

PENGARUH BANYAKNYA PERLAKUAN TERHADAP
TINGKAT KETELITIAN KONTRAS ORTOGONAL DAN
UJI SCOTT-KNOTT SEBAGAI UJI LANJUTAN
DALAM ANALISIS RAGAM

SKRIPSI

OLEH:
WILISTYA PUSPARANI
0510950060-95



PROGRAM STUDI STATISTIKA
JURUSAN MATEMATIKA
FAKULTAS MATEMATIKA DAN ILMU PENGETAHUAN ALAM
UNIVERSITAS BRAWIJAYA
MALANG
2011

**PENGARUH BANYAKNYA PERLAKUAN TERHADAP
TINGKAT KETELITIAN KONTRAS ORTOGONAL DAN
UJI SCOTT-KNOTT SEBAGAI UJI LANJUTAN DALAM
ANALISIS RAGAM**

SKRIPSI

**Sebagai salah satu syarat untuk memperoleh gelar
Sarjana Sains dalam Bidang Statistika**

**OLEH:
WILISTYA PUSPARANI
0510950060-95**



**PROGRAM STUDI STATISTIKA
JURUSAN MATEMATIKA
FAKULTAS MATEMATIKA DAN ILMU PENGETAHUAN ALAM
UNIVERSITAS BRAWIJAYA
MALANG
2011**

LEMBAR PENGESAHAN SKRIPSI

PENGARUH BANYAKNYA PERLAKUAN TERHADAP TINGKAT KETELITIAN KONTRAS ORTOGONAL DAN UJI SCOTT-KNOTT SEBAGAI UJI LANJUTAN DALAM ANALISIS RAGAM

Oleh :

WILISTYA PUSPARANI

0510950060-95

Setelah dipertahankan di depan Majelis Penguji
pada tanggal 12 Agustus 2011

dan dinyatakan memenuhi syarat untuk memperoleh gelar
Sarjana Sains dalam bidang statistika

Pembimbing I

Pembimbing II

Ir. Soepraptini, MSc.
NIP. 194505051974122001

Eni Sumarminingsih, S.Si, MM.
NIP. 197705152002122009

Mengetahui,
Ketua Jurusan Matematika
Fakultas MIPA Universitas Brawijaya

Dr. Abdul Rouf Al-Ghofari, M.Sc.
NIP. 196709071992031001

LEMBAR PERNYATAAN

Saya yang bertanda tangan di bawah ini :

Nama

: WILISTYA PUSPARANI

NIM

: 0510950060-95

Program Studi

: Statistika

Penulis Tugas Akhir berjudul : Pengaruh Banyaknya Perlakuan terhadap Tingkat Ketelitian Kontras Ortogonal dan Uji Scott-Knott sebagai Uji Lanjutan dalam Analisis Ragam

Dengan ini menyatakan bahwa :

1. Isi dari skripsi yang saya buat adalah benar-benar karya sendiri dan tidak menjiplak karya orang lain, selain nama-nama yang termaktub di isi dan tertulis di daftar pustaka dalam skripsi ini.
2. Apabila di kemudian hari ternyata skripsi yang saya tulis terbukti hasil jiplakan, maka saya akan bersedia menanggung segala resiko yang akan saya terima.

Demikian pernyataan ini dibuat dengan segala kesadaran.

Malang, 12 Agustus 2011

Yang menyatakan,

(Wilistya Pusparani)
NIM. 0510950060-95

ABSTRAK

Dalam analisis ragam, penolakan H_0 menunjukkan bahwa paling tidak ada satu nilai tengah perlakuan yang berbeda dengan nilai tengah yang lain. Sehingga perlu dilakukan uji lanjutan untuk melacak perbedaan di antara nilai tengah perlakuan tersebut dengan metode uni pembandingan berganda atau kontras ortogonal. Kontras ortogonal dikaitkan dengan penguraian jumlah kuadrat perlakuan ke dalam sejumlah $(p-1)$ pembandingan berderajat bebas satu. Apabila $(p-1)$ pembandingan tersebut merupakan pembandingan yang saling ortogonal sesamanya, maka pembandingan tersebut dinamakan pembandingan ortogonal. Sedangkan pembandingan berganda membandingkan setiap pasangan perlakuan yang mungkin. Uji pembandingan berganda yang sering digunakan antara lain uji jarak berganda Duncan, uji beda nyata terkecil, uji beda nyata jujur (Tukey), dan uji Scheffe. Akan tetapi seringkali timbul kesulitan pada metode-metode tersebut, terutama jika banyak sekali keterpautan antar nilai tengah yang diuji. Hasilnya pun sulit dibaca dan ditafsirkan. Untuk mengatasi hal tersebut dapat digunakan uji Scott-Knott. Uji Scott-Knott ini merupakan salah satu cara penggugusan, seperti halnya dengan kontras ortogonal. Untuk mengetahui pengaruh banyaknya perlakuan terhadap tingkat ketelitian uji Scott-Knott dan kontras ortogonal dapat diketahui dari persentase banyaknya p -value uji Scott-Knott yang lebih besar atau yang lebih kecil dari p -value kontras ortogonal. Hasil analisis pada data menunjukkan bahwa kontras ortogonal selalu lebih teliti daripada uji Scott-Knott. Demikian juga setelah dilakukan pengurangan perlakuan pada data, kontras ortogonal juga selalu lebih teliti daripada uji Scott-Knott. Sehingga kontras ortogonal dapat digunakan sebagai uji lanjutan untuk berbagai banyaknya perlakuan yang dicobakan. Pengurangan atau penambahan perlakuan berpengaruh terhadap besar kecilnya tingkat ketelitian kontras ortogonal dan uji Scott-Knott, di mana semakin banyak perlakuan yang dicobakan akan mengurangi tingkat ketelitian dari kontras ortogonal dan uji Scott-Knott.

Kata Kunci : Analisis ragam, pembandingan berganda, kontras ortogonal, uji Scott-Knott

ABSTRACT

In the analysis of variance, the rejection of H_0 indicates the existence of at least one mean of different treatment by the mean of the other. Hence, it is necessary to carry out an advanced test to identify the difference among those treatments by using multiple comparison test or orthogonal contrasts. Orthogonal contrasts associated with the decomposition of the treatment sum of squares into $(p-1)$ comparisons with one degree of freedom. If $(p-1)$ comparisons are the comparisons that are orthogonal each other, then the comparison is called benchmarking orthogonal. While the multiple comparisons to compare each pair of treatments are possible. Multiple comparison test that is often used, among others, Duncan multiple range test, test of the smallest real difference, Tukey test, and Scheffe test. However, difficulties often arise in these methods, especially if there is a lot of overlap between means tested. The result was difficult to read and interpret. To overcome this can use the Scott-Knott test. Scott-Knott test is one way of grouping, as is the case with orthogonal contrasts. To determine the effect of the number of treatment on the level of accuracy of Scott-Knott test and orthogonal contrasts can be seen from the percentage number of p-value Scott-Knott test larger or smaller than p-value orthogonal contrasts. The results of the analysis on the data showed that the orthogonal contrasts are always more accurate than the Scott-Knott test. Likewise, after the reduction treatment on the data, orthogonal contrasts are also always more accurate than the Scott-Knott test. So that the orthogonal contrasts can be used as a further test for different number of treatments tested. Reduction or increase in the size of the treatment effect on the level of accuracy of orthogonal contrasts and Scott-Knott test, where a growing number of treatments were attempted to reduce the level of accuracy of orthogonal contrasts and Scott-Knott test.

Key words: Analysis of variance, multiple comparisons, orthogonal contrast, Scott-Knott test

KATA PENGANTAR

Segala puji dan syukur bagi Allah SWT atas segala berkah dan rahmat yang telah diberikan, sehingga penulis dapat menyelesaikan skripsi dengan judul “Pengaruh Banyaknya Perlakuan terhadap Tingkat Ketelitian Kontras Ortogonal dan Uji Scott-Knott sebagai Uji Lanjutan dalam Analisis Ragam”, yang merupakan salah satu syarat kelulusan dari Program Studi Statistika, Jurusan Matematika, Fakultas MIPA, Universitas Brawijaya Malang.

Banyak pihak yang telah memberikan cukup banyak bantuan, baik berupa saran maupun bimbingan, dalam menyelesaikan tugas akhir ini. Oleh karena itu, dalam kesempatan ini penulis mengucapkan terima kasih kepada:

1. Ibu Ir. Soepraptini, M.Sc. Dan Ibu Eni Sumarminingsih, S.Si., MM., selaku dosen Pembimbing I dan dosen Pembimbing II, atas bimbingan, saran, motivasi dan waktu yang telah diberikan.
2. Ibu Dr. Ir. Ni Wayan Surya W., MS. Selaku dosen Penguji atas saran dan kritik yang telah diberikan.
3. Bapak Dr. Abdul Rouf Al-Ghafari, M.Sc. selaku Ketua Jurusan Matematika FMIPA Universitas Brawijaya Malang.
4. Bapak, Ibu, dan saudara-saudara atas doa dan dukungannya.
5. Seluruh staf pengajaran Jurusan Matematika Universitas Brawijaya Malang.
6. Teman-teman Statistika Fakultas MIPA Universitas Brawijaya, khususnya angkatan 2005, yang telah memberikan semangat dan motivasi.
7. Semua pihak yang telah membantu secara langsung dan tidak langsung yang tidak bisa penulis sebutkan satu per satu.

Penulis menyadari bahwa dalam penulisan ini masih terdapat banyak kekurangan. Untuk itu, saran dan kritik yang membangun sangat diharapkan. Semoga skripsi ini dapat bermanfaat bagi semua pihak.

Malang, 12 Agustus 2011

Penulis

DAFTAR ISI

halaman

| | |
|--|-----|
| JUDUL | i |
| LEMBAR PENGESAHAN | ii |
| LEMBAR PERNYATAAN | iii |
| ABSTRAK | iv |
| KATA PENGANTAR | vi |
| DAFTAR ISI | vii |
| DAFTAR TABEL | ix |
| DAFTAR GAMBAR | x |
| DAFTAR LAMPIRAN | xi |
| BAB I PENDAHULUAN | |
| 1.1 Latar Belakang | 1 |
| 1.2 Perumusan Masalah | 2 |
| 1.3 Batasan Masalah | 2 |
| 1.4 Tujuan Penelitian | 2 |
| 1.5 Manfaat Penelitian | 2 |
| BAB II TINJAUAN PUSTAKA | |
| 2.1 Analisis Ragam Klasifikasi Satu Arah | 3 |
| 2.1.1 Nilai Harapan Kuadrat Tengah ($E(KT)$) | 4 |
| 2.1.2 Pengujian Asumsi Analisis Ragam | 7 |
| 2.1.3 Transformasi Data | 10 |
| 2.2 P -value sebagai Kriteria Pengambilan Keputusan | 10 |
| 2.3 Uji Pembandingan Berganda Scott-Knott | 11 |
| 2.4 Kontras Ortogonal | 14 |
| BAB III METODOLOGI PENELITIAN | |
| 3.1 Sumber Data | 17 |
| 3.2 Metode Analisis | 17 |
| BAB IV HASIL DAN PEMBAHASAN | |
| 4.1 Pemeriksaan Asumsi Analisis Ragam | 21 |
| 4.2 Analisis Ragam | 22 |
| 4.3 Pengelompokan Perlakuan dengan Uji Scott-Knott dan Kontras Ortogonal | 24 |
| 4.4 Pengaruh Banyaknya Perlakuan terhadap Tingkat Ketelitian Uji Scott-Knott dan Kontras Ortogonal | 30 |

BAB V KESIMPULAN DAN SARAN

| | |
|----------------------|----|
| 5.1 Kesimpulan | 33 |
| 5.2 Saran | 33 |

| | |
|-----------------------------|----|
| DAFTAR PUSTAKA | 35 |
|-----------------------------|----|

| | |
|-----------------------|----|
| LAMPIRAN | 37 |
|-----------------------|----|



DAFTAR TABEL

halaman

| | |
|--|----|
| Tabel 2.1. Analisis ragam klasifikasi satu arah dengan E(KT) untuk model tetap dan model acak | 7 |
| Tabel 2.2. Nilai kritis Anderson Darling | 9 |
| Tabel 3.1. Data penelitian | 17 |
| Tabel 4.1. Nilai A_{hitung}^2 pemeriksaan asumsi kenormalan sisaan dari data | 21 |
| Tabel 4.2. Nilai χ^2_{hitung} pemeriksaan asumsi homogenitas ragam galat dari data | 21 |
| Tabel 4.3. Perlakuan terurut berdasarkan ragam contoh (s_i^2) terbesar | 22 |
| Tabel 4.4. Hasil analisis ragam dengan mereduksi banyaknya perlakuan berdasarkan ragam contoh terbesar | 23 |
| Tabel 4.5. P -value pasangan kelompok perlakuan pada Data 1 | 26 |
| Tabel 4.6. P -value pasangan kelompok perlakuan pada Data 2 | 28 |
| Tabel 4.7. Persentase banyaknya p -value uji Scott-Knott yang lebih besar dan yang lebih kecil daripada p -value kontras ortogonal | 30 |
| Tabel 4.8. Tingkat ketelitian kontras ortogonal dan uji Scott-Knott pada berbagai banyaknya perlakuan | 32 |

DAFTAR GAMBAR

halaman

| | |
|---|----|
| Gambar 3.1 Diagram Alir Perbandingan Kontras Ortogonal dan Uji Scott-Knott | 19 |
| Gambar 4.1 Histogram <i>p-value</i> uji Scott-Knott dan kontras ortogonal Data 1 | 27 |
| Gambar 4.2 Histogram <i>p-value</i> untuk uji Scott-Knott dan kontras ortogonal pada Data 2 | 29 |



DAFTAR LAMPIRAN

halaman

| | | |
|--------------|---|----|
| Lampiran 1. | Data Hasil Penelitian | 37 |
| Lampiran 2. | Pengujian Asumsi Analisis Ragam pada Data 1 | 39 |
| Lampiran 3. | Pengujian Asumsi Analisis Ragam pada Data 2 | 41 |
| Lampiran 4. | Analisis Ragam Data 1 | 43 |
| Lampiran 5. | Analisis Ragam Data 2 | 47 |
| Lampiran 6. | Uji Scott-Knott | 51 |
| Lampiran 7. | Hipotesis Nol Kontras Ortogonal pada Data 1 .. | 53 |
| Lampiran 8. | Hipotesis Nol Kontras Ortogonal pada Data 2 .. | 55 |
| Lampiran 9. | Koefisien Kontras Ortogonal | 57 |
| Lampiran 10. | Analisis Ragam Kontras Ortogonal | 59 |
| Lampiran 11. | Uji Scott-Knott dan Kontras Ortogonal pada Data 1 Setelah Dilakukan Pengurangan Perlakuan | 61 |
| Lampiran 12. | Uji Scott-Knott dan Kontras Ortogonal pada Data 2 Setelah Dilakukan Pengurangan Perlakuan | 71 |

BAB I

PENDAHULUAN

1.1 Latar Belakang

Penggunaan statistika dalam kegiatan penelitian pada dasarnya dimaksudkan agar penelitian sebagai suatu proses belajar menjadi lebih mudah. Pada penelitian yang menggunakan metode percobaan, peranan statistika meliputi perancangan, pengumpulan data, analisis, interpretasi hasil analisis dan penarikan kesimpulan berdasarkan hasil analisis (Gaspersz, 1991).

