PERBANDINGAN ANALISIS VARIANSI DUA ARAH ANTARA UJI F DAN UJI FRIEDMAN DALAM RANCANGAN ACAK KELOMPOK

S K R I P S I

Diajukan untuk Memenuhi Persyaratan Penyelesaian Program Sarjana Sains
Jurusan Matematika Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam
Universitas Jember

Oleh

Indriana Purwi Utami

NIM : 981810101030

FAKULTAS MATEMATIKA DAN ILMU PENGETAHUAN ALAM
UNIVERSITAS JEMBER
2003

MOTTO

Orang selalu menyalahkan keadaan. Aku tak percaya akan keadaan. Orang yang berhasil di dunia adalah orang yang bangkit dan mencari keadaan yang mereka inginkan dan kalau mereka tak menemukannya, mereka akan menciptakannya

(George Bernard Shaw)

Akar prestasi sejati adalah niat mencapai yang terbaik.

(Harold Taylor)

Hiduplah seolah kau akan mati besok.
Belajarlah seolah kau akan hidup selamanya.

(Mahatma Gandhi)

Meskipun dunia penuh dengan penderitaan, dunia juga penuh dengan keberhasilan mengatasi penderitaan itu.

(Hellen Keller)

Tanpa perjuangan, tak mungkin ada kemajuan.

(Fredrick Douglass)

KUPERSEMBAHKAN SKRIPSI INI KEPADA

- Ayahku Sukarsono, Ibunda Kuswanti, yang sangat ananda cintai dan ananda hormati, yang tiada henti-hentinya memberikan doa, sebagai tanda bakti dan terima kasih atas segala ketulusan, kesabaran dan pengorbanannya,
- Adikku yang sangat aku cintai 'Nanda' terima kasih atas segala dukungan yang diberikan,
- Teman – teman seperjuangan, dan
- Almamater dan Tanah Airku Tercinta.

DEKLARASI

Skripsi ini berisi hasil kerja/ penelitian mulai bulan April 2002 sampai dengan bulan April 2003. Bersama ini saya nyatakan bahwa isi skripsi ini adalah hasil pekerjaan saya sendiri kecuali jika disebutkan sumbernya dan skripsi ini belum pernah diajukan pada institusi lain.

Jember, April 2003

Penulis.

(Indriana Purwi Utami)

ABSTRAK

Perbandingan Analisis Variansi Dua Arah Antara Uji F dan Uji Friedman Dalam Rancangan Acak Kelompok, Indriana Purwi Utami, 981810101030, Skripsi. April, 2003, Jurusan Matematika, Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam, Universitas Jember.

Penelitian ini bertujuan untuk mengetahui uji manakah yang lebih sesuai dalam menganalisis data antara uji F dan uji Friedman dilihat dari asumsi-asumsi yang berlaku dan nilai peluang, dengan menggunakan data sekunder dan data simulasi. Uji F dan uji Friedman tersebut diterapkan dalam Rancangan Acak Kelompok (RAK). RAK adalah suatu bentuk rancangan yang dicirikan oleh adanya kelompok dalam jumlah yang sama, dimana setiap kelompok dikenakan perlakuan-perlakuan. Dari hasil analisis diperoleh bahwa untuk data yang memenuhi asumsi kenormalan dan asumsi homogenitas variansi, uji F lebih sesuai digunakan dalam menganalisis data daripada uji Friedman. Jika data tidak memenuhi kedua asumsi tersebut di atas atau salah satu asumsi tidak terpenuhi, maka dilakukan transformasi. Ternyata data hasil transformasi tidak selalu memenuhi asumsi-asumsi kenormalan dan asumsi homogenitas variansi. Untuk data yang berhasil ditransformasi menunjukkan bahwa, uji F lebih sesuai digunakan dalam menganalisis data daripada uji Friedman. Untuk data yang tidak berhasil ditransformasi menunjukkan bahwa uji F lebih sesuai digunakan dalam menganalisis data daripada uji Friedman, karena uji F memberikan hasil yang lebih baik daripada uji Friedman.

Kata Kunci : Rancangan Acak Kelompok (Analisis Variansi Dua Arah), Uji Kenormalan, Uji Homogenitas Variansi, Uji F, Uji Friedman, Nilai Peluang (P-Value), Transformasi.

PENGESAHAN

Skripsi ini diterima oleh Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam Universitas Jember pada :

Hari : RABU

Tanggal : 23 APR 2003

Tempat : Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam Universitas Jember.

Tim Penguji

Ketua (Dosen Pembimbing Utama)	Sekretaris (Dosen Pembimbing Anggota)
Rita Ratih T., S.Si, M.Si	Yuliani S. Dewi, S.Si, M.Si
NIP. 132 243 343	NIP. 132 258 183

Anggota I	Anggota II
Drs. I Made Tirta, Dip.Sc, M.Sc, Ph.D	Kristiana Wijaya, S.Si, M.Si
NIP. 131 474 500	NIP. 132 258 180

Mengesahkan

Dekan FMIPA UNEJ

DEPARTEMEN PENDIDIKAN NASIONAL UNIVERSITAS JEMBER FAKULTAS

Ir. Sumadi, MS

NIP. 130 368 784

KATA PENGANTAR

Puji syukur penulis panjatkan kehadirat Allah SWT, yang telah melimpahkan rahmat dan hidayah-Nya, sehingga penulis dapat menyelesaikan penyusunan skripsi ini. Sholawat serta salam semoga tetap tercurahkan kepada Nabi Muhammad SAW, dan orang – orang yang selalu berada dijalannya.

Selanjutnya penulis sampaikan terima kasih dan penghargaan yang setulusnya atas bantuan yang tidak ternilai kepada :

1. Ayahanda dan Ibunda yang saya hormati dan saya cintai, yang telah sabar mendidik, membimbing, memberi doa dan kasih sayang tanpa batas waktu.
2. Bapak Ir. Sumadi, MS. Selaku Dekan Fakultas MIPA Universitas Jember.
3. Bapak Drs. Kusno, DEA, Ph.D. Selaku Ketua Jurusan Matematika FMIPA Universitas Jember.
4. Ibu Rita Ratih T, S.Si, M.Si Selaku Pembimbing Utama yang dengan penuh kesabaran dan ketulusan membimbing penulis dalam penyusunan skripsi ini.
5. Ibu Yuliani S. Dewi, S.Si, M.Si. Selaku Pembimbing Anggota, yang telah banyak memberikan saran dan petunjuk bagi penulisan skripsi ini.
6. Bapak Drs. I Made Tirta, Dip.Sc, M Sc, Ph.D. dan Ibu Kristiana Wijaya, S.Si, M.Si selaku dosen penguji dalam skripsi ini.
7. Sahabat – sahabat terbaikku: Nonik, Tutut, Indah, Rina, Ninip, Mifta, Vita, Lena, Farida, Bagus, Titin, Toriq, Wawan, Agung dan Bahrul yang secara tulus memberikan bantuan, dorongan dan dukungan selama ini.
8. Sobat-sobat di " West ": Mbak Deni, Reni, Nurul, Faik, Lilis, Ruri, Tutik, Laili, Reni, Nuning, Veni, Agik, Titin, dan Keluarga Besar Bapak Agus Subandi yang selalu menghibur dan memberi motivasi.
9. Sobat-sobatku di "SBR": Rike, Amin, Doni, Pris, Anton, Chosin, dan Santi yang selalu memberikan semangat dan selalu menghiburku.
10. Teman – temanku Mahasiswa Math '98, teman – teman seperjuangan dalam penyusunan skripsi, semoga sukses senantiasa bersama kita.
11. Personil " Scar Band ", " Kaveda Band ", dan semua Eks-77B di Kalimantan IV blok C yang selalu kompak.

12. Neka Comp Group's.

13. Rekan – rekan dan semua pihak yang telah membantu dan memotivasi dalam penyusunan skripsi ini, yang tidak bisa saya sebutkan satu-persatu .

Semoga segala bantuan dan kebaikan yang telah diberikan kepada penulis akan mendapatkan imbalan yang setimpal dari Allah SWT. Amin ...

Akhir kata, penulis berharap semoga apa yang penulis tuangkan dalam skripsi yang sederhana ini bermanfaat bagi pembaca.

Jember, April 2003 Penulis

DAFTAR ISI

DAFTAR TABEL

BAB I
PENDAHULUAN

1.1 Latar Belakang

Dalam statistik terdapat dua konsep dasar analisis, yaitu analisis parametrik dan analisis nonparametrik. Analisis parametrik adalah suatu analisis yang membahas mengenai teknik-teknik yang berhubungan dengan pendugaan parameter serta pengujian hipotesis parameter tersebut. Pada analisis parametrik, pengambilan keputusan dipengaruhi oleh asumsi-asumsi tertentu. Asumsi–asumsi pada analisis parametrik antara lain: pengaruh perlakuan dan pengaruh lingkungan harus aditif, observasi sampel dipilih dari populasi yang bebas dan random, sampel diambil dari populasi yang mempunyai sebaran normal dan variansi yang homogen. Selain itu dalam uji parametrik membutuhkan suatu tingkat pengukuran yang teliti, paling tidak dalam skala interval.

Analisis nonparametrik adalah suatu analisis yang tidak melalui pendugaan parameter. Analisis ini sering disebut analisis bebas sebaran. Tetapi asumsi yang dibuat adalah lebih lemah dan tidak mengikat bila dibandingkan dengan analisis parametrik. Biasanya uji nonparametrik dipakai untuk menganalisis data dalam skala ordinal dan nominal.

Rancangan Acak Kelompok (RAK) adalah salah satu analisis parametrik yang merupakan suatu bentuk rancangan percobaan yang dicirikan oleh adanya kelompok dalam jumlah yang sama, dengan setiap kelompok dikenakan perlakuan-perlakuan. Dalam RAK akan diuji apakah perlakuan berpengaruh nyata terhadap respon atau tidak dan dianalisis dengan menggunakan uji F.

Berdasarkan uraian di atas, analisis parametrik (uji F dalam RAK) memberlakukan asumsi-asumsi tertentu terhadap galat. Namun penyimpangan terhadap asumsi-asumsi sering terjadi, kadang-kadang peubah acak yang diamati pola datanya tidak dianggap normal atau sulit dipenuhi. Menghadapi sebaran data yang diragukan kenormalan dan homogenitas variansinya, maka dilakukan transformasi terhadap data tersebut. Namun apabila data hasil transformasi masih belum memenuhi asumsi kenormalan dan homogenitas variansi, maka dicari teknik-teknik analisis yang mampu mengatasi hal ini, yaitu dengan uji Friedman.

Uji Friedman adalah salah satu uji yang digunakan dalam metode nonparametrik yang relevan digunakan untuk menganalisis data hasil percobaaan berdasarkan rancangan acak kelompok (RAK) yang tidak membutuhkan asumsi kenormalan data. Uji Friedman setara dengan uji F dalam RAK dalam analisis parametrik dan keduanya sama-sama termasuk analisis variansi dua arah. Uji Friedman didasarkan atas data yang sebelumnya perlu diberikan pangkat (rank) untuk respons perlakuan dalam setiap kelompok. Uji Friedman menentukan apakah jumlah rank dari setiap perlakuan beda secara nyata.

Oleh sebab itu, mengetahui keakuratan antara uji F dalam RAK dan uji Friedman dalam menganalisis data sangat diperlukan dalam memperoleh kesimpulan yang sahih.

1.2 Perumusan Masalah

Berdasarkan latar belakang di atas, maka permasalahan yang perlu dibahas adalah uji manakah yang lebih sesuai dalam menganalisis data antara uji F dan uji Friedman, dilihat dari asumsi-asumsi yang berlaku dan nilai peluang dengan menggunakan data sekunder dan data simulasi. Pada penulisan ini, untuk uji F dalam RAK, masalah yang akan dibahas dibatasi hanya pada model tetap saja.

1.3 Tujuan Penelitian

Tujuan dari penelitian ini adalah untuk mengetahui uji manakah yang lebih sesuai dalam menganalisis data antara uji F dan uji Friedman, dilihat dari asumsi-asumsi yang berlaku dan nilai peluang dengan menggunakan data sekunder dan data simulasi.

1.4 Manfaat Penelitian

Manfaat yang bisa diperoleh dari penelitian ini adalah dapat memberikan gambaran dengan jelas uji mana yang lebih memadai dalam menganalisis data, baik dengan analisis parametrik atau analisis nonparametrik berdasarkan dengan keterangan–keterangan yang terdapat dalam data.

1.4 Manfaat Penelitian

Manfaat yang bisa diperoleh dari penelitian ini adalah dapat memberikan gambaran dengan jelas uji mana yang lebih memadai dalam menganalisis data, baik dengan analisis parametrik atau analisis nonparametrik berdasarkan dengan keterangan–keterangan yang terdapat dalam data.

BAB II
TINJAUAN PUSTAKA

2.1 Analisis Parametrik dan Nonparametrik

Analisis parametrik adalah suatu uji yang menghendaki syarat-syarat spesifik mengenai parameter dan populasi dari mana sampel yang diambil. Hasil dari suatu uji parametrik dapat diterima berdasarkan suatu harga penerimaan (*validity*) dari asumsi yang diajukan.

Analisis nonparametrik adalah uji dengan model yang tidak membutuhkan suatu parameter khusus dari populasi yang diamati. Analisis nonparametrik tidak membutuhkan suatu pengukuran dengan tingkat ketelitian yang tinggi seperti pada analisis parametrik, karena biasanya analisis nonparametrik dipakai untuk menganalisis data dalam skala ordinal dan nominal.

Hal ini dapat dicatat, analisis statistika parametrik merupakan uji yang paling teliti bila dapat mengasumsi model statistik dan variabel yang diamati sekurang-kurangnya dalam skala interval. Tingkat keampuhan dari analisis nonparametrik dapat dipertinggi dengan jalan memperbesar sampel (Sudradjat, 1985).

Sekarang, kapan prosedur nonparametrik tepat digunakan? Analisis nonparametrik tepat digunakan (Soemodhihardjo, 1993), apabila:

1). hipotesis yang harus diuji tidaklah melibatkan suatu parameter populasi .

2). data telah diukur dengan skala yang lebih lemah dibandingkan yang disyaratkan oleh prosedur parametrik yang semestinya digunakan. Contoh, data mungkin terdiri atas data hitung atau data peringkat, sehingga menghalangi penerapan prosedur parametrik yang semestinya lebih tepat,

3). asumsi- asumsi yang diperlukan agar penggunaan suatu prosedur parametrik menjadi sahih tidak terpenuhi,

4). hasil- hasil penelitian harus segera disajikan dan perhitungan-perhitungan terpaksa dikerjakan secara manual.

2.1.1 Keuntungan dan Kelemahan dari Analisis Statistika Nonparametrik.

Keuntungan dan kelemahan analisis statistika nonparametrik (Sudrajat, 1985) adalah sebagai berikut ini.

