

E-BOOK METODE STATISTIKA II



Disusun Oleh :

Kelas : 2KS1

Penanggung Jawab Mata Kuliah:

Hanif Jawahir (222313108)

Muh. Nabil Alif Novanto (222313250)

Dosen Pengampu:

Robert Kurniawan

PROGRAM STUDI KOMPUTASI STATISTIK

POLITEKNIK STATISTIKA STIS

TAHUN AJARAN 2025/2026

KATA PENGANTAR

Puji syukur kami panjatkan kehadirat Tuhan Yang Maha Esa atas segala rahmat dan karunia-Nya, sehingga penulisan E-book Metstat II dapat terselesaikan dengan baik. Modul ini disusun sebagai salah satu bentuk tanggung jawab kami dalam melaksanakan amanah sebagai penanggung jawab (PJ) kelas.

Buku ini merupakan rangkuman dari 14 pertemuan yang telah dilaksanakan, yang bertujuan untuk memberikan wawasan dan pemahaman yang mendalam tentang topik yang dibahas. Buku ini disusun dengan harapan dapat menjadi referensi yang bermanfaat bagi pembaca, khususnya dalam memahami materi yang disampaikan selama pertemuan. Setiap bab dirancang untuk menyajikan informasi secara sistematis, mulai dari konsep dasar hingga aplikasi praktis.

Kami menyadari bahwa penyusunan buku ini tidak akan berhasil tanpa bantuan dan dukungan dari berbagai pihak. Oleh karena itu, kami ingin menyampaikan rasa terima kasih yang sebesar-besarnya kepada semua pihak yang telah berkontribusi, baik secara langsung maupun tidak langsung, dalam proses penyusunan buku ini.

Kami juga menyadari bahwa buku ini masih memiliki kekurangan. Oleh karena itu, kami sangat mengharapkan masukan dan saran yang membangun dari para pembaca demi penyempurnaan di masa yang akan datang.

Akhir kata, semoga buku ini dapat memberikan manfaat dan menjadi tambahan ilmu yang berarti bagi pembaca. Selamat membaca dan semoga sukses!

Jakarta Timur, 20 Januari 2025

Tim Penulis

DAFTAR ISI

KATA PENGANTAR	2
DAFTAR ISI	3
Pertemuan 1	4
Klasifikasi Statistika dan Distribusi Sampling	4
Pertemuan 2	7
Estimasi Satu atau Dua Populasi dan Uji Hipotesis	7
Pertemuan 3	11
Pengujian Hipotesis	11
Pertemuan 4	14
Uji Pengujian Hipotesis Dua Populasi	14
Pertemuan 5	21
Uji Kesesuaian Untuk Sebaran Normal	21
Pertemuan 6	27
Uji Kesamaan Beberapa Varians	27
Pertemuan 7	32
Analisis of Variance (ANOVA)	32
Pertemuan 8	39
Two Way Analysis of Variance	39
Pertemuan 9	46
Uji Proporsi Beberapa Populasi	46
Pertemuan 10	50
Metode Statistika Nonparametrik pada Satu Kelompok Sampel	50
Pertemuan 11	53
Metode Statistik Nonparametrik pada Dua Kelompok Sampel	53
Pertemuan 12	58
Metode Statistika Nonparametrik Lebih dari Dua Kelompok Sampel	58
Pertemuan 13	65
Uji Korelasi Parametrik dan Nonparametrik	65
Pertemuan 14	70
Analysis of Covariance (Ancova)	70
Lampiran Tabel	77
Daftar Pustaka	105
Daftar Penulis	106

Pertemuan 1

Klasifikasi Statistika dan Distribusi Sampling

KLASIFIKASI STATISTIKA

Statistika adalah ilmu yang mempelajari cara pengumpulan, pengolahan, penyajian, analisis, serta pengambilan keputusan secara umum berdasarkan hasil penelitian. Urutan yang tepat hingga mendapatkan informasi dari data adalah dari Data => Statistika => Informasi. Data biasanya adalah fakta yang berupa numerik, dan informasi mempunyai arti sebagai pengetahuan yang dikomunikasikan berkaitan dengan fakta tertentu.

Sedangkan metode statistik menyediakan alat untuk mendapatkan informasi dari data, metode ini terbagi menjadi dua cabang:

1. Statistik Deskriptif => menggambarkan kumpulan data yang sedang dianalisis tetapi tidak memungkinkan untuk ditarik kesimpulan.
2. Statistik Inferensia => seperangkat metode yang dapat digunakan untuk menarik kesimpulan mengenai karakteristik populasi berdasarkan data sampel. Kesimpulan terbagi menjadi dua, yaitu induksi (khusus ke umum) dan deduksi (umum ke khusus). Namun kesimpulan statistika biasanya bersifat induksi.

Berdasar parameter, statistik dibagi menjadi dua, yaitu:

1. Statistik Parametrik : berhubungan dengan inferensi statistik yang membahas parameter-parameter populasi; jenis data interval atau rasio; distribusi tidak diketahui.
2. Statistik Nonparametrik : inferensi statistik membahas parameter-parameter populasi; jenis data nominal atau ordinal; distribusi tidak diketahui.

Berdasarkan jumlah variabel, statistik dibagi menjadi dua, yaitu:

1. Analisis Univariat : hanya ada 1 variabel untuk n sampel atau beberapa variabel, tetapi setiap variabel dianalisis sendiri-sendiri.
2. Analisis Multivariat : terdapat 2 atau lebih variabel untuk n sampel dimana analisis antar variabelnya dilakukan bersamaan.

KLASIFIKASI POPULASI

Berdasarkan sumber datanya:

1. Populasi Terbatas : sumber data jelas, batas jelas dan kuantitatif sehingga dapat dihitung jumlahnya.
2. Populasi Tak Terbatas: sumber data tak dapat ditentukan batasannya sehingga relatif tidak dapat dinyatakan dalam bentuk jumlah.

Berdasarkan sifatnya:

1. Populasi Homogen : sumber data yang memiliki kesamaan sifat atau keadaan.
2. Populasi Heterogen : sumber data yang memiliki perbedaan sifat atau keadaan.

KONSEP DISTRIBUSI SAMPLING

1. Distribusi Sampling Rata-Rata

Distribusi Sampling adalah distribusi peluang dari statistik sampel. Distribusi Sampling Rata-Rata adalah distribusi peluang dari seluruh kemungkinan nilai dari rata-rata sampel.

1) Teorema 1

Bila semua kemungkinan sampel acak berukuran n diambil dengan pengembalian (WR) dari suatu

populasi terhingga berukuran N yang mempunyai rata-rata μ dan simpangan baku σ , maka untuk n yang cukup besar, distribusi sampling bagi rata-rata \bar{x} akan menghampiri distribusi normal dengan rata rata $\mu_{\bar{x}}$

$$= \mu \text{ dan simpangan baku } \sigma_{\bar{x}} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}}.$$

Dengan demikian $Z = \sqrt{\frac{\bar{x}-\mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}}}$ adalah

peubah acak yang berdistribusi normal baku. INGAT!!! Teorema 1 berlaku untuk sampel yang cukup besar ($n \geq 30$). Untuk sampel berukuran kecil ($n < 30$), teorema ini berlaku apabila populasi asal distribusinya tidak terlalu menyimpang dari dist. Normal.

2) Teorema 2

Bila semua kemungkinan sampel acak berukuran n diambil tanpa pengembalian (WOR) dari suatu populasi terhingga berukuran N yang mempunyai rata-rata μ dan simpangan baku σ , maka distribusi sampling bagi rata-rata sampel \bar{x} akan menghampiri distribusi normal dengan rata rata $\mu_{\bar{x}}$

$$= \mu \text{ dan simpangan baku } \sigma_{\bar{x}} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \sqrt{\frac{N-n}{N-1}}$$

disebut faktor koreksi populasi terhingga. Jika ukuran populasinya relatif besar terhadap ukuran sampel maka nilai faktor koreksi akan mendekati 1 sehingga bisa diabaikan. Untuk populasi besar atau tak hingga, diskrit dan kontinu berlaku teorema limit pusat (Central Limit Theorem)

3) Teorema 3

Dalam Central Limit Theorem, bila sampel acak berukuran n (cukup besar) ditarik dari suatu populasi besar atau tak hingga dengan rata-rata μ dan varians σ^2 , maka rata-rata sampel \bar{x} akan menyebar menghampiri distribusi normal dengan rata rata $\mu_{\bar{x}}$

$= \mu$ dan simpangan baku $\sigma_{\bar{x}} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$.

Dengan demikian $Z = \frac{\bar{x}-\mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}}$ adalah peubah acak yang berdistribusi normal baku.

4) Teorema 4

"Bila \bar{x} dan s^2 masing-masing adalah rata-rata dan varians untuk suatu sampel acak berukuran n yang diambil dari suatu populasi normal dengan rata-rata μ dan varians σ^2 maka $t = \frac{\bar{x}-\mu}{\frac{s}{\sqrt{n}}}$ merupakan suatu nilai peubah acak yang berdistribusi student-t dengan derajat bebas $v = n - 1$.

2. Distribusi Sampling Beda Rata-Rata

Bila sampel bebas berukuran n_1 dan n_2 diambil dari dua populasi yang besar dan tak hingga untuk masing-masing dengan rata-rata μ_1 dan μ_2 dan varians σ_1^2 dan σ_2^2 , maka beda kedua rata-rata sampel $\bar{x}_1 - \bar{x}_2$ akan menyebar menghampiri normal dengan rata-rata dan simpangan baku

$$\mu_{\bar{x}_1 - \bar{x}_2} = \mu_1 - \mu_2 \text{ dan } \sigma_{\bar{x}_1 - \bar{x}_2} = \sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}$$

Sehingga $Z = \frac{(\bar{x}_1 - \bar{x}_2) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}}$ merupakan

peubah acak berdistribusi normal baku.

3. Distribusi Sampling Proporsi

Jika X adalah peubah acak binomial dengan rata-rata $\mu = np$ dan varians $\sigma^2 = npq$, maka bentuk limit dari distribusi Z = $\frac{x-np}{\sqrt{npq}}$ untuk n $\rightarrow \infty$ adalah dist. normal baku. Untuk p : 1-q, dimana p adalah peluang keberhasilan. Pendekatan distribusi normal pada binomial akan lebih baik jika memenuhi syarat sbb:

a. Ukuran sampel n besar atau $np \geq 5$

- b. Peluang sukses tidak dekat dengan nol atau satu ($n(1-p) \geq 5$)

Estimator titik dari proporsi P pada percobaan binomial dinyatakan dalam statistik: $\hat{P} = \frac{\bar{x}}{n}$ dimana X adalah banyak sukses dari n ulangan. Dengan menggunakan konsep nilai harapan dan varians maka diperoleh:

$$\begin{aligned} a. \mu_{\hat{p}} &= E\left(\frac{\bar{x}}{n}\right) = \frac{np}{q} = p \\ b. \sigma_{\hat{p}}^2 &= \frac{\sigma_x^2}{n} = \frac{\sigma_x^2}{n^2} = \frac{npq}{n^2} = \frac{pq}{n} \\ c. \hat{\sigma}_p &= \sqrt{\frac{pq}{n}} \end{aligned}$$

Proporsi sampel dapat terstandarisasi menjadi distribusi normal baku dengan menggunakan rumus: $Z = \frac{\hat{p}-p}{\sqrt{p(1-p)/n}}$. Jika populasi finite atau terhingga dan pengambilan sampel tanpa pengembalian, maka variansnya akan menjadi $\sigma_{\hat{p}}^2 = Var(\hat{p}) = \frac{p(1-p)}{n} \left(\frac{N-n}{N-1} \right)$ sehingga standard errornya $\hat{\sigma}_p = \sqrt{\frac{p(1-p)}{n} \left(\frac{N-n}{N-1} \right)}$

4. Distribusi Sampling Beda Proporsi

Dengan mengambil dua sampel acak dari dua populasi yang saling independen, maka peubah \hat{P}_1 dan \hat{P}_2 akan independen satu sama lain, dan dapat disimpulkan bahwa

$\hat{P}_1 - \hat{P}_2$ berdistribusi hampir normal dengan rata-rata

$$E(\hat{P}_1 - \hat{P}_2) = \mu_{\hat{P}_1 - \hat{P}_2} = p_1 - p_2$$

dan varians

$$Var(\hat{P}_1 - \hat{P}_2) = \sigma_{\hat{P}_1 - \hat{P}_2}^2 = \frac{p_1(1-p_1)}{n_1} + \frac{p_2(1-p_2)}{n_2}$$

Oleh karena itu: simpangan bakunya

$$\hat{\sigma}_{\hat{P}_1 - \hat{P}_2} = \sqrt{\frac{p_1(1-p_1)}{n_1} + \frac{p_2(1-p_2)}{n_2}}$$

$$Z = \frac{(\hat{P}_1 - \hat{P}_2) - (p_1 - p_2)}{\sqrt{\frac{p_1(1-p_1)}{n_1} + \frac{p_2(1-p_2)}{n_2}}}$$

CONTOH SOAL

- Bila semua sampel ukuran 16 diambil dari suatu populasi normal dengan rata-rata 50 dan simpangan baku 5, berapakah peluang bahwa rata-rata sampel \bar{x} akan berada pada selang dari $\mu\bar{x}-1,9\sigma\bar{x}$ sampai $\mu\bar{x}+0,4\sigma\bar{x}$? Anggap bahwa rata-rata sampel dapat diukur sampai tingkat ketelitian berapapun.
- Sebuah mesin minuman diatur agar jumlah minuman yang dikeluarkan untuk setiap gelas rata-rata 240 mm dengan simpangan baku 15 mm. Secara periodik mesin itu diperiksa dengan cara mengambil 40 gelas dan kemudian dihitung rata-ratanya. Bila rata-rata 40 gelas berada pada selang $\mu\bar{x}\pm 2\sigma\bar{x}$, mesin dianggap masih bekerja dengan baik dan tidak perlu diperbaiki. Pada suatu hari, petugas menemukan bahwa dari 40 gelas yang diambil diperoleh rata-rata 236 mm dan menyimpulkan bahwa mesin tidak perlu diperbaiki. Apakah keputusan ini wajar?

JAWABAN

- Diketahui: $n = 16$, $\mu = 50$, $\sigma = 5$
Ditanya: $P(\mu\bar{x} - 1,9\sigma\bar{x} < \bar{x} < \mu\bar{x} + 0,4\sigma\bar{x})$
Penyelesaian :
Maka $\mu\bar{x} = \mu = 50$, $\sigma\bar{x} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}} = \frac{5}{\sqrt{16}} = \frac{5}{4}$
Batas bawah : $50 - (1,9 * \frac{5}{4}) = 47,625$
Batas atas : $50 + (0,4 * \frac{5}{4}) = 50,5$
 $P(47,625 < \bar{x} < 50,5)$
 $P\left(\frac{47,625 - 50}{\frac{5}{4}} < \frac{\bar{x} - \mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} < \frac{50,5 - 50}{\frac{5}{4}}\right)$
 $P(-1,9 < Z < 0,4) \Rightarrow P(Z < 0,4) - P(Z < -1,9)$

$$0,6554 - 0,0287 \Rightarrow 0,6267$$

Sehingga, peluang bahwa rata-rata sampel \bar{x} akan berada pada selang 47,625 sampai 50,5 adalah 0,6277 atau 62,77%

2. Diketahui: $n = 40$, $\mu = 240$, $\sigma = 15$, $\bar{x} = 236$

Ditanya: Mesin tidak perlu diperbaiki...?
Penyelesaian:

$$\text{Maka } \mu_{\bar{x}} = \mu = 240, \sigma_{\bar{x}} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}} = \frac{15}{\sqrt{40}}$$

$$\text{Batas bawah: } 240 - (2 * \frac{15}{\sqrt{40}}) \Rightarrow 235,26$$

$$\text{Batas atas: } 240 + (2 * \frac{15}{\sqrt{40}}) \Rightarrow 244,74$$

$$235,26 < \bar{x} < 244,74$$

$$235,26 < 236 < 244,74$$

Dapat disimpulkan bahwa keputusan tersebut wajar dan mesin tidak perlu

diperbaiki, karena \bar{x} (rata-rata sampel) berada pada selang $\mu_{\bar{x}} \pm 2\sigma_{\bar{x}}$

Estimasi Satu atau Dua Populasi dan Uji Hipotesis

STIS

ESTIMASI TITIK

- ② Estimasi rata-rata populasi (μ) : \bar{x}

(rata-rata sampel)

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$$

Di mana \bar{x} adalah rata-rata sampel dan n adalah ukuran sampel.

- ② Estimasi proporsi populasi (p) : \hat{p}

(proporsi sampel)

$$\hat{p} = \frac{x}{n}$$

Di mana \hat{p} adalah proporsi sampel, x adalah jumlah kejadian yang memenuhi kriteria tertentu, dan n adalah ukuran sampel.

ESTIMASI INTERVAL

Confidence Interval untuk Rata-rata Populasi (σ diketahui)

- Pendekatan CI bisa menghubungkan pernyataan peluang dan interval. Berikut adalah contoh ilustrasi CI bagi μ :
- Misal terdapat sampel random $x_1=1$, $x_2=3$, $x_3=5$, $x_4=7$. Dengan rata-rata μ dan standar deviasi σ . Ingin mengestimasi μ

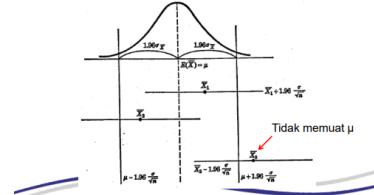
dengan menggunakan keempat nilai sampel ini menggunakan rumus :

$$z = \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma_{\bar{X}}} \sim N(0,1)$$

- Berdasarkan luas tabel normal, nilai $z=1,96$ akan bersesuaian dengan peluang sebesar 0,975. Sehingga bisa dituliskan

$$P\left(-1,96 < \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma_{\bar{X}}} < 1,96\right) = 0,95$$

• Perhatikan Gambar berikut



Peluang bahwa \bar{x} akan berada dalam interval $\mu \pm 1,96\sigma_{\bar{x}}$ adalah 0,95; maksudnya terdapat 95 kesempatan dari 100 bahwa \bar{x} akan berada di antara $\mu - 1,96\bar{x}$ dan $\mu + 1,96\bar{x}$. μ adalah nilai parameter yang sebenarnya. Dari

penjelasan sebelumnya diharapkan bahwa 95 dari 100 interval akan memuat μ . Jadi,

$$P\left(\bar{X} - 1,96 \frac{\sigma}{\sqrt{n}} < \mu < \bar{X} + 1,96 \frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right) = 0,95$$

2 INTERVAL KEPERCAYAAN μ (σ diketahui)

Estimasi Interval Kepercayaan : $\bar{x} \pm Z_{\alpha/2} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$

2 INTERVAL KEPERCAYAAN μ (σ tidak diketahui)

Estimasi Interval Kepercayaan : $\bar{x} \pm t(df; \alpha/2) \frac{s}{\sqrt{n}}$ dengan $df=n-1$

□ Student's t Distribution

Derajat Kebebasan (d.f) = n-1, Banyaknya observasi yang bebas untuk bervariasi setelah rata-rata sampel dihitung. Nilai pada t bergantung kepada derajat bebas

□ Confidence Interval untuk Proporsi Populasi

Distribusi sampel proporsinya kira-kira normal jika ukuran sampel besar, dengan standar deviasi

$$\sigma p = \sqrt{\frac{p(1-p)}{n}}$$

Estimasi Varians

$$\frac{(n-1)s^2}{x_{\frac{\alpha}{2}}^2} < \sigma^2 < \frac{(n-1)s^2}{x_{1-\frac{\alpha}{2}}^2}$$

Dimana $x_{\frac{\alpha}{2}}^2$ dan $x_{1-\frac{\alpha}{2}}^2$ masing-masing adalah nilai chi-Square dengan $df = n - 1$

Estimasi dua Populasi

A. Perbedaan 2 rata-rata

1. Sampel Independen

a. σ_1 dan σ_2 diketahui

Perhitungan Confidence Interval menggunakan pendekatan distribusi Z

$$(\bar{x}_1 - \bar{x}_2) \pm Z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}$$

- b. σ_1 dan σ_2 tidak diketahui, $n \geq 30$
Perhitungan Confidence Interval menggunakan pendekatan distribusi Z

$$(\bar{x}_1 - \bar{x}_2) \pm Z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{s_1^2}{n_1} + \frac{s_2^2}{n_2}}$$

- c. σ_1 dan σ_2 tidak diketahui, $n < 30$ dengan asumsi varians sama
Perhitungan Confidence Interval menggunakan pendekatan distribusi T

$$(\bar{x}_1 - \bar{x}_2) \pm t_{\alpha/2} s_p \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}$$

$$s_p = \sqrt{\frac{(n_1-1)s_1^2 + (n_2-1)s_2^2}{n_1 + n_2 - 2}}$$

- d. σ_1 dan σ_2 tidak diketahui, $n < 30$ dengan asumsi varians berbeda
Perhitungan Confidence Interval menggunakan pendekatan distribusi T

$$(\bar{x}_1 - \bar{x}_2) \pm t_{\alpha/2} \sqrt{\frac{s_1^2}{n_1} + \frac{s_2^2}{n_2}}$$

2. Sampel Berpasangan
Confidence Interval sampel berpasangan

$$\bar{d} \pm t_{\alpha/2} \frac{s_d}{\sqrt{n}}$$

Dengan standar deviasi

$$s_d = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (d_i - \bar{d})^2}{n-1}}$$

B. Perbedaan Proporsi ($p_1 - p_2$)

Confidence Interval dari perbedaan 2 proporsi populasi adalah

$$(\hat{p}_1 - \hat{p}_2) \pm z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{\hat{p}_1(1-\hat{p}_1)}{n_1} + \frac{\hat{p}_2(1-\hat{p}_2)}{n_2}}$$

C. Rasio 2 Varians (σ_1/σ_2)

Menggunakan distribusi F untuk mengestimasi rasio 2 varians

$$\frac{s_1^2}{s_2^2} \frac{1}{f_{\frac{\alpha}{2}}(v_1, v_2)} < \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} < \frac{s_1^2}{s_2^2} f_{\frac{\alpha}{2}}(v_2, v_1)$$

Dengan nilai derajat bebas masing-masing

$$v_1 = n_1 - 1 \text{ dan } v_2 = n_2 - 1$$

CONTOH SOAL

1. Dua kelompok siswa mengikuti dua metode pengajaran yang berbeda untuk mempelajari materi matematika, dan kita ingin membandingkan skor rata-rata ujian akhir mereka.

- Kelompok A terdiri dari 15 siswa, dengan rata-rata skor ujian akhir $\bar{x}_1 = 75$ dan varians sampel $S_1^2 = 20$.
- Kelompok B terdiri dari 12 siswa, dengan rata-rata skor ujian akhir $\bar{x}_2 = 70$ dan varians sampel $S_2^2 = 25$.

Hitunglah interval kepercayaan 95% untuk perbedaan rata-rata skor ujian antara kedua kelompok tersebut. Asumsikan kedua sampel berasal dari distribusi normal dan varians populasi tidak diketahui serta tidak sama

2. Sebuah lembaga survei ingin mengetahui apakah terdapat perbedaan proporsi kepuasan antara dua kelompok pelanggan di kota A dan kota B. Dari 200 pelanggan di kota A, 130 orang menyatakan puas. Di kota B, dari 180 pelanggan, 110 orang menyatakan puas. Dengan tingkat signifikansi 5%, tentukan apakah terdapat perbedaan signifikan dalam proporsi kepuasan antara kedua kota tersebut.

JAWABAN

- Parameter yang diberikan:

$$- n_1 = 15, \bar{x}_1 = 75, S_1^2 = 20$$

$$- n_2 = 12, \bar{x}_2 = 70, S_2^2 = 25$$

- Tingkat kepercayaan = 95% (sehingga $\alpha = 0.05$) Kita ingin menghitung interval kepercayaan 95% untuk $\mu_1 - \mu_2$, menggunakan rumus:

$$\left(\bar{x}_1 - \bar{x}_2 \right) \pm t_{\frac{\alpha}{2}, df} \cdot \sqrt{\frac{S_1^2}{n_1} + \frac{S_2^2}{n_2}}$$

- Hitung Selisih Rata-rata Sampel Selisih rata-rata antara dua sampel adalah:

$$\bar{x}_1 - \bar{x}_2 = 75 - 70 = 5$$

- Hitung Standar Error (SE)

$$SE = \sqrt{\frac{S_1^2}{n_1} + \frac{S_2^2}{n_2}}$$

$$= \sqrt{(20/15 + 25/12)}$$

$$= \sqrt{1.333 + 2.083} \approx 1.848$$

- Hitung Derajat Kebebasan (df) Menggunakan Welch-Satterthwaite Approximation

$$df \approx \frac{\left(\frac{S_1^2}{n_1} + \frac{S_2^2}{n_2} \right)^2}{\frac{\left(\frac{S_1^2}{n_1} \right)^2}{n_1 - 1} + \frac{\left(\frac{S_2^2}{n_2} \right)^2}{n_2 - 1}}$$

$$\approx 22 \text{ (dibulatkan)}$$

- Cari Nilai Kritis $t(\alpha/2, df)$

Untuk tingkat kepercayaan 95%, kita mencari nilai kritis t pada $df = 22$ dari tabel distribusi t:

$$t(0.025, 22) \approx 2.074$$

- Hitung Interval Kepercayaan

$$\left(\bar{x}_1 - \bar{x}_2 \right) \pm t_{\left(\frac{\alpha}{2}, df \right)} \cdot SE$$

$$= 5 \pm 2.074 * 1.848 = 5 \pm 3.83$$

$$Jadi, interval keper (1,17 < \bar{x} < 8,83)$$

Jadi dengan tingkat kepercayaan 95%, perbedaan rata-rata skor ujian antara kedua metode pengajaran berkisar antara 1.17 hingga 8.83 poin

1. Jawaban :

a. Tentukan Hipotesis

- Hipotesis nol (H_0): Tidak ada perbedaan proporsi kepuasan antara kedua kota ($p_A = p_B$).
- Hipotesis alternatif (H_1): Terdapat perbedaan proporsi kepuasan antara kedua kota ($p_A \neq p_B$).

b. Hitung Proporsi

Proporsi pelanggan puas di kota A

$$\left(\hat{p}_A\right) = \frac{130}{200} = 0.65$$

Proporsi pelanggan puas di kota B

$$\left(\hat{p}_B\right) = \frac{110}{180} \approx 0.611$$

Proporsi gabungan

$$\left(\hat{p}\right) = \frac{130 + 110}{200 + 180} = \frac{240}{380} \approx 0.632$$

c. Hitung Nilai Z

Rumus untuk uji Z pada perbedaan proporsi adalah:

$$Z = \frac{\hat{p}_A - \hat{p}_B}{\sqrt{\hat{p}(1 - \hat{p})\left(\frac{1}{n_A} + \frac{1}{n_B}\right)}}$$

Di mana:

- $\hat{p}_A = 0.65$
- $\hat{p}_B \approx 0.611$
- $\hat{p} \approx 0.632$
- $n_A = 200$ dan $n_B = 180$

Substitusikan nilai-nilai ini:

$$Z \approx \frac{0.65 - 0.611}{\sqrt{0.632 \cdot (1 - 0.632) \cdot \left(\frac{1}{200} + \frac{1}{180}\right)}} \approx 0.622$$

d. Tentukan Nilai Z tabel

Dengan tingkat signifikansi 5% untuk uji dua sisi, nilai Z kritis adalah ± 1.96 .

e. Kesimpulan

Karena $Z \approx 0.622$ lebih kecil dari 1.96, maka kita gagal menolak H_0 . Tidak terdapat perbedaan signifikan dalam proporsi kepuasan antara pelanggan di kota A dan kota B pada tingkat signifikansi

Pertemuan 3

Pengujian Hipotesis

Konsep Hipotesis Tunggal dan Majemuk

Hipotesis adalah suatu pernyataan yang merupakan dugaan yang mungkin benar atau mungkin salah mengenai sesuatu hal dan perlu dibuktikan atau dilakukan pengecekan lebih lanjut. Hipotesis statistika adalah suatu pernyataan tentang parameter dari satu atau lebih populasi yang bisa diuji secara empiris (berdasarkan data dari sampel acak). Secara konsep, hipotesis terbagi menjadi:

- Hipotesis nol (H_0) adalah suatu pernyataan yang sementara berlaku kebenarannya,
- Hipotesis alternatif (H_1) adalah suatu pernyataan “lain” yang akan berlaku kebenarannya.

H_0 sering disebut hipotesis yang ingin ditolak dan H_1 seiring disebut hipotesis yang ingin diterima. Untuk menolak atau gagal tolak H_0 , harus ada uji hipotesis berdasarkan sampel acak. Berdasarkan nilainya, hipotesis terbagi menjadi:

- Hipotesis tunggal merupakan pernyataan suatu parameter dalam satu nilai tunggal pada H_0 dan H_1 . Contohnya $H_0 : \theta = 00$ dan $H_1 : \theta = 01$.
- Hipotesis majemuk merupakan pernyataan suatu parameter dalam banyak nilai pada H_0 dan H_1 . Contohnya $H_0 : \theta = 00$ dan $H_1 : \theta \neq 01$.

Tipe Kesalahan Pengujian Hipotesis

Uji hipotesis menghasilkan keputusan:

- Gagal tolak H_0 dan H_0 benar: ini adalah keputusan yang benar, di mana hipotesis nol benar dan kita tidak menolaknya (probabilitas kejadian ini adalah $1-\alpha$).
- Gagal tolak H_0 dan H_1 benar: ini adalah keputusan yang salah, di mana hipotesis

alternatif benar tetapi kita gagal menolak hipotesis nol. Ini disebut kesalahan tipe II, dengan probabilitas β .

- Tolak H_0 dan H_0 benar: ini adalah keputusan yang salah, di mana hipotesis nol benar tetapi kita menolaknya. Ini disebut kesalahan tipe I, dengan probabilitas α .
- Tolak H_0 dan H_1 : ini adalah keputusan yang benar, di mana hipotesis alternatif benar dan kita menolak hipotesis nol (probabilitas kejadian ini adalah $1-\beta$).

Terdapat dua tipe kesalahan yang umum dilakukan, yaitu kesalahan tipe I (menolak H_0 yang benar) dan kesalahan tipe II (tidak menolak H_0 yang benar).

- Taraf signifikansi (taraf uji) merupakan besarnya peluang melakukan kesalahan tipe I (α) dan ditentukan oleh peneliti di awal penelitiannya. Biasanya digunakan 10%, 5%, atau 1%.
- Kuasa uji (tingkat kekuatan uji) merupakan peluang untuk melakukan kesalahan tipe II (β).

Terdapat hubungan antara nilai α dan β . Jika nilai α diturunkan, nilai β akan bertambah, dan berlaku sebaliknya. Nilai α dan β akan berkurang jika jumlah sampel ditambah.

Jenis Pengujian Hipotesis

1. Pengujian hipotesis satu arah (one tail test), yaitu pengujian hipotesis dengan wilayah kritis pada satu bagian kurva saja (ekor kanan/kiri saja).
Contoh: $H_0 : \theta = \theta_0$ dan $H_1 : \theta > \theta_0$
2. Pengujian hipotesis dua arah (two tail test), yaitu pengujian hipotesis dengan

wilayah kritis pada dua bagian kurva (ekor kanan dan kiri).

Contoh: $H_0: \theta = \theta_0$ dan $H_1: \theta \neq \theta_0$

Prosedur Pengujian Hipotesis

1. Tambahkan H_0 dan H_1
2. Tentukan Tingkat signifikansi (α)
3. Hitung statistik uji
4. Tentukan daerah kritis atau daerah tolak H_0
5. Ambil keputusan (tolak H_0 jika p-value < α atau nilai statistik uji termuat di daerah kritis, dan sebaliknya)

Statistik Uji Untuk Hipotesis

1. Uji hipotesis untuk rata-rata satu populasi

- Nilai α diketahui

$$H_0: \mu = \mu_0$$

$$H_1: \mu < \mu_0; \mu > \mu_0; \mu \neq \mu_0$$

Nilai statistik uji:

$$z = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}}$$

Wilayah kritis:

$$z < -z_\alpha$$

$$z > z_\alpha$$

$$z < -z_{\frac{\alpha}{2}} \text{ dan } z > z_{\frac{\alpha}{2}}$$

- Nilai α tidak diketahui

$$H_0: \mu = \mu_0$$

$$H_1: \mu < \mu_0; \mu > \mu_0; \mu \neq \mu_0$$

Nilai statistik uji:

$$z = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}}$$

$$\nu = n - 1$$

Wilayah kritis:

$$t < -t_\alpha$$

$$t > t_\alpha$$

$$t < -t_{\frac{\alpha}{2}} \text{ dan } t > t_{\frac{\alpha}{2}}$$

2. Uji hipotesis untuk proporsi satu populasi

Proporsi sampel pada kategori sukses dinyatakan dengan

$$\hat{p} = \frac{x}{n} = \frac{\text{jika kejadian sukses dari sampel}}{\text{ukuran sampel}}$$

Statistik uji untuk proporsi harus memenuhi syarat $np \geq 5$ dan $n(1 - p) \geq 5$ agar dapat menggunakan rumus di bawah ini.

$$H_0: p = p_0$$

$$H_1: p < p_0; p > p_0; p \neq p_0$$

Nilai statistik uji:

$$z = \frac{\bar{x} - np_0}{\sqrt{np_0 q_0}} = \frac{\hat{p} - p_0}{\sqrt{\frac{p_0 q_0}{n}}}$$

Wilayah kritis:

$$z < -z_\alpha$$

$$z > z_\alpha$$

$$z < -z_{\frac{\alpha}{2}} \text{ dan } z > z_{\frac{\alpha}{2}}$$

3. Uji hipotesis untuk varians satu populasi
- Statistik uji yang digunakan adalah statistik uji Chi-Square.

$$H_0: \sigma^2 = \sigma_0^2$$

$$H_1: \sigma^2 < \sigma_0^2; \sigma^2 > \sigma_0^2; \sigma^2 \neq \sigma_0^2$$

Nilai statistik uji:

$$\chi^2 = \frac{(n-1)s^2}{\sigma_0^2}$$

$$\nu = n - 1$$

Wilayah kritis:

$$\chi^2 < \chi_{1-\alpha}^2$$

$$\chi^2 > \chi_\alpha^2$$

$$\chi^2 < \chi_{1-\frac{\alpha}{2}}^2 \text{ dan } \chi^2 > \chi_{\frac{\alpha}{2}}^2$$

CONTOH SOAL

1. Perusahaan kayu mengembangkan jenis barang perabotan yang diklaim

mempunyai rata-rata kekuatan 7 kg dan simpangan baku 0,5 kg. Telah diketahui bahwa dengan sampel 50 alat rata-rata kekuatannya adalah 6,8 kg. Dengan taraf signifikansi atau taraf kepercayaan sebesar 0,01, uji hipotesis bahwa rata-rata populasinya tidak sama dengan 7 kg?

2. Sebuah kebun jeruk menunjukkan bahwa 10 persen pohon jeruk terkena penyakit. Untuk menguji klaim ini, diambil sampel acak 50 pohon jeruk dan didapat 5 diantaranya terkena penyakit. Ujilah klaim tersebut pada taraf signifikansi 5%?
3. Suatu perusahaan baterai mobil menyatakan bahwa umur baterainya berdistribusi hampir normal dengan simpangan baku 0,9 tahun. Bila sampel acak 10 baterai tersebut menghasilkan simpangan baku 1,2 tahun, apakah anda setuju bahwa $\sigma > 0,9$ tahun? (Gunakan taraf signifikansi 5% !)

JAWABAN

1. Diketahui:

$$H_0 : \mu = 7 \text{ kg}$$

$$H_1 : \mu \neq 7 \text{ kg}$$

$$\alpha = 1\% = 0,01$$

$$n = 50$$

Ditanyakan: Uji hipotesis...?

Penyelesaian:

Uji dua sisi, maka:

$$\alpha/2 = 0,005 \text{ sehingga } Z(0,005) = 2,58$$

Wilayah kritis: $-2,58 < Z < 2,58$

Statistik uji:

$$Z_{hitung} = \frac{\bar{x} - \mu_0}{\frac{s}{\sqrt{n}}} = \frac{6,8 - 7}{\frac{0,5}{\sqrt{50}}} = -2,83$$

Keputusan: karena $Z_{hitung} = -2,83$

berada di daerah tolak H_0 , maka keputusannya adalah H_0 ditolak

Kesimpulan: Rata-rata populasi yang sebenarnya tidak sama dengan 7.

2. Diketahui:

$$H_0 : p_0 = 0,1$$

$$H_1 : p_0 \neq 0,1$$

$$\alpha = 5\% = 0,05$$

$$n = 50$$

$$p = 10\% = 0,1$$

$$np = 50 \times 0,1 = 5$$

$$nq = n(1 - p) = 50 \times 0,9 = 45$$

Ditanyakan: Uji Hipotesis?

Penyelesaian:

Uji dua sisi, maka:

$$\frac{\alpha}{2} = 0,025$$

$$Z_{0,025} = 1,96$$

Wilayah kritis: $-1,96 < Z < 1,96$

Statistik hitung:

$$Z = \frac{\hat{p} - p_0}{\sqrt{\frac{p_0(1-p_0)}{n}}} = \frac{0,12 - 0,1}{\sqrt{\frac{0,1 \times 0,9}{50}}} = 0,4714$$

Keputusan: karena $Z_{hitung} = 0,471$

berada di daerah tidak tolak H_0 , maka keputusannya adalah gagal tolak H_0 .

Kesimpulan: sampel sebanyak 50 pohon jeruk dan taraf uji 5% cukup untuk menunjukkan bahwa proporsi pohon jeruk yang terserang penyakit adalah 10%.

3. Diketahui:

Hipotesis: $\sigma > 0,9 \text{ tahun}$

$$H_0 : \sigma^2 = 0,81$$

$$H_1 : \sigma^2 > 0,81$$

$$\alpha = 5\% = 0,05$$

$$s = 1,2$$

$$n = 10$$

Ditanyakan: uji hipotesis...?

Penyelesaian:

Wilayah kritis:

$$\alpha = 0,05 \text{ dan } v = n - 1 = 9$$

$$\chi^2 > \chi^2_{(0,05;9)} \text{ maka } \chi^2 > 16,92$$

Statistik hitung:

$$\chi^2 = \frac{(n-1)s^2}{\sigma^2} = \frac{(9)(1,2)^2}{(0,9)^2} = 16$$

Keputusan: karena χ^2 hitung pada daerah tidak tolak H_0 , maka gagal tolak H_0 .

Kesimpulan: Simpangan baku terletak < 0

Pertemuan 4

Uji Pengujian Hipotesis Dua Populasi

Beda Rata-rata

- **Prosedur Pengujian Hipotesis**

1. Tentukan H_0 dan H_1
2. Tentukan Tingkat signifikansi (α)
3. Hitung statistik uji
4. Tentukan daerah kritis atau daerah penolakan H_0
5. Ambil keputusan(Gagal tolak H_0 atau tolak H_0).

$\mu_1 - \mu_2 = d_0$	$\mu_1 - \mu_2 < d_0$	$z < - z_\alpha$
	$\mu_1 - \mu_2 > d_0$	$z > z_\alpha$
	$\mu_1 - \mu_2 \neq d_0$	$z < - z_{\frac{\alpha}{2}}$ atau $z > z_{\frac{\alpha}{2}}$

Statistik Uji Untuk Hipotesis

- **Varians Diketahui**

Terdapat dua sampel acak yang saling independen masing-masing berukuran n_1 dan n_2 diambil dari dua populasi yang saling independen masing-masing dengan rata-rata μ_1 dan μ_2 dan varians σ_1^2 dan σ_2^2 . Misalkan hipotesis nol untuk selisih dua rata-rata adalah $\mu_1 - \mu_2 = d_0$, maka statistik ujinya adalah:

$$z = \frac{(\bar{x}_1 - \bar{x}_2) - d_0}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}}$$

dengan z berdistribusi normal baku.

H_0	H_1	Daerah Tolak H_0

- **Varians Tidak Diketahui dengan Asumsi Varias Sama**

Statistik uji dengan asumsi varians sama ($\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma^2$) adalah berdistribusi t dengan derajat bebas = $n_1 + n_2 - 2$

$$t = \frac{(\bar{x}_1 - \bar{x}_2) - (\mu_1 - \mu_2)}{s_p \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}}$$

$$s_p = \sqrt{\frac{(n_1-1)s_1^2 + (n_2-1)s_2^2}{n_1+n_2-2}}$$

H_0	H_1	Daerah Tolak H_0
$\mu_1 - \mu_2 = d_0$	$\mu_1 - \mu_2 < d_0$	$t < - t_{\alpha; n_1+n_2-2}$
	$\mu_1 - \mu_2 > d_0$	$t > t_{\alpha; n_1+n_2-2}$
	$\mu_1 - \mu_2 \neq d_0$	$t < - t_{\frac{\alpha}{2}; n_1+n_2-2}$ atau

		$t > t_{\frac{\alpha}{2}; n_1 + n_2 - 2}$
--	--	---

- **Varians Tidak diketahui dengan Asumsi Varians Tidak Sama**

Beda rata-rata dengan asumsi varians tidak sama ($\sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$) adalah berdistribusi t dengan derajat bebas v .

$$t = \frac{\left(\bar{x}_1 - \bar{x}_2\right) - d_0}{\sqrt{\frac{s_1^2}{n_1} + \frac{s_2^2}{n_2}}}$$

$$v = \frac{\left(\frac{s_1^2}{n_1} + \frac{s_2^2}{n_2}\right)^2}{\frac{\left(\frac{s_1^2}{n_1}\right)^2}{n_1-1} + \frac{\left(\frac{s_2^2}{n_2}\right)^2}{n_2-1}}$$

H_0	H_1	Daerah Tolak H_0
$\mu_1 - \mu_2 = d_0$	$\mu_1 - \mu_2 < d_0$	$t < -t_{\alpha; v}$
	$\mu_1 - \mu_2 > d_0$	$t > t_{\alpha; v}$
	$\mu_1 - \mu_2 \neq d_0$	$t < -t_{\frac{\alpha}{2}; v}$ atau $t > t_{\frac{\alpha}{2}; v}$

Beda Proporsi

- **Prosedur Pengujian Hipotesis**

1. Tentukan H_0 dan H_1
2. Tentukan Tingkat signifikansi (α)
3. Hitung statistik uji
4. Tentukan daerah kritis atau daerah penolakan H_0
5. Ambil keputusan(Gagal tolak H_0 atau tolak H_0).

- **Statistik Uji Untuk Hipotesis**

$$Z = \frac{\left(\hat{p}_1 - \hat{p}_2\right) - (p_1 - p_2)}{\sqrt{\frac{p_1(1-p_1)}{n_1} + \frac{p_2(1-p_2)}{n_2}}}$$

Namun, jika diduga proporsi dari dua populasi adalah sama ($p_1 = p_2 = p$), maka rumus statistik uji akan berubah menjadi

$$Z = \frac{\left(\hat{p}_1 - \hat{p}_2\right)}{\sqrt{\hat{p}(1-\hat{p})\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}}$$

$$\hat{p} = \frac{(x_1 + x_2)}{n_1 + n_2}$$

H_0	H_1	Daerah Tolak H_0
$P_1 - P_2 = P_0$	$P_1 - P_2 < P_0$	$z < -z_\alpha$
	$P_1 - P_2 > P_0$	$z > z_\alpha$
	$P_1 - P_2 \neq P_0$	$z < -z_\frac{\alpha}{2}$ atau $z > z_\frac{\alpha}{2}$

Uji Varian Dua Sampel

- **Teorema Rasio Dua Varian**

Jika S_1^2 dan S_2^2 adalah varian dari 2 sampel acak yang saling independen masing-masing dengan ukuran n_1 dan n_2 yang diambil dari 2 populasi normal yang saling independen dengan varian masing-masing σ_1^2 dan σ_2^2 , maka

$$F = \frac{\frac{S_1^{21}}{\sigma_1^{21}}}{\frac{S_2^{22}}{\sigma_2^{22}}} = \frac{S_1^{21}}{S_2^{22}} \frac{\sigma_2^{22}}{\sigma_1^{21}}$$

akan mengikuti distribusi F dengan derajat bebas $v_1 = n_1 - 1$ dan $v_2 = n_2 - 1$.

