $n = 10$ . maka  $p$  untuk  $W = 8$  adalah 0,025, jadi kita harus menolak  $H_0$ . Kita simpulkan bahwa pengobatan dengan 6,25 captopril dan diuretika secara bermakna efektif menurunkan tekanan darah.  $p = 0,025$

## ANALISIS DENGAN SPSS

### Langkah-langkah analisa:

1. Siapkan data ke editor SPSS
2. Lakukan tahap berikut: **Analyze, Nonparametrik Test, 2 Related sampels**
3. pindahkan variabel **Sebelum dan sesudah** terapi ke dalam kotak **Test Pair(s) List**
4. klik kotak **Wilcoxon** pada kotak **Test Type**



## Wilcoxon Signed Ranks Test



**Ranks**

		N	Mean Rank	Sum of Ranks
sesudah pengobatan - sebelum pengobatan	Negative Ranks	7 <sup>a</sup>	5.71	40.00
	Positive Ranks	2 <sup>b</sup>	2.50	5.00
	Ties	1 <sup>c</sup>		
	Total	10		

- a. sesudah pengobatan < sebelum pengobatan  
b. sesudah pengobatan > sebelum pengobatan  
c. sebelum pengobatan = sesudah pengobatan

**Test Statistics<sup>b</sup>**

	sesudah pengobatan - sebelum pengobatan
Z	-2.077 <sup>a</sup>
Asymp. Sig. (2-tailed)	.038

- a. Based on positive ranks.  
b. Wilcoxon Signed Ranks Test

**ANALISA HASIL:** Exact sig (2-tailed) = 0,038 berarti Exact sig (2-tailed) <  $\alpha/2$  0,05), maka kita dapat menolak  $H_0$ , artinya pengobatan efektif menurunkan tekanan darah

## E. UJI Q COCHRAN

Uji ini dikembangkan oleh Cochran tahun 1950 yang digunakan untuk menguji kemaknaan perbedaan beberapa (k) sampel berhubungan berskala nominal . penggunaan uji ini diperlukan pada situasi:

1. Sejumlah c kelompok masing-masing terdiri dari r subjek dilakukan matching, agar ke-c kelompok sebanding (comparable) dalam hal factor coundfounding. Factor yang dimathcing adalah factor pengganggu hubungan antara variabel independen dan dependen. Tiap-tiap kelompok tersebut mendapat perlakuan atau mengalami kondisi yang berbeda. Tiap-tiap subjek diukur minimal dalam skala nominal. Pertanyaan penelitian adalah apakah terdapat perbedaan reaksi terhadap adanya perlakuan yang berbeda diantara c kelompok. Karena telah dilakukan pencocokan, ke-c kelompok harus dipandang tidak independen lagi.
2. Sejumlah r subjek mendapat c macam perlakuan yang berbeda. kemudian tiap subjek diukur minimal dalam skala ordinal. Pertanyaan penelitian adalah apakah terdapat perbedaan reaksi terhadap adanya perlakuan atau kondisi yang berbeda di antara c kelompok. Ke-c kelompok harus dipandang tidak independen, sebab subjek pada semua kelompok itu adalah sama.

Tabel 5. tabel dua arah r x c untuk data pada uji Q Cochran.

BLOK	PERLAKUAN					TOTAL BARIS (Li)
	1	2	3	....	C	
1	X11	X12	X13	....	X1c	L1
2	X21	X22	X23	....	X2c	L2
3	X31	X32	X33	....	X3c	L3
r	Xr1	Xr2	Xr3	....	Xrc	Lr
TOTAL KOLOM (Gj)	G1	G2	G3		Gc	N

Data hasil pengukuran disusun dalam tabel yang disebut tabel dua jalan r x c, dimana c = banyaknya kelompok dan r = banyaknya blok atau baris. Data itu dapat merupakan data kategorikan (nominal) asli, tetapi dapat pula data interval atau ordinal yang dikategorikan secara dikotomi, mekajadi katakanlah “sukses” dan “gagal”. Selanjutnya bila data dikotomi, maka “sukses” kita beri nilai 1 dan “gagal” kita beri nilai 0. sebutan “sukses” dan “gagal” menunjukkan bahwa konsep uji Q Cochran adalah membandingkan proporsi nilai dikotomi itu di antara c kelompok, apakah sama atau berbeda secara bermakna.

Bila hipotesa nol benar, seharusnya proporsi (atau frekuensi) dari “sukses” adalah sama di antara c kelompok itu. Kalau toh ada perbedaan, perbedaan itu semata-mata karena peluang, maka hipotesa yang akan diuji kebenarannya adalah:

Ho : Probabilitas memperoleh “sukses” adalah sama di antara c kelompok

Ha : Probabilitas memperoleh “sukses” berbeda diantara kelompok.

Selanjutnya kita hitung statistik uji Q Cochran dengan rumus:

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

Dengan  $G_j$  = jumlah total “sukses” dalam kolom ke-j ( $j=1,2,\dots,c$ )

$G$  = mean dari  $G_j$

$L_i$  = jumlah total “sukses” dalam baris ke-i ( $i = 1,2,\dots,r$ )

Jika  $H_0$  benar, yaitu tidak ada perbedaan probabilitas untuk mendapatkan “sukses” pada  $c$  kelompok, maka statistik  $Q$  Cochran kurang lebih didistribusikan sebagai  $X^2$  dengan  $df: c-1$ . di samping itu ada syarat lain yang harus dipenuhi agar statistik  $Q$  Cochran mendekati distribusi  $X^2$ , yaitu jumlah blok  $\leq 4$  dan perkalian  $r.c > 24$ .

Aturan pengambilan keputusan penerimaan atau penolakan  $H_0$  ditetapkan dengan membandingkan statistik uji  $Q$  teramati dengan nilai kritis  $X^2$  pada  $df c-1$ . dan tingkat kemaknaan  $\alpha$ .  $H_0$  ditolak bila  $Q \text{ teramati} \geq \text{nilai kritis } X^2$  dan sebaliknya ditolak bila  $Q \text{ teramati} < \text{nilai kritis } X^2$ . nilai-nilai kritis dapat dilihat pada tabel Kai Kuadrat

### CONTOH ANALISIS SECARA MANUAL.

**Kasus 7 :** Penelitian ingin mengetahui apakah terdapat perbedaan kadar antibody terhadap virus Hepatitis-B (anti HBs) pada 3 kelompok bayi yang diberi vaksin Hepatitis B kedua pada umur yang berbeda-beda (5 bulan, 7 bulan, 9 bulan). Ketiga kelompok tersebut telah matching menurut status gizi, umur, riwayat ibu terhadap infeksi Hepatitis-B. Variabel dependen adalah kadar titer antibody yang dibagi secara dikotomi menjadi kadar protektif dan tidak protektif. Batasan kadar protektif bila  $> 10$  mIU/ml dan tidak protektif bila  $\leq 10$  mIU/ml. Lakukan uji kemaknaan pada  $\alpha = 0,01$  (standar Giammanco)

Tabel 6. Respon antibody terhadap Hepatitis-B pada pemberian vaksin Hepatiti-B yang kedua pada bayi umur 5 bulan, 7 bulan, dan 9 bulan

Subjek	Respon AB pada umur 5 bulan	Respon AB pada umur 7 bulan	Respon AB pada umur 9 bulan	Li	Li <sup>2</sup>
1	1	1	0	2	4
2	1	0	0	1	1
3	1	0	0	1	1
4	1	1	0	2	4
5	0	0	0	0	0
6	1	1	1	3	9
7	0	1	1	2	4
8	1	0	1	2	4
9	1	1	0	2	4
10	1	1	1	3	9
11	1	0	0	1	1
12	1	1	0	2	4
TOTAL	G1=10	G2=7	G3=4	21	45