Salah satu analisis statistika yang biasa digunakan pada penelitian adalah analisis ragam, yaitu metode analisis untuk menguji ada (hipotesis nol (H_0)) atau tidak ada (hipotesis alternatif (H_1)) pengaruh perlakuan yang dicobakan. Pada analisis ragam, jika H_0 diterima, berarti semua perlakuan yang dicobakan memberikan pengaruh yang sama terhadap peubah respon yang diamati, sehingga tidak perlu dilakukan pengujian lanjutan. Namun demikian, jika H_0 ditolak berarti paling sedikit ada dua pengaruh perlakuan yang berbeda, maka perlu dilakukan pengujian lanjutan untuk mengetahui perlakuan mana saja yang memberikan pengaruh yang berbeda tersebut. Uji lanjutan yang digunakan adalah kontras ortogonal (pembandingan berderajat bebas satu) atau pembandingan berganda (*Multiple Comparison*).

Kontras ortogonal dikaitkan dengan penguraian jumlah kuadrat perlakuan ke dalam sejumlah ($p-1$) pembandingan berderajat bebas satu. Apabila ($p-1$) pembandingan tersebut merupakan pembandingan yang saling ortogonal sesamanya, maka pembandingan tersebut dinamakan pembandingan ortogonal (Yitnosumarto, 1993).

Pembandingan berganda membandingkan setiap pasangan perlakuan yang mungkin. Uji pembandingan berganda yang sering digunakan antara lain uji jarak berganda Duncan, uji beda nyata terkecil, uji beda nyata jujur (Tukey), dan uji Scheffe. Akan tetapi seringkali timbul kesulitan pada metode-metode tersebut, terutama jika banyak sekali keterpautan antar nilai tengah yang diuji. Hasilnya pun sulit dibaca dan ditafsirkan. Scott-Knott (1974) mencoba mengatasi masalah tersebut dengan mengembangkan metode pengujian gugus rata-rata. Uji Scott-Knott ini merupakan salah satu cara penggugusan, seperti halnya dengan kontras ortogonal. Dengan metode ini keterpautan antar nilai tengah dapat diatasi, sehingga pembacaan, penafsiran, dan penyajian hasilnya jauh lebih mudah.

Faktor penting yang menyangkut penentuan banyaknya perlakuan yang dapat dibandingkan seringkali diabaikan, meskipun hal tersebut berhubungan dengan prosedur penggunaan pembandingan kontras ortogonal dan uji Scott-Knott. Di dalam skripsi ini akan dibahas pengaruh banyaknya perlakuan terhadap tingkat ketelitian kontras ortogonal dan uji Scott-Knott.

1.2 Perumusan Masalah

Sebagaimana diuraikan dalam latar belakang maka permasalahan yang dihadapi adalah “Bagaimana pengaruh banyaknya perlakuan terhadap tingkat ketelitian kontras ortogonal dan uji Scott-Knott?”.

1.3 Batasan Masalah

Untuk membatasi ruang lingkup yang dibahas, maka batasan masalah dalam penelitian ini adalah menggunakan analisis ragam klasifikasi satu arah dengan ulangan sama.

1.4 Tujuan Penelitian

Adapun tujuan dari penelitian ini adalah :

- a. Mengetahui uji mana yang lebih baik antara kontras ortogonal dan uji Scott-Knott sebagai uji lanjutan dalam analisis ragam.
- b. Mengetahui pengaruh penambahan banyaknya perlakuan terhadap kontras ortogonal dan uji Scott-Knott.

1.5 Manfaat Penelitian

Manfaat dari penelitian ini adalah dapat diketahui uji mana yang lebih baik pada jumlah perlakuan tertentu, agar dapat digunakan para peneliti sebagai acuan dalam memilih uji lanjutan yang digunakan.

BAB II

TINJAUAN PUSTAKA

2.1 Analisis Ragam Klasifikasi Satu Arah

Analisis ragam merupakan salah satu teknik analisis statistika inferensial. Menurut Hines dan Montgomery (1990), secara garis besar analisis ragam diklasifikasikan menjadi dua, yaitu klasifikasi satu arah bila hasil pengamatan hanya ditentukan oleh satu faktor dan klasifikasi banyak arah bila hasil pengamatan dipengaruhi oleh lebih dari satu faktor. Pada rancangan acak lengkap, sumber keragaman yang diamati hanya perlakuan dan galat (faktor yang tak terjelaskan).

Pada analisis ragam klasifikasi satu arah, pengukuran atau pengamatan diperoleh dari p perlakuan yang saling bebas dengan kondisi selain perlakuan dianggap homogen, di mana banyaknya pengukuran pada setiap perlakuan adalah n_i . Model klasifikasi satu arah adalah sebagai berikut:

$$Y_{ij} = \mu + \tau_i + \varepsilon_{ij} \quad i = 1, 2, \dots, p \\ j = 1, 2, \dots, n_i \quad (2.1)$$

dengan

Y_{ij} = nilai pengamatan pada perlakuan ke- i ulangan ke- j ,

μ = nilai tengah umum,

τ_i = pengaruh perlakuan ke- i ,

ε_{ij} = galat percobaan pada perlakuan ke- i ulangan ke- j ,

n_i = banyaknya ulangan pada perlakuan ke- i .

Galat, ε , merupakan fenomena tak terjelaskan, yang dianggap sebagai peubah acak dan diasumsikan mengikuti sebaran normal. Umumnya dituliskan sebagai $\varepsilon_{ij} \sim NID(0, \sigma^2)$ yang artinya bahwa ε_{ij} tersebar normal dan bebas sesamanya dengan nilai tengah nol dan ragam, σ^2 , sama.

Untuk menduga parameter-parameter di dalam persamaan (2.1), yaitu μ dan τ_i , digunakan Metode Kuadrat Terkecil (*Least Square Method*) yaitu dengan memminimumkan nilai:

$$\sum_{i=1}^p \sum_{j=1}^{n_i} \varepsilon_{ij}^2 = \sum_{i=1}^p \sum_{j=1}^{n_i} (Y_{ij} - \mu - \tau_i)^2 \quad (2.2)$$

Selanjutnya, persamaan (2.2) disebut sebagai jumlah kuadrat galat.

Jumlah kuadrat galat yang minimum dicari melalui turunan parsial dari jumlah kuadrat galat terhadap parameter yang akan diduga, kemudian disamadengarkan nol, sebagai berikut:

$$\frac{\partial \varepsilon_{ij}}{\mu} = -2 \sum_{i=1}^p \sum_{j=1}^{n_i} (Y_{ij} - \mu - \tau_i) = 0 \quad (2.3)$$

$$\frac{\partial \varepsilon_{ij}}{\tau_i} = -2 \sum_{j=1}^{n_i} (Y_{ij} - \mu - \tau_i) = 0 \quad (2.4)$$

Dengan asumsi bahwa $\sum_i^n \tau_i = 0$ atau $E(\tau_i) = 0$, sehingga diperoleh penduga-penduga bagi μ dan τ :

$$\hat{\mu} = \sum_{i=1}^p \sum_{j=1}^{n_i} Y_{ij} / \sum_{j=1}^{n_i} n_i = \bar{Y}_{..} \quad (2.5)$$

$$\hat{\tau}_i = \sum_{j=1}^{n_i} Y_{ij} / n_i - \mu = \bar{Y}_{i..} - \bar{Y}_{..} \quad (2.6)$$

$$\hat{\varepsilon}_{ij} = Y_{ij} - \bar{Y}_{..} \quad (2.7)$$

Bila parameter-parameter pada persamaan (2.1) digantikan dengan penduganya akan diperoleh hubungan:

$$\begin{aligned} Y_{ij} &= \mu + \tau_i + \varepsilon_{ij} \\ &= \bar{Y}_{..} + (\bar{Y}_{i..} - \bar{Y}_{..}) + (Y_{ij} - \bar{Y}_{..}) \end{aligned} \quad (2.8)$$

Selanjutnya, persamaan (2.8) dapat dituliskan dalam bentuk

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

Dengan mengkuadratkan $(Y_{ij} - \bar{Y}_{..})$ dan kemudian dijumlahkan menurut i dan j diperoleh hubungan:

$$\sum_{i=1}^p \sum_{j=1}^{n_i} (Y_{ij} - \bar{Y}_{..})^2 = \sum_{i=1}^p n_i (\bar{Y}_{i..} - \bar{Y}_{..})^2 + \sum_{i=1}^p \sum_{j=1}^{n_i} (Y_{ij} - \bar{Y}_{i..})^2 \quad (2.10)$$

atau

$$JK_{\text{total(terkoreksi)}} = JK_{\text{perlakuan}} + JK_{\text{galat percobaan}} \quad (2.11)$$

(Yitnosumarto, 1993).

2.1.1 Nilai Harapan Kuadrat Tengah, $E(KT)$

1. Model tetap

Pengaruh perlakuan τ disebut dengan pengaruh tetap (*fixed effect*) jika perlakuan-perlakuan yang akan diteliti telah ditetapkan sesuai dengan tujuan dalam melakukan penelitian(percobaan). Persamaan (2.1) disebut sebagai model tetap dan diasumsikan bahwa

$$\sum_{i=1}^p \tau_i = 0 \text{ dan } \varepsilon_{ij} \sim NID(0, \sigma^2)$$

maka nilai harapan jumlah kuadrat-jumlah kuadrat adalah

$$\begin{aligned}
 E(JK_P) &= E\left\{\sum_{i=1}^p n(\bar{Y}_i - \bar{Y}_{..})^2\right\} \\
 &= n \sum_{i=1}^p E\left\{\mu + \tau_i + \sum_{j=i}^n \varepsilon_{ij}/n - \mu - \sum_{i=1}^p \tau_{ij}/p\right. \\
 &\quad \left.- \sum_{i=1}^p \sum_{j=1}^n \varepsilon_{ij}/np\right\}^2 \\
 &= n \sum_{i=1}^p E\left\{\left(\sum_{j=i}^n \varepsilon_{ij}/n - \sum_{i=1}^p \sum_{j=1}^n \varepsilon_{ij}/np\right) + \tau_i\right\}^2 \\
 &= np(\sigma^2/n - 2\sigma^2/np + \sigma^2/n p) + n \sum_{i=1}^p \tau_i^2 \\
 &= (p-1)\sigma^2 + n \sum_{i=1}^p \tau_i^2 \\
 E(JK_G) &= E\left\{\sum_{i=1}^p \sum_{j=1}^n (Y_{ij} - \bar{Y}_{..})^2\right\} \\
 &= \sum_{i=1}^p \sum_{j=1}^n E\left(\mu + \tau_i + \varepsilon_{ij} - \mu - \tau_i - \sum_{i=1}^p \sum_{j=1}^n \varepsilon_{ij}/np\right)^2 \\
 &= \sum_{i=1}^p \sum_{j=1}^n E\left(\varepsilon_{ij} - \sum_{i=1}^p \sum_{j=1}^n \varepsilon_{ij}/np\right)^2 \\
 &= np(\sigma^2 - 2\sigma^2/np + \sigma^2/n p) \\
 &= p(n-1)\sigma^2
 \end{aligned}$$

Karena derajat bebas untuk perlakuan dan galat percobaan berturut-turut sama dengan $(p-1)$ dan $p(n-1)$ maka nilai harapan kuadrat tengahnya adalah:

$$E(KT_P) = \sigma^2 + n \sum_{i=1}^p \tau_i^2 / (p-1)$$

$$E(KT_G) = \sigma^2$$

(Yitnosumarto, 1993)

2. Model acak

Yitnosumarto (1993) juga menjelaskan bahwa perlakuan-perlakuan yang dipilih secara acak dari suatu populasi perlakuan, maka pengaruh perlakuan tersebut tidak dianggap bersifat tetap melainkan bersifat acak. Dengan demikian persamaan (2.1) disebut sebagai model acak.

Karena pengaruh perlakuan bersifat acak, dengan demikian diasumsikan bahwa

$$\tau_i \sim NID(0, \sigma_p^2) \text{ dan } \varepsilon_{ij} \sim NID(0, \sigma^2)$$

maka

$$\begin{aligned} E(JK_P) &= E\left\{\sum_{i=1}^p n(\bar{Y}_i - \bar{Y}_{..})^2\right\} \\ &= n \sum_{i=1}^p E\left\{\mu + \tau_i + \sum_{j=i}^n \varepsilon_{ij}/n - \mu - \sum_{i=1}^p \tau_{ij}/p\right. \\ &\quad \left.- \sum_{i=1}^p \sum_{j=1}^n \varepsilon_{ij}/np\right\}^2 \\ &= n \sum_{i=1}^p E\left\{\left(\sum_{j=i}^n \varepsilon_{ij}/n - \sum_{i=1}^p \sum_{j=1}^n \varepsilon_{ij}/np\right) + (\tau_i - \bar{\tau})\right\}^2 \\ &= np(\sigma^2/n - 2\sigma^2/np + \sigma^2/np) + (\sigma_p^2 - 2\sigma_p^2/p \\ &\quad + \sigma_p^2/p) \\ &= (p-1)\sigma^2 + n(p-1)\sigma_p^2 \end{aligned}$$

$$E(JK_G) = p(n-1)\sigma^2$$

sehingga nilai harapan kuadrat tengahnya adalah:

$$E(KT_P) = \sigma^2 + n\sigma_p^2$$

$$E(KT_G) = \sigma^2$$

Dengan demikian dapat disusun tabel analisis ragam dengan $E(KT)$ seperti pada Tabel 2.1:

Tabel 2.1. Analisis ragam klasifikasi satu arah dengan $E(KT)$ untuk model tetap dan model acak

| Sumber Keragaman | db | JK | KT | E(KT) | |
|------------------|----------|--------|--------|--|--------------------------|
| | | | | Model Tetap | Model Acak |
| Perlakuan | $(p-1)$ | JK_P | KT_P | $\sigma^2 + n \sum_i \tau_i^2 / (p - 1)$ | $\sigma^2 + n\sigma_p^2$ |
| Galat Perc. | $p(n-1)$ | JK_G | KT_G | σ^2 | σ^2 |
| Total | $pn-1$ | JK_T | | | |

jika

H_0 : tidak ada pengaruh perlakuan Lawan

H_1 : terdapat pengaruh perlakuan yang dicobakan

Untuk menguji apakah terdapat pengaruh perlakuan sebesar $n \sum_i \tau_i^2 / (p - 1)$ untuk model tetap dan sebesar $n\sigma_p^2$ untuk model acak maka digunakan statistik uji yang merupakan rasio dari kuadrat tengah perlakuan dan kuadrat tengah galat, yaitu:

$$F_{hitung} = \frac{KT_P}{KT_G}$$

yang mengikuti sebaran F dengan derajat bebas $\{(p - 1), p(n - 1)\}$ dan pada taraf nyata α yang dipilih (Yitnosumarto, 1993).