- **Hipotesis**

H_0	H_1
$H_0: \sigma^2_1 = \sigma^2_2$	$H_1: \sigma^2_1 > \sigma^2_2$ (uji satu arah kanan)
	$H_1: \sigma^2_1 \neq \sigma^2_2$ (uji dua arah)

	$H_1: \sigma^2_1 < \sigma^2_2$ (uji satu arah kiri)
--	---

- **Nilai Statistik Uji**

Nilai statistik f untuk menguji $\sigma^2_1 = \sigma^2_2$ adalah rasio:

$$f = \frac{s^{21}}{s^{22}}$$

di mana S_1^2 dan S_2^2 adalah varians sampel yang dihitung dari masing-masing sampel acak.

- **Wilayah Kritis**

Jika kedua populasi berdistribusi normal dan H_0 benar, maka menurut teorema, rasio $f = S_1^2 / S_2^2$ adalah suatu nilai distribusi-F dengan $df v_1 = n_1 - 1$ dan $v_2 = n_2 - 1$. Dengan demikian, wilayah kritis-nya adalah

Hipotesis Alternatif (H_1)	Daerah Tolak H_0
$H_1: \sigma^2_1 > \sigma^2_2$ (uji satu arah kanan)	$f > f_{1-\alpha(v_1, v_2)}$
$H_1: \sigma^2_1 \neq \sigma^2_2$ (uji dua arah)	$f < f_{\alpha/2(v_1, v_2)}$ atau $f > f_{1-\alpha/2(v_1, v_2)}$
$H_1: \sigma^2_1 < \sigma^2_2$ (uji satu arah kiri)	$f < f_{\alpha(v_1, v_2)}$

Note : $f_{1-\alpha(v_1, v_2)} = 1 / f_{\alpha(v_2, v_1)}$

$$f_{1-\alpha/2(v_1, v_2)} = 1 / f_{\alpha/2(v_2, v_1)}$$

Uji Data Berpasangan

- **Teorema**

Ada situasi di mana sebuah eksperimen hanya melibatkan satu kelompok individu atau objek eksperimental, dan dua pengamatan dilakukan pada setiap individu atau objek tersebut.

Sebagai contoh, salah satu cara yang mungkin untuk menguji efektivitas program diet adalah dengan menimbang

berat badan masing-masing dari sejumlah n individu, baik sebelum maupun sesudah periode diet.

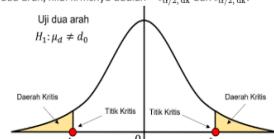
Uji Rata-rata dari 2 Populasi yang Berhubungan :

- Sampel berpasangan atau sampel yang dicocokkan
- Pengukuran berulang (sebelum/sesudah)
- Menggunakan perbedaan antara nilai-nilai yang berpasangan : $d = x_1 - x_2$

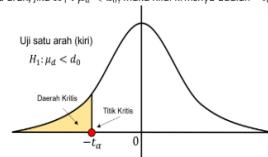
- **Asumsi-asumsi:**

- Kedua populasi terdistribusi Normal
- Data berpasangan adalah pengamatan pada serangkaian pasangan variabel acak independen dari populasi bivariat
- Dalam beberapa kasus, seperti eksperimen uji-uji ulang (test-retest), sampel dependen adalah yang sesuai

Untuk memutuskan apakah hipotesis yang diajukan ditolak atau tidak, nilai kritis harus ditentukan terlebih dahulu. Untuk uji dua arah, nilai kritisnya adalah $t_{\alpha/2; dk}$ dan $t_{\alpha/2; dk}$.



Lebih lanjut, untuk uji satu arah, jika $H_1: \mu_d < d_0$, maka nilai kritisnya adalah $-t_{\alpha; dk}$.



- **Hipotesis**

H_0	H_1
	$H_0: \mu_D > d_0$ (uji satu arah kanan)
$H_0: \mu_D = d_0$	$H_0: \mu_D \neq d_0$ (uji dua arah)
	$H_0: \mu_D < d_0$ (uji satu arah kiri)

- **Nilai Statistik Uji**

$$T = \frac{\frac{d - d_0}{s_d}}{\sqrt{n}}$$

adalah berdistribusi t dengan derajat bebas $n - 1$. Di mana (pilih salah satu) :

$$s_d = \sqrt{\frac{\sum_{\{i=1\}}^n (d_i - \bar{d})^2}{n - 1}}$$

$$s_d = \sqrt{\frac{\sum_{\{i=1\}}^n d_i^2 - n \bar{d}^2}{\{n - 1\}}}$$

$$s_d = \sqrt{\frac{\sum_{\{i=1\}}^n d_i^2 - \left(\frac{\sum_{\{i=1\}}^n d_i}{n}\right)^2}{n - 1}}$$

$$s_d = \sqrt{\frac{n \sum_{\{i=1\}}^n d_i^2 - (\sum_{\{i=1\}}^n d_i)^2}{n(n - 1)}}$$

- **Wilayah Kritis**

Hipotesis Alternatif (H_1)	Daerah Tolak H_0
$H_0: \mu_D > d_0$ (uji satu arah kanan)	$t > t_{\alpha, n-1}$
$H_0: \mu_D \neq d_0$ (uji dua arah)	$t < -t_{\alpha/2, n-1}$ atau $t > t_{\alpha/2, n-1}$ atau $ t > t_{\alpha/2, n-1}$
$H_0: \mu_D < d_0$ (uji satu arah kiri)	$t < -t_{\alpha, n-1}$

CONTOH SOAL

1. Suatu penelitian dilakukan untuk membandingkan partisipasi politik di dua provinsi, yaitu Provinsi A dan Provinsi B. Untuk keperluan penelitian tersebut, diambil sampel sebanyak 15 kabupaten/kota dari masing-masing provinsi tersebut. Untuk Provinsi A,

diperoleh rata-rata partisipasi politik sebesar 86%. Untuk Provinsi B, diperoleh rata-rata partisipasi politik sebesar 77%. Lebih lanjut, simpangan baku populasi dari persentase partisipasi politik di Provinsi A dan Provinsi B berturut-turut adalah 6% dan 5%. Asumsikan kedua populasi berdistribusi normal. Dengan taraf signifikansi 5%, ujilah hipotesis bahwa rata-rata partisipasi politik Provinsi A lebih tinggi daripada partisipasi politik Provinsi B.

2. Pada masa terjadi wabah COVID-19, penyediaan website online perpustakaan sangat penting karena dapat memenuhi kebutuhan informasi pengguna perpustakaan kapan saja dan di mana saja. Untuk itu Kepala Perpustakaan Politeknik Statistika STIS melakukan jajak pendapat (polling) kepada mahasiswa Polstat STIS untuk menentukan apakah sudah dibutuhkan penyediaan website online perpustakaan sekarang ini dan sekaligus ingin diketahui apakah ada perbedaan yang berarti antara proporsi mahasiswa yang tinggal di Jabodetabek dan dinluar Jabodetabek yang mendukung rencana penyediaan website online perpustakaan tersebut. Bila ada 335 dari 500 mahasiswa luar Jabodetabek yang mendukung rencana tersebut dan ada 80 dari 100 mahasiswa Jabodetabek yang setuju, dapatkah dikatakan bahwa proporsi mahasiswa Jabodetabek yang setuju lebih besar dari proporsi mahasiswa luar Jabodetabek yang setuju? Gunakan taraf nyata 5%!

3. Suatu perusahaan alat berat menyatakan bahwa lamanya waktu hidup komponen A (dalam bulan) lebih pendek dibandingkan lamanya waktu komponen B. Seorang ahli mencatat waktu hidup 10

komponen A dan 9 komponen B sebagai berikut.

Komponen A	10,6	5,3	10,7	8,5	11,8
	15,5	13	7	5,9	7

Komponen B	15,5	10,4	18,4	19,6	20,9
	10,3	18,2	18,1	11,2	

Asumsikan data berasal dari sebaran normal. Dengan taraf signifikansi 5%, apakah varians dari waktu hidup komponen A dan B berbeda secara signifikan?

4. Seorang mahasiswa semester akhir melakukan penelitian terhadap dampak penggunaan ChatGPT terhadap prestasi belajar siswa pada materi pengantar statistika inferensial. Mahasiswa tersebut melakukan tes awal dan tes akhir kepada sekelompok siswa, kemudian memilih secara acak nilai dari orang siswa untuk dianalisis lebih lanjut.

Tes Awal	68	80	75	60	85	35
Tes Akhir	78	88	80	80	82	55

Dengan taraf signifikansi 1%, ujilah dugaan bahwa penggunaan ChatGPT dapat meningkatkan prestasi belajar siswa.

JAWABAN

1. Diketahui:

$$H_0: \mu_1 - \mu_2 = 0$$

$$H_1: \mu_1 - \mu_2 > 0$$

$$\alpha = 0,05$$

$$z_{0,05} \approx 1,64 \quad x_{-1} = 86 \quad x_{-2} = 77 \quad \sigma_1^2 = 6^2 = 36 \quad \sigma_2^2 = 5^2 = 25$$

Jawab :

$$z_{hitung} = \frac{(x_{-1} - x_{-2}) - d_0}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}} = \frac{(86 - 77) - 0}{\sqrt{\frac{36}{15} + \frac{25}{15}}} \approx 4,463$$

Perhatikan bahwa uji yang dilakukan merupakan uji satu arah (kanan). Dengan menggunakan tabel z, nilai $z_{0,05} \approx 1,64$. Karena $z_{hitung} \approx 4,463 > z_{0,05} \approx 1,64$, maka keputusannya adalah Tolak H_0 . Karena keputusan uji menunjukkan untuk menolak hipotesis nol (H_0).

Interpretasi :

Terdapat cukup bukti pada taraf signifikansi 5% untuk menyimpulkan bahwa rata-rata partisipasi politik di Provinsi A lebih tinggi daripada rata-rata partisipasi politik di Provinsi B.

2. Diketahui:

p : Proporsi banyaknya mahasiswa yang setuju rencana penyediaan website online perpustakaan

p_1 : Proporsi untuk mahasiswa Jabodetabek

p_2 : Proporsi untuk mahasiswa di luar Jabodetabek

$$n_1 = 100; n_2 = 500$$

$$\hat{p}_1 = \frac{x_1}{n_1} = \frac{80}{100} = 0,8$$

$$\hat{p}_2 = \frac{x_2}{n_2} = \frac{355}{500} = 0,67$$

Hipotesis :

$$H_0: P_1 - P_2 = P_0$$

$$H_1: P_1 - P_2 < P_0 \text{ (uji satu arah kiri)}$$

Nilai Statistik Uji :

$s_B \approx 4,167$.

Rumusan hipotesis:

Misalkan σ^2_A dan σ^2_B berturut-turut adalah varians populasi dari waktu hidup komponen A dan B. Parameter populasi yang akan diujii adalah σ^2_A dan σ^2_B .

$$H_0: \sigma^2_A = \sigma^2_B$$

$$H_1: \sigma^2_A \neq \sigma^2_B$$

Statistik uji:

$$f = \frac{s^2_A}{s^2_B} = \frac{(3,338)^2}{(4,167)^2} \approx 0,642$$

Daerah kritis:

Perhatikan bahwa uji yang dilakukan merupakan uji dua arah. Diketahui nilai-F dengan $\alpha_1 = \alpha/2 = 0,025$ dan derajat kebebasan $df_A = 10 - 1 = 9$ dan $df_B = 9 - 1 = 8$ adalah

$$f_{0,025;9,8} \approx 0,244$$

Lebih lanjut, nilai-F dengan $\alpha_2 = 1 - \alpha/2 = 0,975$ dan derajat kebebasan $df_A = 10 - 1 = 9$ dan $df_B = 9 - 1 = 8$ adalah

$$f_{0,975;9,8} = \frac{1}{f_{0,025;9,8}} \approx 4,357$$

Dengan demikian, daerah tolak H_0 terletak di $f < 0,244$ atau $f > 4,357$

Keputusan:

Karena

$$f_{hitung} > f_{0,025;9,8}, 0,642 > 0,244$$

Maka, keputusannya adalah gagal tolak H_0

Interpretasi:

Dengan taraf signifikansi 5%, tidak terdapat cukup bukti untuk menyatakan

$$\hat{p} = \frac{(x_1 + x_2)}{n_1 + n_2}$$

$$\hat{p} = \frac{(80 + 355)}{100 + 500}$$

$$\hat{p} = 0,692$$

$$z_{hitung} = \frac{(0,8 - 0,67)}{\sqrt{0,692(1 - 0,692) \frac{1}{100} + \frac{1}{500}}}$$

$$z_{hitung} = 2,61$$

Keputusan :

$z_{hitung} > -z_{0,05}$ sehingga keputusannya Gagal Tolak H_0

Interpretasi:

Dengan tingkat kepercayaan 95% tidak cukup membuktikan bahwa mahasiswa yang setuju terhadap rencana penyediaan website online peprustakaan dari luar Jabodetabek lebih besar daripada di Jabodetabek sehingga pernyataan bahwa mahasiswa dari Jabpdetabek yang setuju lebih besar dari proporsi mahasiswa luar Jabodetabek yang setuju dengan signifikansi 5% adalah benar.

3. Misalkan X_A dan X_B merupakan variabel acak kontinu yang berturut-turut menyatakan waktu hidup komponen A dan B (dalam bulan). Ini merupakan kasus uji kesamaan varians dari dua populasi. Oleh karena itu, akan digunakan uji - F.

Diketahui :

(taraf signifikansi)
 $\alpha = 5\% = 0,05$

(ukuran sampel) :

$n_A = 10$

$n_B = 9$

(simpangan baku sampel)

$s_A \approx 3,338$

bahwa varians dari waktu hidup komponen A dan B berbeda secara signifikan.

4. Misalkan D merupakan variabel acak kontinu yang menyatakan selisih nilai tes awal dan tes akhir siswa karena penggunaan ChatGPT. Ini merupakan kasus uji selisih rata-rata dua populasi berpasangan. Oleh karena itu, akan digunakan uji-t

Lengkapi tabel data yang diberikan dengan menambahkan baris/kolom selisih.

Tes Awal	68	80	75	60	85	35
Tes Akhir	78	88	80	80	82	55
Selisih (d_i)	10	8	5	20	-3	20

Diketahui ukuran sampel $n = 6$ dan $\alpha = 1\% = 0,01$. Rata-rata dan simpangan baku sampel untuk data selisih (d_i) berturut-turut adalah

$$\bar{x}_d = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i \cdot d_i$$

$$= (10 + 8 + 5 + 20 - 3 + 20) / 6 =$$

dan

$$s_d = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (d_i - \bar{x}_d)^2}{n-1}}$$

$$= \sqrt{\frac{(0+4+25+100+169+100)}{5}}$$

$$\approx 8,9219$$

Rumusan hipotesis:

Misalkan μ_1 dan μ_2 berturut-turut adalah rata-rata populasi dari nilai tes awal dan tes akhir siswa karena penggunaan ChatGPT. Parameter populasi yang akan diuji adalah μ_d yaitu nilai dari $\mu_2 - \mu_1$.

$$H_0 : \mu_0 = \mu_2 - \mu_1 = 0$$

$$H_1 : \mu_0 = \mu_2 - \mu_1 \neq 0$$

Daerah kritis:

Perhatikan bahwa uji yang dilakukan merupakan uji dua arah. Dengan menggunakan tabel-t, nilai-t dengan $\alpha/2 = 0,005$ dan derajat kebebasan

$$df : n - 1 = 6 - 1 = 5$$

adalah $t_{tabel} = t_{0,005; 5} \approx 4,032$ Dengan demikian, daerah kritis terletak di $t < -4,032$ atau $t > 4,032$

Statistik Uji :

$$t_{hitung} = \frac{\bar{x}_d - d_0}{\frac{s_d}{\sqrt{n}}}$$

$$= 10 - 0 / 8,92196 \approx 2,745$$

Keputusan:
karena

$$-4,032 < t_{hitung} = 2,745 < 4,032$$

disimpulkan bahwa statistik uji tidak jatuh pada daerah kritis. Dengan demikian, gagal tolak H_0 .

Interpretasi:
Dengan taraf signifikansi 1%, tidak terdapat cukup bukti untuk menyatakan bahwa penggunaan ChatGPT dapat meningkatkan prestasi belajar siswa.

Pertemuan 5

Uji Kesesuaian Untuk Sebaran Normal

Pada materi ini, terdapat beberapa metode uji kesesuaian untuk sebaran normal yang dibahas, yaitu Shapiro-Wilks, Lilliefors, Goodness of Fit, Kolmogorov-Smirnov, dan Jarque-Bera. Uji-uji ini dapat dikelompokkan menjadi dua kategori berdasarkan ukuran sampel, yaitu metode yang cocok untuk ukuran sampel kecil dan metode yang lebih sesuai untuk ukuran sampel besar.

A. Ukuran Sampel Kecil

1. Uji Lilliefors

Uji Lilliefors digunakan untuk menentukan apakah sampel kecil mengikuti distribusi normal. Tahapan pengujian Lilliefors mirip dengan Kolmogorov-Smirnov, namun uji ini khusus untuk data dengan parameter (mean dan variansi) yang tidak diketahui.

Tahapan pengujian Lilliefors:

1) Tentukan hipotesis:

- H_0 : Populasi mengikuti distribusi normal
- H_1 : Populasi tidak mengikuti distribusi normal

2) Hitung rata-rata (\bar{x}) dan simpangan baku (s) dari data yang diberikan.

3) Hitung nilai standar Z untuk setiap data (Z_i) menggunakan rumus $Z_i = \frac{x_i - \bar{x}}{s}$.

4) Hitung fungsi distribusi kumulatif empiris ($S(x)$) dan teoretis ($F(x)$) berdasarkan nilai Z.

5) Cari selisih maksimum $|F(x) - S(x)|$ sebagai statistik uji Lilliefors, lalu bandingkan dengan nilai tabel.

Statistik uji Lilliefors:

$$L = |F(x) - S(x)|$$

di mana $F(x)$ adalah fungsi distribusi kumulatif teoretis dan $S(x)$ adalah fungsi distribusi kumulatif dari sampel.

6) Daerah kritis untuk menolak H_0 adalah jika $L > L_{\alpha(n)}$, di mana nilai $L_{\alpha(n)}$ dapat dilihat pada tabel Lilliefors. Jika selisih maksimum lebih besar dari nilai tabel, maka data tidak berdistribusi normal.

2. Uji Shapiro-Wilk

Uji Shapiro-Wilk juga digunakan untuk sampel kecil dan berfungsi untuk memverifikasi apakah data berdistribusi normal. Syarat uji ini adalah data harus berskala interval

atau rasio, diambil secara acak, dan belum dikelompokkan.

Tahapan pengujian Shapiro-Wilk:

- 1) Tentukan hipotesis:

- H_0 : Populasi mengikuti distribusi normal

- H_1 : Populasi tidak mengikuti distribusi normal

- 2) Data diurutkan dari yang terkecil hingga terbesar dan dibagi menjadi dua kelompok untuk dikonversi dalam Shapiro-Wilk.

Menghitung statistik uji:

$$D = \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$$

$$T_3 = \frac{1}{D} \sum_{i=1}^k a_i (x_{n-i+1} - x_1)^2$$

dimana a_i adalah koefisien Shapiro-Wilk, x_i adalah data yang diurutkan, dan \bar{x} adalah rata-rata data.

- 3) Menghitung signifikansi ujinya.

Signifikansi uji dibandingkan nilai tabel Shapiro-Wilk untuk dilihat posisi nilai probabilitasnya p . Membandingkan nilai T_3 dengan tabel Shapiro-Wilk.

Jika $p \geq \alpha$ atau $T_3 \geq W_{\alpha;n}$, terima

H_0 ;

Jika $p < \alpha$ atau $T_3 < W_{\alpha;n}$, tolak

H_0 .

- 4) Selain itu juga dapat ditransformasi dalam nilai Z untuk dapat dihitung luasan kurva normal.

Transformasi untuk menghitung nilai Z:

$$G = b_n + c_n + \ln \ln \left(\frac{T_3 - d_n}{1 - T_3} \right)$$

Dimana G identik dengan nilai Z distribusi normal, sedangkan untuk b_n , c_n , d_n merupakan konversi statistic Shapiro-Wilk pendekatan distribusi normal.

B. Ukuran Sampel Besar

1. Goodness of Fit

Goodness of Fit digunakan untuk menentukan apakah distribusi sampel sesuai dengan distribusi normal. Uji ini melibatkan perhitungan frekuensi observasi dan frekuensi harapan.

Tahapan pengujian Goodness of Fit:

- 1) Tentukan hipotesis:

- H_0 : Populasi mengikuti distribusi normal

- H_1 : Populasi tidak mengikuti distribusi normal

- 2) Data dikelompokkan dalam beberapa kelas (k).

3) Hitung frekuensi harapan (e_i) untuk setiap kelas berdasarkan distribusi normal.

- 4) Gunakan rumus chi-square untuk menghitung statistik uji.

Statistik uji Goodness of Fit:

$$\chi^2_{hitung} = \sum_{i=1}^k \frac{(o_i - e_i)^2}{e_i}$$

dengan:

- o_i : Frekuensi observasi
- e_i : Frekuensi harapan
- $e_i = n(F(x_u) - F(x_L))$, di mana $F(x)$ adalah fungsi distribusi kumulatif normal, x_u adalah tepi atas kelas ke-i, dan x_L adalah tepi bawah kelas ke-i.

- 5) Bandingkan nilai statistik chi-square dengan nilai kritis dari tabel.

Wilayah kritis :

$$\chi^2_{hitung} > \chi^2_{\alpha;(k-1-p)}, \text{ tolak } H_0.$$

Dimana k adalah jumlah kelas atau kelompok, dan p adalah banyaknya parameter.

2. Uji Kolmogorov-Smirnov (KS)

Uji Kolmogorov-Smirnov dapat digunakan untuk ukuran sampel yang lebih kecil (biasanya $n \leq 100$) dan data yang bersifat kontinu. Pada uji ini, kita membandingkan dua fungsi distribusi kumulatif, yaitu fungsi distribusi kumulatif teoretis $F(x)$ dan fungsi distribusi kumulatif dari sampel $S(x)$.

Tahapan pengujian Kolmogorov-Smirnov:

- 1) Tentukan hipotesis:

- H_0 : Populasi mengikuti distribusi normal

- H_1 : Populasi tidak mengikuti distribusi normal

- 2) Urutkan data dan hitung rata-rata serta simpangan baku.
- 3) Hitung fungsi distribusi kumulatif empiris ($S(x)$) dan teoretis ($F(x)$).
- 4) Cari nilai D maksimum dan bandingkan dengan nilai tabel KS. Jika lebih besar, tolak H_0 . Statistik uji Kolmogorov-Smirnov:

$$D = \max|F(X) - S(X)|$$

- 5) Hipotesis ditolak jika nilai D lebih besar dari nilai kritis pada tabel Kolmogorov-Smirnov.

3. Uji Jarque-Bera

Uji Jarque-Bera digunakan untuk memeriksa normalitas distribusi berdasarkan nilai skewness (kemiringan) dan kurtosis (keruncingan).

Tahapan pengujian Jarque-Bera:

- 1) Tentukan hipotesis:

- H_0 : Populasi mengikuti distribusi normal

- H_1 : Populasi tidak mengikuti distribusi normal

- 2) Gunakan rumus statistik uji Jarque-Bera

Statistik uji Jarque-Bera:

$$S = \frac{Skewness_{(spss)} \times (n-2)}{\sqrt{n(n-1)}}$$

$$K = \frac{\left(\frac{(Kurtosis_{(spss)} \times (n-2) \times (n-3))}{n-1} - 6 \right)}{n+1} + 3$$

$$JB = N \left(\frac{S^2}{6} + \frac{(K-3)^2}{24} \right)$$

di mana S adalah skewness, K adalah kurtosis, dan n adalah jumlah data.

- 3) Hitung nilai JB dan bandingkan dengan nilai kritis $\chi^2_{\alpha,2}$ pada taraf signifikansi 5%. Jika $JB > \chi^2_{\alpha,2}$, maka tolak H_0 dan menunjukkan

data tidak berdistribusi normal.

Contoh Soal dan Penyelesaian

Contoh Soal 1: Uji Liliefors

Di sebuah laboratorium, seorang peneliti ingin mengetahui apakah waktu yang dibutuhkan untuk menyelesaikan eksperimen tertentu

mengikuti distribusi normal. Ia mengumpulkan n data dari 8 percobaan acak dan mencatat waktu yang dibutuhkan dalam menit: 5, 7, 10, 6, 8, 11, 9, dan 12. Dengan taraf signifikansi 5%, ujilah apakah waktu tersebut mengikuti distribusi normal.

Contoh Soal 2: Uji Shapiro-Wilk

Sebuah perusahaan manufaktur melakukan kontrol kualitas terhadap produk yang

dihasilkan. Mereka mengumpulkan data ukuran produk dari 10 sampel acak dan menemukan ukuran dalam satuan cm: 15, 17, 16, 18, 14, 19, 21, 13, 20, dan 12. Ujilah normalitas ukuran produk tersebut menggunakan uji Shapiro-Wilk.

Contoh Soal 3: Goodness of Fit

Seorang peneliti sedang melakukan survei untuk mengetahui preferensi konsumen terhadap tiga merek produk. Ia mengumpulkan data frekuensi preferensi sebagai berikut: Merek A: 30, Merek B: 50, Merek C : 20. Ujilah apakah preferensi ini mengikuti distribusi normal dengan menggunakan Goodness of Fit.

Jawaban Soal 1:

Menghitung rata-rata (mean) dan simpangan baku (standar deviasi) dari data tersebut :

- Hipotesis nol(H_0): Data ukuran produk mengikuti distribusi normal.
- Hipotesis alternatif(H_1): Data ukuran produk tidak mengikuti distribusi normal.

$$\bar{x} = \frac{n \sum x_i}{2} = \frac{5+7+10+6+8+11+9+12}{2} = 8,5$$

$$s = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n-1}} = 2,4495$$

Menghitung z-score untuk tiap data :

$$Z_i = \frac{x_i - \bar{x}}{s}$$

$$-5 \rightarrow -1.429$$

- 7 → -0.6127
- 10 → 0.6121

- 6 → -1.0216
- 8 → -0.2048
- 11 → 1.0211
- 9 → 0.2049
- 12 → 1.4291

CDF untuk setiap nilai z ($F(x)$) :

- 5 → 0.0765
- 7 → 0.27017
- 10 → 0.729910
- 6 → 0.15376
- 8 → 0.41918
- 11 → 0.846311
- 9 → 0.58099
- 12 → 0.923512

$S(x)$ untuk setiap nilai z :

- 5 → 0.125
- 6 → 0.256
- 7 → 0.3757
- 8 → 0.58
- 9 → 0.6259
- 10 → 0.7510
- 11 → 0.87511
- 12 → 1.012

$$L = |F(x) - S(x)|$$

$$5 \rightarrow |0.125 - 0.0765| = 0.0485$$

$$6 \rightarrow |0.25 - 0.1537| = 0.0963$$

$$7 \rightarrow |0.375 - 0.2701| = 0.1049 \text{ (max)}$$

$$8 \rightarrow |0.5 - 0.4191| = 0.0809$$

$$9 \rightarrow |0.625 - 0.5809| = 0.0441$$

$$10 \rightarrow |0.75 - 0.7299| = 0.0201$$

$$11 \rightarrow |0.875 - 0.8463| = 0.0287$$

$$12 \rightarrow |1.0 - 0.9235| = 0.0765$$

Kritis pada taraf signifikansi 5% = 0,285

Hasil perhitungan menunjukkan bahwa statistik uji Liliefors adalah 0.1049 yang lebih kecil daripada nilai kritis 0.285 pada taraf signifikansi 5% untuk sampel berukuran 8.

Dengan demikian, kita **gagal menolak hipotesis nol (H_0)** bahwa data mengikuti distribusi normal. Jadi, waktu yang dibutuhkan untuk menyelesaikan eksperimen tersebut dapat dianggap mengikuti distribusi normal pada taraf signifikansi 5%.

Jawaban Soal 2:

- Hipotesis nol (H_0): Data ukuran produk berdistribusi normal.
- Hipotesis alternatif (H_1): Data ukuran produk tidak berdistribusi normal.

Urutkan data :

12, 13, 14, 15, 16, 17, 18, 19, 20, 21.

Hitung mean :

$$\underline{x} = \frac{12+13+14+15+16+17+18+19+20+21}{10} = 16,5$$

$$S = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \underline{x})^2}{n-1}} = 3,02765$$

$$D = \sum_{i=1}^n (x_i - \underline{x})^2$$

$$D = 2,25 + 0,25 + 0,25 + 2,25 + 6,25 + 6,25 \\ + 20,25 + 12,15 + 12,15 + 20,15$$

i	a_i	x_{n-i+1}	$a_i(x_{n-i+1} - x_i)$
1	0.5739	9	5.1651
2	0.3291	7	2.3037
3	0.2141	5	1.0705
4	0.1224	3	0.3672
5	0.0399	1	0.0399
jumlah	1.2794	25	8.9464

$$D = 82,5$$

$$T_3 = \frac{1}{D} \left(\sum_{i=1}^k a_i (x_{n-i+1} - x_i) \right)^2$$

$$T_3 = \frac{(8,9464)^2}{82,5} = 0,97015846$$

Kesimpulan:

Berdasarkan hasil yang telah diperoleh di atas, nilai $T_3 = 0,97015846$ berada di antara $\alpha(0,5) = 0,938$ dan $\alpha(0,9) = 0,972$, ini berarti nilai $0,5 < p < 0,9$. Oleh karena nilai $p > \alpha(0,05)$, maka keputusannya adalah **gagal tolak H_0** . Dengan demikian, **tidak terdapat bukti yang cukup** untuk menyimpulkan bahwa data ukuran produk tidak berdistribusi normal.

Jawaban Soal 3:

- H_0 : Preferensi konsumen terhadap ketiga merek produk mengikuti distribusi yang diharapkan (distribusi normal).
- H_1 : Preferensi konsumen terhadap ketiga merek produk tidak mengikuti distribusi

yang diharapkan (tidak berdistribusi normal)

Data Observasi :

- Merek A : 30
- Merek B : 50
- Merek C : 20

Nilai ekspektasi untuk ketiga merek jika berasumsi distribusi yang diharapkan adalah sama :

$$e_i = \frac{100}{3} \approx 33,33$$

Menghitung Statistik Uji Chi-Square :

$$\chi^2_{hitung} = \sum_{i=1}^k \frac{(o_i - e_i)^2}{e_i}$$

di mana:

- O_i = frekuensi observasi untuk kategori ke-i
- E_i = frekuensi harapan untuk kategori ke-i

Nilai statistik Chi-Square yang diperoleh dari rumus tersebut adalah $\chi^2 = 14$.

Kesimpulan :

Dengan derajat kebebasan $df = 2$ dan tingkat signifikansi 5%, nilai kritis dari distribusi Chi-Square adalah **5,99**. Karena $\chi^2 = 14 >$ Kritis Chi-Square = 5,99, maka tolak H_0 . Dengan demikian, terdapat bukti yang cukup untuk menyimpulkan bahwa preferensi konsumen terhadap ketiga merek produk ini **tidak mengikuti distribusi norma**

Pertemuan 6

Uji Kesamaan Beberapa Varians

Uji Kesamaan Beberapa Varians

Untuk menguji kesamaan varian lebih dari 2 populasi Hipotesisnya:

$$H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \dots = \sigma_k^2$$

H_a = tidak semua varian dari k populasi sama
(minimal ada satu varian yang tidak sama)

Metode yang digunakan:

1. UjiBartlett
2. UjiPendekatanChiSquare
3. UjiLevene

Uji Bartlett

Jika dari k populasi normal yang saling bebas,masing masing diambil sampel sebanyak n_1, n_2, \dots, n_k maka pengujian terhadap kesamaan varian dari k populasi tersebut dapat dilakukan dengan menggunakan uji Bartlett.

- Statistik Uji Bartlett

$$b = \frac{\left[\left(s_1^2 \right)^{n_1-1} \left(s_2^2 \right)^{n_2-1} \cdots \left(s_k^2 \right)^{n_k-1} \right]^{\frac{1}{N-k}}}{s_p^2}$$

$$s_p^2 = \frac{\sum_{i=1}^k (n_i - 1) s_i^2}{N-k}$$

- Prosedur Pengujian

1. Tentukan H_0 dan H_a
2. Tentukan tingkat signifikansi (α) yang akan digunakan
3. Tentukan wilayah kritis:
Uji Bartlett memberikan nilai kritis yang pasti jika ukuran sampel dari k populasi sama ($n_1 = n_2 = \dots = n_k = n$), dan memberikan nilai kritis berupa hampiran untuk ukuran sampel yang

tidak sama pada k populasi tersebut.

Gunakan tabel Bartlett.

Tolak H_0 jika:

- Untuk n sama: $b_{hitung} < b_{k(\alpha;n)}$
- Untuk n yang tidak sama: $b_{hitung} < b_k(\alpha; n_1, n_2, \dots, n_k)$

Dimana

$$b_k(\alpha; n_1, n_2, \dots, n_k) \equiv \frac{n_1 b_k(\alpha; n_1) + n_2 b_k(\alpha; n_2) + \dots + n_k b_k(\alpha; n_k)}{N};$$

4. Hitung nilai statistic uji Bartlett dan bandingkan dengan nilai kritis
5. Buat Keputusan dan simpulkan

Uji Bartlett Pendekatan Chi-Square

- Penjelasan Umum

Uji Bartlett digunakan untuk menguji kesamaan varians dari beberapa populasi. Ini merupakan metode untuk menentukan apakah varians dari beberapa kelompok identik atau tidak dengan menggunakan statistik Chi-Square

- Langkah-langkah Uji Chi-Square untuk Varians

1. Formulasi Hipotesis

- $H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma_3^2$
- $H_1: \sigma_1^2 \neq \sigma_2^2 \neq \sigma_3^2$

2. Variabel Dasar

- Misalkan:

$$v_i = n_i - 1$$

- Varians Gabungan (S_p^2):

$$S_p^2 = \frac{\sum_{i=1}^k v_i S_i^2}{\sum_{i=1}^k v_i - k}$$

3. Perhitungan Statistik Uji Pendekatan Chi-Square

$$\chi_{\text{hitung}}^2 = 2.3026 \frac{M}{C}$$

Di mana

$$M = \left(\sum_{i=1}^k v_i \right) \log_{10}(S_p^2) - \sum_{i=1}^k v_i \log_{10}(S_i^2) = -(N-k) \log(b)$$

Dengan konstanta logaritma:

$$\ln(10) = 2.3026$$

$$C = 1 + \frac{1}{3(k-1)} \left[\sum_{i=1}^k \frac{1}{v_i} - \left(\frac{1}{\sum_{i=1}^k v_i} \right) \right]$$

4. Wilayah Kritis

- H_0 ditolak jika: $\chi_{\text{hitung}}^2 > \chi_{\alpha, k-1}^2$
- Di mana $\chi_{\alpha, k-1}^2$ adalah nilai kritis Chi-Square pada tingkat signifikansi α dengan derajat kebebasan $k-1$

5. Interpretasi

Jika χ_{hitung}^2 lebih besar dari nilai kritis, maka H_0 yang menyatakan bahwa varians dari semua populasi adalah sama akan ditolak, yang berarti terdapat perbedaan varians antara kelompok-kelompok tersebut.

Uji LEVENE

• Definisi:

Berbeda dengan uji bartlett, data yang diuji dengan uji Levene tidak harus berdistribusi normal, namun harus kontinyu. Jika dibandingkan dengan uji bartlett, uji Levene kurang sensitif untuk data yang berdistribusi normal atau mendekati normal. Dengan uji Levene, data asli akan dibuat absolut deviasi, yaitu selisih absolut antara data asli dengan rata-rata atau mediannya. Perhitungan uji Levene yang menggunakan rata-rata baik digunakan untuk data yang berdistribusi simetris, sedangkan untuk data yang

berdistribusi tidak simetris lebih baik menggunakan perhitungan dengan median.

• Statistik Uji Levene:

$$L = \frac{(N-k) \sum_{i=1}^k n_i (\bar{Z}_i - \bar{Z}_{..})^2}{(k-1) \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{n_i} (Z_{ij} - \bar{Z}_{i.})^2}$$

$\bar{Z}_{i.}$ = rata-rata pada kelompok sampel ke-i

$\bar{Z}_{..}$ = rata-rata untuk keseluruhan sampel

Z_{ij} bisa merupakan salah satu definisi berikut:

$Z_{ij} = |Y_{ij} - \bar{Y}_{i.}|$ Dimana $\bar{Y}_{i.}$ adalah rata-rata dari kelompok ke-i

$Z_{ij} = |Y_{ij} - \tilde{Y}_{i.}|$ Dimana $\tilde{Y}_{i.}$ adalah median dari kelompok ke-i

• Wilayah kritis:

$$H_0 \text{ ditolak jika } L > F_{(\alpha, k-1, N-k)}$$

CONTOH SOAL

1. Ada yang mengatakan bahwa mobil mahal dirakit lebih berhati-hati dibanding mobil murah. Untuk menyelidiki hal tersebut diambil tiga tipe mobil yaitu mobil mewah tipe A, mobil sedang tipe B dan mobil murah tipe C untuk diselidiki berapa banyak bagian yang cacat. Semua mobil diproduksi oleh pabrik yang sama. Data banyaknya cacat dari beberapa mobil bagi ketiga tipe adalah sbb. Ujilah apakah varian banyaknya cacat dari ketiga tipe mobil sama. Gunakan tingkat signifikansi 5%.

Tipe A	4	7	6	6		
Tipe B	5	1	3	5	3	4

Tipe C	8	6	8	9	5	

2. Lima metode penyiraman diujikan pada 26 pohon apel untuk mendapatkan hasil panen terbaik dari metode tersebut. Data hasil panen (kg) pohon apel setelah disiram dengan masing-masing metode disajikan pada tabel berikut

Pengamatan	Metode				
	A	B	C	D	E
1	130	142	77	109	149
2	98	133	99	56	129
3	128	122	84	113	134
4	106	131	76	101	108
5	139		70	103	119
6			75		126

Dengan tingkat signifikansi 5%, lakukan pengujian kesamaan varian hasil panen dari kelima metode penyiraman dengan Uji Pendekatan Chi-Square

3. Diketahui 4 kelompok sampel panjang badan ikan (cm). Ingin diuji apakah varian Panjang badan ikan dari keempat populasi jenis ikan adalah sama. Gunakan taraf signifikansi 5%.

JAWABAN

1. Berikut Langkah Langkahnya

- Merumuskan Hipotesis

$$H_0 = \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \dots = \sigma_k^2$$

H_a = tidak semua varian dari k populasi sama (minimal ada satu varian yang tidak sama)

- Tingkat signifikansi $\alpha=0,05$
- Wilayah Kritis

$$n_1 = 4, n_2 = 6, n_3 = 5, N = 15, k =$$

Tolak H_0 bila

$$b < b_3(0,05; 4, 6, 5)$$

$$\approx \frac{[(4)(0.4699)+(6)(0.6483)+(5)(0.5762)]}{15} = ($$

- Menghitung statistic Uji Bartlett

$$s_1^2 = 1,583; \quad s_2^2 = 2,300; \quad s_3^2 = 2,700$$

$$s_p^2 = \frac{(3)(1,583)+(5)(2,300)+(4)(2,700)}{12} =$$

$$b = \frac{[(1,583)^3(2,300)^5(2,700)^4]}{2,254}^{1/12} = 0,9804$$

- Keputusan : gagal tolak H_0

Kesimpulan : Dengan tingkat signifikansi 5% dapat ditunjukkan dari sampel mobil bahwa varian banyaknya cacat untuk ketiga tipe mobil adalah sama

2. Berikut Langkah Langkahnya

- 1) Formulasi Hipotesis

- $H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma_3^2 = \sigma_4^2 = \sigma_5^2$
- $H_1: \sigma_1^2 \neq \sigma_2^2 \neq \sigma_3^2 \neq \sigma_4^2 \neq \sigma_5^2$

- 2) Variabel Dasar

- Misalkan:
- $v1 = 5 - 1 = 4$
- $v2 = 4 - 1 = 3$
- $v3 = 6 - 1 = 5$
- $v4 = 5 - 1 = 4$
- $v5 = 6 - 1 = 5$

- Taraf nyata $\alpha = 5\%$

- Varians Gabungan (S_p^2):

$$S_p^2 = \frac{\sum_{i=1}^k v_i S_i^2}{\sum_{i=1}^k v_i - k} = 239,3492$$

- 3) Perhitungan Statistik Uji Pendekatan Chi-Square

$$\chi_{\text{hitung}}^2 = 2,3026 \frac{M}{C}$$

Di mana:

$$M = \left(\sum_{i=1}^k v_i \right) \log_{10}(S_p^2) - \sum_{i=1}^k v_i \log_{10}(S_i^2) =$$

$$4978,4935$$

$$C = 1 + \frac{1}{3(k-1)} \left[\sum_{i=1}^k \frac{1}{v_i} - \left(\frac{1}{\sum_{i=1}^k v_i} \right) \right] = 1,0988$$

Dengan konstanta logaritma:

$$\ln(10) = 2.3026$$

Sehingga didapatkan

$$\chi^2_{\text{hitung}} = 2.3026 \frac{M}{C} = 2,3026 (4978, 4935) / 1,0988 = 4,441$$

4) Wilayah Kritis

- H_0 ditolak jika:

$$\chi^2_{\text{hitung}} > \chi^2_{\alpha, k-1}$$

- Hasil yang didapatkan:

$$\chi^2_{\text{hitung}} \cdots \chi^2_{0,05;4}$$

$$4,441 < 9,49$$

5) Interpretasi

Berdasarkan perhitungan, didapatkan

bahwa χ^2_{hitung} lebih kecil dari nilai kritis, maka H_0 yang menyatakan bahwa varians dari semua populasi adalah sama gagal ditolak, yang berarti tidak terdapat perbedaan varians antara kelompok-kelompok yang diteliti.

