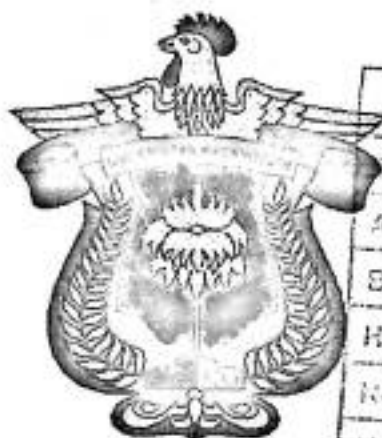


**PENANGANAN BEBERAPA PELANGGARAN ASUMSI
ANALISIS VARIANSI DALAM PERCOBAAN
SATU FAKTOR**

(Studi Kasus : Pengaruh Konsentrasi Effective Microorganism 4 (EM4) terhadap pertumbuhan dan mutu bibit tanaman mahoni dan pengaruh konsentrasi pupuk Mamigio NPK special terhadap pertumbuhan dan produksi tanaman cabai besar)



PERPUSTAKAAN UNIVERSITAS HASANUDDIN	
gl. Terima	B. 07. 07
Asal Data	MIPA
Bany. / No.	1 (satu)
Harus	Harus
No. 100	07 07 13. 138.
No. Kis	16317

Oleh :

Stevanus Gerson Polii

H12198020

**PROGRAM STUDI STATISTIKA
JURUSAN MATEMATIKA
FAKULTAS MATEMATIKA DAN ILMU PENGETAHUAN ALAM
UNIVERSITAS HASANUDDIN
MAKASSAR
2003**

**PENANGANAN BEBERAPA PELANGGARAN ASUMSI
ANALISIS VARIANSI DALAM PERCOBAAN
SATU FAKTOR**

(Studi Kasus : Pengaruh Konsentrasi Effective Microorganism 4 (EM4) terhadap pertumbuhan dan mutu bibit tanaman mahoni dan pengaruh konsentrasi pupuk Mamigio NPK special terhadap pertumbuhan dan produksi tanaman cabai besar)

SKRIPSI

*Untuk melengkapi tugas-tugas dan memenuhi
Syarat-syarat untuk memperoleh
Gelara Sarjana Statistika*

Oleh

Stevanus Gerson Polii

H12198020

PROGRAM STUDI STATISTIKA
JURUSAN MATEMATIKA
FAKULTAS MATEMATIKA DAN ILMU PENGETAHUAN ALAM
UNIVERSITAS HASANUDDIN
MAKASSAR

2003

**PENANGANAN BEBERAPA PELANGGARAN ASUMSI
ANALISIS VARIANSI DALAM PERCOBAAN
SATU FAKTOR**

(Studi Kasus : Pengaruh Konsentrasi Effective Microorganism 4 (EM4) terhadap pertumbuhan dan mutu bibit tanaman mahoni dan pengaruh konsentrasi pupuk Mamigio NPK special terhadap pertumbuhan dan produksi tanaman cabai besar)

Disetujui Oleh :

Pembimbing Utama



Dra. Nasrah Sirajang
NIP. 131802902

Pembimbing Pertama



Drs. Raupong, M.Si
NIP. 132050972

Pada tanggal, Agustus 2003

KATA PENGANTAR

Syalom!

Segala puji dan syukur penulis panjatkan kehadiran Allah Bapa Yang Maha Kuasa, Putera-Nya Yesus Kristus dan Roh Kudus yang telah memberikan talenta kepada penulis sehingga skripsi ini dapat terselesaikan, walaupun dalam bentuk yang sederhana.

Penulis menyadari dalam penulisan tugas akhir ini masih banyak terdapat kekurangan akibat kesalahan yang dapat terjadi terhadap segala upaya yang telah dilakukan. Sehubungan dengan itu, penulis akan sangat menghargai kritik dan saran terhadap upaya-upaya penyempurnaan di masa mendatang.

Dalam rangka penyelesaian skripsi ini, penulis telah mendapat banyak motivasi dan semangat yang sangat berharga dari banyak pihak. Untuk itulah pada kesempatan ini penulis ingin menyampaikan rasa hormat dan terima kasih yang setulus-tulusnya kepada semua pihak yang telah membantu penulis dalam menyelesaikan skripsi ini.

Akhir kata penulis berharap semoga tulisan sederhana ini dapat menjadi sumbangsih dan memperkaya khasanah ilmu pengetahuan.

Makassar, Agustus 2003

Penulis.



UCAPAN TERIMA KASIH

Penulis menyadari bahwa selama menjadi mahasiswa program studi Statistika jurusan Matematika FMIPA Universitas Hasanuddin telah banyak memperoleh bantuan baik materiil maupun bimbingan dan dorongan moril dari semua pihak hingga pembelajaran penulis selesai.

Oleh Karena itu melalui kesempatan ini, dengan segala kerendahan hati penulis menyampaikan rasa terima kasih dan penghargaan kepada semua pihak atas segala bantuan yang telah diberikan terutama kepada :

Ibu Dra. Nasrah Sirajang

Bapak Drs. Raupong, M.Si

Selaku Pembimbing Utama dan Pembimbing Pertama yang dengan sabar memberikan dorongan, semangat, pengertian dan membuka wawasan berpikir dalam menelaah masalah sejak awal penulisan hingga terealisasinya skripsi ini.

Ucapan terima kasih dan penghargaan yang teristimewa dengan segenap cinta dan hormat Ananda haturkan kepada Ayahanda Theo Polii dan Ibunda Wilhelmina Rajabarat yang hingga saat ini dan sejak dulu selalu bangga dengan apa yang telah Ananda lakukan dalam menjalani hidup. Mereka memberikan ide dan bukan paksaan dalam seluruh perjalanan hidup Ananda, dan inilah yang membuat Ananda berkembang tanpa sebuah beban. Cinta kasihnya tidak mungkin terbalaskan, mereka adalah sosok orang tua yang sempurna dalam hidup Ananda.

Selanjutnya penulis mengucapkan terima kasih dan penghargaan yang setinggi-tingginya kepada :

1. Bapak Drs. Nirwan Ilyas, M.Si., dan Bapak Drs. Muh. Zakir, M.Si., selaku Ketua dan Sekretaris Jurusan Matematika FMIPA Universitas Hasanuddin.
2. Bapak Drs. Diaraya, M.Si., dan Bapak Drs. Amir Kamal Amir, M.Sc., juga Bapak Drs. LaPodje Talangko selaku Ketua dan Sekretaris dan anggota panitia Ujian Sidang
3. Bapak Drs. Daeng Idris, M.Si., Bapak Amran, S.Si., Bapak Nurdin, S.Si. M.Si., dan Ibu Erna Tri Herdiani, S.Si., M.Si. yang pernah menjadi penasehat akademik penulis, atas dorongan dan nasehatnya.
4. Bapak dan Ibu Dosen Jurusan Matematika FMIPA Universitas Hasanuddin yang telah memberikan ilmunya yang tidak ternilai.
5. Ibu Anisa, S.Si dan Saudara Dedy Wotulo atas bukannya yang telah banyak memberikan masukan dalam skripsi ini.
6. Adik-adikku, Senly Glorian Polii, Tomi Gabriel Polii dan Aprilo Paskalis Polii yang senantiasa mendoakan penulis.
7. Maria Magdalena Fernandez, S.Si., Kartini S.Si, Nurjannah, dan Shinta Mayadewi S.H., terima kasih atas segala bantuan, semangat dan perhatiannya.
8. Teman-teman angkatan '98 program studi statistika, Ibrahim, Marwaty, S.Si., Marlina Doko, S.Si., L.M. Rahman B., Hastuti, S.Si., Arman S.Si., Rahmansyah, Astri Atti, S.Si., Verawaty Kuddus, S.Si., Rasmi Abdullah, S.Si., Arisal, Ronald Talumewo, Sukiman, Nur Arfiah, Yanti Dwi Indra

Wahyuni, S.Si., Tri Wahyuningsih, S.Si., Masrifah Nur, Hartina, S.Si., Fitriyah Hidayati, S.Si., dan Faika Kadriana Ishak, S.Si.,

9. Teman-teman angkatan '98 program studi matematika, Abraham, Rosnawaty, S.Si., Aspiah Basyir (alm.), Rinianti, Cherianni AK, S.Si, Fatihyah AK, Edy Akbar, Frans Dedi P., Rahmatiah, Wahyuni Anwar, Hernita Razak, S.Si., Andi Hendra, S.Si., A. Wahidah AK, S.Si., Robiatul Adawiyah, Muh Asly, S.Si., Darnah, S.Si., Kamariah, S.Si., Asrawarsita, La Iwan, Lukman Syafie' S.Si., Kasbawaty, S.Si,
10. Seluruh warga Himatika FMIPA Universitas Hasanuddin, atas segala bantuannya.
11. Teman-teman di KMK FMIPA Universitas Hasanuddin, Mudika Basis St. Agustinus, *Seraphim Choir* dan *All Crew Palangi*' atas kekompakan dan kebersamaan yang telah tercipta.
12. Teman-teman anggota Paduan Suara Mahasiswa Universitas Hasanuddin, atas kebersamaannya.

Dan semua teman-teman yang tidak dapat disebut satu per satu , terima kasih atas segala bantuannya.

Semoga Tuhan Yang Maha Kuasa senantiasa memberikan imbalan yang berlipat ganda kepada semua pihak yang telah memberikan bantuan dalam penyelesaian skripsi ini dan semoga segalanya akan menjadi arti yang sangat besar bagi kebersamaan yang luar biasa.

Amin

ABSTRAK

Dalam melakukan analisis variansi untuk menganalisis suatu hasil percobaan atau penelitian dalam bentuk rancangan percobaan, asumsi-asumsi yang mendasari analisis variansi haruslah terpenuhi. Bila salah satu atau lebih asumsi dasar analisis variansi tidak terpenuhi maka dapat menyebabkan peluang ditolaknya hipotesis nol padahal hipotesis nol mempunyai peluang benar lebih besar.