2.1.2 Pengujian Asumsi Analisis Ragam

Hasil analisis ragam akan shahih apabila memenuhi asumsi-asumsi yang dikehendaki oleh teknik tersebut. Cochran dan Cox (1957) menyebutkan asumsi-asumsi yang melandasi analisis ragam atas suatu data adalah sebagai berikut:

1. Pengaruh perlakuan dan lingkungan aditif
2. Galat percobaan harus saling bebas
3. Galat-galat percobaan harus mempunyai ragam umum, σ^2 (homogenitas ragam galat)
4. Galat percobaan menyebar normal

Tidak terpenuhinya satu atau lebih asumsi dapat mempengaruhi taraf nyata (*level of significance*) dan kepekaan dari uji F atau uji t terhadap penyimpangan sesungguhnya dari hipotesis nol (dalam analisis ragam).

Untuk mengetahui terpenuhi tidaknya suatu asumsi diperlukan suatu pengujian terhadap asumsi-asumsi tersebut (Steel dan Torrie,

1991). Beberapa metode digunakan untuk menguji terpenuhi tidaknya asumsi analisis ragam telah tersedia.

1. Pengaruh perlakuan dan lingkungan aditif

Menurut Steel dan Torrie (1995), keaditifan pengaruh perlakuan dan lingkungan menyebabkan keheterogenan galat. Komponen ragam galat yang diberikan oleh berbagai pengamatan tidak menduga ragam yang sama. Ragam gabungan yang diperoleh sedikit lebih besar.

Secara garis besar ada dua cara yang dapat digunakan untuk menunjukkan apakah suatu data bersifat aditif atau tidak, yaitu dengan cara analisis dan grafik. Kedua cara tersebut tergantung pada rancangan atau model yang digunakan (Yitnosumarto, 1993). Uji Non-aditifitas Tukey merupakan pengujian terhadap asumsi keaditifan model secara analitik, dilakukan berdasarkan bentuk interaksi yang menyebabkan model tidak aditif. Cara grafik yaitu dengan melihat plot antara galat dengan nilai duga (\hat{Y}).

2. Kenormalan sebaran galat percobaan

Pada saat melakukan analisis ragam, digunakan statistik uji F yang mempunyai sebaran $F_{\{(p-1), p(n-1)\}}^{\alpha}$. Sebaran F diturunkan dari sebaran normal, oleh karena itu uji F memerlukan sisaan (galat) yang mengikuti sebaran normal (Yitnosumarto, 1993).

Salah satu cara untuk mengetahui kenormalan sebaran sisaan adalah dengan menggunakan uji Anderson Darling (Berenson, dkk, 1998). Hipotesis yang digunakan adalah:

H_0 : data menyebar normal

Lawan

H_1 : data tidak menyebar normal

Statistik uji yang digunakan adalah:

$$A^2 = N - P \quad (2.12)$$

N = ukuran contoh = $\sum_{i=1}^p n_i$

P = $\sum \left(-N^{-1} \log W(Y_{ij}) + \log \left(1 - W(Y_{ij}) \right) \right)$

W = fungsi sebaran kumulatif normal baku

$i = 1, 2, \dots, ; j = 1, 2, \dots, n_i$

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

Nilai kritis uji Anderson Darling dapat dilihat pada Tabel 2.2 berikut:

Tabel 2.2. Nilai kritis Anderson Darling

| α | 0.1 | 0.05 | 0.025 | 0.01 |
|-----------------------------|-------|-------|-------|-------|
| $A^2_{\text{nilai kritis}}$ | 0.631 | 0.752 | 0.873 | 1.035 |

Pengambilan keputusan dilakukan berdasarkan A^2 hitung, bila $A^2 > A^2_{\text{nilai kritis}}$ maka H_0 ditolak (Montgomery, 2001).

3. Homogenitas ragam galat

Sebelum analisis ragam, perlu dilakukan pengujian terhadap homogenitas ragam galat. Dalam rancangan acak lengkap, ragam galat harus menduga ragam populasi yang sama. Keheterogenan ragam galat dapat mengakibatkan respon yang sangat berbeda dari beberapa perlakuan tertentu (Steel dan Torrie, 1991). Jika terdapat masalah heterogenitas ragam galat, maka nilai kuadrat tengah galat dari analisis ragam tidak dapat digunakan untuk menduga ragam. Heterogenitas ragam galat berpengaruh terhadap hasil uji nyata, sehingga berpengaruh juga terhadap pengambilan kesimpulan.

Ada beberapa cara untuk menguji asumsi kehomogenan ragam, salah satunya adalah uji Bartlett. Menurut Montgomery (1997), uji Bartlett amat peka terhadap asumsi kenormalan.

Uji Bartlett dilandasi pada hipotesis:

$$H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \dots = \sigma_p^2 = \sigma^2$$

Lawan

H_1 : paling tidak ada satu pasangan σ_i^2 yang berbeda

Uji ini menggunakan statistik uji yang menyebar secara khi-kvadrat, di mana:

$$\chi^2_{hit} = 2.3026 \frac{[N - p] \ln s^2 - \sum_{i=1}^p (n_i - 1) \ln s_i^2}{1 + \left[\frac{1}{3(p-1)} \left(\sum_{i=1}^p \frac{1}{n_i - 1} - \frac{1}{N-p} \right) \right]} \quad (2.13)$$

dengan

$$s_i^2 = \frac{\sum_{j=1}^{n_i} (Y_{ij} - \bar{Y}_{i\cdot})^2}{(n_i - 1)} = \frac{n_i \sum_{j=1}^{n_i} Y_{ij}^2 - (\bar{Y}_{i\cdot})^2}{n_i(n_i - 1)} \quad (2.14)$$

dan

$$s_{gab}^2 = \frac{(n_i - 1)s_i^2 + (n_{i\cdot} - 1)s_{i\cdot}^2}{(n_i - 1) + (n_{i\cdot} - 1)} \quad (2.15)$$

di mana N = banyaknya pengamatan

p = banyaknya perlakuan

s^2 = ragam gabungan dari semua perlakuan

s_i^2 = ragam perlakuan ke- i

n_i = banyaknya ulangan pada perlakuan ke- i .
Jika H_0 benar: $\chi^2_{hitung} \leq \chi^2_{\alpha,p-1}$

(Walpole dan Myers, 1995)

2.1.3 Transformasi Data

Tidak terpenuhinya satu atau beberapa dari asumsi-asumsi analisis ragam dapat mempengaruhi taraf nyata dari uji F atau uji t (dalam analisis ragam). Apabila sebaran galat tidak normal dan ragam galat tidak sama, maka salah satu cara adalah dengan melakukan transformasi terhadap data. Dengan teknik ini, skala data asli diubah ke skala baru. Pemilihan transformasi didasarkan pada hubungan antara rata-rata dan ragam.

Steel dan Torrie (1991) menjelaskan beberapa transformasi yang umum digunakan, yaitu:

1. Transformasi akar kuadrat

Transformasi ini digunakan apabila datanya terdiri dari angka-angka yang bernilai kecil, data seringkali mengikuti sebaran Poisson yang mempunyai nilai tengah dan ragam sama. Jika keproporsionalan hadir antar rata-rata dan ragam dalam bentuk demikian, transformasi yang tepat adalah transformasi akar kuadrat.

2. Transformasi logaritma

Transformasi ini digunakan apabila ragamnya sebanding dengan kuadrat nilai tengah perlakuan atau simpangan bakunya sebanding dengan nilai tengahnya. Transformasi logaritma digunakan pada bilangan-bilangan positif yang mempunyai kisaran yang sangat luas. $\log(Y + 1)$ serupa dengan transformasi akar untuk bilangan-bilangan bulat sampai dengan 10.

3. Transformasi Arcsin

Transformasi ini biasanya diterapkan pada data binom yang dinyatakan sebagai pecahan desimal atau persentase dengan penyebut yang sama, n , dan lebih disarankan apabila persentasenya mencakup kisaran yang luas. Bartlett menyarankan $25/n$ sebagai pengganti 0 persen, dan $100 - 25/n$ sebagai pengganti 100 persen.

2.2 *P-value* sebagai Kriteria Pengambilan Keputusan

Dalam menguji suatu hipotesis, statistik uji dibandingkan dengan nilai kritis. Suatu keputusan dibuat untuk menerima dan menolak H_0 . *P-value* menunjukkan peluang terkecil (dengan asumsi

bahwa hipotesis nol benar) untuk mendapatkan suatu nilai dari statistik uji yang nilainya lebih besar dari nilai kritis, (Lind dkk, 2000). Menurut Walpole dan Myers (1993), *p-value* adalah taraf keberartian terkecil sehingga statistik uji yang diamati masih berarti. Sedangkan menurut Hines dan Montgomery (1990), *p-value* adalah taraf (keberartian) terkecil untuk menolak H_0 . Secara umum, jika *p-value* kurang dari α , maka H_0 akan ditolak.

P-value tidak hanya menentukan hasil dalam suatu keputusan tentang hipotesis nol, tetapi juga memberikan informasi tentang kuatnya keputusan yang diambil. *P-value* yang sangat kecil, misalnya 0,0001 menunjukkan bahwa terdapat kemungkinan kecil bahwa hipotesis nol benar. Dengan kata lain, misalkan *p-value* = 0,303 berarti bahwa hipotesis nol tidak ditolak pada taraf nyata 0,05 dan terdapat kemungkinan kecil bahwa hipotesis nol salah. Menurut Walpole dan Myers (1995), keuntungan menggunakan *p-value* yaitu taraf nyata yang digunakan tidak perlu ditentukan terlebih dahulu dan memberikan keterangan yang penting yaitu sejauh mana nilai statistic uji berada dari daerah kritis.

2.3 Uji Pembandingan Berganda Scott-Knott

Dari hasil yang diperoleh melalui uji *F*, meskipun disimpulkan terdapat adanya pengaruh atau perbedaan antar perlakuan, belum dapat memberikan jawaban tentang perlakuan-perlakuan mana yang berbeda dengan yang lain dan perlakuan-perlakuan mana yang tidak berbeda atau sama (Yitnosumarto, 1993). Hal ini menuntut peneliti untuk mengetahui perlakuan mana saja yang saling berbeda dan perlakuan mana yang memberikan pengaruh sama. Uji pembandingan berganda merupakan cara untuk mengetahui perlakuan mana saja yang berbeda apabila hipotesis nol pada analisis ragam ditolak (Toothaker, 1993).

Metode Scott-Knott dikembangkan oleh A. J. Scott dan M. Knott. Banyak prosedur dari beberapa pembandingan berganda yang diusulkan dalam literatur. Namun, peneliti mengalami kesulitan penafsiran, yang timbul dari ambiguitas hasil. Uji Scott-Knott merupakan salah satu alternatif, terutama ketika sejumlah besar perlakuan dievaluasi (Bhering et. al, 2008).

Uji Scott-Knott menggunakan teknik analisis klaster untuk mengelompokkan perlakuan, dan menunjukkan bagaimana likelihood ratio test memberikan sebuah metode untuk menilai signifikansi perbedaan antara kelompok-kelompok yang diperoleh (Baolin, 2003).

Dalam analisis klaster, satu set perlakuan dibagi menjadi kelompok-kelompok, sehingga perlakuan-perlakuan di dalam kelompok yang sama adalah 'sama' dan perlakuan-perlakuan dari kelompok yang berbeda adalah 'berbeda' (Jolliffe dkk, 1989).

Misalkan terdapat sekumpulan nilai tengah perlakuan, $\bar{y}_1, \bar{y}_2, \dots, \bar{y}_p$ dengan $Y_i \sim N(\mu_i, \sigma^2)$, dan penduga s^2 untuk ragam umum di mana $(vs^2)/\sigma^2 \sim \chi^2_v$. Homogenitas nilai tengah dapat diperiksa dengan uji F dengan cara yang biasa, tetapi jika diduga bahwa nilai tengah tersebut jatuh pada dua kelompok yang berbeda, maka uji likelihood ratio dapat dipertimbangkan sebagai alternatif (Scott dan Knott, 1974).

Metode pengelompokan yang diusulkan oleh Scott-Knott yaitu membagi perlakuan-perlakuan ke dalam dua kelompok. Setiap kelompok yang dibentuk dapat dibagi lagi jika kelompok yang baru berbeda secara signifikan. Pembagian ini dihentikan ketika perlakuan-perlakuan dalam kelompok yang diperoleh tidak berbeda nyata (Bhering dkk, 2008).

Prosedur Scott-Knott dimulai dengan membagi perlakuan-perlakuan ke dalam dua kelompok perlakuan untuk mendapatkan jumlah kuadrat antara kelompok perlakuan yang tertinggi. Proses ini dipermudah dengan mengurutkan nilai tengah perlakuan (Setiawan, 2009). Jumlah kuadrat tersebut didefinisikan sebagai $B_{0(l)}$, sesuai dengan persamaan:

$$B_{0(l)} = \frac{T_1^2}{K_1} + \frac{T_2^2}{K_2} - \frac{(T_1 + T_2)^2}{K_1 + K_2} \quad (2.20)$$

di mana:

T_1 dan T_2 = total dari nilai tengah masing-masing kelompok perlakuan

K_1 dan K_2 = banyaknya perlakuan pada masing-masing kelompok

$l = 1, 2, \dots, (p-1)$

(Bhering dkk, 2008)

Terdapat $2^{p-1} - 1$ pengelompokan yang mungkin dari p perlakuan menjadi dua kelompok, tapi Fisher telah menunjukkan bahwa cukup dengan melihat $(p-1)$ partisi yang dibentuk dengan memisah antara dua kelompok perlakuan dengan nilai tengah yang terurut (Scott dan Knott, 1974).

Misalkan terdapat p perlakuan yang nilai tengahnya telah diurutkan, $\bar{y}_1, \bar{y}_2, \bar{y}_3, \dots, \bar{y}_p$, maka terdapat pasangan kelompok perlakuan, yaitu:

\bar{y}_1 vs $(\bar{y}_2, \bar{y}_3, \dots, \bar{y}_p)$ untuk $B_{0(1)}$,

(\bar{y}_1, \bar{y}_2) vs $(\bar{y}_3, \dots, \bar{y}_p)$ untuk $B_{0(2)}$,
 $(\bar{y}_1, \bar{y}_2, \bar{y}_3)$ vs $(\bar{y}_4, \dots, \bar{y}_p)$ untuk $B_{0(3)}$,
 \vdots

$(\bar{y}_1, \bar{y}_2, \bar{y}_3, \dots, \bar{y}_{(p-1)})$ vs \bar{y}_p untuk $B_{0(p-1)}$

Dari $(p - 1)$ pasangan kelompok perlakuan yang mungkin dipilih $B_{0(l)}$ dengan nilai tertinggi, dan

Hipotesis untuk uji Scott-Knott adalah sebagai berikut:

$$H_0: m_1 = m_2$$

lawan

$$H_1: m_1 \neq m_2$$

di mana m_1 dan m_2 merupakan nilai tengah kelompok perlakuan yang tidak diketahui.