Keuntungan-keuntungan dari analisis statistika nonparametrik adalah:

a. ketepatan dari nilai peluang tidak bergantung pada bentuk populasinya,
b. bila jumlah/ukuran sampel sangat kecil (misalnya N = 6), maka analisis statistika parametrik tidak dapat dipakai kecuali bila diketahui dengan pasti sifat dari sebaran populasinya,
c. analisis statistika nonparametrik adalah uji yang cocok untuk menganalisis data pengamatan yang berasal dari populasi yang berbeda,
d. analisis statistika nonparametrik dapat dipakai untuk menganalisis data dalam skala ordinal (rank),
e. analisis statistika nonparametrik dapat menganalisis data dalam bentuk klasifikasi yang sederhana, misalnya dalam skala nominal. Sedangkan analisis parametrik tidak mungkin untuk data seperti itu, dan
f. analisis statistika nonparametrik lebih mudah dipelajari dan dipergunakan apabila dibandingkan dengan analisis parametrik.

Kelemahan-kelemahan statistika nonparametrik adalah sebagai berikut ini.

a. Statistika nonparametrik tidak memanfaatkan semua informasi yang terkandung dalam sampel. Akibat pemborosan ini, statistika nonparametrik selalu sedikit tidak efisien dibandingkan prosedur parametriknya bila kedua metode dapat diterapkan.
b. Analisis statistika nonparametrik tidak dapat dipergunakan untuk menguji interaksi dalam model analisis variansi, tanpa adanya suatu penambahan asumsi aditif.

2.1.2 Macam-Macam Skala Pengukuran Dalam Penelitian

1. **Skala Nominal** adalah angka-angka yang hanya dapat digolongkan secara terpisah, secara diskrit atau kategori, angka- angka yang disajian hanya sebagai nama penggolongan. Angka tersebut tidak mungkin besaran tetapi hanya

sebagai lambang. Contoh : pembagian kode, pada anak laki-laki = 1 dan pada anak perempuan = 0

2. **Skala Ordinal** adalah data yang berbentuk rangking atau peringkat. Contoh: status sosial (kaya atau miskin).
3. **Skala Interval** adalah data yang jaraknya sama tetap dan tidak mempunyai nilai nol mutlak. Contoh: pengukuran suhu, misalnya suhu 0^0 C (nilai 0 pada suhu bukan nilai nol mutlak).
4. **Skala Ratio** adalah data yang jaraknya sama dan mempunyai nilai nol mutlak (mempunyai titik nol tetap dan mempunyai interval yang sama dan ratio yang sama). Contoh: pengukuran massa atau berat.

2.2 Rancangan Acak Kelompok

RAK merupakan bentuk rancangan yang telah digunakan secara meluas dalam bidang penelitian pertanian, industri, dan sebagainya. Rancangan ini dicirikan oleh adanya kelompok dalam jumlah yang sama, dimana setiap kelompok dikenakan perlakuan-perlakuan. Rancangan ini dikenal juga sebagai analisis variansi dua arah karena melibatkan dua faktor analisis yaitu perlakuan dan kelompok.

Pada RAK yang diperhatikan adalah di samping perlakuan dan pengaruh galat masih dilihat juga adanya kelompok yang berbeda. Apabila menggunakan RAK satuan percobaan tidak perlu homogen, dimana satuan-satuan percobaan tersebut dapat dikelompokkan kedalam kelompok-kelompok tertentu sehingga satuan percobaan dalam kelompok tersebut menjadi relatif homogen. Dengan demikian proses pengelompokan adalah membuat keragaman dalam kelompok menjadi sekecil mungkin dan keragaman antar kelompok menjadi sebesar mungkin. Data pengamatan untuk RAK adalah sebagai berikut:

Tabel 2. 1. Data Pengamatan untuk RAK yang terdiri dari t perlakuan dan r kelompok.

Kelompok	Perlakuan							Total Perlakuan
	1	2	3	. . .	i	. . .	t	
1	Y_{11}	Y_{21}	Y_{31}	. . .	Y_{i1}	. . .	Y_{t1}	$Y_{.1}$
2	Y_{12}	Y_{22}	Y_{32}	. . .	Y_{i2}	. . .	Y_{t2}	$Y_{.2}$
3	Y_{13}	Y_{23}	Y_{33}	. . .	Y_{i3}	. . .	Y_{t3}	$Y_{.3}$
.	.	.	.	. . .	.	. . .	. . .	. . .
j	Y_{1j}	Y_{2j}	Y_{3j}	. . .	Y_{ij}	. . .	Y_{tj}	$Y_{.j}$
.								
.								
r	Y_{1r}	Y_{2r}	Y_{3r}	. . .	Y_{ir}	. . .	Y_{tr}	$Y_{.r}$
Total Kelompok	$Y_{1.}$	$Y_{2.}$	$Y_{3.}$	. . .	$Y_{i.}$	. . .	$Y_{t.}$	$Y_{..}$

Dengan:

$$Y_{i\cdot} = \sum_{j}^{r} Y_{ij} = \text{total pengamatan perlakuan ke} - i$$

$$Y_{\cdot j} = \sum_{i}^{t} Y_{ij} = \text{total pengamatan kelompok ke} - j$$

$$Y_{\cdot\cdot} = \sum_{i}^{t} Y_{ij} \sum_{j}^{r} Y_{ij} = \text{total pengamatan perlakuan ke} - i \text{ dan kelompok ke - } j$$

Rancangan Acak Kelompok (RAK) dikenal juga dengan analisis varians dua arah dan dalam RAK akan diuji apakah perlakuan berpengaruh nyata terhadap respon atau tidak dengan menggunakan uji F dan uji Friedman. Akan tetapi untuk melakukan uji F perlu dilakukan uji kenormalan dan uji homogenitas variansi terlebih dahulu untuk mengetahui apakah data yang diambil telah memenuhi asumsi atau belum, karena uji F dalam RAK adalah salah satu dari analisis parametrik yaitu analisis ragam (variansi) yang memberlakukan asumsi-asumsi tertentu terhadap galat. Asumsi pokok yang melandasi analisis variansi adalah pola datanya harus menyebar normal dan memiliki variansi yang homogen. Sedangkan uji Friedman adalah salah satu dari analisis nonparametrik yang tidak membutuhkan pengujian asumsi kenormalan dan asumsi homogenitas variansi.

2.3 Uji Kenormalan dan Homogenitas Variansi Populasi

Sebelum dilakukan analisis terhadap data, maka perlu dilakukan pengujian terlebih dahulu untuk mengetahui apakah data tersebut memenuhi asumsi kenormalan dan homogenitas variansi atau tidak.

2.3.1 Uji Kenormalan Data

Dalam menguji kenormalan data dapat dilakukan dengan menggunakan suatu uji yang dikenal dengan nama *Kolmogorov - Smirnov*. Data yang akan diuji diasumsikan berasal dari sampel populasi dengan fungsi distribusi $F(x)$ yang tidak diketahui.

Hipotesis

Seandainya $F(x)$ adalah $P(X \leq x)$ dan $F^*(x)$ adalah fungsi distribusi yang dihipotesiskan, maka:

A. dua sisi

$H_0 : F(x) = F^*(x)$ untuk semua x , $-\sim < x < +\sim$

$H_1 : F(x) \neq F^*(x)$ untuk paling sedikit sebuah harga x

B. satu sisi $F(x) < F^*(x)$

$H_0 : F(x) \geq F^*(x)$ untuk semua x , $-\sim < x < +\sim$

$H_1 : F(x) < F^*(x)$ untuk paling sedikit sebuah harga x

C. satu sisi $F(x) > F^*(x)$

$H_0 : F(x) \leq F^*(x)$ untuk semua x , $-\sim < x < +\sim$

$H_1 : F(x) > F^*(x)$ untuk paling sedikit sebuah harga x

Statistik Uji

$S(x)$ adalah (banyaknya nilai pengamatan dalam contoh yang kurang dan atau sama dengan x) / n. Statistik uji tergantung akan macam hipotesis yang akan diuji, A, B atau C, yaitu:

A. dua sisi

$$D = \sup_x | S(x) - F^*(x) |$$

B. satu sisi

$$D^+ = \sup_x [F^*(x) - S(x)]$$

C. satu sisi

$$D^- = \sup_x [S(x) - F^*(x)]$$

H_0 ditolak dengan tingkat signifikansi α bila statistik uji, D, D^+, D^- lebih besar dari kuantile ke $1-\alpha$ yang terdapat dalam tabel Kolmogorov – Smirnov.

2.3.2 Uji Homogenitas Variansi Populasi

Metode yang akan digunakan dalam pengujian ini dikenal dengan *Uji Bartlett*. Kita misalkan masing-masing sampel berukuran r_1 , r_2 , . . . , r_t dengan data Y_{ij} ($i = 1, 2, . . . , t$ dan $j = 1, 2 , . . . , r$) dan hasil pengamatan disusun sebagai berikut :

Tabel 2. 2. Data Sampel Dari t Buah Populasi

	Dari populasi ke		
	1	2	t
Data Hasil Pengamatan	Y_{11} Y_{12} $\vdots$ Y_{1r}	Y_{21} . . . . . Y_{22} . . . . . $\vdots$ Y_{2r}	Y_{t1} Y_{t2} $\vdots$ Y_{tr}

Selanjutnya, dari sampel-sampel itu kita hitung variansnya masing-masing ialah $S_1^2, S_2^2, \ldots, S_t^2$. Akan diuji hipotesisnya sebagai berikut:

H_0 : $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \ldots\ldots = \sigma_t^2$.

H_1 : paling sedikit satu tanda sama dengan tidak berlaku.

Dengan harga-harga yang diperlukan, yakni :

1). variansi gabungan dari semua sampel :

$$S^2 = \frac{\sum_{i=1}^{t} (r_i - 1) S_i^2}{\sum_{i=1}^{t} (r_i - 1)} \tag{2. 1}$$

2). harga satuan B dengan rumus :

$$B = (\log S^2) \sum_{i=1}^{t} (r_i - 1) \tag{2. 2}$$

Untuk uji Bartlett digunakan statistik chi-kuadrat.

$$\chi^2 = (\ln\ 10) \left\{ B - \sum_{i=1}^{t} (r_i - 1) \log S_i^2 \right\} \tag{2. 3}$$

dengan ln 10 = 2,3026, disebut *logaritma asli* dari bilangan 10.

Dengan taraf nyata α kita menolak H_0, jika $\chi^2 \geq \chi^2_{(1-\alpha)(t-1)}$ dengan $\chi^2_{(1-\alpha)(t-1)}$ didapat dari daftar distribusi chi-kuadarat dengan peluang $(1 - \alpha)$ dan db = $(t - 1)$.

Jika harga χ^2 yang dihitung dengan rumus (2. 3) berada di atas harga χ^2 (tabel chi–kuadrat), biasanya dilakukan koreksi terhadap rumus (2. 3) dengan menggunakan *faktor koreksi* K sebagai berikut:

$$K = 1 + \frac{1}{3(t-1)} \left\{ \sum_{i=1}^{t} \left(\frac{1}{r_i - 1} \right) - \frac{1}{\sum_{i=1}^{t} (r_i - 1)} \right\} \tag{2. 4}$$

Dengan faktor koreksi ini, statistik χ^2 yang dipakai sekarang ialah :

$$\chi_K^2 = \frac{1}{K}\chi^2 \qquad (2.5)$$

dengan χ^2 di ruas kanan dihitung dengan rumus (2. 3). Dalam hal ini, hipotesis H_0 ditolak jika $\chi_K^2 \geq \chi^2_{(1-\alpha)(t-1)}$

2.4 Uji F dalam Rancangan Acak Kelompok

Apabila asumsi kenormalan data dan homogenitas variansi populasi telah terpenuhi, maka selanjutnya dilakukan analisis menggunakan uji F dalam Rancangan Acak Kelompok (RAK) dengan penguraian-penguraian sebagai berikut:

Model Linear dan Analisis Variansi Untuk RAK

Dengan satu pengamatan per petak percobaan, maka model linear untuk RAK adalah :

$$Y_{ij} = \mu + \tau_i + \beta_j + \varepsilon_{ij} \qquad (2.6)$$

dengan :

Y_{ij} = nilai pengamatan pada perlakuan ke- i dan kelompok ke-j.

μ = nilai tengah populasi (rataan umum)

τ_i = pengaruh perlakuan ke- i

β_j = pengaruh kelompok ke-j

ε_{ij} = pengaruh galat pada perlakuan ke- i dan kelompok ke-j.

i = 1, 2, . . . , t.

j = 1, 2, . . . , r.

Asumsi – asumsi pada rancangan acak kelompok :

1. Asumsi pada model tetap adalah :

$$\Sigma\tau_i = 0 \ , \ \Sigma\beta_j = 0 \ , \ \varepsilon_{ij} \sim NI(0, \sigma^2).$$

2. Asumsi pada model acak adalah :

$$\tau_i \sim NI(0, \sigma_\tau^2), \quad \beta_j \sim NI(0, \sigma_\beta^2), \quad \varepsilon_{ij} \sim NI(0, \sigma^2)$$

Hipotesis – hipotesis pada Rancangan acak kelompok :

1. Hipotesis pada model tetap adalah :

   H_0 : $\tau_1 = \tau_2 = \ldots = \tau_i = 0$ (tidak ada pengaruh perlakuan terhadap respon yang diamati).

   H_1 : minimal ada satu $\tau_i \neq 0$ untuk $i = 1, 2, \ldots, t$

2. Hipotesis pada model acak adalah :

   H_0 : $\sigma_\tau^2 = 0$; yang berarti tidak ada keragaman dalam populasi perlakuan.

   H_1 : $\sigma_\tau^2 > 0$; yang berarti ada keragaman dalam populasi perlakuan.

Dalam model tetap, peneliti hanya dapat mengambil kesimpulan yang berhubungan dengan perlakuan yang dicobakan. Dengan kata lain jika yang dicobakan adalah t buah perlakuan, maka kesimpulan yang ditarik hanya menyangkut t buah perlakuan tersebut.

Dalam model acak, kesimpulan yang ditarik mengenai populasi perlakuan didasarkan atas sejumlah (t buah) perlakuan yang dicobakan, dimana perlakuan-perlakuan tesebut dipilih secara acak dari populasi perlakuan yang ada.