Untuk mengatasi hal ini dapat dilakukan transformasi pada data suatu rancangan, tetapi jika telah dilakukan berbagai upaya transformasi data tetap menunjukkan tidak terpenuhinya salah satu atau lebih asumsi analisis variansi maka alternatif lain yang dapat digunakan untuk menganalisis data suatu rancangan percobaan adalah dengan metode non parametrik.

ABSTRACT

In the way to analyze an experiment or research of an experiment design, the basic assumptions of Analysis Of Variance has to satisfied. When it doesn't satisfied, either one or more, then the rejection of null hypothesis may occur, even the null hypothesis have bigger probability to be true.

Data transformation can overcome these condition, but if it still not satisfied the basic assumptions of Analysis Of Variance, then non parametric method is other alternative to analyze data of an experiment design.

DAFTAR ISI

KATA PENGANTAR.....	i
UCAPAN TERIMA KASIH.....	ii
ABSTRAK.....	v
DAFTAR ISI.....	vii
BAB I PENDAHULUAN.....	1
1.1 Latar Belakang.....	1
1.2 Batasan dan Rumusan Masalah.....	2
1.3 Tujuan Penulisan.....	2
1.4 Sistematika Penulisan.....	3
BAB II TINJAUAN PUSTAKA.....	4
2.1 Prinsip Dasar Percobaan.....	4
2.2 Percobaan Satu Faktor.....	8
2.2.1 Rancangan Acak Lengkap.....	9
2.2.2 Rancangan Acak Kelompok Lengkap.....	10
2.3 Asumsi-asumsi Analisis Variansi.....	18

BAB	III	METODE ANALISIS.....	21
	3.1	Sumber Data.....	21
	3.2	Penanganan Terhadap Beberapa Pelanggaran Asumsi Analisis Variansi.....	22
	3.2.1	Pengujian Asumsi.....	22
	3.2.2	Penanganan Data Terhadap Pelanggaran Asumsi.....	23
	3.2.3	Metode Non Parametrik.....	24
BAB	IV	HASIL DAN PEMBAHASAN.....	28
	4.1	Rancangan Acak Lengkap.....	28
	4.1.1	Pengujian Asumsi Kenormalan.....	29
BAB	V	PENUTUP.....	37
	5.1	Kesimpulan.....	37
	5.2	Saran.....	38
		DAFTAR PUSTAKA.....	39
		Lampiran-lampiran	

BAB I

PENDAHULUAN

1.1 Latar Belakang

Rancangan percobaan dan analisis statistika dari suatu data adalah dua aspek yang berhubungan erat, dimana metode analisis statistika sangat bergantung dari model rancangannya.

Suatu metode yang sering digunakan untuk menganalisis hasil percobaan adalah analisis variansi. Analisis ini bersendikan pada pemecahan variansi dari semua observasi menjadi bagian-bagian yang masing-masing mengukur variabilitas yang disebabkan oleh berbagai sumber penyebab. Misalnya variasi internal dari beberapa populasi, variasi dari suatu populasi dengan populasi yang lain dan sebagainya.

Dalam melakukan analisis hasil percobaan atau penelitian dengan analisis variansi, asumsi-asumsi yang mendasari analisis variansi haruslah terpenuhi, dimana jika tidak terpenuhinya asumsi analisis variansi akan mengakibatkan peluang ditolaknya hipotesis nol padahal hipotesis itu benar lebih besar atau akan menyebabkan kekeliruan tipe I (α) dalam hal pengambilan keputusan.

Untuk itulah penulis ingin mengkaji dan menuangkannya ke dalam bentuk skripsi sebagai keperluan tugas akhir dengan judul :

“ PENANGANAN BEBERAPA PELANGGARAN ASUMSI ANALISIS VARIANSI DALAM PERCOBAAN SATU FAKTOR (*Studi kasus Pengaruh Konsentrasi Effective Microorganism 4 (EM4) terhadap pertumbuhan dan mutu bibit tanaman mahoni dan pengaruh konsentrasi pupuk Mamigio NPK special terhadap pertumbuhan dan produksi tanaman cabai besar*)

1.2 Batasan dan Rumusan Masalah

Dalam pembahasan selanjutnya, masalah dibatasi pada penanganan asumsi pelanggaran asumsi kenormalan dan kehomogenan variansi dalam percobaan-percobaan satu faktor yang diterapkan pada Rancangan Acak Lengkap dan Rancangan Acak Kelompok.

1.3 Tujuan Penulisan

Tujuan dari penulisan skripsi ini adalah untuk memberikan penjelasan tentang penanganan pelanggaran asumsi analisis variansi dalam percobaan satu faktor yaitu asumsi kenormalan dan kehomogenan variansi.

1.4 Sistematika Penulisan

Adapun sistematika penulisan tugas akhir ini adalah :

- BAB I : Pendahuluan
Berisi latar belakang, tujuan penulisan dan batasan dan rumusan masalah
- BAB II : Tinjauan Pustaka
Berisi teori-teori penunjang yang berhubungan dengan tugas akhir
- BAB III : Metode Analisis
Berisi sumber data dan penanganan beberapa pelanggaran asumsi analisis variansi yaitu asumsi kenormalan dan kehomogenan variansi
- BAB IV : Hasil dan Pembahasan
- BAB V : Penutup
Berisi kesimpulan dan saran.

Daftar Pustaka.

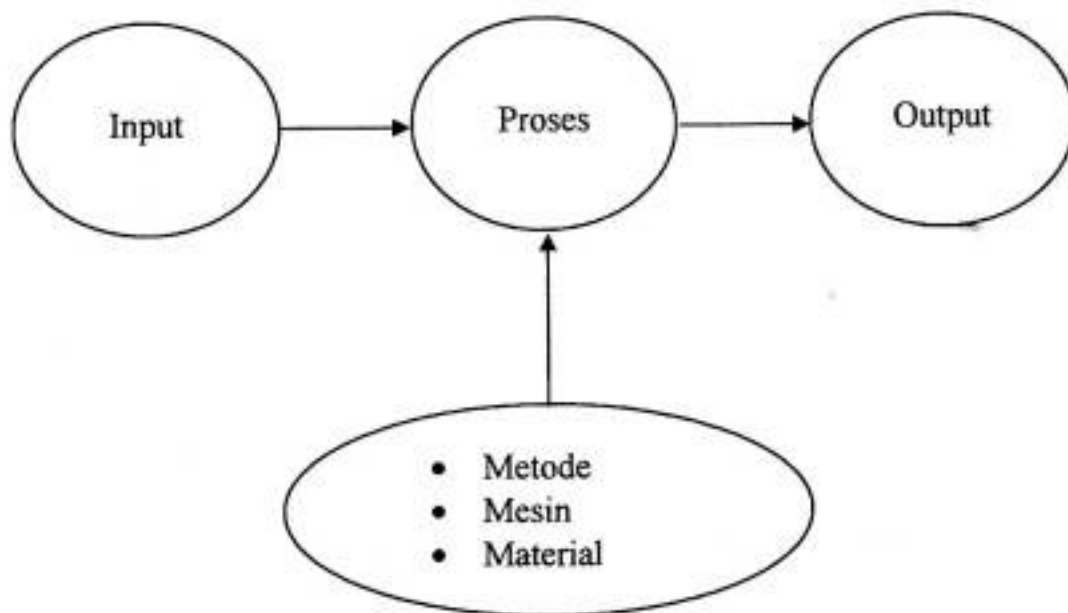
Lampiran.

BAB II

TINJAUAN PUSTAKA

2.1 Prinsip Dasar Percobaan

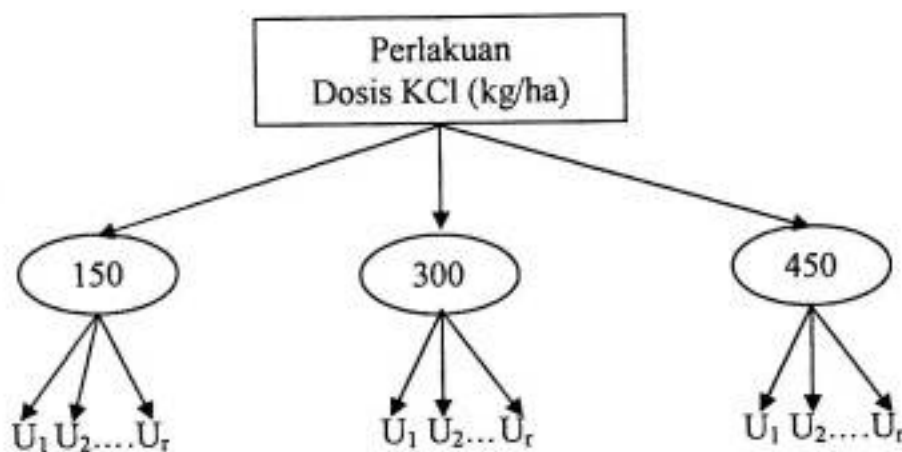
Perancangan percobaan adalah suatu uji atau sederetan uji, baik itu menggunakan statistika deskripsi maupun statistika inferensia, yang bertujuan untuk mengubah peubah input menjadi suatu output yang merupakan respon dari percobaan tersebut. Adapun ilustrasinya dapat dibuat sebagai berikut :



Dalam suatu perancangan percobaan, data yang dianalisis statistika dikatakan sah atau valid apabila data tersebut diperoleh dari suatu percobaan yang memenuhi tiga prinsip dasar yaitu :

1. Harus ada ulangan, yaitu pengalokasian suatu perlakuan tertentu terhadap beberapa unit percobaan pada kondisi yang seragam. Misalnya suatu percobaan pemberian pupuk KCl dengan tiga dosis yang berbeda 150 kg/ha, 300 kg/ha dan 450 kg/ha. Masing-masing dosis KCl tersebut diterapkan pada r unit percobaan.