1 = kadar protektif      0 = kadar tidak protektif

**HIPOTESIS.** Hipotesis yang diuji dinyatakan sebagai berikut:

Ho : Probabilitas respon antibodi protektif sama diantara ketiga waktu pemberian vaksin Hepatitis-B

Ha : Probabilitas respon antibodi protektif tidak sama diantara ketiga waktu pemberian vaksin Hepatitis-B

**PENGHITUNGAN STATISTIK:**

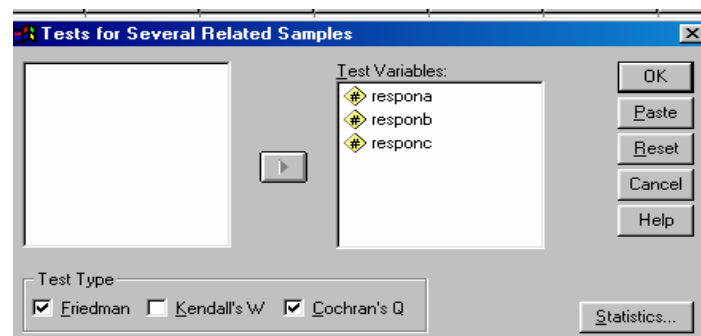
$$Q = \frac{(c-1) \left[ \frac{c \sum_{j=1}^c G_j^2}{r} - \frac{\left[ \sum_{j=1}^c G_j \right]^2}{r} \right]}{c \sum_{i=1}^r L_i - \sum_{i=1}^r L_i^2} = \frac{(3-1) [3 (10^2 + 7^2 + 4^2) - 21^2]}{(3 \times 21) - 45} = 6$$

**KESIMPULAN.** Karena  $Q = 6 > X^2_{2,99} = 9,210$ , jadi Ho ditolak. Kita simpulkan bahwa tidakada perbedaan respons akdar titer antibody bayi terhadap Hepatitis-B antara pemberian vaksin kedua pada umur 5 bulan, 7 bulan, dan 9 bulan. Karena  $X^2_{2,95} = 5,991 < 6 < X^2_{2,975} = 7,378$ .

**ANALISIS DENGAN SPSS**

**Langkah-langkah analisa:**

1. Siapkan data ke editor SPSS
2. Lakukan tahap berikut: **Analyze, Nonparametrik Test, K Related sampels**
3. Pindahkan variabel **respona, responb, responc** ke dalam kotak **Test Variabels**
4. Klik kotak **Cochran's Q** pada kotak **Test Type**



Test Statistics	
N	12
Cochran's Q	6.000 <sup>a</sup>
df	2
Asymp. Sig.	.050

## Cochran Test

Frequencies

	Value	
	0	1
RESPONA	2	10
RESPONB	5	7
RESPONC	8	4

**ANALISA HASIL:** dari hasil tes statistik diperoleh nilai Asymp. Sig = 0,050. Karena nilai Asymp. Sig = taraf nyata ( $\alpha = 0,050$ ) maka  $H_0$  ditolak. Kita simpulkan bahwa tidak ada perbedaan respons kadar titer antibody bayi terhadap Hepatitis-B antara pemberian vaksin kedua pada umur 5 bulan, 7 bulan, dan 9 bulan

## F. UJI FRIEDMAN

Metode uji Friedman digunakan untuk menguji kemaknaan pengaruh berbagai (k) perlakuan terhadap sejumlah kelompok subjek penelitian yang berhubungan dengan mengontrol variabel ketiga yang mungkin berpengaruh dalam memperkirakan efek yang sesungguhnya dari perlakuan itu. Metode ini dikembangkan oleh Friedman pada tahun 1937. Data yang akan dianalisis minimal diukur dalam skala ordinal

Karena yang dianalisis tidak hanya efek perlakuan terhadap subjek, tetapi juga pengaruh sebuah variabel luar yang menyebabkan variasi antara subjek, maka uji Friedman analog dengan metode analisis parametric yang disebut ANOVA dua arah. Pengaruh variabel luar itu disebut blok (b).

Asumsi yang perlu dipenuhi dalam uji Friedman lebih longgar daripada uji ANOVA dua arah, yaitu:

1. Data diukur paling sedikit dalam skala ordinal
2. Pengamatan-pengamatan antar blok independen.
3. Sampel-sampel yang mendapat perlakuan tidak independen (berhubungan).

Hal ini dapat dijumpai pada keadaan (a) sebuah sampel mengalami beberapa (k) kali pengukuran (*k repeated measures*), atau (b) beberapa sampel mengalami pencocokan (*matching*)

Tidak seperti ANOVA dua arah, uji Friedman tidak memerlukan asumsi normalitas distribusi populasi asal sampel, homogenitas varians populasi, dan

tersedianya data yang dikur dalam skala minimal interval. Hipotesa nol yang akan diuji menyatakan bahwa beberapa kali pengukuran dari satu sampel, atau beberapa sampel yang telah dicocokkan, berasal dari populasi yang sama (atau lebih spesifik bisa dikatakan berasal dari populasi dengan median yang sama)

Langkah-langkah Uji Friedman.

1. Berikan peringkat nilai-nilai observasi dalam masing-masing blok, mulai dari 1 untuk nilai observasi terkecil sampai k untuk nilai observasi terbesar. Bila terdapat beberapa angka sama dalam blok, angka-angka sama diberi peringkat rata-rata, menurut posisi peringkat jika tidak terdapat angka sama.
2. Jumlahkan peringkat pada masing-masing perlakuan. Hasil penjumlahan ini disebut  $R_j$ , dengan  $j=1,2,\dots,k$ . pada keadaan yang  $H_0$  benar, jumlah peringkat pada masing-masing tingkat perlakuan ini haruslah sama. Perbedaan yang tampak hanya disebabkan karena kebetulan (peluang)

Tabel 7. Format data untuk uji Friedman

Subjek	PERLAKUAN				
	1	2	3	.....	k
1	X11	X12	X13	.....	X1k
2	X21	X22	X23	.....	X2k
3	X31	X32	X33	.....	X3k
.....	.....	.....	.....	.....	.....
b	Xb1	Xb2	Xb3	.....	Xbk

Secara umum, format data memperlihatkan bahwa dengan uji friedman, unit-unit observasi tidak hanya dikelompokkan menurut perbedaan perlakuan menjadi sejumlah (k) perlakuan, tetapi juga dikelompokkan menurut perbedaan subjek menjadi sejumlah (b) blok.

Dengan uji Friedman kita dapat menyimpulkan apakah sejumlah (k) kelompok perlakuan berasal dari populasi yang sama. Apabila  $H_0$  benar, kita dapat berharap bahwa jumlah peringkat pada masing-masing kelompok perlakuan ( $R_j$ ) adalah sama. Bila  $H_0$  benar, nilai harapan  $R_j$  itu adalah  $= b(k+1)/2$ , dengan  $b$  = banyaknya blok dan  $k$  = banyaknya perlakuan. Apabila sebaliknya hipotesis nol keliru, tentu paling tidak jumlah peringkat salah satu kelompok perlakuan lebih besar daripada jumlah peringkat kelompok perlakuan lainnya.