Statistik uji untuk uji Scott-Knott adalah:

$$\lambda = \frac{\pi}{2(\pi - 2)} \times \frac{B_0}{\hat{\sigma}_0^2} \quad (2.21)$$

dengan π merupakan suatu konstanta bernilai 3.14 dan $\hat{\sigma}_0^2$ merupakan penduga *maximum likelihood* (ML) dari σ^2 dengan semua μ_i diasumsikan sama:

$$\hat{\sigma}_0^2 = \left[\sum_{i=1}^p (\bar{y}_i - \bar{y})^2 + v s^2 \right] / (p + v) \quad (2.22)$$

di mana:

\bar{y}_i : nilai tengah perlakuan ke- i

\bar{y} : nilai tengah untuk semua perlakuan

p : banyaknya nilai tengah yang akan dibandingkan

v : derajat bebas galat

$$s^2 = KT_G/n$$

n : banyaknya ulangan

Sebaran λ diuji didekati oleh sebaran χ^2 dengan derajat bebas (v_0):

$$v_0 = \frac{p}{\pi - 2} \quad (2.23)$$

(Scott dan Knott, 1974)

Apabila $\lambda > \chi^2_{(\alpha, v_0)}$ maka terdapat perbedaan pada kelompok nilai tengah yang diuji. Sedangkan jika $\lambda \leq \chi^2_{(\alpha, v_0)}$ maka kelompok nilai tengah yang diuji tidak berbeda (Setiawan, 2009).

2.4 Kontras Ortogonal

Kontras ortogonal dikaitkan dengan penguraian jumlah kuadrat perlakuan ke dalam komponen-komponennya yang sesuai. Banyaknya komponen-komponen yang mungkin dari p perlakuan adalah $(p-1)$, yaitu sama dengan derajat bebas perlakuan. Dengan demikian akan diperoleh jumlah kuadrat berderajat tunggal sebanyak $(p-1)$. Tiap komponen tersebut merupakan satu pembandingan. Apabila komponen-komponen tersebut merupakan komponen yang saling ortogonal sesamanya, maka pembandingan tersebut dinamakan pembandingan ortogonal (Yitnosumarto, 1993).

Pada kontras ortogonal komponen-komponen pembandingan tersebut ditentukan terlebih dahulu oleh peneliti. Pembandingan dapat berdasarkan pada teori atau kepentingan peneliti yang mendasari dilakukannya penelitian tersebut atau pembandingan dapat juga berdasarkan penelitian sebelumnya.

Toothaker (1993) menjelaskan bahwa pembandingan terhadap p nilai tengah adalah sebuah kombinasi linier dari p nilai tengah tersebut. Misal beda antara dua dari p nilai tengah, atau perbedaan antara satu nilai tengah dengan lebih dari satu nilai tengah yang lain. Dengan demikian pembandingan yang dimaksud merupakan jumlah terboboti dari p nilai tengah tersebut. Pembandingan p nilai tengah populasi dinyatakan dalam fungsi linier berikut:

$$w = c_1\mu_1 + c_2\mu_2 + \cdots + c_p\mu_p = \sum_{i=1}^p c_i\mu_i$$

Pembobot c_i disebut kontras, jika $\sum_{i=1}^p c_i = 0$.

Sedangkan statistik sebagai penduga bagi sebuah pembandingan nilai tengah populasi adalah

$$\begin{aligned}\hat{w} &= c_1\bar{y}_1 + c_2\bar{y}_2 + \cdots + c_p\bar{y}_p \\ &= c_1y_{1.}/n_1 + c_2y_{2.}/n_2 + \cdots + c_py_{p.}/n_p \\ &= \sum_{i=1}^p c_iy_{i.}/n_i = \sum_{i=1}^p c_i\bar{y}_i\end{aligned}$$

Hipotesis pembandingan kontras adalah sebagai berikut:

$$H_0: \sum_{i=1}^p c_i\mu_i = 0$$

lawan

$$H_1: \sum_{i=1}^p c_i \mu_i \neq 0$$

Apabila H_0 benar, maka statistik uji untuk pembandingan kontras adalah

$$\frac{(\sum_{i=1}^p c_i \bar{y}_i)^2}{\sigma^2 \sum_{i=1}^p n_i^{-1} c_i} \approx \chi_1^2$$

Karena ragam σ^2 tidak diketahui maka penduga tak bias bagi σ^2 adalah $\hat{\sigma}^2 = s^2 = KT_G$, sehingga hipotesis untuk pembandingan kontras diuji dengan menghitung statistik uji

$$f_{\hat{w}} = \frac{1}{KT_G} \times \frac{(\sum_{i=1}^p c_i \bar{y}_i)^2}{\sum_{i=1}^p n_i^{-1} c_i} = \frac{1}{KT_G} \times \frac{(\sum_{i=1}^p c_i y_{i \cdot} / n_i)^2}{\sum_{i=1}^p n_i^{-1} c_i}$$

di mana

$$\frac{(\sum_{i=1}^p c_i y_{i \cdot} / n_i)^2}{\sum_{i=1}^p n_i^{-1} c_i} = JK_{\hat{w}} \quad (2.18)$$

merupakan jumlah kuadrat kontras, yang menyatakan bagian dari JK_P yang diterangkan oleh kontras yang dipelajari. Sehingga statistik uji tersebut dapat dituliskan dalam bentuk

$$f_{\hat{w}} = \frac{JK_{\hat{w}}}{KT_G} \quad (2.19)$$

yang mengikuti sebaran F dengan derajat bebas $\{1, \sum_{i=1}^p n_i - p\}$ dan pada taraf nyata α yang dipilih.

Jumlah kuadrat perlakuan dengan $p-1$ derajat bebas dapat diuraikan menjadi paling banyak $p-1$ jumlah kuadrat kontras yang bebas dan memenuhi persamaan (Walpole dan Myers, 1995):

$$JK_P = JK_{\hat{w}_1} + JK_{\hat{w}_2} + \dots + JK_{\hat{w}_{p-1}}$$

Keortogonalan didefinisikan untuk setiap dua kontras. Bila $w_1 = \sum_{i=1}^p c_{i1} \mu_{i1}$ dan $w_2 = \sum_{i=1}^p c_{i2} \mu_{i2}$, maka keduanya dikatakan ortogonal jika dan hanya jika $\sum_{i=1}^p n_i c_{i1} c_{i2} = 0$ (Sokal dan Rohlf, 1981).

UNIVERSITAS BRAWIJAYA



BAB III

METODOLOGI PENELITIAN

3.1 Sumber Data

Dalam penelitian ini digunakan data sekunder hasil penelitian mahasiswa Fakultas Pertanian Universitas Brawijaya. Data selengkapnya dapat dilihat pada Lampiran 1. Dari data sekunder tersebut diperoleh data baru dengan cara mengurangi sejumlah perlakuan. Adapun data yang digunakan dalam penelitian ini, yaitu:

Tabel 3.1. Data Penelitian

| Data | Perlakuan | p | Variabel yang diamati | n | Sumber |
|------|---------------------------------|----|----------------------------|---|-----------------|
| 1. | Tekstur tanah dan dosis seresah | 24 | Erosi tanah (ton/ha) | 3 | Handayani, 2008 |
| 2. | Fenotip jagung manis | 23 | Kadar gula mentah (% brix) | 5 | Putri, 2009 |

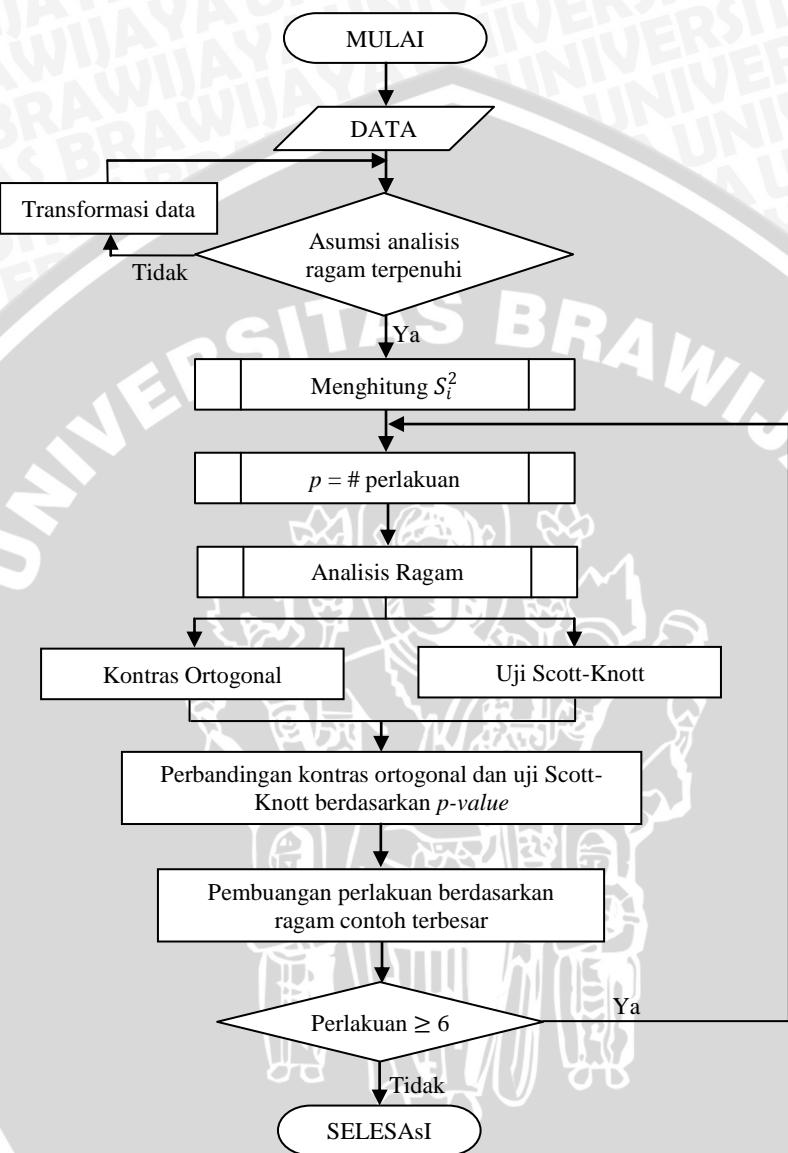
3.2 Metode Analisis

Metode analisis yang digunakan dalam penelitian ini adalah sebagai berikut:

1. Pengujian asumsi analisis ragam pada data, yang meliputi asumsi kenormalan ragam galat dengan uji Anderson-Darling (2.12) dan kehomogenan ragam galat dengan uji Bartlett (2.13)
2. Penghitungan ragam contoh (s_i^2) untuk masing-masing perlakuan (2.14)
3. Analisis ragam terhadap data
 - a. Pembuangan perlakuan yang memiliki ragam contoh terbesar secara berurutan satu per satu.
 - b. Mendapatkan nilai KT_G dari p perlakuan hingga hanya enam perlakuan yang tersisa.
4. Pengujian dengan uji Scott-Knott
 - a. Mengurutkan nilai tengah perlakuan dari yang terkecil hingga terbesar.
 - b. Mengelompokkan nilai tengah ke dalam dua kelompok dengan cara:
Misalkan terdapat p perlakuan yang nilai tengahnya telah diurutkan, $\bar{y}_{(1)}, \bar{y}_{(2)}, \bar{y}_{(3)}, \dots, \bar{y}_{(p)}$, maka terdapat pasangan kelompok perlakuan, yaitu:

- $\bar{y}_{(1)}$ vs $(\bar{y}_{(2)}, \bar{y}_{(3)}, \dots, \bar{y}_{(p)})$ untuk $B_{0(1)}$,
 $(\bar{y}_{(1)}, \bar{y}_{(2)})$ vs $(\bar{y}_{(3)}, \dots, \bar{y}_{(p)})$ untuk $B_{0(2)}$,
 \vdots
 $(\bar{y}_{(1)}, \bar{y}_{(2)}, \bar{y}_{(3)}, \dots, \bar{y}_{(p-1)})$ vs $\bar{y}_{(p)}$ untuk $B_{0(p-1)}$
- c. Dari masing-masing pasangan kelompok nilai tengah dihitung nilai B_0 (2.20).
 - d. Memilih pasangan kelompok nilai tengah dengan nilai B_0 yang terbesar.
 - e. Menghitung statistik uji λ (2.22).
 - f. Membandingkan nilai λ dengan nilai kritis χ^2 dengan derajat bebas (v_0) (2.23)
 - g. Langkah a hingga langkah g diulang untuk setiap kelompok yang terbentuk hingga diperoleh $(p-1)$ pasangan kelompok nilai tengah.
 5. Pengujian dengan kontras ortogonal
 - a. Menentukan koefisien kontras untuk $(p-1)$ pasangan kelompok nilai tengah yang terbentuk pada uji Scott-Knott.
 - b. Menghitung jumlah kuadrat kontras ($JK_{\widehat{w}}$) untuk setiap $(p-1)$ pasangan kelompok nilai tengah (2.18).
 - c. Menghitung statistik uji $f_{\widehat{w}}$ (2.19)
 - d. Membandingkan nilai $f_{\widehat{w}}$ dengan nilai kritis $F_{1,N-p}$.
 6. Membandingkan p -value dari $(p-1)$ pasangan kelompok nilai tengah antara uji Scott-Knott dengan kontras ortogonal.
 7. Langkah 4 dan 5 diulang setelah dilakukan pengurangan perlakuan berdasarkan ragam contoh terbesar satu per satu pada data.
 8. Membandingkan p -value antara uji Scott-Knott dan kontras ortogonal pada berbagai banyaknya perlakuan

Skema metode analisis di atas dapat digambarkan seperti pada gambar berikut ini:



Gambar 3.1 Diagram Alir Perbandingan Pembandingan Kontras Ortogonal dan Uji Scott-Knott

Analisis data pada penelitian ini menggunakan bantuan software Microsoft Office Excel 2007, Minitab 14, dan GenStat Discovery Edition 3.

UNIVERSITAS BRAWIJAYA



BAB IV

HASIL DAN PEMBAHASAN

4.1 Pemeriksaan Asumsi Analisis Ragam

a. Kenormalan

Hasil uji Anderson-Darling kedua data ditunjukkan pada Tabel 4.1, di mana dengan nilai $\alpha = 0.05$, jika $A_{hitung}^2 < A_{nilai kritis}^2$ yaitu 0.752 berarti bahwa asumsi kenormalan sisaan dari kedua data terpenuhi. Hasil pengujian lengkap dapat dilihat pada Lampiran 2(a) dan Lampiran 3(a).

Tabel 4.1. A_{hitung}^2 pemeriksaan asumsi kenormalan sisaan dari data

| Data | A_{hitung}^2 |
|--------|----------------|
| Data 1 | 0.522 |
| Data 2 | 0.629 |

b. Homogenitas ragam galat

Karena kedua data yang digunakan tersebut normal, maka untuk menguji kehomogenan ragam galat digunakan uji Bartlett. Dengan persamaan (2.14) diperoleh nilai statistik uji χ_{hit}^2 seperti pada Tabel 4.2. Hasil pengujian lengkap dapat dilihat pada Lampiran 2(b) dan Lampiran 3(b).