3. Berikut Langkah Langkahnya

- Hipotesis:

$$H_0 : \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma_3^2 = \sigma_4^2$$

H_a : Tidak semua varian dari keempat populasi sama (minimal ada satu varian yang berbeda)

- Taraf Signifikansi (α) = 5% = 0,05
- Wilayah Kritis: $L > F_{(0,05; 3,24)}$ atau

$$L > 3,01$$

1) Uji Levene dengan menggunakan rata-rata

	Y_{ij}				$Z_{ij} = Y_{ij} - \bar{Y}_i $			
	S	S	S	S	S	S	S	S
s	a	a	a	a	a	a	a	a
m	m	m	m	m	m	m	m	m
p	p	p	p	p	p	p	p	p

	el 1	el 2	el 3	el 4	el 1	el 2	el 3	el 4
	7. 4 0	8. 8 4	8. 0 9	7. 5 5	0. 5 4	2. 0 8	1. 7 9	0. 7 1
	6. 1 8	6. 6 9	7. 9 6	5. 5 8	0. 0 7	0. 7 6	1. 7 9	1. 1 9
	6. 8 6	7. 1 2	5. 3 1	6. 9 2	0. 0 0	0. 6 6	0. 9 9	0. 0 8
	7. 7 6	7. 4 2	7. 3 9	6. 5 0	0. 9 0	0. 6 6	0. 1 9	1. 3 4
	6. 3 9	6. 8 3	0. 5 1	5. 4 6	0. 4 7	0. 7 7	5. 6 9	1. 3 8
	5. 9 5	5. 0 6	7. 8 1	7. 4 6	0. 9 0	1. 7 0	1. 6 9	1. 0 6
	7. 4 8	5. 3 5	6. 2 9	8. 3 7	0. 6 7	1. 0 1	0. 8 8	1. 5 3
R a t a -R a t a	6. 8 6	6. 7 0	6. 2 4	6. 8 9	0. 5 1	0. 6 1	1. 8 8	0. 8 3

Diketahui:

$$k = 4; n_1 = n_2 = n_3 = n_4 = 7; N = 28; \bar{Z}_{..} = 1,05$$

Statistik Uji Levene:

$$L = \frac{(28-4)[(7)(0,59-1,05)^2 + \dots + (7)(0,83-1,05)^2]}{(4-1)[(0,54-0,59)^2 + \dots + (1,53-0,83)^2]} = 2,115$$

Keputusan : karena $L < F_{(0,05; 3,24)}$
atau $2,115 < 3,01$ maka gagal tolak H_0

Kesimpulan : Dengan Tingkat signifikansi 5% dapat ditunjukkan oleh sampel bahwa varian

panjang badan ikan dari empat kelompok jenis ikan adalah sama.

- 2) Uji Levene dengan menggunakan median

	Y_{ij}				$Z_{ij} = Y_{ij} - \tilde{Y}_i $			
S a m p e l 1	S a m p e l 2	S a m p e l 3	S a m p e l 4	S a m p e l 1	S a m p e l 2	S a m p e l 3	S a m p e l 4	
5. 9 5	5. 0 6	0. 5 1	5. 4 6	0. 9 1	1. 7 7	6. 8 8	1. 4 6	
6. 1 8	5. 3 5	5. 3 1	5. 6 5	0. 6 8	1. 4 8	2. 0 8	1. 2 7	
6. 3 9	6. 2 8	6. 5 0	6. 4 7	0. 4 7	0. 1 4	1. 1 1	0. 4 2	
6. 8 6	6. 8 3	7. 9 2	6. 0 2	0. 0 0	0. 0 0	0. 0 0	0. 0 0	
7. 4 0	7. 1 2	7. 8 4	7. 4 0	0. 5 4	0. 2 9	0. 4 5	0. 5 8	

	7. 4 8	7. 4 2	7. 9 6	7. 5 5	0. 6 2	0. 5 9	0. 5 7	0. 6 3
	7. 9 5	8. 8 4	8. 0 9	8. 3 7	1. 0 9	2. 0 1	0. 7 0	1. 4 5
M e d ia n	6. 8 6	6. 8 3	7. 3 9	6. 9 2	0. 6 2	0. 5 9	0. 7 0	0. 6 3

Diketahui:

$$k = 4; n_1 = n_2 = n_3 = n_4 = 7; N = 28; \bar{Z} = 1,00$$

Statistik Uji Levene:

$$L = \frac{(28-4)[(7)(0,62-1,00)^2 + \dots + (7)(0,63-1,00)^2]}{(4-1)[(0,91-0,62)^2 + \dots + (1,45-0,63)^2]} = 0,621$$

Keputusan : karena $L < F_{(0,05; 3,24)}$
atau $0,621 < 3,01$ maka gagal tolak H_0

Kesimpulan : Dengan Tingkat signifikansi 5% dapat ditunjukkan oleh sampel bahwa varian panjang badan ikan dari empat kelompok jenis ikan adalah sama.

Note : menggunakan “median” menunjukkan hasil uji yang sama dengan “rata-rata” karena sebaran data sampel relatif hampir simetris.

Pertemuan 7

Analisis of Variance (ANOVA)

Definisi Anova

Anova/ Anava merupakan suatu metoda yang digunakan untuk menguji hipotesis kesamaan rata-rata lebih dari dua populasi.

Diasumsikan:

- Sampel diambil secara acak dan antar sampel indepen
- Populasi berdistribusi normal
- Populasi mempunyai kesamaan varians

Anova Satu Arah

- Digunakan untuk menguji kesamaan beberapa nilai tengah (mean) dari lebih dari dua populasi
- Misalkan:
Terdapat k populasi yang saling bebas dan menyebar normal dengan masing-masing mean μ_j dengan $j = 1, 2, \dots, k$ dan varian sama, σ^2 .
- Dari setiap populasi diambil sampel acak masing-masing sebanyak n_j dengan $j = 1, 2, \dots, k$.

Klasifikasi satu arah

Popu-lasi	Pengamatan (observasi)				Tota l	Rata-rata
1	y_{11}	y_{12}	...	y_{1n_1}	y_1	\bar{y}_1
2	y_{21}	y_{22}	...	y_{2n_2}	y_2	\bar{y}_2
:	:	:	...	:	:	:
k	y_{k1}	y_{k2}	...	y_{kn_k}	y_k	\bar{y}_k
					$y..$	$\bar{y}..$

y_{ij} adalah pengamatan ke- i dari populasi ke- j .

	Sampel					
	1	2	...	j	...	k
	y_{11}	y_{12}	...	y_{1j}	...	y_{1k}

	y_{21}	y_{22}	...	y_{2j}	...	y_{2k}	
:	:	:	:	:	:	:	
	$y_{n_1 1}$	$y_{n_2 2}$...	\bar{y}_{n_j}	...	$y_{n_k k}$	
Rata-rata	\bar{y}_1	\bar{y}_2		\bar{y}_j		\bar{y}_k	\bar{y}
Jumlah	T_1	T_2		T_j		T_k	T

$$\bar{y}_j = \frac{\sum_{i=1}^{n_j} y_{ij}}{n_j}$$

$$\bar{y} = \frac{\sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^{n_j} y_{ij}}{\sum_{j=1}^k n_j}$$

$$\bar{y} = \frac{\sum_{j=1}^k n_j \bar{y}_j}{\sum_{j=1}^k n_j}$$

$$T_j = \sum_{i=1}^{n_j} y_{ij}$$

$$T = \sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^{n_j} y_{ij}$$

Model untuk Data

Model pada setiap pengamatan yaitu

$$y_{ij} = \mu_j + \epsilon_{ij} \quad \{i = 1, 2, \dots, n_j; j = 1, 2, \dots, k\} \quad (1)$$

Persamaan (1) disebut dengan model nilai tengah (means model)

μ_j = mean populasi ke- j

ϵ_{ij} = galat acak (random error) pengamatan ke- i pada populasi ke- j

Bentuk lain penulisan model dengan mendefinisikan

$$\mu_j = \mu + \tau_j, \text{ dengan } j = 1, 2, \dots, k$$

Dari persamaan (1) diperoleh:

$$y_{ij} = \mu + \tau_j + \epsilon_{ij} \quad \{i = 1, 2, \dots, n_j\}, \quad j = 1, 2, \dots, k$$

μ : overall mean (nilai tengah keseluruhan)

τ_j : pengaruh populasi ke- j

$$\text{Dengan } \mu = \frac{\sum_{j=1}^k \mu_j}{k} \text{ dan } \sum_{j=1}^k \tau_j = 0$$

Terdapat k populasi yang masing-masing diambil sampel berukuran

$$n_j, \text{ dengan } j = 1, 2, \dots, k$$

K populasi tersebut independen dan masing-masing berdistribusi normal dengan rata-rata, $\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_k$ dan varians σ^2

Hipotesis:

$$H_0: \mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_k$$

H_1 : Minimal terdapat satu rata-rata yang

Hipotesis

1. Semua rata-rata bernilai sama maka H_0 adalah benar
2. Minimal ada satu rata-rata yang berbeda maka H_0 tidak benar

Partisi Variasi

Terdapat dua sumber variasi:

1. Perbedaan rata-rata antar populasi (between) dan
2. Variasi di dalam populasi (within) atau error

Oleh karena itu, variasi total dapat dipecah menjadi 2 bagian:

$$SST = SSB + SSW$$

SST: Sum of Squares Total (Jumlah Kuadrat Total/ JKT)

SSB: Sum of Squares Between (Jumlah Kuadrat Baris/ JKB)

SSW: Sum of Squares Within (Jumlah Kuadrat Galat/ JK)

$$SST = SSB + SSW$$

$$SST = \sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^{n_j} (y_{ij} - \bar{y})^2$$

$$SST = \sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^{n_j} y_{ij}^2 - \frac{T^2}{N}$$

SST: sum of squares total/ jumlah kuadrat total

k : jumlah populasi (levels or treatments)

n_j : ukuran sampel dari populasi ke- j

y_{ij} : pengamatan ke- i dari populasi ke- j

\bar{y} : rata-rata keseluruhan (dari seluruh nilai data)

$$T = \sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^{n_j} y_{ij}$$

$$T_j = \sum_{i=1}^{n_j} y_{ij}$$

$$N = \sum_{j=1}^k n_j$$

Jumlah Kuadrat Antara /Sum of Squares Between (SSB)

$$SSB = \sum_{j=1}^k n_j (\bar{y}_j - \bar{y})^2$$

Jumlah Kuadrat Antara (Sum of Squares Between)

$$SST = SSB + SSW$$

$$SSB = \sum_{j=1}^k \frac{T_j^2}{n_j} - \frac{T^2}{N}$$

Dengan:

SSB = Sum of squares between

k = jumlah populasi

n_j = ukuran sampel dari populasi ke- j

$$T_j = \sum_{i=1}^{n_j} y_{ij}, \quad T = \sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^{n_j} y_{ij}, \quad N = \sum_{j=1}^k n_j$$

Variasi Diantara Kelompok

$$MSB = \frac{SSB}{k-1}$$

Mean Square Between = $\frac{SSB}{\text{derajat bebas}}$

$$SSB = \sum_{j=1}^k \frac{y_j^2}{n_j} - \frac{y^2}{N}$$

$$SSW = \sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^{n_j} (y_{ij} - \bar{y}_j)^2$$

Dengan,

SSW = *Sum of squares within*

k = jumlah populasi

n_j = ukuran sampel dari populasi ke-*j*

\bar{y}_j = mean sampel dari populasi ke-*j*

y_{ij} = pengamatan ke-*i* dari populasi ke-*j*

SSW = *SST* – *SSB*

dengan

SSW = *Sum of squares within*

SST = *Sum of squares total*

SSB = *Sum of squares between*

Variasi Dalam Kelompok

$$MSW = \frac{SSW}{N-k}$$

Mean Square Between = $\frac{SSW}{\text{derajat bebas}}$

Tabel ANOVA Satu Arah

Sumber Keragaman	Jumlah Kuadrat	Derasat Bebas	Kuadrat Tengah	F _{hitung}
Di antara	SSB	K - 1	MSB =	F _{hitung}
Galat (Within Sample s)	SSW	N - k	MSW =	
Total	SST	N - 1		

dengan

k = jumlah populasi

N = jumlah ukuran sampel dari seluruh

populasi = $\sum n$

ANOVA Satu Arah

$$H_0: \mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_k$$

H_1 : Minimal ada satu rata – rata popula.

Statistik uji :

$$F_{\text{hitung}} = \frac{MSB}{MSW}$$

Derajat bebas :

$$df_1 = k - 1$$

$$df_2 = N - k$$

Keputusan : H₀ ditolak jika F_{hitung} >

$$F_{\alpha; k-1; N-k}$$
 atau p-value < α .

Confidence Interval

CI (1 - α)100% untuk $\mu_i - \mu_j$

$$\left(\bar{x}_i - \bar{x}_j \right) \pm t_{\frac{\alpha}{2}} v \sqrt{\left(\frac{1}{n_i} + \frac{1}{n_j} \right) MSW}$$

Dengan v = N - k

catatan:

- Jika memuat “0”, tidak ada beda signifikan antara rerata populasi ke-*i* dan ke-*j*
- Jika negatif, rerata populasi ke-*j* signifikan lebih besar daripada ke-*i*

Uji Tukey

H₀ ditolak, terdapat populasi dengan rerata beda yang diketahui keberadaannya dengan uji tukey (Honestly Significant Difference) yang menguji tiap pasangan populasi.

Hipotesis

$$H_0: \mu_i = \mu_j$$

$$H_0: \mu_i \neq \mu_j$$

- Nilai kritis jika jumlah pengamatan tiap sampel sama ($n_i = n_j$)

$$T_\alpha = q_\alpha(k, db_w) \sqrt{MSW / n}$$

- Nilai kritis jika jumlah pengamatan tiap sampel berbeda ($n_i \neq n_j$)

$$T_\alpha = \frac{q_\alpha(k, db_w)}{\sqrt{2}} \sqrt{MSW \left(\frac{1}{n_i} + \frac{1}{n_j} \right)}$$

$q_\alpha(k, db_w)$ diperoleh dari tabel Uji Tukey; db_w derajat bebas MSW

H_0 ditolak jika $\bar{y}_i - \bar{y}_j > T_\alpha$

Uji Duncan

- Nilai-nilai pembanding meningkat sesuai dengan jarak peringkat dua perlakuan yang dibandingkan.

Hipotesis

$$H_0: \mu_i = \mu_j$$

$$H_0: \mu_i \neq \mu_j$$

- Nilai kritis Duncan: $R_k = r_{\alpha,k,db_w} \sqrt{\frac{MSW}{n}}$
Nilai r_{α,k,db_w} dari tabel Duncan pada taraf nyata α , jarak peringkat 2 perlakuan k , dan derajat bebas galat db_w

Langkah-langkah pembandingan uji Duncan:

1. Urutkan rataan perlakuan dari yg terkecil s/d terbesar atau sebaliknya.
2. Nilai awal $i = 1$ dan $j = 1$.
3. Hitung beda absolut antara rataan terkecil ke- i dg terbesar ke- j .
4. Bandingkan dg nilai R_k . Jika lebih kecil, lanjut ke langkah 6; jika tidak lanjut ke langkah 5.
5. Berikan $j = j + 1$, jika $j < k$ kembali ke langkah 3.
6. Buat garis di bawah rataan perlakuan ke- i sampai ke- j .
7. Berikan $i = i + 1$, jika $i < k$ kembali ke langkah 3.
8. Tarik kesimpulan. Perlakuan-perlakuan pada garis yang sama berarti tidak ada beda nyata pada taraf α .

Uji Duncan (Alternatif)

Hipotesis

$H_0: \mu_i = \mu_j$ untuk semua $i \neq j$ dan $i = j = 1, 2, \dots, k$

$$H_0: \mu_i \neq \mu_j$$

Statistik uji

$$R_k = r_{\alpha,k,db_w} \sqrt{\frac{KTG}{n}} \text{ dimana } KTG = MSW$$

- R_k adalah wilayah nyata terkecil bagi nilai rata-rata dari sebanyak k (k means)
- n adalah banyaknya perulangan (jumlah sampel) dari setiap populasi (kelompok) adalah sama
- r_k adalah wilayah-terstudentkan nyata terkecil (nilai dari tabel Duncan)
- Sebelum melakukan pengujian, nilai rata-rata sampel diurutkan dari yang terkecil hingga terbesar Keputusan: tolak H_0 jika $\bar{y}_h - \bar{y}_j > R_k$ untuk $\bar{y}_h > \bar{y}_j$

CONTOH SOAL

1. Terdapat tiga kelompok siswa yang mengikuti metode pembelajaran berbeda untuk persiapan ujian akhir. Setiap kelompok diukur skor ujiannya setelah menjalan metode pembelajaran. Data skor ujiannya sbb.:

Skor Ujia n	Kelompok		
	A (met. 1)	B (met. 2)	C (met. 3)
1	78	75	80
2	82	79	84
3	85	81	86
4	88	83	89
5	90	85	91

Ujilah hipotesis berikut menggunakan ANOVA satu arah dengan tingkat signifikansi $\alpha = 0.05$.

2. Pak Aman menanam 3 jenis kentang yang berbeda di lahannya. Dipilih 5 sampel kentang dari masing-masing jenis kentang untuk diukur beratnya (gram). Dengan tingkat signifikansi 5%, apakah terdapat perbedaan rata-rata(mean) berat ketiga jenis kentang tersebut?

Jenis 1	Jenis 2	Jenis 3
254	234	200
263	218	222
241	235	197
237	227	206
251	216	204

3. perusahaan minuman ingin menguji efektivitas tiga jenis minuman energi (A, B, dan C) dalam meningkatkan konsentrasi. Peneliti melakukan eksperimen dengan melibatkan 15 orang, di mana masing-masing orang secara acak diberikan salah satu dari tiga jenis minuman. Setelah satu jam, tingkat konsentrasi mereka diukur menggunakan skala khusus. Berikut ini adalah hasil pengukuran rata-rata tingkat konsentrasi dari masing-masing kelompok:

Minuman A: 68, 75, 70, 74, 72

Minuman B: 80, 85, 83, 78, 82

Minuman C: 90, 88, 91, 86, 87

Peneliti ingin mengetahui apakah ada perbedaan yang signifikan dalam rata-rata tingkat konsentrasi antara tiga jenis minuman ini (Tingkat signifikansi 5%).

JAWABAN

1. Menghitung Rata-Rata dan Jumlah Kuadrat Total (SST)

$$\bar{y}_A = 84.6$$

$$\bar{y}_B = 80.6$$

$$\bar{y}_C = 86$$

$$\bar{y} = 83.53$$

//dihitung SST

$$SST = \sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^{n_j} (y_{ij} - \bar{y})^2$$

Kelompok	Nilai	Xij-Xbar	(Xij-Xbar)^2
A	78	-5.53	30.5809
A	82	-1.53	2.3409
A	85	1.47	2.1609
A	88	4.47	19.9809
A	90	6.47	41.8609
B	75	-8.53	72.7609
B	79	-4.53	20.5209
B	81	-2.53	6.4009
B	83	-0.53	0.2809
B	85	1.47	2.1609
C	80	-3.53	12.4609
C	84	0.47	0.2209
C	86	2.47	6.1009
C	89	5.47	29.9209
C	91	7.47	55.8009

$$SST = 303.66$$

//dihitung SSB

$$SSB = \sum_{j=1}^k n_j (\bar{y}_j - \bar{y})^2$$

$$SSB = 79.1$$

//dihitung SSW

$$SSW = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{n_i} (y_{ij} - \bar{y}_i)^2$$

$$\text{Kelompok A} = 43.56$$

$$\text{Kelompok B} = 43.6$$

$$\text{Kelompok C} = 41.6$$

$$SSW = 43.56 + 43.6 + 41.6 = 128.76$$

//dihitung Mean Squares (MSA dan MSE)

$$MSA = \frac{SSA}{k-1} = \frac{79.1}{2} = 39.55$$

$$MSE = \frac{SSW}{N-k} = \frac{128.76}{12} = 10.73$$

//dihitung F-Ratio

$$F = \frac{MSA}{MSE} = \frac{39,55}{10,73} = 3,69$$

//dibandingkan dengan nilai kritis

- df antar kelompok = $k-1$
- df dalam kelompok $N-k$
- Nilai kritis dari tabel F dengan $\alpha = 0,05$.
- Jika $F \geq F_{kritis}$, maka tolak H_0

//kesimpulan

Dengan nilai $F = 3,69$, jika dibandingkan dengan nilai kritis F dari tabel F untuk derajat kebebasan (2,12) pada $\alpha = 0,05$ yang bernilai sekitar 3,89. Karena $3,69 < 3,89$, maka kesimpulannya adalah gagal menolak H_0 yang artinya tidak ada perbedaan yang signifikan antara skor rata-rata ketiga kelompok pada tingkat signifikansi 0,05.

$$2. H_0: \mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_k$$

$$H_1: \text{Minimal ada satu rata-rata popula}$$

$$\alpha = 0,05$$

$$df_1 = 2, df_2 = 12$$

Sumbe r Keraga man	Juml ah Kuad rat	Dera jat Beb as	Kuad rat Teng ah	F_{hitung}
Di antara	4716 ,4	2	2358 ,2	25,2 75
Galat (Within Sample s)	119, 6	12	93,3	
Total	5835	14		

Keputusan: karena $F_{hitung} = 25,275 >$

$$F_{0,05;1;2} = 3,885 \text{ maka Tolak } H_0$$

Kesimpulan: dengan tingkat signifikansi 5% dapat dinyatakan bahwa terdapat minimal satu jenis kentang yang rata-rata beratnya berbeda dari jenis kentang lainnya

3. Langkah 1: Hitung Rata-Rata, SST, SSB, SSW

$$\bar{y}_A = 71,8$$

$$\bar{y}_B = 81,6$$

$$\bar{y}_C = 88,4$$

$$\bar{y} = 80,6$$

$$SST = \sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^{n_j} (y_{ij} - \bar{y})^2$$

Kelompok	Nilai	$(y_{ij} - \bar{y})^2$
A	68	158,76
A	75	31,36
A	70	112,36
A	74	43,56
A	72	73,96
B	80	0,36
B	85	19,36
B	83	5,76
B	78	6,76
B	82	1,96
C	90	88,36
C	88	54,76
C	91	108,16
C	86	29,16
C	87	40,96

$$\text{Jumlah (SST)} \quad 775,6$$

$$SSB = \sum_{j=1}^k n_j (\bar{y}_j - \bar{y})^2$$

$5(\bar{y}_A - \bar{y})$	$5(\bar{y}_B - \bar{y})$	$5(\bar{y}_C - \bar{y})$	Jumlah (SSB)
387,2	5	304,2	696,4

$$SSW = \sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^{n_j} (y_{ij} - \bar{y}_j)^2$$

Kelompok	Nilai	$(y_{ij} - \bar{y}_j)^2$
A	68	14,44
A	75	10,24
A	70	3,24
A	74	4,84

A	72	0,04
B	80	2,56
B	85	11,56
B	83	1,96
B	78	12,96
B	82	0,16
C	90	2,56
C	88	0,16
C	91	6,76
C	86	5,76
C	87	1,96
Jumlah (SSW)		79,2

Langkah 2: Hitung MSB, MSW, dan F

$$MSB = \frac{SSB}{k-1} = 348,2$$

$$MSW = \frac{SSW}{N-k} = 6,6$$

$$F_{hitung} = \frac{MSB}{MSW} = 52,76$$

Langkah 3: Bandingkan F hitung dengan nilai kritis tabel F

- df antar kelompok = $k-1 = 2$
- df dalam kelompok $N-k = 12$
- Nilai kritis dari tabel F dengan $\alpha = 0.05$.
- Jika $F \geq F_{kritis}$, maka tolak H_0

Nilai F hitung = 52,76 dibandingkan dengan nilai kritis F dari tabel F untuk derajat kebebasan (2,12) pada $\alpha = 0.05$

yang bernilai sekitar 3.89 menunjukkan $52,76 > 3.89$. Kesimpulanya adalah tolak H_0 yang berarti terdapat perbedaan signifikan antara skor rata-rata tingkat konsentrasi ketiga kelompok pada tigkat signifikansi 0.05 (Lanjut ke uji tukey karena tolak H0).

Langkah 4: Uji tukey (Dapatkan nilai kritis tukey T_α)

$$T_\alpha = \frac{q_\alpha(k, db_w)}{\sqrt{2}} \sqrt{MSW \left(\frac{1}{n_i} + \frac{1}{n_j} \right)}$$

$$k=3, db_w=N-k=15-3=12$$

Dari tabel diperoleh nilai $q_{0,05}(3,12)=3,77$

Maka $T_\alpha = 5$

Langkah 5: Bandingkan Selisih Rata-Rata Tiap Pasangan dengan T_α

$$|\bar{y}_A - \bar{y}_B| = 9,8 > T_\alpha$$

$$|\bar{y}_A - \bar{y}_C| = 16,6 > T_\alpha$$

$$|\bar{y}_B - \bar{y}_C| = 6,8 > T_\alpha$$

Langkah 6: Kesimpulan

Baik kelompok A dan B, A dan C, maupun B dan C memiliki perbedaan yang signifikan dalam meningkatkan konsentrasi. Maka A, B dan C memiliki perbedaan yang signifikan dalam meningkatkan konsentrasi.

Pertemuan 8

Two Way Analysis of Variance

Anova Dua Arah Tanpa Replikasi

Anova dua arah digunakan untuk menguji rata-rata suatu variabel berskala kontinyu berdasarkan dua kriteria/faktor, dengan asumsi independensi, kenormalan, dan homogenitas varians.

Struktur analisis anova dua arah tanpa replikasi

Faktor 1	Faktor 2						Total	Nilai tengah
	1	2	...	j	...	c		
1	y ₁₁	y ₁₂	...	y _{1j}	...	y _{1c}	T _{1..}	ybar 1..
2	y ₂₁	y ₂₂	...	y _{2j}	...	y _{2c}	T _{2..}	ybar 2..
...
i	y _{i1}	y _{i2}	...	y _{ij}	...	y _{ic}	T _{i..}	ybar i..
...
r	y _{r1}	y _{r2}	...	y _{rj}	...	y _{rc}	T _{r..}	ybar r..
Total	T _{1..}	T _{2..}	...	T _{j..}	..	T _{c..}	T _{..}	
Nilai tengah	ybar 1..	ybar 2..	..	ybar j..	..	ybar c..		ybar ..

Keterangan:

- y_{ij} : Nilai amatan pada faktor 1 ke-i dan faktor 2 ke-j
- T_{i..} : Total nilai amatan pada faktor 1 ke-i
- ybar i.. : Rata-rata nilai amatan pada faktor 1 ke-i
- T_{j..} : Total nilai amatan pada faktor 2 ke-j
- ybar j.. : Rata-rata nilai amatan pada faktor 2 ke-j
- T_{..} : Total seluruh nilai amatan (grand total)
- ybar .. : Rata-rata seluruh nilai amatan (grand mean)
- r : Banyaknya kategori/subkelompok pada faktor 1
- c : Banyaknya kategori/subkelompok pada faktor 2

Model Analisis

$$y_{ij} = \mu + F1_i + F2_j + \epsilon_{ij}$$

untuk i = 1, 2, ..., r dan j=1, 2, ..., c

- μ : adalah rata-rata keseluruhan
 $F1_i$: pengaruh kategori ke-i dari faktor 1
 $F2_j$: pengaruh kategori ke-j dari faktor 2
 ϵ_{ij} : pengaruh galat acak dari kategori ke-I dari faktor 1 dan kategori ke-j dari faktor 2, pada replikasi ke-k

Hipotesis

- Untuk menguji perbedaan rata-rata dari faktor pertama
 H_0 : tidak terdapat perbedaan rata-rata berdasarkan faktor 1
 H_1 : minimal terdapat satu perbedaan rata-rata berdasarkan faktor 1
- Untuk menguji perbedaan rata-rata dari faktor kedua
 H_0 : tidak terdapat perbedaan rata-rata berdasarkan faktor 2
 H_1 : minimal terdapat satu perbedaan rata-rata berdasarkan faktor 2

Rumus hitung jumlah kuadrat

$$JKT = \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^c y_{ij}^2 - \frac{T_{..}^2}{rc}$$

$$JKF1 = \frac{\sum_{i=1}^r T_{i..}^2}{c} - \frac{T_{..}^2}{rc}$$

$$JKF2 = \frac{\sum_{j=1}^c T_{.j}^2}{r} - \frac{T_{..}^2}{rc}$$

$$JKG = JKT - JKF1 - JKF2$$

Tabel two-way Anova tanpa replikasi

Sumber keragaman	Jumlah Kuadrat	Derajat bebas	Kuadrat tengah	F hitung
Faktor 1	JKF1	r-1	JKF1/(r-1)	s_1^2/s_2^2
Faktor 2	JKF2	c-1	JKF2/(c-1)	s_2^2/s_3^2
Galat	JKG	(r-1)(c-1)	JKG/((r-1)(c-1))	
Total	JKT	rc-1		

Wilayah kritis

- Tolak H_0 jika $f_1 > f_{(\alpha ;(r-1),(r-1)(c-1))}$
- Tolak H_0 jika $f_2 > f_{(\alpha ;(c-1),(r-1)(c-1))}$

Contoh soal Anova dua arah tanpa replikasi

Seorang mahasiswa melakukan survey sederhana untuk mengetahui proses belajar mahasiswa selama pandemi COVID-19. Survei tersebut mengumpulkan beberapa informasi, salah satunya rata-rata jumlah jam belajar selama seminggu yang dilaksanakan oleh mahasiswa. Data yang diperoleh disajikan pada tabel berikut:

Mahasiswa tingkat	Prodi		
	A	B	C
1	25	30	10
2	10	35	24
3	35	15	20
4	20	25	17,5

Berdasarkan data di atas, periksa apakah:

- rata-rata jumlah jam belajar seminggu mahasiswa diantara keempat Tingkat sama
- ketiga prodi mahasiswa tersebut memiliki rata-rata jumlah jam belajar yang sama

Jawab:

Misal Tingkat signifikansi = 5%

Hipotesis

- H_0 : Tidak terdapat perbedaan rata-rata jumlah jam belajar seminggu mahasiswa diantara keempat tingkat
 H_1 : minimal ada satu rata-rata jumlah jam belajar seminggu mahasiswa yang berbeda diantara keempat tingkat tersebut
- H_0 : Tidak terdapat perbedaan rata-rata jumlah jam belajar diantara ketiga prodi

H_1 : minimal ada satu rata-rata jumlah jam belajar yang berbeda diantara ketiga prodi tersebut

Lalu lakukan penghitungan total dan rata-rata

Mahasiswa tingkat	Prodi			Total
	A	B	C	
1	25	30	10	65
2	10	35	24	69
3	35	15	20	70
4	20	25	17,5	62,5
Total	90	105	71,5	266,5

kuadrat

Mahasiswa tingkat	Prodi			Total
	A	B	C	
1	625	900	100	1625
2	100	1225	576	1901
3	1225	225	400	1850
4	400	625	306,25	1331,25
Total	2350	2975	138,25	6707,25

Maka didapat nilai:

$$\bullet \quad JKT = 6707,25 - \frac{266,5^2}{(3)(4)} = 788,7292$$

Mahasiswa tingkat	Prodi			Total	Total kuadrat
	A	B	C		
1	25	30	10	65	4225
2	10	35	24	69	4761
3	35	15	20	70	4900
4	20	25	17,5	62,5	3906,25
Total	90	105	71,5	266,5	17792,25
Total kuadrat	8100	11025	5112,25	24237,25	

$$\bullet \quad JK\bar{F} = \frac{17792,25}{3} - \frac{266,5^2}{(3)(4)} = 12,22917$$

- $JKF1 = \frac{24237,25}{4} - \frac{266,5^2}{(3)(4)} = 140,7917$
- $JKG = 788,729 - 12,22917 - 140,7917 = 635,7083$

Lalu dimasukkan ke tabel anova dan diperoleh: F tabel

Sumber keragaman	Jumlah Kuadrat	Derajat bebas	Kuadra t tengah	F hitung
Faktor 1	12,22917	3	4,076389	0,003353
Faktor 2	140,7917	2	70,39583	0,441449
Galat	635,7083	6	105,9514	
Total	788,7292	5		

Anova Dua Arah Dengan Replikasi

Definisi Anova Dua Arah dengan Replikasi

Uji statistik yang digunakan untuk menganalisis perbedaan rata-rata antara dua kelompok yang melakukan lebih dari satu hal (terdapat n amatan/observasi pada setiap selnya). Anova Dua Arah dengan replikasi terbagi menjadi dua jenis, yaitu :

1. Anova dua Arah dengan replikasi dan interaksi
2. Anova dua arah dengan replikasi tanpa interaksi

Struktur Anova Dua Arah dengan Replikasi

df untuk penyebut (N2)	df untuk pembilang (N1)								
	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1	161	199	216	225	230	234	237	239	241
2	18.51	19.00	19.16	19.25	19.30	19.33	19.35	19.37	19.38
3	10.13	9.55	9.28	9.12	9.01	8.94	8.89	8.85	8.81
4	7.71	6.94	6.59	6.39	6.26	6.16	6.09	6.04	6.00
5	6.61	5.79	5.41	5.19	5.05	4.95	4.88	4.82	4.77
6	5.99	5.14	4.76	4.53	4.39	4.28	4.21	4.15	4.10

- $F_{(0,05;3,6)} = 4,76$
- $F_{(0,05;2,6)} = 5,14$

Hasil dan keputusan

- $F_1 < F_{(0,05;3,6)} \rightarrow$ gagal tolak H_0
- $F_2 < F_{(0,05;4,6)} \rightarrow$ gagal tolak H_0

Kesimpulan

- Pada tingkat signifikansi 5% dan jumlah sampel yang digunakan, sampel belum cukup bukti untuk menyatakan bahwa rata-rata jumlah jam belajar mahasiswa keempat tingkat berbeda.
- Pada tingkat signifikansi 5% dan jumlah sampel yang digunakan, sampel belum cukup bukti untuk menyatakan bahwa rata-rata jumlah jam belajar mahasiswa ketiga prodi berbeda.

Faktor 1	Faktor 2				Total	Nilai Tengah
	1	2	...	c		
1	y_{111}	y_{122}	...	y_{112}	$T_{1..}$	$\bar{y}_{1..}$
	y_{112}	y_{122}	...	y_{113}		
		
	y_{11n}	y_{12n}	...	y_{11n}	$T_{2..}$	$\bar{y}_{2..}$
	y_{211}	y_{221}	...	y_{211}		
	y_{212}	y_{222}	...	y_{212}		
2	$T_{r..}$	$\bar{y}_{r..}$
	y_{21n}	y_{22n}	...	y_{21n}		
		
	y_{r11}	y_{r21}	...	y_{r11}	$T_{...}$	$\bar{y}_{...}$
	y_{r12}	y_{r22}	...	y_{r12}		
		
Total	$T_{1..}$	$T_{1..}$...	$T_{1..}$	$T_{...}$	
	$\bar{y}_{1..}$	$\bar{y}_{2..}$...	$\bar{y}_{c..}$		$\bar{y}_{...}$

T_{ij} : jumlah pengamatan dalam sel faktor 1 dan 2 ke-ij

T_i : jumlah pengamatan dalam faktor 1 ke-i

T : jumlah pengamatan dalam faktor 2 ke-j

T : Total nilai dari seluruh amatan sampel.

\bar{y}_{ij} : rata-rata pengamatan dalam sel faktor 1 dan 2 ke-ij

$\bar{y}_{i..}$: rata-rata pengamatan dalam faktor 1 ke-i

$\bar{y}_{j..}$: rata-rata pengamatan dalam faktor 2 ke-j
 $\bar{y}_{...}$: rata-rata nilai seluruh amatan sampel

Partisi Variasi/Keberagaman

$$JKT = JKF1 + JKF2 + JK(F12) + JKG$$

Terdapat 4 Partisi Variasi sebagai berikut :

A. JKT : Jumlah Kuadrat Total

$$JKT = \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^c \sum_{k=1}^n \left(y_{ijk} - \bar{y}_{...} \right)^2$$

$$JKT = \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^c \sum_{k=1}^n y_{ijk}^2 - \frac{T^2}{rcn}$$

B. JKF1 : Jumlah Kuadrat Bagi Nilai Tengah Baris

$$JKF1 = cn \sum_{i=1}^r \left(\bar{y}_{i..} - \bar{y}_{...} \right)^2$$

$$JKF1 = \frac{\sum T_{i..}^2}{cn} - \frac{T^2}{rcn}$$

C. JKF2 : Jumlah Kuadrat bagi Nilai Tengah Kolom

$$JKF2 = rn \sum_{j=1}^c \left(\bar{y}_{j..} - \bar{y}_{...} \right)^2$$

$$JKF2 = \frac{\sum T_{j..}^2}{rn} - \frac{T^2}{rcn}$$

D. JK(F12) : Jumlah Kuadrat bagi Interaksi Baris dan Kolom

$$JK(F12) = n \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^c \left(\bar{y}_{ij..} - \bar{y}_{i..} - \bar{y}_{j..} + \bar{y}_{...} \right)^2$$

$$JK(F12) = \frac{\sum T_{ij..}^2}{n} - \frac{\sum T_{i..}^2}{cn} - \frac{\sum T_{j..}^2}{rn} + \frac{T^2}{rcn}$$

E. JKG : Jumlah Kuadrat Galat

$$JKG = \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^c \sum_{k=1}^n \left(\bar{y}_{ijk} - \bar{y}_{ij..} \right)^2 = JKT -$$

$$JKG = JKT - JKF1 - JKF2 - JK(F12)$$

Anova Dua Arah dengan Replikasi dengan Interaksi

1. Hipotesis

a. H_0 : tidak terdapat perbedaan rata-rata berdasarkan faktor 1 dan faktor 2

H_1 : minimal terdapat satu perbedaan rata-rata berdasarkan faktor 1 dan faktor 2

b. H_0 : tidak terdapat perbedaan rata-rata berdasarkan faktor 1

H_1 : minimal terdapat satu perbedaan rata-rata berdasarkan faktor 1

c. H_0 : tidak terdapat perbedaan rata-rata berdasarkan faktor 2

H_1 : minimal terdapat satu perbedaan rata-rata berdasarkan faktor 2

2. Model Statistik

$$y_{ijk} = \mu_{ij} + \epsilon_{ijk}$$

Dimana

$$\mu_{ij} = \mu + F1_i + F2_j + (F12)_{ij}$$

Untuk $i = 1, 2, \dots, r$; $j = 1, 2, \dots, c$; dan $k = 1, 2, \dots, n$

μ : rata – rata populasi sesungguhnya

$F1_i$: pengaruh kategori ke-i dari faktor 1

$F2_j$: pengaruh kategori ke-i dari faktor 2

$(F12)_{ij}$: pengaruh interakti kategori ke-i dari faktor 1 dan kategori ke-j dari faktor 2

ϵ_{ijk} : pengaruh galat acak dari kategori ke-I dari factor 1 dan kategori ke-j dari factor 2, pada replikasi ke-k

3. Tabel Anova Dua Arah dengan Replikasi dan Interaksi

Sumber Keberagaman	Jumlah Kuadrat	Derajat Bebas	Kuadrat Tengah	F hitung
Faktor 1	JKF1	r-1	$s_1^2 = \frac{JKF1}{r-1}$	$f_1 = \frac{s_1^2}{s_4^2}$
Faktor 2	JKF2	c-1	$s_2^2 = \frac{JKF2}{c-1}$	$f_2 = \frac{s_2^2}{s_4^2}$
Interaksi	JK(F12)	$(r-1)(c-1)$	$s_3^2 = \frac{JK(F12)}{(r-1)(c-1)}$	$f_3 = \frac{s_3^2}{s_4^2}$
Galat	JKG	$rc(n-1)$	$s_4^2 = \frac{JKG}{rc(n-1)}$	
Total	JKT	rcn-1		

Wilayah Kritis / Daerah Tolak

- Tolak H_0 , jika $f_1 > f_{\alpha;(r-1);rc(n-1)}$
- Tolak H_0 , jika $f_2 > f_{\alpha;(C-1);rc(n-1)}$
- Tolak H_0 , jika $f_3 > f_{\alpha;(r-1)(C-1);rc(n-1)}$

Anova Dua Arah dengan Replikasi Tanpa Interaksi

1. Hipotesis

- H_0 : tidak terdapat perbedaan rata-rata berdasarkan faktor 1
 H_1 : minimal terdapat satu perbedaan rata-rata berdasarkan faktor 1
- H_0 : tidak terdapat perbedaan rata-rata berdasarkan faktor 2
 H_1 : minimal terdapat satu perbedaan rata-rata berdasarkan faktor 2

2. Model Statistik

$$y_{ijk} = \mu_{ij} + \epsilon_{ijk}$$

$$\text{Dimana } \mu_{ij} = \mu + F1_i + F2_j$$

Untuk $i = 1, 2, \dots, r$; $j = 1, 2, \dots, c$; dan $k = 1, 2, \dots, n$

μ : rata – rata populasi sesungguhnya

$F1_i$: pengaruh kategori ke- i dari faktor 1

$F2_j$: pengaruh kategori ke- j dari faktor 2

ϵ_{ijk} : pengaruh galat acak dari kategori ke- I dari faktor 1 dan kategori ke- j dari faktor 2, pada replikasi ke- k

3. Tabel Anova Dua Arah dengan replikasi tanpa Interaksi

Sumber Keberagaman	Jumlah Kuadrat	Derajat Bebas	Kuadrat Tengah	F hitung
Faktor 1	JKF1	r-1	$s_1^2 = \frac{JKF1}{r-1}$	$f_1 = \frac{s_1^2}{s_2^2}$
Faktor 2	JKF2	c-1	$s_2^2 = \frac{JKF2}{c-1}$	$f_2 = \frac{s_2^2}{s_3^2}$
Galat	JKG	rc(n-1)	$s_3^2 = \frac{JKG}{rc(n-1)}$	
Total	JKT	rcn-1		

Wilayah kritis / Daerah Tolak

- Tolak H_0 , jika $f_1 > f_{\alpha;(r-1);rc(n-1)}$
- Tolak H_0 , jika $f_2 > f_{\alpha;(C-1);rc(n-1)}$

Soal Anova Dua arah dengan replikasi tanpa interaksi

Seorang peneliti ingin menguji dengan taraf signifikansi = 5%, pengaruh jenis pupuk (A1, A2, A3) dan jenis tanah (B1, B2) terhadap hasil panen padi (dalam kilogram). Setiap kombinasi dilakukan pengukuran sebanyak 2 kali (replikasi). Data hasil panen (dalam satuan kilogram) sebagai berikut:

Pupuk	Tanah			Total	Rata-rata
	A	B	C		
I	30	27	35	279	31
	32	28	32		
	33	29	33		
II	36	34	36	319	35,44
	36	33	33		
	38	36	37		
III	40	39	41	376	41,78
	41	40	45		
	44	43	43		
IV	43	44	46	399	44,33
	44	41	47		
	43	45	46		
Total	460	439	474	1373	
Rata-rata	38,33	36,5	39,5		38,13
	33	8333			889

Hipotesis :

- H_0 : tidak terdapat perbedaan rata-rata berdasarkan jenis tanah
 H_1 : minimal terdapat satu perbedaan rata-rata berdasarkan jenis tanah
- H_0 : tidak terdapat perbedaan rata-rata berdasarkan jenis pupuk

H_1 : minimal terdapat satu perbedaan rata-rata berdasarkan jenis pupuk
Taraf signifikansi, $\alpha = 5\%$ $r = 4$; $c = 3$; $n = 3$

Wilayah kritis

- Tolak H_0 , jika $f_1 > f_{0,05;3;24}$ atau $f_1 > 3,01$
- Tolak H_0 , jika $f_2 > f_{0,05;2;24}$ atau $f_2 > 3,4$

Menghitung JKF1

$$JKT = \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^c \sum_{k=1}^n y_{ijk}^2 - \frac{T^2}{rcn}$$

$$JKT = 30^2 + 32^2 + 33^2 + \dots + 46^2 -$$

$$JKT = 1130,3056$$

$$JKF1 = \frac{\sum_{i=1}^r T_i^2}{cn} - \frac{T^2}{rcn}$$

$$JKF1 = \frac{279^2 + 319^2 + 376^2 + 399^2}{3(3)} - \frac{1373^2}{4(3)(3)}$$

$$JKF1 = 988,5278$$

$$JKF2 = \frac{\sum_{j=1}^R T_j^2}{Rn} - \frac{T^2}{rcn}$$

$$JKF2 = \frac{460^2 + 439^2 + 474^2}{3(3)} - \frac{1373^2}{4(3)(3)}$$

$$JKF2 = 51,7222$$

$$JKG = JKT - JKF1 - JKF2$$

$$JKG = 1130,3056 - 988,5278 - 51,7222$$

$$JKG = 90,0556$$

Sumber Keberagaman	Jumlah Kuadrat	Derajat Bebas	Kuadrat Tengah	F hitung
Faktor 1	JKF1	4-1 = 3	$s_1^2 = 329,5093$	$f_1 = 109,7687$
Faktor 2	JKF2	3-1 = 2	$s_2^2 = 25,8611$	$f_2 = 8,6151$
Galat	JKG	30	$s_3^2 = 3,0019$	
Total	JKT	4(3)(3)-1 = 35		

Keputusan

- Tolak H_0 , karena $f_1 > f_{0,05;3;24}$ atau $f_1 > 3,01$ atau $109,7687 > 3,01$
- Tolak H_0 , karena $f_2 > f_{0,05;2;24}$ atau $f_2 > 3,4$ atau $8,6151 > 3,4$

Interpretasi :

- Berdasarkan perhitungan yang telah dilakukan dengan taraf signifikansi 5%, cukup bukti untuk menyatakan bahwa rata-rata hasil panen berbeda berdasarkan jenis pupuk yang digunakan
- Berdasarkan perhitungan yang telah dilakukan dengan taraf signifikansi 5%, cukup bukti untuk menyatakan bahwa rata-rata hasil panen berbeda berdasarkan jenis tanah yang digunakan untuk media tanam

Uji Duncan

Ketika H_0 ditolak, berarti terdapat rata-rata populasi dari perlakuan yang berbeda. Untuk mengetahui populasi yang rata-ratanya berbeda, dapat dilanjutkan dengan uji Perbandingan Berganda (Multiple Comparison) salah satunya adalah Uji Duncan.