Statistik uji S Friedman merupakan perbandingan antara jumlah peringkat teraman dengan jumlah peringkat harapan, dengan rumus:

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

Dengan  $R_j$  = jumlah peringkat teramati pada perlakuan ke-j  
 $J = 1, 2, \dots, k$

Apabila  $H_0$  benar maka perbedaan-perbedaan antara  $R_j$  dan  $b(k+1)/2$  makin kecil, sehingga menghasilkan statistik uji S Friedman yang kecil pula. Sebaliknya apabila  $H_0$  keliru, statistik uji S akan makin besar. Distribusi statistik uji S Friedman mendekati distribusi  $X^2$ , sehingga kita bias menggunakan tabel  $X^2$  yang memuat nilai-nilai kritis  $X^2$  pada berbagai pilihan b blok dan k perlakuan. Tabel  $X^2$  bisa digunakan jika  $k \leq 3$  dan  $b \leq 9$ , atau jika  $k \leq 4$  dan  $b \leq 4$ . dalam hal ini statistik uji  $X^2$  untuk uji Friedman ditulis sebagai  $X^2$ , dengan formula sebagai berikut:

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

Setelah statistik uji  $X^2$  dihitung, keputusan statistik dapat diambil dengan aturan sebagai berikut:  $H_0$  di tolak bila probabilitas untuk memperoleh statistik sebesar atau sama dengan  $X^2$  adalah kurang dari atau sama dengan tingkat kemaknaan  $\alpha$ . Nilai p dilihat pada tabel  $X^2$ . Distribusi statistik  $X^2$  dengan derajat bebas k-1, pada keadaan dimana  $H_0$  benar, juga dapat digunakan untuk mengambil keputusan statistik. Jika  $k > 3$  dan  $b > 9$ , atau  $k > 4$  dan  $b > 4$ , maka kita dapat menggunakan tabel  $X^2$  dengan derajat kebebasan k-1 dan derajat kemaknaan  $\alpha$

### CONTOH ANALISA SECARA MANUAL:

Kasus 8. Empat subjek penelitian mengikuti sebuah eksperimen untuk meneliti perbedaan efektivitas tiga metode terapi stres. Masing-masing subjek mengalami beban stress yang sama pada tiga kesempatan. Pada tiap kali kesempatan, subjek diberi sebuah metode terapi stress. Variabel respons diukur ialah jumlah penurunan tingkat stress sebelum dan sesudah diberi terapi, berdasarkan data dapatkah kita

menarik kesimpulan bahwa ketiga metode terapi mempunyai perbedaan efektivitas pada  $\alpha = 0,05$ .

Tabel 8. skor penurunan tingkat stress pada 4 subjek dan peringkat stress (dalam kurung) setelah mendapat 3 metode terapi stres

Subjek	k	PERLAKUAN		
		1	2	3
B	1	16 (1)	26(3)	22(2)
L	2	16(1)	20(2)	23(3)
O	3	17(1)	21(2)	22(3)
K	4	28(1)	29(2)	36(3)

### HIPOTESIS.

Ho : Ketiga metode terapi stress mempunyai efektivitas yang sama

Ha : paling tidak sebuah metode terapi stress lebih efektif dari metode lainnya.

Karena  $k = 3$  dan  $b = 4$ , kita cukup menggunakan tabel  $Xr^2$  Friedman yang memuat nilai-nilai kritis  $Xr^2$  untuk berbagai pilihan  $k$  perlakuan dan  $b$  blok, pada keadaan yang  $H_0$ -nya benar. Kita hitung statistik uji  $Xr^2$  Friedman dengan langkah sebagai berikut:

$$R_1 = 1 + 1 + 1 + 1 = 4 \quad R_2 = 3 + 2 + 2 + 2 = 9 \quad R_3 = 2 + 3 + 3 + 3 = 11$$

$$S = \sum_{j=1}^k \left[ R_j - \frac{b(k+1)}{2} \right]^2 = 26$$

$$Xr^2 = \frac{12 \cdot S}{bk(k+1)} = 6,5$$

**KESIMPULAN.** Karena  $k = 3$  dan  $b = 4$  maka kita mengacu kepada tabel Friedman.  $Xr^2$  hitung = 6,5, maka  $p = 0,042 \leq 0,05$  maka  $H_0$  kita tolak. Kita simpulkan terdapat perbedaan efektivitas yang bermakna antara ketiga metode terapi stress, setelah mengeliminasi pengaruh sebuah variabel luar terhadap perbedaan antar subjek. ( $p = 0,042$ ).

Apabila terdapat angka-angka sama dalam satu blok, angka-angka tersebut diberi peringkat rata-rata dari posisi peringkat jika saja tidak terdapat angka-angka sama. Karena angka-angka sama berpengaruh pada hitungan statistik uji  $Xr^2$  perlu dikoreksi, yaitu membagi statistik uji  $Xr^2$  dengan factor koreksi sebagai berikut:



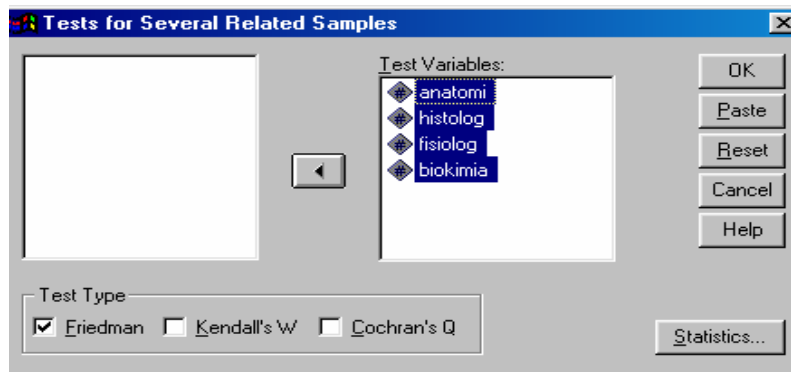
$$1 - \frac{\sum_{i=1}^b T_i}{bk(k^2 - 1)}$$

$T_i = t_i^3 - t_i$   
 $t_i = \text{banyaknya angka-angka sama dalam blok ke-}i, i = 1, 2, \dots, b$

## ANALISIS DENGAN SPSS

### Langkah-langkah analisa:

1. Siapkan data ke editor SPSS
2. Lakukan tahap berikut: **Analyze, Nonparametrik Test, K Related sampels**
3. pindahkan variabel respona, responb, responc ke dalam kotak **Test Variabels**
4. klik kotak **Freadmen** pada kotak **Test Type**



## Friedman Test

Ranks

	Mean Rank
ANATOMI	1.30
HISTOLOG	3.25
FISIOLOG	3.15
BIOKIMIA	2.30

Test Statistics <sup>a</sup>

N	10
Chi-Square	15.568
df	3
Asymp. Sig.	.001

a. Friedman Test

**ANALISA HASIL:** Dari hasil output test statistik diperoleh nilai Chi-Square = 15,568 dan nilai Asymp. Sig = 0,001. karena nilai Asymp. Sig < taraf nyata ( $\alpha = 0,05$ ) maka kita dapat menolak  $H_0$ , artinya simpulkan terdapat perbedaan efektivitas yang bermakna antara ketiga metode terapi stress,

## G. UJI KRUSKAL-WALLIS

Uji Kruskal-Wallis digunakan untuk menguji kemaknaan perbedaan beberapa (k) sampel independen dengan data berskala ordinal. Metode ini merupakan metode

alternatif yang digunakan jika beberapa asumsi dalam ANOVA (analysis of variance)

Satu arah tidak terpenuhi. Yaitu:

1. Sampel diambil secara acak dari masing-masing populasi
2. Populasi-populasi asal sampel independen
3. Jika sampel-sampel mendapat perlakuan yang berbeda, penetapan jenis perlakuan dilakukan dengan cara randomisasi.
4. Populasi-populasi asal sampel mempunyai distribusi normal
5. Setiap populasi mempunyai varians sama
6. Variabel dependen paling sedikit diukur dalam skala interval.

Uji Kruskal-Wallis membutuhkan pemenuhan asumsi yang lebih longgar dari ANOVA Satu Arah, yaitu:

1. Sampel-sampel berasal dari populasi-populasi independen. Pengamatan satu dan lainnya independen.
2. Sampel diambil secara random dari populasi masing-masing
3. Data diukur minimal dalam skala ordinal

Hipotesa yang akan diuji dinyatakan sebagai berikut:

$H_0$  adalah distribusi semua populasi sama dan  $H_a$  adalah paling sedikit satu populasi menunjukkan nilai-nilai yang lebih besar daripada populasi lainnya.