Ilustrasinya sebagai berikut :



Pengulangan bertujuan untuk :

- a. Menduga ragam dari galat percobaan
- b. Menduga ragam galat baku (*standard error*) dari rata-rata perlakuan
- c. Meningkatkan ketepatan percobaan
- d. Memperluas presisi kesimpulan percobaan yaitu melalui pemilihan dan penggunaan satuan-satuan percobaan yang lebih bervariasi.

2. Pengacakan, yaitu setiap unit percobaan harus memiliki peluang yang sama untuk diberi suatu perlakuan tertentu. Pengacakan perlakuan pada unit-unit percobaan dapat menggunakan tabel bilangan acak, sistem lotere secara manual atau dapat juga menggunakan komputer.
3. Pengendalian lingkungan (*local control*), yaitu usaha untuk mengendalikan keragaman yang muncul akibat keheterogenan kondisi lingkungan. Usaha-usaha pengendalian lingkungan yang dapat dilakukan yaitu dengan melakukan pengelompokan (*blocking*) satu arah, dua arah maupun multi arah. Pengelompokan dikatakan baik jika keragaman di dalam kelompok lebih kecil dibandingkan dengan keragaman antar kelompok. Pembuatan kelompok biasanya didasarkan pada kondisi atau karakteristik obyek perlakuan yang digunakan dengan syarat kelompok tidak berinteraksi dengan perlakuan. Tujuan dari pengelompokan adalah untuk mereduksi pengaruh dari peubah-peubah yang tak terkendali.

Suatu rancangan percobaan merupakan satu kesatuan antara rancangan perlakuan, rancangan lingkungan dan rancangan pengukuran. Rancangan perlakuan merupakan rancangan yang berkaitan dengan bagaimana perlakuan-perlakuan tersebut dibentuk. Komposisi dari suatu perlakuan dapat dibentuk dari satu faktor, dua faktor atau lebih. Penyusunan perlakuan sangat bergantung pada fokus dari penelitian yang akan dilakukan. Rancangan lingkungan merupakan rancangan yang berkaitan dengan bagaimana perlakuan-perlakuan tersebut ditempatkan pada unit-unit

percobaan. Penempatan perlakuan pada unit percobaan dapat diacak secara langsung terhadap seluruh unit percobaan atau bias juga diacak pada setiap blok-blok percobaan. Pemilihan metode pengacakan ini didasarkan pada kondisi dari unit-unit percobaan yang digunakan dalam penelitian. Rancangan pengukuran merupakan rancangan yang membicarakan tentang bagaimana respon percobaan diambil dari unit-unit percobaan yang diteliti. Misalnya pengukuran luas permukaan daun dari suatu tanaman, untuk memperoleh ukuran luas permukaan daun diperlukan suatu teknik pengukuran yang bisa dipertahankan secara umum. Salah satu cara yang mungkin dilakukan yaitu dengan menggunakan kertas milimeter dimana sketsa daun dipetakan pada kertas milimeter kemudian dihitung jumlah kotak yang tersarang dalam kotak tersebut. Secara garis besar, rancangan percobaan dapat diklasifikasikan sebagai berikut :

1. Rancangan Perlakuan

a. Satu Faktor

b. Dua Faktor

- Faktorial
 - Bersilang
 - Tersarang
- Split blok
- Split plot

c. Tiga Faktor atau lebih

- Faktorial
 - Bersilang
 - Tersarang
 - Campuran (bersilang sebagian dan tersarang sebagian)
- Split-split plot
- Split-split blok

2. Rancangan Lingkungan

- Rancangan Acak Lengkap
- Rancangan Acak Kelompok
- Rancangan Bujur Sangkar Latin
- Rancangan Lattice

2.2 Percobaan Satu Faktor

Suatu percobaan yang dirancang dengan hanya melibatkan satu faktor dengan beberapa taraf perlakuan disebut dengan percobaan satu faktor. Rancangan ini pada dasarnya menjaga kondisi faktor-faktor lain dalam kondisi tetap. Sebagai contoh percobaan yang hanya melibatkan satu faktor sebagai perlakuan yaitu: (1) percobaan daya hasil dari beberapa varietas padi, (2) percobaan pemupukan dengan berbagai

variasi dosis yang hanya melibatkan satu unsur pupuk dan (3) percobaan berbagai ukuran kepadatan tanaman.

Percobaan satu faktor dapat diterapkan pada Rancangan Acak Lengkap (RAL), Rancangan Acak Kelompok (RAK) dan Rancangan Bujur Sangkar Latin (RBSL), tergantung dari kondisi percobaan yang digunakan.

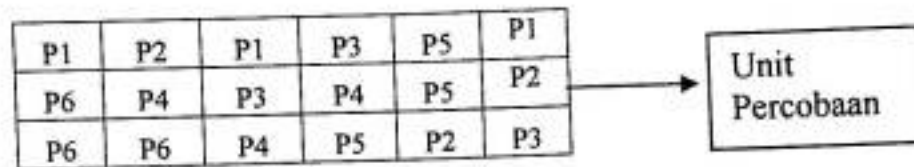
2.2.1 Rancangan Acak Lengkap (*Completely Randomize Design*)

Penerapan percobaan satu faktor dalam rancangan acak lengkap biasanya digunakan jika kondisi unit percobaan yang digunakan relatif homogen. Pada umumnya percobaan yang dilakukan di laboratorium, kehomogenan unit biasanya sulit dipenuhi sehingga rancangan ini jarang digunakan. Selain itu percobaan yang melibatkan unit percobaan yang cukup besar juga jarang sekali menggunakan rancangan acak lengkap. Hal ini terjadi karena sulit sekali untuk mengumpulkan unit percobaan yang homogen dalam jumlah besar serta pengacakan perlakuan menjadi sangat tidak efisien.

2.2.1.1 Pengacakan dan bagan percobaan

Misalnya suatu percobaan dengan enam buah perlakuan (P1, P2, P3, P4, P5, P6) dan setiap perlakuan diulang selama tiga kali. Dengan demikian unit percobaan yang dilibatkan sebanyak $3 \times 6 = 18$ unit percobaan.

Sehingga bagan percobaannya dapat digambarkan sebagai berikut :



Tabulasi datanya dapat disajikan sebai berikut :

Ulangan	Perlakuan						Total Keseluruhan
	P1	P2	P3	P4	P5	P6	
1	Y_{11}	Y_{21}	Y_{31}	Y_{41}	Y_{51}	Y_{61}	
2	Y_{12}	Y_{22}	Y_{32}	Y_{42}	Y_{52}	Y_{62}	
3	Y_{13}	Y_{23}	Y_{33}	Y_{43}	Y_{53}	Y_{63}	
Total Perlakuan (Y_i)	$Y_{.1}$	$Y_{.2}$	$Y_{.3}$	$Y_{.4}$	$Y_{.5}$	$Y_{.6}$	$Y_{..}$

2.2.1.2 Model Linear dan penguraian keragaman total

Model Linear aditif secara umum dari rancangan satu factor dengan rancangan acak lengkap dapat dibedakan menjadi dua, yaitu model tetap dan model acak. Model tetap merupakan model dimana perlakuan-perlakuan yang digunakan dalam percobaan berasal dari populasi yang terbatas dan pemilihan perlakuannya ditentukan secara langsung oleh si peneliti. Kesimpulan dari model tetap hanya terbatas pada perlakuan-perlakuan yang dicobakan saja dan tidak bisa digeneralisasikan. Sedangkan model acak merupakan model dimana perlakuan-perlakuan yang dicobakan merupakan contoh acak dari populasi perlakuan.

Kesimpulan yang diperoleh dari model acak berlaku secara umum untuk seluruh populasi perlakuan.

Bentuk umum dari model linear aditif dapat dituliskan sebagai berikut :

$$Y_{ij} = \mu + \tau_i + \varepsilon_{ij}, \quad i = 1, 2, \dots, t \text{ dan } j = 1, 2, \dots, r$$

dimana :

Y_{ij} = Pengamatan perlakuan ke-i dan ulangan ke-j

μ = Rataan umum

τ_i = Pengaruh perlakuan ke-i

ε_{ij} = Pengaruh pada perlakuan ke-i dan ulangan ke-j.

Hipotesis yang akan diuji adalah:

$H_0 : \tau_1 = \dots = \tau_t = 0$ (Perlakuan tidak berpengaruh terhadap respon yang
Diamati)

H_1 : Paling sedikit ada satu i dimana $\tau_i \neq 0$

Atau,

$H_0 : \mu_1 = \dots = \mu_t$ (Semua perlakuan memberi respon yang sama)

H_1 : Paling sedikit ada sepasang perlakuan (i, i') dimana $\mu_i \neq \mu_{i'}$

Sedangkan struktur tabel analisis variansinya adalah sebagai berikut :

Sumber keragaman	derajat bebas(DB)	Jumlah Kuadrat (JK)	Kuadrat Tengah (KT)	F-hitung
Ulangan sama $r_1=r_2=\dots=r_t=r$				
Perlakuan	t-1	JKP	KTP	KTP/KTG
Galat	t(r-1)	JKG	KTG	
Total	tr-1	JKT		
Ulangan Tidak sama $r_1 \neq r_2 \neq \dots \neq r_t$				
Perlakuan	t-1	JKP	KTP	KTP/KTG
Galat	$\Sigma (r_i-1)$	JKG	KTG	
Total	Σr_i-1	JKT		

Rumus untuk menghitung jumlah kuadrat dibedakan menjadi dua yaitu untuk percobaan dengan ulangan setiap perlakuan tidak sama dan ulangan setiap perlakuan tidak sama. Untuk percobaan dengan ulangan setiap perlakuan sama dapat dirumuskan sebagai berikut :