Penjabaran persamaan (2. 6) adalah:

$$Y_{ij} = \mu + \tau_i + \beta_j + \varepsilon_{ij}$$

dengan:

$$\hat{\mu} = \overline{Y}_{..} \qquad \hat{\tau}_i = \overline{Y}_{i.} - \overline{Y}_{..} \qquad \overline{Y}_{i.} = \frac{Y_{i.}}{r}$$

$$\mu_i = \overline{Y}_{i.} \qquad \hat{\beta}_j = \overline{Y}_{.j} - \overline{Y}_{..} \qquad \overline{Y}_{.j} = \frac{Y_{.j}}{t}$$

$$\overline{Y}_{..} = \frac{\sum_{i=1}^{t} \overline{Y}_{i.}}{t} = \frac{\sum_{j=1}^{r} \overline{Y}_{.j}}{r}$$

Model linear penduga respon adalah :

$$\hat{Y}_{ij} = \hat{\mu} + \hat{\tau}_i + \hat{\beta}_j + \hat{\varepsilon}_{ij} \qquad (2.7)$$

Dengan keragaman total dapat diuraikan sebagai berikut :

$$Y_{ij} = \bar{Y}_{..} + (\bar{Y}_{i.} - \bar{Y}_{..}) + (\bar{Y}_{.j} - \bar{Y}_{..}) + (Y_{ij} - \bar{Y}_{i.} - \bar{Y}_{.j} + \bar{Y}_{..}) \qquad (2.8)$$

$$(Y_{ij} - \bar{Y}_{..}) = (\bar{Y}_{i.} - \bar{Y}_{..}) + (\bar{Y}_{.j} - \bar{Y}_{..}) + (Y_{ij} - \bar{Y}_{i.} - \bar{Y}_{.j} + \bar{Y}_{..}) \qquad (2.9)$$

Dengan mengkuadratkan masing - masing komponen pada persamaan (2.9), maka

$$\sum_{i=1}^{t}\sum_{j=1}^{r}(Y_{ij} - \bar{Y}_{..})^2 =$$

$$\sum_{i=1}^{t}\sum_{j=1}^{r}[(\bar{Y}_{i.} - \bar{Y}_{..}) + (\bar{Y}_{.j} - \bar{Y}_{..}) + (Y_{ij} - \bar{Y}_{i.} - \bar{Y}_{.j} + \bar{Y}_{..})]^2 \qquad (2.10)$$

Penjabaran ruas kanan persamaan (2.10) menghasilkan :

$$\sum_{i=1}^{t}\sum_{j=1}^{r}\left[(\bar{Y}_{i.} - \bar{Y}_{..})^2 + (\bar{Y}_{.j} - \bar{Y}_{..})^2 + (Y_{ij} - \bar{Y}_{i.} - \bar{Y}_{.j} + \bar{Y}_{..})^2\right]$$

$$+ 2\sum_{i=1}^{t}\sum_{j=1}^{r}(\bar{Y}_{i.} - \bar{Y}_{..})(\bar{Y}_{.j} - \bar{Y}_{..}) + 2\sum_{i=1}^{t}\sum_{j=1}^{r}(\bar{Y}_{i.} - \bar{Y}_{..})$$

$$(Y_{ij} - \bar{Y}_{i.} - \bar{Y}_{.j} + \bar{Y}_{..}) + 2\sum_{i=1}^{t}\sum_{j=1}^{r}(\bar{Y}_{.j} - \bar{Y}_{..})(Y_{ij} - \bar{Y}_{i.} - \bar{Y}_{.j} + \bar{Y}_{..})$$

Karena $2\sum_{i=1}^{t}\sum_{j=1}^{r}(\bar{Y}_{i.} - \bar{Y}_{..})(\bar{Y}_{.j} - \bar{Y}_{..}) = 0$

$$2\sum_{i=1}^{t}\sum_{j=1}^{r}(\bar{Y}_{i.} - \bar{Y}_{..})(Y_{ij} - \bar{Y}_{i.} - \bar{Y}_{.j} + \bar{Y}_{..}) = 0$$

$$2\sum_{i=1}^{t}\sum_{j=1}^{r}(\bar{Y}_{.j} - \bar{Y}_{..})(Y_{ij} - \bar{Y}_{i.} - \bar{Y}_{.j} + \bar{Y}_{..}) = 0$$

diperoleh :

$$\sum_{i=1}^{t}\sum_{j=1}^{r}(Y_{ij} - \bar{Y}_{..})^2 = \sum_{i=1}^{t}\sum_{j=1}^{r}(\bar{Y}_{i.} - \bar{Y}_{..})^2 + \sum_{i=1}^{t}\sum_{j=1}^{r}(\bar{Y}_{.j} - \bar{Y}_{..})^2$$

$$+\sum_{i=1}^{t}\sum_{j=1}^{r}(Y_{ij}-\bar{Y}_{i.}-\bar{Y}_{.j}+\bar{Y}_{..})^2 \qquad (2.11)$$

Persamaan (2. 11) dinotasikan dengan:

Jumlah Kuadrat Total = Jumlah Kuadrat Perlakuan + Jumlah Kuadrat Kelompok + Jumlah Kuadrat Galat.

Persamaan (2.11) mencerminkan tehnik ANAVA (Analisis Variansi) yang berdasarkan pada pemecahan variansi adalah:

1. Jumlah Kuadrat Total (JKT) = $\sum_{i=1}^{t}\sum_{j=1}^{r}(Y_{ij}-\bar{Y}_{..})^2$
2. Jumlah Kuadrat Perlakuan (JKP) = $\sum_{i=1}^{t}\sum_{j=1}^{r}(\bar{Y}_{i.}-\bar{Y}_{..})^2$
3. Jumlah Kuadrat Kelompok (JKK) = $\sum_{i=1}^{t}\sum_{j=1}^{r}(\bar{Y}_{.j}-\bar{Y}_{..})^2$
4. Jumlah Kuadrat Galat (JKG) = $\sum_{i=1}^{t}\sum_{j=1}^{r}(Y_{ij}-\bar{Y}_{i.}-\bar{Y}_{.j}+\bar{Y}_{..})^2$
5. Kuadrat Tengah Perlakuan (KTP) = $\dfrac{\text{JKP}}{t-1}=\dfrac{\sum_{i=1}^{t}\sum_{j=1}^{r}(\bar{Y}_{i.}-\bar{Y}_{..})^2}{t-1}$
6. Kuadrat Tengah Kelompok (KTK) = $\dfrac{\text{JKK}}{r-1}=\dfrac{\sum_{i=1}^{t}\sum_{j=1}^{r}(\bar{Y}_{.j}-\bar{Y}_{..})^2}{r-1}$
7. Kudrat Tengah Galat (KTG)= $\dfrac{\text{JKG}}{(t-1)(r-1)}=\dfrac{\sum_{i=1}^{t}\sum_{j=1}^{r}(Y_{ij}-\bar{Y}_{i.}-\bar{Y}_{.j}+\bar{Y}_{..})^2}{(t-1)(r-1)}$

Derajat bebas perlakuan (db perlakuan) = t - *1* = banyaknya perlakuan - 1

Derajat bebas kelompok (db kelompok) = r - *1* = banyaknya kelompok - 1

Derajat bebas total (db total) = rt - *1* = *total* banyaknya pengamatan - 1

Derajat bebas galat (db galat) = *(t - 1) (r - 1)*

Nilai Harapan Kuadrat Tengah E (KT)

Algoritma Penetapan E(KT)

Definisi:

$Dp = 1 - \frac{p}{P};$ p = taraf faktor perlakuan

P = populasi taraf faktor perlakuan

Untuk model tetap diasumsikan $p = P$ sehingga $Dp = 0$

Adapun langkah-langkah dalam menentukan E(KT) adalah sebagai berikut ini.

1. Tulis model yang tepat dan notasinya.
2. Buat tabel dua arah yaitu: baris untuk komponen model dan kolom untuk index.
3. Uji komponen-komponen dalam kolom-i.
   - Memasukkan Dp dalam baris-baris yang ada index i yang bukan tersarang (*nested*).
   - Memasukkan 1 dalam baris-baris yang ada index i yang *nested* dan p untuk baris tidak memuat index i.
4. Lakukan pada kolom-kolom lainnya, seperti pada langkah 3 dan khusus untuk kolom terakhir dimasukan nilai n dan untuk baris terakhir dimasukan nilai 1.
5. E(KT) faktor perlakuan adalah jumlah varians terboboti seluruh efek yang berisi index i (baris) dengan mengabaikan kolom–i.

Menentukan E(KT)

Model: $Y_{ij} = \mu + \tau_i + \beta_j + \varepsilon_{ij}$

	i	j	E(KT)
τ_i	Dp	n	$\sigma_\varepsilon^2 + n\,\sigma\tau_i^2$
β_j	p	n	$\sigma_\varepsilon^2 + p\,\sigma_\beta^2$
ε_{ij}	1	1	σ_ε^2

E(KT) untuk model tetap pada RAK adalah:

$$E(KTP) = \sigma_{\varepsilon}^2 + n\sigma_{\tau}^2 \quad \text{dengan} \quad \sigma_{\tau}^2 = \frac{\sum_{i=1}^{p} \tau_i^2}{p-1}, \quad n = r, \text{ dan } p = t$$

sehingga diperoleh :

$$E(KTP) = \sigma_{\varepsilon}^2 + \frac{r\sum_{i=1}^{t} \tau_i^2}{t-1}$$

$$E(KTK) = \sigma_{\varepsilon}^2 + p\sigma_{\beta}^2 \quad \text{dengan} \quad \sigma_{\beta}^2 = \frac{\sum_{j=1}^{n} \beta_j^2}{n-1}, \quad n = r, \text{ dan } p = t$$

sehingga diperoleh :

$$E(KTK) = \sigma_{\varepsilon}^2 + \frac{t\sum_{j=1}^{r} \beta_j^2}{r-1}$$

$$E(KTG) = \sigma_{\varepsilon}^2$$

F. hitung adalah perbandingan (ratio) dua kuantitas, sedemikian hingga perbandingan harga-harga *ekspektasi*-nya adalah:

$$\text{F. hitung perlakuan} = \frac{E(KTP)}{E(KTG)} = \frac{\sigma_{\varepsilon}^2 + \frac{r\sum_{i}^{t}\tau_i^2}{(t-1)}}{\sigma_{\varepsilon}^2} = \begin{cases} =1 \text{ } jika \text{ } H_0 \text{ } benar \\ >1 \text{ } jika \text{ } H_0 \text{ } salah \end{cases}$$

$$\text{F. hitung kelompok} = \frac{E(KTK)}{E(KTG)} = \frac{\sigma_{\varepsilon}^2 + \frac{t\sum_{j}^{r}\beta_j^2}{(r-1)}}{\sigma_{\varepsilon}^2} = \begin{cases} =1 \text{ } jika \text{ } H_0 \text{ } benar \\ >1 \text{ } jika \text{ } H_0 \text{ } salah \end{cases}$$

Tabel 2. 3 Analisis Variansi

Sumber Keragam-an	Derajat Bebas (DB)	Jumlah Kuadrat	Kuadrat Tengah	Nilai Harapan Kuadrat Tengah E(KT)		F Hitung
				Model Tetap	Model Acak	
Perlakuan	t - 1	JKP	$KTP = \frac{JKP}{t-1}$	$\sigma_{\varepsilon}^{2} + \frac{r\sum_{i}^{t}\tau_{i}^{2}}{(t-1)}$	$\sigma_{\varepsilon}^{2} + r\sigma_{\tau}^{2}$	$\frac{KTP}{KTG}$
Kelompok	r - 1	JKK	$KTK = \frac{JKK}{r-1}$	$\sigma_{\varepsilon}^{2} + \frac{t\sum_{j}^{r}\beta_{j}^{2}}{(r-1)}$	$\sigma_{\varepsilon}^{2} + t\sigma_{\beta}^{2}$	$\frac{KTK}{KTG}$
Galat	(t-1) (r-1)	JKG	$KTG = \frac{JKG}{(t-1)(r-1)}$	σ_{ε}^{2}	σ_{ε}^{2}	
Total	tr - 1	JKT				

Pengujian Hipotesis dalam Rancangan Acak Kelompok.

1. Jika F. hitung perlakuan > F tabel α (db perlakuan, db galat), maka H_0 ditolak dan jika F. hitung perlakuan < F tabel α (db perlakuan, db galat), maka H_0 diterima.
2. Jika F. hitung kelompok > F tabel α (db kelompok, db galat), maka H_0 ditolak dan jika F. hitung kelompok < F tabel α (db kelompok, db galat), maka H_0 diterima.

2.5 Transformasi Data

Apabila asumsi kenormalan dan homogenitas variansi tidak terpenuhi, maka salah satu jalan keluar untuk mengatasi hal ini adalah melalui transformasi data. Melalui transformasi diharapkan kestabilan variansi akan terpenuhi sehingga proses pengujian dapat mendekati normal yaitu antara lain:

1. Transformasi Logaritma

Transformasi logaritma ini digunakan untuk nilai 0 dan nilai-nilai yang sangat kecil (kurang dari 10), maka gunakan transformasi log ($Y + 1$). Jika tidak, gunakan transformasi log Y.

2. Transformasi Akar Kuadrat

Transformasi jenis ini sesuai untuk data yang mempunyai distribusi Poisson. Dalam kasus ini transformasi $\sqrt{Y} + \sqrt{Y+1}$ hampir akan menstabilkan variansi pada $\sigma^2 = 1$ jika rataan pengamatan asal lebih besar dari 0.8.

3. Transformasi Arkus Sinus

Tranformasi arkus sinus (arcsin) dapat juga digunakan dengan bantuan kalkulator. Misalnya data dengan nilai 20 % bila dilakukan transformasi arcsin diperoleh nilai 26.56. Dengan kalkulator dapat dihitung malalui rumus :

$$\sin^{-1} (0.20)^{\frac{1}{2}} = 26.56505.$$

Untuk nilai 0 % digantikan dengan $1 / (4n)$ dan nilai 100 % digantikan dengan [100 – $1 / (4n)$] sebelum dilakukan transformasi arcsin. Di sini n adalah jumlah satuan percobaan darimana data persentase itu diperoleh sebagai misal adalah penyebut yang digunakan dalam perhitungan persentase untuk data persentase, ketentuan-ketentuan berikut perlu diperhatikan :

1. hanya data persentasi yang diturunkan dari nisbah (ratio) jumlah data.
2. data persentase yang berada dalam wilayah (range) dari 30% - 70% tidak perlu transformasi.
3. untuk data persentase yang berada dalam satu wilayah 0 – 30% atau 70% - 100%, tetapi tidak pada keduanya, gunakan transformasi akar kuadrat.
4. untuk data persentase yang tidak mengikuti ketentuan 2 atau 3, maka gunaakan transformasi arcsin.

2.6 Uji Friedman (Analisis Variansi Dua Arah Friedman)

Apabila asumsi kenormalan dan homogenitas variansi belum terpenuhi, walaupun sudah dilakukan transformasi terhadap data, maka alternatifnya adalah menggunakan Uji Friedman untuk menganalisis data.

Uji Friedman digunakan untuk menguji apakah ada perbedaan dalam t macam perlakuan. Data disusun dalam r baris (kelompok) dan t kolom (perlakuan), kemudian dilakukan ranking terhadap seluruh perlakuan atau kondisi pada setiap kelompok.

Rumus analisis uji Friedman adalah sebagai berikut ini.

a. Jika r kecil yaitu $t = 3$ dan $2 \leq r \leq 9$ atau $t = 4$ dan $2 \leq r \leq 4$ maka digunakan tabel harga kritis X_r^2 dalam Anava Dua Arah Friedman. H_0 ditolak jika $p\left(X_r^2\right) \leq \alpha$.

Dengan: $$X_r^2 = \frac{12}{rt\left(t+1\right)} \sum_{i=1}^{t} (Ri)^2 - 3r\left(t+1\right) \qquad (2.\ 12)$$

X_r^2 berdistribusi chi-kuadrat dengan derajat bebas (db) = $t - 1$

r = banyaknya kelompok

t = banyaknya perlakuan.