Prinsip langkah-langkah uji Kruskal-Wallis :

1. Ukuran sampel adalah  $n_j$  ( $j=1,2,\dots,k$ ) ukuran sampel total disebut  $N$
2. Semua nilai pengamatan dari seluruh ( $k$ ) sampel independen digabungkan dalam satu seri.
3. Tiap nilai pengamatan diberi peringkat mulai dari 1 untuk nilai terkecil, sampai dengan  $n$  untuk nilai terbesar. Jika terdapat angka-angka sama, peringkat yang diberikan adalah rata-rata menurut posisi peringkat jika sama tidak terdapat angka-angka sama.
4. Peringkat dalam masing-masing sampel dijumlahkan dan jumlahnya disebut  $R_j$ . Jika  $H_0$  benar, peringkat-peringkat akan tersebar merata di antara sampel-sampel itu, sehingga jumlah peringkat sampel ( $R_j$ ) proporsional dengan ukuran sampel ( $n_j$ ). Besarnya perbedaan antara peringkat pengamatan dan peringkat yang  $H_0$ -nya benar tercermin dari besarnya statistik  $H$ .

5. Setelah data tersusun dari langkah-langkah (1) sampai (4), dilakukan perhitungan statistik uji Kruskal-Wallis dengan rumus:

Pada keadaan dengan  $H_0$  benar, statistik uji  $H$  Kruskal-Wallis didistribusikan seperti disajikan pada tabel H (Kruskal-Wallis). Nilai-nilai kritis  $H$  untuk berbagai ukuran sampel  $n$  dan tingkat kemaknaan  $\alpha$  disajikan pada tabel H (Kruskal-Wallis) tersebut. Keputusan statistik diambil dengan ketentuan sebagai berikut:

1. Jika  $k \leq 3$  dan  $n_j \leq 5$  buah pengamatan, kemaknaan statistik  $H$  hitung ditentukan dengan mengacu kepada tabel H (Kruskal-wallis).  $H_0$  ditolak bilaprobabilitas untuk memperoleh nilai sebesar atau sama dengan statistik uji  $H$  yang telah dihitung adalah lebih kecil atau sama dengan  $\alpha$ .
2. Jika  $k > 3$  dan  $n_j > 5$ , maka kita gunakan tabel C (kai kuadrat). Statistik  $H$  dapat langsung dibandingkan dengan nilai kritis  $X^2$  tabel dengan  $df = k-1$  dan tingkat kemaknaan tertentu.  $H_0$  ditolak jika statistik  $H \geq X^2$  tabel.

Dalam memberi peringkat sering ditemukan angka-angka sama. Nilai pengamatan dengan angka sama diberi peringkat rata-rata menurut posisi peringkat.

## ANALISIS DENGAN SPSS

Kasus : 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 (Kg) dicatat dengan hasil sebagai berikut:

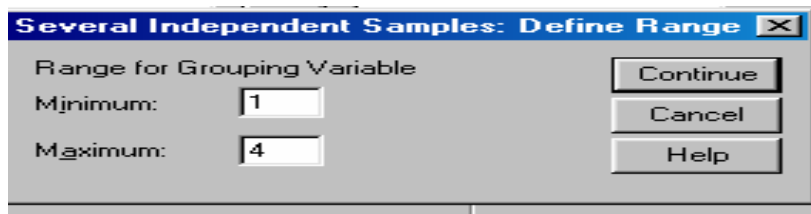
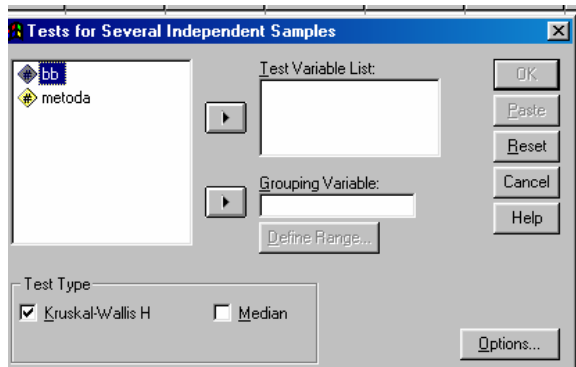
Tabel 9. Data penurunan berat badan dari 20 subjek setelah mengikuti salah satu dari empat program penurunan berat badan.

PROGRAM PENURUNAN BERAT BADAN			
A	B	C	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

### Langkah-langkah analisa:

1. Siapkan data ke editor SPSS

2. Lakukan tahap berikut: **Analyze, Nonparametrik Test, K Independen samples** sehingga tampil **Test for several Independent Samples**
3. Pindahkan variabel Berat Badan ke dalam kotak **Test Variables List** dan variabel **Metoda** pada **Grouping Variable**
4. Klik **Define Range**, dan isi **Minimum =1** dan **Maksimum=4**
5. Klik kotak **Kruskal-Wallis H** pada kotak **Test Type**



## Kruskal-Wallis Test

### Ranks

	METODA	N	Mean Rank
BB	tidak tamat SD	5	3.00
	tamat SMTA	5	14.00
	Sarjana	5	11.20
	4.0	5	13.80
	Total	20	

### Test Statistics<sup>a,b</sup>

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

a. Kruskal Wallis Test

b. Grouping Variable: METODA

**ANALISA HASIL:** Dari hasil output test statistik diperoleh nilai Chi-Square = 12,517 dan nilai Asymp. Sig = 0,006. karena nilai Asymp. Sig < taraf nyata ( $\alpha = 0,05$ )

## KORELASI

Korelasi adalah salah satu teknik statistik yang digunakan untuk mencari hubungan antara dua variabel atau lebih yang sifatnya kuantitatif dan kualitatif. Uji statistik non parametric yang digunakan untuk melihat hubungan antar 2 variabel adalah korelasi spearman's, korelasi Tau Kendall's dan koefisien kontingensi.

Koefisien korelasi merupakan harga absolut dari  $r$  yang menunjukkan kekuatan hubungan linier. Harga korelasi berada pada interval  $-1 \leq r \leq +1$ . tanda  $-$  dan  $+$  menunjukkan arah hubungan.

Menurut Young (1982,317), ukuran korelasi adalah sebagai berikut:

- 0,70 – 1,00 (baik plus atau minus) menunjukkan adanya derajat asosiasi yang tinggi.
- 0,40 - < 0,70 (baik plus atau minus) menunjukkan hubungan yang substansial.
- 0,20 - < 0,40 (baik plus atau minus) menunjukkan adanya korelasi yang rendah
- < 0,20 (baik plus atau minus) berarti dapat diabaikan.

### A. KOEFISIEN KONTINGENSI

Koefisien kontingensi adalah suatu ukuran asosiasi antara 2 variabel yang berbentuk kategorik. Ukuran ini berguna khususnya apabila kita mempunyai data berbentuk kategorik yang disusun dalam bentuk tabel kontingensi berukuran  $b \times k$ . Dalam menggunakan koefisien kontingensi kita tidak perlu membuat anggapan kontinuitas untuk berbagai kategori yang dipergunakan. Bahkan sebenarnya kita tidak perlu menata kategori-kategori itu dalam suatu cara tertentu, karena koefisien kontingensi akan mempunyai harga yang sama bagaimanapun kategori-kategori itu disusun dalam baris dan kolomnya.

Rumus koefisien kontingensi adalah:

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

$X^2$  = nilai Chi square

$N$  = jumlah anggota sampel

Nilai Chi square adalah :

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

$O_{ij}$  = Nilai frekuensi pengamatan

$E_{ij}$  = Nilai frekuensi harapan

Nilai koefisien kontingensi yang didapatkan dari penelitian merupakan nilai kontingensi populasi yang dilambangkan dengan  $C$ . untuk selanjutnya kita dapat mengadakan uji hipotesa mengenai koefisien kontingensi populasi yang tidak diketahui berdasarkan pada estimasi nilai koefisien kontingensi sampel ( $C$ ).