Tahapan Uji Duncan

- Menghitung nilai kritis (R_k) untuk setiap k , dengan $k = 2,3,\dots,i$ dengan i adalah jumlah perlakuan atau kelompok.
- Mengurutkan rata-rata setiap perlakuan (μ_i) dari yang terkecil atau yang terbesar.
- Menghitung selisih rata-rata antar perlakuan, $\mu_i - \mu_j$ dengan i adalah perlakuan dengan rata-rata terbesar dan j adalah perlakuan dengan rata-rata terbesar setelahnya.
- Jika hasil selisihnya lebih dari R_k , maka i nya bergeser ke perlakuan j dan j bergeser ke perlakuan dengan rata-rata terbesar setelahnya.

5. Jika hasil selisihnya kurang dari R_k , maka i tetap dan j bergeser ke perlakuan dengan rata-rata terbesar setelahnya.
6. Tandai pasangan perlakuan yang menghasilkan selisih kurang dari R_k sebagai pasangan perlakuan yang tidak berbeda signifikan. Selain pasangan-pasangan perlakuan tersebut, berbeda signifikan.

Hipotesis yang digunakan untuk setiap pengujian selisih antar pasangan perlakuan adalah

$H_0: \mu_i = \mu_j$ (rata-rata perlakuan ke-i dan perlakuan ke-j sama)

$H_1: \mu_i \neq \mu_j$ (rata-rata perlakuan ke-i dan perlakuan ke-j berbeda)

H_0 ini akan ditolak jika, $|\mu_i - \mu_j| > R_k$

Dengan,

$$R_k = r(\alpha, k, df_{KTG}) \sqrt{\frac{KTG}{jumlah data}}$$

Ket:

R_k = Nilai kritis Duncan

r = nilai dari tabel Duncan

k = jarak antar dua perlakuan

df_{KTG} = derajat bebas pada kuadrat tengah galat

KTG = kuadrat tengah galat

Jumlah data = banyaknya data dalam setiap perlakuan

untuk uji duncan di faktor 1 atau baris gunakan jumlah data = $n \times c$ dengan c adalah jumlah kolom.

untuk uji duncan di faktor 2 atau kolom gunakan jumlah data = $n \times r$ dengan r adalah jumlah baris.

untuk uji duncan di interaksi gunakan jumlah data = n.

Contoh soal

Pupuk	Tanah			Total	Rata-rata
	A	B	C		
I	30	27	35	279	31
	32	28	32		

	33	29	33		
II	36	34	36	319	35,4 4
	36	33	33		
	38	36	37		
	40	39	41		
III	41	40	45	376	41,7 8
	44	43	43		
	43	44	46		
IV	44	41	47	399	44,3 3
	43	45	46		
	46				
Total	0	439	474	137 3	
Rata-rata	38, 33	36,5 8	39, 5		38,1 4

Dari contoh soal pada ANOVA 2 arah dengan replikasi sudah dibuktikan bahwa tidak semua faktor 1 (jenis pupuk) memiliki rata-rata yang sama, minimal satu yang berbeda atau keputusannya adalah tolak H_0 . Selanjutnya ingin diketahui jenis pupuk mana yang memiliki rata-rata berbeda dengan uji Duncan.

Langkah:

1. Tentukan hipotesis untuk perbandingan tiap pasangan kategori dan α nya

$H_0: \mu_i = \mu_j$ (rata-rata perlakuan ke-i dan perlakuan ke-j sama)

$H_1: \mu_i \neq \mu_j$ (rata-rata perlakuan ke-i dan perlakuan ke-j berbeda)

$$\alpha = 5\% = 0,05$$

H_0 ini akan ditolak jika, $|\mu_i - \mu_j| > R_k$

2. Menentukan nilai kritis untuk tiap jarak antar 2 perlakuan

Sebelumnya sudah diketahui,

$$df_{KTG} = 30$$

$$KTG = 3,0019$$

$$\text{Jumlah data} = n \times c = 3 \times 3 = 9$$

k	2	3	4
$r(\alpha, k, df_{KTG})$	2,888	3,035	3,131
R_k	1,668	1,753	1,808

Dengan,

$$R_k = r(\alpha, k, df_{KTG}) \sqrt{\frac{KTG}{jumlah\ data}}$$

3. Mengurutkan rata-rata dari yang terbesar ke terkecil

Pupuk	IV	III	II	I
Rata-rat a	44,3 3	41,7 8	35,44 35,44	31

4. Melakukan perbandingan dari yang terbesar

- $|\bar{y}_{IV} - \bar{y}_{III}| = |44,33 - 41,78| =$

Tolak H_0 karena $> R_2$ (1,668), maka μ_{IV} berbeda dengan μ_{III} dan juga dengan μ di bawahnya

$$(\mu_{IV} \neq \mu_{III}, \mu_{IV} \neq \mu_{II}, \mu_{IV} \neq \mu_I)$$

- $|\bar{y}_{III} - \bar{y}_{II}| = |41,78 - 35,44| = 6,34$

Tolak H_0 karena $> R_2$ (1,668), maka μ_{III} berbeda dengan μ_{II} dan juga dengan μ di bawahnya ($\mu_{III} \neq \mu_{II}, \mu_{III} \neq \mu_I$)

- $|\bar{y}_{II} - \bar{y}_I| = |35,44 - 31| = 4,44$

Tolak H_0 karena $> R_2$ (1,668), maka μ_{II} berbeda dengan μ_I ($\mu_{II} \neq \mu_I$)

Jadi, kesimpulannya adalah semua jenis pupuk memiliki rata-rata yang berbeda.

Untuk uji Duncan pada faktor 2 dan interaksi dapat dilakukan dengan cara yang sama, hanya berbeda pada jumlah data dalam perhitungan R_k ny

Pertemuan 9

Uji Proporsi Beberapa Populasi

Uji Proporsi Beberapa Populasi bertujuan untuk menguji kesamaan proporsi suatu karakteristik di semua populasi. Misalnya, proporsi rumah tangga yang mengolah sampah dapur menjadi pupuk adalah sama di semua kabupaten se-Bali.

Asumsi yang digunakan selama pengujian ini, terdiri atas: populasi yang diambil bersifat saling bebas; pemilihan sampel bersifat acak; nilai-nilai karakteristik dapat dikategorikan secara unik atau tidak tumpang tindih (*mutually exclusive*).

Pengujian dilakukan dengan statistik uji Chi-square. Terdapat perbedaan derajat bebas tabel karena kasus k populasi terdiri atas dua jenis pengujian:

1. Uji Proporsi k Populasi Binomial: dilakukan pada kasus yang memiliki dua kemungkinan hasil
2. Uji Proporsi k Populasi Multinomial: dilakukan pada kasus yang memiliki lebih dari dua kemungkinan hasil

Pengujian k Populasi Binomial

A. Parameter Tidak Diketahui

- Hipotesis

$H_0: p_1 = p_2 = \dots = p_k$ (semua populasi memiliki proporsi yang sama)

$H_1: \text{Ada } p_j \text{ yang berbeda; } j=1,2, \dots, k$ (sedikitnya ada satu proporsi yang tidak sama)

- Statistik Uji

$$\chi^2 = \sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^r \frac{(o_{ij} - \hat{e}_{ij})^2}{\hat{e}_{ij}}$$

Dengan:

o_{ij} = frekuensi teramati/observasi

\hat{e}_{ij} = estimasi frekuensi harapan

- Keputusan

Tolak H_0 jika $\chi^2_{hitung} > \chi^2_{\alpha((r-1)(k-1))}$

- Tahapan Pengujian

- Alokasi masing-masing observasi ke dalam tabel kontingensi berukuran $2 \times k$.
Nilai observasi dinotasikan dengan dan $j = 1, \dots, k$. n_{ij} pada dasarnya sama dengan frekuensi observasi (o_{ij})
- Hitung nilai estimasi frekuensi harapan (\hat{e}_{ij}) untuk masing-masing sel dengan perhitungan:

$$\hat{e}_{ij} = \frac{\text{Total Kolom } i \times \text{Total Baris } j}{\text{Total Pengamatan}}$$

$$\hat{e}_{ij} = \frac{(n_i) \times (n_j)}{n}$$
- Hitung statistik uji *Chi-Square* dan bandingkan dengan titik kritis pada tabel *Chi-Square*

CONTOH SOAL

Tentukan apakah dengan taraf nyata sebesar 5% terdapat perbedaan proporsi mahasiswa STIS di semua tingkat yang setuju terkait rencana pemindahan lokasi STIS ke Bogor berdasarkan 65 sampel berikut.

	I	II	III	IV	Total
Setuju	30	40	50	20	140
Tidak Setuju	35	25	15	45	120
Total	65	65	65	65	260

JAWABAN

- Hipotesis
 $H_0: p_1 = p_2 = p_3$
 $H_1: \text{ada proporsi yang berbeda}$
- Tingkat Signifikansi: $\alpha = 5\%$
- Statistik Tabel
Oleh karena $r=2$ dan $k=4$, derajat bebas didapat $(r-1)(k-1)=3$. Berdasarkan tabel chi-square, $\chi^2_{(0.05;3)} = 7.815$
- Statistik Uji

e_{ij}	I	II	III	IV
Setuju	35	35	35	35
Tidak Setuju	30	30	30	30

$$\chi^2_{\text{hitung}} = \frac{(30-35)^2}{35} + \dots + \frac{(45-30)^2}{30} = 30.95$$

- Keputusan

$$\chi^2_{\text{hitung}} > \chi^2_{\text{tabel}}, \text{ maka terima } H_0$$

- Kesimpulan

Dengan tingkat kepercayaan 5%, tidak cukup bukti untuk menyatakan bahwa proporsi mahasiswa STIS yang setuju adalah sama.

B. Parameter Diketahui

- Hipotesis
 $H_0: p_1 = p_2 = \dots = p_k = p$ (proporsi semua populasi sama dengan p)
 $H_1: \text{ada } p_j \text{ yang berbeda; } j = 1, 2, \dots, k$
 (setidaknya ada satu proporsi yang tidak sama dengan p atau tidak semua proporsi sama dengan p)

• Statistik Uji

$$\chi^2 = \sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^r \frac{(o_{ij} - e_{ij})^2}{e_{ij}}$$

Dengan:

o_{ij} = frekuensi teramati/observasi

e_{ij} = frekuensi harapan

• Keputusan

Tolak H_0 jika $\chi^2_{\text{hitung}} > \chi^2_{\alpha(k)}$

• Tahap Pengujian

- Alokasi masing-masing observasi ke dalam tabel kontingensi berukuran $2 \times k$.
Nilai observasi dinotasikan dengan $n_{ij}, i = 1, \dots, r$ dan $j = 1, \dots, k$. n_{ij} pada dasarnya sama dengan frekuensi observasi (o_{ij})
- Hitung nilai frekuensi harapan (e_{ij}) untuk masing-masing sel dengan perhitungan:

$$e_{ij} = \text{total baris } i \times \text{parameter yang diketahui}$$
- Hitung statistik uji *Chi-Square* dan bandingkan dengan titik kritis pada tabel *Chi-Square*

CONTOH SOAL

Sebuah survei dilakukan untuk mengetahui proporsi wisatawan domestik yang mengunjungi tiga destinasi wisata di Bali: Ubud, Kuta, dan Nusa Dua. Berdasarkan survei sebelumnya, proporsi wisatawan yang mengunjungi masing-masing destinasi diasumsikan sebagai berikut:

- Ubud: $p_1 = 0.4$
- Kuta: $p_2 = 0.35$
- Nusa Dua: $p_3 = 0.25$

Pada survei terbaru, dari 500 wisatawan domestik yang diwawancara, hasil pengamatan menunjukkan:

- 220 orang memilih Ubud.
- 180 orang memilih Kuta.
- 100 orang memilih Nusa Dua.

Lakukan uji hipotesis proporsi dengan tingkat signifikansi 5% untuk menentukan apakah proporsi aktual wisatawan berbeda secara signifikan dari proporsi yang diharapkan.

JAWABAN

- Hipotesis

$$H_0: p_1 = 0.4; p_2 = 0.35; p_3 = 0.25$$

(Proporsi wisatawan untuk masing-masing destinasi tidak berbeda dari proporsi yang diharapkan)

H_1 : Proporsi wisatawan setidaknya untuk satu destinasi berbeda dari proporsi yang diharapkan.

- Tingkat Signifikansi: $\alpha = 5\%$
- Statistik Tabel

Oleh karena $r=2$ dan $k=3$, derajat bebas didapat $(r-1)(k-1)=2$. Berdasarkan tabel chi-square, $\chi^2_{(0.05;2)} = 5.991$

- Statistik Uji

e_{ij}	Ubud	Kuta	Nusa Dua
Memilih	200	175	125

$$\chi^2_{hitung} = \frac{(220-200)^2}{200} + \dots + \frac{(100-125)^2}{375} = 7.143$$

- Keputusan

$$\chi^2_{hitung} < \chi^2_{tabel}, \text{ maka tolak } H_0$$

- Kesimpulan

Dengan tingkat kepercayaan 5%, terdapat cukup bukti untuk menyatakan bahwa proporsi wisatawan domestik yang mengunjungi Ubud, Kuta, dan Nusa Dua berbeda secara signifikan dari proporsi yang diharapkan.

Pengujian k Populasi Multinomial

A. Parameter Tidak Diketahui

- Hipotesis

$$H_0: p_{ij} = p_{im}; i = 1, 2, \dots, r;$$

$$j, m = 1, 2, \dots, k; j \neq m$$

(proporsi semua populasi di semua kategori amatan adalah sama)

$$H_1: Ada p_{ij} yang berbeda$$

(terdapat proporsi yang berbeda diantara populasi di kategori amatan tertentu)

- Prosedur

1. Alokasikan masing-masing observasi ke dalam tabel kontingensi berukuran $r \times k$ dimana r adalah banyaknya kemungkinan hasil dan k adalah banyaknya populasi.
2. Hitung nilai estimasi frekuensi harapan atau estimate expected value (e_{ij}) untuk masing-masing sel, yang diperoleh dari perkalian total nilai baris i dan total nilai kolom ke j (total marginal) dibagi total observasi.
3. Hitung statistik uji chi square dan bandingkan dengan titik kritis pada tabel chi square

- Statistik Uji

$$\chi^2_{hitung} = \sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^r \frac{(O_{ij} - E_{ij})^2}{E_{ij}}$$

- Keputusan

$$\text{Tolak } H_0 \text{ jika } \chi^2_{hitung} > \chi^2_{tabel}$$

CONTOH SOAL

Tentukan apakah dengan level kepercayaan sebesar 95% proporsi siswa di tiga level satuan pendidikan adalah sama untuk siswa yang berasal dari Padang, Jawa, dan Sunda menurut tabel banyaknya siswa berikut.

	Pada ng	Jaw a	Sun da	Tot al
SD	10	5	5	20
SM P	5	5	10	20
SM A	5	10	5	20
Tot al	20	20	20	60

JAWABAN

- Hipotesis

$$H_0: p_{11} = p_{12} = p_{13}; p_{21} = p_{22} = p_{23}$$

$$H_1: ada proporsi yang berbeda$$

- Tingkat Signifikansi: $\alpha = 5\%$
- Statistik Tabel

Oleh karena $r=k=3$, derajat bebas didapat $(r-1)(k-1)=4$.

Berdasarkan tabel chi-square, $\chi^2_{tabel} = 9.488$

- Statistik Uji

e_{ij}	Padang	Jawa	Sunda
SD	6.67	6.67	6.67
SM P	6.67	6.67	6.67
SM A	6.67	6.67	6.67

$$\chi^2_{hitung} = \frac{3(10-6.67)^2}{6.67} + \frac{6(5-6.67)^2}{6.67} = 7.4499$$

- Keputusan

$$\chi^2_{hitung} < \chi^2_{tabel}, \text{ maka terima } H_0$$

- Kesimpulan

Dengan tingkat kepercayaan 95% dapat dibuktikan bahwa proporsi siswa di tiga level satuan pendidikan adalah sama untuk siswa yang berasal dari Padang, Jawa, dan Sunda.

B. Parameter Diketahui

- Hipotesis

$$H_0 : p_{i1} = p_{i2} = p_{i3} = p_{i.}, \quad i = 1, 2, 3$$

(Proporsi semua populasi di semua kategori pengamatan adalah sama)

$$H_1 : Ada p_{ij} yang berbeda$$

(terdapat proporsi yang berbeda diantara populasi di kategori pengamatan tertentu)

- Statistik Uji

$$\chi^2 = \sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^r \frac{(O_{ij} - E_{ij})^2}{E_{ij}}$$

dengan E_{ij} adalah :

$$E_{ij} = (n_j)(p_{i.}) \quad \text{di mana } \sum_{i=1}^r p_{ij} = 1$$

- Keputusan

$$\text{Tolak } H_0 \text{ jika } \chi^2_{hitung} > \chi^2_{\alpha(k(r-1))}$$

- Tahap Pengujian

1. Alokasi masing-masing observasi ke dalam tabel kontingensi berukuran rxk di mana r adalah banyaknya kemungkinan hasil/kategori, dan k adalah banyaknya populasi.

2. Hitung nilai frekuensi harapan untuk masing-masing sel, yang diperoleh dari

$$e_{ij} = (n_j)(p_{i.}) \quad \text{di mana } \sum_{i=1}^r p_{ij} = 1$$

3. Hitung statistik uji *chi square* dan bandingkan dengan titik kritis pada tabel *chi square*.

CONTOH SOAL

1. Sebuah survei dilakukan untuk mengetahui apakah distribusi pengunjung ke tiga taman wisata kota sesuai dengan proporsi yang telah diasumsikan pemerintah. Tiga taman tersebut adalah Taman Edukasi, Taman Rekreasi, dan Taman Seni. Pemerintah mengasumsikan proporsi pengunjung sebagai berikut :

- Taman Edukasi: 40% ($p_{ij} = 0,4$)
- Taman Rekreasi : 35% ($p_{ij} = 0,35$)
- Taman Seni : 25% ($p_{ij} = 0,25$)

Taman	Taman				
	Seni	Rabu	Jumat	Minggu	Total
Edukasi	100	120	150	180	550
Rekreasi	70	80	110	140	400
Seni	30	50	40	80	200
Total	200	250	300	400	1.150

Gunakan tingkat signifikansi 0,05

JAWABAN

- Hipotesis

H_0 : Proporsi pengunjung untuk setiap taman sesuai dengan nilai yang diasumsikan.

$$p_{ij} = 0,4 \text{ (Edukasi)}$$

$$p_{ij} = 0,35 \text{ (Rekreasi)}$$

$$p_{ij} = 0,25 \text{ (Seni)}$$

$$H_1 : Setidaknya ada p_{ij} yang berbeda$$

- Tingkat Signifikansi (α) = 5% (0,05)

- Wilayah kritis

Tolak H_0 jika $\chi^2_{hitung} > \chi^2_{0,05(4(3-1))}$ atau tolak H_0

jika $\chi^2_{hitung} > \chi^2_{0,05(8)}$

$$\chi^2_{tabel} = 15,507$$

- Menghitung statistik uji

e_{ij}	Hari			
	Senin	Rabu	Jumat	Minggu
Edukasi	80	100	120	160
Rekreasi	70	87,5	105	140
Seni	50	62,5	75	100

$$\chi^2_{hitung} = \frac{(100-80)^2}{80} + \dots + \frac{(80-100)^2}{100} = 65,571$$

e) Keputusan

$$\chi^2_{hitung} > \chi^2_{tabel}, \text{ maka tolak } H_0$$

f) Kesimpulan

Dengan tingkat kepercayaan 95% dapat dibuktikan bahwa paling tidak terdapat satu proporsi pengunjung di tiga taman yang berbeda. Ada cukup bukti untuk menyimpulkan bahwa distribusi pengunjung ke Taman Edukasi, Taman Rekreasi, dan Taman Seni berbeda dari nilai yang diasumsikan oleh pemerintah

Pertemuan 10

Metode Statistika Nonparametrik pada Satu Kelompok Sampel

Uji statistik yang tidak memerlukan adanya asumsi-asumsi mengenai sebaran data populasi, sehingga tidak mensyaratkan bentuk sebaran parameter populasi berdistribusi normal disebut **juga free distribution**.

1. Uji Tanda (Sign Test)

Salah satu uji nonparametrik yang merupakan ide dasar yang mendasari mengubah data menjadi **tanda '+' dan '-'** digunakan untuk melakukan pengujian hipotesis:

- Satu kelompok sampel (One sample sign Test)
 - Dua sampel berpasangan
- a) Dengan asumsi:
- Contoh acak selang bebas dari populasi yang tidak diketahui median (M)
 - Variabel yang diamati kontinu dan minimal berskala pengukuran ordinal
- b) Hipotesis
- $H_0 : M = M_0$ vs. $H_1 : M \neq M_0$
 - $H_0 : M \leq M_0$ vs. $H_1 : M > M_0$
 - $H_0 : M \geq M_0$ vs. $H_1 : M < M_0$
- c) Menghitung selisih (x_i) setiap data terhadap median
- d) Menentukan tanda
- $x_i > M_0$ diberi tanda (+)
 - $x_i < M_0$ diberi tanda (-)

- $x_i = M_0$ diberi tanda (0)

e) Menghitung jumlah tanda

- Tanda (+) $\square m$
- Tanda (-) $\square n$
- Tanda (0) \square dikeluarkan dari pengamatan

A. Uji Tanda Satu Sampel

a. Uji Sampel Kecil ($N \leq 25$, $N = m + n$)

- $H_0 : M = M_0$ vs. $H_1 : M \neq M_0$
 $x = \min(m, n)$
Tolak H_0 , apabila $P(X \leq x | b(N; 0,5)) \leq \frac{\alpha}{2}$

- $H_0 : M \leq M_0$ vs. $H_1 : M > M_0$
 $x = n$
Tolak H_0 , apabila $P(X \leq x | b(N; 0,5)) \leq \alpha$

- $H_0 : M \geq M_0$ vs. $H_1 : M < M_0$
 $x = m$
Tolak H_0 , apabila $P(X \leq x | b(N; 0,5)) \leq \alpha$

b. Uji Sampel Besar ($N > 25$, $N = m + n$)

Statistik uji

$$Z = \frac{x - \frac{N}{2}}{0,5\sqrt{N}} \quad \text{dengan faktor}$$

$$\text{koreksi } Z = \frac{(x \pm 0,5) - \frac{N}{2}}{0,5\sqrt{N}}$$

Jika $x + 0,5$, digunakan ketika $x < 0,5N$
Jika $x - 0,5$, digunakan ketika $x > 0,5N$
Tolak H_0 , apabila $z_{\text{hitung}} > z_\alpha$

B. Uji Tanda Data Berpasangan

Digunakan untuk melihat **apakah ada perbedaan antara dua kondisi** tanpa melihat besarnya perbedaan yang terjadi, dan menggunakan data dengan skala ordinal.

a. Uji Sampel Kecil ($N \leq 25$, $N = m + n$)

- $H_0 : p(X_a > X_b) = 0,5$ vs. $H_1 : p(X_a > X_b) \neq 0,5$ atau $p(X_a < X_b) = 0,5$

$$x = \min(m, n)$$

Tolak H_0 , apabila $P(X \leq x | b(N; 0,5)) \leq \frac{\alpha}{2}$

- $H_0 : p(X_a > X_b) = 0,5$ vs. $H_1 : p(X_a > X_b) > 0,5$

$$x = n$$

Tolak H_0 , apabila $P(X \leq x | b(N; 0,5)) \leq \alpha$

- $H_0 : p(X_a > X_b) = 0,5$ vs. $H_1 : p(X_a > X_b) < 0,5$

$$x = m$$

Tolak H_0 , apabila $P(X \leq x | b(N; 0,5)) \leq \alpha$

b. Uji Sampel Besar ($N > 25$, $N = m + n$)

Menggunakan pendekatan distribusi normal, sehingga statistik ujinya adalah

$$Z = \frac{(x \pm 0,5) - \mu}{\sigma} \quad \text{dengan}$$

$$\mu = 0,5N \text{ dan } \sigma = 0,5\sqrt{N}$$

Catatan: x = banyaknya tanda + atau - (tergantung hipotesis)

2. Uji Keacakan (Run Test)

Uji runs adalah uji statistic yang digunakan untuk memeriksa apakah suatu data memiliki pola tertentu (non-random) atau jika data tersebut dihasilkan secara acak (random). Uji ini berfungsi untuk

mengetahui keacakan (random) dari suatu data yang berasal dari sampel tunggal dan didasarkan pada urutan (order) observasi yang diperoleh. Sebagai contoh dalam pelemparan uang logam sebanyak 6 kali didapatkan hasil sebagai berikut (M: muka, B: belakang).

Hipotesisnya :

H_0 : Kejadian yang diamati bersifat random

H_1 : Kejadian yang diamati tidak random

• Uji Sampel Kecil (m dan $n \leq 20$)

Uji sampel kecil menggunakan Table run-G untuk $\alpha = 0,05$.

$N = m+n$, dengan permisalan n merupakan satu kejadian dan m merupakan kejadian yang lain. Terdapat r yang merupakan banyaknya run.

□ Jika nilai r jatuh diantara nilai kritis tabel G ($F1 < r < F2$) maka H_0 diterima

□ Jika nilai $r \leq F1$ atau $r \geq F2$, maka H_0 ditolak

• Uji Sampel Besar (m atau $n > 20$)

Untuk sampel besar, distribusi sampel R mendekati distribusi normal Z dengan rata-rata μ_r dan varian σ_r^2 . Jika

H_0 benar

$$Z = \frac{r - \mu_r}{\sigma_r}$$

Dimana $\mu_r = \frac{2mn}{m+n} + 1$ dan

$$\sigma_r = \sqrt{\frac{2mn(2mn-m-n)}{(m+n)^2(m+n-1)}}$$

Dengan menggunakan koreksi sebesar h sebagai berikut:

$$Z = \frac{(r+h) - \mu_r}{\sigma_r}$$

Jika $r < \left(\frac{2mn}{N}\right) + 1$, Maka $h = 0,5$ yang dimana $r < \mu$

Jika $r > \left(\frac{2mn}{N}\right) + 1$, Maka $h = -0,5$ yang dimana $r > \mu$

- Tolak H_0 , jika $Z_{hit} \leq -Z_{\frac{\alpha}{2}}$ dan $Z_{hit} \geq Z_{\frac{\alpha}{2}}$
- Gagal Tolak H_0 , jika $-Z_{\frac{\alpha}{2}} < Z_{hit} < Z_{\frac{\alpha}{2}}$

Latihan Soal

1. (Uji Run) Dari hasil pelemparan mata uang 13 kali, tersusun urutan hasil pelemparan sebagai berikut (M: muka, B: belakang) M M M B M B B M M M M B B Tentukan apakah urutan kemunculan mata uang random!

H_0 : urutan data random

H_1 : urutan data tidak random

- $\alpha = 0,05$, (2 arah)
- $r = 6$, $m = 8$, $n = 5$
- Pada tabel G (Siegel dan Castellan, 1988),, untuk $\alpha = 0,05$, H_0 akan ditolak jika nilai $r \leq 3$, atau $r \geq 11$.
- Keputusan: karena $r = 6$ terletak dalam selang 3 sampai dengan 11 , maka Gagal tolak H_0
- Kesimpulan: Urutan data random.

2. (Uji Sign) Menjelang mulainya tahun ajaran baru, fenomena yang tidak biasa terjadi di ruangan perpustakaan STIS. Mahasiswa jurusan komputasi statistik khususnya tingkat IV banyak berkeliaran di perpustakaan. Entah apa yang dikerjakan, mencari buku statistik, membaca jurnal, atau hal lainnya. Kuat dugaan bahwa mahasiswa komputasi statistik sedang mencari referensi untuk membuat tugas akhir yaitu skripsi. Salah satu petugas perpustakaan mengatakan bahwa terjadi peningkatan jumlah kunjungan perpustakaan khususnya pengunjung dari mahasiswa STIS Angkatan 51 jurusan komputasi statistik. Berikut adalah data jumlah kunjungan mahasiswa jurusan komputasi statistik angkatan 51 pada semester 6 dan semester 7. Ujilah apakah ada Jumlah kunjungan semester 7 lebih banyak semester 6 dengan menggunakan uji sign!

No.	No. Absen	Kelas	Jumlah Kunjungan SMT 6	Jumlah Kunjungan SMT 7
1	3	4KS1	2	24
2	8	4KS1	5	21
3	12	4KS1	10	15
4	13	4KS1	12	20
5	14	4KS1	14	20
6	20	4KS1	24	25
7	27	4KS1	3	40
8	1	4KS2	11	12
9	3	4KS2	23	23
10	4	4KS2	26	25
11	6	4KS2	21	20
12	19	4KS2	18	15
13	27	4KS2	13	23
14	31	4KS2	19	22

Hipotesis:

H_0 : Jumlah kunjungan ke perpustakaan dari mahasiswa komputasi statistik STIS Angkatan 51 pada semester 6 sama dengan semester 7

H_1 : Jumlah kunjungan ke perpustakaan dari mahasiswa komputasi statistik STIS Angkatan 51 pada semester 7 lebih besar dari semester 6

No.	No. Absen	Kelas	Jumlah Kunjungan SMT 6	Jumlah Kunjungan SMT 7	Tanda
1	3	4KS1	2	24	+
2	8	4KS1	5	21	+
3	12	4KS1	10	15	+
4	13	4KS1	12	20	+
5	14	4KS1	14	20	+
6	20	4KS1	24	25	+
7	27	4KS1	3	40	+
8	1	4KS2	11	12	+
9	3	4KS2	23	23	0
10	4	4KS2	26	25	-
11	6	4KS2	21	20	-
12	19	4KS2	18	15	-
13	27	4KS2	13	23	+
14	31	4KS2	19	22	+

Dari 14 sampel diperoleh :

Tanda (+) = 10

Tanda (-) = 3

Tanda (0) = 1

Dari informasi di atas maka $N=13$ (tanda 0 tidak diikutsertakan) dan $x=3$ (kejadian bersama-sama tanda + atau - yang terkecil)

Karena sampel kurang dari 25 maka digunakan distribusi binomial : Dengan

$N = 13$, $x = 3$, $p = 0,5$ diperoleh

$p - value = 0,046$

Karena $p\text{-value} > \alpha (0,05)$ maka keputusan adalah tolak H_0

Kesimpulan : Jumlah kunjungan perpustakaan mahasiswa STIS Angkatan 51 jurusan komputasi statistic pada semester 7 lebih besar dari semester

Pertemuan 11

Metode Statistik Nonparametrik pada Dua Kelompok Sampel

Wilcoxon Signed Rank Test

Wilcoxon Signed Rank Test adalah uji nonparametrik untuk mengukur signifikansi perbedaan antara 2 kelompok data berpasangan berskala ordinal atau interval tetapi berdistribusi tidak normal. Uji Wilcoxon Signed Rank Test merupakan uji alternatif dari uji pairing t test atau t –paired test apabila tidak memenuhi asumsi normalitas.

• Hipotesis

1. Uji Dua Arah

$$H_0 : M_D = 0$$

$$H_1 : M_D \neq 0$$

2. Uji Satu Arah (kanan)

$$H_0 : M_D \leq 0$$

$$H_1 : M_D > 0$$

3. Uji Satu Arah (kiri)

$$H_0 : M_D \geq 0$$

$$H_1 : M_D < 0$$

• Prosedur

1. Hitung selisih dua perlakuan X dan Y ($d_i = X_i - Y_i$)

2. Urutkan/ranking dari yang terkecil hingga terbesar, rank : $|d_i| = |X_i - Y_i|$

3. Beri tanda '+' atau '-' pada ranking yang sesuai dengan tanda '+' dan '-' pada d_i

4. Hitung $T+$ (jumlah dari barisan dengan tanda positif) dan $T-$ (jumlah dari barisan dengan tanda negatif)

5. Tentukan nilai N yaitu banyaknya nilai d_i yang bukan nol. Apabila $N \leq 25 \Rightarrow$ sampel kecil, jika $N > 25 \Rightarrow$ sampel besar

• Statistik Uji

1. Sampel kecil ($N \leq 25$)

Statistik uji:

a) "T" adalah total dari nilai absolut peringkat untuk kelompok dengan jumlah yang diharapkan lebih kecil.

• Gunakan hipotesis alternatif untuk menentukan kelompok dengan jumlah yang diharapkan lebih kecil.

• Untuk uji dua sisi, cukup pilih jumlah yang paling kecil.

b) $T+ =$ jumlah dari barisan dengan tanda-tanda positif

c) $T- = T+ =$ jumlah dari barisan dengan tanda-tanda negatif

Wilayah kritis:

Tolak H_0 ketika : $T \leq T_{tabel}$ atau

$Pvalue \leq \frac{\alpha}{2}$ (untuk dua arah) atau

$Pvalue \leq \alpha$ (untuk satu arah)

2. Sampel besar($N > 25$)

Statistik uji : jika angka atau nilai berpasangan (N) lebih besar dari 25, maka pendekatan distribusi normal atau uji Z dapat digunakan

$$Mean = \mu_T = \frac{N(N+1)}{4}$$

$$Standar Deviasi = \sigma_T =$$

$$\sqrt{\frac{N(N+1)(2N+1)}{24}}$$

$$Z = \frac{T - \mu_T}{\sigma_T}$$

Wilayah kritis :

Uji satu sisi (one-tailed):

- a) Uji Satu Arah (kanan)

Tolak H_0 jika $Z > Z_\alpha$

- b) Uji Satu Arah (kiri)

Tolak H_0 jika $Z < -Z_\alpha$

- c) Uji dua arah

Tolak H_0 jika $Z > Z_{\alpha/2}$

Atau $Z < -Z_{\alpha/2}$

CONTOH SOAL

- Seorang Bidan ingin melakukan penelitian ingin melihat pengaruh dari penggunaan KB Implan. 10 orang pasien yang diambil secara acak dan di periksa kondisi tubuh masing-masing sebelum dan sesudah penggunaan KB implant tersebut. ujilah dengan taraf nyata 5% apakah terdapat perbedaan sebelum dan sesudah menggunakan KB Implan

Pasien	Sebelum	Sesudah
A	28	27
B	14	24
C	32	29
D	30	28
E	23	15
F	20	26
G	16	27
H	28	25

JAWABAN

- a) Hipotesis

H_0 : Tidak ada perbedaan sebelum dan sesudah menggunakan KB Implan

H_1 : Ada perbedaan sebelum dan sesudah menggunakan KB Implan

- b) Tingkat Signifikansi (α) = 0,05

- c) Wilayah kritis

Titik kritis tabel G dengan $N = 8$ dan $\alpha = 0,05$ adalah 4

Tolak H_0 apabila $T < 4$

- d) Menghitung statistik uji W (statistik uji Wilcoxon)

Pasien	Sebelum	Sesudah	di	Rank
A	28	27	1	1
B	14	24	-1 0	7
C	32	29	3	2.5
D	30	28	2	2
E	23	15	-8	6
F	20	26	-6	5
G	16	27	-1 1	8
H	28	25	3	2.5

Rank (+)	Rank (-)
1	4
2.5	6
2	5
2.5	8
	7
T1 = 8	T2 = 30

Untuk melihat nilai uji statistiknya yaitu dari nilai terkecil dari nilai tersebut yaitu tanda positif. Sehingga dipilih $T = 8$

- e) Keputusan

Berdasarkan hasil tersebut diperoleh hasil bahwa nilai uji statistik \geq dari t tabel. yaitu $8 \geq 4$. sehingga berdasarkan kriteria pengujian diperoleh hasil H_0 diterima.

- f) Kesimpulan

Dengan tingkat signifikansi sebesar 5% dapat disimpulkan bahwa tidak ada perbedaan antara sebelum dan sesudah pasien menggunakan KB Implan.

Mann Whitney U Test

Uji Mann Whitney U digunakan untuk membandingkan dua sampel yang tidak berhubungan atau independen. Uji U digunakan untuk mengetahui apakah dua kelompok sampel berasal dari populasi yang sama. Skala data minimal **ordinal** untuk dua sampel independent.

- Hipotesis

1. Uji Dua Arah

$$H_0 : M_1 = M_2$$

$$H_1 : M_1 \neq M_2$$

2. Uji Satu Arah (kanan)

$$H_0 : M_1 \leq M_2$$

$$H_1 : M_1 > M_2$$

3. Uji Satu Arah (kiri)

$$H_0 : M_1 \geq M_2$$

$$H_1 : M_1 < M_2$$

- Prosedur

1. Gabungkan hasil observasi menjadi satu.
2. Urutkan gabungan data tersebut dari nilai terkecil ke terbesar.
3. Berikan ranking pada data gabungan tersebut.
4. Pisahkan kembali menjadi dua sampel dengan cara mencirikan asal data.
5. Jumlahkan raking untuk setiap sampel.
6. Hitunglah statistik U (U observasi).
7. Pilih U terkecil.
8. Tentukan statistic uji berdasarkan jumlah n_2 (jumlah sampel terbesar).

- Statistik Uji

1. Sampel sangat kecil ($n_2 < 9$)

Wilayah kritis :

- a) Gunakan tabel J pada table Mann Whitney untuk memperoleh p-value.
- b) Bandingkan p-value dengan alpha.
- c) **Tolak H_0** jika p-value < alpha (α).

2. Sampel kecil ($9 \leq n_2 \leq 20$)

Wilayah kritis :

a) Gunakan table K pada table Mann Whitney untuk memperoleh titik kritis (U tabel).

b) Bandingkan U observasi dengan U tabel.

c) **Tolak H_0** jika U observasi \leq U tabel.

$$U_1 = n_1 n_2 + \frac{n_1(n_1+1)}{2} - \sum R_1$$

$$U_2 = n_1 n_2 + \frac{n_2(n_2+1)}{2} - \sum R_2$$

dengan, $U_1 + U_2 = n_1 n_2$

Keterangan :

$\sum R_1$ = jumlah ranking dari sampel 1

$\sum R_2$ = jumlah ranking dari sampel 2

U = nilai terkecil dari U_1 dan

U_2 adalah U observasi

3. Sampel besar ($n_2 > 20$)

Wilayah kritis :

a) Gunakan tabel Z untuk memperoleh p-value.

b) Bandingkan p-value dengan alpha.

c) **Tolak H_0** jika p-value < alpha (α).

Langkah-langkah :

a) Gunakan rumus pada sampel kecil untuk mendapatkan statistic uji U.

b) Seiring dengan bertambahnya ukuran n_1 dan n_2 maka distribusi U semakin mendekati normal, dengan

$$\text{Mean} = \mu_U = \frac{n_1 n_2}{2}$$

$$\text{Standar deviation} = \sigma_U =$$

$$\sqrt{\frac{n_1 n_2 (n_1 + n_2 + 1)}{12}}$$

$$z = \frac{U - \mu_U}{\sigma_U}$$



CONTOH SOAL

1. Pengawas dari SD Budi Mulia di Kota Malang ingin melakukan penelitian untuk mengetahui perbedaan kinerja guru tetap dan guru tidak tetap. Sampel acak dipilih sebanyak 20 guru yang masing-masing terdiri dari 10 guru tetap dan 10 guru tidak tetap. Kinerja diukur oleh pengawas dan kepala sekolah SD Budi Mulia melalui total dari aspek penilaian yang telah dibuat dengan skala 0-100. Berikut data hasil penelitian :

Guru Tidak Tetap (GTT)	Skor Kinerja	Guru Tetap (GT)	Skor Kinerja
A	70	K	50
B	75	L	45
C	80	M	55
D	65	N	65
E	80	O	75
F	60	P	80
G	95	Q	85
H	90	R	80
I	100	S	90
J	70	T	100

JAWABAN

1. Berikut langkah-langkahnya

a) Hipotesis

H_0 : Tidak terdapat perbedaan yang signifikan dalam skor kinerja antara guru tidak tetap dan guru tetap di SD Bina Mulia ($M_{GTT} = M_{GT}$).

H_1 : Terdapat perbedaan yang signifikan dalam skor kinerja antara

guru tidak tetap dan guru tetap di SD Bina Mulia ($M_{GTT} \neq M_{GT}$).

- b) Tingkat Signifikansi (α) = 0,05
c) Tabel ranking

GTT	rank	GT	rank
A	7,5	K	2
B	9,5	L	1
C	12,5	M	3
D	5,5	N	5,5
E	12,5	O	9,5
F	4	P	12,5
G	18	Q	15
H	16,5	R	12,5
I	19,5	S	16,5
J	7,5	T	19,5
$\sum R_{GTT}$	113	$\sum R_{GT}$	97

Keterangan :

$$R_{GTT} = R_1 \text{ dan } R_{GT} = R_2$$

d) Statistik Uji

- Guru Tidak Tetap (GTT)

$$U_1 = n_1 n_2 + \frac{n_1(n_1+1)}{2} - \sum R_1$$

$$U_1 = (10 \times 10) + \frac{10(10+1)}{2} - 113$$

$$U_1 = 42$$

- Guru Tetap (GT)

$$U_2 = n_1 n_2 + \frac{n_2(n_2+1)}{2} - \sum R_2$$

$$U_2 = (10 \times 10) + \frac{10(10+1)}{2} - 97$$

$$U_2 = 58$$

- U_{obs} merupakan U terkecil antara U_1 dan U_2 maka

$$U_{obs} = 42$$

e) Wilayah Kritis

$$U_{tabel} = 27$$

$$U_{obs} = 42 > U_{tabel} = 27$$

f) Keputusan

Gagal Tolak H_0

g) Kesimpulan

Dengan tingkat signifikansi sebesar 5% dapat disimpulkan bahwa tidak terdapat perbedaan yang signifikan dalam skor kinerja guru tetap dan guru tetap di SD Bina Mulia.

Kolmogorov-Smirnov

Uji Kolmogorov-Smirnov digunakan untuk membandingkan distribusi dua sampel yang tidak berhubungan atau independen. Uji ini juga membawa nama Kolmogorov karena kemiripannya dengan uji satu-sampel yang dikembangkan oleh Kolmogorov (1933). Uji ini bertujuan untuk mengetahui apakah kedua kelompok sampel berasal dari distribusi yang sama dan untuk ukuran sampel yang lebih kecil ($n \leq 100$). Skala data minimal ordinal untuk dua sampel independen.