FK = Faktor Koreksi

$$FK = \frac{Y^2}{tr}$$

JKT = Jumlah Kuadrat Total

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

JKP = Jumlah Kuadrat Perlakuan

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

JKG = Jumlah Kuadrat Galat

$$JKG = \sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^{r_i} (Y_{ij} - \bar{Y}_i - \bar{Y}_{.j} + \bar{Y})^2 = JKT - JKP$$

Sedangkan untuk percobaan dengan ulangan setiap perlakuan tidak sama, perhitungannya agak sedikit berbeda yaitu :

FK = Faktor Koreksi

$$FK = \frac{Y^2}{\sum_{i=1}^I r_i}$$

JKT = Jumlah Kuadrat Total

$$JKT = \sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^{r_i} (Y_{ij} - \bar{Y}_{..})^2 = \sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^{r_i} Y_{ij}^2 - FK$$

JKP = Jumlah Kuadrat Perlakuan

$$JKP = \sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^{r_i} (\bar{Y}_i - \bar{Y}_{..})^2 = \sum_{i=1}^I r_i \bar{Y}_i^2 - FK = \sum \frac{Y_i^2}{r_i} - FK$$

JKG = Jumlah Kuadrat Galat

$$JKG = \sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^{r_i} (Y_{ij} - \bar{Y}_i)^2 = JKT - JKP$$

Pengujian hipotesis :

Statistik uji $F_{hitung} = \text{KTP}/\text{KTG}$ mengikuti sebaran F dengan derajat bebas pembilang sebesar $t-1$ dan derajat bebas penyebut sebesar $t(r-1)$. Dengan demikian jika nilai F_{hitung} lebih besar dari $F_{\alpha, db1, db2}$ maka hipotesis nol ditolak dan berlaku sebaliknya. Penolakan hipotesis nol berimplikasi bahwa perlakuan yang diberikan terhadap unit-unit percobaan memberikan pengaruh yang nyata terhadap respon percobaan yang diamati.

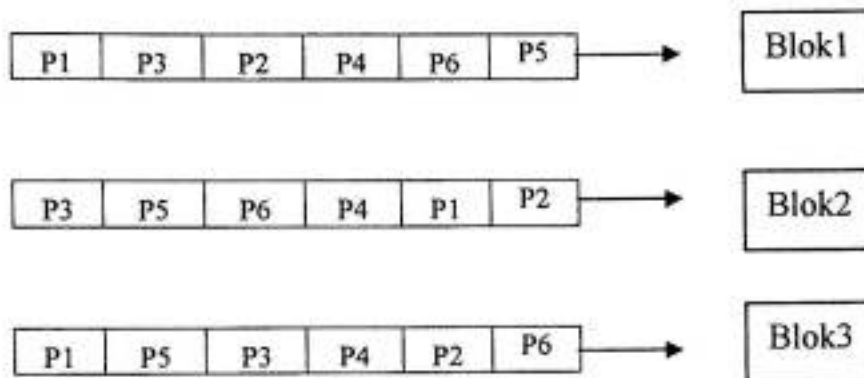
2.2.2 Rancangan Acak Kelompok Lengkap (*Randomize Complete Block Design*)

Rancangan acak kelompok sangat baik digunakan jika keheterogenan unit percobaan berasal dari satu sumber keragaman. Sebagai contoh, percobaan yang dilakukan pada lahan yang miring, percobaan yang dilakukan pada hari yang berbeda dan banyak lagi kondisi-kondisi yang lainnya.

2.2.2.1 Pengacakan dan bagan percobaan

Misalnya suatu percobaan dengan enam buah perlakuan (P1, P2, P3, P4, P5, P6) dan setiap perlakuan diulang dalam tiga kelompok atau blok. Dengan demikian unit percobaan yang dilibatkan sebanyak 6 unit pada setiap blok sehingga secara keseluruhan dibutuhkan $3 \times 6 = 18$ unit percobaan.

Sehingga salah satu bagan percobaannya dapat digambarkan sebagai berikut :



Tabulasi datanya dapat disajikan sebagai berikut :

Blok	Perlakuan						Total Blok ($Y_{.k}$)
	P1	P2	P3	P4	P5	P6	
1	Y_{11}	Y_{21}	Y_{31}	Y_{41}	Y_{51}	Y_{61}	$Y_{.1}$
2	Y_{12}	Y_{22}	Y_{32}	Y_{42}	Y_{52}	Y_{62}	$Y_{.2}$
3	Y_{13}	Y_{23}	Y_{33}	Y_{43}	Y_{53}	Y_{63}	$Y_{.3}$
Total Perlakuan ($Y_{i.}$)	$Y_{1.}$	$Y_{2.}$	$Y_{3.}$	$Y_{4.}$	$Y_{5.}$	$Y_{6.}$	Total Keseluruhan ($Y_{..}$)

2.2.2.2 Model Linear dan Tabel Analisis Variansi

Model Linear aditif secara umum dari rancangan satu faktor dengan rancangan acak kelompok dapat dituliskan sebagai berikut :

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

$$i = 1, 2, \dots, t \text{ dan } j = 1, 2, \dots, b$$

dimana :

Y_{ij} = Pengamatan perlakuan ke-i dan kelompok ke-j

μ = Rataan umum

τ_i = Pengaruh perlakuan ke-i

β_j = Pengaruh kelompok ke j

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

Hipotesis yang dapat diuji dari rancangan tersebut yaitu pengaruh perlakuan dan pengaruh pengelompokan. Bentuk hipotesisnya adalah sebagai berikut :

Pengaruh perlakuan :

$H_0 : \tau_1 = \dots = \tau_i = 0$ (Perlakuan tidak berpengaruh terhadap respon yang
Diamati)

H_1 : Paling sedikit ada satu i dimana $\tau_i \neq 0$

Pengaruh pengelompokan :

$H_0 : \beta_1 = \dots = \beta_b = 0$ (kelompok tidak berpengaruh terhadap respon yang
diamati)

H_1 : Paling sedikit ada satu j dimana $\beta_j \neq 0$.

Sedangkan untuk struktur tabel analisis variansinya adalah sebagai berikut :

Sumber Keragaman	Derajat Bebas (DB)	Jumlah Kuadrat (JK)	Kuadrat Tengah (KT)	F-Hitung
Perlakuan	$t - 1$	JKP	KTP	KTP/KTG
Kelompok	$b - 1$	JKK	KTK	KTK/KTG
Galat	$(t-1)(b-1)$	JKG	KTG	
Total	$tb-1$	JKT		

Langkah-langkah perhitungannya dapat diuraikan sebagai berikut :

FK = Faktor Koreksi

$$FK = \frac{Y^2}{tb}$$

JKT = Jumlah Kuadrat Total

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

JKP = Jumlah Kuadrat Perlakuan

$$JKP = \sum_{i=1}^t \sum_{j=1}^b (\bar{Y}_{i.} - \bar{Y}_{..})^2 = \sum \frac{Y_{i.}^2}{r} - FK$$

JKK = Jumlah Kuadrat Kelompok

$$JKK = \sum_{i=1}^t \sum_{j=1}^b (\bar{Y}_{.j} - \bar{Y}_{..})^2 = \sum \frac{Y_{.j}^2}{t} - FK$$

JKG = Jumlah Kuadrat Galat

$$JKG = \sum_{i=1}^t \sum_{j=1}^b (y_{ij} - \bar{y}_i - \bar{y}_j + \bar{y})^2 = JKT - JKP - JKK$$

Pengujian Hipotesis :

- Pengaruh Perlakuan

$F_{hitung} = KTP/KTG$ mengikuti sebaran F dengan derajat bebas pembilang sebesar $t - 1$ dan derajat bebas penyebut sebesar $(t-1)(b-1)$. Jika nilai F_{hitung} lebih besar dari $F_{\alpha, db1, db2}$ maka hipotesis nol ditolak dan berlaku sebaliknya.

- Pengaruh Pengelompokan

$F_{hitung} = KTK/KTG$ mengikuti sebaran F dengan derajat bebas pembilang sebesar $b - 1$ dan derajat bebas penyebut sebesar $(t-1)(b-1)$. Jika nilai F_{hitung} lebih besar dari $F_{\alpha, db1, db2}$ maka hipotesis nol ditolak dan berlaku sebaliknya.

2.3 Asumsi-asumsi Analisis Variansi.

Asumsi-asumsi yang mendasari analisis variansi yang perlu diperhatikan agar pengujian menjadi sah adalah :

- a. Pengaruh perlakuan dan pengaruh lingkungan bersifat aditif.

Misalnya dalam suatu percobaan dengan menggunakan rancangan acak kelompok. Pengamatan Y_{ij} pada perlakuan ke- i dari kelompok ke- j dinyatakan sebagai berikut :

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

dengan μ adalah nilai tengah umum, τ_i adalah pengaruh perlakuan ke- i , β_j adalah pengaruh kelompok ke- j dan ε_{ij} adalah pengaruh galat percobaan pada kelompok ke- j yang memperoleh perlakuan ke- i . Disini, komponen-komponen μ , τ_i , β_j dan ε_{ij} harus bersifat aditif. Bersifat aditif artinya bersifat dapat dijumlahkan sesuai dengan model di atas, yaitu Y_{ij} merupakan hasil penjumlahan dari μ , τ_i , β_j dan ε_{ij} . Untuk setiap rancangan percobaan mempunyai model matematika yang disebut model linear aditif.