Tabel 4.2. χ_{hit}^2 pemeriksaan asumsi homogenitas ragam galat dari data

| Data | χ_{hit}^2 | $\chi_{0.05,p-1}^2$ |
|--------|----------------|---------------------|
| Data 1 | 29.41 | 35.17246 |
| Data 2 | 29.44 | 33.92444 |

Tabel 4.2 menunjukkan bahwa nilai $\chi_{hit}^2 < \chi_{0.05,p-1}^2$ yang berarti bahwa asumsi kehomogenan ragam galat dari kedua data tersebut terpenuhi.

c. Aditifitas pengaruh perlakuan dan lingkungan

Dwi (2004) menjelaskan dalam penelitiannya bahwa keaditifan model dipengaruhi oleh kehomogenan ragam galat, di mana jika ragam galat heterogen maka data percobaan akan berifat tidak aditif. Sehingga berdasarkan pernyataan tersebut

pengaruh perlakuan dan lingkungan pada kedua data dalam penelitian ini bersifat aditif.

4.2 Analisis Ragam

Hasil analisis ragam terhadap data dengan banyaknya perlakuan berkurang dengan cara membuang perlakuan dengan s_i^2 terbesar satu per satu. Perlakuan terurut berdasarkan s_i^2 dari yang terbesar hingga terkecil ditunjukkan pada Tabel 4.3.

Tabel 4.3. Perlakuan terurut berdasarkan ragam contoh (s_i^2) terbesar

| Data 1 | | Data 2 | |
|-----------|---------|---------|---------|
| Perlakuan | s_i^2 | Fenotip | s_i^2 |
| T3D0 | 0.02970 | 205 | 1.06300 |
| T4D0 | 0.02420 | 203 | 1.01300 |
| T4D1 | 0.02280 | 116 | 0.74800 |
| T3D2 | 0.01330 | 108 | 0.74000 |
| T3D1 | 0.01120 | 204 | 0.71700 |
| T3D3 | 0.00900 | 114 | 0.70000 |
| T4D3 | 0.00810 | 119 | 0.61800 |
| T4D2 | 0.00690 | 202 | 0.60200 |
| T4D4 | 0.00540 | 101 | 0.55000 |
| T4D5 | 0.00500 | 201 | 0.40700 |
| T3D4 | 0.00440 | 109 | 0.35200 |
| T3D5 | 0.00390 | 107 | 0.32300 |
| T2D2 | 0.00300 | 115 | 0.30000 |
| T1D4 | 0.00210 | 104 | 0.29200 |
| T2D1 | 0.00210 | 211 | 0.27800 |
| T1D2 | 0.00190 | 105 | 0.23800 |
| T2D0 | 0.00170 | 102 | 0.16700 |
| T2D3 | 0.00170 | 210 | 0.16300 |
| T1D1 | 0.00163 | 103 | 0.14300 |
| T1D3 | 0.00160 | 220 | 0.14000 |
| T1D0 | 0.00100 | 212 | 0.09200 |
| T1D5 | 0.00050 | 206 | 0.03300 |
| T2D4 | 0.00040 | 219 | 0.03000 |
| T2D5 | 0.00010 | - | - |

Hasil analisis ragam ditunjukkan pada Tabel 4.4. Hasil selengkapnya dapat dilihat pada Lampiran 4 dan Lampiran 5.

Tabel 4.4. Hasil analisis ragam dengan mereduksi banyaknya perlakuan berdasarkan ragam contoh terbesar

| | | | | | | | | |
|--------|-----------------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| | <i>p</i> | 24 | 23 | 22 | 21 | 20 | 19 | 18 |
| | db _G | 48 | 46 | 44 | 42 | 40 | 38 | 36 |
| Data 1 | KT _G | 0.00675 | 0.00575 | 0.00491 | 0.00406 | 0.00360 | 0.00320 | 0.00287 |
| | <i>p-value</i> | 0.00000 | 0.00000 | 0.00000 | 0.00000 | 0.00000 | 0.00000 | 0.00000 |
| | db _G | - | 92 | 88 | 84 | 80 | 76 | 72 |
| Data 2 | KT _G | - | 0.42200 | 0.39300 | 0.36300 | 0.34400 | 0.32300 | 0.30200 |
| | <i>p-value</i> | - | 0.00000 | 0.00000 | 0.00000 | 0.00000 | 0.00000 | 0.00000 |
| | <i>p</i> | 17 | 16 | 15 | 14 | 13 | 12 | 11 |
| | db _G | 34 | 32 | 30 | 28 | 26 | 24 | 22 |
| Data 1 | KT _G | 0.00257 | 0.00229 | 0.00208 | 0.00187 | 0.00168 | 0.00149 | 0.00135 |
| | <i>p-value</i> | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| | db _G | 68 | 64 | 60 | 56 | 52 | 48 | 44 |
| Data 2 | KT _G | 0.27800 | 0.25700 | 0.23400 | 0.21100 | 0.19600 | 0.18300 | 0.17100 |
| | <i>p-value</i> | 0.00000 | 0.00000 | 0.00000 | 0.00000 | 0.00000 | 0.00000 | 0.00000 |
| | <i>p</i> | 10 | 9 | 8 | 7 | 6 | | |
| | db _G | 20 | 18 | 16 | 14 | 12 | | |
| Data 1 | KT _G | 0.00128 | 0.00119 | 0.00110 | 0.00100 | 0.00088 | | |
| | <i>p-value</i> | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | | |
| | db _G | 40 | 36 | 32 | 28 | 24 | | |
| Data 2 | KT _G | 0.15800 | 0.14300 | 0.12600 | 0.11000 | 0.10000 | | |
| | <i>p-value</i> | 0.00000 | 0.00000 | 0.00000 | 0.00000 | 0.00000 | | |

Hasil analisis ragam menunjukkan bahwa nilai KT_G yang semakin kecil dengan semakin berkurangnya perlakuan yang diuji. Hal ini dikarenakan dengan hilangnya nilai s_i^2 yang terbesar secara berurutan akan menyebabkan data semakin homogen sehingga KT_G yang merupakan nilai dugaan bagi s^2 akan semakin kecil nilainya.

P-value digunakan untuk menentukan apakah perlakuan-perlakuan tersebut mempunyai pengaruh yang berbeda nyata atau tidak. Bila $p\text{-value} < 0.05$, berarti bahwa terdapat perlakuan yang mempunyai pengaruh yang berbeda nyata dan sebaliknya.

Dari hasil analisis ragam dapat dilihat bahwa untuk semua banyaknya perlakuan pada kedua data tersebut terdapat pengaruh perlakuan atau sekurang-kurangnya terdapat satu perlakuan yang berbeda dengan perlakuan yang lain, maka perlu dilakukan pengujian lanjutan untuk mengetahui perlakuan mana saja yang berbeda tersebut. Uji lanjutan yang digunakan adalah pembandingan berganda atau kontras ortogonal.

4.3 Pengelompokan Perlakuan dengan Uji Scott-Knott dan Kontras Ortogonal

Uji Scott-Knott merupakan salah satu metode uji pembandingan berganda. Prosedur awal dalam melakukan pengujian ini adalah mengurutkan nilai tengah perlakuan dari yang terkecil hingga terbesar, kemudian perlakuan-perlakuan tersebut dibagi ke dalam dua kelompok perlakuan untuk mendapatkan jumlah kuadrat antara kelompok perlakuan (B_0) yang tertinggi. Jika terdapat p perlakuan, maka akan diperoleh $(p-1)$ pasangan kelompok perlakuan. Selanjutnya B_0 tersebut digunakan dalam perhitungan nilai statistik λ berdasarkan persamaan (2.22). Hasil selengkapnya dapat dilihat pada Lampiran 6.

Seperti halnya uji Scott-Knott, kontras ortogonal juga merupakan pembandingan dua kelompok perlakuan. Prosedur awal adalah menentukan hipotesis bagi kelompok-kelompok yang akan dibandingkan. Hipotesis berdasarkan hasil pengelompokan yang diuji pada uji Scott-Knott, seperti ditunjukkan pada Lampiran 7 dan Lampiran 8. Dari hipotesis tersebut, kemudian dibuat koefisien kontras seperti pada Lampiran 9. Kemudian dilakukan uji F terhadap masing-masing kontras, seperti ditunjukkan pada Lampiran 10.

P-value juga dapat digunakan sebagai kriteria pengujian untuk menyatakan apakah kedua kelompok perlakuan tersebut sama atau tidak. Sama halnya dengan cara pengujian di atas, jika terdapat p

perlakuan, maka akan diperoleh (p -1) pasangan kelompok perlakuan. Dengan $\alpha = 0.05$, dua kelompok perlakuan akan dinyatakan berbeda nyata, apabila $p - value \leq \alpha$. Sebaliknya dua kelompok perlakuan akan dinyatakan sama apabila $p - value > \alpha$.

P-value untuk setiap pasangan kelompok perlakuan dari kedua uji tersebut pada Data 1 dan Data 2 ditunjukkan pada Tabel 4.5 dan Tabel 4.6.

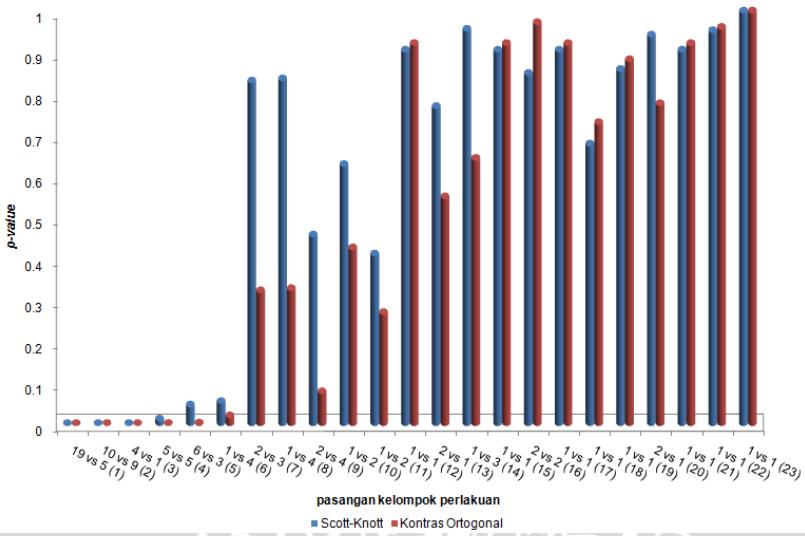
Berdasarkan *p-value* pada Tabel 4.5 dapat dilihat bahwa antara uji Scott-Knott dan kontras ortogonal dapat memberikan hasil yang berbeda, seperti pada pembandingan pasangan kelompok ke-6, yaitu (P15 vs P20 P14 P19), hasil pengujian kontras ortogonal adalah berbeda, sedangkan hasil pengujian Scott-Knott mendapatkan hasil yang sebaliknya, yaitu *p-value* lebih besar dari 0.05 yang menyatakan bahwa kedua kelompok perlakuan memberikan pengaruh yang sama terhadap respon yang diamati. Untuk lebih jelas dapat dilihat pada Gambar 4.1.



Tabel 4.5. *P*-value pasangan kelompok perlakuan pada Data 1

| No. | Pasangan kelompok perlakuan | | <i>p</i> -value uji Scott-Knott | <i>p</i> -value kontras ortogonal |
|-----|---|---------|---------------------------------|-----------------------------------|
| 1. | P12 P6 P11 P5 P4 P3 P10 P2 P24 P18 P1 P9 P23 P8 P22 P17 P7 P21 P16 vs P15 P20 P14 P19 P13 | 19 vs 5 | 3.8109×10^{-6} | 2.5409×10^{-25} |
| 2. | P12 P6 P11 P5 P4 P3 P10 P2 P24 P18 vs P1 P9 P23 P8 P22 P17 P7 P21 P16 | 10 vs 9 | 2.2735×10^{-5} | 2.8905×10^{-13} |
| 3. | P15 P20 P14 P19 vs P13 | 4 vs 1 | 1.5360×10^{-6} | 2.4337×10^{-8} |
| 4. | P12 P6 P11 P5 P4 vs P3 P10 P2 P24 P18 | 5 vs 5 | 0.0112 | 0.0002 |
| 5. | P1 P9 P23 P8 P22 P17 vs P7 P21 P16 | 6 vs 3 | 0.0453 | 0.0013 |
| 6. | P15 vs P20 P14 P19 | 1 vs 4 | 0.0535 | 0.0187 |
| 7. | P12 P6 vs P11 P5 P4 | 2 vs 3 | 0.8305 | 0.3221 |
| 8. | P3 vs P10 P2 P24 P18 | 1 vs 4 | 0.8355 | 0.3273 |
| 9. | P1 P9 vs P23 P8 P22 P17 | 2 vs 4 | 0.4573 | 0.0773 |
| 10. | P7 vs P21 P16 | 1 vs 2 | 0.6280 | 0.4259 |
| 11. | P20 vs P14 P19 | 1 vs 2 | 0.4110 | 0.2689 |
| 12. | P12 vs P6 | 1 vs 1 | 0.9053 | 0.9213 |
| 13. | P11 P5 vs P4 | 2 vs 1 | 0.7687 | 0.5498 |
| 14. | P10 vs P2 P24 P18 | 1 vs 3 | 0.9558 | 0.6430 |
| 15. | P1 vs P9 | 1 vs 1 | 0.9053 | 0.9213 |
| 16. | P23 P8 vs P22 P17 | 2 vs 2 | 0.8490 | 0.9721 |
| 17. | P21 vs P16 | 1 vs 1 | 0.9053 | 0.9213 |
| 18. | P14 vs P19 | 1 vs 1 | 0.6775 | 0.7295 |
| 19. | P11 vs P5 | 1 vs 1 | 0.8584 | 0.8821 |
| 20. | P2 P24 vs P18 | 2 vs 1 | 0.9417 | 0.7755 |
| 21. | P23 vs P8 | 1 vs 1 | 0.9053 | 0.9213 |
| 22. | P22 vs P17 | 1 vs 1 | 0.9526 | 0.9606 |
| 23. | P2 vs P24 | 1 vs 1 | 1.0000 | 1.0000 |

Histogram *p*-value Uji Scott-Knott dan Kontras Ortogonal untuk Tiap Pasangan Kelompok Perlakuan pada Data 1



Gambar 4.1 Histogram *p*-value uji Scott-Knott dan kontras ortogonal Data 1

Grafik *p*-value kontras ortogonal pada Gambar 4.1 hampir selalu lebih kecil daripada grafik *p*-value uji Scott-Knott, yaitu sebanyak 15 grafik atau 65.2174% grafik menunjukkan bahwa *p*-value kontras ortogonal lebih kecil daripada *p*-value uji Scott-Knott. Sedangkan sebanyak 8 grafik atau 34.7826% grafik menunjukkan bahwa *p*-value uji Scott-Knott lebih kecil daripada *p*-value kontras ortogonal.