Ri = jumlah ranking tiap perlakuan.

b. Jika banyaknya perlakuan $t > 4$ atau banyaknya ulangan $r > 9$ atau syarat (a) tidak dipenuhi, maka langsung digunakan persamaan (2. 12) dan H_0 ditolak jika $X_r^2 \geq \chi^2$ (distribusi chi-kuadrat) tabel dengan taraf nyata α.

Hipotesis untuk uji Friedman adalah :

H_0: Setiap peringkat dari perlakuan dalam suatu kelompok adalah sama.

H_1: Minimal ada satu perlakuan yang berbeda dengan yang lainnya.

2.7 Kekuatan Uji dengan Menggunakan Nilai Peluang

Suatu pengujian hipotesis statistik ialah prosedur yang memungkinkan keputusan dapat dibuat, yaitu keputusan untuk menolak atau menerima hipotesis yang sedang diuji. Untuk menguji hipotesis, digunakan data yang dikumpulkan dari sampel, sehingga merupakan data perkiraan (*estimate*). Itulah sebabnya, keputusan yang dibuat di dalam menolak dan menerima hipotesis mengandung ketidakpastian (*uncertainty)*, maksudnya keputusan bisa benar dan bisa juga salah. Adanya unsur ketidakpastian menyebabkan resiko bagi pembuat keputusan. Besar kecilnya resiko dinyatakan dalam nilai probabilitas.

Dengan kriteria *p-value* (nilai peluang) yaitu: jika *p-value* $< \alpha$, maka H_0 ditolak dan jika *p-value* $> \alpha$, maka H_0 diterima. Tingkat nyata (α) adalah peluang menolak H_0, padahal H_0 benar. Semakin tinggi taraf nyata yang digunakan, semakin tinggi penolakan H_0 padahal H_0 benar.

Sedangkan *p-value* adalah harga α terkecil dengan observasinya yang membawa kita ke penolakan H_0 . Maka berdasarkan keterangan di atas, bahwa semakin kecil *p-value* maka semakin kecil peluang kita menolak H_0 yang benar, dengan demikian semakin kecil pula peluang kita membuat kesalahan. Dengan demikian semakin kecil *p-value*, maka otomatis semakin akurat uji tersebut digunakan.

BAB III

METODOLOGI PENELITIAN

3.1 Metode Pengumpulan Data

Data yang digunakan dalam penelitian ini ada dua, yaitu data simulasi dan data sekunder. Data simulasi merupakan data yang dibangkitkan melalui komputer dengan menggunakan paket komputer MINITAB. Sebaran yang digunakan dalam membangkitkan data adalah berdistribusi Normal, Poisson, dan Uniform. Data simulasi ini digunakan sebagai pembanding data sekunder.

Sedangkan data sekunder diambil dari buku-buku statistik,yaitu antara lain:

1. data pertama diambil dari buku *Rancangan Percobaan, Modul 1-5* (Soejoeti; 1988; 3.18),
2. data kedua diambil dari buku *Biostatistics A Foundation For Analysis In the Health Sciences* (Wayne; 1995; 317; 8.4.1),
3. data ketiga diambil dari buku *Prinsip dan Prosedur Statistika* (Steel danTorrie; 1995; 245; 9.3.5),
4. data keempat diambil dari buku *Biostatistics A Foundation For Analysis In the Health Sciences* (Wayne; 1995; 311; 8.3.3), dan
5. data kelima diambil dari buku *Applied Linear Statistical Models* (Neter; 1990; 943; 24.24).

3.2 Identifikasi Variabel

Dalam penelitian ini, variabel yang akan digunakan antara lain:

1. perlakuan untuk kolom,
2. kelompok untuk baris, dan
3. respon (hasil perlakuan tiap kelompok terhadap obyek).

3.3 Prosedur Simulasi Data.

Dalam membangkitkan data simulasi digunakan paket program minitab yang mengikuti sebaran peluang tertentu. Perintah yang digunakan dalam memebangkitkan data adalah *Random*. Setelah perintah *Random* kemudian diikuti dengan banyaknya data yang akan dibangkitkan (banyaknya kelompok) dalam tiap-tiap perlakuan. Dalam penelitian ini banyak data tiap-tiap perlakuan adalah 4 dan data yang dibangkitkan tersebut ditaruh di kolom C1. Perintah sebaran distribusinya diketik pada *SUBC* (*Sub Command*) dengan sebaran distribusi *Normal*, *Poisson*, dan *Uniform*. Setelah sebaran distribusinya diketikkan kemudian diikuti dengan harga nilai tengah (mean) dan variansinya. Untuk distribusi normal diikuti dengan harga nilai tengah dan variansinya, untuk distribusi poisson diikuti dengan harga nilai tengah saja, dan untuk distribusi uniform dapat diikuti dengan interval nilai yang ingin dibangkitkan. Perintah-perintah tersebut dilakukan berulang-ulang sampai 6 kali dengan nilai tengah dan variansi yang berbeda-beda, dimana data-data yang dibangkitkan tersebut ditaruh pada kolom C1, C2, C3, C4, C5, dan C6. C1, C2, C3,...,C6 artinya adalah banyaknya kolom (perlakuan) yang digunakan. Untuk contohnya dapat dilihat pada data simulasi yang pertama di bawah ini dan untuk data kedua sampai dengan data keempat puluh digunakan perintah-perintah yang sama seperti pada data simulasi pertama namun dengan sebaran distribusi, nilai tengah, dan variansi yang berbeda seperti yang dicantumkan di bawah ini.

Data simulasi-simulasi tersebut kemudian diuji kenormalan dan kehomogenannya , sehingga diperoleh kriteria data sebagai berikut ini.

A. Data memenuhi asumsi kenormalan dan memenuhi asumsi homogenitas variansi. Simulasi data ini adalah sebagai berikut:

1. $Y_{1j} \sim Poisson\ (13)$	2. $Y_{1j} \sim Normal\ (14, 1)$	3. $Y_{1j} \sim Normal\ (20, 3)$
$Y_{2j} \sim Poisson\ (15)$	$Y_{2j} \sim Normal\ (15, 3)$	$Y_{2j} \sim Normal\ (27, 2)$
$Y_{3j} \sim Poisson\ (18)$	$Y_{3j} \sim Normal\ (15, 1)$	$Y_{3j} \sim Normal\ (12, 2)$
$Y_{4j} \sim Poisson\ (21)$	$Y_{4j} \sim Normal\ (16, 2.5)$	$Y_{4j} \sim Normal\ (30, 3)$
$Y_{5j} \sim Poisson\ (22)$	$Y_{5j} \sim Normal\ (17, 2)$	$Y_{5j} \sim Normal\ (45, 2.5)$
$Y_{6j} \sim Poisson\ (13)$	$Y_{6j} \sim Normal\ (18, 3.5)$	$Y_{6j} \sim Normal\ (34, 2.5)$

4. Y_{1j} ~ *Normal* (15, 2) 5. Y_{1j} ~ *Normal* (21, 2.5) 6. Y_{1j} ~ *Normal* (34, 1)

Y_{2j} ~ *Normal* (16, 2.5) Y_{2j} ~ *Normal* (14, 2) Y_{2j} ~ *Normal* (34, 2)

Y_{3j} ~ *Normal* (16, 2) Y_{3j} ~ *Normal* (15, 1) Y_{3j} ~ *Normal* (35, 2)

Y_{4j} ~ *Normal* (16, 2.5) Y_{4j} ~ *Normal* (15, 2.5) Y_{4j} ~ *Normal* (35, 2)

Y_{5j} ~ *Normal* (16, 2.5) Y_{5j} ~ *Normal* (16, 1) Y_{5j} ~ *Normal* (36, 2)

Y_{6j} ~ *Normal* (16, 2) Y_{6j} ~ *Normal* (17, 3) Y_{6j} ~ *Normal* (37,2.5)

7. Y_{1j} ~ *uniform* (13 - 7) 8. Y_{1j} ~ *uniform* (20 - 25)

Y_{2j} ~ *uniform* (45 - 49) Y_{2j} ~ *uniform* (15 - 8)

Y_{3j} ~ *uniform* (20 - 25) Y_{3j} ~ *uniform* (26 - 30)

Y_{4j} ~ *uniform* (38 - 40) Y_{4j} ~ *uniform* (40 - 45)

Y_{5j} ~ *uniform* (56 - 60) Y_{5j} ~ *uniform* (32 - 37)

Y_{6j} ~ *uniform* (65 - 68) Y_{6j} ~ *uniform* (50 – 55)

9. Y_{1j} ~ *Poisson* (23) 10. Y_{1j} ~ *Poisson* (12)

Y_{1j} ~ *Poisson* (13) Y_{1j} ~ *Poisson* (17)

Y_{1j} ~ *Poisson* (33) Y_{1j} ~ *Poisson* (25)

Y_{1j} ~ *Poisson* (53) Y_{1j} ~ *Poisson* (45)

Y_{1j} ~ *Poisson* (27) Y_{1j} ~ *Poisson* (36)

Y_{1j} ~ *Poisson* (63) Y_{1j} ~ *Poisson* (76)

B. Data memenuhi asumsi kenormalan tetapi tidak memenuhi asumsi homogenitas variansi. Simulasi data ini adalah sebagai berikut:

11. Y_{1j} ~ *Normal* (20, 2) 12. Y_{1j} ~ *Poisson* (90) 13. Y_{1j} ~ *Normal* (12, 1)

Y_{2j} ~ *Normal* (20, 1) Y_{2j} ~ *Poisson* (75) Y_{2j} ~ *Normal* (11, 3)

Y_{3j} ~ *Normal* (21, 2.5) Y_{3j} ~ *Poisson* (25) Y_{3j} ~ *Normal* (11, 2)

Y_{4j} ~ *Normal* (21, 4) Y_{4j} ~ *Poisson* (17) Y_{4j} ~ *Normal* (12, 2)

Y_{5j} ~ *Normal* (21, 3) Y_{5j} ~ *Poisson* (10) Y_{5j} ~ *Normal* (13, 4)

Y_{6j} ~ *Normal* (22, 4.5) Y_{6j} ~ *Poisson* (50) Y_{6j} ~ *Normal* (13, 2.5)

14. Y_{1j} ~ *Uniform* (8 - 10) 15. Y_{1j} ~ *Normal* (12, 1)

Y_{2j} ~ *Uniform* (12 - 15) Y_{2j} ~ *Normal* (12, 2)

$Y_{3j} \sim Uniform$ (20 - 24) $Y_{3j} \sim Normal$ (13, 2)

$Y_{4j} \sim Uniform$ (25 - 37) $Y_{4j} \sim Normal$ (15, 2.5)

$Y_{5j} \sim Uniform$ (17 - 19) $Y_{5j} \sim Normal$ (16, 3)

$Y_{6j} \sim Uniform$ (40 - 45) $Y_{6j} \sim Normal$ (17, 3.5)

16. $Y_{1j} \sim Uniform$ (13 - 15) 17. $Y_{1j} \sim Normal$ (10, 3) 18. $Y_{1j} \sim Poisson$ (15)

$Y_{2j} \sim Uniform$ (17 - 23) $Y_{2j} \sim Normal$ (13, 2) $Y_{2j} \sim Poisson$ (37)

$Y_{3j} \sim Uniform$ (34 - 37) $Y_{3j} \sim Normal$ (23, 1) $Y_{3j} \sim Poisson$ (23)

$Y_{4j} \sim Uniform$ (56 - 59) $Y_{4j} \sim Normal$ (45, 4) $Y_{4j} \sim Poisson$ (56)

$Y_{5j} \sim Uniform$ (39 - 45) $Y_{5j} \sim Normal$ (67, 1.5) $Y_{5j} \sim Poisson$ (73)

$Y_{6j} \sim Uniform$ (61 - 63) $Y_{6j} \sim Normal$ (37, 3) $Y_{6j} \sim Poisson$ (59)

19. $Y_{1j} \sim Normal$ (25, 3) 20. $Y_{1j} \sim Normal$ (37, 4)

$Y_{2j} \sim Normal$ (24, 2) $Y_{2j} \sim Normal$ (38, 1)

$Y_{3j} \sim Normal$ (24, 1) $Y_{3j} \sim Normal$ (38, 3)

$Y_{4j} \sim Normal$ (24, 2.5) $Y_{4j} \sim Normal$ (38, 1.5)

$Y_{5j} \sim Normal$ (24, 4) $Y_{5j} \sim Normal$ (38, 5)

$Y_{6j} \sim Normal$ (25, 1) $Y_{6j} \sim Normal$ (39, 2)

C. Data tidak memenuhi asumsi kenormalan tetapi memenuhi asumsi homogenitas variansi. Simulasi data ini adalah sebagai berikut:

21. $Y_{1j} \sim Poisson$ (15) 22. $Y_{1j} \sim Poisson$ (75) 23. $Y_{1j} \sim Normal$ (25, 2)

$Y_{2j} \sim Poisson$ (25) $Y_{2j} \sim Poisson$ (35) $Y_{2j} \sim Normal$ (43, 2.5)

$Y_{3j} \sim Poisson$ (40) $Y_{3j} \sim Poisson$ (15) $Y_{3j} \sim Normal$ (85, 2)

$Y_{4j} \sim Poisson$ (5) $Y_{4j} \sim Poisson$ (36) $Y_{4j} \sim Normal$ (23, 2)

$Y_{5j} \sim Poisson$ (10) $Y_{5j} \sim Poisson$ (45) $Y_{5j} \sim Normal$ (30, 3)

$Y_{6j} \sim Poisson$ (35) $Y_{6j} \sim Poisson$ (30) $Y_{6j} \sim Normal$ (16, 2)

24. $Y_{1j} \sim Poisson$ (15) 25. $Y_{1j} \sim Uniform$ (10 - 13) 26. $Y_{1j} \sim Normal$ (13, 2)

$Y_{2j} \sim Poisson$ (78) $Y_{2j} \sim Uniform$ (15 - 20) $Y_{2j} \sim Normal$ (17, 1)

$Y_{3j} \sim Poisson$ (24) $Y_{3j} \sim Uniform$ (20 - 25) $Y_{3j} \sim Normal$ (23, 2)

$Y_{4j} \sim Poisson$ (55) $Y_{4j} \sim Uniform$ (30 - 45) $Y_{4j} \sim Normal$ (57, 3)

$Y_{5j} \sim Poisson\ (30)$ | $Y_{5j} \sim Uniform\ (50 - 60)$ | $Y_{5j} \sim Normal\ (35, 2.5)$

$Y_{6j} \sim Poisson\ (89)$ | $Y_{6j} \sim Uniform\ (70 - 75)$ | $Y_{6j} \sim Normal\ (65, 4)$