- b. Galat percobaan memiliki variansi yang homogen

Misalnya dalam rancangan acak lengkap, komponen galat yang berasal dari perlakuan harus menduga ragam populasi yang sama. Keheterogenan variansi galat dapat mengakibatkan respon yang erotik dari beberapa perlakuan tertentu.

c. Galat percobaan saling bebas

Ini berarti peluang bahwa galat dari salah satu pengamatan yang mempunyai nilai tertentu haruslah tidak bergantung dari nilai-nilai galat untuk pengamatan yang lain. Atau dapat dikatakan bahwa tidak ada korelasi antar galat. Jika galat percobaan tidak saling bebas maka akan mengakibatkan uji nyata yang dilakukan dapat mengecoh.

d. Galat percobaan menyebar normal

Asumsi ini berlaku terutama untuk uji-uji nyata (pengujian hipotesis), dan tidak diperlukan pada pendugaaan komponen variansi.. Jika galat percobaan ternyata menjulur, komponen galat dari perlakuan cenderung merupakan fungsi nilai tengah perlakuan. Ini akan mengakibatkan variansi yang tidak homogen. Jika hubungan fungsional diketahui, maka transformasi ditentukan sehingga akan membuat analisis variansi dapat dilakukan pada data transformasi.

BAB III

METODE ANALISIS

3.1 Sumber Data

Data yang digunakan sebagai contoh penanganan terhadap pelanggaran asumsi kenormalan dan kehomogenitas variansi adalah data hasil penelitian dalam bentuk rancangan satu faktor yaitu :

1. Data yang berbentuk rancangan acak lengkap yaitu data yang diperoleh dari skripsi karya **Yulianti Siampa, Fakultas Pertanian dan Kehutanan, Universitas Hasanuddin** yang berjudul **“Pengaruh Konsentrasi Effective Microorganism 4 (EM4) Terhadap Pertumbuhan dan Mutu bibit Mahoni (Swietenia Macrophylla King)”**.
2. Data yang berbentuk rancangan acak kelompok yaitu data yang diperoleh dari skripsi karya **Sudarmi, Fakultas Pertanian dan Kehutanan, Universitas Hasanuddin** yang berjudul **“Pengaruh Konsentrasi Pupuk Mamigio NPK Spesial Terhadap Pertumbuhan dan Produksi Cabai Besar (Capsium Anuum L.)”**.

3.2 Penanganan Terhadap Beberapa Pelanggaran Asumsi Analisis Variansi

3.2.1 Pengujian Asumsi.

a. Pengujian Kenormalan Data

Pengujian kenormalan data digunakan Uji Kolmogorov-Smirnov dengan Minitab. Pengujian hipotesisnya adalah :

H_0 : Data menyebar Normal

H_1 : Data tidak menyebar normal

Dengan kriteria pengambilan keputusannya adalah : Jika $p\text{-value} > \alpha = 0,05$ maka H_0 diterima artinya data menyebar normal dan jika $p\text{-value} < \alpha = 0,05$ maka H_0 akan ditolak artinya data tidak menyebar normal.

b. Pengujian Asumsi Kehomogenan Variansi

Uji formal yang dapat digunakan untuk pengujian kehomogenan variansi galat adalah dengan uji Bartlett.

Hipotesis yang akan diuji adalah :

$$H_0 : \sigma^2_1 = \sigma^2_2 = \dots = \sigma^2_k$$

H_1 : Paling sedikit satu dari variansi tidak sama.

Prosedur pada uji Bartlett ini menggunakan pendekatan sebaran *Chi*-kuadrat dengan $(k - 1)$ derajat bebas.

Statistik ujinya adalah :

$$\chi^2 = 2,3026 \left\{ \left(\sum_i (r_i - 1) \right) \log(s^2) - \sum_i (r_i - 1) \log(s_i^2) \right\}$$

$$s_i^2 = \frac{\sum_j (y_{ij} - \bar{y})^2}{r_i - 1}$$

$$s^2 = \frac{\sum_i (n_i - 1) s_i^2}{N - 1}$$

Apabila $\chi^2 < \chi^2_{\alpha, k-1}$ maka akan diterima H_0 artinya kehomogenan variansi galat percobaan dapat dipenuhi, jika sebaliknya kita akan menolak H_0 .

3.2.2 Penanganan Data Terhadap Pelanggaran Asumsi

Jika asumsi pokok dalam analisis variansi tidak terpenuhi, salah satu jalan keluar untuk mengatasi hal ini adalah melalui transformasi data. Melalui transformasi diharapkan kestabilan variansi akan terpenuhi sehingga proses pengujian dapat mendekati kesahihan.

a. Transformasi logaritma.

Hal yang harus diperhatikan dalam penggunaan transformasi logaritma adalah memeriksa apakah data yang bernilai kurang dari 10, jika ada data yang nilainya kurang dari 10, maka digunakan transformasi logaritma $\log(Y + 1)$. Jika tidak, digunakanlah transformasi $\log(Y)$.

b. Transformasi akar kuadrat.

Transformasi ini biasanya digunakan untuk data yang mengandung semua nilai-nilai yang kecil, misalnya data yang diperoleh melalui perhitungan kejadian-kejadian yang jarang. Jika sebagian besar data bernilai kecil, khususnya bila 0, maka transformasi yang digunakan adalah $(Y + \frac{1}{2})^{1/2}$.

c. Transformasi arcsin

Transformasi ini cocok digunakan pada data proporsi atau data persentase yang diturunkan dari nisbah jumlah data, misalnya persentase tanaman yang mati dalam suatu perlakuan tertentu merupakan data yang diturunkan dari nisbah banyaknya tanaman yang mati terhadap jumlah seluruh tanaman yang diamati.

3.2.3 Metode Non Parametrik

Jika asumsi kenormalan dan asumsi lainnya tidak terpenuhi atau sukar untuk dipenuhi walaupun berbagai upaya transformasi data telah dilakukan, maka dapat digunakan prosedur alternatif selain uji F pada analisis variansi. Prosedur yang dapat digunakan adalah metode non parametrik, karena metode ini tidak memperhatikan bentuk sebaran data dan asumsi analisis variansi lainnya.

a. Uji Kruskal Wallis

Prosedur ini dikembangkan oleh Kruskal dan Wallis (1952). Dalam rancangan percobaan, uji ini biasanya digunakan untuk percobaan yang menggunakan RAL. Uji ini digunakan untuk menguji hipotesis :

H_0 : Nilai tengah perlakuan sama

H_1 : Minimal ada satu nilai tengah perlakuan yang tidak sama dengan yang lainnya.

Statistik Uji :

$$H = \frac{1}{S^2} \left[\sum_i \frac{R_i^2}{r_i} - \frac{N(N+1)^2}{4} \right]$$

dengan :

r_i = banyaknya ulangan pada perlakuan ke-i

N = jumlah pengamatan

R_i = jumlah peringkat (rank) dari perlakuan ke-i

dan

$$S^2 = \frac{1}{N-1} \left[\sum_i \sum_j R_{ij}^2 - \frac{N(N+1)^2}{4} \right]$$

R_{ij} adalah jumlah peringkat dari pengamatan pada perlakuan ke-I dan ulangan ke-j.

Kaidah keputusan : Jika $H > \chi^2_{\alpha, k-1}$ maka tolak H_0 , selainnya terima H_0 .

b. Uji Friedman

Uji ini biasanya digunakan jika rancangan percobaannya adalah RAK. Uji Friedman didasarkan atas data yang sebelumnya perlu diberikan peringkat untuk respon perlakuan dalam setiap kelompok. Uji Friedman ini menentukan apakah jumlah peringkat dari setiap perlakuan berbeda secara nyata.

Hipotesis yang diuji :

H_0 : Setiap peringkat dari perlakuan dalam kelompok adalah sama

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

Statistik uji :

$$T = \frac{12}{bt(t+1)} \sum_{i=1}^t R_i^2 - 3b(t+1)$$

Dengan :

b = banyaknya kelompok

t = banyaknya perlakuan

R_i = jumlah peringkat dari perlakuan ke- i

Kaidah keputusan :

Jika $T > \chi^2_{\alpha, t-1}$ maka H_0 ditolak, selainnya H_0 diterima.

Dalam hal ini untuk memudahkan perhitungan, maka akan digunakan paket program Minitab 11.12 untuk mengolah data yang tersedia.

BAB IV

HASIL DAN PEMBAHASAN

4.1 Rancangan Acak Lengkap

Data hasil penelitian ini tentang pengaruh pemberian konsentrasi EM4 terhadap Indeks Mutu Bibit tanaman Mahoni.

Tabulasi datanya adalah sebagai berikut :

Tabel 4.1

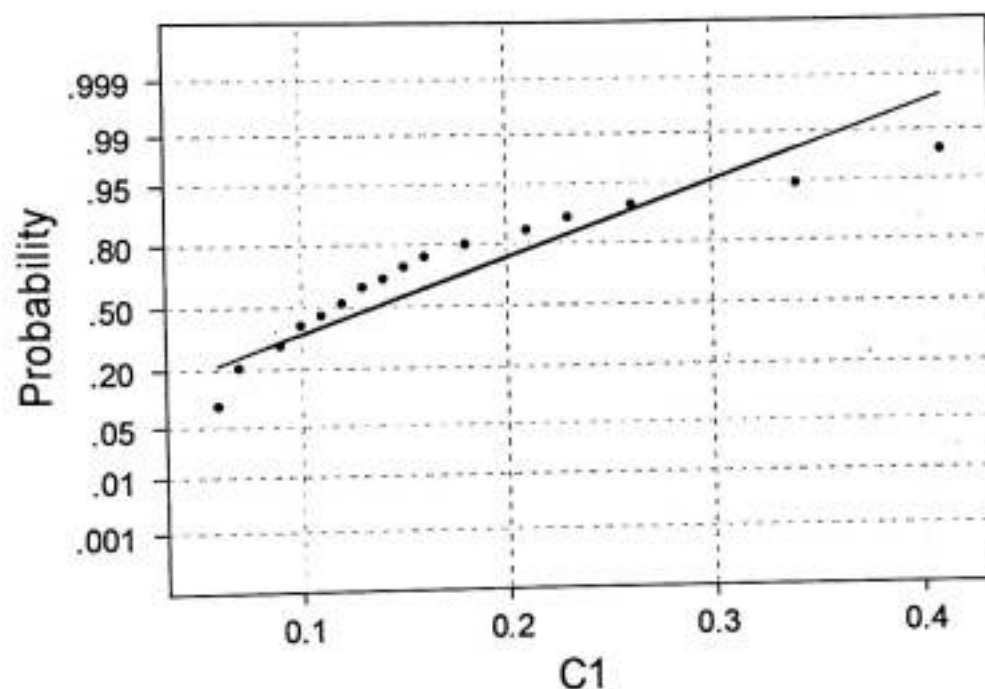
Indeks Mutu Bibit Tanaman Mahoni dengan pemberian konsentrasi EM4