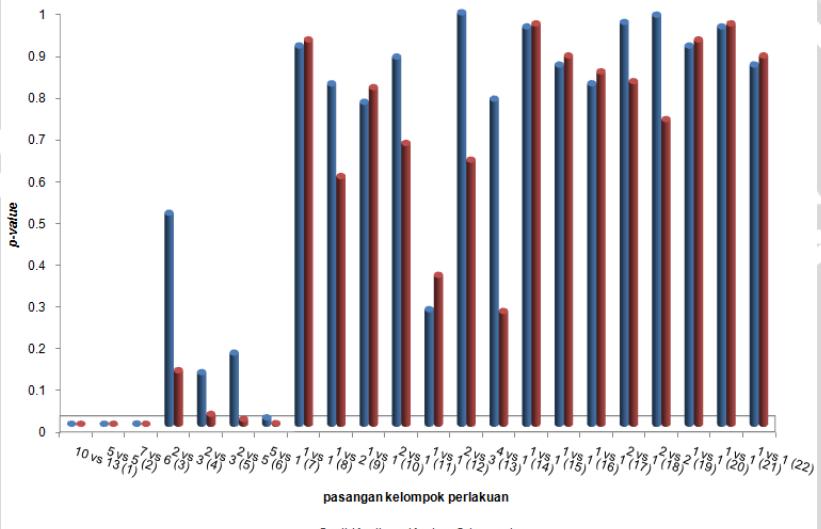
Tabel 4.6. *P-value* pasangan kelompok perlakuan pada Data 2

| No. | Pasangan kelompok perlakuan | | <i>p-value</i> uji Scott-Knott | <i>p-value</i> kontras ortogonal |
|-----|---|----------|--------------------------------|----------------------------------|
| 1. | F7 F11 F10 F4 F9 F6 F12 F2 F8 F1 vs F3 F18 F5 F15 F13 F14 F16 F21 F17 F22 F20 F19 F23 | 10 vs 13 | 7.0976×10^{-14} | 1.5023×10^{-35} |
| 2. | F7 F11 F10 F4 F9 vs F6 F12 F2 F8 F1 | 5 vs 5 | 1.6759×10^{-6} | 4.3382×10^{-9} |
| 3. | F3 F18 F5 F15 F13 F14 F16 vs F21 F17 F22 F20 F19 F23 | 7 vs 6 | 5.4117×10^{-4} | 1.1533×10^{-6} |
| 4. | F7 F11 vs F10 F4 F9 | 2 vs 3 | 0.5066 | 0.1287 |
| 5. | F6 F12 vs F2 F8 F1 | 2 vs 3 | 0.1239 | 0.0237 |
| 6. | F3 F18 vs F5 F15 F13 F14 F16 | 2 vs 5 | 0.1708 | 0.0116 |
| 7. | F21 F17 F22 F20 F19 vs F23 | 5 vs 1 | 0.0154 | 0.0014 |
| 8. | F7 vs F11 | 1 vs 1 | 0.9081 | 0.9227 |
| 9. | F10 vs F4 F9 | 1 vs 2 | 0.8172 | 0.5947 |
| 10. | F6 vs F12 | 1 vs 1 | 0.7730 | 0.8083 |
| 11. | F2 F8 vs F1 | 2 vs 1 | 0.8817 | 0.6744 |
| 12. | F3 vs F18 | 1 vs 1 | 0.2751 | 0.3575 |
| 13. | F5 F15 vs F13 F14 F16 | 2 vs 3 | 0.9878 | 0.6341 |
| 14. | F21 F17 F22 F20 vs F19 | 4 vs 1 | 0.7806 | 0.2707 |
| 15. | F4 vs F9 | 1 vs 1 | 0.9540 | 0.9613 |
| 16. | F2 vs F8 | 1 vs 1 | 0.8626 | 0.8842 |
| 17. | F5 vs F15 | 1 vs 1 | 0.8175 | 0.8461 |
| 18. | F13 F14 vs F16 | 2 vs 1 | 0.9648 | 0.8226 |
| 19. | F21 F17 vs F22 F20 | 2 vs 2 | 0.9823 | 0.7315 |
| 20. | F13 vs F14 | 1 vs 1 | 0.9081 | 0.9227 |
| 21. | F21 vs F17 | 1 vs 1 | 0.9539 | 0.9613 |
| 22. | F22 vs F20 | 1 vs 1 | 0.8626 | 0.8842 |

Berdasarkan *p-value* pada Tabel 4.6 juga dapat dilihat bahwa bahwa antara uji Scott-Knott dan kontras ortogonal dapat memberikan hasil yang berbeda, seperti pada pembandingan pasangan kelompok perlakuan ke-5 dan 6, yaitu (F6 F12 vs F2 F8 F1)

dan ($F_3 F_{18}$ vs $F_5 F_{15} F_{13} F_{14} F_{16}$), hasil pengujian kontras ortogonal adalah berbeda, sedangkan hasil pengujian Scott-Knott mendapatkan hasil yang sebaliknya, yaitu $p\text{-value}$ lebih besar dari 0.05 yang menyatakan bahwa keempat kelompok perlakuan memberikan pengaruh yang sama terhadap respon yang diamati. Untuk lebih jelas dapat dilihat pada Gambar 4.2.

Histogram $p\text{-value}$ Uji Scott-Knott dan Kontras Ortogonal untuk Tiap Pasangan Kelompok Perlakuan pada Data 2



Gambar 4.2. Histogram $p\text{-value}$ untuk uji Scott-Knott dan kontras ortogonal pada Data 2

Grafik $p\text{-value}$ kontras ortogonal pada Gambar 4.2 hampir selalu lebih kecil daripada grafik $p\text{-value}$ uji Scott-Knott, yaitu sebanyak 13 grafik atau 59.0909% grafik menunjukkan bahwa $p\text{-value}$ kontras ortogonal lebih kecil daripada $p\text{-value}$ uji Scott-Knott. Sedangkan sebanyak 9 grafik atau 40.9091% grafik menunjukkan bahwa $p\text{-value}$ uji Scott-Knott lebih kecil daripada $p\text{-value}$ kontras ortogonal.

Dengan $p\text{-value}$ untuk kontras ortogonal yang lebih kecil daripada uji Scott-Knott, maka dapat dinyatakan bahwa pembandingan kontras ortogonal lebih teliti daripada uji Scott-Knott.

4.4 Pengaruh Banyaknya Perlakuan terhadap Uji Scott-Knott dan Kontras Ortogonal

Untuk mengetahui pengaruh banyaknya perlakuan terhadap tingkat ketelitian kedua uji tersebut, dapat dilakukan dengan mengurangi atau membuang perlakuan dengan s_i^2 terbesar. Setelah dilakukan pengurangan perlakuan, kemudian diuji dengan menggunakan uji Scott-Knott. Berdasarkan hasil pengelompokan pada uji Scott-Knott, kelompok perlakuan tersebut diuji kembali dengan menggunakan kontras ortogonal. Dari kedua uji tersebut dihitung persentase banyaknya *p-value* uji Scott-Knott yang lebih besar daripada *p-value* kontras ortogonal, yang dapat dilihat pada Tabel 4.7. Hasil selengkapnya dapat dilihat pada Lampiran 11 dan Lampiran 12.

Tabel 4.7. Persentase banyaknya *p-value* uji Scott-Knott yang lebih besar dari *p-value* kontras ortogonal

| <i>p</i> | Data 1 | Data 2 |
|----------|---------|---------|
| 24 | 65.2174 | - |
| 23 | 68.1818 | 59.0909 |
| 22 | 66.6667 | 66.6667 |
| 21 | 70 | 70 |
| 20 | 68.4211 | 73.6842 |
| 19 | 66.6667 | 72.2222 |
| 18 | 64.7059 | 70.5882 |
| 17 | 68.75 | 75 |
| 16 | 60 | 73.3333 |
| 15 | 64.2857 | 71.4286 |
| 14 | 53.8462 | 69.2308 |
| 13 | 50 | 66.6667 |
| 12 | 54.5455 | 63.6364 |
| 11 | 60 | 70 |
| 10 | 55.5556 | 66.6667 |
| 9 | 62.5 | 75 |
| 8 | 71.4286 | 71.4286 |
| 7 | 66.6667 | 66.6667 |
| 6 | 60 | 60 |

Dari Tabel 4.7. dapat dilihat bahwa setelah pengurangan perlakuan, persentase banyaknya *p-value* uji Scott-Knott yang lebih besar daripada *p-value* kontras ortogonal pada kedua data tidak menunjukkan suatu perilaku khusus. Dari tabel tersebut juga dapat dilihat bahwa *p-value* kontras ortogonal hampir selalu lebih kecil daripada *p-value* uji Scott-Knott.

Dari hasil tersebut, maka dapat diambil pernyataan bahwa berapapun banyaknya perlakuan yang dicobakan kontras ortogonal lebih teliti daripada uji Scott-Knott. Hal ini dikarenakan, kontras ortogonal merupakan kombinasi linier dari peubah acak nilai tengah yang saling bebas, di mana ragam kontras sama dengan jumlah ragam terboboti.

Untuk mengetahui pengaruh banyaknya perlakuan terhadap tingkat ketelitian kontras ortogonal dan uji Scott-Knott dapat dilihat pada pembandingan dua perlakuan, di mana untuk Data 1 misalnya pada pembandingan perlakuan T1D5 vs perlakuan T2D5 dan pada Data 2 misalnya pada pembandingan fenotip 211 vs fenotip 219. Hasil pembandingan dapat dilihat pada Tabel 4.8 dan untuk pembandingan selengkapnya dapat dilihat pada Lampiran 6, Lampiran 11, dan Lampiran 12.

Tabel 4.8. Tingkat ketelitian kontras ortogonal dan uji Scott-Knott pada berbagai banyaknya perlakuan

| P | Data 1 | | Data 2 | |
|----|-------------------------|---------------------------|-------------------------|---------------------------|
| | p-value uji Scott-Knott | p-value kontras ortogonal | p-value uji Scott-Knott | p-value kontras ortogonal |
| 24 | 0.9053 | 0.9213 | - | - |
| 23 | 0.8974 | 0.9147 | 0.8626 | 0.8842 |
| 22 | 0.8889 | 0.9078 | 0.8575 | 0.8801 |
| 21 | 0.8778 | 0.8987 | 0.8519 | 0.8753 |
| 20 | 0.8701 | 0.8924 | 0.8477 | 0.872 |
| 19 | 0.8621 | 0.8860 | 0.8429 | 0.868 |
| 18 | 0.8544 | 0.8798 | 0.8373 | 0.8633 |
| 17 | 0.8458 | 0.8729 | 0.8305 | 0.8578 |
| 16 | 0.8368 | 0.8657 | 0.8236 | 0.8521 |
| 15 | 0.8286 | 0.8594 | 0.8151 | 0.8451 |
| 14 | 0.8190 | 0.8517 | 0.8055 | 0.8372 |
| 13 | 0.8084 | 0.8435 | 0.7980 | 0.8313 |
| 12 | 0.7965 | 0.8344 | 0.7909 | 0.8256 |
| 11 | 0.7858 | 0.8263 | 0.783 | 0.8194 |
| 10 | 0.7789 | 0.8216 | 0.7741 | 0.8123 |
| 9 | 0.7697 | 0.8152 | 0.7623 | 0.8031 |
| 8 | 0.7594 | 0.8083 | - | - |
| 7 | 0.7473 | 0.8005 | - | - |
| 6 | 0.7286 | 0.7882 | - | - |

Dari Tabel 4.8. dapat dilihat bahwa dari kedua data tersebut tingkat ketelitian kontras ortogonal dan uji Scott-Knott semakin meningkat dengan semakin berkurangnya perlakuan yang dicobakan.

BAB V

KESIMPULAN DAN SARAN

5.1 Kesimpulan

Dari penelitian ini dapat diambil kesimpulan sebagai berikut:

1. Dari kedua data sekunder yang digunakan, dapat dikatakan bahwa berapapun banyaknya perlakuan yang dicobakan kontras ortogonal selalu lebih teliti daripada uji Scott-knott.
2. Penambahan perlakuan mempengaruhi tingkat ketelitian kontras ortogonal dan uji Scott-Knott, di mana semakin banyak perlakuan yang dicobakan akan menurunkan tingkat ketelitian dari kontras ortogonal dan uji Scott-Knott.

5.2 Saran

Dalam melakukan uji lanjutan dari hasil analisis ragam, berapapun banyaknya perlakuan yang dicobakan dapat menggunakan kontras ortogonal. Untuk penelitian selanjutnya dapat dilakukan penelitian tehadap tingkat ketelitian kontras ortogonal dan uji Scott-Knott pada pengelompokan perlakuan terencana.

UNIVERSITAS BRAWIJAYA



DAFTAR PUSTAKA

- Baolin, O. 2003. *A Method for Clustering Group Means with Analysis of Variance*. Thesis. Department of Statistics and Applied of Probability. National University, Singapore.
- Berenson, M. L., D. M. Levine, and D. Rindskopf. 1998. *Applied Statistics a First Course*. Prentice Hall, New Jersey.
- Bhering, L. L., C. D. Cruz, E. Soares de Vasconcelos, A. Ferreira, and M. F. Ribeiro de Resende Jr. 2008. *Alternative Methodology for Scott-Knott Test*. Crop Breeding and Applied Biotechnology 8: 9-16. Brazilian Society of Plant Breeding. Brazil.
- Cochran, W. G. and G. M. Cox. 1957. *Experimental Design*. Second Edition. John Wiley and Sons, New York.
- Dwi, S. 2004. *Keeratan Hubungan Tingkat Keheterogenan Ragam Galat dengan Keaditifan Model RAK*. Skripsi S1. Fakultas Ilmu Pengetahuan dan Matematika. Universitas Brawijaya. Tidak Dipublikasikan.
- Gaspersz, V. 1991. *Teknik Analisis dalam Penelitian Percobaan*. Tarsito, Bandung.
- Handayani, E. 2008. *Pengaruh Seresah terhadap Limpasan Permukaan dan Erosi pada Tanah dengan Tekstur Berbeda*. Skripsi S1. Fakultas Pertanian. Universitas Brawijaya. Tidak Dipublikasikan.
- Hines, W. W. dan D. C. Montgomery. 1990. *Probabilita dan Statistika dalam Ilmu Rekayasa dan Manajemen*. Edisi Kedua. Penerjemah Rudiansyah. UI, Jakarta.
- Jolliffe, I. T., O. B. Alle, and B. R. Christie. 1989. *Comparison of Variety Means Using Cluster Analysis and Dendogram*. Expl Agric, volume 25, pp. 259-269. Canada.
- Lind, D. A., R. D. Mason, dan W. G. Marchal. 2000. *Basic Statistics for Business and Economics*. Third Edition. McGraw-Hill, Inc. Singapore.
- Montgomery, D. C. 1997. *Design and Analysis of Experiments*. 4th edition. John Wiley and Sons, New York.