- Hipotesis

1. Uji Dua Arah

$$H_0 : F_1(x) = F_2(x)$$

$$H_1 : F_1(x) \neq F_2(x)$$

2. Uji Satu Arah (kanan)

$$H_0 : F_1(x) \geq F_2(x)$$

$$H_1 : F_1(x) < F_2(x)$$

3. Uji Satu Arah (kiri)

$$H_0 : F_1(x) \leq F_2(x)$$

$$H_1 : F_1(x) > F_2(x)$$

- Prosedur

1. Tentukan hipotesis nol (H_0) bahwa distribusi kedua sampel adalah sama, dan hipotesis alternatif (H_1) bahwa distribusi kedua sampel berbeda.
2. Kumpulkan data dari kedua sampel yang independen dengan skala minimal ordinal.
3. Gabungkan dan urutkan data dari kedua sampel dari yang terkecil hingga terbesar.
4. Hitunglah distribusi kumulatif empiris ($F_1(x)$ dan $F_2(x)$) untuk masing masing sampel.

5. Hitung statistic uji dengan
$$D = |F_1(x) - F_2(x)|$$
 6. Tentukan nilai kritis dari tabel Kolmogorov-Smirnov berdasarkan ukuran sampel.
 7. Bandingkan nilai D dengan nilai kritis
 8. Ambil kesimpulan dan interpretasi apakah distribusi kedua sampel berbeda atau sama
- Statistik Uji
 1. Uji statistik $S_1(x)$ dan $S_2(x)$ adalah fungsi distribusi kumulatif dari sampel
 - a) Dua arah
$$D = \text{maks}|F_1(x) - F_2(x)|$$
 - b) Satu arah
$$D = \text{maks} |F_1(x) - F_2(x)|$$
 - c) Satu arah
$$D = \text{maks}|F_2(x)-F_1(x)|$$
 2. Wilayah kritis
Wilayah kritis :
 - a) Gunakan tabel L jika n_1 atau $n_2 \leq 40$, $n_1 = n_2$
 - b) Gunakan tabel Li dan Lii (siegel & castellan) jika n_1 atau $n_2 \leq 25$, $n_1 \neq n_2$
 - c) Gunakan Tabel M Jika n_1 atau $n_2 > 40$ untuk uji 2 arah.
 - d) Pendekatan Chisquare ($\text{db}=2$) > 25 untuk uji 1 arah

CONTOH SOAL

1. Suatu inspeksi sanitasi rumah telah dilakukan terhadap rumah tipe dan rumah tipe 36 didapatkan data sebagai berikut:

Skor Sanitasi Rumah T45	Skor Sanitasi Rumah T45
23	28
43	50
46	36
34	32

33	44
28	51
45	40
49	37
52	35
38	42

Skor Sanitasi Rumah			
Interva 1	Tipe 45	Tipe 46	$ F1(x) - F2(x) $
23-27	0,1	0	0,1
28-32	0,2	0,2	0
33-37	0,4	0,5	0,1
38-42	0,5	0,7	0,2
43-47	0,8	0,8	0
48-52	1	1	0

Selidikilah dengan $\alpha = 5\%$, apakah score sanitasi kedua tipe rumah sama?

JAWABAN

1. Berikut langkah-langkahnya

a) Hipotesis

H_0 : Tidak terdapat perbedaan yang signifikan dalam skor sanitasi antara rumah tipe 45 dan tipe 46

H_1 : Terdapat perbedaan yang signifikan dalam skor sanitasi antara rumah tipe 45 dan tipe 46.

b) Tingkat Signifikansi (α) = 0,05

c) Tabel Skor Sanitasi

d) Statistik Uji

Nilai maks = 0,2 sehingga KD = 2

e) Nilai tabel

tabel D $\alpha = 5\%$, dua sisi, n=10, nilai tabel = 7

f) Daerah Penolakan

| 2 | < | 7 | H_0 ; diterima

g) Keputusan

Gagal Tolak H_0

h) Kesimpulan

Dengan tingkat signifikansi sebesar 5% dapat disimpulkan bahwa tidak terdapat perbedaan yang signifikan dalam skor sanitasi antara rumah tipe 45 dan rumah tipe 4

Pertemuan 12

Metode Statistika Nonparametrik Lebih dari Dua Kelompok Sampel

A. Kruskal Wallis One Way Analysis of Variance By Ranks Test

- Kruskal Wallis merupakan alternatif pengujian menggunakan ANOVA One Way apabila asumsi kenormalan tidak terpenuhi.
- Menguji apakah k-sampel independen berasal dari populasi yang identik dengan cara menguji kesamaan beberapa nilai tengah.

Skala pengukuran data minimal adalah ordinal

Hipotesis

H_0 : $M_1=M_2=M_3=\dots=M_k$, atau (k kelompok memiliki distribusi populasi yang sama), atau(median peringkat antar kelompok sama)

H_a : $M_i \neq M_j$, atau (minimal ada satu kelompok tidak memiliki distribusi

populasi yang sama), atau (minimal ada satu kelompok yang memiliki median peringkat yang berbeda

1. Prosedur Pengujian

Data Awal:

Kelompok Sampel					
1	2	...	i	...	k
y_{11}	y_{12}	...	y_{1j}	...	y_{1k}
y_{21}	y_{22}	...	y_{2j}	...	y_{2k}
:	:	:	:	:	:
$y_{n_1,1}$	$y_{n_2,2}$...	y_{nj}	...	$y_{nk,k}$

- a) Semua observasi dari k sampel independent digabungkan dan susunlah $n = n_1 + n_2 + \dots + n_k$ pengamatan itu dari yang terkecil sampai yang terbesar
- b) tentukan peringkatnya masing-masing observasi.
- c) Untuk nilai observasi yang sama, berikan peringkat rata ratanya.
- d) Setelah semua observasi selesai diranking, jumlahkan rangking dalam setiap kelompok sampel. Lambangkan jumlah peringkat ke-i dengan R_i

2. Statistik Uji Kruskal-Wallis (H)

$$H = \frac{12}{n(n+1)} \sum_{i=1}^k \frac{R_i^2}{n_i} - 3(n+1)$$

- n = total observasi dari semua

$$\text{kelompok sampel} = \sum_{i=1}^k n_i$$

- k = banyaknya kelompok sampel
- R_i = jumlah ranking observasi pada setiap kelompok sampel ke-i
- n_i = banyaknya observasi pada kelompok ke-i

Statistik H dapat dihampiri dengan sangat baik oleh sebaran Chi-square

dengan $k-1$ derajat bebas bila H_0 benar dan bila setiap kelompok terdiri dari minimal 5 observasi.

3. Kaidah Pengambilan Keputusan:

- Untuk setiap $n_i \leq 5$ dan $k=3$

Tolak H_0 jika:

$H_{hit} > H_{tabel}$ (Tabel Kruskall Wallis), atau Tolak H_0 jika p-value $\leq \alpha$

- Jika Tabel Kruskall Wallis tidak dapat digunakan, atau jika minimal pada suatu kelompok $n_i > 5$ atau $k \neq 3$ maka

Tolak H_0 jika:

$H_{hit} > \chi^2_{k-1}(\alpha)$ dengan derajat bebas $v = k-1$

Ranking Kembar (Tied Observation)

Ketika terdapat nilai yang sama, maka nilai yang sama tersebut diberi rangking rata-rata. Untuk mengoreksi pengaruh rangking yang sama, maka penghitungan H menggunakan faktor koreksi menjadi:

$$H^* = \frac{H}{1 - \frac{\sum_{i=1}^g (t_i^3 - t_i)}{n^3 - n}}$$

g = banyaknya kelompok ranking yang sama

t_i = banyaknya ranking yang kembar di kelompok ke-i

n = total sampel

Prosedur Perbandingan berganda untuk Kruskall Wallis

Ketika hasil yang didapat setelah Uji Kruskall Wallis adalah Tolak H_0 perlu

dilakukan Uji Dunn yaitu menyelidiki median kelompok mana yang berbeda dengan prosedur perbandingan berganda uji Kruskall-Wallis

Hipotesis

$$H_0: M_i = M_j$$

$$H_a: M_i \neq M_j$$

Tolak H_0 jika :

$$\left| \bar{R}_i - \bar{R}_j \right| > Z_{\frac{\alpha}{k(k-1)}} \sqrt{\frac{n(n+1)}{12} \left(\frac{1}{n_i} + \frac{1}{n_j} \right)}$$

Jika terdapat ties, Tolak H_0 jika :

$$\left| \bar{R}_i - \bar{R}_j \right| > Z_{\frac{\alpha}{k(k-1)}} \sqrt{\frac{n(n+1) - \sum_{i=1}^g (t_i^3 - t_i)}{12(n-1)} \left(\frac{1}{n_i} \right)}$$

\bar{R}_i dan \bar{R}_j adalah rata-rata peringkat untuk perlakuan ke-i dan ke-j.

Mesin 1	Mesin 2	Mesin 3
36	50	62
45	50	90
59	40	45
61	77	70
	60	90
	45	

Jawaban

1. Berikut langkah-langkahnya

- Merumuskan Hipotesis

$H_0: M_1 = M_2 = M_3$ (Tidak ada perbedaan kekuatan rengangan penutup karet yang dihasilkan ketiga mesin)

$H_a: M_i \neq M_j$ (Minimal ada satu mesin yang menghasilkan kekuatan rengangan penutup karet yang berbeda)

- Tingkat signifikansi $\alpha=0,05$

- Wilayah Kritis

Dengan $\alpha = 5\%$ dan $v = 3-1 = 2$, Tolak H_0 bila

$H_{hitung} > \chi^2_{3-1(0,05)} = 5,991$ (lihat tabel Chi Square).

- Menghitung Statistik Hitung Kruskal Wallis:

Perlakuan	Kelakuan Rengangan	Ran king	
Mesin 1	36	1	$n_1 = 4$
	45	4	$r_1 =$
	59	8	$1+4+8+10 =$
	61	10	23

Contoh Soal

1. Tiga mesin yang berbeda sedang dipertimbangkan untuk digunakan dalam pembuatan tutup yang terbuat dari karet. Yang menjadi bahan pertimbangan adalah kekuatan rengangan produk yang dihasilkannya. Suatu contoh acak diambil dari setiap mesin untuk digunakan untuk menentukan apakah kekuatan regangan tutup karet yang dihasilkan itu bervariasi dari mesin ke mesin. (Asumsikan bahwa data tidak memenuhi distribusi normal). Data yang diperoleh adalah sebagai berikut:

Mesin 2	50	6,5	$n_2 = 6$
	50	6,5	$r_2 =$
	40	2	$6,5+6,5+2+1$
	77	13	$3+9+4 = 41$
	60	9	
	45	4	
Mesin 3	62	11	$n_3 = 5$
	90	14,5	$r_3 =$
	45	4	$11+14,5+4+1$
	70	12	$2+14,5 = 56$
	90	14,5	
$k = 3$			$n = n_1+n_2+n_3 = 15$

$$H = \frac{12}{n(n+1)} \sum_{i=1}^k \frac{R_i^2}{n_i} - 3(n + 1)$$

$$H = \frac{12}{15(15+1)} \left(\frac{23^2}{4} + \frac{41^2}{6} + \frac{56^2}{5} \right) - 48 = 3,$$

Karena ada peringkat yang sama, maka dihitung faktor koreksi:

$$t_1 = 3(4 \text{ ada } 3)$$

$$t_2 = 2(6,5 \text{ ada } 2)$$

$$t_3 = 2(14,5 \text{ ada } 2)$$

$$1 - \frac{\sum_{i=1}^g (t_i^3 - t_i)}{n^3 - n} = 1 - \frac{24+6+6}{15^3 - 15} = 1 - 0,0167$$

Sehingga:

$$H^* = \frac{3,9808}{0,9833} = 4,048$$

- Keputusan

Karena $H_{\text{hitung}} < 5,991$, maka gagal tolak H_0 ,

- Kesimpulan

Jadi belum cukup bukti untuk menunjukkan bahwa ada perbedaan

kekuatan rengangan penutup karet yang dihasilkan oleh ketiga mesin tersebut.

Friedman Two Way Analysis of Variance By Ranks

- Alternatif dari uji ANOVA Two way, ketika asumsi kenormalan Ingin dihindari atau tidak terpenuhi.
- Menguji apakah k kelompok sampel dependen/related memiliki distribusi populasi yang sama
- kala pengukuran data minimal adalah ordinal

1. Asumsi:

- Data terdiri dari n kelompok sampel yang saling bebas dengan k perlakuan
- Tidak ada interaksi antara kelompok dan perlakuan

2. Prosedur Pengujian

- Hipotesis
 - $H_0 : M_1 = M_2 = \dots = M_k$, atau (k perlakuan memiliki distribusi populasi yang identik), median peringkat untuk semua perlakuan adalah sama.
 - $H_a : M_i \neq M_j$, minimal ada satu median perlakuan yang berbeda

- Data Awal

Kelompok	Treatment				
	II	II	III	...	k
Kelompok 1					
...					
Kelompok ke-n					

	R1	R2	R3	...	Rj
--	----	----	----	-----	----

- Bentuk data dalam bentuk tabel dua arah, baris adalah observasi, kolom adalah jenis perlakuan yang menyebabkan terbentuknya kelompok
- Tentukan peringkat masing-masing observasi berdasarkan nilai observasi atau pada keseluruhan kategori perlakuan ($i=1, 2, \dots, k$), k adalah total kategori perlakuan atau jumlah kelompok perlakuan
- Untuk nilai observasi yang sama, berikan peringkat rata-ratanya.
- Setelah semua observasi selesai diranking, jumlahkan rangking dalam setiap kategori perlakuan/kelompok. Lambangkan jumlah peringkat perlakuan ke- i dengan R_i .
- Statistik Uji

$$\chi_r^2 = \frac{12}{nk(k+1)} \sum_{i=1}^k (R_i)^2 - 3n(k+1)$$

n = total observasi pada setiap kelompok perlakuan

k = banyaknya kelompok/kategori perlakuan

R_i = jumlah ranking seluruh observasi pada setiap kelompok sampel ke- i

χ_r^2 menghampiri distribusi $\chi_{\alpha, k-1}^2$ dengan derajat bebas $k-1$.

3. Kaidah Pengambilan Keputusan

- Gunakan tabel Friedman Two Way ANOVA by Rank di buku Sydney, jika:
 - $2 \leq n \leq 9$ dan $k = 3$
 - $2 \leq n \leq 4$ dan $k = 4$
 - Tolak H_0 jika $\chi_r^2 >$ Tabel Friedman two way Anova By Ranks

- Gunakan Tabel Chi Square, jika n dan k tidak termasuk pada tabel Friedman di buku Sydney

- Tolak H_0 jika: $\chi_r^2 > \chi_v^2(\alpha)$ dengan derajat bebas $v = k-1$

4. Ranking Kembar

Ketika terdapat nilai yang sama, maka nilai yang sama tersebut diberi rangking rata-rata. Untuk mengoreksi pengaruh rangking yang sama, maka penghitungan H menggunakan faktor koreksi menjadi:

$$\chi_r^2(\text{corrected}) = \chi_r^2 \frac{\frac{nk(k^2-1)}{g}}{nk(k^2-1) - \sum_{i=1}^g (t_i^3 - t_i)}$$

g = banyaknya kelompok peringkat yang sama

t_i = banyaknya ranking yang kembar di kelompok ke- i

n = total sampel

5. Prosedur Perbandingan berganda untuk Friedman Test

Ketika hasil yang didapat setelah Uji Friedman Test adalah **Tolak H_0** perlu dilakukan Uji Dunn yaitu memerlukan median kelompok mana yang berbeda dengan prosedur perbandingan berganda uji Kruskall-Wallis

Hipotesis

$$H_0: M_i = M_j$$

$$H_a: M_i \neq M_j$$

Tolak H_0 jika :

$$|R_i - R_j| > Z_{\frac{\alpha}{k(k-1)}} \sqrt{\frac{nk(k+1)}{6}}$$

R_i dan R_j adalah jumlah peringkat kelompok perlakuan ke-I dan ke-j.

Contoh Soal

Ingin diketahui apakah gandum yang diberikan perlakuan pupuk yang berbeda-beda dapat menyebabkan produksi gandum yang berbeda juga. Untuk menguji efek perlakuan pupuk tersebut diambil 4 kelompok varitas gandum yang diberikan ketiga perlakuan pupuk tersebut. Gunakan tingkat signifikansi 5% untuk mengujinya, dan diasumsikan data tidak memenuhi asumsi kenormalan.

Varitas Gandum	Pupuk 1	Pupuk 2	Pupuk 3
f ₁	89	75	81
f ₂	92	72	73
f ₃	95	79	88
f ₄	79	75	85

Jawaban

Hipotesis

- $H_0: M_1 = M_2 = \dots = M_k$, Perlakuan pemberian pupuk yang berbeda tidak berpengaruh pada hasil produksi gandum
- $H_1: M_i \neq M_j$, Perlakuan pemberian pupuk yang berbeda memberikan hasil gandum yang berbeda

n \square jenis varietas \square ada 4,

k \square jenis perlakuan pupuk \square 3,

menggunakan Tabel N pada buku Sidney Siegel,

Varitas Gandum	Pupuk 1 (rank)	Pupuk 2 (rank)	Pupuk 3 (rank)
f ₁	3	1	2
f ₂	3	1	2
f ₃	3	1	2
f ₄	2	1	3
R _i	11	4	9

$$\chi_r^2 = \frac{12}{nk(k+1)} \sum_{i=1}^k (R_i)^2 - 3n(k+1)$$

$$\chi_r^2 = \frac{12}{(4)(3)(3+1)} (11^2 + 94^2 + 9^2) - 3(4)(3+1) = 6,5$$

\square Keputusan: karena $\chi_r^2 > \chi_{(0,05,2)}^2 = 5,991$ maka **Tolak H₀**.

\square Kesimpulan: dengan tingkat signifikansi 5% cukup bukti untuk menunjukkan bahwa kondisi pupuk yang berbeda menyebabkan perbedaan hasil produksi jagung.

- Uji Dunn

- Hipotesis

$H_0: M_1 = M_2 = \dots = M_k$, Perlakuan pemberian pupuk yang berbeda tidak berpengaruh pada hasil produksi gandum

$H_1: M_i \neq M_j$, Perlakuan pemberian pupuk yang berbeda memberikan hasil gandum yang berbeda

$$|R_i - R_j| > Z \frac{\alpha}{k(k-1)} \sqrt{\frac{nk(k+1)}{6}}$$

$$\frac{\alpha}{k(k-1)} = \frac{0,05}{3(2-1)} = 0,0083$$

$$Z_{1-0,0083} = 2,395$$

$$Z \frac{\alpha}{k(k-1)} \sqrt{\frac{nk(k+1)}{6}} = 2,395 \sqrt{\frac{4 \cdot 3(3+1)}{6}} \\ = 2,395 \sqrt{8} \\ = 6,774$$

$$R_1 = 11 \quad R_2 = 4 \quad R_3 = 9$$

$$|R_1 - R_2| = 7 > 6,774 \text{ Tolak } H_0$$

$$|R_1 - R_3| = 2 < 6,774 \text{ Gagal tolak } H_0$$

$$|R_2 - R_3| = 5 < 6,774 \text{ Gagal tolak } H_0$$

Kesimpulan:

Dengan tingkat signifikan 5%, pasangan pupuk 1 dan 2 memberikan efek pertumbuhan

hasil gandum yang berbeda, sedangkan pasangan pupuk yang lain tidak.

Tabel Kruskall Wallis

282

APPENDIX

TABLE O. TABLE OF PROBABILITIES ASSOCIATED WITH VALUES AS LARGE AS OBSERVED VALUES OF H IN THE KRUSKAL-WALLIS ONE-WAY ANALYSIS OF VARIANCE BY RANKS*

Sample sizes			H	p	Sample sizes			H	p
n_1	n_2	n_3			n_1	n_2	n_3		
2	1	1	2.7000	.500	4	3	2	6.4444	.008
2	2	1	3.6000	.200				6.3000	.011
2	2	2	4.5714	.067				5.4444	.046
			3.7143	.200				5.4000	.051
								4.5111	.098
								4.4444	.102
3	1	1	3.2000	.300	4	3	3	6.7455	.010
3	2	1	4.2857	.100				6.7091	.013
			3.8571	.133				5.7909	.046
3	2	2	5.3572	.029				5.7273	.050
			4.7143	.048				4.7091	.092
			4.5000	.067				4.7000	.101
			4.4643	.105	4	4	1	6.6667	.010
3	3	1	5.1429	.043				6.1667	.022
			4.5714	.100				4.9867	.048
			4.0000	.129				4.8867	.054
3	3	2	6.2500	.011				4.1667	.082
			5.3611	.032	4	4	2	4.0667	.102
			5.1389	.061				7.0364	.006
			4.5556	.100				6.8727	.011
			4.2500	.121				5.4545	.046
3	3	3	7.2000	.004				5.2364	.052
			6.4889	.011				4.5545	.098
			5.6889	.029	4	4	3	4.4455	.103
			5.6000	.050				7.1439	.010
			5.0667	.086				7.1364	.011
			4.6222	.100				5.5985	.049
4	1	1	3.5714	.200				5.5768	.051
4	2	1	4.8214	.057	4	4	4	4.5455	.090
			4.5000	.076				4.4773	.102
4	2	2	6.0000	.014					
			5.3333	.033					
			5.1250	.052					
			4.4583	.100					
			4.1667	.105	5	1	1		
4	3	1	5.8333	.021	5	2	1	3.8571	.143
			5.2083	.050				5.2500	.036
			5.0000	.057				4.4500	.071
			4.0556	.093				4.2000	.095
			3.8889	.129				4.0500	.119

APPENDIX

283

TABLE O. TABLE OF PROBABILITIES ASSOCIATED WITH VALUES AS LARGE AS OBSERVED VALUES OF H IN THE KRUSKAL-WALLIS ONE-WAY ANALYSIS OF VARIANCE BY RANKS* (Continued)

Sample sizes			H	p	Sample sizes			H	p
n_1	n_2	n_3			n_1	n_2	n_3		
5	2	2	6.5333	.008				5.6308	.050
			6.1333	.013				4.5487	.099
			5.1600	.034				4.5231	.103
			5.0400	.056				7.7604	.009
			4.3733	.090	5	4	4	7.7440	.011
			4.2933	.122				5.6571	.049
5	3	1	6.4000	.012				5.6176	.050
			4.9600	.048				4.6187	.100
			4.8711	.052				4.5527	.102
			4.0178	.095	5	5	1	7.3091	.009
			3.8400	.123				6.8364	.011
5	3	2	6.9091	.009				5.1273	.046
			6.8218	.010				4.9091	.053
			5.2509	.049				4.1091	.086
			5.1055	.052				4.0364	.105
			4.6509	.091	5	5	2	7.3385	.010
			4.4945	.101				7.2692	.010
5	3	3	7.0788	.009				5.3385	.047
			6.9818	.011				5.2462	.051
			5.6485	.049				4.6231	.097
			5.5152	.051				4.5077	.100
			4.5333	.097	5	5	3	7.5780	.010
			4.4121	.109				7.5429	.010
5	4	1	6.9545	.008				5.7055	.046
			6.8400	.011				5.6264	.051
			4.9855	.044				4.5451	.100
			4.8600	.056				4.5363	.102
			3.9873	.098	5	5	4	7.8229	.010
			3.9600	.102				7.7914	.010
5	4	2	7.2045	.009				5.6657	.049
			7.1182	.010				5.6429	.050
			5.2727	.049				4.5229	.099
			5.2682	.050				4.5200	.101
			4.5409	.098	5	5	5	8.0000	.009
			4.5182	.101				7.9800	.010
5	4	3	7.4449	.010				5.7800	.049
			7.3949	.011				5.6600	.051
			5.6564	.049				4.5000	.102

* Adapted and abridged from Kruskal, W. H., and Wallis, W. A. 1952. Use of ranks in one-criterion variance analysis. *J. Amer. Statist. Ass.*, 47, 614-617, with the kind permission of the authors and the publisher. (The corrections to this table given by the authors in *Errata, J. Amer. Statist. Ass.*, 48, 910, have been incorporated.)

Tabel Chi-square

APPENDIX

249

TABLE C. TABLE OF CRITICAL VALUES OF CHI SQUARE*

χ^2	Probability under H_0 that $x^2 \geq \chi^2$ chi square									
	.99	.98	.95	.90	.80	.70	.60	.50	.40	.30
1	.00016	.00063	.0039	.016	.064	.15	.46	1.07	1.64	2.71
2	.02	.04	.10	.21	.45	.71	1.39	2.41	3.22	4.60
3	.12	.18	.35	.58	1.00	1.43	2.37	3.06	4.04	5.25
4	.30	.43	.71	1.05	1.53	2.20	3.36	4.88	5.99	7.78
5	.55	.75	1.14	1.61	2.34	3.24	4.36	5.00	6.29	8.14
6	.87	1.13	1.64	2.25	3.07	3.82	5.32	7.23	8.56	10.64
7	1.24	1.56	2.17	2.82	3.67	4.67	6.32	8.38	9.80	12.05
8	1.65	2.02	2.62	3.29	4.09	5.07	7.24	9.52	11.05	13.36
9	2.09	2.53	3.23	3.97	4.87	5.91	8.24	10.64	12.16	14.56
10	2.58	3.04	3.86	4.67	5.60	6.78	9.27	11.81	14.41	16.92
11	3.05	3.61	4.36	5.18	6.09	7.21	9.89	12.64	15.34	18.12
12	3.57	4.18	5.00	5.82	6.72	7.82	10.57	13.42	16.27	19.16
13	4.11	4.76	5.59	6.46	7.34	8.43	11.24	14.16	17.11	20.04
14	4.66	5.37	6.27	7.19	8.07	9.47	10.82	13.34	16.22	19.26
15	5.23	5.98	6.98	7.98	8.87	10.27	12.72	15.21	18.02	21.02
16	5.81	6.61	7.66	8.74	9.74	10.82	13.34	16.82	19.62	22.64
17	6.41	7.29	8.40	9.59	10.71	11.87	14.42	17.97	20.51	23.55
18	7.02	7.91	9.09	10.36	11.54	12.72	15.32	18.89	21.47	24.53
19	7.63	8.57	10.12	11.66	13.23	14.47	17.12	20.70	23.30	26.36
20	8.26	9.24	10.85	12.46	14.08	15.38	18.09	21.69	24.28	27.35
21	8.90	9.92	11.59	13.24	14.94	16.20	18.92	22.61	25.31	28.45
22	9.54	10.60	12.34	14.04	15.71	17.01	19.70	23.39	26.02	29.15
23	10.20	11.29	13.09	14.84	16.52	17.81	20.22	23.94	26.62	29.77
24	10.86	11.99	13.85	15.60	17.30	18.69	21.39	25.08	27.76	30.91
25	11.52	12.70	14.61	16.47	18.44	19.79	22.50	26.28	28.97	32.15
26	12.20	13.41	15.38	17.39	19.82	21.79	25.34	29.21	31.95	35.43
27	12.88	14.12	16.15	18.11	20.70	22.72	26.34	30.32	33.98	37.44
28	13.56	14.85	16.93	18.94	21.59	23.65	27.34	31.39	35.04	38.52
29	14.24	15.57	17.71	19.77	22.48	25.08	28.34	32.44	36.05	39.59
30	14.94	16.31	18.49	20.00	23.55	26.51	30.29	34.35	37.96	41.53

* Table C is abridged from Table IV of Fisher and Yates: *Statistical tables for biological, agricultural, and medical research*, published by Oliver and Boyd Ltd., Edinburgh, by permission of the authors and publishers.

Pertemuan 13

Uji Korelasi Parametrik dan Nonparametrik

Uji Korelasi Pearson

Uji korelasi Pearson digunakan untuk mengukur keeratan dan arah hubungan linier antara dua variabel berskala interval atau rasio. Koefisien korelasi sampel dilambangkan dengan r dengan nilai antara -1 hingga +1:

- r mendekati +1 atau -1: Hubungan linier kuat.
- r mendekati 0: Hubungan linier lemah.
- $r > 0$: Hubungan searah (positif).
- $r < 0$: Hubungan lawan arah (negatif).

Hipotesis Statistik

1. Dua Arah:

- $H_0: \rho = 0$ (tidak ada hubungan linier antara X dan Y).
- $H_1: \rho \neq 0$ (ada hubungan linier).

2. Satu Arah:

- $H_0: \rho = 0$
- $H_1: \rho > 0$ (hubungan linier positif: peningkatan nilai X diikuti dengan peningkatan nilai Y).
- $H_1: \rho < 0$ (hubungan linier negatif: peningkatan nilai X diikuti dengan penurunan nilai Y).

Ket: ρ adalah koefisien korelasi populasi.

Statistik Uji

1. Rumus Koefisien Korelasi

$$r = \frac{s_{xy}}{\sqrt{s_{xx}s_{yy}}} = \frac{n\sum XY - (\Sigma X)(\Sigma Y)}{\sqrt{[n\sum X^2 - (\Sigma X)^2][n\sum Y^2 - (\Sigma Y)^2]}}$$

n = Jumlah pasangan sampel X dan Y

2. Statistik uji t (jika X dan Y berdistribusi Normal Bivariat):

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

dengan derajat bebas $n-2$.

Statistik Tabel:

1. Titik kritis korelasi Pearson: $r_{\alpha/2;n-2}$
2. Distribusi t dengan derajat bebas $n-2$.

Keputusan

Tabel Pearson:

- Dua arah: Tolak H_0 jika $|r| > r_{\alpha/2;n-2}$ atau $p-value < \alpha$.
- Satu arah: Tolak H_0 jika $r > r_{\alpha/2;n-2}$ atau $p-value < \alpha$.

Tabel t :

- Dua arah: Tolak H_0 jika $|t| > t_{\alpha/2;n-2}$ atau $p-value < \alpha$.

Uji Korelasi Spearman

Uji korelasi Spearman digunakan untuk mengukur keeratan hubungan antara dua variabel dengan skala ordinal, interval, atau rasio (yang diberi peringkat/ranking). Kuat lemahnya hubungan diukur berdasarkan peringkat, bukan nilai asli. Uji ini menjadi alternatif jika pasangan variabel X dan Y tidak terpenuhi asumsi Normal Bivariat.

Hipotesis Statistik

1. Dua Arah:

- $H_0: \rho_s = 0$ (tidak ada hubungan antara X dan Y).
- $H_1: \rho_s \neq 0$ (ada hubungan antara X dan Y).

2. Satu Arah:

- $H_0: \rho_s = 0$
- $H_1: \rho_s > 0$ (hubungan positif).
- $H_0: \rho_s = 0$
- $H_1: \rho_s < 0$ (hubungan negatif).

Statistik Uji

1. Untuk $n \leq 30$:

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

r_s : koefisien korelasi Spearman dari sampel

n : jumlah pasangan sampel X_i, Y_i

d_i : selisih rangking X dan Y.

- Untuk $n > 30$, digunakan pendekatan normal:

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

Jika Terdapat Ties (Data Sama)

Jika terdapat nilai yang sama, r_s dikoreksi menggunakan:

$$r_s = \frac{\Sigma X^2 + \Sigma Y^2 - \Sigma d_i^2}{2\sqrt{\Sigma X^2 \cdot \Sigma Y^2}}$$

Keterangan:

$$\Sigma x^2 = \frac{n^3 - n}{12} - \Sigma T_x ; \quad \Sigma y^2 = \frac{n^3 - n}{12} - \Sigma T_y$$

$$T_x = \frac{t_x^3 - t_x}{12} ; \quad T_y = \frac{t_y^3 - t_y}{12}$$

Keputusan

Untuk $n \leq 30$:

- Dua arah: Tolak H_0 jika $|r_s| > 1 - \alpha/2$ (dari tabel Spearman).
- Satu arah:
 - Tolak H_0 jika $r_s > 1 - \alpha$.
 - Tolak H_0 jika $r_s < 1 - \alpha$.

Untuk $n > 30$:

- Dua arah: Tolak H_0 jika $|z| > Z_{\alpha/2}$.
- Satu arah:
 - Tolak H_0 jika $z > Z_\alpha$.
 - Tolak H_0 jika $z < -Z_\alpha$

Uji Korelasi Kendall Tau

Uji korelasi Kendal Tau digunakan untuk mengukur keeratan antara dua variabel berskala ordinal atau data dengan banyak nilai yang sama.

Hipotesis Statistik

- Dua Arah:

- $H_0: \tau_{xy} = 0$ (Tidak ada hubungan antara kedua variabel)
- $H_1: \tau_{xy} \neq 0$ (Ada hubungan antara kedua variabel)

2. Satu Arah:

- $H_0: \tau_{xy} \leq 0$
- $H_1: \tau_{xy} > 0$
- $H_0: \tau_{xy} \geq 0$
- $H_1: \tau_{xy} < 0$

Statistik Uji

- Uji sampel kecil ($n \leq 10$) tanpa ties

$$\tau = \frac{2S}{n(n-1)} = \frac{2(C-D)}{n(n-1)}$$

S : statistik untuk jumlah konkordansi dan diskordansi

C : banyaknya pasangan konkordansi (wajar)

D : banyaknya pasangan diskordansi (tidak wajar)

n : jumlah pasangan X dan Y

- Uji sampel kecil ($n \leq 10$) dengan ties

$$\tau = \frac{2(C-D)}{\sqrt{n(n+1)-T_x} \sqrt{n(n+1-T_y)}}$$

dengan :

$$T_x = \sum_{i=1}^S (t_{i(x)}^2 - t_{i(x)}) ;$$

$$T_y = \sum_{i=1}^S (t_{i(y)}^2 - t_{i(y)})$$

C : banyaknya pasangan konkordansi

D : banyaknya pasangan diskordansi

n : jumlah pasangan X dan Y

T_x : faktor koreksi ranking X yang sama

T_y : faktor koreksi ranking Y yang sama

- Uji sampel besar

($n > 10$) (mendekati distribusi normal)

$$z = \frac{\mu - \mu_\tau}{\sigma_\tau}$$

dengan :

$$\mu_\tau = 0$$

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

Keputusan

jika $n \leq 10$:

- Tolak H_0 , jika $\tau_{xy,z} > \tau_{1-\frac{\alpha}{2};n}$
- Tolak H_0 , jika $\tau_{xy,z} > \tau_{1-\alpha;n}$

- Tolak H_0 , jika $\tau_{xy,z} < -\tau_{1-\alpha;n}$
jika $n > 10$
 1. Dua arah
 - Tolak H_0 jika $|z| > Z_{\alpha/2}$
 2. Satu arah
 - Tolak H_0 jika $z > Z_\alpha$
 - Tolak H_0 jika $z < -Z_\alpha$

Uji Korelasi Partial Kendall Tau

Uji korelasi Partial Kendall Tau digunakan untuk mengukur keeratan antara lebih dari dua variabel berskala ordinal atau data dengan banyak nilai yang sama.

Hipotesis Statistik

1. Dua Arah
 - $H_0 : \tau_{xy,z} = 0$ (Tidak ada hubungan antara kedua variabel)
 - $H_1 : \tau_{xy,z} \neq 0$ (Ada hubungan antara kedua variabel)
2. Satu Arah
 - $H_0 : \tau_{xy,z} \leq 0$
 - $H_1 : \tau_{xy,z} > 0$
 - $H_0 : \tau_{xy,z} \geq 0$
 - $H_1 : \tau_{xy,z} < 0$

Statistik Uji

$$\tau_{xy,z} = \frac{\tau_{xy} - \tau_{xz}\tau_{yz}}{\sqrt{[1-\tau_{xz}^2][1-\tau_{yz}^2]}} ; \tau_{xy} = \frac{s}{\frac{1}{2}n(n-1)}$$

* τ_{xz} ; τ_{yz} menggunakan rumus yang sama

$\tau_{xy,z}$: korelasi parsial kendall antara X dan Y ketika Z konstan

τ_{xy} : korelasi antara X dan Y

τ_{xz} : korelasi antara X dan Z

τ_{yz} : korelasi antara Y dan Z

n : jumlah sampel

S : C - D

C : jumlah pasangan konkordansi

D : jumlah pasangan diskordansi

- Tolak H_0 , jika $\tau_{xy,z} > \tau_{1-\frac{\alpha}{2};n}$
- Tolak H_0 , jika $\tau_{xy,z} > \tau_{1-\alpha;n}$
- Tolak H_0 , jika $\tau_{xy,z} < -\tau_{1-\alpha;n}$

Uji Kebebasan

Uji Kebebasan digunakan untuk mengetahui keterkaitan (asosiasi) antara sepasang variabel kategorik/kualitatif.

Hipotesis Statistik

- $H_0 : p_{ij} = p_i \cdot p_j$ (tidak ada keterkaitan (independen) antara sepasang variabel kategorik/kualitatif).
- $H_1 : p_{ij} \neq p_i \cdot p_j, \quad i = 1, 2, 3, \dots, r$
 $j = 1, 2, \dots, k$ (ada keterkaitan (dependen) antara sepasang variabel kategorik/kualitatif).

Statistik Uji

1. Jika $\hat{e}_{ij} \geq 5$ untuk semua i dan j .

$$\chi^2_{hitung} = \sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^r \frac{(o_{ij} - \hat{e}_{ij})^2}{\hat{e}_{ij}}$$

o_{ij} : frekuensi teramati/observasi

\hat{e}_{ij} : estimasi frekuensi harapan :

$$\hat{e}_{ij} = \frac{(n_i)(n_j)}{n}$$

2. Jika $\hat{e}_{ij} < 5$ maka harus dilakukan penggabungan kategori yang berdekatan, sehingga derajat bebas Chi-Squarenya makin berkurang. Dalam tabel kontigensi ukuran 2×2 yang hanya mempunya df = 1 biasanya diterapkan **koreksi kontinuitas Yate**.

$$\chi^2_{corrected} = \sum_{j=1}^2 \sum_{i=1}^2 \frac{(|o_{ij} - \hat{e}_{ij}| - 0,5)^2}{\hat{e}_{ij}}$$

Statistik Tabel:

$$\chi^2_{\alpha;(r-1)(k-1)}$$

Keputusan

- Tolak H_0 jika $\chi^2_{hitung} > \chi^2_{\alpha;(r-1)(k-1)}$

Keputusan

CONTOH SOAL

1. Penelitian pada sebuah rumah sakit memperlihatkan data pemeriksaan tekanan darah bervariasi. Ditemukan bahwa dokter yang mengukur tekanan darah sistolik yang tinggi cenderung mengukur tekanan darah diastolik tinggi juga. Sehingga akan diukur kekuatan hubungan antara kedua variabel tersebut. Gunakan tingkat signifikansi 5%.

Dokter	Sistolik	Diastolik
1	141,8	89,7
2	140,2	74,4
3	131,8	83,5
4	132,5	77,8
5	135,7	85,8
6	141,2	86,5
7	143,9	89,4
8	140,2	89,3
9	140,8	88
10	131,7	82,2
11	130,8	84,6
12	135,6	84,4
13	143,6	86,3
14	133,2	85,9

2. Diketahui sebuah ranking nilai wawancara dari dua orang pewawancara kepada 10 orang peserta dari tes tertulis dan tes praktik. Data nilai ranking sebagai berikut:

Peserta	Pewawancara 1	Pewawancara 2
A	7	5
B	1,5	2
C	8	6
D	10	8
E	9	7
F	6	9,5
G	5	9,5
H	3	3,5
I	1,5	1
J	4	3,5

Apakah ada asosiasi ranking penilaian dari pewawancara 1 dan pewawancara 2? Gunakan dengan tingkat signifikansi 5%

3. Pada tabel berikut ini akan digunakan untuk mengetahui bagaimana keterkaitan

dari perilaku memilih tempat belanja dari para wanita berdasarkan kelompok umurnya.

Kelompok Umur	Minimarket/Supermarket	Belanja Online	Jumlah
Remaja	100	130	230
Dewasa Muda	140	100	240
Dewasa Tua	105	25	130
Jumlah	345	255	600

Berikanlah ulasan hasil uji berdasarkan data sampel acak 600 wanita yang telah disurvei dengan tingkat signifikansi 10%!

JAWABAN

$$H_0: \rho_s = 0$$

(Pengukuran sistolik dan diastolik yang dilakukan oleh dokter tidak berhubungan)

$$H_1: \rho_s > 0$$

(Terdapat hubungan sejalan antara pengukuran sistolik dan diastolik yang dilakukan oleh dokter)

X_i	Y_i	rank(X_i)	rank(Y_i)	d_i	d_i^2
141,8	89,7	12	14	-2	4
140,2	74,4	8,5	1	7,5	56,25
131,8	83,5	3	4	-1	1
132,5	77,8	4	2	2	4
135,7	85,8	7	7	0	0
141,2	86,5	11	10	1	1
143,9	89,4	14	13	1	1
140,2	89,3	8,5	12	-3,5	12,25
140,8	88	10	11	-1	1
131,7	82,2	2	3	-1	1
130,8	84,6	1	6	-5	25
135,6	84,4	6	5	1	1
143,6	86,3	13	9	4	16
133,2	85,9	5	8	-3	9
					132,5

Karena $n = 14$, maka $n \leq 30 \rightarrow$ digunakan statistik hitung:

$$r_s = 1 - \frac{6 \sum d_i^2}{n^3 - n} = 1 - \frac{6(132,5)}{14^3 - 14} = 0,7088$$

Ada ranking kembar (ties) pada X_i maka:

$$T_x = \frac{t_x^3 - t_x}{12} = \frac{2^3 - 2}{12} = 0,5$$

$$\Sigma x^2 = \frac{n^3 - n}{12} - \Sigma T_x = 227$$

$$\Sigma y^2 = \frac{n^3 - n}{12} - \Sigma T_y = 227,5$$

Sehingga nilai statistik hitung dengan ties:

$$r_s = \frac{\Sigma X^2 + \Sigma Y^2 - \Sigma d_i^2}{2\sqrt{\Sigma X^2 \cdot \Sigma Y^2}} = \frac{227+227,5-132,5}{2\sqrt{227 \cdot 227,5}}$$

$$r_s = 0,7085$$

Nilai tabel Spearman untuk $n=14; \alpha=5\%$ adalah 0,4593

Keputusan:

$$r_s = 0,7085 > 0,4593 \rightarrow \text{tolak } H_0$$

Kesimpulan:

Dengan tingkat signifikansi 5% dan dari sampel 14 dokter, dapat ditunjukkan bahwa ada hubungan sejalan antara pengukuran sistolik dan diastolik oleh dokter, yaitu mengukur tekanan darah sistolik tinggi cenderung mengukur tekanan darah diastolik juga tinggi.