Perlakuan	Ulangan				
	1	2	3	4	5
1	0.06	0.06	0.06	0.07	0.06
2	0.06	0.09	0.07	0.41	0.1
3	0.16	0.18	0.13	0.09	0.1
4	0.12	0.23	0.15	0.18	0.21
5	0.14	0.34	0.11	0.12	0.09
6	0.09	0.13	0.12	0.26	0.15

4.1.1 Pengujian Asumsi Kenormalan

Dengan menggunakan Minitab, Uji Kolmogorov-Smirnov dapat disajikan sebagai berikut :

Normal Probability Plot



Average: 0.138
StDev: 0.0833108
N: 30

Kolmogorov-Smirnov Normality Test
D+: 0.163 D-: 0.108 D: 0.163
Approximate P-Value: 0.045

Berdasarkan Uji Kenormalan di atas, $p\text{-value} = 0,045 < \alpha = 0,05$ maka H_0 ditolak, artinya data hasil penelitian tidak menyebar normal.

4.1.2 Pengujian Kehomogenitas Variansi

Untuk menguji kehomogenan variansi digunakan uji Bartlett seperti pada lampiran 1.

Berdasarkan uji Bartlett pada lampiran 1, $\chi^2 = 26,882 > \chi^2_{\alpha, k-1} = 17,708$ maka H_0 ditolak artinya kehomogenan variansi data tidak terpenuhi.

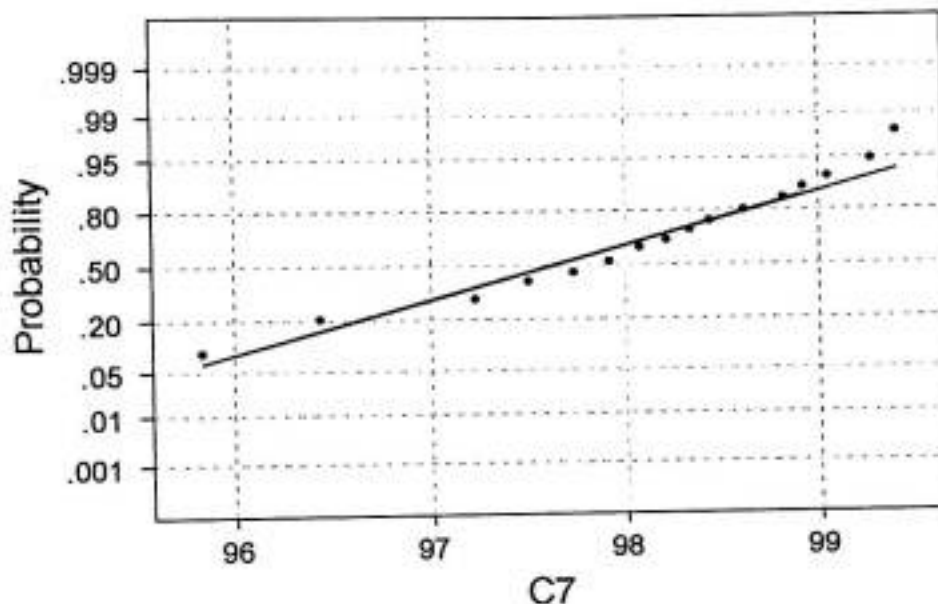
4.1.3 Penanganan Data Terhadap Pelanggaran Asumsi

a. Transformasi Data

Untuk mengatasi ketidaknormalan data, maka diadakan transformasi Arcsin yaitu $[100-1/(4n)]$. Data hasil transformasi data dapat dilihat pada lampiran 2.

Selanjutnya data hasil transformasi tersebut diuji kenormalan datanya dengan menggunakan uji Kolmogorov-Smirnov sebagai berikut :

Normal Probability Plot



Average: 97.6500
StDev: 1.09968
N: 30

Kolmogorov-Smirnov Normality Test
D+: 0.083 D-: 0.096 D: 0.096
Approximate P-Value > 0.15

Berdasarkan Uji Kolmogorov-Smirnov di atas, $p\text{-value} = 0,15 > \alpha = 0,05$ maka H_0 diterima, artinya data hasil penelitian dapat dikatakan menyebar normal. Selanjutnya data hasil transformasi tersebut diuji kembali kehomogenitas variansinya dengan uji Bartlett seperti pada lampiran 3.

Berdasarkan uji Bartlett seperti pada lampiran 3, $\chi^2 = 10,677 < \chi^2_{0,05;29} = 17,708$ maka H_0 diterima artinya kehomogenan variansi data terpenuhi.

Karena hasil transformasi memenuhi asumsi kenormalan dan kehomogenitas variansi maka selanjutnya dilakukan analisis variansi seperti pada lampiran 4.

Berdasarkan analisis variansi pada lampiran 4, nilai $F_{hitung} = 7,47 > F_{0,05;5,29} = 2,545$ berarti H_0 ditolak atau dengan kata lain pemberian konsentrasi EM4 berpengaruh terhadap Indeks Mutu Bibit Mahoni.

4.2 Rancangan Acak Kelompok Lengkap.

Data hasil penelitian ini tentang pengaruh konsentrasi pupuk Mamigio NPK spesial terhadap rata-rata diameter buah pada tanaman cabai besar.

Tabulasi datanya adalah sebagai berikut :

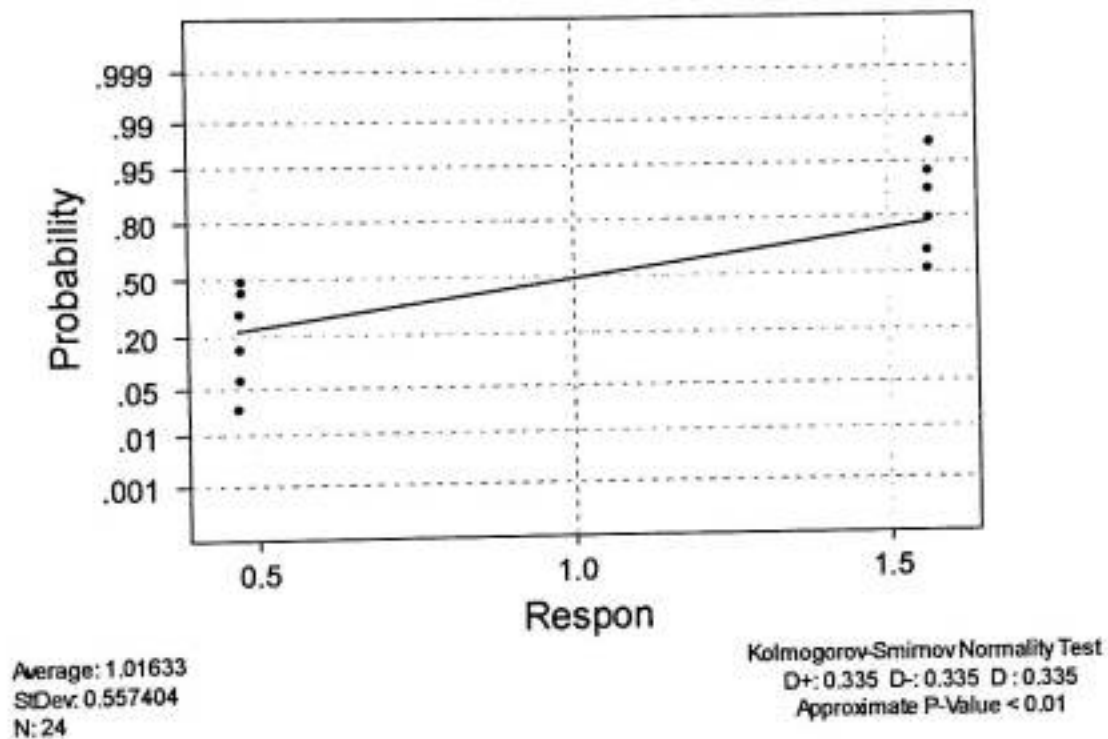
Tabel 4.2
Rata-rata diameter buah dengan pupuk Mamigio NPK Spesial
pada tanaman cabai besar (cm)

Kelompok	Perlakuan								Total Kelompok
	1	2	3	4	5	6	7	8	
1	1,562	1,560	1,564	1,561	0,470	0,472	0,473	0,468	8,130
2	1,561	1,562	1,565	1,561	0,469	0,471	0,472	0,471	8,132
3	1,562	1,562	1,563	1,561	0,471	0,470	0,471	0,470	8,130
Total Perlakuan	4,685	4,684	4,692	4,683	1,410	1,413	1,416	1,409	24,392

4.2.1 Pengujian Asumsi Kenormalan

Dengan menggunakan Minitab, Uji Kolmogorov-Smirnov dapat disajikan sebagai berikut :

Normal Probability Plot



Berdasarkan Uji Kenormalan di atas, nilai p-value jauh dari $0,01 < \alpha = 0,05$ maka H_0 ditolak, artinya data hasil penelitian tidak menyebar normal.

4.2.2 Pengujian Kehomogenitas Variansi

Untuk menguji kehomogenan variansi digunakan uji Bartlett seperti pada lampiran 5. Berdasarkan uji Bartlett, $\chi^2 = -35,721 < \chi^2_{\alpha, k-1} = 17,708$ maka H_0 diterima, artinya kehomogenan variansi data terpenuhi.