27. $Y_{1j} \sim Poisson\ (45)$	28. $Y_{1j} \sim Poisson\ (67)$	29. $Y_{1j} \sim Poisson\ (17)$
$Y_{2j} \sim Poisson\ (34)$	$Y_{2j} \sim Poisson\ (39)$	$Y_{2j} \sim Poisson\ (29)$
$Y_{3j} \sim Poisson\ (56)$	$Y_{3j} \sim Poisson\ (23)$	$Y_{3j} \sim Poisson\ (59)$
$Y_{4j} \sim Poisson\ (27)$	$Y_{4j} \sim Poisson\ (59)$	$Y_{4j} \sim Poisson\ (89)$
$Y_{5j} \sim Poisson\ (39)$	$Y_{5j} \sim Poisson\ (17)$	$Y_{5j} \sim Poisson\ (33)$
$Y_{6j} \sim Poisson\ (77)$	$Y_{6j} \sim Poisson\ (66)$	$Y_{6j} \sim Poisson\ (42)$

30. $Y_{1j} \sim Poisson\ (14)$
    $Y_{2j} \sim Poisson\ (26)$
    $Y_{3j} \sim Poisson\ (89)$
    $Y_{4j} \sim Poisson\ (34)$
    $Y_{5j} \sim Poisson\ (46)$
    $Y_{6j} \sim Poisson\ (56)$

D. Data tidak memenuhi asumsi kenormalan dan tidak memenuhi asumsi homogenitas variansi. Simulasi data ini adalah sebagai berikut:

31. $Y_{1j} \sim Uniform\ (5 - 8)$	32. $Y_{1j} \sim Normal\ (15, 2)$
$Y_{2j} \sim Uniform\ (9 - 12)$	$Y_{2j} \sim Normal\ (16, 3)$
$Y_{3j} \sim Uniform\ (15 - 20)$	$Y_{3j} \sim Normal\ (16, 2)$
$Y_{4j} \sim Uniform\ (20 - 25)$	$Y_{4j} \sim Normal\ (17, 1)$
$Y_{5j} \sim Uniform\ (30 - 45)$	$Y_{5j} \sim Normal\ (17, 1.5)$
$Y_{6j} \sim Uniform\ (50 - 70)$	$Y_{6j} \sim Normal\ (18, 3)$
33. $Y_{1j} \sim Uniform\ (10 - 15)$	34. $Y_{1j} \sim Uniform\ (11 - 14)$
$Y_{2j} \sim Uniform\ (16 - 17)$	$Y_{2j} \sim Uniform\ (15 - 18)$
$Y_{3j} \sim Uniform\ (18 - 25)$	$Y_{3j} \sim Uniform\ (20 - 25)$
$Y_{4j} \sim Uniform\ (26 - 30)$	$Y_{4j} \sim Uniform\ (30 - 45)$
$Y_{5j} \sim Uniform\ (40 - 45)$	$Y_{5j} \sim Uniform\ (50 - 70)$
$Y_{6j} \sim Uniform\ (60 - 75)$	$Y_{6j} \sim Uniform\ (75 - 85)$

35. $Y_{1j} \sim Uniform\ (6 - 9)$	36. $Y_{1j} \sim Uniform\ (7 - 10)$
$Y_{2j} \sim Uniform\ (10 - 15)$	$Y_{2j} \sim Uniform\ (11 - 13)$
$Y_{3j} \sim Uniform\ (17 - 20)$	$Y_{3j} \sim Uniform\ (15 – 19)$
$Y_{4j} \sim Uniform\ (23 - 25)$	$Y_{4j} \sim Uniform\ (20 - 23)$
$Y_{5j} \sim Uniform\ (30 - 33)$	$Y_{5j} \sim Uniform\ (35 - 39)$
$Y_{6j} \sim Uniform\ (55 - 75)$	$Y_{6j} \sim Uniform\ (65 - 89)$
37. $Y_{1j} \sim Uniform\ (12 - 14)$	38. $Y_{1j} \sim Uniform\ (17 - 19)$
$Y_{2j} \sim Uniform\ (15 - 18)$	$Y_{2j} \sim Uniform\ (20 - 24)$
$Y_{3j} \sim Uniform\ (19 - 25)$	$Y_{3j} \sim Uniform\ (26 – 29)$
$Y_{4j} \sim Uniform\ (27 - 29)$	$Y_{4j} \sim Uniform\ (33 - 37)$
$Y_{5j} \sim Uniform\ (33 - 35)$	$Y_{5j} \sim Uniform\ (47 - 49)$
$Y_{6j} \sim Uniform\ (57 - 67)$	$Y_{6j} \sim Uniform\ (59 – 77)$
39. $Y_{1j} \sim Poisson\ (37)$	40. $Y_{1j} \sim Uniform\ (23 – 25)$
$Y_{2j} \sim Poisson\ (78)$	$Y_{2j} \sim Uniform\ (27- 29)$
$Y_{3j} \sim Poisson\ (54)$	$Y_{3j} \sim Uniform\ (31 – 33)$
$Y_{4j} \sim Poisson\ (16)$	$Y_{4j} \sim Uniform\ (37 - 39)$
$Y_{5j} \sim Poisson\ (61)$	$Y_{5j} \sim Uniform\ (43 - 47)$
$Y_{6j} \sim Poisson\ (72)$	$Y_{6j} \sim Uniform\ (49 - 53)$

3.4 Metode Pengolahan Data

Untuk mencapai tujuan penelitian ini digunakan bantuan *software* komputer, yaitu **MINITAB level 13.2**. Dari data yang telah ada, baik data simulasi maupun data sekunder kemudian dianalisis dengan langkah-langkah sebagai berikut ini.

1. Pada tahap awal semua data kita input untuk prosedur TWOWAYAOV yang terdiri dari satu kolom untuk koding nomor blok, satu kolom untuk koding perlakuan, dan satu kolom lagi untuk data respon.
2. Menguji asumsi kenormalan dengan uji Kolmogorov Smirnov dan menguji asumsi homogenitas variansi dengan uji Bartlett pada semua data, baik pada

data simulasi maupun pada data sekunder. Pengujian ini dilakukan untuk mengetahui apakah data sudah memenuhi asumsi kenormalan dan asumsi homogenitas variansi atau belum. Dengan tingkat signifikansi ($\alpha = 0.05$) data dikatakan memenuhi asumsi kenormalan, apabila harga *P-Value* dari hasil uji kenormalan (uji Kolmogorov Smirnov) lebih besar 0.05 dan pada gambar *Normal Prob Plot* pola pencaran titik-titik dalam plot memebentuk garis lurus. Dengan tingkat signifikansi ($\alpha = 0.05$) data dikatakan memenuhi asumsi homogenitas variansi, apabila harga *P-Value* dari hasil uji homogenitas variansi (uji Bartlett) lebih besar dari 0.05.

3. Apabila asumsi kenormalan dan asumsi homogenitas variansi sudah terpenuhi, maka data dapat langsung dianalisis dengan menggunakan uji F. Kemudian dicatat harga *P-Value* perlakuan yang nantinya dibandingkan dengan harga P-*Value* uji Friedman.
4. Apabila asumsi kenormalan dan asumsi homogenitas variansi tidak terpenuhi, maka pada data tersebut dilakukan transformasi. Kemudian setelah dilakukan transformasi pada data, data hasil transformasi diuji kembali kenormalan dan kehomogenan variansinya. Jika data hasil transformasi sudah memenuhi asumsi kenormalan dan asumsi homogenitas variansi, maka selanjutnya dilakukan analisis dengan menggunakan uji F pada data tersebut.
5. Jika data hasil transformasi tidak memenuhi asumsi kenormalan dan asumsi homogenitas variansi, maka alternatifnya data tersebut dianalisis dengan menggunakan uji Friedman. Analisis dengan menggunakan uji Friedman juga dilakukan pada data yang juga sudah dianalisis dengan uji F. Kemudian setelah dianalisis dicatat hasil harga *P-Valuenya* untuk dibandingkan dengan harga *P-Value* uji F. Khusus untuk data yang sudah tidak memenuhi asumsi kenormalan dan asumsi homogenitas variansi walaupun sudah dilakukan transformasi pada data, maka yang dicatat hanya harga *P-Value* uji Friedman saja, karena tidak valid untuk dilakukan analisis dengan menggunakan uji F.
6. Membandingkan hasil analisis dari uji F dan uji Friedman untuk mengetahui uji mana yang lebih sesuai digunakan dalam menganalisis data dengan melihat kriteria sebagai berikut ini.

- Melihat apakah asumsi kenormalan dan asumsi homogenitas variansi terpenuhi.
- Melihat harga *P-Value* antara uji F dan uji Friedman. Jika harga *P-Value* dari uji F maupun uji Friedman lebih kecil dari tingkat signifikansi (α = 0.05), maka H_0 ditolak dan sebaliknya jika harga *P-Value* dari uji F maupun uji Friedman lebih besar dari tingkat signifikansi (α = 0.05), maka H_0 diterima.

BAB V
KESIMPULAN DAN SARAN

5.1 Kesimpulan

Dari hasil pembahasan dapat diambil kesimpulan sebagai berikut ini.

1. Untuk data simulasi yang memenuhi asumsi kenormalan dan asumsi homogenitas variansi uji F lebih sesuai digunakan dalam menganalisis data daripada uji Friedman, karena dari 10 data ada 9 data simulasi yang menunjukkan uji F memberikan hasil yang lebih baik daripada uji Friedman. Untuk data sekunder uji F juga lebih sesuai digunakan dalam menganalisis data daripada uji Friedman, karena hasil uji F memberikan harga *P-Value* yang lebih kecil (sebesar 0.000) daripada harga *P-Value* uji Friedman (sebesar 0.003).
2. Data hasil transformasi ternyata tidak selalu memenuhi asumsi kenormalan dan asumsi homogenitas variansi. Untuk data simulasi yang tidak berhasil ditransformasi (tidak memenuhi asumsi kenormalan atau tidak memenuhi asumsi homogenitas variansi) setelah dilakukan analisis menggunakan uji F maupun uji Friedman, ada 15 dari 16 data simulasi yang menunjukkan uji F lebih sesuai digunakan dalam menganalisis data dengan memberikan hasil yang lebih baik daripada uji Friedman. Secara teori uji F memang tidak valid untuk digunakan dalam menganalisis data karena tidak memenuhi asumsi-asumsi yang berlaku, akan tetapi secara empiris dari hasil simulasi uji F memberikan hasil yang lebih baik daripada uji Friedman. Untuk data sekunder hanya satu data yaitu data sekunder ke-3 yang tidak berhasil ditransformasi, dari hasil analisis menggunakan uji F dan uji Friedman menunjukkan bahwa harga *P-Value* uji F maupun harga *P-Value* uji Friedman adalah sama yaitu sebesar 0.000. Dari hasil analisis tersebut, maka untuk data sekunder uji F maupun uji Friedman sama-sama sesuai digunakan dalam menganalisis data.

3. Untuk data simulasi yang berhasil ditransformasi (sudah memenuhi asumsi kenormalan dan asumsi homogenitas variansi) setelah dilakukan analisis menggunakan uji F dan uji Friedman, ada 13 data dari 14 data simulasi yang menunjukkan bahwa uji F lebih sesuai digunakan dalam menganalisis data daripada uji Friedman, karena uji F memberikan hasil yang lebih baik daripada uji Friedman. Untuk data sekunder yang berhasil ditransformasi yaitu data sekunder ke-1, ke-2, dan ke-5 menunjukkan bahwa dari hasil analisis menggunakan uji F dan uji Friedman, semua data tersebut lebih sesuai menggunakan uji F dalam menganalisis data daripada uji Friedman, karena dari hasil analisis uji F memberikan harga *P-Value* yang lebih baik (lebih kecil) daripada harga *P-Value* uji Friedman.

5.2 Saran

Berdasarkan dari kesimpulan tersebut di atas penulis menyarankan agar penelitian ini dapat dikembangkan dengan menggunakan parameter μ dan σ yang lebih bervariasi dalam simulasi data, dengan menggunakan sebaran distribusi dan jumlah sampel yang bervariasi pula. Dengan demikian akan diperoleh hasil analisis data dan kesimpulan yang juga lebih bervariasi.

DAFTAR PUSTAKA

Atmaja. 1997. *Memahami Statistika Bisnis*, Yoyakarta, Andi.

Dixon,W.J. & Massey, F. J. 1997. *Pengantar Analisis Statistika*. (Terjemahan Samiyono.S.K), Edisi 4, Gajah Mada Press

Gaspersz, V. 1991. *Metode Perancangan Percobaan (Untuk Ilmu-Ilmu Pertanian, Ilmu Tehnik dan Biologi)*, Bandung, Armico

Mattjik & Sumertajaya. 2000. *Perancangan Percobaan*,Edisi Kesatu, Bogor, IPB Press.

Neter, J, Wasserman, W. & Kutner, M.H. 1990. *Applied Linear Statistical Model*, Third Edition, Canada.

Sudradjat, S.W. 1985. *Statistika Nonparametrik* , Bandung , Armico.

Soejoeti, Z. 1986. *Metode Statistika II*, Departemen Pendidikan & Kebudayaan , Universitas Terbuka.

Soejoeti, Z. 1988. *Rancangan Percobaan* (Modul 1-5), Departemen Pendidikan & Kebudayaan , Universitas Terbuka.

Soemodhihardjo, I.H. 1993. *Statistika Nonparametrik*, Fakulatas Pertanian Unej.

Steel, Torrie. 1995. *Prinsip Dan Prosedur Statistika*, Edisi Kedua, PT Gramedia Pustaka Utama.

Sudjana. 1996. *Statistika*, Bandung, Tarsito.

Wayne. 1995. *Biostatistics A Foundation For Analysis In The Health Sciences*, Edisi Keenam, Canada, John Wiley & Sons Inct.

Lampiran 1

Prosedur Membangkitkan Data.

Data Simulasi Pertama

```
MTB > random 4 c1;
SUBC> poisson 13.
MTB > random 4 c2;
SUBC> poisson 15.
MTB > random 4 c3;
SUBC> poisson 18.
MTB > random 4 c4;
SUBC> poisson 21.
MTB > random 4 c4;
SUBC> pisson 22.
SUBC> poisson 22.
MTB > random 4 c4;
SUBC> poisson 21.
MTB > random 4 c5;
SUBC> poisson 22.
MTB > random 4 c6;
SUBC> poisson 25.
MTB > stack c1 c2 c3 c4 c5 c6 c7
MTB > name c7='respon' c8='perlakuan' c9='kelompok'
```

Untuk prosedur membangkitkan data kedua sampai dengan data keempat puluh sama dengan data yang pertama dan perintahnya seperti pada BAB III bagian 'Prosedur Membangkitkan Data'.