- Putri, K. A. K. 2009. *Keragaman Karakteristik Tongkol pada Populasi F3 Jagung Manis (Zea mays var. saccharata Sturt) yang Diseleksi Berdasarkan Umur Bunga*. Skripsi S1. Fakultas Pertanian. Universitas Brawijaya. Tidak Dipublikasikan.
- Scott, A. J. and M. Knott. 1974. *A Cluster Analysis Method for Grouping Means in the Analysis of Variance*. Biometrics, Vol. 30, No. 3, pp. 507-512. International Biometric Society.
- Setiawan, A. 2009. *Uji Scott-Knott Perbandingan Nilai Rata-rata*. <http://smartstat.wordpress.com>. Diakses tanggal 27 Januari 2011, pukul 10:34.
- Sokal, R. R. dan J. F. Rohlf. 1981. *Biometry-The Principles and Practice of Statistics in Biological Research*. Second Edition. W. H. Freeman and Company, New York.
- Steel, R. G. D. dan J. K. Torrie. 1991. *Prinsip dan Prosedur Statistika Suatu Pendekatan Biometrik*. Edisi Kedua. Penerjemah : Bambang Sumantri. Gramedia Pustaka Utama, Jakarta.
- Toothaker, L. E. 1993. *Multiple Comparison Procedures*. Series on Quantitative Applications in the Social Sciences. Series No. 07-089. Sage University Paper, Newbury Park.
- Walpole, R. E. dan R. H. Myers. 1995. *Ilmu Peluang dan Statistika untuk Insinyur dan Ilmuwan*. Edisi Keempat. Penerjemah : R. K. Sembiring. ITB, Bandung.
- Yitnosumarto, S. 1990. *Dasar-Dasar Statistika*. Gramedia Pustaka Utama, Jakarta.
- _____. 1993. *Percobaan, Perancangan, Analisis dan Interpretasinya*. Gramedia Pustaka Utama, Jakarta.

Lampiran 1. Data Hasil Penelitian

Data 1. Erosi Tanah (ton/ha)

| Perlakuan | Ulangan | | | Total | Rata-rata |
|------------|---------|------|-------|-------|-----------|
| | 1 | 2 | 3 | | |
| T1D0 (P1) | 0.25 | 0.30 | 0.31 | 0.86 | 0.2867 |
| T1D1 (P2) | 0.19 | 0.24 | 0.27 | 0.70 | 0.2333 |
| T1D2 (P3) | 0.15 | 0.16 | 0.23 | 0.54 | 0.1800 |
| T1D3 (P4) | 0.10 | 0.14 | 0.18 | 0.42 | 0.1400 |
| T1D4 (P5) | 0.06 | 0.12 | 0.15 | 0.33 | 0.1100 |
| T1D5 (P6) | 0.05 | 0.09 | 0.09 | 0.23 | 0.0767 |
| T2D0 (P7) | 0.39 | 0.41 | 0.47 | 1.27 | 0.4233 |
| T2D1 (P8) | 0.30 | 0.36 | 0.39 | 1.05 | 0.3500 |
| T2D2 (P9) | 0.24 | 0.29 | 0.35 | 0.88 | 0.2933 |
| T2D3 (P10) | 0.18 | 0.20 | 0.26 | 0.64 | 0.2133 |
| T2D4 (P11) | 0.08 | 0.10 | 0.12 | 0.30 | 0.1000 |
| T2D5 (P12) | 0.06 | 0.07 | 0.08 | 0.21 | 0.0700 |
| T3D0 (P13) | 0.88 | 1.00 | 1.22 | 3.10 | 1.0333 |
| T3D1 (P14) | 0.61 | 0.74 | 0.82 | 2.17 | 0.7233 |
| T3D2 (P15) | 0.47 | 0.57 | 0.70 | 1.74 | 0.5800 |
| T3D3(P16) | 0.38 | 0.47 | 0.57 | 1.42 | 0.4733 |
| T3D4 (P17) | 0.31 | 0.40 | 0.44 | 1.15 | 0.3833 |
| T3D5 (P18) | 0.20 | 0.23 | 0.32 | 0.75 | 0.2500 |
| T4D0 (P19) | 0.60 | 0.73 | 0.91 | 2.24 | 0.7467 |
| T4D1 (P20) | 0.53 | 0.65 | 0.83 | 2.01 | 0.6700 |
| T4D2 (P21) | 0.40 | 0.44 | 0.56 | 1.40 | 0.4667 |
| T4D3 (P22) | 0.29 | 0.38 | 0.47 | 1.14 | 0.3800 |
| T4D4 (P23) | 0.26 | 0.37 | 0.40 | 1.03 | 0.3433 |
| T4D5 (P24) | 0.17 | 0.22 | 0.31 | 0.70 | 0.2333 |
| TOTAL | | | 26.28 | | |

(Handayani, 2008)

Lampiran 1. (lanjutan)

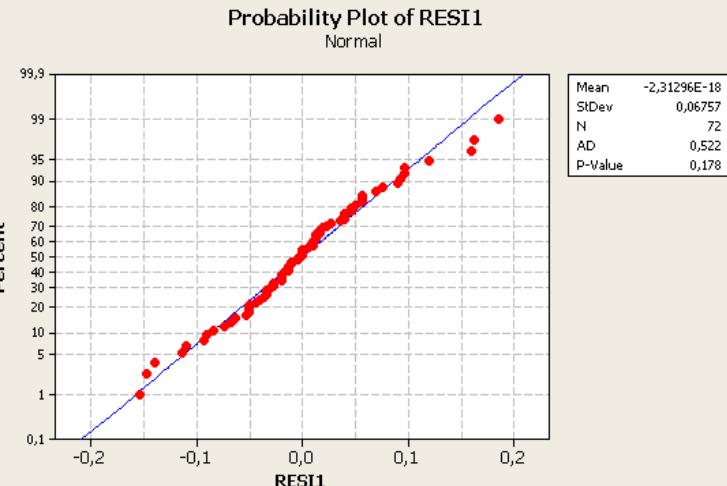
Data 2. Kadar Gula Mentah (% brix)

| Fenotip | Ulangan | | | | | Total | Rata-rata |
|-----------|---------|------|------|------|--------|-------|-----------|
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | | |
| 101 (F1) | 12.5 | 12 | 13 | 12 | 11 | 60.5 | 12.1 |
| 102 (F2) | 11.5 | 11.5 | 12 | 12.4 | 12.2 | 59.6 | 11.92 |
| 103 (F3) | 12.5 | 12 | 12.8 | 13 | 12.5 | 62.8 | 12.56 |
| 104 (F4) | 11 | 10.5 | 10 | 11.4 | 11 | 53.9 | 10.78 |
| 105 (F5) | 13 | 12.8 | 13 | 13.5 | 14 | 66.3 | 13.26 |
| 107 (F6) | 11.2 | 11.3 | 12.3 | 11.1 | 10.8 | 56.7 | 11.34 |
| 108 (F7) | 9 | 10.4 | 10.9 | 11.2 | 10 | 51.5 | 10.3 |
| 109 (F8) | 12 | 12.5 | 12 | 12.4 | 11 | 59.9 | 11.98 |
| 114 (F9) | 11 | 10 | 10 | 11 | 12 | 54 | 10.8 |
| 115 (F10) | 10 | 11 | 11 | 11 | 10 | 53 | 10.6 |
| 116 (F11) | 10 | 9 | 10.8 | 11.2 | 10.7 | 51.7 | 10.34 |
| 119 (F12) | 12.3 | 11.5 | 10.8 | 10.5 | 12.1 | 57.2 | 11.44 |
| 201 (F13) | 13.2 | 13.7 | 14.1 | 12.4 | 13.5 | 66.9 | 13.38 |
| 202 (F14) | 12.3 | 14.4 | 13.2 | 13.4 | 13.8 | 67.1 | 13.42 |
| 203 (F15) | 11.7 | 13.1 | 14.2 | 14 | 13.7 | 66.7 | 13.34 |
| 204 (F16) | 12 | 13.6 | 13.8 | 14.1 | 13.9 | 67.4 | 13.48 |
| 205 (F17) | 15.2 | 13.8 | 12.4 | 13.5 | 14.3 | 69.2 | 13.84 |
| 206 (F18) | 13 | 12.8 | 12.7 | 13.1 | 13.1 | 64.7 | 12.94 |
| 210 (F19) | 13.8 | 14.9 | 14.1 | 14.2 | 14.2 | 71.2 | 14.24 |
| 211 (F20) | 13.8 | 14.3 | 14.7 | 13.5 | 13.5 | 69.8 | 13.96 |
| 212 (F21) | 13.9 | 13.5 | 14.3 | 13.7 | 13.7 | 69.1 | 13.82 |
| 219 (F22) | 13.8 | 14.2 | 13.9 | 13.8 | 13.8 | 69.5 | 13.9 |
| 220 (F23) | 14.7 | 14.5 | 15.2 | 15.3 | 15.3 | 75 | 15 |
| TOTAL | | | | | 1443.7 | | |

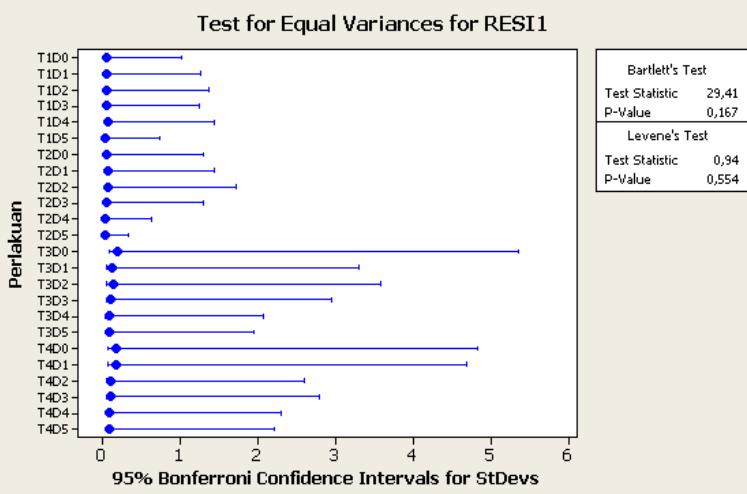
(Putri, 2009)

Lampiran 2. Pengujian Asumsi Analisis Ragam pada Data 1

a. Kenormalan galat



b. Kehomogenan ragam galat

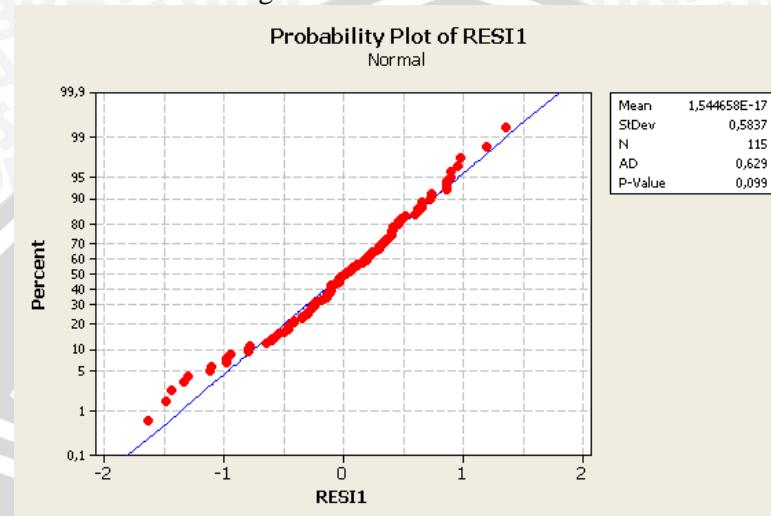


UNIVERSITAS BRAWIJAYA

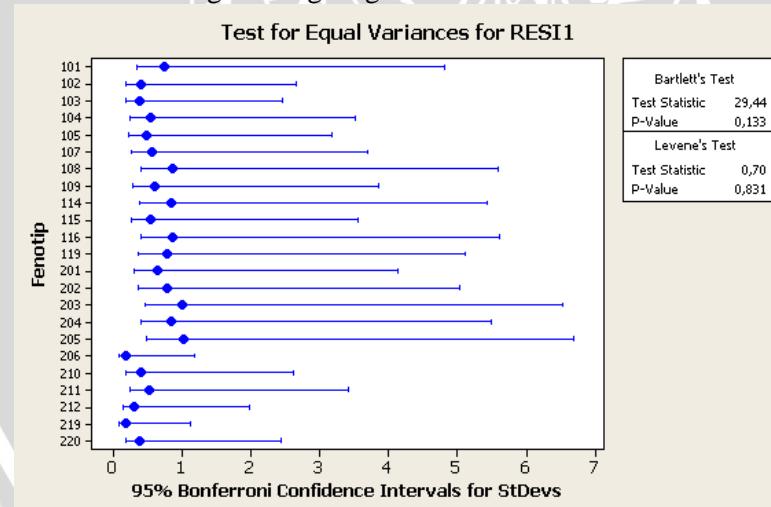


Lampiran 3. Pengujian Asumsi Analisis Ragam pada Data 2

a. Kenormalan galat



b. Kehomogenan ragam galat



UNIVERSITAS BRAWIJAYA



Lampiran 4. Analisis Ragam Data 1

a. $p = 24$

| Source | DF | SS | MS | F | P |
|-----------|----|---------|---------|-------|-------|
| Perlakuan | 23 | 4.07747 | 0.17728 | 26.25 | 0.000 |
| Error | 48 | 0.32413 | 0.00675 | | |
| Total | 71 | 4.40160 | | | |

b. $p = 23$

| Source | DF | SS | MS | F | P |
|-----------|----|---------|---------|-------|-------|
| Perlakuan | 22 | 2.67920 | 0.12178 | 21.17 | 0.000 |
| Error | 46 | 0.26467 | 0.00575 | | |
| Total | 68 | 2.94386 | | | |

c. $p = 22$

| Source | DF | SS | MS | F | P |
|-----------|----|---------|---------|-------|-------|
| Perlakuan | 21 | 2.15011 | 0.10239 | | |
| Error | 44 | 0.21620 | 0.00491 | | |
| Total | 65 | 2.36631 | | 20.84 | 0.000 |

d. $p = 21$

| Source | DF | SS | MS | F | P |
|-----------|----|---------|---------|-------|-------|
| Perlakuan | 20 | 1.75909 | 0.08795 | 21.65 | 0.000 |
| Error | 42 | 0.17060 | 0.00406 | | |
| Total | 62 | 1.92969 | | | |

e. $p = 20$

| Source | DF | SS | MS | F | P |
|-----------|----|---------|---------|-------|-------|
| Perlakuan | 19 | 1.51296 | 0.07963 | | |
| Error | 40 | 0.14400 | 0.00360 | | |
| Total | 59 | 1.65697 | | 22.12 | 0.000 |

f. $p = 19$

| Source | DF | SS | MS | F | P |
|-----------|----|---------|---------|-------|-------|
| Perlakuan | 18 | 0.91036 | 0.05058 | 15.81 | 0.000 |
| Error | 38 | 0.12153 | 0.00320 | | |
| Total | 56 | 1.03190 | | | |

g. $p = 18$

| Source | DF | SS | MS | F | P |
|-----------|----|---------|---------|-------|-------|
| Perlakuan | 17 | 0.77095 | 0.04535 | 15.78 | 0.000 |
| Error | 36 | 0.10347 | 0.00287 | | |
| Total | 53 | 0.87441 | | | |