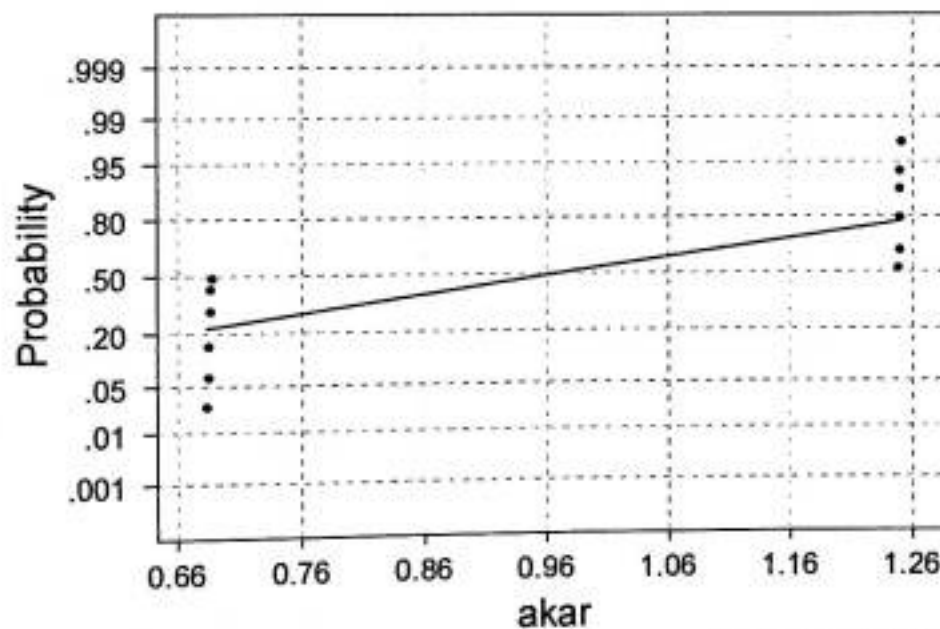
4.2.3 Penanganan Data Terhadap Pelanggaran Asumsi

a. Transformasi Data

Untuk mengatasi ketidaknormalan data, maka diadakan transformasi Akar Kuadrat yaitu $(Y)^{1/2}$. Data hasil transformasi dapat dilihat pada lampiran 6

Selanjutnya data hasil transformasi tersebut diuji kenormalan datanya dengan menggunakan uji Kolmogorov-Smirnov sebagai berikut :

Normal Probability Plot



Average: 0.967925
StDev: 0.287938
N: 24

Kolmogorov-Smirnov Normality Test
D+: 0.335 D-: 0.336 D: 0.336
Approximate P-Value < 0.01

Berdasarkan Uji Kenormalan di atas, nilai p-value jauh dari $0,01 < \alpha = 0,05$ maka H_0 ditolak, artinya data hasil penelitian tidak menyebar normal. Untuk masalah

ketidaknormalan data, telah dilakukan berbagai transformasi seperti pada lampiran 7 dan 9 tetap tidak menunjukkan data tidak memenuhi asumsi ketidaknormalan walaupun asumsi kehomogenitas variansi tetap memenuhi seperti pada lampiran 8 dan 10.

Karena data hasil penelitian tidak memenuhi asumsi kenormalan walaupun telah dilakukan berbagai transformasi maka salah satu alternatif selain uji F pada analisis variansi dengan menggunakan metode non parametrik yaitu uji Friedman seperti pada lampiran 11. Berdasarkan perhitungan dengan uji Friedman pada lampiran 11, maka didapat bahwa statistik ujinya $= 19 > F_{tabel} = \chi^2_{\alpha, k-1} = 2.167$ sehingga H_0 ditolak, artinya minimal ada satu perlakuan yang berbeda dengan yang lainnya. Artinya ada pengaruh pemberian pupuk Mamigio NPK Spesial terhadap pertumbuhan diameter buah cabai besar pada setiap kelompok.

Sebagai perbandingan maka akan disajikan analisis variansi data sebelum pengujian dan penanganan data terhadap pelanggaran asumsi kenormalan dan kehomogenitas variansi sebagai berikut :

- Untuk Data Rancangan Acak Lengkap

One-Way Analysis of Variance

Analysis of Variance for C5					
Source	DF	SS	MS	F	P
Perlakuan	5	0.04052	0.00810	1.21	0.335
Error	24	0.16076	0.00670		
Total	29	0.20128			

Berdasarkan analisis variansi di atas, maka $F_{hitung} = 1,21 < F_{0,05;5,29} = 2,545$ artinya H_0 diterima atau pemberian konsentrasi EM4 tidak berpengaruh Indeks Mutu Bibit Mahoni.

- Untuk Data Rancangan Acak Kelompok :

Two-way Analysis of Variance

Analysis of Variance for Respon				
Source	DF	SS	MS	F
Perlakuan	7	7.146077	1.020868	1020868
Kelompok	2	0.000000	0.000000	0
Error	14	0.000016	0.000001	
Total	23	7.146093		

Untuk pengaruh perlakuan $F_{hitung} = 1020868 > F_{\alpha,db1,db2}$ artinya H_0 ditolak atau dengan kata lain terdapat pengaruh pemberian pupuk Mamigio terhadap Diameter Buah tanaman Cabai Besar. Sedangkan untuk pengaruh Pengelompokkan $F_{hitung} = 0 < F_{\alpha,db1,db2}$ artinya H_0 diterima atau dengan kata lain kelompok tidak berpengaruh terhadap diameter buah tanaman Cabai Besar.

BAB V

PENUTUP

5.1 Kesimpulan

1. Hasil analisis variansi pada data Rancangan Acak Lengkap sesudah transformasi menunjukkan bahwa ada pengaruh pemberian EM4 terhadap Indeks Mutu Bibit Tanaman Mahoni sedangkan hasil analisis variansi pada data sebelum transformasi data, menunjukkan bahwa tidak ada pengaruh pemberian EM4 terhadap Indeks Mutu Bibit Tanaman Mahoni. Untuk galat data sesudah transformasi menunjukkan bahwa galat percobaan telah memenuhi asumsi kenormalan dan kehomogenan variansi sehingga kesimpulan yang diambil harus berdasarkan hasil analisis variansi pada data sesudah transformasi yaitu tidak ada pengaruh pemberian konsentrasi EM4 terhadap Indeks Mutu Bibit Tanaman Mahoni.
2. Berdasarkan hasil analisis dengan Uji Friedman untuk data Rancangan Acak Kelompok, diperoleh bahwa terdapat pengaruh perlakuan pemberian pupuk Mamigio NPK Spesial terhadap pertumbuhan diameter buah cabai besar. Jika dibandingkan dengan hasil analisis variansi sebelum transformasi data menunjukkan hal yang sama yaitu terdapat pengaruh perlakuan pemberian pupuk Mamigio NPK Spesial terhadap diameter buah cabai besar. Meskipun hasil uji Friedman dan analisis variansi pada data sebelum transformasi

menunjukkan kesamaan tetapi kesimpulan yang diambil harus berdasarkan Uji Friedman, karena telah dilakukan berbagai transformasi pada data tetapi tetap galatnya tidak memenuhi asumsi kenormalan dan asumsi kehomogenitas variansi.

5.2 Saran-saran

1. Sebaiknya sebelum melakukan Analisis Variansi suatu data hasil penelitian atau percobaan, Asumsi-asumsi yang mendasari Analisis Variansi uji terlebih dahulu apakah memenuhi atau tidak.
2. Bagi para pembaca yang tertarik dengan metode penanganan pelanggaran asumsi analisis variansi ini dapat dicoba penerapannya pada rancangan percobaan dua faktor atau rancangan percobaan faktorial.

DAFTAR PUSTAKA

1. Ansari Mattjik, Ahmad dan I Made Sumertajaya. 2002. *Perancangan Percobaan dengan aplikasi SAS dan MINITAB Jilid I Edisi Ke-2*. IPB Press, Bogor.
2. Siegel, Sidney. 1997. *Statistik Non Parametrik untuk Ilmu-ilmu Sosial*. Gramedia, Jakarta.
3. Walpole, Ronald E. dan Raymond H. Myers. 1986. *Ilmu Peluang dan Statistika untuk Insinyur dan Ilmuwan*. ITB, Bandung.
4. Widasari, Sandra. 1988. *Materi Pokok Rancangan Percobaan*. Karunika Universitas Terbuka, Jakarta.

Lampiran 1 : Uji Bartlett untuk Data Tabel 4.1



Homogeneity of Variance

Response C5
Factors C1
ConfLvl 95.0000

Bonferroni confidence intervals for standard deviations

Lower	Sigma	Upper	N	Factor Levels
2.29E-03	0.004472	0.020608	5	1
7.60E-02	0.148425	0.683954	5	2
1.96E-02	0.038341	0.176676	5	3
2.27E-02	0.044385	0.204528	5	4
5.23E-02	0.102225	0.471062	5	5
3.34E-02	0.065192	0.300410	5	6

Bartlett's Test (normal distribution)

Test Statistic: 26.882

Lampiran 2 : Data Hasil Transformasi $[100 - 1/(4n)]$

No.	$[100 - 1/(4n)]$
1	95.8333
2	95.8333
3	95.8333
4	95.8333
5	96.4286
6	95.8333
7	97.2222
8	96.4286
9	99.3902
10	97.5000
11	98.4375
12	98.6111
13	98.0769
14	97.2222
15	97.5000
16	97.9167
17	98.9130
18	98.3333
19	98.6111
20	98.8095
21	98.2143
22	99.2647
23	97.7273
24	97.9167
25	97.2222
26	97.2222
27	98.0769
28	97.9167
29	99.0385
30	98.3333

Lampiran 3 : Uji Bartlett untuk data hasil transformasi $[100 - 1/(4n)]$

Homogeneity of Variance

Response C7
Factors C1
ConfLvl 95.0000

Bonferroni confidence intervals for standard deviations

Lower	Sigma	Upper	N	Factor Levels
0.136243	0.26623	1.22679	5	1
0.692404	1.35299	6.23470	5	2
0.305032	0.59605	2.74664	5	3
0.205554	0.40166	1.85089	5	4
0.388719	0.75958	3.50019	5	5
0.337366	0.65923	3.03779	5	6

Bartlett's Test (normal distribution)

Test Statistic: 10.677

Lampiran 4 : Analisis Variansi Untuk Data Rancangan Acak Lengkap setelah ditransformasi $[100 - 1/(4n)]$.