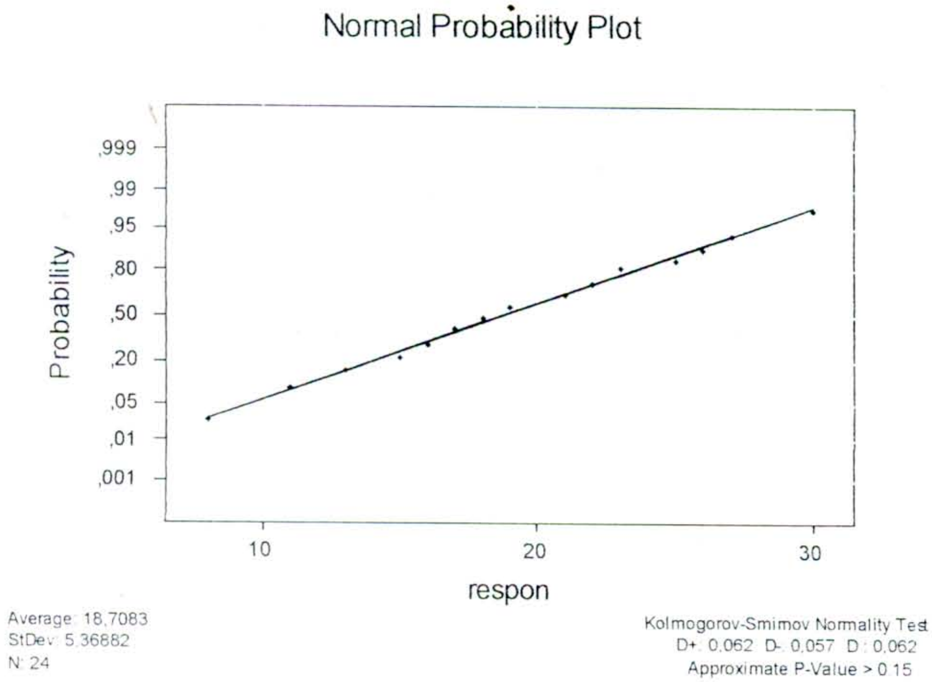
Lampiran 2 (Pengujian Asumsi)

Uji Kenormalan Data.

Adapun prosedur untuk uji kenormalan data adalah sebagai berikut di bawah ini dan untuk data pertama sampai data keempat puluh dianalisis dengan cara yang sama.

```
MTB > %NormPlot 'respon';
SUBC>  Kstest.
Executingfrom file: C:\PROGRAM FILES\MTBWIN\MACROS\NormPlot.MAC
Macro is running ... please wait
```

Normal Prob Plot: respon



Berdasarkan hasil uji kenormalan di atas, maka dapat disimpulkan bahwa data simulasi pertama memenuhi asumsi kenormalan. Data simulasi pertama memenuhi asumsi kenormalan karena harga *P-Value* dari uji kenormalan lebih besar dari tingkat signifikansinya = 0.05 dan dari grafik *Normal Prob Plot* dapat dilihat bahwa pola pencaran titik-titik dalam plot membentuk garis lurus.

Uji Homogenitas Variansi.

Adapun prosedur untuk uji homogenitas variansi data adalah sebagai berikut di bawah ini dan untuk data pertama sampai data keempat puluh dianalisis dengan cara yang sama.

```
MTB > %Vartest 'respon' 'perlakuan';
SUBC>   Confidence 95,0;
Executing from file: C:\PROGRAM FILES\MTBWIN\MACROS\Vartest.MAC
Macro is running ... please wait
```

Test for Equal Variances

Response   respon
Factors   perlakuan
ConfLvl   95,0000

Bartlett's Test (normal distribution)
Test Statistic: 8,494

P-Value : 0,131

Berdasarkan hasil uji homogenitas variansi di atas, maka dapat disimpulkan bahwa data simulasi pertama memenuhi asumsi homogenitas variansi. Data simulasi pertama memenuhi asumsi homogenitas variansi karena harga *P-Value* dari uji homogenitas variansi lebih besar dari tingkat signifikansinya = 0.05. Jadi berdasarkan uji kenormalan dan kehomogenan, data simulasi pertama memenuhi asumsi kenormalan dan asumsi homogenitas variansi.

Lampiran 3

Uji F

Adapun prosedur untuk uji F adalah sebagai berikut di bawah ini dan untuk data pertama sampai data keempat puluh adalah dianalisis dengan cara yang sama.

```
MTB > Twoway 'respon' 'kelompok' 'perlakuan' ;
SUBC> Additive;
SUBC> Means 'kelompok' 'perlakuan'.
```

Two-way ANOVA: respon versus kelompok; perlakuan

Analysis of Variance for respon

Source	DF	SS	MS	F	P
kelompok	3	19,8	6,6	0,36	0,784
perlakuan	5	367,2	73,4	3,99	0,017
Error	15	276,0	18,4		
Total	23	663,0			

Lampiran 4

Uji Friedman.

Adapun prosedur untuk uji Friedman adalah sebagai berikut di bawah ini dan untuk data pertama sampai data keempat puluh dianalisis dengan cara yang sama.

```
MTB > Friedman 'respon' 'perlakuan' 'kelompok' .
```

Friedman Test: respon versus perlakuan; kelompok

Friedman test for respon by perlakuan blocked by kelompok

S = 11,11 DF = 5 P = 0,049

S = 11,35 DF = 5 P = 0,045 (adjusted for ties)
Grand median = 19,479

Lampiran 5

Data Hasil simulasi

MTB > print c1-c16

Data Display

Row	C1	C2	C3	C4	C5	C6	respon	perlakuan	kelompok
1	16	22	17	15	17	27	16	1	1
2	15	19	17	22	19	23	15	1	2
3	11	8	11	30	21	22	11	1	3
4	13	18	16	26	19	25	13	1	4
5							22	2	1
6							19	2	2
7							8	2	3
8							18	2	4
9							17	3	1
10							17	3	2
11							11	3	3
12							16	3	4
13							15	4	1
14							22	4	2
15							30	4	3
16							26	4	4
17							17	5	1
18							19	5	2
19							21	5	3
20							19	5	4
21							27	6	1
22							23	6	2
23							22	6	3
24							25	6	4

Lampiran 6

Transformasi Data

Untuk data yang tidak memenuhi asumsi kenormalan dan asumsi homogenitas variansi atau salah satu dari asumsi tersebut dapat dilakukan transformasi data sesuai dengan kondisi data asal. Adapun prosedur transformasi data adalah seperti di bawah ini.

MTB > Let c4 = LOGT(c1+1)
MTB > name c4='data trans'

Setelah transformasi data dilakukan, kemudian data hasil transformasi diuji kembali asumsi-asumsinya seperti prosedur uji kenormalan dan uji homogenitas di atas. Jika pengujian pada kedua asumsi tersebut sudah dilakukan, maka kemudian dilanjutkan dengan analisis dengan menggunakan uji F dan uji Friedman seperti prosedur di atas.

Prosedur pengolahan data untuk data simulasi yang lain adalah sama dengan data simulasi yang pertama. Adapun hasil pengolahan data secara lengkap dapat dilihat pada Tabel 1 untuk data-data simulasi sebelum ditransformasi dan pada Tabel 2 untuk data-data simulasi setelah ditransformasi pada lampiran 7 di bawah ini.

Lampiran 7

Tabel 1. Perbandingan Hasil Analisis Uji F dan Uji Friedman Untuk Data Simulasi Sebelum Ditransformasi.

	P-Value Uji Kenormalan	*P-Value* Uji Kehomogenan	*P-Value* Uji F	*P-Value* Uji Friedman	Pengujian Hipotesis		Kesimpulan (uji yang lebih sesuai)
					Uji F	Uji Friedman	
1	> 0.15	0.131	0.017	0.045	Tolak H_0	Tolak H_0	Uji F
2	> 0.15	0.102	0.000	0.012	Tolak H_0	Tolak H_0	Uji F
3	> 0.15	0.155	0.000	0.001	Tolak H_0	Tolak H_0	Uji F
4	> 0.15	0.408	0.598	0.335	Terima H_0	Terima H_0	Uji F
5	> 0.15	0.301	0.001	0.010	Tolak H_0	Tolak H_0	Uji F
6	0.090	0.335	0.098	0.200	Terima H_0	Terima H_0	Uji Friedman
7	0.143	0.766	0.000	0.001	Tolak H_0	Tolak H_0	Uji F
8	> 0.15	0.519	0.000	0.003	Tolak H_0	Tolak H_0	Uji F
9	> 0.15	0.543	0.000	0.001	Tolak H_0	Tolak H_0	Uji F
10	> 0.15	0.299	0.000	0.002	Tolak H_0	Tolak H_0	Uji F
11	> 0.15	0.048	0.133	0.267	Terima H_0	Terima H_0	Uji Friedman
12	0.056	0.004	0.000	0.002	Tolak H_0	Tolak H_0	Uji F
13	> 0.15	0.006	0.266	0.366	Terima H_0	Terima H_0	Uji Friedman
14	0.050	0.006	0.000	0.001	Tolak H_0	Tolak H_0	Uji F
15	> 0.15	0.046	0.002	0.014	Tolak H_0	Tolak H_0	Uji F
16	0.090	0.004	0.000	0.001	Tolak H_0	Tolak H_0	Uji F
17	0.084	0.001	0.000	0.002	Tolak H_0	Tolak H_0	Uji F
18	0.116	0.016	0.000	0.001	Tolak H_0	Tolak H_0	Uji F
19	0.061	0.048	0.069	0.057	Terima H_0	Terima H_0	Uji F
20	> 0.15	0.005	0.512	0.470	Terima H_0	Terima H_0	Uji F

Lanjutan

	P-Value Uji Kenormalan	*P-Value* Uji Kehomogenan	*P-Value* Uji F	*P-Value* Uji Friedman	Pengujian Hipotesis		Kesimpulan (uji yang lebih sesuai)
					Uji F	Uji Friedman	
21	0.045	0.064	0.000	0.002	Tolak H_0	Tolak H_0	Uji F
22	0.037	0.105	0.000	0.006	Tolak H_0	Tolak H_0	Uji F
23	< 0.01	0.442	0.000	0.002	Tolak H_0	Tolak H_0	Uji F
24	0.028	0.094	0.000	0.002	Tolak H_0	Tolak H_0	Uji F
25	< 0.01	0.076	0.000	0.001	Tolak H_0	Tolak H_0	Uji F
26	< 0.01	0.170	0.000	0.001	Tolak H_0	Tolak H_0	Uji F
27	0.022	0.952	0.000	0.007	Tolak H_0	Tolak H_0	Uji F
28	< 0.01	0.205	0.000	0.002	Tolak H_0	Tolak H_0	Uji F
29	0.045	0.777	0.000	0.002	Tolak H_0	Tolak H_0	Uji F
30	0.044	0.112	0.000	0.002	Tolak H_0	Tolak H_0	Uji F
31	< 0.01	0.001	0.000	0.001	Tolak H_0	Tolak H_0	Uji F
32	< 0.01	0.003	0.435	0.489	Terima H_0	Terima H_0	Uji Friedman
33	< 0.01	0.001	0.000	0.001	Tolak H_0	Tolak H_0	Uji F
34	< 0.01	0.019	0.000	0.001	Tolak H_0	Tolak H_0	Uji F
35	< 0.01	0.014	0.000	0.001	Tolak H_0	Tolak H_0	Uji F
36	< 0.01	0.000	0.000	0.001	Tolak H_0	Tolak H_0	Uji F
37	0.019	0.001	0.000	0.001	Tolak H_0	Tolak H_0	Uji F
38	0.032	0.000	0.000	0.001	Tolak H_0	Tolak H_0	Uji F
39	0.031	0.016	0.000	0.002	Tolak H_0	Tolak H_0	Uji F
40	0.048	0.020	0.000	0.002	Tolak H_0	Tolak H_0	Uji F

Tabel 2. Perbandingan Hasil Analisis Uji F dan Uji Friedman Untuk Data Simulasi Sesudah Ditransformasi.

	P-Value Uji Kenormalan	*P-Value* Uji Kehomogenan	*P-Value* Uji F	*P-Value* Uji Friedman	Pengujian Hipotesis		Kesimpulan (uji yang lebih sesuai)
					Uji F	Uji Friedman	
1	Tidak dilakukan transformasi		0.017	0.045	Tolak H_0	Tolak H_0	Uji F
2			0.000	0.012	Tolak H_0	Tolak H_0	Uji F
3			0.000	0.001	Tolak H_0	Tolak H_0	Uji F
4			0.598	0.335	Terima H_0	Terima H_0	Uji F
5			0.001	0.010	Tolak H_0	Tolak H_0	Uji F
6			0.098	0.200	Terima H_0	Terima H_0	Uji Friedman
7			0.000	0.001	Tolak H_0	Tolak H_0	Uji F
8			0.000	0.003	Tolak H_0	Tolak H_0	Uji F
9			0.000	0.001	Tolak H_0	Tolak H_0	Uji F
10			0.000	0.002	Tolak H_0	Tolak H_0	Uji F
11	> 0.15	0.067	0.112	0.267	Terima H_0	Terima H_0	Uji Friedman
12	> 0.15	0.111	0.000	0.002	Tolak H_0	Tolak H_0	Uji F
13	> 0.15	0.015	0.374	0.366	Terima H_0	Terima H_0	Uji F
14	> 0.15	0.174	0.000	0.001	Tolak H_0	Tolak H_0	Uji F
15	> 0.15	0.107	0.001	0.014	Tolak H_0	Tolak H_0	Uji F
16	0.104	0.002	0.000	0.001	Tolak H_0	Tolak H_0	Uji F
17	0.058	0.000	0.000	0.002	Tolak H_0	Tolak H_0	Uji F
18	0.073	0.103	0.000	0.001	Tolak H_0	Tolak H_0	Uji F
19	0.102	0.099	0.065	0.057	Terima H_0	Terima H_0	Uji F
20	> 0.15	0.083	0.504	0.470	Terima H_0	Terima H_0	Uji F

Lanjutan

	P-Value Uji Kenormalan	*P-Value* Uji Kehomogenan	*P-Value* Uji F	*P-Value* Uji Friedman	Pengujian Hipotesis		Kesimpulan (uji yang lebih sesuai)
					Uji F	Uji Friedman	
21	0.091	0.182	0.000	0.002	Tolak H_0	Tolak H_0	Uji F
22	> 0.15	0.626	0.000	0.006	Tolak H_0	Tolak H_0	Uji F
23	0.029	0.093	0.000	0.002	Tolak H_0	Tolak H_0	Uji F
24	0.139	0.786	0.000	0.002	Tolak H_0	Tolak H_0	Uji F
25	0.033	0.236	0.000	0.001	Tolak H_0	Tolak H_0	Uji F
26	0.048	0.152	0.000	0.001	Tolak H_0	Tolak H_0	Uji F
27	0.094	0.890	0.000	0.007	Tolak H_0	Tolak H_0	Uji F
28	< 0.01	0.020	0.000	0.002	Tolak H_0	Tolak H_0	Uji F
29	> 0.15	0.607	0.000	0.002	Tolak H_0	Tolak H_0	Uji F
30	> 0.15	0.272	0.000	0.002	Tolak H_0	Tolak H_0	Uji F
31	> 0.15	0.064	0.000	0.001	Tolak H_0	Tolak H_0	Uji F
32	< 0.01	0.002	0.449	0.489	Terima H_0	Terima H_0	Uji Friedman
33	0.126	0.017	0.000	0.001	Tolak H_0	Tolak H_0	Uji F
34	0.037	0.142	0.000	0.001	Tolak H_0	Tolak H_0	Uji F
35	0.109	0.577	0.000	0.001	Tolak H_0	Tolak H_0	Uji F
36	> 0.15	0.043	0.000	0.001	Tolak H_0	Tolak H_0	Uji F
37	> 0.15	0.013	0.000	0.001	Tolak H_0	Tolak H_0	Uji F
38	0.068	0.000	0.000	0.001	Tolak H_0	Tolak H_0	Uji F
39	< 0.01	0.021	0.000	0.002	Tolak H_0	Tolak H_0	Uji F
40	0.069	0.014	0.000	0.002	Tolak H_0	Tolak H_0	Uji F