2. Hipotesis

H_0 : Tidak ada kesesuaian ranking nilai pewawancara 1 dan pewawancara 2

H_1 : Ada kesesuaian ranking nilai pewawancara 1 dan pewawancara 2

Tingkat Signifikansi

$$\alpha = 0,05$$

Statistik Uji

Karena sampel kecil dengan ties, maka :

$$\tau = \frac{2(C-D)}{\sqrt{n(n+1)-T_x}\sqrt{n(n+1-T_y)}}$$

$$T_x = \sum_{i=1}^s (t_{i(x)}^2 - t_{i(x)}) ;$$

$$T_y = \sum_{i=1}^s (t_{i(y)}^2 - t_{i(y)})$$

Ranking skor/nilai berdasarkan urutan pewawancara 1

Peserta	Pewawancara 1	Pewawancara 2
B	1,5	2
I	1,5	1
H	3	3,5
J	4	3,5
G	5	9,5
F	6	9,5
A	7	5
C	8	6
E	9	7
D	10	8

Penentuan C dan D

Subjek	B	I	H	J	G	F	A	C	E	D	ΣC	ΣD
R _x	1,5	1,5	3	4	5	6	7	8	9	10		
R _y	2	1	3,5	3,5	9,5	9,5	5	6	7	8		
	2	D	C	C	C	C	C	C	C	C	8	1
	1	C	C	C	C	C	C	C	C	C	8	0
	3,5	0	C	C	C	C	C	C	C	C	6	0
	3,5	C	C	C	C	C	C	C	C	C	6	0
	9,5	0	D	D	D	D	D	D	D	D	0	4
	9,5	D	D	D	D	D	D	D	D	D	0	4
	5	C	C	C	C	C	C	C	C	C	3	0
	6	C	C	C	C	C	C	C	C	C	2	0
	7	C	1	0							8	0
											Total	34
												9

$$\tau = \frac{2(34-9)}{\sqrt{10(10+1)} - 2\sqrt{10(10+1-4)}} = 0,575$$

Dari penghitungan di atas, diperoleh nilai :

$$S = C - D = 34 - 9 = 25$$

$$n = 10$$

Dari tabel Q, untuk nilai S = 25 dan n = 10, diperoleh nilai *p-value* sebesar 0,014

Keputusan

Nilai *p-value* untuk $S = 25, n = 10$ berada pada rentang nilai 0,0083 s.d. 0,014. Nilai tersebut masih lebih kecil dari $\alpha=0,05$. (**Tolak H_0**)

Kesimpulan

Dengan tingkat signifikansi 5% cukup bukti untuk mengatakan ada kesesuaian ranking nilai pewawancara 1 dan pewawancara 2 di tingkat populasi.

3. $H_0: p_{ij} = p_i \cdot p_j$ (tidak ada keterkaitan (independen) antara perilaku wanita dalam memilih tempat belanja dengan kelompok umurnya).

- $H_1: p_{ij} \neq p_i \cdot p_j, \quad i = 1, 2, 3, \dots, r$
 $j = 1, 2, \dots, k$ (ada keterkaitan (dependen) antara perilaku wanita dalam memilih tempat belanja dengan kelompok umurnya).

Kelompok Umur	Minimarket/Supermarket	Belanja Online	Jumlah
Remaja	100	130	230
Dewasa Muda	140	100	240
Dewasa Tua	105	25	130
Jumlah	345	255	600

$$\hat{e}_{ij} = \frac{(n_i)(n_j)}{n}$$

$$\hat{e}_{11} = \frac{(230)(345)}{600} = 132,5$$

$$\hat{e}_{21} = \frac{(240)(345)}{600} = 138$$

$$\hat{e}_{31} = \frac{(130)(345)}{600} = 74,75$$

$$\hat{e}_{12} = \frac{(230)(255)}{600} = 97,75$$

$$\hat{e}_{22} = \frac{(240)(255)}{600} = 102$$

$$\hat{e}_{32} = \frac{(130)(255)}{600} = 55,25$$

Sehingga nilai statistik hitung:

$$\chi^2_{hitung} = \sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^r \frac{(o_{ij} - \hat{e}_{ij})^2}{\hat{e}_{ij}}$$

$$\chi^2_{hitung} = 47,376$$

Nilai tabel Chi-Square untuk $\alpha = 1 - \% = 0,1$ dan $df = (r - 1)(k - 1) = (3 - 1)(2 - 1) = 2$ maka lihat pada tabel Chi-Square:

$$\chi^2_{0,1;2} = 4,605$$

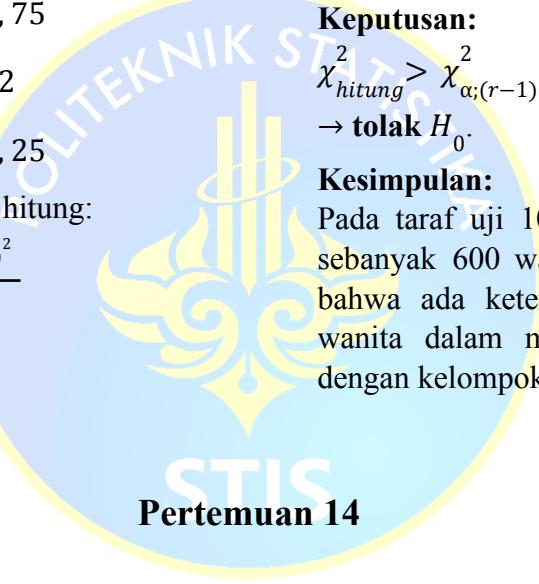
Kesimpulan:

$$\chi^2_{hitung} > \chi^2_{\alpha;(r-1)(k-1)} \Leftrightarrow 47,376 > 4,605$$

\rightarrow tolak H_0 .

Kesimpulan:

Pada taraf uji 10% dan dengan sampel sebanyak 600 wanita dapat ditunjukkan bahwa ada keterkaitan antara perilaku wanita dalam memilih tempat belanja dengan kelompok umurnya



Analysis of Covariance (Ancova)

REVIEW ANOVA

Anova digunakan untuk menguji kesamaan rata-rata pada lebih dari dua populasi (kelompok), sedangkan Ancova menghilangkan satu atau lebih variabel kontinu sebelum menguji perbedaan kelompok.

$$y_{ij} = \mu_i + \varepsilon_{ij} \quad \{i = 1, 2, \dots, k \quad j = 1, 2, \dots, n_i\}$$

Keterangan :

ε_{ij} = dapat dituliskan dengan τ_i (pengaruh populasi ke-i) yang dapat disebut sebagai model pengaruh (Effects Model)

y_{ij} = variabel dependen pada pengamatan ke-j dari populasi ke-i, diukur dalam skala kuantitatif
 μ_i = mean populasi ke-i

ε_{ij} = galat acak pada pengamatan ke-j dari populasi ke-i

k = jumlah populasi

n_i = banyak pengamatan pada populasi ke-i

Anova dapat dianggap sebagai jenis tertentu dari analisis regresi yang hanya menggunakan variabel prediktor kategorik.

ANCOVA

ANCOVA (Analysis of Covariance) adalah teknik statistik yang menggabungkan ANOVA (Analysis of Variance) dan regresi linier. Metode ini digunakan untuk menganalisis perbedaan rata-rata antar kelompok dengan terlebih dahulu mengontrol pengaruh variabel lain yang disebut kovariat. Kovariat merupakan variabel kuantitatif yang menggambarkan sumber variasi dalam unit atau kondisi percobaan yang dapat memengaruhi variabel dependen tetapi tidak dikontrol oleh prosedur eksperimen.

Tujuan ANCOVA adalah meningkatkan presisi analisis dengan mengurangi variabilitas dalam data akibat pengaruh kovariat. Prosesnya mencakup menentukan hubungan (kovariasi) antara kovariat dan variabel dependen, menghilangkan varian yang terkait dengan kovariat, dan kemudian mengevaluasi apakah perbedaan rata-rata variabel dependen antar kelompok signifikan secara statistik. Hubungan antara kovariat dan variabel dependen ini dihitung secara empiris dari data, sehingga memungkinkan ANCOVA untuk memberikan hasil yang lebih akurat.

ANCOVA juga dapat dipahami sebagai model statistik yang terdiri dari komponen regresi, ANOVA, dan galat.

MODEL ANCOVA

Model ANCOVA dengan sekumpulan populasi dan satu kovariat :

$$y_{ij} = \mu_i + \tau_i + \beta x_{ij} + \varepsilon_{ij}, i = 1, 2, \dots, a \\ j = 1, 2, \dots, n_i$$

Keterangan :

y_{ij} = nilai peubah respon pada perlakuan ke-i observasi ke-j

μ_i = nilai covariate pada observasi yang bersesuaian dengan y_{ij}

τ_i = pengaruh perlakuan ke-i

β = koefisien regresi linier

x_{ij} = random error

ε_{ij} = adalah galat acak (random error) pada pengamatan ke-j dari populasi ke-i

a = banyaknya kategori pada perlakuan

n_i = banyaknya observasi pada kategori ke-i

Asumsi dalam ANCOVA

1. X adalah *fixed*, diukur tanpa error dan independen terhadap perlakuan (tidak dipengaruhi oleh perlakuan).
2. ε_{ij} mengikuti sebaran NID ($0, \sigma^2$).

3. $\beta \neq 0$ yang mengindikasikan bahwa antara x dan y terdapat hubungan linier.

TABEL ANCOVA

Sumber	Jumlah Kuadrat y	Jumlah Perkalian	Jumlah Kuadrat x
Antara Populasi	$B_{yy} = \sum_{i=1}^k \frac{y_i^2}{n} - \frac{\bar{y}^2}{nk}$	$B_{xy} = \sum_{i=1}^k \frac{x_i y_i}{n} - \frac{\bar{x} \bar{y}}{nk}$	$B_{xx} = \sum_{i=1}^k \frac{x_i^2}{n} - \frac{\bar{x}^2}{nk}$
Dalam Populasi	$E_{yy} = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{n_i} y_{ij}^2 - \sum_{i=1}^k \frac{y_{..i}^2}{n_i}$	$E_{xy} = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{n_i} x_{ij} y_{ij} - \sum_{i=1}^k \frac{x_{..i} y_{..i}}{n_i}$	$E_{xx} = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{n_i} x_{ij}^2 - \sum_{i=1}^k \frac{x_{..i}^2}{n_i}$
Total	$S_{yy} = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{n_i} y_{ij}^2 - \frac{\bar{y}^2}{nk}$	$S_{xy} = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{n_i} x_{ij} y_{ij} - \frac{\bar{x} \bar{y}}{nk}$	$S_{xx} = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{n_i} x_{ij}^2 - \frac{\bar{x}^2}{nk}$

1. Tabel ANCOVA untuk jumlah amatan sama

Sumber	Jumlah Kuadrat y	Jumlah Perkalian	Jumlah Kuadrat x
Antara Populasi	$B_{yy} = \sum_{i=1}^k \frac{y_i^2}{n_i} - \frac{\bar{y}_{..}^2}{n}$	$B_{xy} = \sum_{i=1}^k \frac{x_i y_{..i}}{n_i} - \frac{\bar{x} \bar{y}_{..}}{n}$	$B_{xx} = \sum_{i=1}^k \frac{x_i^2}{n_i} - \frac{\bar{x}^2}{n}$
Dalam Populasi	$E_{yy} = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{n_i} y_{ij}^2 - \sum_{i=1}^k \frac{y_{..i}^2}{n_i}$	$E_{xy} = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{n_i} x_{ij} y_{ij} - \sum_{i=1}^k \frac{x_{..i} y_{..i}}{n_i}$	$E_{xx} = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{n_i} x_{ij}^2 - \sum_{i=1}^k \frac{x_{..i}^2}{n_i}$
Total	$S_{yy} = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{n_i} y_{ij}^2 - \frac{\bar{y}_{..}^2}{nk}$	$S_{xy} = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{n_i} x_{ij} y_{ij} - \frac{\bar{x} \bar{y}_{..}}{nk}$	$S_{xx} = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{n_i} x_{ij}^2 - \frac{\bar{x}^2}{nk}$

2. Tabel ANCOVA untuk jumlah amatan tidak sama

Sumber	Jumlah Kuadrat y	Jumlah Perkalian	Jumlah Kuadrat x
Antara Populasi	$B_{yy} = \sum_{i=1}^k \frac{y_i^2}{n_i} - \frac{\bar{y}_{..}^2}{\sum n_i}$	$B_{xy} = \sum_{i=1}^k \frac{x_i y_{..i}}{n_i} - \frac{\bar{x} \bar{y}_{..}}{\sum n_i}$	$B_{xx} = \sum_{i=1}^k \frac{x_i^2}{n_i} - \frac{\bar{x}^2}{\sum n_i}$

	$-\frac{\sum_{i=1}^k y_i^2}{\sum n_i}$	$-\frac{\sum_{i=1}^k xy_i}{\sum n_i}$	$-\frac{\sum_{i=1}^k x_i^2}{\sum n_i}$
Dalam Populasi	$E_{yy} = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^n y_{ij}^2 - \sum_{i=1}^k \frac{y_i^2}{n_i}$	$E_{xy} = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^n x_{ij}y_{ij} - \sum_{i=1}^k \frac{x_i y_i}{n_i}$	$E_{xx} = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^n x_{ij}^2 - \sum_{i=1}^k \frac{x_i^2}{n_i}$
Total	$S_{yy} = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^n y_{ij}^2 - \frac{\sum y_i^2}{\sum n_i}$	$S_{xy} = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^n x_{ij}y_{ij} - \frac{\sum xy_i}{\sum n_i}$	$S_{xx} = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^n x_{ij}^2 - \frac{\sum x_i^2}{\sum n_i}$

Catatan : $\sum_{i=1}^k n_i = nk$, jika $n_1 = \dots = n_k$

Penghitungan JKR (Jumlah Kuadrat Regresi) dan JKG (Jumlah Kuadrat Galat) :

Dengan derajat bebas $k - 1$

$$\begin{aligned} JKR_{\mu_i} &= JKR_{full} - JKR_{reduced} \\ &= B_{yy} + \frac{E_{xy}^2}{E_{xx}} - \frac{S_{xy}^2}{S_{xx}} \end{aligned}$$

Dengan derajat bebas 1

$$JKR_{\beta} = \frac{E_{xy}^2}{E_{xx}}$$

Dengan derajat bebas $nk - k - 1$

$$JKG = E_{yy} - \frac{E_{xy}^2}{E_{xx}}$$

PENGUJIAN HIPOTESIS

Kesamaan Rata-Rata Populasi/Kelompok

1. Hipotesis

$$H_0: \mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_k$$

$$H_1: \mu_i \neq \mu_l \quad \forall i \neq l \text{ dan } i = l = 1, 2, \dots, k$$

2. Tentukan tingkat signifikansi α

3. Hitung nilai statistik uji dan tabel

$$F_{hit-1} = \frac{\frac{JKR_{\mu_i}}{(k-1)}}{\frac{JKG}{(nk-k-1)}} \sim F_{k-1, nk-k-1}$$

4. Tentukan daerah kritis

Tolak H_0 jika :

$$F_{hit-1} > F_{\alpha, k-1, nk-k-1}$$

atau

$$p-value < \alpha$$

5. Buat keputusan dan kesimpulan

Koefisien dari Kovariat

1. Hipotesis

$$H_0: \beta = 0$$

$$H_1: \beta \neq 0$$

2. Tentukan tingkat signifikansi α

3. Hitung nilai statistik uji dan tabel

$$F_{hit-2} = \frac{\frac{JKR_{\beta}}{(nk-k-1)}}{\frac{JKG}{(nk-k-1)}} \sim F_{1, nk-k-1}$$

4. Tentukan daerah kritis

Tolak H_0 jika :

$$F_{hit-2} > F_{\alpha, 1, nk-k-1}$$

atau

$$p-value < \alpha$$

5. Buat keputusan dan kesimpulan

CONTOH SOAL

1. Banyaknya angka kematian dikarenakan kadar hemoglobin yang rendah (Y), mendorong klinik Kendal untuk melakukan penelitian tentang kadar hemoglobin bagi karyawan yang bekerja pada shift pagi, shift malam, dan kondisi normal. Berdasarkan penelitian Kesehatan, diketahui bahwa kadar hemoglobin dipengaruhi oleh konsumsi rata-rata asupan zat besi per hari (X). oleh karena itu, kadar hemoglobin berperan sebagai kontrol. Ujilah, apakah ada perbedaan rata-rata kadar hemoglobin pada karyawan yang bekerja pada shift pagi, shift malam, dan kondisi normal. Asumsikan populasi menyebar normal dan varians antar amatan saling independent. Gunakan taraf signifikansi 5%.

N O	Shift Pagi	Shift Malam	Normal

	Y	X	Y	X	Y	X
1	19	13	20	18	12	16
2	19	16	19	6	16	15
3	22	10	12	8	14	24
4	15	11	6	15	16	16
5	12	12	19	9	16	20
6	19	13	15	13	12	15
7	15	12	15	16	16	11
8	17	10	13	8	17	9
9	24	13	16	16	19	19
10	13	20	17	11	16	15
11	24	14	15	8	21	16
12	19	12	9	14	15	11
13	13	11	9	16	18	9
14	12	13	15	11	14	15
15	17	10	11	17	11	11

7	80	110	67	100	80	105
8	67	101	66	105	84	115
9	80	101	64	110	84	116
10	76	105	66	105	90	121
11	98	115	90	124	91	117
12	64	105	86	120	78	110

JAWABAN

1. Jawab :

Perumusan Hipotesis

$H_0: \mu_1 = \mu_2 = \mu_3$ (Tidak terdapat perbedaan rata-rata kadar hemoglobin pada karyawan yang bekerja di shift pagi, shift malam, dan normal)

$H_1: \mu_1 \neq \mu_2 \neq \mu_3$ (Terdapat perbedaan rata-rata kadar hemoglobin pada karyawan yang bekerja di shift pagi, shift malam, dan normal)

Taraf Uji

$$\alpha = 5\% = 0,05$$

Wilayah Kritis

Akan dilakukan uji terhadap kesamaan rata-rata populasi atau kelompok untuk jumlah amatan (observasi) sama.

Tolak $H_0: F_{hit-1} > F_{\alpha;k-1;nk-k-1}$

Gagal tolak $H_0: F_{hit-1} \leq F_{\alpha;k-1;nk-k-1}$

Perhitungan Statistik Uji

- $n = 15 ; k = 3$
- $F_{hit-1} = \frac{JKR_{\mu_i}/(k-1)}{JKG/(nk-k-1)} \sim F_{k-1;nk-k-1}$
- $F_{hit-1} = \frac{JKR_{\mu_i}/(k-1)}{JKG/(nk-k-1)}$
- $F_{hit-1} = \frac{81,8/2}{550,37/41} = \frac{40,9}{13,42} = 3,05$
- $F_{\alpha;k-1;nk-k-1} = F_{0,05;2;41} = 3,2317$
- $JKR_{\mu_i} = B_{yy} + \frac{E^2_{xy}}{E_{xx}} - \frac{S^2_{xy}}{S_{xx}}$
- $JKR_{\mu_i} = 80,32 + \frac{(-73,13)^2}{555,4} - \frac{(-70,37)^2}{607,25}$
- $JKR_{\mu_i} = 80,32 + 9,63 - 8,15 = 81,8$

NO	Metode A		Metode B		Metode C	
	Nilai	IQ	Nilai	IQ	Nilai	IQ
1	80	105	77	105	91	122
2	87	105	76	102	80	110
3	86	108	85	111	74	110
4	88	115	87	115	70	105
5	90	120	88	120	81	112
6	95	116	90	117	80	112

- $JKG = E_{yy} - \frac{E_{xy}^2}{E_{xx}} = 560 - \frac{(-73,13)^2}{555,4}$
 $JKG = 560 - 9,63 = 550,37$
- $B_{yy} = \sum_{i=1}^k \frac{y_{..i}^2}{n} - \frac{y_{..}^2}{nk}$
 $B_{yy} = \left(\frac{260^2}{15} + \frac{211^2}{15} + \frac{233^2}{15} \right) - \frac{704^2}{45}$
 $B_{yy} = 11094 - 11013,68 = 80,32$
- $S_{xy} = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^n x_{ij} y_{ij} - \frac{x_{..} y_{..}}{nk}$
 $S_{xy} = 9285 - \frac{(598)(704)}{45}$
 $S_{xy} = 9285 - 9355,37$
 $S_{xy} = -70,37$
- $S_{xx} = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^n x_{ij}^2 - \frac{x_{..}^2}{nk} = 8554 - \frac{598^2}{45}$
 $S_{xx} = 8554 - 7946,75 = 607,25$
- $E_{xx} = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^n x_{ij}^2 - \sum_{i=1}^k \frac{x_{..i}^2}{n}$
 $E_{xx} = 8554 - \left(\frac{190^2}{15} + \frac{186^2}{15} + \frac{222^2}{15} \right)$
 $E_{xx} = 8554 - 7998,6 = 555,4$
- $E_{yy} = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^n y_{ij}^2 - \sum_{i=1}^k \frac{y_{..i}^2}{n}$
 $E_{yy} = 11654 - \left(\frac{260^2}{15} + \frac{211^2}{15} + \frac{233^2}{15} \right)$
 $E_{yy} = 11654 - 11094 = 560$
- $E_{xy} = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^n x_{ij} y_{ij} - \sum_{i=1}^k \frac{x_{..i} y_{..i}}{n} = 9285$
 $- \left(\frac{(190)(260)}{15} + \frac{(186)(211)}{15} + \frac{(222)(233)}{15} \right)$
 $E_{xy} = 9285 - 9358,13 = -73,13$

Tabel untuk membantu perhitungan :

Shift Pagi					
No	X	X ²	Y	Y ²	XY
1	13	169	19	361	247
2	16	256	19	361	304
3	10	100	22	484	220
4	11	121	15	225	165
5	12	144	12	144	144
6	13	169	19	361	247
7	12	144	15	225	180
8	10	100	17	289	170
9	13	169	24	576	312
10	20	400	13	169	260
11	14	196	24	576	336
12	12	144	19	361	228
13	11	121	13	169	143
14	13	169	12	144	156
15	10	100	17	289	170
Jumlah	190	2502	260	4734	3282
Rata-Rata	12.66667	166.8	17.33333	315.6	

Shift Malam					
No	X	X ²	Y	Y ²	XY
1	18	324	20	400	360
2	6	36	19	361	114
3	8	64	12	144	96
4	15	225	6	36	90
5	9	81	19	361	171
6	13	169	15	225	195
7	16	256	15	225	240
8	8	64	13	169	104
9	16	256	16	256	256
10	11	121	17	289	187
11	8	64	15	225	120
12	14	196	9	81	126
13	16	256	9	81	144
14	11	121	15	225	165
15	17	289	11	121	187
Jumlah	186	2522	211	3199	2555
Rata-Rata	12.4	168.1333	14.06667	213.2667	

Normal					
No	X	X ²	Y	Y ²	XY
1	16	256	12	144	192
2	15	225	16	256	240
3	24	576	14	196	336
4	16	256	16	256	256
5	20	400	16	256	320
6	15	225	12	144	180
7	11	121	16	256	176
8	9	81	17	289	153
9	19	361	19	361	361
10	15	225	16	256	240
11	16	256	21	441	336
12	11	121	15	225	165
13	9	81	18	324	162
14	15	225	14	196	210
15	11	121	11	121	121
Jumlah	222	3530	233	3721	3448
Rata-Rata	14.8	235.3333	15.53333	248.0667	

Statistik	Shift Pagi		Shift Malam		Normal		Jumlah	
	X	Y	X	Y	X	Y	X	Y
n	n	15	15	15	15	15	45	45
$\sum x_i$	$\sum y_i$	190	260	186	211	222	233	598
$\sum x_{..i}^2$	$\sum y_{..i}^2$	2502	4734	2522	3199	3530	3721	8554
\bar{x}_i	\bar{y}_i	12.66667	17.33333	12.4	14.06667	14.8	15.533333	39.86667
$\sum XY$		3282		2555		3448		9285

Sumber	Jumlah Kuadrat y	Jumlah Perkalian	Jumlah Kuadrat x
Antara Populasi	80,32	2,76	51,85
Dalam Populasi	560	-73,13	555,4
Total	640,31	-70,37	607,25

Keputusan

Berdasarkan perhitungan, diperoleh nilai $F_{hit-1} = 3,05$. Nilai ini lebih kecil jika dibandingkan dengan nilai F tabel yaitu $F_{\alpha; k-1; nk-k-1} = F_{0,05; 2; 41} = 3,22$. Oleh karena $F_{hit-1} < F_{0,05; 2; 41}$, maka keputusan yang diperoleh adalah **gagal tolak H_0** .

Kesimpulan

Dengan taraf signifikansi 5%, dapat disimpulkan bahwa tidak terdapat perbedaan rata-rata kadar hemoglobin pada karyawan yang bekerja di shift pagi, shift malam, dan normal.

2. Jawab :

Perumusan Hipotesis

$H_0: \beta = 0$ (Tidak ada pengaruh IQ sebagai kovariat terhadap nilai mahasiswa)

$H_1: \beta \neq 0$ (Ada pengaruh IQ sebagai kovariat terhadap nilai mahasiswa)

Taraf Uji

$$\alpha = 5\% = 0,05$$

Wilayah Kritis

Akan dilakukan uji terhadap koefisien dari kovariat untuk jumlah amatan (observasi) sama.

$$\text{Tolak } H_0: F_{hit-2} > F_{\alpha; 1; nk-k-1}$$

$$\text{Gagal tolak } H_0: F_{hit-2} \leq F_{\alpha; 1; nk-k-1}$$

Perhitungan Statistik Uji

- $n = 12 ; k = 3$
- $F_{hit-2} = \frac{JKR_\beta}{JKG/(nk-k-1)} \sim F_{1, nk-k-1}$
- $F_{hit-2} = \frac{JKR_\beta}{JKG/(nk-k-1)} = \frac{1757,70}{1060,7/32}$
 $F_{hit-2} = 53,02$
- $F_{\alpha; 1; nk-k-1} = F_{0,05; 1; 32} = 4,1491$
- $JKR_\beta = \frac{E_{xy}^2}{E_{xx}} = \frac{1602,09^2}{1460,25} = 1757,70$
- $JKG = E_{yy} - \frac{E_{xy}^2}{E_{xx}}$
 $JKG = 2818,4 - 1757,70 = 1060,7$
- $E_{xx} = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^n x_{ij}^2 - \sum_{i=1}^k \frac{x_i^2}{n} =$
 $444895 - \left(\frac{1306^2}{12} + \frac{1334^2}{12} + \frac{1355^2}{12} \right)$
 $E_{xx} = 444895 - 443434,75$
 $E_{xx} = 1460,25$
- $E_{yy} = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^n y_{ij}^2 - \sum_{i=1}^k \frac{y_i^2}{n}$
 $E_{yy} = 239130 - \left(\frac{991^2}{12} + \frac{942^2}{12} + \frac{983^2}{12} \right)$
 $E_{yy} = 239130 - 236311,16$
 $E_{yy} = 2818,4$
- $E_{xy} = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^n x_{ij} y_{ij} - \sum_{i=1}^k \frac{x_i y_i}{n}$
 $E_{xy} = 325172 -$
 $\left(\frac{(1306)(991)}{12} + \frac{(1334)(942)}{12} + \frac{(1355)(983)}{12} \right)$
 $E_{xy} = 325172 - 323569,91$
 $E_{xy} = 1602,09$

Tabel untuk membantu perhitungan :

Metode A

No	X	X^2	Y	Y^2	XY
1	105	11025	80	6400	8400
2	105	11025	87	7569	9135
3	108	11664	86	7396	9288
4	115	13225	88	7744	10120
5	120	14400	90	8100	10800
6	116	13456	95	9025	11020
7	110	12100	80	6400	8800
8	101	10201	67	4489	6767
9	101	10201	80	6400	8080
10	105	11025	76	5776	7980
11	115	13225	98	9604	11270
12	105	11025	64	4096	6720
Jumlah	1306	142572	991	82999	108380
Rata-Rata	108.833333	11881	82.58333	6916.5833	

Metode B

No	X	X^2	Y	Y^2	XY
1	105	11025	77	5929	8085
2	102	10404	76	5776	7752
3	111	12321	85	7225	9435
4	115	13225	87	7569	10005
5	120	14400	88	7744	10560
6	117	13689	90	8100	10530
7	100	10000	67	4489	6700
8	105	11025	66	4356	6930
9	110	12100	64	4096	7040
10	105	11025	66	4356	6930
11	124	15376	90	8100	11160
12	120	14400	86	7396	10320
Jumlah	1334	148990	942	75136	105447
Rata-Rata	111.1666667	12415.83333	78.5	6261.333	

Metode C

No	X	X^2	Y	Y^2	XY
1	122	14884	91	8281	11102
2	110	12100	80	6400	8800
3	110	12100	74	5476	8140
4	105	11025	70	4900	7350
5	112	12544	81	6561	9072
6	112	12544	80	6400	8960
7	105	11025	80	6400	8400
8	115	13225	84	7056	9660
9	116	13456	84	7056	9744
10	121	14641	90	8100	10890
11	117	13689	91	8281	10647
12	110	12100	78	6084	8580
Jumlah	1355	153333	983	80995	111345
Rata-Rata	112.9167	12777.75	81.91667	6749.583	9278.75

Statistik	Metode A		Metode B		Metode C		Jumlah	
	X	Y	X	Y	X	Y	X	Y
n	n		12	12	12	12	36	36
$\sum x_i$	$\sum y_i$		1306	991	1334	942	1355	983
$\sum x^2_i$	$\sum y^2_i$		142572	82999	148990	75136	153333	80995
\bar{x}_i	\bar{y}_i		109	83	111.166667	78.5	112.9166667	81.91666667
$\sum XY$		108380		105447		111345		325172

Sumber	Jumlah Kuadrat y	Jumlah Perkalian	Jumlah Kuadrat x
Antara Populasi	115.167	-25.083	100.722
Dalam Populasi	2818.4	1602.09	1460.25
Total	2934	1577	1560.972

Keputusan

Berdasarkan perhitungan, diperoleh nilai $F_{hit-2} = 53,02$. Nilai ini lebih besar jika dibandingkan dengan nilai F tabel yaitu $F_{\alpha;1;nk-k-1} = F_{0,05;1;32} = 4,1491$. Oleh karena $F_{hit-2} > F_{0,05;1;32}$, maka keputusan yang diperoleh adalah tolak H_0 .

Kesimpulan

Dengan tingkat signifikansi 5%, dapat disimpulkan bahwa IQ memiliki pengaruh yang signifikan terhadap nilai mahasiswa selain metode belajar yang digunakan.

Lampiran Tabel

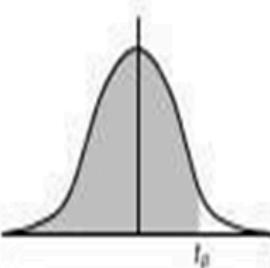
LUAS DISTRIBUSI NORMAL STANDAR

1			2			3		
0.00	.0000	.5000	0.55	.2088	.2912	1.10	.3643	.1357
0.01	.0040	.4960	0.56	.2123	.2877	1.11	.3665	.1335
0.02	.0080	.4920	0.57	.2157	.2843	1.12	.3696	.1314
0.03	.0120	.4880	0.58	.2190	.2810	1.13	.3708	.1292
0.04	.0160	.4840	0.59	.2224	.2776	1.14	.3729	.1271
0.05	.0193	.4801	0.60	.2257	.2743	1.15	.3749	.1251
0.06	.0239	.4761	0.61	.2291	.2709	1.16	.3770	.1230
0.07	.0279	.4721	0.62	.2324	.2676	1.17	.3790	.1210
0.08	.0319	.4681	0.63	.2357	.2643	1.18	.3810	.1190
0.09	.0359	.4641	0.64	.2389	.2611	1.19	.3830	.1170
0.10	.0398	.4602	0.65	.2422	.2578	1.20	.3849	.1151
0.11	.0438	.4562	0.66	.2454	.2546	1.21	.3869	.1131
0.12	.0478	.4522	0.67	.2486	.2514	1.22	.3888	.1112
0.13	.0517	.4483	0.68	.2517	.2483	1.23	.3907	.1093
0.14	.0557	.4443	0.69	.2549	.2451	1.24	.3925	.1075
0.15	.0596	.4404	0.70	.2580	.2420	1.25	.3944	.1056
0.16	.0636	.4364	0.71	.2611	.2389	1.26	.3962	.1030
0.17	.0675	.4325	0.72	.2642	.2358	1.27	.3980	.1020
0.18	.0714	.4286	0.73	.2673	.2327	1.28	.3997	.1003
0.19	.0753	.4247	0.74	.2704	.2296	1.29	.4015	.0985
0.20	.0793	.4207	0.75	.2734	.2266	1.30	.4032	.0968
0.21	.0832	.4168	0.76	.2764	.2236	1.31	.4049	.0951
0.22	.0871	.4129	0.77	.2794	.2206	1.32	.4066	.0934
0.23	.0910	.4090	0.78	.2823	.2177	1.33	.4082	.0919
0.24	.0948	.4052	0.79	.2852	.2148	1.34	.4099	.0901
0.25	.0987	.4013	0.80	.2881	.2119	1.35	.4115	.0885
0.26	.1026	.3974	0.81	.2910	.2090	1.36	.4131	.0869
0.27	.1064	.3936	0.82	.2939	.2061	1.37	.4147	.0853
0.28	.1103	.3897	0.83	.2967	.2033	1.38	.4152	.0838
0.29	.1141	.3859	0.84	.2995	.2005	1.39	.4177	.0823
0.30	.1179	.3821	0.85	.3023	.1977	1.40	.4192	.0808
0.31	.1217	.3783	0.86	.3051	.1949	1.41	.4207	.0793
0.32	.1255	.3745	0.87	.3078	.1922	1.42	.4222	.0770
0.33	.1293	.3707	0.88	.3106	.1894	1.43	.4236	.0764
0.34	.1331	.3669	0.89	.3133	.1867	1.44	.425	.0749
0.35	.1368	.3632	0.90	.3159	.1841	1.45	.4265	.0735
0.36	.1406	.3594	0.91	.3186	.1814	1.46	.4279	.0721
0.37	.1443	.3557	0.92	.3212	.1788	1.47	.4292	.0700
0.38	.1480	.3520	0.93	.3238	.1762	1.48	.4306	.0694
0.39	.1517	.3483	0.94	.3264	.1736	1.49	.4319	.0681
0.40	.1554	.3446	0.95	.3289	.1711	1.50	.4332	.0666
0.41	.1591	.3409	0.96	.3315	.1685	1.51	.4345	.0655
0.42	.1628	.3372	0.97	.3340	.1660	1.52	.4357	.0643
0.43	.1664	.3336	0.98	.3365	.1635	1.53	.4370	.0630
0.44	.1700	.3300	0.99	.3389	.1611	1.54	.4382	.0618
0.45	.1736	.3264	1.00	.3413	.1587	1.55	.4394	.0606
0.46	.1772	.3228	1.01	.3438	.1562	1.56	.4406	.0594
0.47	.1808	.3192	1.02	.3461	.1539	1.57	.4418	.0582
0.48	.1844	.3156	1.03	.3485	.1515	1.58	.4429	.0571
0.49	.1879	.3121	1.04	.3503	.1492	1.59	.4441	.0559
0.50	.1915	.3085	1.05	.3531	.1469	1.60	.4452	.0548
0.51	.1950	.3050	1.06	.3554	.1446	1.61	.4463	.0537
0.52	.1985	.3015	1.07	.3577	.1423	1.62	.4474	.0526
0.53	.2019	.2981	1.08	.3599	.1401	1.63	.4484	.0516
0.54	.2054	.2946	1.09	.3621	.1379	1.64	.4495	.0505

Lampiran I diambil dari Fisher dan Yates: *Statistical Tables for Biological, Agricultural and Medical Research* (diterbitkan oleh Longman Group Ltd, London (previously published by Oliver and Boyd Ltd, Edinburgh) dan sejuzin penulis dan penerbit serta di adaptasi dari buku R. S. Witter: *Statistics*, Edisi ke 2, Holt, Rinehart and Winston, 1985 (sebelumnya

Sebaran t-Student

Nilai persentil untuk distribusi t

 $v = df$ (Bilangan dalam badan tabel menyatakan t_p)

v	t												
	0.9995	0.995	0.99	0.975	0.95	0.9	0.8	0.75	0.7	0.75	0.6	0.55	0.5
1	636.619	63.657	31.821	12.706	6.314	3.078	1.376	1.000	0.727	1.000	0.325	0.158	0.000
2	31.599	9.925	6.965	4.303	2.920	1.886	1.061	0.816	0.617	0.816	0.289	0.142	0.000
3	12.924	5.841	4.541	3.182	2.353	1.638	0.978	0.765	0.584	0.765	0.277	0.137	0.000
4	8.610	4.604	3.747	2.776	2.132	1.533	0.941	0.741	0.569	0.741	0.271	0.134	0.000
5	6.809	4.032	3.365	2.571	2.015	1.476	0.920	0.727	0.559	0.727	0.267	0.132	0.000
6	5.959	3.707	3.143	2.447	1.943	1.440	0.906	0.718	0.553	0.718	0.265	0.131	0.000
7	5.408	3.499	2.998	2.365	1.895	1.415	0.896	0.711	0.549	0.711	0.263	0.130	0.000
8	5.041	3.355	2.896	2.306	1.860	1.397	0.889	0.706	0.546	0.706	0.262	0.130	0.000
9	4.781	3.250	2.821	2.262	1.833	1.383	0.883	0.703	0.543	0.703	0.261	0.129	0.000
10	4.587	3.169	2.764	2.228	1.812	1.372	0.879	0.700	0.542	0.700	0.260	0.129	0.000
11	4.437	3.106	2.718	2.201	1.796	1.363	0.876	0.697	0.540	0.697	0.260	0.129	0.000
12	4.318	3.055	2.681	2.179	1.782	1.356	0.873	0.695	0.539	0.695	0.259	0.128	0.000
13	4.221	3.012	2.650	2.160	1.771	1.350	0.870	0.694	0.538	0.694	0.259	0.128	0.000
14	4.140	2.977	2.624	2.145	1.761	1.345	0.868	0.692	0.537	0.692	0.258	0.128	0.000
15	4.073	2.947	2.602	2.131	1.753	1.341	0.866	0.691	0.536	0.691	0.258	0.128	0.000
16	4.015	2.921	2.583	2.120	1.746	1.337	0.865	0.690	0.535	0.690	0.258	0.128	0.000
17	3.965	2.898	2.567	2.110	1.740	1.333	0.863	0.689	0.534	0.689	0.257	0.128	0.000
18	3.922	2.878	2.552	2.101	1.734	1.330	0.862	0.688	0.534	0.688	0.257	0.127	0.000
19	3.883	2.861	2.539	2.093	1.729	1.328	0.861	0.688	0.533	0.688	0.257	0.127	0.000
20	3.850	2.845	2.528	2.086	1.725	1.325	0.860	0.687	0.533	0.687	0.257	0.127	0.000
21	3.819	2.831	2.518	2.080	1.721	1.323	0.859	0.686	0.532	0.686	0.257	0.127	0.000
22	3.792	2.819	2.508	2.074	1.717	1.321	0.858	0.686	0.532	0.686	0.256	0.127	0.000
23	3.768	2.807	2.500	2.069	1.714	1.319	0.858	0.685	0.532	0.685	0.256	0.127	0.000
24	3.745	2.797	2.492	2.064	1.711	1.318	0.857	0.685	0.531	0.685	0.256	0.127	0.000
25	3.725	2.787	2.485	2.060	1.708	1.316	0.856	0.684	0.531	0.684	0.256	0.127	0.000
26	3.707	2.779	2.479	2.056	1.706	1.315	0.856	0.684	0.531	0.684	0.256	0.127	0.000
27	3.690	2.771	2.473	2.052	1.703	1.314	0.855	0.684	0.531	0.684	0.256	0.127	0.000
28	3.674	2.763	2.467	2.048	1.701	1.313	0.855	0.683	0.530	0.683	0.256	0.127	0.000
29	3.659	2.756	2.462	2.045	1.699	1.311	0.854	0.683	0.530	0.683	0.256	0.127	0.000
30	3.646	2.750	2.457	2.042	1.697	1.310	0.854	0.683	0.530	0.683	0.256	0.127	0.000
40	3.551	2.704	2.423	2.021	1.684	1.303	0.851	0.681	0.529	0.681	0.255	0.126	0.000
60	3.460	2.660	2.390	2.000	1.671	1.296	0.848	0.679	0.527	0.679	0.254	0.126	0.000
120	3.373	2.617	2.358	1.980	1.658	1.289	0.845	0.677	0.526	0.677	0.254	0.126	0.000
∞	2.581	2.330	1.962	1.646	1.282	1.282	1.282	1.282	0.842	0.675	0.525	0.253	0.126

Table A.10 (continued) Critical Values for Bartlett's Test

n	$b_k(0.05; n)$									
	Number of Populations, k									
2	3	4	5	6	7	8	9	10		
3	0.3123	0.3058	0.3173	0.3299						
4	0.4780	0.4699	0.4803	0.4921	0.5028	0.5122	0.5204	0.5277	0.5341	
5	0.5845	0.5762	0.5850	0.5952	0.6045	0.6126	0.6197	0.6260	0.6315	
6	0.6563	0.6483	0.6559	0.6646	0.6727	0.6798	0.6860	0.6914	0.6961	
7	0.7075	0.7000	0.7065	0.7142	0.7213	0.7275	0.7329	0.7376	0.7418	
8	0.7456	0.7387	0.7444	0.7512	0.7574	0.7629	0.7677	0.7719	0.7757	
9	0.7751	0.7686	0.7737	0.7798	0.7854	0.7903	0.7946	0.7984	0.8017	
10	0.7984	0.7924	0.7970	0.8025	0.8076	0.8121	0.8160	0.8194	0.8224	
11	0.8175	0.8118	0.8160	0.8210	0.8257	0.8298	0.8333	0.8365	0.8392	
12	0.8332	0.8280	0.8317	0.8364	0.8407	0.8444	0.8477	0.8506	0.8531	
13	0.8465	0.8415	0.8450	0.8493	0.8533	0.8568	0.8598	0.8625	0.8648	
14	0.8578	0.8532	0.8564	0.8604	0.8641	0.8673	0.8701	0.8726	0.8748	
15	0.8676	0.8632	0.8662	0.8699	0.8734	0.8764	0.8790	0.8814	0.8834	
16	0.8761	0.8719	0.8747	0.8782	0.8815	0.8843	0.8868	0.8890	0.8909	
17	0.8836	0.8796	0.8823	0.8856	0.8886	0.8913	0.8936	0.8957	0.8975	
18	0.8902	0.8865	0.8890	0.8921	0.8949	0.8975	0.8997	0.9016	0.9033	
19	0.8961	0.8926	0.8949	0.8979	0.9006	0.9030	0.9051	0.9069	0.9086	
20	0.9015	0.8980	0.9003	0.9031	0.9057	0.9080	0.9100	0.9117	0.9132	
21	0.9063	0.9030	0.9051	0.9078	0.9103	0.9124	0.9143	0.9160	0.9175	
22	0.9106	0.9075	0.9095	0.9120	0.9144	0.9165	0.9183	0.9199	0.9213	
23	0.9146	0.9116	0.9135	0.9159	0.9182	0.9202	0.9219	0.9235	0.9248	
24	0.9182	0.9153	0.9172	0.9195	0.9217	0.9236	0.9253	0.9267	0.9280	
25	0.9216	0.9187	0.9205	0.9228	0.9249	0.9267	0.9283	0.9297	0.9309	
26	0.9246	0.9219	0.9236	0.9258	0.9278	0.9296	0.9311	0.9325	0.9336	
27	0.9275	0.9249	0.9265	0.9286	0.9305	0.9322	0.9337	0.9350	0.9361	
28	0.9301	0.9276	0.9292	0.9312	0.9330	0.9347	0.9361	0.9374	0.9385	
29	0.9326	0.9301	0.9316	0.9336	0.9354	0.9370	0.9383	0.9396	0.9406	
30	0.9348	0.9325	0.9340	0.9358	0.9376	0.9391	0.9404	0.9416	0.9426	
40	0.9513	0.9495	0.9506	0.9520	0.9533	0.9545	0.9555	0.9564	0.9572	
50	0.9612	0.9597	0.9606	0.9617	0.9628	0.9637	0.9645	0.9652	0.9658	
60	0.9677	0.9665	0.9672	0.9681	0.9690	0.9698	0.9705	0.9710	0.9716	
80	0.9758	0.9749	0.9754	0.9761	0.9768	0.9774	0.9779	0.9783	0.9787	
100	0.9807	0.9799	0.9804	0.9809	0.9815	0.9819	0.9823	0.9827	0.9830	

Table A.10 Critical Values for Bartlett's Test

n	$b_k(0.01; n)$									
	Number of Populations, k									
	2	3	4	5	6	7	8	9	10	
3	0.1411	0.1672								
4	0.2843	0.3165	0.3475	0.3729	0.3937	0.4110				
5	0.3984	0.4304	0.4607	0.4850	0.5046	0.5207	0.5343	0.5458	0.5558	
6	0.4850	0.5149	0.5430	0.5653	0.5832	0.5978	0.6100	0.6204	0.6293	
7	0.5512	0.5787	0.6045	0.6248	0.6410	0.6542	0.6652	0.6744	0.6824	
8	0.6031	0.6282	0.6518	0.6704	0.6851	0.6970	0.7069	0.7153	0.7225	
9	0.6445	0.6676	0.6892	0.7062	0.7197	0.7305	0.7395	0.7471	0.7536	
10	0.6783	0.6996	0.7195	0.7352	0.7475	0.7575	0.7657	0.7726	0.7786	
11	0.7063	0.7260	0.7445	0.7590	0.7703	0.7795	0.7871	0.7935	0.7990	
12	0.7299	0.7483	0.7654	0.7789	0.7894	0.7980	0.8050	0.8109	0.8160	
13	0.7501	0.7672	0.7832	0.7958	0.8056	0.8135	0.8201	0.8256	0.8303	
14	0.7674	0.7835	0.7985	0.8103	0.8195	0.8269	0.8330	0.8382	0.8426	
15	0.7825	0.7977	0.8118	0.8229	0.8315	0.8385	0.8443	0.8491	0.8532	
16	0.7958	0.8101	0.8235	0.8339	0.8421	0.8486	0.8541	0.8586	0.8625	
17	0.8076	0.8211	0.8338	0.8436	0.8514	0.8576	0.8627	0.8670	0.8707	
18	0.8181	0.8309	0.8429	0.8523	0.8596	0.8655	0.8704	0.8745	0.8780	
19	0.8275	0.8397	0.8512	0.8601	0.8670	0.8727	0.8773	0.8811	0.8845	
20	0.8360	0.8476	0.8586	0.8671	0.8737	0.8791	0.8835	0.8871	0.8903	
21	0.8437	0.8548	0.8653	0.8734	0.8797	0.8848	0.8890	0.8926	0.8956	
22	0.8507	0.8614	0.8714	0.8791	0.8852	0.8901	0.8941	0.8975	0.9004	
23	0.8571	0.8673	0.8769	0.8844	0.8902	0.8949	0.8988	0.9020	0.9047	
24	0.8630	0.8728	0.8820	0.8892	0.8948	0.8993	0.9030	0.9061	0.9087	
25	0.8684	0.8779	0.8867	0.8936	0.8990	0.9034	0.9069	0.9099	0.9124	
26	0.8734	0.8825	0.8911	0.8977	0.9029	0.9071	0.9105	0.9134	0.9158	
27	0.8781	0.8869	0.8951	0.9015	0.9065	0.9105	0.9138	0.9166	0.9190	
28	0.8824	0.8909	0.8988	0.9050	0.9099	0.9138	0.9169	0.9196	0.9219	
29	0.8864	0.8946	0.9023	0.9083	0.9130	0.9167	0.9198	0.9224	0.9246	
30	0.8902	0.8981	0.9056	0.9114	0.9159	0.9195	0.9225	0.9250	0.9271	
40	0.9175	0.9235	0.9291	0.9335	0.9370	0.9397	0.9420	0.9439	0.9455	
50	0.9339	0.9387	0.9433	0.9468	0.9496	0.9518	0.9536	0.9551	0.9564	
60	0.9449	0.9489	0.9527	0.9557	0.9580	0.9599	0.9614	0.9626	0.9637	
80	0.9586	0.9617	0.9646	0.9668	0.9685	0.9699	0.9711	0.9720	0.9728	
100	0.9669	0.9693	0.9716	0.9734	0.9748	0.9759	0.9769	0.9776	0.9783	

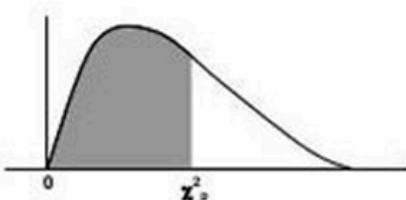
Reproduced from D. D. Dyer and J. P. Keating, "On the Determination of Critical Values for Bartlett's Test," *J. Am. Stat. Assoc.*, 75, 1980, by permission of the Board of Directors.