One-Way Analysis of Variance

Analysis of Variance for Respon				
Source	DF	SS	MS	F
Perlakuan	5	21.351	4.270	7.47
Error	24	13.718	0.572	
Total	29	35.069		

Lampiran 5 : Uji Bartlett untuk data Tabel 4.2

Homogeneity of Variance

Response Respon
Factors Perlakuan
ConfLvl 95.0000

Bonferroni confidence intervals for standard deviations

Lower	Sigma	Upper	N	Factor Levels
2.40E-04	5.77E-04	1.03E-02	3	1
4.81E-04	1.15E-03	2.06E-02	3	2
4.16E-04	1.00E-03	1.79E-02	3	3
0.00E+00	0.00E+00	0.00E+00	3	4
4.16E-04	1.00E-03	1.79E-02	3	5
4.16E-04	1.00E-03	1.79E-02	3	6
4.16E-04	1.00E-03	1.79E-02	3	7
6.36E-04	1.53E-03	2.73E-02	3	8

Bartlett's Test (normal distribution)

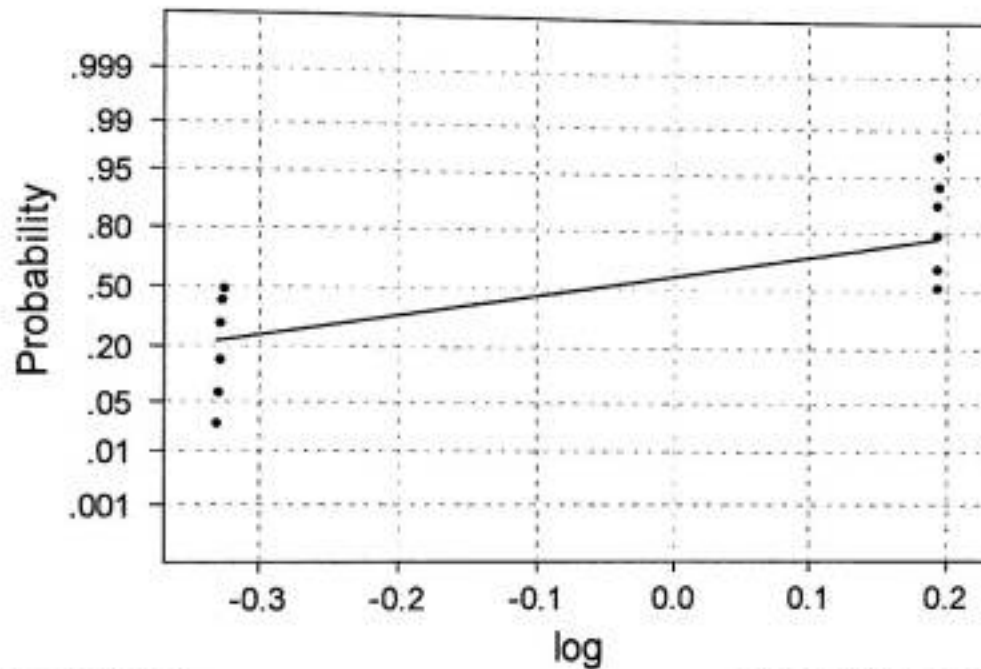
Test Statistic: -35.721

Lampiran 6 : Data Hasil Transformasi $(Y)^{1/2}$

No.	$(Y)^{1/2}$
1	1.2498
2	1.2494
3	1.2498
4	1.2490
5	1.2498
6	1.2498
7	1.2506
8	1.2510
9	1.2502
10	1.2494
11	1.2494
12	1.2494
13	0.6856
14	0.6848
15	0.6863
16	0.6870
17	0.6863
18	0.6856
19	0.6877
20	0.6870
21	0.6863
22	0.6841
23	0.6863
24	0.6856

Lampiran 7 : Uji Kenormalan Data terhadap data Rancangan Acak Kelompok hasil transformasi Log (Y+1)

Normal Probability Plot



Average: -0.0668037
StDev: 0.266089
N: 24

Kolmogorov-Smirnov Normality Test
D+: 0.334 D-: 0.336 D: 0.336
Approximate P-Value < 0.01

Lampiran 8 : Uji Kehomogenitas Variansi data hasil transformasi Log (Y+1) untuk data
Rancangan Acak Kelompok Lengkap



Homogeneity of Variance

Response log
Factors C1
ConfLvl 95.0000

Bonferroni confidence intervals for standard deviations

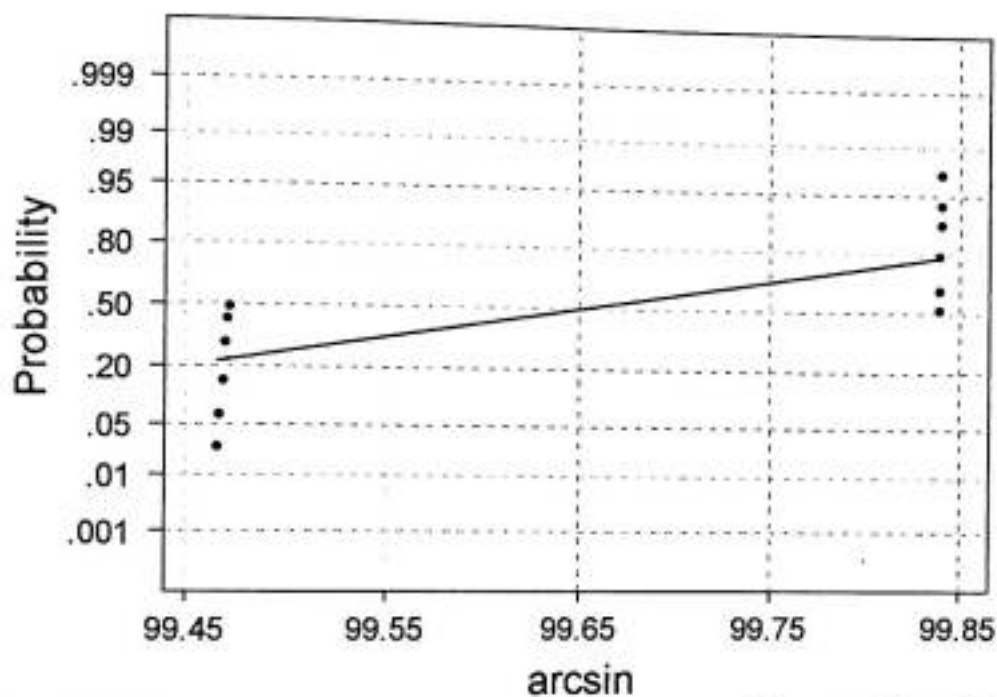
Lower	Sigma	Upper	N	Factor Levels
6.69E-05	1.61E-04	2.87E-03	3	1
1.34E-04	3.21E-04	5.74E-03	3	2
1.16E-04	2.78E-04	4.96E-03	3	3
0.00E+00	0.00E+00	0.00E+00	3	4
3.85E-04	9.24E-04	1.65E-02	3	5
3.84E-04	9.22E-04	1.65E-02	3	6
3.83E-04	9.20E-04	1.64E-02	3	7
5.88E-04	1.41E-03	2.53E-02	3	8

Bartlett's Test (normal distribution)

Test Statistic: -29.174

Lampiran 9 : Uji Kenormalan data hasil transformasi $[100 - 1/(4n)]$ untuk data Rancangan Acak Kelompok.

Normal Probability Plot



Average: 99.6544
StDev: 0.189551
N: 24

Kolmogorov-Smirnov Normality Test
D+: 0.333 D-: 0.336 D: 0.336
Approximate P-Value < 0.01

Lampiran 10 : Uji Kehomogenan variansi data hasil transformasi $[100 - 1/(4n)]$ untuk

Data Rancangan Acak Kelompok



Homogeneity of Variance

Response arcsin
Factors Perlakuan
ConfLvl 95.0000

Bonferroni confidence intervals for standard deviations

Lower	Sigma	Upper	N	Factor Levels
2.46E-05	5.92E-05	1.06E-03	3	1
4.93E-05	1.18E-04	2.12E-03	3	2
4.26E-05	1.02E-04	1.83E-03	3	3
0.00E+00	0.00E+00	0.00E+00	3	4
4.71E-04	1.13E-03	2.02E-02	3	5
4.69E-04	1.13E-03	2.01E-02	3	6
4.67E-04	1.12E-03	2.01E-02	3	7
7.22E-04	1.73E-03	3.10E-02	3	8

Bartlett's Test (normal distribution)

Test Statistic: -16.628



Lampiran 11 : Uji Friedman Untuk data Rancangan Acak Kelompok Lengkap

Tabel 4.2

Friedman Test

Friedman test for Respon by Perlakuan blocked by Kelompok

S = 19.00 DF = 7

Perlakuan	N	Est Median	Sum of Ranks
1	3	1.5617	19.0
2	3	1.5617	18.5
3	3	1.5641	24.0
4	3	1.5609	16.5
5	3	0.4699	6.5
6	3	0.4711	7.0
7	3	0.4721	11.5
8	3	0.4701	5.0

Grand median = 1.0164