Rumusan hipotesa adalah:

Uji dua sisi:  $H_0 : C = 0$  (tidak ada hubungan antara variabel X dan Y)

$H_a : C \neq 0$  (ada hubungan anantara variabel X dan Y)

Uji satu sisi :  $H_0 : C = 0$  (tidak ada hubungan antara variabel X dan Y)

$H_a : C < 0$  (ada hubungan anantara variabel X dan Y)

Atau

$H_0 : C = 0$  (tidak ada hubungan antara variabel X dan Y)

$H_a : C > 0$  (ada hubungan anantara variabel X dan Y)

### Kriteria Pengambilan keputusan:

Untuk Uji Dua sisi:

Bila  $\text{Sig. (2-tailed)} \leq \alpha/2$  maka  $H_0$  ditolak

$\text{Sig. (2-tailed)} > \alpha/2$  maka  $H_0$  gagal ditolak

Untuk Uji Satu sisi:

Bila  $\text{Sig. (2-tailed)} \leq \alpha$  maka  $H_0$  ditolak

$\text{Sig. (2-tailed)} > \alpha$  maka  $H_0$  gagal ditolak

**Kasus 8:** suatu studi dilakukan untuk mengetahui apakah ada hubungan mengenai volume konsumsi makanan yang bergizi dengan tingkat pendidikan yang dimiliki, diperoleh data sebagai berikut:

Tabel 9.

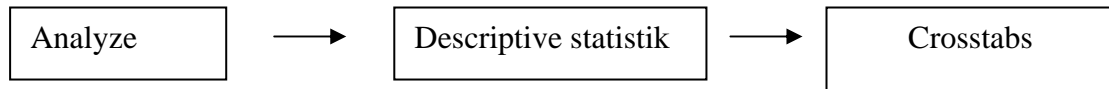
PENDIDIKAN	KONSUMSI MAKANAN BERGIZI		
	Kurang	Cukup	Lebih
Tidak tamat SD	82	65	12
Tamat SMTA	59	77	24
Sarjana	37	129	42

$H_0$  : tidak ada hubungan volume konsumsi makanan begizi terhadap tingkat pendidikan

$H_a$  : Ada hubungan volume konsumsi makanan bergizi terhadap tingkat pendidikan.

## Langkah-langkah penyelesaian:

1. Siapkan data, dan ikuti langkah berikut:



2. Masukkan variabel **pendidikan** ke **Row**, dan variabel **konsumsi** ke **Coloums**
3. Klik **Statistik**, tandai **Chi Square** dan **Contingensy coefisient**
4. Klik **Cells**, tandai **Observed** dan **Expected**

## Crosstabs

Case Processing Summary

	Cases					
	Valid		Missing		Total	
	N	Percent	N	Percent	N	Percent
PENDIDIK * KONSUMSI	527	100.0%	0	.0%	527	100.0%

PENDIDIK \* KONSUMSI Crosstabulation

			KONSUMSI			Total
			kurang	cukup	lebih	
PENDIDIK	tidak tamat SD	Count	82	65	12	159
		Expected Count	53.7	81.8	23.5	159.0
	tamat SMTA	Count	59	77	24	160
		Expected Count	54.0	82.3	23.7	160.0
	Sarjana	Count	37	129	42	208
		Expected Count	70.3	107.0	30.8	208.0
	Total	Count	178	271	78	527
		Expected Count	178.0	271.0	78.0	527.0

Chi-Square Tests

	Value	df	Asymp. Sig. (2-sided)
Pearson Chi-Square	49.163 <sup>a</sup>	4	.000
Likelihood Ratio	51.192	4	.000
Linear-by-Linear Association	43.510	1	.000
N of Valid Cases	527		

a. 0 cells (.0%) have expected count less than 5. The minimum expected count is 23.53.

### Symmetric Measures

	Value	Approx. Sig.
Nominal by Nominal Contingency Coefficient	.292	.000
N of Valid Cases	527	

- Not assuming the null hypothesis.
- Using the asymptotic standard error assuming the null hypothesis.

Dari tabel Symmetric Measures kita memperoleh nilai koefisien kontingensi = 0,292. dengan demikian hubungan (korelasi) antara volume konsumsi makanan bergizi dengan tingkat pendidikan sebesar 0,278. dari tabel Chisquare tes kita memperoleh nilai = 49,163, atau sama dengan tingkat signifikansi 0,000. karena nilai  $\text{sig.} < \alpha/2$  maka kita menolak  $H_0$ , artinya ada hubungan antara volume konsumsi makanan bergizi dengan tingkat pendidikan.

## B. RASIO ODDS DAN UJI MENTEL-HAENSZEL

## C. KOEFISIEN KORELASI PERINGKAT SPEARMAN

Korelasi Spearman digunakan untuk mencari hubungan atau untuk menguji signifikansi hipotesis asosiasi bila masing-masing variabel yang dihubungkan berbentuk ordinal, dan antar variabel tidak harus sama. Dasar dari penggunaan korelasi ini adalah ranking (peringkat). Rumus yang digunakan adalah:

$$\rho = \frac{1 - 6 \sum D^2}{n(n^2 - 1)}$$

Dimana

$\rho$  = koefisien korelasi spearman

D = Perbedaan skor antar 2 variabel

N = jumlah kelompok

Nilai korelasi yang didapatkan dari penelitian merupakan nilai korelasi sampel, yang merupakan harga estimasi dari koefisien korelasi populasi yang dilambangkan dengan  $\rho$  (baca: rho). Untuk selanjutnya kita akan mengadakan uji hipotesis mengenai koefisien korelasi populasi yang tidak diketahui berdasarkan pada estimasi nilai koefisien korelasi sampel, yaitu r.



**Pengujian hipotesis adalah sebagai berikut:**

Uji dua sisi:  $H_0 : \rho = 0$  (tidak ada hubungan antara variabel X dan Y)  
 $H_a : \rho \neq 0$  (ada hubungan antara variabel X dan Y)

Uji satu sisi:  $H_0 : \rho = 0$  (tidak ada hubungan antara variabel X dan Y)  
 $H_a : \rho < 0$  (ada hubungan antara variabel X dan Y)

Atau

$H_0 : \rho = 0$  (tidak ada hubungan antara variabel X dan Y)

$H_a : \rho > 0$  (ada hubungan antara variabel X dan Y)

Statistik uji yang digunakan adalah :

$$t = r \sqrt{\frac{n-2}{1-r^2}}$$

dimana t adalah statistik t dengan df: n-2 dan n adalah banyaknya pengamatan

**Kriteria Pengambilan keputusan:**

Nilai t hitung > nilai t tabel maka  $H_0$  di tolak

Nilai t hitung < nilai t tabel maka  $H_0$  gagal ditolak

Untuk Uji Dua sisi:

Bila Sig. (2-tailed)  $\leq \alpha/2$  maka  $H_0$  ditolak

Sig. (2-tailed)  $> \alpha/2$  maka  $H_0$  gagal ditolak

Untuk Uji Satu sisi:

Bila Sig. (2-tailed)  $\leq \alpha$  maka  $H_0$  ditolak

Sig. (2-tailed)  $> \alpha$  maka  $H_0$  gagal ditolak

Kasus : bagaimanakah asosiasi antara umur dan denyut jantung. Hasil survei asosiasi umur dan denyut jantung dari 15 subjek pada  $\alpha = 0,01$ .