Sebaran Chi-square

Nilai persentil untuk distribusi χ^2

$v = dk$

(Bilangan dalam badan tabel menyatakan χ^2_{α})



v	χ^2													
	0.995	0.99	0.975	0.95	0.9	0.75	0.5	0.25	0.1	0.05	0.025	0.01	0.005	
1	7.88	6.63	5.02	3.84	2.71	1.32	0.455	0.102	0.016	0.004	0.001	0.0002	0.0000	
2	10.6	9.21	7.38	5.99	4.61	2.77	1.39	0.575	0.211	0.103	0.051	0.020	0.010	
3	12.8	11.3	9.35	7.81	6.25	4.11	2.37	1.21	0.58	0.35	0.22	0.11	0.07	
4	14.9	13.3	11.1	9.49	7.78	5.39	3.36	1.92	1.06	0.711	0.484	0.297	0.207	
5	16.7	15.1	12.8	11.1	9.2	6.6	4.4	2.7	1.6	1.1	0.8	0.6	0.4	
6	18.5	16.8	14.4	12.6	10.6	7.8	5.3	3.5	2.2	1.6	1.2	0.9	0.7	
7	20.3	18.5	16.0	14.1	12.0	9.0	6.3	4.3	2.8	2.2	1.7	1.2	1.0	
8	22.0	20.1	17.5	15.5	13.4	10.2	7.3	5.1	3.5	2.7	2.2	1.6	1.3	
9	23.6	21.7	19.0	16.9	14.7	11.4	8.3	5.9	4.2	3.3	2.7	2.1	1.7	
10	25.2	23.2	20.5	18.3	16.0	12.5	9.3	6.7	4.9	3.9	3.2	2.6	2.2	
11	26.8	24.7	21.9	19.7	17.3	13.7	10.3	7.6	5.6	4.6	3.8	3.1	2.6	
12	28.3	26.2	23.3	21.0	18.5	14.8	11.3	8.4	6.3	5.2	4.4	3.6	3.1	
13	29.8	27.7	24.7	22.4	19.8	16.0	12.3	9.3	7.0	5.9	5.0	4.1	3.6	
14	31.3	29.1	26.1	23.7	21.1	17.1	13.3	10.2	7.8	6.6	5.6	4.7	4.1	
15	32.8	30.6	27.5	25.0	22.3	18.2	14.3	11.0	8.5	7.3	6.3	5.2	4.6	
16	34.3	32.0	28.8	26.3	23.5	19.4	15.3	11.9	9.3	8.0	6.9	5.8	5.1	
17	35.7	33.4	30.2	27.6	24.8	20.5	16.3	12.8	10.1	8.7	7.6	6.4	5.7	
18	37.2	34.8	31.5	28.9	26.0	21.6	17.3	13.7	10.9	9.4	8.2	7.0	6.3	
19	38.6	36.2	32.9	30.1	27.2	22.7	18.3	14.6	11.7	10.1	8.9	7.6	6.8	
20	40.0	37.6	34.2	31.4	28.4	23.8	19.3	15.5	12.4	10.9	9.6	8.3	7.4	
21	41.4	38.9	35.5	32.7	29.6	24.9	20.3	16.3	13.2	11.6	10.3	8.9	8.0	
22	42.8	40.3	36.8	33.9	30.8	26.0	21.3	17.2	14.0	12.3	11.0	9.5	8.6	
23	44.2	41.6	38.1	35.2	32.0	27.1	22.3	18.1	14.8	13.1	11.7	10.2	9.3	
24	45.6	43.0	39.4	36.4	33.2	28.2	23.3	19.0	15.7	13.8	12.4	10.9	9.9	
25	46.9	44.3	40.6	37.7	34.4	29.3	24.3	19.9	16.5	14.6	13.1	11.5	10.5	
26	48.3	45.6	41.9	38.9	35.6	30.4	25.3	20.8	17.3	15.4	13.8	12.2	11.2	
27	49.6	47.0	43.2	40.1	36.7	31.5	26.3	21.7	18.1	16.2	14.6	12.9	11.8	
28	51.0	48.3	44.5	41.3	37.9	32.6	27.3	22.7	18.9	16.9	15.3	13.6	12.5	
29	52.3	49.6	45.7	42.6	39.1	33.7	28.3	23.6	19.8	17.7	16.0	14.3	13.1	
30	53.7	50.9	47.0	43.8	40.3	34.8	29.3	24.5	20.6	18.5	16.8	15.0	13.8	
40	66.8	63.7	59.3	55.8	51.8	45.6	39.3	33.7	29.1	26.5	24.4	22.2	20.7	
50	79.5	76.2	71.4	67.5	63.2	56.3	49.3	42.9	37.7	34.8	32.4	29.7	28.0	
60	92.0	88.4	83.3	79.1	74.4	67.0	59.3	52.3	46.5	43.2	40.5	37.5	35.5	
70	104.2	100.4	95.0	90.5	85.5	77.6	69.3	61.7	55.3	51.7	48.8	45.4	43.3	
80	116.3	112.3	106.6	101.9	96.6	88.1	79.3	71.1	64.3	60.4	57.2	53.5	51.2	
90	128.3	124.1	118.1	113.1	107.6	98.6	89.3	80.6	73.3	69.1	65.6	61.8	59.2	
100	140.2	135.8	129.6	124.3	118.5	109.1	99.3	90.1	82.4	77.9	74.2	70.1	67.3	

Titik Persentase Distribusi F untuk Probabilita = 0,05

df untuk penyebut (N2)	df untuk pembilang (N1)														
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15
1	161	199	216	225	230	234	237	239	241	242	243	244	245	245	246
2	18.51	19.00	19.16	19.25	19.30	19.33	19.35	19.37	19.38	19.40	19.40	19.41	19.42	19.42	19.43
3	10.13	9.55	9.28	9.12	9.01	8.94	8.89	8.85	8.81	8.79	8.76	8.74	8.73	8.71	8.70
4	7.71	6.94	6.59	6.39	6.26	6.16	6.09	6.04	6.00	5.96	5.94	5.91	5.89	5.87	5.86
5	6.61	5.79	5.41	5.19	5.05	4.95	4.88	4.82	4.77	4.74	4.70	4.68	4.66	4.64	4.62
6	5.99	5.14	4.76	4.53	4.39	4.28	4.21	4.15	4.10	4.06	4.03	4.00	3.98	3.96	3.94
7	5.59	4.74	4.35	4.12	3.97	3.87	3.79	3.73	3.68	3.64	3.60	3.57	3.55	3.53	3.51
8	5.32	4.46	4.07	3.84	3.69	3.58	3.50	3.44	3.39	3.35	3.31	3.28	3.26	3.24	3.22
9	5.12	4.26	3.86	3.63	3.48	3.37	3.29	3.23	3.18	3.14	3.10	3.07	3.05	3.03	3.01
10	4.96	4.10	3.71	3.48	3.33	3.22	3.14	3.07	3.02	2.98	2.94	2.91	2.89	2.86	2.85
11	4.84	3.98	3.59	3.36	3.20	3.09	3.01	2.95	2.90	2.85	2.82	2.79	2.76	2.74	2.72
12	4.75	3.89	3.49	3.26	3.11	3.00	2.91	2.85	2.80	2.75	2.72	2.69	2.66	2.64	2.62
13	4.67	3.81	3.41	3.18	3.03	2.92	2.83	2.77	2.71	2.67	2.63	2.60	2.58	2.55	2.53
14	4.60	3.74	3.34	3.11	2.96	2.85	2.76	2.70	2.65	2.60	2.57	2.53	2.51	2.48	2.46
15	4.54	3.68	3.29	3.06	2.90	2.79	2.71	2.64	2.59	2.54	2.51	2.48	2.45	2.42	2.40
16	4.49	3.63	3.24	3.01	2.85	2.74	2.66	2.59	2.54	2.49	2.46	2.42	2.40	2.37	2.35
17	4.45	3.59	3.20	2.96	2.81	2.70	2.61	2.55	2.49	2.45	2.41	2.38	2.35	2.33	2.31
18	4.41	3.55	3.16	2.93	2.77	2.66	2.58	2.51	2.46	2.41	2.37	2.34	2.31	2.29	2.27
19	4.38	3.52	3.13	2.90	2.74	2.63	2.54	2.48	2.42	2.38	2.34	2.31	2.28	2.26	2.23
20	4.35	3.49	3.10	2.87	2.71	2.60	2.51	2.45	2.39	2.35	2.31	2.28	2.25	2.22	2.20
21	4.32	3.47	3.07	2.84	2.68	2.57	2.49	2.42	2.37	2.32	2.28	2.25	2.22	2.20	2.18
22	4.30	3.44	3.05	2.82	2.66	2.55	2.46	2.40	2.34	2.30	2.26	2.23	2.20	2.17	2.15
23	4.28	3.42	3.03	2.80	2.64	2.53	2.44	2.37	2.32	2.27	2.24	2.20	2.18	2.15	2.13
24	4.26	3.40	3.01	2.78	2.62	2.51	2.42	2.36	2.30	2.25	2.22	2.18	2.15	2.13	2.11
25	4.24	3.39	2.99	2.76	2.60	2.49	2.40	2.34	2.28	2.24	2.20	2.16	2.14	2.11	2.09
26	4.23	3.37	2.98	2.74	2.59	2.47	2.39	2.32	2.27	2.22	2.18	2.15	2.12	2.09	2.07
27	4.21	3.35	2.96	2.73	2.57	2.46	2.37	2.31	2.25	2.20	2.17	2.13	2.10	2.08	2.06
28	4.20	3.34	2.95	2.71	2.56	2.45	2.36	2.29	2.24	2.19	2.15	2.12	2.09	2.06	2.04
29	4.18	3.33	2.93	2.70	2.55	2.43	2.35	2.28	2.22	2.18	2.14	2.10	2.08	2.05	2.03
30	4.17	3.32	2.92	2.69	2.53	2.42	2.33	2.27	2.21	2.16	2.13	2.09	2.06	2.04	2.01
31	4.16	3.30	2.91	2.68	2.52	2.41	2.32	2.25	2.20	2.15	2.11	2.08	2.05	2.03	2.00
32	4.15	3.29	2.90	2.67	2.51	2.40	2.31	2.24	2.19	2.14	2.10	2.07	2.04	2.01	1.99
33	4.14	3.28	2.89	2.66	2.50	2.39	2.30	2.23	2.18	2.13	2.09	2.06	2.03	2.00	1.98
34	4.13	3.28	2.88	2.65	2.49	2.38	2.29	2.23	2.17	2.12	2.08	2.05	2.02	1.99	1.97
35	4.12	3.27	2.87	2.64	2.49	2.37	2.29	2.22	2.16	2.11	2.07	2.04	2.01	1.99	1.96
36	4.11	3.26	2.87	2.63	2.48	2.36	2.28	2.21	2.15	2.11	2.07	2.03	2.00	1.98	1.95
37	4.11	3.25	2.86	2.63	2.47	2.36	2.27	2.20	2.14	2.10	2.06	2.02	2.00	1.97	1.95
38	4.10	3.24	2.85	2.62	2.46	2.35	2.26	2.19	2.14	2.09	2.05	2.02	1.99	1.96	1.94
39	4.09	3.24	2.85	2.61	2.46	2.34	2.26	2.19	2.13	2.08	2.04	2.01	1.98	1.95	1.93
40	4.08	3.23	2.84	2.61	2.45	2.34	2.25	2.18	2.12	2.08	2.04	2.00	1.97	1.95	1.92
41	4.08	3.23	2.83	2.60	2.44	2.33	2.24	2.17	2.12	2.07	2.03	2.00	1.97	1.94	1.92
42	4.07	3.22	2.83	2.59	2.44	2.32	2.24	2.17	2.11	2.06	2.03	1.99	1.96	1.94	1.91
43	4.07	3.21	2.82	2.59	2.43	2.32	2.23	2.16	2.11	2.06	2.02	1.99	1.96	1.93	1.91
44	4.06	3.21	2.82	2.58	2.43	2.31	2.23	2.16	2.10	2.05	2.01	1.98	1.95	1.92	1.90
45	4.06	3.20	2.81	2.58	2.42	2.31	2.22	2.15	2.10	2.05	2.01	1.97	1.94	1.92	1.89

Tabel Z

Z	0,00	0,01	0,02	0,03	0,04	0,05	0,06	0,07	0,08	0,09
-3,8	0,0001	0,0001	0,0001	0,0001	0,0001	0,0001	0,0001	0,0001	0,0001	0,0001
-3,7	0,0001	0,0001	0,0001	0,0001	0,0001	0,0001	0,0001	0,0001	0,0001	0,0001
-3,6	0,0002	0,0002	0,0001	0,0001	0,0001	0,0001	0,0001	0,0001	0,0001	0,0001
-3,5	0,0002	0,0002	0,0002	0,0002	0,0002	0,0002	0,0002	0,0002	0,0002	0,0002
-3,4	0,0003	0,0003	0,0003	0,0003	0,0003	0,0003	0,0003	0,0003	0,0003	0,0002
-3,3	0,0005	0,0005	0,0005	0,0004	0,0004	0,0004	0,0004	0,0004	0,0004	0,0003
-3,2	0,0007	0,0007	0,0006	0,0006	0,0006	0,0006	0,0006	0,0005	0,0005	0,0005
-3,1	0,0010	0,0009	0,0009	0,0009	0,0008	0,0008	0,0008	0,0008	0,0007	0,0007
-3,0	0,0013	0,0013	0,0013	0,0012	0,0012	0,0011	0,0011	0,0011	0,0010	0,0010
-2,9	0,0019	0,0018	0,0018	0,0017	0,0016	0,0016	0,0015	0,0015	0,0014	0,0014
-2,8	0,0026	0,0025	0,0024	0,0023	0,0023	0,0022	0,0021	0,0021	0,0020	0,0019
-2,7	0,0035	0,0034	0,0033	0,0032	0,0031	0,0030	0,0029	0,0028	0,0027	0,0026
-2,6	0,0047	0,0045	0,0044	0,0043	0,0041	0,0040	0,0039	0,0038	0,0037	0,0036
-2,5	0,0062	0,0060	0,0059	0,0057	0,0055	0,0054	0,0052	0,0051	0,0049	0,0048
-2,4	0,0082	0,0080	0,0078	0,0075	0,0073	0,0071	0,0069	0,0068	0,0066	0,0064
-2,3	0,0107	0,0104	0,0102	0,0099	0,0096	0,0094	0,0091	0,0089	0,0087	0,0084
-2,2	0,0139	0,0136	0,0132	0,0129	0,0125	0,0122	0,0119	0,0116	0,0113	0,0110
-2,1	0,0179	0,0174	0,0170	0,0166	0,0162	0,0158	0,0154	0,0150	0,0146	0,0143
-2,0	0,0228	0,0222	0,0217	0,0212	0,0207	0,0202	0,0197	0,0192	0,0188	0,0183
-1,9	0,0287	0,0281	0,0274	0,0268	0,0262	0,0256	0,0250	0,0244	0,0239	0,0233
-1,8	0,0359	0,0351	0,0344	0,0336	0,0329	0,0322	0,0314	0,0307	0,0301	0,0294
-1,7	0,0446	0,0436	0,0427	0,0418	0,0409	0,0401	0,0392	0,0384	0,0375	0,0367
-1,6	0,0548	0,0537	0,0526	0,0516	0,0505	0,0495	0,0485	0,0475	0,0465	0,0455
-1,5	0,0668	0,0655	0,0643	0,0630	0,0618	0,0606	0,0594	0,0582	0,0571	0,0559
-1,4	0,0808	0,0793	0,0778	0,0764	0,0749	0,0735	0,0721	0,0708	0,0694	0,0681
-1,3	0,0968	0,0951	0,0934	0,0918	0,0901	0,0885	0,0869	0,0853	0,0838	0,0823
-1,2	0,1151	0,1131	0,1112	0,1093	0,1075	0,1056	0,1038	0,1020	0,1003	0,0985
-1,1	0,1357	0,1335	0,1314	0,1292	0,1271	0,1251	0,1230	0,1210	0,1190	0,1170
-1,0	0,1587	0,1562	0,1539	0,1515	0,1492	0,1469	0,1446	0,1423	0,1401	0,1379
-0,9	0,1841	0,1814	0,1788	0,1762	0,1736	0,1711	0,1685	0,1660	0,1635	0,1611
-0,8	0,2119	0,2090	0,2061	0,2033	0,2005	0,1977	0,1949	0,1922	0,1894	0,1867
-0,7	0,2420	0,2389	0,2358	0,2327	0,2296	0,2266	0,2236	0,2206	0,2177	0,2148
-0,6	0,2743	0,2709	0,2676	0,2643	0,2611	0,2578	0,2546	0,2514	0,2483	0,2451
-0,5	0,3085	0,3050	0,3015	0,2981	0,2946	0,2912	0,2877	0,2843	0,2810	0,2776
-0,4	0,3446	0,3409	0,3372	0,3336	0,3300	0,3264	0,3228	0,3192	0,3156	0,3121
-0,3	0,3821	0,3783	0,3745	0,3707	0,3669	0,3632	0,3594	0,3557	0,3520	0,3483
-0,2	0,4207	0,4168	0,4129	0,4090	0,4052	0,4013	0,3974	0,3936	0,3897	0,3859
-0,1	0,4602	0,4562	0,4522	0,4483	0,4443	0,4404	0,4364	0,4325	0,4286	0,4247
0,0	0,5000	0,5040	0,5080	0,5120	0,5160	0,5199	0,5239	0,5279	0,5319	0,5359

Tabel Kolmogorov Smirnov

N	Probabilitas				
	0,01	0,02	0,05	0,1	0,2
51	0,22825	0,21284	0,19044	0,17083	0,14983
52	0,22604	0,21079	0,18860	0,16918	0,14838
53	0,22390	0,20879	0,18681	0,16758	0,14698
54	0,22181	0,20685	0,18507	0,16602	0,14561
55	0,21979	0,20496	0,18338	0,16450	0,14428
56	0,21782	0,20312	0,18174	0,16303	0,14298
57	0,21590	0,20133	0,18014	0,16159	0,14172
58	0,21403	0,19959	0,17858	0,16019	0,14050
59	0,21221	0,19789	0,17706	0,15883	0,13930
60	0,21043	0,19623	0,17558	0,15750	0,13814
61	0,20870	0,19462	0,17413	0,15620	0,13700
62	0,20701	0,19304	0,17272	0,15494	0,13589
63	0,20536	0,19150	0,17134	0,15371	0,13481
64	0,20375	0,19000	0,17000	0,15250	0,13375
65	0,20218	0,18853	0,16869	0,15132	0,13272
66	0,20064	0,18710	0,16740	0,15017	0,13171
67	0,19914	0,18570	0,16615	0,14905	0,13072
68	0,19767	0,18433	0,16492	0,14795	0,12976
69	0,19623	0,18299	0,16372	0,14687	0,12881
70	0,19482	0,18167	0,16255	0,14582	0,12789
71	0,19345	0,18039	0,16140	0,14479	0,12699
72	0,19210	0,17913	0,16028	0,14378	0,12610
73	0,19078	0,17790	0,15918	0,14279	0,12523
74	0,18948	0,17670	0,15810	0,14182	0,12438
75	0,18822	0,17551	0,15704	0,14087	0,12355
76	0,18697	0,17436	0,15600	0,13994	0,12274
77	0,18576	0,17322	0,15499	0,13903	0,12194
78	0,18456	0,17211	0,15399	0,13814	0,12115
79	0,18339	0,17101	0,15301	0,13726	0,12038
80	0,18224	0,16994	0,15205	0,13640	0,11963
81	0,18111	0,16889	0,15111	0,13556	0,11889
82	0,18000	0,16786	0,15019	0,13473	0,11816
83	0,17892	0,16684	0,14928	0,13391	0,11745
84	0,17785	0,16585	0,14839	0,13311	0,11675
85	0,17680	0,16487	0,14751	0,13233	0,11606
86	0,17577	0,16391	0,14665	0,13156	0,11538
87	0,17475	0,16296	0,14581	0,13080	0,11472
88	0,17376	0,16203	0,14498	0,13005	0,11406

89	0,17278	0,16112	0,14416	0,12932	0,11342
90	0,17182	0,16022	0,14336	0,12860	0,11279
91	0,17087	0,15934	0,14257	0,12789	0,11217
92	0,16994	0,15847	0,14179	0,12719	0,11156
93	0,16902	0,15762	0,14103	0,12651	0,11095
94	0,16812	0,15678	0,14027	0,12583	0,11036
95	0,16723	0,15595	0,13953	0,12517	0,10978
96	0,16636	0,15513	0,13880	0,12452	0,10921
97	0,16550	0,15433	0,13809	0,12387	0,10864
98	0,16465	0,15354	0,13738	0,12324	0,10809
99	0,16382	0,15277	0,13669	0,12261	0,10754
100	0,16300	0,15200	0,13600	0,12200	0,10700
101	0,16219	0,15125	0,13533	0,12139	0,10647
102	0,16139	0,15050	0,13466	0,12080	0,10595
103	0,16061	0,14977	0,13400	0,12021	0,10543
104	0,15983	0,14905	0,13336	0,11963	0,10492
105	0,15907	0,14834	0,13272	0,11906	0,10442
106	0,15832	0,14764	0,13209	0,11850	0,10393
107	0,15758	0,14694	0,13148	0,11794	0,10344
108	0,15685	0,14626	0,13087	0,11739	0,10296
109	0,15613	0,14559	0,13026	0,11685	0,10249
110	0,15541	0,14493	0,12967	0,11632	0,10202
111	0,15471	0,14427	0,12909	0,11580	0,10156
112	0,15402	0,14363	0,12851	0,11528	0,10111
113	0,15334	0,14299	0,12794	0,11477	0,10066
114	0,15266	0,14236	0,12738	0,11426	0,10021
115	0,15200	0,14174	0,12682	0,11377	0,09978
116	0,15134	0,14113	0,12627	0,11327	0,09935
117	0,15069	0,14052	0,12573	0,11279	0,09892
118	0,15005	0,13993	0,12520	0,11231	0,09850
119	0,14942	0,13934	0,12467	0,11184	0,09809
120	0,14880	0,13876	0,12415	0,11137	0,09768
121	0,14818	0,13818	0,12364	0,11091	0,09727
122	0,14757	0,13761	0,12313	0,11045	0,09687
123	0,14697	0,13705	0,12263	0,11000	0,09648
124	0,14638	0,13650	0,12213	0,10956	0,09609
125	0,14579	0,13595	0,12164	0,10912	0,09570
126	0,14521	0,13541	0,12116	0,10869	0,09532
127	0,14464	0,13488	0,12068	0,10826	0,09495
128	0,14407	0,13435	0,12021	0,10783	0,09458
129	0,14351	0,13383	0,11974	0,10742	0,09421
130	0,14296	0,13331	0,11928	0,10700	0,09385
131	0,14241	0,13280	0,11882	0,10659	0,09349
132	0,14187	0,13230	0,11837	0,10619	0,09313
133	0,14134	0,13180	0,11793	0,10579	0,09278
134	0,14081	0,13131	0,11749	0,10539	0,09243
135	0,14029	0,13082	0,11705	0,10500	0,09209

136	0,13977	0,13034	0,11662	0,10461	0,09175
137	0,13926	0,12986	0,11619	0,10423	0,09142
138	0,13875	0,12939	0,11577	0,10385	0,09108
139	0,13825	0,12892	0,11535	0,10348	0,09076
140	0,13776	0,12846	0,11494	0,10311	0,09043
141	0,13727	0,12801	0,11453	0,10274	0,09011
142	0,13679	0,12756	0,11413	0,10238	0,08979
143	0,13631	0,12711	0,11373	0,10202	0,08948
144	0,13583	0,12667	0,11333	0,10167	0,08917
145	0,13536	0,12623	0,11294	0,10132	0,08886
146	0,13490	0,12580	0,11255	0,10097	0,08855
147	0,13444	0,12537	0,11217	0,10062	0,08825
148	0,13399	0,12494	0,11179	0,10028	0,08795
149	0,13353	0,12452	0,11142	0,09995	0,08766
150	0,13309	0,12411	0,11104	0,09961	0,08737
151	0,13265	0,12370	0,11068	0,09928	0,08708
152	0,13221	0,12329	0,11031	0,09896	0,08679
153	0,13178	0,12288	0,10995	0,09863	0,08650
154	0,13135	0,12249	0,10959	0,09831	0,08622
155	0,13092	0,12209	0,10924	0,09799	0,08594
156	0,13050	0,12170	0,10889	0,09768	0,08567
157	0,13009	0,12131	0,10854	0,09737	0,08540
158	0,12968	0,12092	0,10820	0,09706	0,08512
159	0,12927	0,12054	0,10786	0,09675	0,08486
160	0,12886	0,12017	0,10752	0,09645	0,08459
161	0,12846	0,11979	0,10718	0,09615	0,08433
162	0,12806	0,11942	0,10685	0,09585	0,08407
163	0,12767	0,11906	0,10652	0,09556	0,08381
164	0,12728	0,11869	0,10620	0,09527	0,08355
165	0,12690	0,11833	0,10588	0,09498	0,08330
166	0,12651	0,11797	0,10556	0,09469	0,08305
167	0,12613	0,11762	0,10524	0,09441	0,08280
168	0,12576	0,11727	0,10493	0,09413	0,08255
169	0,12538	0,11692	0,10462	0,09385	0,08231
170	0,12502	0,11658	0,10431	0,09357	0,08207
171	0,12465	0,11624	0,10400	0,09330	0,08182
172	0,12429	0,11590	0,10370	0,09302	0,08159
173	0,12393	0,11556	0,10340	0,09275	0,08135
174	0,12357	0,11523	0,10310	0,09249	0,08112
175	0,12322	0,11490	0,10281	0,09222	0,08088
176	0,12287	0,11457	0,10251	0,09196	0,08065
177	0,12252	0,11425	0,10222	0,09170	0,08043
178	0,12217	0,11393	0,10194	0,09144	0,08020
179	0,12183	0,11361	0,10165	0,09119	0,07998
180	0,12149	0,11329	0,10137	0,09093	0,07975
181	0,12116	0,11298	0,10109	0,09068	0,07953
182	0,12082	0,11267	0,10081	0,09043	0,07931

183	0,12049	0,11236	0,10053	0,09018	0,07910
184	0,12017	0,11206	0,10026	0,08994	0,07888
185	0,11984	0,11175	0,09999	0,08970	0,07867
186	0,11952	0,11145	0,09972	0,08945	0,07846
187	0,11920	0,11115	0,09945	0,08922	0,07825
188	0,11888	0,11086	0,09919	0,08898	0,07804
189	0,11857	0,11056	0,09893	0,08874	0,07783
190	0,11825	0,11027	0,09866	0,08851	0,07763
191	0,11794	0,10998	0,09841	0,08828	0,07742
192	0,11764	0,10970	0,09815	0,08805	0,07722
193	0,11733	0,10941	0,09789	0,08782	0,07702
194	0,11703	0,10913	0,09764	0,08759	0,07682
195	0,11673	0,10885	0,09739	0,08737	0,07662
196	0,11643	0,10857	0,09714	0,08714	0,07643
197	0,11613	0,10830	0,09690	0,08692	0,07623
198	0,11584	0,10802	0,09665	0,08670	0,07604
199	0,11555	0,10775	0,09641	0,08648	0,07585
200	0,11526	0,10748	0,09617	0,08627	0,07566
201	0,11497	0,10721	0,09593	0,08605	0,07547
202	0,11469	0,10695	0,09569	0,08584	0,07528
203	0,11440	0,10668	0,09545	0,08563	0,07510
204	0,11412	0,10642	0,09522	0,08542	0,07491
205	0,11384	0,10616	0,09499	0,08521	0,07473
206	0,11357	0,10590	0,09476	0,08500	0,07455
207	0,11329	0,10565	0,09453	0,08480	0,07437
208	0,11302	0,10539	0,09430	0,08459	0,07419
209	0,11275	0,10514	0,09407	0,08439	0,07401
210	0,11248	0,10489	0,09385	0,08419	0,07384
211	0,11221	0,10464	0,09363	0,08399	0,07366
212	0,11195	0,10439	0,09341	0,08379	0,07349
213	0,11169	0,10415	0,09319	0,08359	0,07332
214	0,11142	0,10391	0,09297	0,08340	0,07314
215	0,11117	0,10366	0,09275	0,08320	0,07297
216	0,11091	0,10342	0,09254	0,08301	0,07280
217	0,11065	0,10318	0,09232	0,08282	0,07264
218	0,11040	0,10295	0,09211	0,08263	0,07247
219	0,11015	0,10271	0,09190	0,08244	0,07230
220	0,10989	0,10248	0,09169	0,08225	0,07214
221	0,10965	0,10225	0,09148	0,08207	0,07198
222	0,10940	0,10202	0,09128	0,08188	0,07181
223	0,10915	0,10179	0,09107	0,08170	0,07165
224	0,10891	0,10156	0,09087	0,08151	0,07149
225	0,10867	0,10133	0,09067	0,08133	0,07133
226	0,10843	0,10111	0,09047	0,08115	0,07118
227	0,10819	0,10089	0,09027	0,08097	0,07102
228	0,10795	0,10066	0,09007	0,08080	0,07086
229	0,10771	0,10044	0,08987	0,08062	0,07071

230	0,10748	0,10023	0,08968	0,08044	0,07055
231	0,10725	0,10001	0,08948	0,08027	0,07040
232	0,10701	0,09979	0,08929	0,08010	0,07025
233	0,10678	0,09958	0,08910	0,07992	0,07010
234	0,10656	0,09937	0,08891	0,07975	0,06995
235	0,10633	0,09915	0,08872	0,07958	0,06980
236	0,10610	0,09894	0,08853	0,07942	0,06965
237	0,10588	0,09873	0,08834	0,07925	0,06950
238	0,10566	0,09853	0,08816	0,07908	0,06936
239	0,10544	0,09832	0,08797	0,07892	0,06921
240	0,10522	0,09812	0,08779	0,07875	0,06907
241	0,10500	0,09791	0,08761	0,07859	0,06892
242	0,10478	0,09771	0,08742	0,07842	0,06878
243	0,10456	0,09751	0,08724	0,07826	0,06864
244	0,10435	0,09731	0,08707	0,07810	0,06850
245	0,10414	0,09711	0,08689	0,07794	0,06836
246	0,10393	0,09691	0,08671	0,07778	0,06822
247	0,10371	0,09672	0,08653	0,07763	0,06808
248	0,10351	0,09652	0,08636	0,07747	0,06795
249	0,10330	0,09633	0,08619	0,07731	0,06781
250	0,10309	0,09613	0,08601	0,07716	0,06767
251	0,10288	0,09594	0,08584	0,07701	0,06754
252	0,10268	0,09575	0,08567	0,07685	0,06740
253	0,10248	0,09556	0,08550	0,07670	0,06727
254	0,10228	0,09537	0,08533	0,07655	0,06714
255	0,10207	0,09519	0,08517	0,07640	0,06701
256	0,10188	0,09500	0,08500	0,07625	0,06688
257	0,10168	0,09481	0,08483	0,07610	0,06674
258	0,10148	0,09463	0,08467	0,07595	0,06662
259	0,10128	0,09445	0,08451	0,07581	0,06649
260	0,10109	0,09427	0,08434	0,07566	0,06636
261	0,10089	0,09409	0,08418	0,07552	0,06623
262	0,10070	0,09391	0,08402	0,07537	0,06610
263	0,10051	0,09373	0,08386	0,07523	0,06598
264	0,10032	0,09355	0,08370	0,07509	0,06585
265	0,10013	0,09337	0,08354	0,07494	0,06573
266	0,09994	0,09320	0,08339	0,07480	0,06561
267	0,09975	0,09302	0,08323	0,07466	0,06548
268	0,09957	0,09285	0,08308	0,07452	0,06536
269	0,09938	0,09268	0,08292	0,07438	0,06524
270	0,09920	0,09250	0,08277	0,07425	0,06512
271	0,09902	0,09233	0,08261	0,07411	0,06500
272	0,09883	0,09216	0,08246	0,07397	0,06488
273	0,09865	0,09199	0,08231	0,07384	0,06476
274	0,09847	0,09183	0,08216	0,07370	0,06464
275	0,09829	0,09166	0,08201	0,07357	0,06452
276	0,09811	0,09149	0,08186	0,07344	0,06441

277	0,09794	0,09133	0,08171	0,07330	0,06429
278	0,09776	0,09116	0,08157	0,07317	0,06417
279	0,09759	0,09100	0,08142	0,07304	0,06406
280	0,09741	0,09084	0,08128	0,07291	0,06394
281	0,09724	0,09068	0,08113	0,07278	0,06383
282	0,09707	0,09051	0,08099	0,07265	0,06372
283	0,09689	0,09035	0,08084	0,07252	0,06360
284	0,09672	0,09020	0,08070	0,07239	0,06349
285	0,09655	0,09004	0,08056	0,07227	0,06338
286	0,09638	0,08988	0,08042	0,07214	0,06327
287	0,09622	0,08972	0,08028	0,07201	0,06316
288	0,09605	0,08957	0,08014	0,07189	0,06305
289	0,09588	0,08941	0,08000	0,07176	0,06294
290	0,09572	0,08926	0,07986	0,07164	0,06283
291	0,09555	0,08910	0,07972	0,07152	0,06272
292	0,09539	0,08895	0,07959	0,07140	0,06262
293	0,09523	0,08880	0,07945	0,07127	0,06251
294	0,09506	0,08865	0,07932	0,07115	0,06240
295	0,09490	0,08850	0,07918	0,07103	0,06230
296	0,09474	0,08835	0,07905	0,07091	0,06219
297	0,09458	0,08820	0,07892	0,07079	0,06209
298	0,09442	0,08805	0,07878	0,07067	0,06198
299	0,09427	0,08790	0,07865	0,07055	0,06188
300	0,09411	0,08776	0,07852	0,07044	0,06178
400	0,08150	0,07600	0,06800	0,06100	0,05350
500	0,07290	0,06798	0,06082	0,05456	0,04785
600	0,06654	0,06205	0,05552	0,04981	0,04368
700	0,06161	0,05745	0,05140	0,04611	0,04044
800	0,05763	0,05374	0,04808	0,04313	0,03783
900	0,05433	0,05067	0,04533	0,04067	0,03567
1000	0,05155	0,04807	0,04301	0,03858	0,03384
2000	0,03645	0,03399	0,03041	0,02728	0,02393
3000	0,02976	0,02775	0,02483	0,02227	0,01954
4000	0,02577	0,02403	0,02150	0,01929	0,01692
5000	0,02305	0,02150	0,01923	0,01725	0,01513
6000	0,02104	0,01962	0,01756	0,01575	0,01381
7000	0,01948	0,01817	0,01626	0,01458	0,01279
8000	0,01822	0,01699	0,01521	0,01364	0,01196
9000	0,01718	0,01602	0,01434	0,01286	0,01128
10000	0,01630	0,01520	0,01360	0,01220	0,01070

TABEL
NILAI KRITIS UJI LILIEFORS UNTUK NORMALITAS

One-tailed	.20	.15	.10	.05	.01
Two-tailed	.40	.30	.20	.10	.02
<i>n</i> = 4	.300	.319	.352	.381	.417
5	.285	.299	.315	.337	.405
6	.265	.277	.294	.319	.364
7	.247	.258	.276	.300	.348
8	.233	.244	.261	.285	.331
9	.223	.233	.249	.271	.311
10	.215	.224	.239	.258	.294
11	.206	.217	.230	.249	.284
12	.199	.212	.223	.242	.275
13	.190	.202	.214	.234	.268
14	.183	.194	.207	.227	.261
15	.177	.187	.201	.220	.257
16	.173	.182	.195	.213	.250
17	.169	.177	.189	.206	.245
18	.166	.173	.184	.200	.239
19	.163	.169	.179	.195	.235
20	.160	.166	.174	.190	.231
25	.142	.147	.158	.173	.200
30	.131	.136	.144	.161	.187
<i>n</i> > 30	.736/ \sqrt{n}	.768/ \sqrt{n}	.805/ \sqrt{n}	.886/ \sqrt{n}	1.031/ \sqrt{n}