Lampiran 8

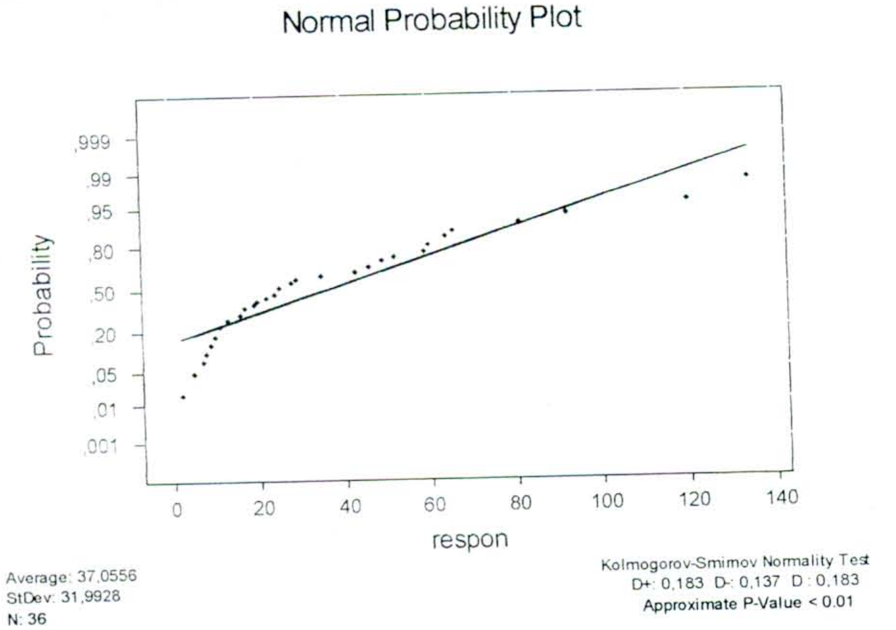
Data Sekunder

1. **Data Kesatu**

Uji Kenormalan (Sebelum Transformasi)

```
MTB > %NormPlot 'respon';
SUBC>   Kstest.
Executing from file: C:\PROGRAM FILES\MTBWIN\MACROS\NormPlot.MAC
Macro is running ... please wait
```

Normal Prob Plot: respon



Berdasarkan hasil uji kenormalan sebelum transformasi di atas, maka dapat disimpulkan bahwa data sekunder pertama tidak memenuhi asumsi kenormalan. Data sekunder pertama tidak memenuhi asumsi kenormalan karena harga *P-Value* dari uji kenormalan lebih kecil dari tingkat signifikansinya = 0.05 dan dari grafik *Normal Prob Plot* dapat dilihat bahwa pola pencaran titik-titik dalam plot tidak membentuk garis lurus.

Uji Homogenitas Variansi (Sebelum Transformasi)

```
MTB > %Vartest 'respon' 'perlakuan';
SUBC>   Confidence 95,0.
Executing from file: C:\PROGRAM FILES\MTBWIN\MACROS\Vartest.MAC
Macro is running ... please wait
```

Test for Equal Variances

```
Response     respon
Factors      perlakuan
ConfLvl      95,0000

Bartlett's Test (normal distribution)
Test Statistic: 23,907
P-Value       :  0,000
```

Berdasarkan hasil uji homogenitas sebelum transformasi di atas, maka dapat disimpulkan bahwa data sekunder pertama tidak memenuhi asumsi homogenitas variansi. Data sekunder pertama tidak memenuhi asumsi kehomogenan karena harga *P-Value* dari uji homogenitas variansi lebih kecil dari tingkat signifikansinya = 0.05. Jadi data sekunder pertama sebelum transformasi tidak memenuhi asumsi kenormalan dan asumsi homogenitas variansi.

Uji F (Sebelum Transformasi)

```
MTB > Twoway 'respon' 'kelompok' 'perlakuan'.
SUBC> Additive;
SUBC> Means 'perlakuan' 'blok';
```

Two-way ANOVA: respon versus kelompok; perlakuan

Analysis of Variance for respon

Source	DF	SS	MS	F	P
kelompok	5	2358	472	1,64	0,187
perlakuan	5	26265	5253	18,24	0,000
Error	25	7200	288		
Total	35	35824			

Uji Friedman (Sebelum Transformasi)

```
MTB > Friedman 'respon' 'perlakuan' 'kelompok'.
```

Friedman Test: respon versus perlakuan; kelompok

```
Friedman test for respon by perlakua blocked by kelompok
S = 25,33  DF = 5  P = 0,000
Grand median  =    34,56
```

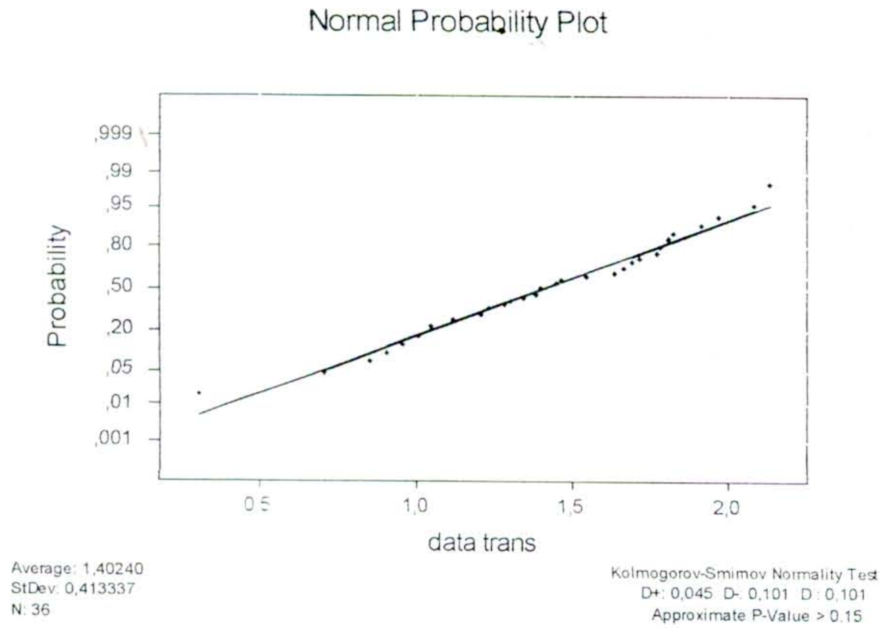
Transformasi Data

```
MTB > Let c4 = LOGT(c3)
MTB > name C4='data trans'
```

Uji Kenormalan (Sesudah Transformasi)

```
MTB > %NormPlot 'data trans';
SUBC>   Kstest.
Executing from file: C:\PROGRAM FILES\MTBWIN\MACROS\NormPlot.MAC
Macro is running ... please wait
```

Normal Prob Plot: data trans



Berdasarkan hasil uji kenormalan sesudah transformasi di atas, maka dapat disimpulkan bahwa data sekunder pertama memenuhi asumsi kenormalan. Data sekunder pertama memenuhi asumsi kenormalan karena harga *P-Value* dari uji kenormalan lebih besar dari tingkat signifikansinya = 0.05 dan dari grafik *Normal Prob Plot* dapat dilihat bahwa pola pencaran titik-titik dalam plot membentuk garis lurus.

Uji Homogenitas Variansi (Sesudah Transformasi)

```
MTB > %Vartest 'data trans' 'perlakuan';
SUBC>   Confidence 95,0.
Executing from file: C:\PROGRAM FILES\MTBWIN\MACROS\Vartest.MAC
Macro is running ... please wait
```

Test for Equal Variances

```
Response     data trans
Factors      perlakuan
ConfLvl      95,0000

Bartlett's Test (normal distribution)
Test Statistic:  9,594
P-Value       :  0,088
```

Berdasarkan hasil uji homogenitas sesudah transformasi di atas, maka dapat disimpulkan bahwa data sekunder pertama memenuhi asumsi homogenitas variansi. Data sekunder pertama memenuhi asumsi kehomogenan karena harga *P-Value* dari uji homogenitas variansi lebih besar dari tingkat signifikansinya = 0.05. Jadi data sekunder pertama sesudah transformasi memenuhi asumsi kenormalan dan asumsi homogenitas variansi.

Uji F (Sesudah Transformasi)

```
MTB > Twoway 'data trans' 'kelompok' 'perlakuan'.
SUBC> Additive;
SUBC> Means 'perlakuan' 'blok';
```

Two-way ANOVA: data trans versus kelompok; perlakuan

```
Analysis of Variance for data tra
Source      DF       SS       MS       F       P
kelompok     5   0,4012   0,0802    1,94   0,123
perlakuan    5   4,5457   0,9091   22,01   0,000
Error       25   1,0328   0,0413
Total       35   5,9797
```

Uji Friedman (Sesudah Transformasi)

```
MTB > Friedman 'data trans' 'perlakuan' 'kelompok'.
```

Friedman Test: data trans versus perlakuan; kelompok

```
Friedman test for data tra by perlakua blocked by kelompok
S = 25,33  DF = 5  P = 0,000
Grand median  =   1,4102
```

Data (sebelum dan sesudah transformasi)

Row	kelompok	perlakuan	respon	data trans
1	1	1	92	1,96379
2	2	1	60	1,77815
3	3	1	46	1,66276
4	4	1	120	2,07918
5	5	1	49	1,69020
6	6	1	134	2,12710
7	1	2	66	1,81954
8	2	2	46	1,66276
9	3	2	81	1,90849
10	4	2	59	1,77085
11	5	2	64	1,80618
12	6	2	60	1,77815
13	1	3	19	1,27875
14	2	3	35	1,54407
15	3	3	17	1,23045
16	4	3	43	1,63347
17	5	3	25	1,39794
18	6	3	52	1,71600
19	1	4	29	1,46240
20	2	4	10	1,00000
21	3	4	22	1,34242
22	4	4	13	1,11394
23	5	4	24	1,38021
24	6	4	20	1,30103
25	1	5	16	1,20412
26	2	5	11	1,04139
27	3	5	16	1,20412
28	4	5	10	1,00000
29	5	5	8	0,90309
30	6	5	28	1,44716
31	1	6	25	1,39794
32	2	6	5	0,69897
33	3	6	9	0,95424
34	4	6	2	0,30103
35	5	6	7	0,84510
36	6	6	11	1,04139

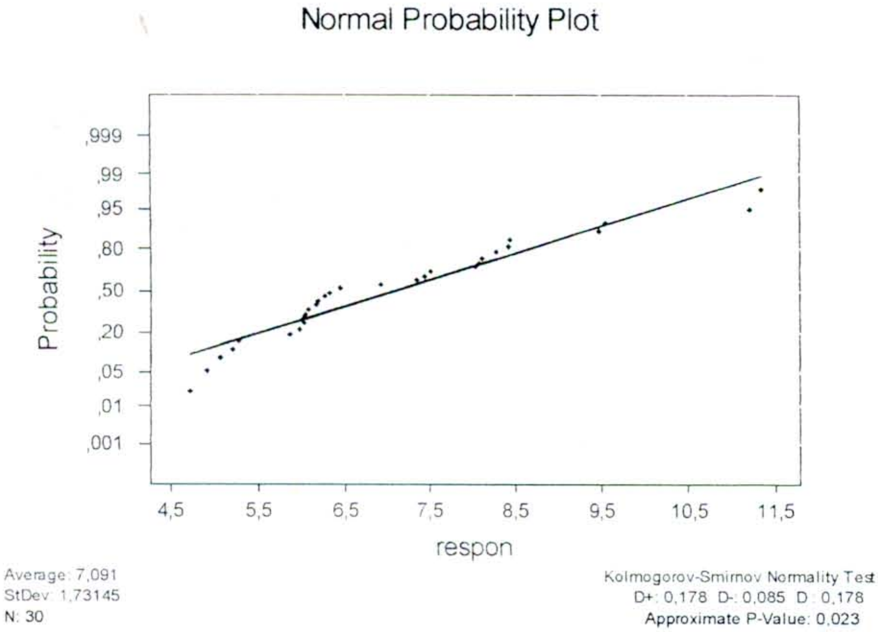
2. Data Kedua

Uji Kenormalan (Sebelum Transformasi)

```
MTB > %NormPlot 'respon';
SUBC>   Kstest.
```

```
Executing from file: C:\PROGRAM FILES\MTBWIN\MACROS\NormPlot.MAC
Macro is running ... please wait
```

Normal Prob Plot: respon



Berdasarkan hasil uji kenormalan sebelum transformasi di atas, maka dapat disimpulkan bahwa data sekunder kedua tidak memenuhi asumsi kenormalan. Data sekunder kedua tidak memenuhi asumsi kenormalan karena harga *P-Value* dari uji kenormalan lebih kecil dari tingkat signifikansinya = 0.05 dan dari grafik *Normal Prob Plot* dapat dilihat bahwa pola pencaran titik-titik dalam plot tidak membentuk garis lurus.

Uji Homogenitas Variansi (Sebelum Transformasi)

```
MTB > %Vartest 'respon' 'perlakuan';
SUBC>   Confidence 95,0.
Executing from file: C:\PROGRAM FILES\MTBWIN\MACROS\Vartest.MAC
Macro is running ... please wait
```

Test for Equal Variances

```
Response     respon
Factors      perlakuan
ConfLvl      95,0000

Bartlett's Test (normal distribution)
Test Statistic: 0,652
P-Value       : 0,722
```

Berdasarkan hasil uji homogenitas sebelum transformasi di atas, maka dapat disimpulkan bahwa data sekunder kedua memenuhi asumsi homogenitas variansi. Data sekunder pertama memenuhi asumsi kehomogenan karena harga *P-Value* dari uji homogenitas variansi lebih besar dari tingkat signifikansinya = 0.05. Jadi data sekunder kedua sebelum transformasi tidak memenuhi asumsi kenormalan tetapi memenuhi asumsi homogenitas variansi.