Nomor	Umur (tahun)	Denyut jantung (frek/menit)
1	2	110
2	4	108
3	5	108
4	6	108
5	18	72
6	20	72
7	25	80
8	30	70
9	36	70
10	40	68
11	43	72

12	50	66
13	55	60
14	61	58
15	69	52

Ho : umur dan denyut jantung saling independen

Ha : peningkatan umur diikuti penurunan frekuensi denyut jantung (hubungan negatif)

#### Langkah-langkah analisa:

1. Siapkan data dan ikuti langkah berikut: **analyze, correlate, Bivariate**
2. Pindahkan variabel **umur** dan **jantung** ke kotak **Variabels**
3. Klik **Spearman** pada **correlation coefficient**
4. Klik **two-tailed** pada **Test of Significance**
5. klik **Option** untuk mendapatkan nilai mean dan standar deviasi

### Nonparametric Correlations

Correlations

			UMUR	JANTUNG
Spearman's rho	UMUR	Correlation Coefficient	1.000	-.945**
		Sig. (2-tailed)	.	.000
		N	15	15
	JANTUNG	Correlation Coefficient	-.945**	1.000
		Sig. (2-tailed)	.000	.
		N	15	15

\*\* . Correlation is significant at the .01 level (2-tailed).

**ANALISA HASIL:** Dari tabel Correlation kita peroleh informasi nilai korelasi Spearman's antar umur dan denyut jantung sebesar 0,945. berarti ada korelasi yang kuat dan searah, atau dengan kata lain kalau umur bertambah maka denyut jantung semakin cepat, demikian sebaliknya. Tingkat signifikansi ( $0,000 < \alpha/2$ ) maka Ho ditolak, yang berarti ada hubungan yang signifikan pada taraf nyata 0,01.

#### D. KOEFISIEN KORELASI T KENDALL

Korelasi Tau Kendall's cocok digunakan sebagai ukuran asosiasi dengan jenis data yang sama dengan data di mana koefisien korelasi sperman dapat digunakan. Artinya jika sekurang-kurangnya tercapai pengukuran ordinal untuk variabel X dan Variabel Y. rumus yang digunakan untuk menghitung korelasi Tau Kendall's adalah:

$$\tau = \frac{P - Q}{N(N-1)/2}$$

**P = jumlah angka peringkat yang lebih tinggi**  
**Q = jumlah angka peringkat yang lebih rendah**  
**N = jumlah angka anggota sampel**

Uji signifikansi koefisien korelasi Tau Kendall's menggunakan rumus Z, karena distribusinya mendekati distribusi normal.

$$Z = \frac{\tau}{\sqrt{\frac{2(2N+5)}{9N(N-1)}}}$$

Nilai korelasi yang didapatkan dari penelitian merupakan nilai korelasi sampel yang merupakan harga estimasi dari koefisien korelasi populasi yang dilambangkan dengan  $\tau$  (baca: tau). Untuk selanjutnya kita akan mengadakan uji hipotesa mengenai koefisien korelasi populasi yang tidak diketahui berdasarkan pada estimasi nilai koefisien korelasi sampel, yaitu r.

**Pengujian hipotesa adalah sebagai berikut:**

Uji dua sisi:  $H_0 : \tau = 0$  (tidak ada hubungan antara variabel X dan Y)  
 $H_a : \tau \neq 0$  (ada hubungan antara variabel X dan Y)

Uji satu sisi:  $H_0 : \tau = 0$  (tidak ada hubungan antara variabel X dan Y)  
 $H_a : \tau < 0$  (ada hubungan anantara variabel X dan Y)

Atau

$H_0 : \tau = 0$  (tidak ada hubungan antara variabel X dan Y)  
 $H_a : \tau > 0$  (ada hubungan anantara variabel X dan Y)

Statistik uji yang digunakan adalah :

$$t = r \sqrt{\frac{n-2}{1-r^2}}$$

Dimana

T adalah statistik t dengan  $df=n-2$

N adalah banyaknya pengamatan

**Kriteria Pengambilan keputusan:**

Nilai t hitung > nilai t tabel maka  $H_0$  di tolak

Nilai t hitung < nilai t tabel maka  $H_0$  gagal ditolak

Untuk Uji Dua sisi:

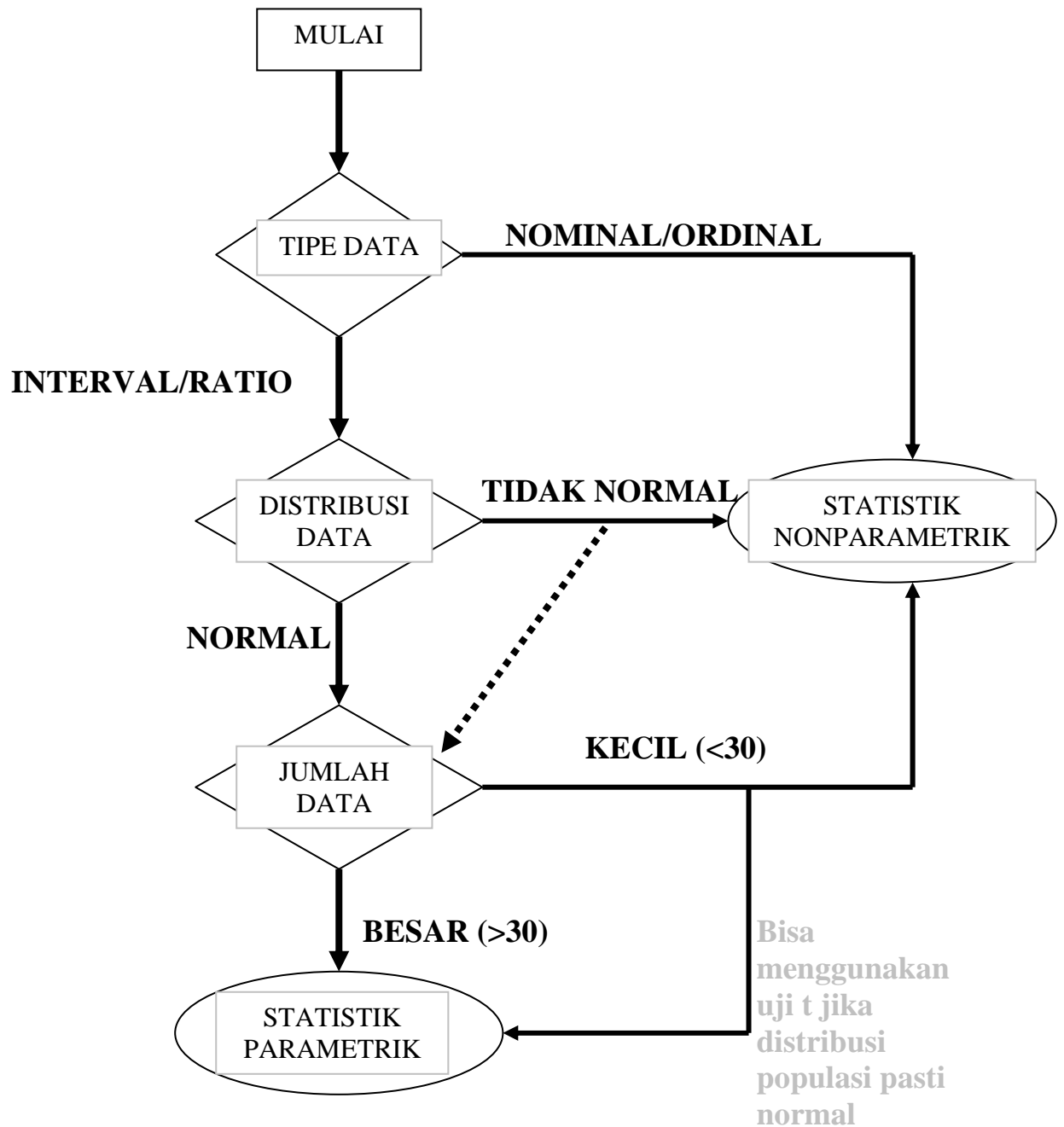
Bila Sig. (2-tailed)  $\leq \alpha/2$  maka  $H_0$  ditolak

Sig. (2-tailed)  $> \alpha/2$  maka  $H_0$  gagal ditolak

Untuk Uji Satu sisi:

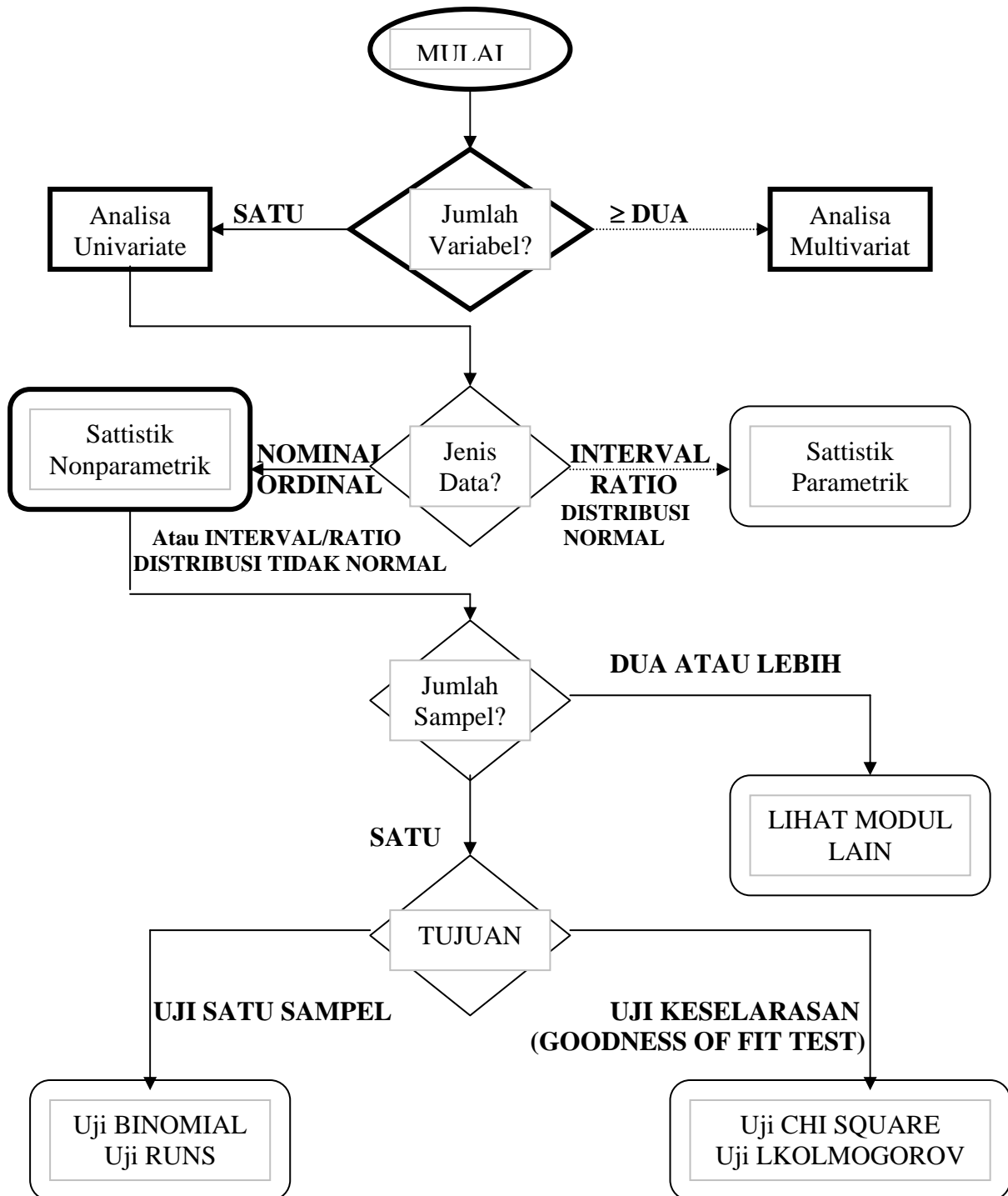
Bila     $\text{Sig. (2-tailed)} \leq \alpha$  maka  $H_0$  ditolak  
          $\text{Sig. (2-tailed)} > \alpha$  maka  $H_0$  gagal ditolak

## PEDOMAN PENGGUNAAN STATISTIK NON PARAMETRIK



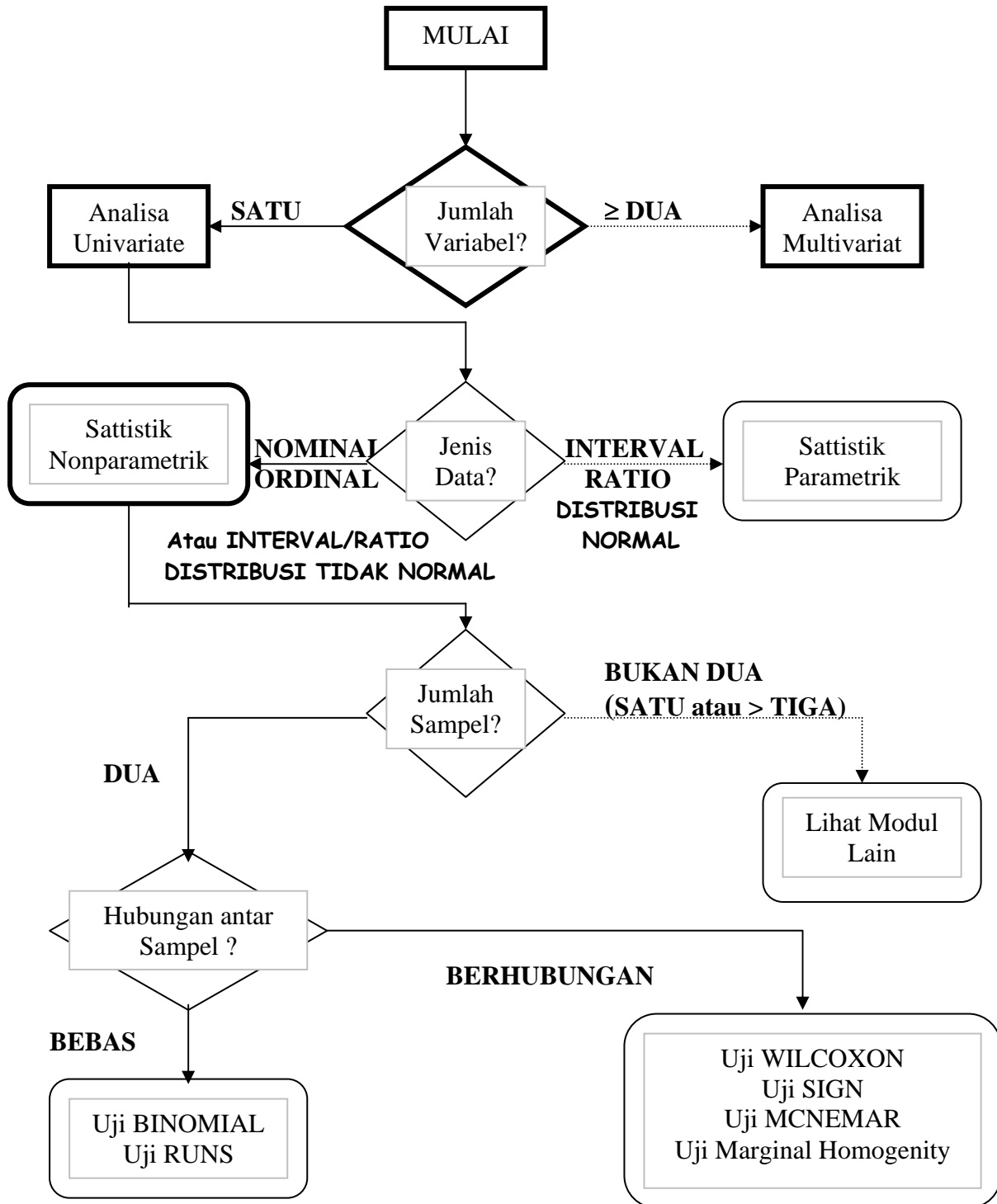
(Santoso, singgih, 2001, *Buku Latihan SPSS Statistik Non Parametik*)