Shapiro-Wilk Tables

<http://www.statistikian.com>

By: Anwar Hidayat

Table 1 - coefficients

n =	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
a1	0,7071	0,7071	0,6872	0,6646	0,6431	0,6233	0,6052	0,5888	0,5739	0,5601	0,5475	0,5359	0,5251
a2			0,1677	0,2413	0,2806	0,3031	0,3164	0,3244	0,3291	0,3315	0,3325	0,3325	0,3318
a3				0,0875	0,1401	0,1743	0,1976	0,2141	0,2260	0,2347	0,2412	0,2460	
a4					0,0561	0,0947	0,1224	0,1429	0,1586	0,1707	0,1802		
a5						0,0399	0,0695	0,0922	0,1099	0,1240			
a6							0,0303	0,0539	0,0727				
a7								0,0240					

n =	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26
a1	0,5150	0,5056	0,4968	0,4886	0,4808	0,4734	0,4643	0,4590	0,4542	0,4493	0,4450	0,4407
a2	0,3306	0,3290	0,3273	0,3253	0,3232	0,3211	0,3185	0,3156	0,3126	0,3098	0,3069	0,3043
a3	0,2495	0,2521	0,2540	0,2553	0,2561	0,2565	0,2578	0,2571	0,2563	0,2554	0,2543	0,2533
a4	0,1878	0,1939	0,1988	0,2027	0,2059	0,2085	0,2119	0,2131	0,2139	0,2145	0,2148	0,2151
a5	0,1353	0,1447	0,1524	0,1587	0,1641	0,1686	0,1736	0,1764	0,1787	0,1807	0,1822	0,1836
a6	0,0880	0,1005	0,1109	0,1197	0,1271	0,1334	0,1399	0,1443	0,1480	0,1512	0,1539	0,1563
a7	0,0433	0,0593	0,0725	0,0837	0,0932	0,1013	0,1092	0,1150	0,1201	0,1245	0,1283	0,1316
a8		0,0196	0,0359	0,0496	0,0612	0,0711	0,0804	0,0878	0,0941	0,0997	0,1046	0,1089
a9				0,0163	0,0303	0,0422	0,0530	0,0618	0,0696	0,0764	0,0823	0,0876
a10						0,0140	0,0263	0,0368	0,0459	0,0539	0,0610	0,0672
a11							0,0122	0,0228	0,0321	0,0403	0,0476	
a12								0,0000	0,0107	0,0200	0,0284	
a13									0,0000	0,0094		

n =	27	28	29	30	31	32	33	34	35	36	37	38
a1	0,4366	0,4328	0,4291	0,4254	0,4220	0,4188	0,4156	0,4127	0,4096	0,4068	0,4040	0,4015
a2	0,3018	0,2992	0,2968	0,2944	0,2921	0,2898	0,2876	0,2854	0,2834	0,2813	0,2794	0,2774
a3	0,2522	0,2510	0,2499	0,2487	0,2475	0,2463	0,2451	0,2439	0,2427	0,2415	0,2403	0,2391
a4	0,2152	0,2151	0,2150	0,2148	0,2145	0,2141	0,2137	0,2132	0,2127	0,2121	0,2116	0,2110
a5	0,1848	0,1857	0,1864	0,1870	0,1874	0,1878	0,1880	0,1882	0,1883	0,1883	0,1883	0,1881
a6	0,1584	0,1601	0,1616	0,1630	0,1641	0,1651	0,1660	0,1667	0,1673	0,1678	0,1683	0,1686
a7	0,1346	0,1372	0,1395	0,1415	0,1433	0,1449	0,1463	0,1475	0,1487	0,1496	0,1505	0,1513
a8	0,1128	0,1162	0,1192	0,1219	0,1243	0,1265	0,1284	0,1301	0,1317	0,1331	0,1344	0,1356
a9	0,0923	0,0965	0,1002	0,1036	0,1066	0,1093	0,1118	0,1140	0,1160	0,1179	0,1196	0,1211
a10	0,0728	0,0778	0,0822	0,0862	0,0899	0,0931	0,0961	0,0988	0,1013	0,1036	0,1056	0,1075
a11	0,0540	0,0598	0,0650	0,0697	0,0739	0,0777	0,0812	0,0844	0,0873	0,0900	0,0924	0,0947
a12	0,0358	0,0424	0,0483	0,0537	0,0585	0,0629	0,0669	0,0706	0,0739	0,0770	0,0798	0,0824
a13	0,0178	0,0253	0,0320	0,0381	0,0435	0,0485	0,0530	0,0572	0,0610	0,0645	0,0677	0,0706
a14	0,0000	0,0084	0,0159	0,0227	0,0289	0,0344	0,0395	0,0441	0,0484	0,0523	0,0559	0,0592
a15			0,0000	0,0076	0,0144	0,0206	0,0262	0,0314	0,0361	0,0404	0,0444	0,0481
a16					0,0000	0,0068	0,0131	0,0187	0,0239	0,0287	0,0331	0,0372
a17						0,0000	0,0062	0,0119	0,0172	0,0220	0,0264	
a18							0,0000	0,0057	0,0110	0,0158		
a19								0,0000	0,0053			

n =	39	40	41	42	43	44	45	46	47	48	49	50
a1	0,3989	0,3964	0,3940	0,3917	0,3894	0,3872	0,3850	0,3830	0,3808	0,3789	0,3770	0,3751
a2	0,2755	0,2737	0,2719	0,2701	0,2684	0,2667	0,2651	0,2635	0,2620	0,2604	0,2589	0,2574
a3	0,2380	0,2368	0,2357	0,2345	0,2334	0,2323	0,2313	0,2302	0,2291	0,2281	0,2271	0,2260
a4	0,2104	0,2098	0,2091	0,2085	0,2078	0,2072	0,2065	0,2058	0,2052	0,2045	0,2038	0,2032
a5	0,1880	0,1878	0,1876	0,1874	0,1871	0,1868	0,1865	0,1862	0,1859	0,1855	0,1851	0,1847
a6	0,1689	0,1691	0,1693	0,1694	0,1695	0,1695	0,1695	0,1695	0,1693	0,1692	0,1691	
a7	0,1520	0,1526	0,1531	0,1535	0,1539	0,1542	0,1545	0,1548	0,1550	0,1551	0,1553	0,1554
a8	0,1366	0,1376	0,1384	0,1392	0,1398	0,1405	0,1410	0,1415	0,1420	0,1423	0,1427	0,1430
a9	0,1225	0,1237	0,1249	0,1259	0,1269	0,1278	0,1286	0,1293	0,1300	0,1306	0,1312	0,1317
a10	0,1092	0,1108	0,1123	0,1136	0,1149	0,1160	0,1170	0,1180	0,1189	0,1197	0,1205	0,1212
a11	0,0967	0,0986	0,1004	0,1020	0,1035	0,1049	0,1062	0,1073	0,1085	0,1095	0,1105	0,1113
a12	0,0848	0,0870	0,0891	0,0909	0,0927	0,0943	0,0959	0,0972	0,0986	0,0998	0,1010	0,1020
a13	0,0733	0,0759	0,0782	0,0804	0,0824	0,0842	0,0860	0,0876	0,0892	0,0906	0,9190	0,0932
a14	0,0622	0,0651	0,0677	0,0701	0,0724	0,0745	0,0765	0,0783	0,0801	0,0817	0,0832	0,0846
a15	0,0515	0,0546	0,0575	0,0602	0,0628	0,0651	0,0673	0,0694	0,0713	0,0731	0,0748	0,0764
a16	0,0409	0,0444	0,0476	0,0506	0,0534	0,0560	0,0584	0,0607	0,0628	0,0648	0,0667	0,0685
a17	0,0305	0,0343	0,0379	0,0411	0,0442	0,0471	0,0497	0,0522	0,0546	0,0568	0,0588	0,0608
a18	0,0203	0,0244	0,0283	0,0318	0,0352	0,0383	0,0412	0,0439	0,0465	0,0489	0,0511	0,0532
a19	0,0101	0,0146	0,0188	0,0227	0,0263	0,0296	0,0328	0,0357	0,0385	0,0411	0,0436	0,0459
a20	0,0000	0,0049	0,0094	0,0136	0,0175	0,0211	0,0245	0,0277	0,0307	0,0335	0,0361	0,0386
a21			0,0000	0,0045	0,0087	0,0126	0,0163	0,0197	0,0229	0,0259	0,0288	0,0314
a22				0,0000	0,0042	0,0081	0,0118	0,0153	0,0185	0,0215	0,0244	
a23						0,0000	0,0039	0,0076	0,0111	0,0143	0,0174	
a24								0,0000	0,0037	0,0071	0,0104	
a25									0,0000	0,0350		



Upper percentage points of the studentized range (5%)

df	p = number of treatment											
	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	
1	17.970	26.980	32.820	37.080	40.410	43.120	45.400	47.360	49.070	50.590	51.960	
2	6.085	8.331	9.799	10.880	11.730	12.430	13.030	13.540	13.990	14.400	14.760	
3	4.501	5.910	6.825	7.502	8.037	8.478	8.852	9.177	9.462	9.717	9.946	
4	3.926	5.040	5.757	6.287	6.706	7.053	7.347	7.602	7.826	8.027	8.208	
5	3.635	4.602	5.218	5.673	6.033	6.330	6.582	6.801	6.995	7.167	7.323	
6	3.460	4.339	4.896	5.305	5.628	5.895	6.122	6.319	6.493	6.649	6.789	
7	3.344	4.165	4.681	5.060	5.359	5.606	5.815	5.997	6.158	6.302	6.431	
8	3.261	4.041	4.529	4.886	5.167	5.399	5.596	5.767	5.918	6.053	6.175	
9	3.199	3.948	4.415	4.755	5.024	5.244	5.432	5.595	5.738	5.867	5.983	
10	3.151	3.877	4.327	4.654	4.912	5.124	5.304	5.460	5.598	5.722	5.833	
11	3.113	3.820	4.256	4.574	4.823	5.028	5.202	5.353	5.486	5.605	5.713	
12	3.081	3.773	4.199	4.508	4.750	4.950	5.119	5.265	5.395	5.510	5.615	
13	3.055	3.734	4.151	4.453	4.690	4.884	5.049	5.192	5.318	5.431	5.533	
14	3.033	3.701	4.111	4.407	4.639	4.829	4.990	5.130	5.253	5.364	5.463	
15	3.014	3.673	4.076	4.367	4.595	4.782	4.940	5.077	5.198	5.306	5.403	
16	2.998	3.649	4.046	4.333	4.557	4.741	4.896	5.031	5.150	5.256	5.352	
17	2.984	3.628	4.020	4.303	4.524	4.705	4.858	4.991	5.108	5.212	5.306	
18	2.971	3.609	3.997	4.276	4.494	4.673	4.824	4.955	5.071	5.173	5.266	
19	2.960	3.593	3.977	4.253	4.468	4.645	4.794	4.924	5.037	5.139	5.231	
20	2.950	3.578	3.958	4.232	4.445	4.620	4.768	4.895	5.008	5.108	5.199	
24	2.919	3.532	3.901	4.166	4.373	4.541	4.684	4.807	4.915	5.012	5.099	
30	2.888	3.486	3.845	4.102	4.301	4.464	4.601	4.720	4.824	4.917	5.001	
40	2.858	3.442	3.791	4.039	4.232	4.388	4.521	4.634	4.735	4.824	4.904	
60	2.829	3.399	3.737	3.977	4.163	4.314	4.441	4.550	4.646	4.732	4.808	
120	2.800	3.356	3.685	3.917	4.096	4.241	4.363	4.468	4.560	4.641	4.714	
1000	2.772	3.314	3.633	3.858	4.030	4.170	4.286	4.387	4.474	4.552	4.622	

Upper percentage points of the studentized range (5%)

df	p = number of treatment												
	13	14	15	16	17	18	19	20	30	40	60	80	100
1	53.200	54.330	55.360	56.320	57.220	58.040	58.830	59.560	65.150	68.920	73.970	77.400	79.980
2	15.090	15.390	15.650	15.920	16.140	16.380	16.570	16.780	18.270	19.280	20.660	21.590	22.290
3	10.150	10.350	10.520	10.690	10.840	10.980	11.110	11.240	12.210	12.860	13.760	14.360	14.820
4	8.373	8.524	8.664	8.793	8.914	9.027	9.133	9.233	10.000	10.530	11.240	11.730	12.100
5	7.466	7.596	7.716	7.828	7.932	8.030	8.122	8.208	8.875	9.330	9.949	10.370	10.690
6	6.917	7.034	7.143	7.244	7.338	7.426	7.508	7.586	8.189	8.601	9.162	9.547	9.839
7	6.550	6.658	6.759	6.852	6.939	7.020	7.097	7.169	7.727	8.110	8.631	8.989	9.260
8	6.287	6.389	6.483	6.571	6.653	6.729	6.801	6.869	7.395	7.756	8.248	8.586	8.843
9	6.089	6.186	6.276	6.359	6.437	6.510	6.579	6.643	7.144	7.488	7.958	8.281	8.526
10	5.935	6.028	6.114	6.194	6.269	6.339	6.405	6.467	6.948	7.278	7.730	8.041	8.276
11	5.811	5.901	5.984	6.062	6.134	6.202	6.265	6.325	6.790	7.109	7.546	7.847	8.075
12	5.710	5.797	5.878	5.953	6.023	6.089	6.151	6.209	6.660	6.970	7.394	7.687	7.908
13	5.625	5.711	5.789	5.862	5.931	5.995	6.055	6.112	6.551	6.853	7.267	7.552	7.769
14	5.554	5.637	5.714	5.785	5.852	5.915	5.973	6.029	6.459	6.754	7.159	7.437	7.649
15	5.492	5.574	5.649	5.719	5.785	5.846	5.904	5.958	6.379	6.669	7.065	7.338	7.546
16	5.439	5.519	5.593	5.662	5.726	5.786	5.843	5.896	6.310	6.594	6.983	7.252	7.456
17	5.392	5.471	5.544	5.612	5.675	5.734	5.790	5.842	6.249	6.529	6.912	7.176	7.377
18	5.351	5.429	5.501	5.567	5.629	5.688	5.743	5.794	6.195	6.471	6.848	7.108	7.307
19	5.314	5.391	5.462	5.528	5.589	5.647	5.701	5.752	6.147	6.419	6.791	7.048	7.244
20	5.282	5.357	5.427	5.492	5.553	5.610	5.663	5.714	6.104	6.372	6.740	6.994	7.187
24	5.179	5.251	5.319	5.381	5.439	5.494	5.545	5.594	5.968	6.226	6.578	6.822	7.007
30	5.077	5.147	5.211	5.271	5.327	5.379	5.429	5.475	5.833	6.080	6.417	6.650	6.827
40	4.977	5.044	5.106	5.163	5.216	5.266	5.313	5.358	5.700	5.934	6.255	6.477	6.645
60	4.878	4.942	5.001	5.056	5.107	5.154	5.199	5.241	5.566	5.789	6.093	6.302	6.462
120	4.781	4.842	4.898	4.950	4.998	5.043	5.086	5.126	5.434	5.644	5.929	6.126	6.275
1000	4.685	4.743	4.796	4.845	4.891	4.934	4.974	5.012	5.301	5.498	5.764	5.947	6.085

Upper percentage points of the studentized range (1%)

df	p = number of treatment											
	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	
1	90.020	135.000	164.300	185.600	202.200	215.800	227.200	237.000	245.600	253.200	260.000	
2	14.040	19.020	22.290	24.720	26.630	28.200	29.530	30.680	31.690	32.590	33.400	
3	8.260	10.620	12.170	13.320	14.240	15.000	15.650	16.210	16.690	17.130	17.530	
4	6.511	8.120	9.173	9.958	10.580	11.100	11.540	11.920	12.260	12.570	12.840	
5	5.702	6.976	7.804	8.421	8.913	9.321	9.669	9.971	10.240	10.480	10.700	
6	5.243	6.331	7.033	7.556	7.972	8.318	8.612	8.869	9.097	9.300	9.485	
7	4.949	5.919	6.542	7.005	7.373	7.678	7.939	8.166	8.367	8.548	8.711	
8	4.745	5.635	6.204	6.625	6.959	7.237	7.474	7.680	7.863	8.027	8.176	
9	4.596	5.428	5.957	6.347	6.657	6.915	7.134	7.325	7.494	7.646	7.784	
10	4.482	5.270	5.769	6.136	6.428	6.669	6.875	7.054	7.213	7.356	7.485	
11	4.392	5.146	5.621	5.970	6.247	6.476	6.671	6.841	6.992	7.127	7.250	
12	4.320	5.046	5.502	5.836	6.101	6.320	6.507	6.670	6.814	6.943	7.060	
13	4.260	4.964	5.404	5.726	5.981	6.192	6.372	6.528	6.666	6.791	6.903	
14	4.210	4.895	5.322	5.634	5.881	6.085	6.258	6.409	6.543	6.663	6.772	
15	4.167	4.836	5.252	5.556	5.796	5.994	6.162	6.309	6.438	6.555	6.660	
16	4.131	4.786	5.192	5.489	5.722	5.915	6.079	6.222	6.348	6.461	6.564	
17	4.099	4.742	5.140	5.430	5.659	5.847	6.007	6.147	6.270	6.380	6.480	
18	4.071	4.703	5.094	5.379	5.603	5.787	5.944	6.081	6.201	6.309	6.407	
19	4.046	4.669	5.054	5.334	5.553	5.735	5.889	6.022	6.141	6.246	6.342	
20	4.024	4.639	5.018	5.293	5.510	5.688	5.839	5.970	6.086	6.190	6.285	
24	3.955	4.546	4.907	5.168	5.373	5.542	5.685	5.809	5.919	6.017	6.105	
30	3.889	4.455	4.799	5.048	5.242	5.401	5.536	5.653	5.756	5.848	5.932	
40	3.825	4.367	4.695	4.931	5.114	5.265	5.392	5.502	5.599	5.685	5.764	
60	3.762	4.282	4.594	4.818	4.991	5.133	5.253	5.356	5.447	5.528	5.601	
120	3.702	4.200	4.497	4.708	4.872	5.005	5.118	5.214	5.299	5.375	5.443	
1000	3.643	4.120	4.403	4.603	4.757	4.882	4.987	5.078	5.157	5.227	5.290	

Upper percentage points of the studentized range (1%)

df	p = number of treatment												
	13	14	15	16	17	18	19	20	30	40	60	80	100
1	266.200	271.800	277.000	281.800	286.300	290.400	294.300	298.000	326.000	344.800	370.100	387.300	400.100
2	34.130	34.810	35.430	36.000	36.530	37.030	37.500	37.950	41.320	43.610	46.700	48.800	50.380
3	17.890	18.220	18.520	18.810	19.070	19.320	19.550	19.770	21.440	22.590	24.130	25.190	25.990
4	13.090	13.320	13.530	13.720	13.910	14.080	14.240	14.390	15.570	16.380	17.460	18.200	18.770
5	10.890	11.080	11.240	11.400	11.550	11.680	11.810	11.930	12.870	13.510	14.390	14.990	15.450
6	9.653	9.808	9.951	10.080	10.210	10.320	10.430	10.540	11.340	11.890	12.650	13.170	13.550
7	8.860	8.997	9.124	9.242	9.353	9.456	9.553	9.645	10.360	10.850	11.520	11.980	12.340
8	8.311	8.436	8.552	8.659	8.760	8.854	8.943	9.027	9.677	10.130	10.740	11.170	11.490
9	7.910	8.025	8.132	8.232	8.325	8.412	8.495	8.573	9.177	9.594	10.170	10.560	10.860
10	7.603	7.712	7.812	7.906	7.993	8.075	8.153	8.226	8.794	9.186	9.726	10.100	10.380
11	7.362	7.464	7.560	7.648	7.731	7.809	7.883	7.952	8.491	8.864	9.377	9.732	10.000
12	7.166	7.265	7.356	7.441	7.520	7.594	7.664	7.730	8.246	8.602	9.093	9.433	9.693
13	7.006	7.100	7.188	7.269	7.345	7.417	7.484	7.548	8.043	8.386	8.859	9.186	9.436
14	6.871	6.962	7.047	7.125	7.199	7.268	7.333	7.394	7.873	8.204	8.661	8.978	9.219
15	6.756	6.845	6.927	7.003	7.074	7.141	7.204	7.264	7.727	8.049	8.492	8.800	9.034
16	6.658	6.744	6.823	6.897	6.967	7.032	7.093	7.151	7.602	7.915	8.346	8.646	8.874
17	6.572	6.656	6.733	6.806	6.873	6.937	6.997	7.053	7.493	7.798	8.219	8.511	8.734
18	6.496	6.579	6.655	6.725	6.791	6.854	6.912	6.967	7.397	7.696	8.107	8.393	8.611
19	6.430	6.510	6.585	6.654	6.719	6.780	6.837	6.891	7.312	7.605	8.008	8.288	8.501
20	6.370	6.449	6.523	6.591	6.654	6.714	6.770	6.823	7.237	7.523	7.919	8.194	8.404
24	6.186	6.261	6.330	6.394	6.453	6.510	6.562	6.612	7.001	7.270	7.641	7.900	8.097
30	6.008	6.078	6.142	6.202	6.258	6.311	6.361	6.407	6.771	7.023	7.370	7.611	7.796
40	5.835	5.900	5.961	6.017	6.069	6.118	6.165	6.208	6.547	6.781	7.104	7.328	7.499
60	5.667	5.728	5.784	5.837	5.886	5.931	5.974	6.015	6.329	6.546	6.843	7.049	7.207
120	5.505	5.561	5.614	5.662	5.708	5.750	5.790	5.827	6.117	6.316	6.588	6.776	6.919
1000	5.348	5.400	5.448	5.493	5.535	5.574	5.611	5.645	5.911	6.092	6.338	6.507	6.636

**TABLE G. TABLE OF CRITICAL VALUES OF T IN THE WILCOXON
MATCHED-PAIRS SIGNED-RANKS TEST***

<i>N</i>	Level of significance for one-tailed test		
	.025	.01	.005
	Level of significance for two-tailed test		
	.05	.02	.01
6	0	—	—
7	2	0	—
8	4	2	0
9	6	3	2
10	8	5	3
11	11	7	5
12	14	10	7
13	17	13	10
14	21	16	13
15	25	20	16
16	30	24	20
17	35	28	23
18	40	33	28
19	46	38	32
20	52	43	38
21	59	49	43
22	66	56	49
23	73	62	55
24	81	69	61
25	89	77	68

TABLE K. TABLE OF CRITICAL VALUES OF U IN THE MANN-WHITNEY TEST* (Continued)

Table KIII. Critical Values of U for a One-tailed Test at $\alpha = .01$ or for a Two-tailed Test at $\alpha = .02$

$n_1 \backslash n_2$	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
1												
2					0	0	0	0	0	0	1	1
3	1	1	1	2	2	2	3	3	4	4	4	5
4	3	3	4	5	5	6	7	7	8	9	9	10
5	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16
6	7	8	9	11	12	13	15	16	18	19	20	22
7	9	11	12	14	16	17	19	21	23	24	26	28
8	11	13	15	17	20	22	24	26	28	30	32	34
9	14	16	18	21	23	26	28	31	33	36	38	40
10	16	19	22	24	27	30	33	36	38	41	44	47
11	18	22	25	28	31	34	37	41	44	47	50	53
12	21	24	28	31	35	38	42	46	49	53	56	60
13	23	27	31	35	39	43	47	51	55	59	63	67
14	26	30	34	38	43	47	51	56	60	65	69	73
15	28	33	37	42	47	51	56	61	66	70	75	80
16	31	36	41	46	51	56	61	66	71	76	82	87
17	33	38	44	49	55	60	66	71	77	82	88	93
18	36	41	47	53	59	65	70	76	82	88	94	100
19	38	44	50	56	63	69	75	82	88	94	101	107
20	40	47	53	60	67	73	80	87	93	100	107	114

* Adapted and abridged from Tables 1, 3, 5, and 7 of Auble, D. 1953. Extended tables for the Mann-Whitney statistic. *Bulletin of the Institute of Educational Research at Indiana University*, 1, No. 2, with the kind permission of the author and the publisher.

TABLE K. TABLE OF CRITICAL VALUES OF U IN THE MANN-WHITNEY TEST* (Continued)

Table KIII. Critical Values of U for a One-tailed Test at $\alpha = .025$ or for a Two-tailed Test at $\alpha = .05$

$n_1 \backslash n_2$	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
1												
2	0	0	0	1	1	1	1	1	2	2	2	2
3	2	3	3	4	4	5	5	6	6	7	7	8
4	4	5	6	7	8	9	10	11	11	12	13	13
5	7	8	9	11	12	13	14	15	17	18	19	20
6	10	11	13	14	16	17	19	21	22	24	25	27
7	12	14	16	18	20	22	24	26	28	30	32	34
8	15	17	19	22	24	26	29	31	34	36	38	41
9	17	20	23	26	28	31	34	37	39	42	45	48
10	20	23	26	29	33	36	39	42	45	48	52	55
11	23	26	30	33	37	40	44	47	51	55	58	62
12	26	29	33	37	41	45	49	53	57	61	65	69
13	28	33	37	41	45	50	54	59	63	67	72	76
14	31	36	40	45	50	55	59	64	67	74	78	83
15	34	39	44	49	54	59	64	70	75	80	85	90
16	37	42	47	53	59	64	70	75	81	86	92	98
17	39	45	51	57	63	67	75	81	87	93	99	105
18	42	48	55	61	67	74	80	86	93	99	106	112
19	45	52	58	65	72	78	85	92	99	106	113	119
20	48	55	62	69	76	83	90	98	105	112	119	127

* Adapted and abridged from Tables 1, 3, 5, and 7 of Auble, D. 1953. Extended tables for the Mann-Whitney statistic. *Bulletin of the Institute of Educational Research at Indiana University*, 1, No. 2, with the kind permission of the author and the publisher.

TABLE K. TABLE OF CRITICAL VALUES OF U IN THE MANN-WHITNEY TEST* (Continued)

Table Kiv. Critical Values of U for a One-tailed Test at $\alpha = .05$ or for a Two-tailed Test at $\alpha = .10$

$n_1 \backslash n_2$	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
1										0	0	
2	1	1	1	2	2	2	3	3	3	4	4	4
3	3	4	5	5	6	7	7	8	9	9	10	11
4	6	7	8	9	10	11	12	14	15	16	17	18
5	9	11	12	13	15	16	18	19	20	22	23	25
6	12	14	16	17	19	21	23	25	26	28	30	32
7	15	17	19	21	24	26	28	30	33	35	37	39
8	18	20	23	26	28	31	33	36	39	41	44	47
9	21	24	27	30	33	36	39	42	45	48	51	54
10	24	27	31	34	37	41	44	48	51	55	58	62
11	27	31	34	38	42	46	50	54	57	61	65	69
12	30	34	38	42	47	51	55	60	64	68	72	77
13	33	37	42	47	51	56	61	65	70	75	80	84
14	36	41	46	51	56	61	66	71	77	82	87	92
15	39	44	50	55	61	66	72	77	83	88	94	100
16	42	48	54	60	65	71	77	83	89	95	101	107
17	45	51	57	64	70	77	83	89	96	102	109	115
18	48	55	61	68	75	82	88	95	102	109	116	123
19	51	58	65	72	80	87	94	101	109	116	123	130
20	54	62	69	77	84	92	100	107	115	123	130	138

* Adapted and abridged from Tables 1, 3, 5, and 7 of Auble, D. 1953. Extended tables for the Mann-Whitney statistic. *Bulletin of the Institute of Educational Research at Indiana University*, 1, No. 2, with the kind permission of the author and the publisher.

TABLE L. TABLE OF CRITICAL VALUES OF K_D IN THE KOLMOGOROV-SMIRNOV
TWO-SAMPLE TEST
(Small samples)

N	One-tailed test*		Two-tailed test†	
	$\alpha = .05$	$\alpha = .01$	$\alpha = .05$	$\alpha = .01$
3	3	—	—	—
4	4	—	4	—
5	4	5	5	5
6	5	6	5	6
7	5	6	6	6
8	5	6	6	7
9	6	7	6	7
10	6	7	7	8
11	6	8	7	8
12	6	8	7	8
13	7	8	7	9
14	7	8	8	9
15	7	9	8	9
16	7	9	8	10
17	8	9	8	10
18	8	10	9	10
19	8	10	9	10
20	8	10	9	11
21	8	10	9	11
22	9	11	9	11
23	9	11	10	11
24	9	11	10	12
25	9	11	10	12
26	9	11	10	12
27	9	12	10	12
28	10	12	11	13
29	10	12	11	13
30	10	12	11	13
35	11	13	12	—
40	11	14	13	—

* Abridged from Goodman, L. A. 1954. Kolmogorov-Smirnov tests for psychological research. *Psychol. Bull.*, 51, 167, with the kind permission of the author and the American Psychological Association.

† Derived from Table 1 of Massey, F. J., Jr. 1951. The distribution of the maximum deviation between two sample cumulative step functions. *Ann. Math. Statist.*, 22, 126-127, with the kind permission of the author and the publisher.

TABLE M. TABLE OF CRITICAL VALUES OF D IN THE KOLMOGOROV-SMIRNOV
TWO-SAMPLE TEST
(Large samples: two-tailed test)*

Level of significance	Value of D so large as to call for rejection of H_0 at the indicated level of significance, where $D = \text{maximum } S_{n_1}(X) - S_{n_2}(X) $
.10	$1.22 \sqrt{\frac{n_1 + n_2}{n_1 n_2}}$
.05	$1.36 \sqrt{\frac{n_1 + n_2}{n_1 n_2}}$
.025	$1.48 \sqrt{\frac{n_1 + n_2}{n_1 n_2}}$
.01	$1.63 \sqrt{\frac{n_1 + n_2}{n_1 n_2}}$
.005	$1.73 \sqrt{\frac{n_1 + n_2}{n_1 n_2}}$
.001	$1.95 \sqrt{\frac{n_1 + n_2}{n_1 n_2}}$

* Adapted from Smirnov, N. 1948. Tables for estimating the goodness of fit of empirical distributions. *Ann. Math. Statist.*, 19, 280-281, with the kind permission of the publisher.

TABLE O. TABLE OF PROBABILITIES ASSOCIATED WITH VALUES AS LARGE AS
OBSERVED VALUES OF H IN THE KRUSKAL-WALLIS ONE-WAY ANALYSIS
OF VARIANCE BY RANKS*

Sample sizes			H	p	Sample sizes			H	p
n_1	n_2	n_3			n_1	n_2	n_3		
2	1	1	2.7000	.500	4	3	2	6.4444	.008
								6.3000	.011
2	2	1	3.6000	.200				5.4444	.046
								5.4000	.051
2	2	2	4.5714	.067				4.5111	.098
			3.7143	.200				4.4444	.102
3	1	1	3.2000	.300	4	3	3	6.7455	.010
								6.7091	.013
3	2	1	4.2857	.100				5.7909	.046
			3.8571	.133				5.7273	.050
3	2	2	5.3572	.029				4.7091	.092
			4.7143	.048				4.7000	.101
			4.5000	.067					
			4.4643	.105	4	4	1	6.6667	.010
								6.1667	.022
3	3	1	5.1429	.043				4.9667	.048
			4.5714	.100				4.8667	.054
			4.0000	.129				4.1667	.082
3	3	2	6.2500	.011				4.0667	.102
			5.3611	.032	4	4	2	7.0364	.006
			5.1389	.061				6.8727	.011
			4.5556	.100				5.4545	.046
			4.2500	.121				5.2364	.052
3	3	3	7.2000	.004				4.5545	.098
			6.4889	.011				4.4455	.103
			5.6889	.029	4	4	3	7.1439	.010
			5.6000	.050				7.1364	.011
			5.0667	.088				5.5985	.049
			4.6222	.100				5.5758	.051
4	1	1	3.5714	.200				4.5455	.099
								4.4773	.102
4	2	1	4.8214	.057				7.6538	.008
			4.5000	.076	4	4	4	7.5385	.011
			4.0179	.114					
4	2	2	6.0000	.014				5.6923	.049
			5.3333	.033				5.6538	.054
			5.1250	.052				4.6539	.097
			4.4583	.100				4.5001	.104
			4.1667	.105	5	1	1	3.8571	.143
4	3	1	5.8333	.021	5	2	1	5.2500	.036
			5.2083	.050				5.0000	.048
			5.0000	.057				4.4500	.071
			4.0556	.093				4.2000	.095
			3.8889	.129				4.0500	.119

TABLE O. TABLE OF PROBABILITIES ASSOCIATED WITH VALUES AS LARGE AS
OBSERVED VALUES OF H IN THE KRUSKAL-WALLIS ONE-WAY ANALYSIS
OF VARIANCE BY RANKS* (Continued)

Sample sizes n_1 n_2 n_3	H	p	Sample sizes	H	p
			n_1	n_2	n_3
5 2 2	6.5333	.008	5 4 4	5.6308	.050
	6.1333	.013		4.5487	.099
	5.1600	.034		4.5231	.103
	5.0400	.056		7.7604	.009
	4.3733	.090		7.7440	.011
	4.2933	.122		5.6571	.049
5 3 1	6.4000	.012	5 5 1	5.6176	.050
	4.9600	.048		4.6187	.100
	4.8711	.052		4.5527	.102
	4.0178	.095		7.3091	.009
	3.8400	.123		6.8364	.011
	6.9091	.009		5.1273	.046
5 3 2	6.8218	.010	5 5 2	4.9091	.053
	5.2509	.049		4.1091	.086
	5.1055	.052		4.0364	.105
	4.6509	.091		7.3385	.010
	4.4945	.101		7.2692	.010
	7.0788	.009		5.3385	.047
5 3 3	6.9818	.011	5 5 3	5.2462	.051
	5.6485	.049		4.6231	.097
	5.5152	.051		4.5077	.100
	4.5333	.097		7.5780	.010
	4.4121	.109		7.5429	.010
	6.9545	.008		5.7055	.046
5 4 1	6.8400	.011	5 5 4	5.6264	.051
	4.9855	.044		4.5451	.100
	4.8600	.056		4.5363	.102
	3.9873	.098		7.8229	.010
	3.9600	.102		7.7914	.010
	7.2045	.009		5.6657	.049
5 4 2	7.1182	.010	5 5 5	5.6429	.050
	5.2727	.049		4.5229	.099
	5.2682	.050		4.5200	.101
	4.5409	.098		8.0000	.009
	4.5182	.101		7.9800	.010
	7.4449	.010		5.7800	.049
5 4 3	7.3949	.011		5.6600	.051
	5.6564	.049		4.5600	.100
				4.5000	.102

* Adapted and abridged from Kruskal, W. H., and Wallis, W. A. 1952. Use of ranks in one-criterion variance analysis. *J. Amer. Statist. Ass.*, 47, 614-617, with the kind permission of the authors and the publisher. (The corrections to this table given by the authors in Errata, *J. Amer. Statist. Ass.*, 48, 910, have been incorporated.)

TABLE N. TABLE OF PROBABILITIES ASSOCIATED WITH VALUES AS LARGE AS OBSERVED
VALUES OF χ^2 IN THE FRIEDMAN TWO-WAY ANALYSIS OF VARIANCE BY RANKS*

Table N₁. k = 3

N = 2		N = 3		N = 4		N = 5	
χ^2	p	χ^2	p	χ^2	p	χ^2	p
0	1.000	.000	1.000	.0	1.000	.0	1.000
	.833	.667	.944	.5	.931	.4	.954
	.500	2.000	.528	1.5	.653	1.2	.691
	4	2.667	.361	2.0	.431	1.6	.522
		4.667	.194	3.5	.273	2.8	.367
		6.000	.028	4.5	.125	3.6	.182
				6.0	.069	4.8	.124
				6.5	.042	5.2	.093
				8.0	.0046	6.4	.039
						7.6	.024
						8.4	.0085
						10.0	.00077
N = 6		N = 7		N = 8		N = 9	
χ^2	p	χ^2	p	χ^2	p	χ^2	p
.00	1.000	.000	1.000	.00	1.000	.000	1.000
.33	.956	.286	.964	.25	.967	.222	.971
1.00	.740	.857	.768	.75	.794	.667	.814
1.33	.570	1.143	.620	1.00	.654	.889	.865
2.33	.430	2.000	.486	1.75	.531	1.556	.569
3.00	.252	2.571	.305	2.25	.355	2.000	.398
4.00	.184	3.429	.237	3.00	.285	2.667	.328
4.33	.142	3.714	.192	3.25	.236	2.889	.278
5.33	.072	4.571	.112	4.00	.149	3.556	.187
6.33	.052	5.429	.085	4.75	.120	4.222	.154
7.00	.029	6.000	.052	5.25	.079	4.667	.107
8.33	.012	7.143	.027	6.25	.047	5.556	.069
9.00	.0081	7.714	.021	6.75	.038	6.000	.057
9.33	.0055	8.000	.016	7.00	.030	6.222	.048
10.33	.0017	8.857	.0084	7.75	.018	6.889	.031
12.00	.00013	10.286	.0036	9.00	.0099	8.000	.019
		10.571	.0027	9.25	.0080	8.222	.016
		11.143	.0012	9.75	.0048	8.667	.010
		12.286	.00032	10.75	.0024	9.556	.0060
		14.000	.000021	12.00	.0011	10.667	.0035
				12.25	.00086	10.889	.0029
				13.00	.00026	11.556	.0013
				14.25	.000061	12.667	.00066
				16.00	.0000036	13.556	.00035
						14.000	.00020
						14.222	.000097
						14.889	.000054
						16.222	.000011
						18.000	.000006

* Adapted from Friedman, M. 1937. The use of ranks to avoid the assumption of normality implicit in the analysis of variance. *J. Amer. Statist. Ass.*, 32, 688-689, with the kind permission of the author and the publisher.

TABLE N. TABLE OF PROBABILITIES ASSOCIATED WITH VALUES AS LARGE AS
OBSERVED VALUES OF χ^2 IN THE FRIEDMAN TWO-WAY ANALYSIS OF
VARIANCE BY RANKS* (Continued)

Table NII. $k = 4$

$N = 2$		$N = 3$		$N = 4$			
χ^2	p	χ^2	p	χ^2	p	χ^2	p
.0	1.000	.2	1.000	.0	1.000	5.7	.141
.6	.958	.6	.958	.3	.992	6.0	.105
1.2	.834	1.0	.910	.6	.928	6.3	.094
1.8	.792	1.8	.727	.9	.900	6.6	.077
2.4	.625	2.2	.608	1.2	.800	6.9	.068
3.0	.542	2.6	.524	1.5	.754	7.2	.054
3.6	.458	3.4	.446	1.8	.677	7.5	.052
4.2	.375	3.8	.342	2.1	.649	7.8	.036
4.8	.208	4.2	.300	2.4	.524	8.1	.033
5.4	.167	5.0	.207	2.7	.508	8.4	.019
6.0	.042	5.4	.175	3.0	.432	8.7	.014
		5.8	.148	3.3	.389	9.3	.012
		6.6	.075	3.6	.355	9.6	.0069
		7.0	.054	3.9	.324	9.9	.0062
		7.4	.033	4.5	.242	10.2	.0027
		8.2	.017	4.8	.200	10.8	.0016
		9.0	.0017	5.1	.190	11.1	.00094
				5.4	.158	12.0	.000072

* Adapted from Friedman, M. 1937. The use of ranks to avoid the assumption of normality implicit in the analysis of variance. *J. Amer. Statist. Ass.*, 32, 688-689, with the kind permission of the author and the publisher.

TABLE Q. TABLE OF PROBABILITIES ASSOCIATED WITH VALUES AS LARGE AS
OBSERVED VALUES OF S IN THE KENDALL RANK CORRELATION COEFFICIENT

S	Values of N				S	Values of N		
	4	5	8	9		6	7	10
0	.625	.592	.548	.540	1	.500	.500	.500
2	.375	.408	.452	.460	3	.360	.386	.431
4	.167	.242	.360	.381	5	.235	.281	.364
6	.042	.117	.274	.306	7	.136	.191	.300
8		.042	.199	.238	9	.068	.119	.242
10	.0083	.138	.179		11	.028	.068	.190
12		.089	.130		13	.0083	.035	.146
14		.054	.090		15	.0014	.015	.108
16		.031	.060		17		.0054	.078
18		.016	.038		19		.0014	.054
20		.0071	.022		21		.00020	.036
22		.0028	.012		23			.023
24		.00087	.0063		25			.014
26		.00019	.0029		27			.0083
28		.000025	.0012		29			.0046
30			.00043		31			.0023
32			.00012		33			.0011
34			.000025		35			.00047
36			.0000028		37			.00018
					39			.000058
					41			.000015
					43			.0000028
					45			.00000028

* Adapted by permission from Kendall, M. G., *Rank correlation methods*, Charles Griffin & Company, Ltd., London, 1948, Appendix Table 1 p. 141.

Tabel Duncan

TABEL A.11^a
Wilayah-Terstudentkan Nyata Terkecil
 $\alpha = 0.05$

v	<i>P</i>									
	2	3	4	5	6	7	8	9	10	
1	17.97	17.97	17.97	17.97	17.97	17.97	17.97	17.97	17.97	17.97
2	6.085	6.085	6.085	6.085	6.085	6.085	6.085	6.085	6.085	6.085
3	4.501	4.516	4.516	4.516	4.516	4.516	4.516	4.516	4.516	4.516
4	3.927	4.013	4.033	4.033	4.033	4.033	4.033	4.033	4.033	4.033
5	3.635	3.749	3.797	3.814	3.814	3.814	3.814	3.814	3.814	3.814
6	3.461	3.587	3.649	3.680	3.694	3.697	3.697	3.697	3.697	3.697
7	3.344	3.477	3.548	3.588	3.611	3.622	3.626	3.626	3.626	3.626
8	3.261	3.399	3.475	3.521	3.549	3.566	3.575	3.579	3.579	3.579
9	3.199	3.339	3.420	3.470	3.502	3.523	3.536	3.544	3.547	3.547
10	3.151	3.293	3.376	3.430	3.465	3.489	3.505	3.516	3.522	
11	3.113	3.256	3.342	3.397	3.435	3.462	3.480	3.493	3.501	
12	3.082	3.225	3.313	3.370	3.410	3.439	3.459	3.474	3.484	
13	3.055	3.200	3.289	3.348	3.389	3.419	3.442	3.458	3.470	
14	3.033	3.178	3.268	3.329	3.372	3.403	3.426	3.444	3.457	
15	3.014	3.160	3.250	3.312	3.356	3.389	3.413	3.432	3.446	
16	2.998	3.144	3.235	3.298	3.343	3.376	3.402	3.422	3.437	
17	2.984	3.130	3.222	3.285	3.331	3.366	3.392	3.412	3.429	
18	2.971	3.118	3.210	3.274	3.321	3.356	3.383	3.405	3.421	
19	2.960	3.107	3.199	3.264	3.311	3.347	3.375	3.397	3.415	
20	2.950	3.097	3.190	3.255	3.303	3.339	3.368	3.391	3.409	
24	2.919	3.066	3.160	3.226	3.276	3.315	3.345	3.370	3.390	
30	2.888	3.035	3.131	3.199	3.250	3.290	3.322	3.349	3.371	
40	2.858	3.006	3.102	3.171	3.224	3.266	3.300	3.328	3.352	
60	2.829	2.976	3.073	3.143	3.198	3.241	3.277	3.307	3.333	
120	2.800	2.947	3.045	3.116	3.172	3.217	3.254	3.287	3.314	
∞	2.772	2.918	3.017	3.089	3.146	3.193	3.232	3.265	3.294	

^aDiringkas dari H. L. Harter, "Critical values for Duncan's new multiple test," *Biometrics*, vol. 16, no. 4 (1960) dengan izin dari pengarang dan editor.

Daftar Pustaka

1. Anwar, dkk. (2024). Buku Ajar Statistik Inferensial: Program Studi Agribisnis FP Unram.
2. Huitema, B. E. (2011). The analysis of covariance and alternatives: Statistical methods for experiments, quasi-experiments, and single-case studies (2nd ed.). Hoboken, NJ: John Wiley & Sons.
3. Montgomery, D. C. (2013). Design and analysis of experiments (8th ed.). John Wiley & Sons. ISBN: 978-1-118-14692-7.
4. Razali, N. M., & Wah, Y. B. (2011). Power Comparisons of Shapiro-Wilk, Kolmogorov-Smirnov, Liliefors and Anderson-Darling Test. Faculty of Computer and Mathematical Science, University Teknologi MARA, 40450 Shah Alam, Selangor, Malaysia.
5. Supranto, J. (2016). Statistik Teori & Aplikasi (Edisi ke-8, Jilid 2). Jakarta: Erlangga.
6. Tim Dosen Politeknik Statistika STIS (2023). Analysis Variance (ANOVA). Politeknik Statistika STIS.
7. Walpole, Ronald E., Raymond H. Myers, Sharon L. Myers, dan Keying Ye. (2012). Probability & Statistics for Engineers & Scientist: Boston Pearson Education. 8. Wildt, A. R., & Ahtola, O. T. (1978). Analysis of covariance. Sage University Papers Series. Quantitative Applications in the Social Sciences; No. 07-012. Sage Publications.

Daftar Penulis

PERTEMUAN 1

1. Nabhan Athallah
2. Nia Aulia

PERTEMUAN 2

1. Hafizh Shah Firdaus
2. Danang Ivan Pangestu

PERTEMUAN 3

1. Ahmad Aikun
2. Cahya Rama Vinanza
3. Moses Noel Estomihi Simanullang

PERTEMUAN 4

1. Auliya Ahmada Ghinannafsa
2. Rizal Fakhruddin Nasution
3. Sean Gusti Setyawan

PERTEMUAN 5

1. Rezki Nur Amalia Haris
2. Xavier Yubin Raditio

PERTEMUAN 6

1. Hana Sabrina Fitria Abrora
2. Hanif Jawahir
3. Nadia Nur Nisrina

PERTEMUAN 7

1. Alif Zakiansyah As Syauqi
2. Narangga Khoirul Utama
3. Yudistira Aldiwijaya

PERTEMUAN 8

1. Arif Hidayat Ramadhan
2. Muhammad Nabil Alif Novanto
3. Muhammad Ridho Purwanto

PERTEMUAN 9

1. Irish Shanty Kinsella Puteri
2. Luh Nyoman Ratih Swandewi Putri
3. Rani Kusumawati

PERTEMUAN 10

1. Anisa Giri Ramadhani
2. Muhammad Arkan Anzuye
3. Ni Putu Karistya Paicha Maesi

PERTEMUAN 11

1. Miftahul Husna
2. Abdul Hanif Al Fatah
3. Immanita Denawinta Ginting

PERTEMUAN 12

1. Agustina Beladewiana Madu
2. Farhiya Salsa Billa
3. Ica Bali Tri Susmita



PERTEMUAN 13

1. Andrian Fajar Fahmi
2. Cahyani Vevy Wandara
3. Zaid Rizky Ziadi

PERTEMUAN 14

1. Arianto Barus
2. Immanuella Risna Sahalana Tumanggor
3. Muhammad Habibi