Uji F (Sebelum Transformasi)

```
MTB > Twoway 'respon' 'kelompok' 'perlakuan'.
SUBC> Additive;
SUBC> Means 'perlakuan' 'blok';
```

Two-way ANOVA: respon versus kelompok; perlakuan

```
Analysis of Variance for respon
Source       DF        SS        MS        F        P
kelompok      9    71,477     7,942    11,74    0,000
perlakuan     2     3,286     1,643     2,43    0,116
Error        18    12,176     0,676
Total        29    86,939
```

Uji Friedman (Sebelum Transformasi)

```
MTB > Friedman 'respon' 'perlakuan' 'kelompok'.
```

Friedman Test: respon versus perlakuan; kelompok

```
Friedman test for respon by perlakuan blocked by kelompok
S = 7,80  DF = 2  P = 0,020
Grand median  =   7,0083
```

Data (Sebelum Transformasi).

```
MTB > print c1-c9
```

Data Display

Row	kelompok	perlakuan	respon
1	1	1	8,28
2	4	1	4,71
3	5	1	9,48
4	7	1	6,04
5	8	1	6,02
6	12	1	7,34
7	13	1	5,86
8	16	1	6,08
9	17	1	7,50
10	20	1	4,92
11	1	2	9,55
12	4	2	5,05
13	5	2	11,33
14	7	2	8,08
15	8	2	6,32
16	12	2	7,44
17	13	2	6,19
18	16	2	6,03
19	17	2	8,04
20	20	2	5,28
21	1	3	11,21
22	4	3	5,20
23	5	3	8,45
24	7	3	8,42
25	8	3	6,93
26	12	3	8,12
27	13	3	5,98
28	16	3	6,45
29	17	3	6,26
30	20	3	6,17

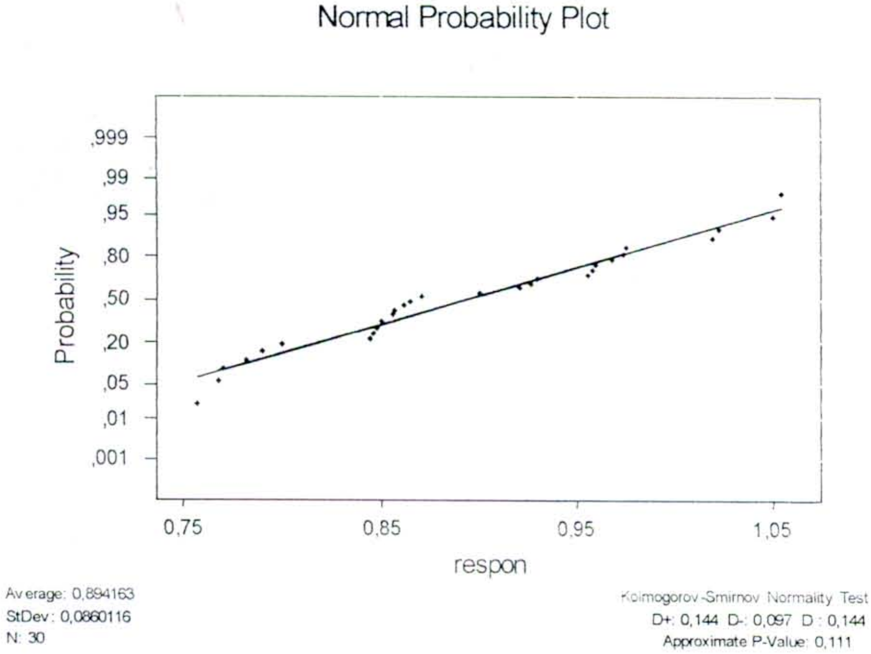
Transformasi (Logaritma)

Uji Kenormalan (Sesudah Transformasi)

```
MTB > %NormPlot 'respon';
```

```
SUBC>   Kstest.
Executing from file: C:\PROGRAM FILES\MTBWIN\MACROS\NormPlot.MAC
Macro is running ... please wait
```

Normal Prob Plot: respon



Berdasarkan hasil uji kenormalan sesudah transformasi di atas, maka dapat disimpulkan bahwa data sekunder kedua memenuhi asumsi kenormalan. Data sekunder kedua memenuhi asumsi kenormalan karena harga *P-Value* dari uji kenormalan lebih besar dari tingkat signifikansinya = 0.05 dan dari grafik *Normal Prob Plot* dapat dilihat bahwa pola pencaran titik-titik dalam plot hampir membentuk garis lurus.

Uji Homogenitas Variansi (Sesudah Transformasi).

```
MTB > %Vartest 'respon' 'perlakuan';
SUBC>   Confidence 95,0;
Executing from file: C:\PROGRAM FILES\MTBWIN\MACROS\Vartest.MAC
Macro is running ... please wait
```

Test for Equal Variances

```
Response     respon
Factors      perlakuan
ConfLvl      95,0000

Bartlett's Test (normal distribution)
Test Statistic: 0,208
P-Value       : 0,901
```

Berdasarkan hasil uji homogenitas sesudah transformasi di atas, maka dapat disimpulkan bahwa data sekunder kedua memenuhi asumsi homogenitas variansi. Data sekunder kedua memenuhi asumsi kehomogenan karena harga *P-Value* dari uji homogenitas variansi lebih besar dari tingkat signifikansinya = 0.05. Jadi data sekunder kedua sesudah transformasi memenuhi asumsi kenormalan dan asumsi homogenitas variansi.

Uji F (Sesudah Transformasi)

```
MTB > Twoway 'respon' 'perlakuan' 'blok' 'RESI2' 'FITS2';
SUBC> Additive;
SUBC> Means 'perlakuan' 'blok';
```

Two-way ANOVA: respon versus kelompok; perlakuan

```
Analysis of Variance for respon
Source       DF        SS        MS        F        P
kelompok      9   0,18194   0,02022    16,58    0,000
perlakuan     2   0,01065   0,00533     4,37    0,028
Error        18   0,02195   0,00122
Total        29   0,21454
```

Uji Friedman (Sesudah Transformasi)

```
MTB > Friedman 'respon' 'perlakuan' 'blok' 'RESI1' 'FITS1'.
```

Friedman Test: respon versus perlakuan; kelompok

```
Friedman test for respon by perlakuan blocked by blok
S = 7,80  DF = 2  P = 0,020
Grand median  =   7,0083
```

Data (Sesudah Transformasi).

```
MTB > print c1-c9
```

Data Display

Row	kelompok	perlakuan	respon
1	1	1	0,9676
2	4	1	0,7570
3	5	1	1,0200
4	7	1	0,8476
5	8	1	0,8460
6	12	1	0,9200
7	13	1	0,7680
8	16	1	0,8500
9	17	1	0,9290
10	20	1	0,7700
11	1	2	1,0230
12	4	2	0,7820
13	5	2	1,0540
14	7	2	0,9580
15	8	2	0,8645
16	12	2	0,9260
17	13	2	0,8567
18	16	2	0,8500
19	17	2	0,9560
20	20	2	0,8000
21	1	3	1,0500
22	4	3	0,7900
23	5	3	0,9750
24	7	3	0,9740
25	8	3	0,9000
26	12	3	0,9600
27	13	3	0,8440
28	16	3	0,8700
29	17	3	0,8610
30	20	3	0,8555

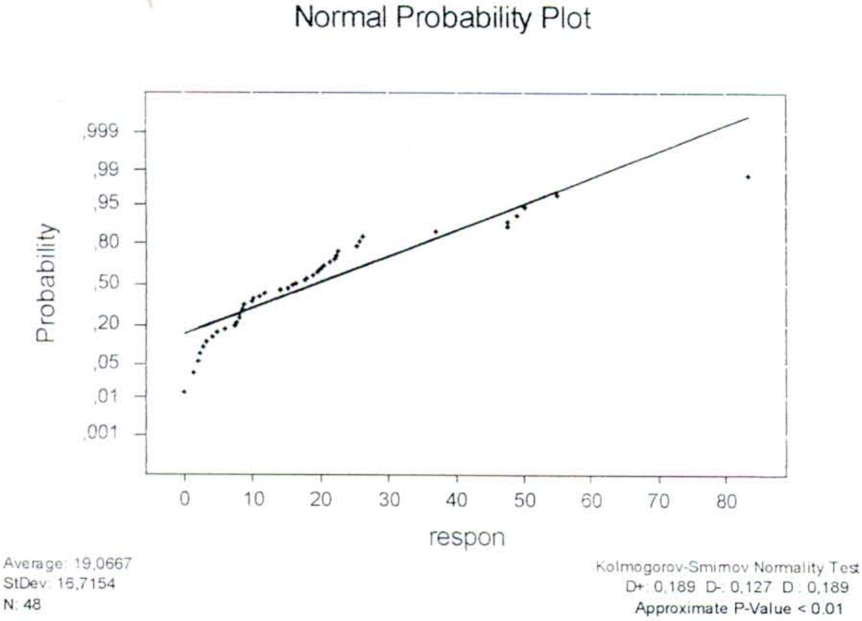
3. Data Ketiga

Uji Kenormalan (Sebelum Transformasi)

```
MTB > %NormPlot 'respon';
```

```
SUBC>   Kstest.
Executing from file: C:\PROGRAM FILES\MTBWIN\MACROS\NormPlot.MAC
Macro is running ... please wait
```

Normal Prob Plot: respon



Berdasarkan hasil uji kenormalan sebelum ditransformasi di atas, maka dapat disimpulkan bahwa data sekunder ketiga tidak memenuhi asumsi kenormalan. Data sekunder ketiga tidak memenuhi asumsi kenormalan karena harga *P-Value* dari uji kenormalan lebih kecil dari tingkat signifikansinya = 0.05 dan dari grafik *Normal Prob Plot* dapat dilihat bahwa pola pencaran titik-titik dalam plot tidak membentuk garis lurus.

Uji Homogenitas Variansi (Sebelum Transformasi)

```
MTB > %Vartest 'respon' 'perlakuan';
SUBC>   Confidence 95,0;
Executing from file: C:\PROGRAM FILES\MTBWIN\MACROS\Vartest.MAC
Macro is running ... please wait
```

Test for Equal Variances

```
Response    respon
Factors     perlakuan
ConfLvl     95,0000

Bartlett's Test (normal distribution)
Test Statistic: 31,003
P-Value       :  0,001
```

Berdasarkan hasil uji homogenitas sebelum transformasi di atas, maka dapat disimpulkan bahwa data sekunder ketiga tidak memenuhi asumsi homogenitas variansi. Data sekunder ketiga tidak memenuhi asumsi kehomogenan karena harga *P-Value* dari uji homogenitas variansi lebih kecil dari tingkat signifikansinya = 0.05. Jadi data sekunder ketiga sebelum transformasi tidak memenuhi asumsi kenormalan dan tidak memenuhi asumsi homogenitas variansi.

Uji F (Sebelum Transformasi)

```
MTB > Twoway 'respon' 'kelompok' 'perlakuan' 'RESI1' 'FITS1';
SUBC> Additive;
SUBC> Means 'kelompok' 'perlakuan'.
```

Two-way ANOVA: respon versus kelompok; perlakuan

Analysis of Variance for respon

Source	DF	SS	MS	F	P
kelompok	3	299	100	0,87	0,468
perlakuan	11	9033	821	7,13	0,000
Error	33	3800	115		
Total	47	13132			

Uji Friedman (Sebelum Transformasi)

```
MTB > Friedman 'respon' 'perlakuan' 'kelompok' 'RESI2' 'FITS2'.
```

Friedman Test: respon versus perlakuan; kelompok

```
Friedman test for respon by perlakuan blocked by kelompok
S = 33,13  DF = 11  P = 0,001
S = 33,18  DF = 11  P = 0,000 (adjusted for ties)
Grand median  =    16,93
```

Data (Sebelum Transformasi)

```
MTB > print c1-c9
```

Data Display

Row	kelompok	perlakuan	respon
1	1	1	11,8
2	2	1	6,1
3	3	1	22,6
4	4	1	4,1
5	1	2	13,8
6	2	2	15,8
7	3	2	37,1
8	4	2	22,1
9	1	3	21,3
10	2	3	22,3
11	3	3	19,8
12	4	3	49,0
13	1	4	83,3
14	2	4	25,3
15	3	4	55,1
16	4	4	47,6
17	1	5	8,8
18	2	5	8,1
19	3	5	2,1
20	4	5	10,0
21	1	6	26,2
22	2	6	19,5
23	3	6	17,8
24	4	6	20,3
25	1	7	20,4
26	2	7	8,5
27	3	7	8,2
28	4	7	4,8
29	1	8	50,2
30	2	8	47,7
31	3	8	16,4
32	4	8	25,8
33	1	9	2,2
34	2	9	3,3

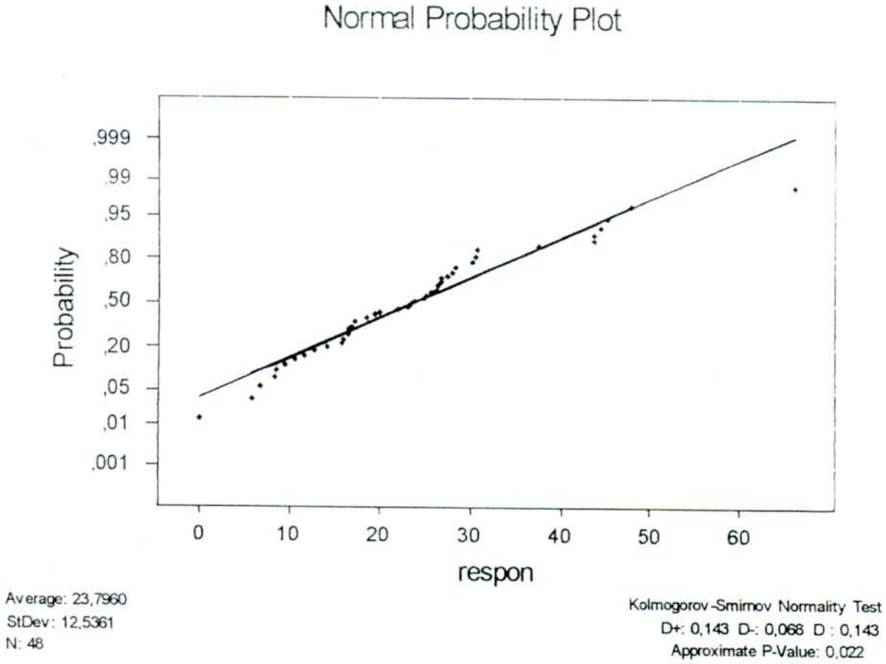
Row	kelompok	perlakuan	respon
35	3	9	11,1
36	4	9	2,7
37	1	10	8,8
38	2	10	7,6
39	3	10	6,0
40	4	10	7,4
41	1	11	1,4
42	2	11	15,3
43	3	11	10,2
44	4	11	0,0
45	1	12	25,8
46	2	12	22,6
47	3	12	17,9
48	4	12	14,0

Transformasi.

Uji kenormalan (Sesudah Transformasi)

```
MTB > %NormPlot 'respon';
SUBC>   Kstest.
Executing from file: C:\PROGRAM FILES\MTBWIN\MACROS\NormPlot.MAC
Macro is running ... please wait
```

Normal Prob Plot: respon



Berdasarkan hasil uji kenormalan di atas, maka dapat disimpulkan bahwa data sekunder ketiga sesudah transformasi tidak memenuhi asumsi kenormalan. Data sekunder ketiga tidak memenuhi asumsi kenormalan karena harga *P-Value* dari uji kenormalan lebih kecil dari tingkat signifikansinya = 0.05 dan dari grafik *Normal Prob Plot* dapat dilihat bahwa pola pencaran titik-titik dalam plot tidak membentuk garis lurus.

Uji Homogenitas Variansi (Sesudah Transformasi)

```
MTB > %Vartest 'respon' 'perlakuan';
SUBC>   Confidence 95,0;
```