## PEDOMAN STATISTIK NON PARAMETRIK UJI SATU SAMPEL



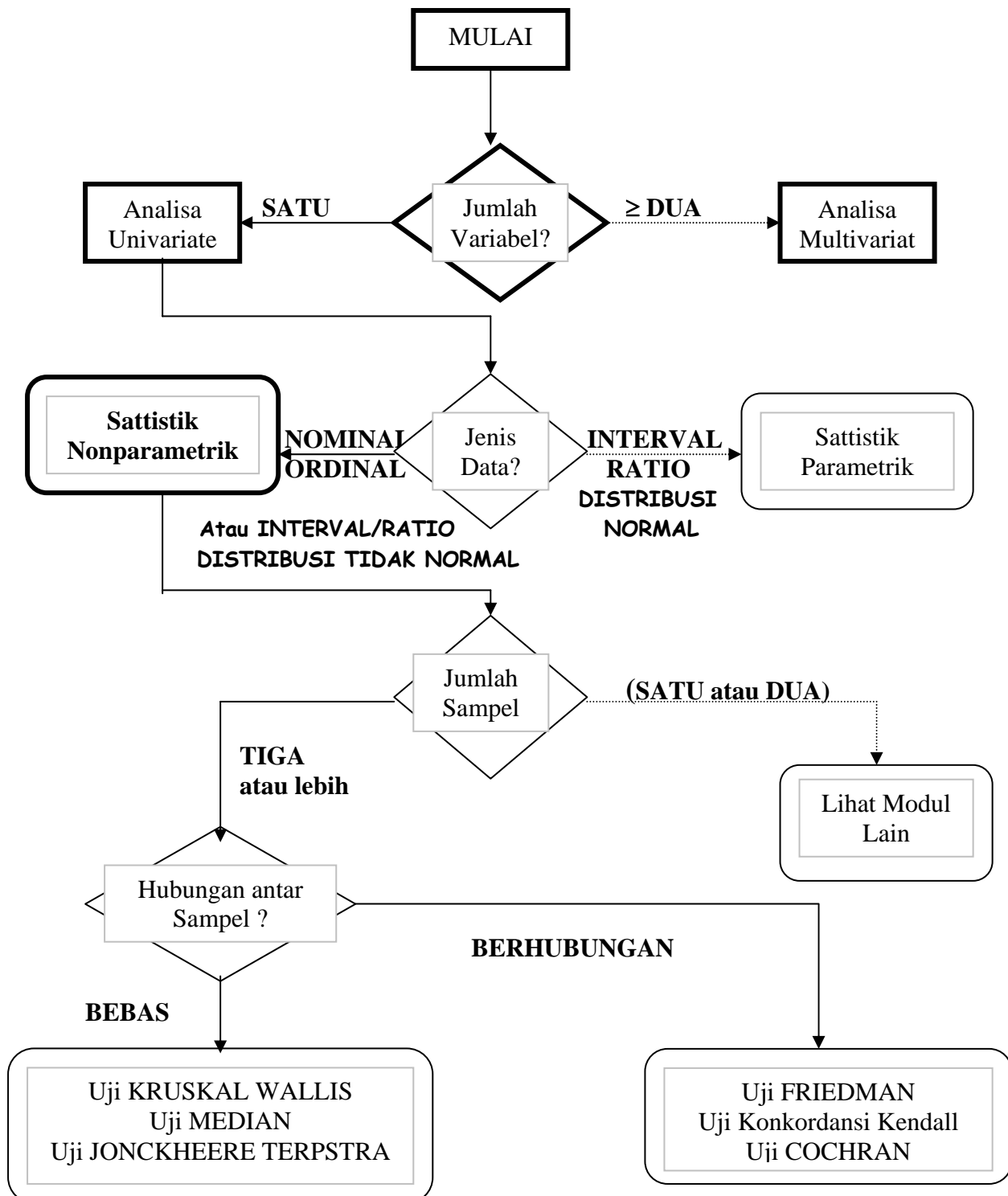
(Santoso, singgih, 2001, *Buku Latihan SPSS Statistik Non Parametik*)

## PEDOMAN STATISTIK NON PARAMETRIK UJI DUA SAMPEL



(Santoso, singgih, 2001, *Buku Latihan SPSS Statistik Non Parametik*)

## PEDOMAN STATISTIK NON PARAMETRIK UJI LEBIH DARI DUA SAMPEL



(Santoso, singgih, 2001, *Buku Latihan SPSS Statistik Non Parametik*)



## PENGUNAAN STATISTIK NON PARAMETRIK

APLIKASI	TEST PARAMETRIK	TEST NONPARAMETRIK
Dua sampel saling berhubungan (Two dependen sampels)	T test Z test	<input type="checkbox"/> Sign test <input type="checkbox"/> Wilcoxon Signed-Rank <input type="checkbox"/> Mc Nemar Change test
Duasampel tidak berhubungan (Two Independen Sampels)	T test Z test	<input type="checkbox"/> Mann-whitney U test <input type="checkbox"/> Moses Extreme Reactions <input type="checkbox"/> Chi-Square test <input type="checkbox"/> Kolmogorov-Smirnov test <input type="checkbox"/> Walt-Wolfowitz runs
Beberapa sampel berhubungan (several Dependent Sampels)		<input type="checkbox"/> Freidman test <input type="checkbox"/> Kendall W test <input type="checkbox"/> Cochran's Q
Beberapa sampel tidak berhubungan (several Independent Sampels)	ANOVA test (F test)	<input type="checkbox"/> Kruskal-Wallis test <input type="checkbox"/> Chi-Square test <input type="checkbox"/> Median test

Macam Data	BENTUK HIPOTESA					
	1 sampel	Komparatif 2 sampel		Komparatif lebih dari 2 sampel		Asosiatif/hubungan
		Dependen	Independen	Dependen	Independen	
N O M I N A L	Binomial  Chi-Square	McNemar	Fisher Exact  Chi-Square	Cochran Q	Chi-square	Koefisien Kontingensi (C)
O R D I N A L	Run test	Sign test  Wilcoxon Matched Pairs	Median Test  Mann Whitney U test  Kolmogorov-Smirnov  Wald Wolfowitz	Friedman	Median Extention  Kruskal-wallis	Korelasi Sparman Rank  Korelasi Kendal Tau

(Sugiono, 2001. *Statistik Nonparametris Untuk Penelitian*).

## DAFTAR PUSTAKA

- Kuzma, Jan W. 1984, *Basic Statistics for the Health Sciences*, Mayfield Publishing Company, California.
- Murti, Bhisma, 1996. *Penerapan Metode Statistik Non-Parametrik Dalam Ilmu-ilmu Kesehatan*. PT Gramedia Pustaka Utama, Jakarta.
- Pagano, Marcello and Kimberlee Gauvreau, 1992, *Principles of Biostatistics*, Duxbury Press, California.
- Santoso, Singgih, 2001, *Buku Latihan Statistik Non Parametik*, PT Elex Media Komputindo, Jakarta
- Santoso, Singgih, 2001, *Mengolah Data Statistik Secara Profesional*, PT Elex Media Komputindo, Jakarta
- Siegel, Sidney, 1997, *Statistik Nonparametrik Untuk Ilmu-ilmu Sosial* (terjemahan), PT Gramedia Pustaka Utama, Jakarta.
- Sugiono, 2001. *Statistik Nonparametris Untuk Penelitian*. Alfabeta, Bandung.
- Sulaiman, Wahid, 2003. *statistik Non-Parametrik contoh kasus dan pemecahannya dengan SPSS*, Andi Offset, Yogyakarta.