Lampiran 4 (Lanjutan)

h. $p = 17$

| Source | DF | SS | MS | F | P |
|-----------|----|---------|---------|-------|-------|
| Perlakuan | 16 | 0.71878 | 0.04492 | 17.50 | 0.000 |
| Error | 34 | 0.08727 | 0.00257 | | |
| Total | 50 | 0.80605 | | | |

i. $p = 16$

| Source | DF | SS | MS | F | P |
|-----------|----|---------|---------|-------|-------|
| Perlakuan | 15 | 0.56119 | 0.03741 | 16.31 | 0.000 |
| Error | 32 | 0.07340 | 0.00229 | | |
| Total | 47 | 0.63459 | | | |

j. $p = 15$

| Source | DF | SS | MS | F | P |
|-----------|----|---------|---------|-------|-------|
| Perlakuan | 14 | 0.52039 | 0.03717 | 17.83 | 0.000 |
| Error | 30 | 0.06253 | 0.00208 | | |
| Total | 44 | 0.58292 | | | |

k. $p = 14$

| Source | DF | SS | MS | F | P |
|-----------|----|---------|---------|-------|-------|
| Perlakuan | 13 | 0.52004 | 0.04000 | 21.35 | 0.000 |
| Error | 28 | 0.05247 | 0.00187 | | |
| Total | 41 | 0.57251 | | | |

l. $p = 13$

| Source | DF | SS | MS | F | P |
|-----------|----|---------|---------|-------|-------|
| Perlakuan | 12 | 0.43610 | 0.03634 | 21.67 | 0.000 |
| Error | 26 | 0.04360 | 0.00168 | | |
| Total | 38 | 0.47970 | | | |

m. $p = 12$

| Source | DF | SS | MS | F | P |
|-----------|----|---------|---------|-------|-------|
| Perlakuan | 11 | 0.43083 | 0.03917 | 26.26 | 0.000 |
| Error | 24 | 0.03580 | 0.00149 | | |
| Total | 35 | 0.46663 | | | |

n. $p = 11$

| Source | DF | SS | MS | F | P |
|-----------|----|---------|---------|-------|-------|
| Perlakuan | 10 | 0.40609 | 0.04061 | 30.05 | 0.000 |
| Error | 22 | 0.02973 | 0.00135 | | |
| Total | 32 | 0.43582 | | | |

Lampiran 4 (Lanjutan)

o. $p = 10$

| Source | DF | SS | MS | F | P |
|-----------|----|---------|---------|-------|-------|
| Perlakuan | 9 | 0.33033 | 0.03670 | 28.75 | 0.000 |
| Error | 20 | 0.02553 | 0.00128 | | |
| Total | 29 | 0.35587 | | | |

p. $p = 9$

| Source | DF | SS | MS | F | P |
|-----------|----|---------|---------|-------|-------|
| Perlakuan | 8 | 0.31241 | 0.03905 | 32.95 | 0.000 |
| Error | 18 | 0.02133 | 0.00119 | | |
| Total | 26 | 0.33374 | | | |

q. $p = 8$

| Source | DF | SS | MS | F | P |
|-----------|----|---------|---------|-------|-------|
| Perlakuan | 7 | 0.31196 | 0.04457 | 40.67 | 0.000 |
| Error | 16 | 0.01753 | 0.00110 | | |
| Total | 23 | 0.32950 | | | |

r. $p = 7$

| Source | DF | SS | MS | F | P |
|-----------|----|---------|---------|-------|-------|
| Perlakuan | 6 | 0.31053 | 0.05176 | 51.51 | 0.000 |
| Error | 14 | 0.01407 | 0.00100 | | |
| Total | 20 | 0.32460 | | | |

s. $p = 6$

| Source | DF | SS | MS | F | P |
|-----------|----|----------|----------|-------|-------|
| Perlakuan | 5 | 0.119978 | 0.023996 | 27.16 | 0.000 |
| Error | 12 | 0.010600 | 0.000883 | | |
| Total | 17 | 0.130578 | | | |

UNIVERSITAS BRAWIJAYA



Lampiran 5. Analisis Ragam Data 2

a. $p = 23$

| Source | DF | SS | MS | F | P |
|---------|-----|---------|-------|-------|-------|
| Fenotip | 22 | 215.510 | 9.796 | 23.21 | 0.000 |
| Error | 92 | 38.836 | 0.422 | | |
| Total | 114 | 254.346 | | | |

b. $p = 22$

| Source | DF | SS | MS | F | P |
|---------|-----|---------|-------|-------|-------|
| Fenotip | 21 | 206.864 | 9.851 | 25.07 | 0.000 |
| Error | 88 | 34.584 | 0.393 | | |
| Total | 109 | 241.448 | | | |

c. $p = 21$

| Source | DF | SS | MS | F | P |
|---------|-----|---------|--------|-------|-------|
| Fenotip | 20 | 203.128 | 10.156 | 27.94 | 0.000 |
| Error | 84 | 30.532 | 0.363 | | |
| Total | 104 | 233.660 | | | |

d. $p = 20$

| Source | DF | SS | MS | F | P |
|---------|----|---------|-------|-------|-------|
| Fenotip | 19 | 179.638 | 9.455 | 27.46 | 0.000 |
| Error | 80 | 27.540 | 0.344 | | |
| Total | 99 | 207.178 | | | |

e. $p = 19$

| Source | DF | SS | MS | F | P |
|---------|----|---------|-------|-------|-------|
| Fenotip | 18 | 152.732 | 8.485 | 26.24 | 0.000 |
| Error | 76 | 24.580 | 0.323 | | |
| Total | 94 | 177.312 | | | |

f. $p = 18$

| Source | DF | SS | MS | F | P |
|---------|----|---------|-------|-------|-------|
| Fenotip | 17 | 149.354 | 8.786 | 29.13 | 0.000 |
| Error | 72 | 21.712 | 0.302 | | |
| Total | 89 | 171.066 | | | |

g. $p = 17$

| Source | DF | SS | MS | F | P |
|---------|----|---------|-------|-------|-------|
| Fenotip | 16 | 131.517 | 8.220 | 29.56 | 0.000 |
| Error | 68 | 18.912 | 0.278 | | |
| Total | 84 | 150.429 | | | |

Lampiran 5 (Lanjutan)

h. $p = 16$

| Source | DF | SS | MS | F | P |
|---------|----|---------|-------|-------|-------|
| Fenotip | 15 | 122.490 | 8.166 | 31.79 | 0.000 |
| Error | 64 | 16.440 | 0.257 | | |
| Total | 79 | 138.930 | | | |

i. $p = 15$

| Source | DF | SS | MS | F | P |
|---------|----|---------|-------|-------|-------|
| Fenotip | 14 | 120.602 | 8.614 | 36.83 | 0.000 |
| Error | 60 | 14.032 | 0.234 | | |
| Total | 74 | 134.634 | | | |

j. $p = 14$

| Source | DF | SS | MS | F | P |
|---------|----|---------|-------|-------|-------|
| Fenotip | 13 | 118.086 | 9.084 | 42.99 | 0.000 |
| Error | 56 | 11.832 | 0.211 | | |
| Total | 69 | 129.918 | | | |

k. $p = 13$

| Source | DF | SS | MS | F | P |
|---------|----|---------|-------|-------|-------|
| Fenotip | 12 | 116.482 | 9.707 | 49.47 | 0.000 |
| Error | 52 | 10.204 | 0.196 | | |
| Total | 64 | 126.686 | | | |

l. $p = 12$

| Source | DF | SS | MS | F | P |
|---------|----|---------|--------|-------|-------|
| Fenotip | 11 | 112.908 | 10.264 | 56.01 | 0.000 |
| Error | 48 | 8.796 | 0.183 | | |
| Total | 59 | 121.704 | | | |

m. $p = 11$

| Source | DF | SS | MS | F | P |
|---------|----|---------|--------|-------|-------|
| Fenotip | 10 | 100.306 | 10.031 | 58.81 | 0.000 |
| Error | 44 | 7.504 | 0.171 | | |
| Total | 54 | 107.810 | | | |

n. $p = 10$

| Source | DF | SS | MS | F | P |
|---------|----|--------|-------|-------|-------|
| Fenotip | 9 | 68.674 | 7.630 | 48.42 | 0.000 |
| Error | 40 | 6.304 | 0.158 | | |
| Total | 49 | 74.978 | | | |

Lampiran 5 (Lanjutan)

o. $p = 9$

| Source | DF | SS | MS | F | P |
|---------|----|--------|-------|-------|-------|
| Fenotip | 8 | 35.108 | 4.389 | 30.76 | 0.000 |
| Error | 36 | 5.136 | 0.143 | | |
| Total | 44 | 40.244 | | | |

p. $p = 8$

| Source | DF | SS | MS | F | P |
|---------|----|--------|-------|-------|-------|
| Fenotip | 7 | 33.975 | 4.854 | 38.60 | 0.000 |
| Error | 32 | 4.024 | 0.126 | | |
| Total | 39 | 37.999 | | | |

q. $p = 7$

| Source | DF | SS | MS | F | P |
|---------|----|--------|-------|-------|-------|
| Fenotip | 6 | 33.758 | 5.626 | 51.28 | 0.000 |
| Error | 28 | 3.072 | 0.110 | | |
| Total | 34 | 36.830 | | | |

r. $p = 6$

| Source | DF | SS | MS | F | P |
|---------|----|--------|-------|-------|-------|
| Fenotip | 5 | 19.510 | 3.902 | 38.95 | 0.000 |
| Error | 24 | 2.404 | 0.100 | | |
| Total | 29 | 21.914 | | | |

UNIVERSITAS BRAWIJAYA



Lampiran 6. Uji Scott-Knott

a. Data 1

| Pengelompokan perlakuan dengan nilai B_0 terbesar | B_0 | λ | v_0 |
|--|-----------------------|-----------|---------|
| P12 P6 P11 P5 P4 P3 P10 P2 P24 P18 P1 P9 P23 P8 P22 P17 P7 P21 P16 vs P15 P20 P14 P19 P13 | 0.9394 | 63.4313 | 21.0233 |
| P12 P6 P11 P5 P4 P3 P10 P2 P24 P18 vs P1 P9 P23 P8 P22 P17 P7 P21 P16 | 0.2233 | 50.0227 | 16.6434 |
| P15 P20 P14 P19 vs P13 | 0.0999 | 32.4663 | 4.3799 |
| P12 P6 P11 P5 P4 vs P3 P10 P2 P24 P18 | 0.0376 | 19.7920 | 8.7597 |
| P1 P9 P23 P8 P22 P17 vs P7 P21 P16 | 0.0265 | 14.3485 | 7.8837 |
| P15 vs P20 P14 P19 | 0.0133 | 7.6648 | 3.5039 |
| P12 P6 vs P11 P5 P4 | 0.0023 | 1.4779 | 4.3799 |
| P3 vs P10 P2 P24 P18 | 0.0022 | 1.4497 | 4.3799 |
| P1 P9 vs P23 P8 P22 P17 | 0.0073 | 4.6715 | 5.2558 |
| P7 vs P21 P16 | 0.0015 | 0.9303 | 2.6279 |
| P20 vs P14 P19 | 0.0028 | 1.7786 | 2.6279 |
| P12 vs P6 | 2.22×10^{-5} | 0.0141 | 1.7519 |
| P11 P5 vs P4 | 0.0008 | 0.5262 | 2.6279 |
| P10 vs P2 P24 P18 | 0.0005 | 0.3224 | 3.5039 |
| P1 vs P9 | 2.22×10^{-5} | 0.0141 | 1.7519 |
| P23 P8 vs P22 P17 | 0.0012 | 0.8019 | 3.5039 |
| P21 vs P16 | 2.22×10^{-5} | 0.0141 | 1.7519 |
| P14 vs P19 | 0.0003 | 0.1729 | 1.7519 |
| P11 vs P5 | 5×10^{-5} | 0.0318 | 1.7519 |
| P2 P24 vs P18 | 0.0002 | 0.1201 | 2.6279 |
| P23 vs P8 | 2.22×10^{-5} | 0.0141 | 1.7519 |
| P22 vs P17 | 5.56×10^{-6} | 0.0035 | 1.7519 |
| P2 vs P24 | 0.0000 | 0.0000 | 1.7519 |

Lampiran 6 (Lanjutan)

b. Data 2

| Pengelompokkan perlakuan dengan nilai B_0 terbesar | B_0 | λ | v_0 |
|---|---------|-----------|---------|
| F7 F11 F10 F4 F9 F6 F12 F2 F8 F1 vs F3 F18 F5 F15 F13 F14 F16 F21 F17 F22 F20 F19 F23 | 34.3760 | 106.9321 | 20.1473 |
| F7 F11 F10 F4 F9 vs F6 F12 F2 F8 F1 | 3.5522 | 41.5064 | 8.7597 |
| F3 F18 F5 F15 F13 F14 F16 vs F21 F17 F22 F20 F19 F23 | 2.7914 | 32.9246 | 11.3876 |
| F7 F11 vs F10 F4 F9 | 0.1985 | 3.3148 | 4.3798 |
| F6 F12 vs F2 F8 F1 | 0.4465 | 7.2365 | 4.3798 |
| F3 F18 vs F5 F15 F13 F14 F16 | 0.5598 | 9.0497 | 6.1318 |
| F21 F17 F22 F20 F19 vs F23 | 0.9153 | 14.0277 | 5.2558 |
| F7 vs F11 | 0.0008 | 0.0133 | 1.7519 |
| F10 vs F4 F9 | 0.0241 | 0.4038 | 2.6279 |
| F6 vs F12 | 0.0050 | 0.0832 | 1.7519 |
| F2 F8 vs F1 | 0.0150 | 0.2519 | 2.6279 |
| F3 vs F18 | 0.0722 | 1.1912 | 1.7519 |
| F5 F15 vs F13 F14 F16 | 0.0193 | 0.3297 | 4.3798 |
| F21 F17 F22 F20 vs F19 | 0.1037 | 1.7555 | 4.3798 |
| F4 vs F9 | 0.0002 | 0.0033 | 1.7519 |
| F2 vs F8 | 0.0018 | 0.0300 | 1.7519 |
| F5 vs F15 | 0.0032 | 0.0533 | 1.7519 |
| F13 F14 vs F16 | 0.0043 | 0.0718 | 2.6279 |
| F21 F17 vs F22 F20 | 0.0100 | 0.1698 | 3.5039 |
| F13 vs F14 | 0.0008 | 0.0133 | 1.7519 |
| F21 vs F17 | 0.0002 | 0.0033 | 1.7519 |
| F22 vs F20 | 0.0018 | 0.0300 | 1.7519 |

Lampiran 7. Hipotesis Nol Kontras Ortogonal pada Data 1

1. $H_0 : \frac{\mu_1 + \mu_2 + \mu_3 + \mu_4 + \mu_5 + \mu_6 + \mu_7 + \mu_8 + \mu_9 + \mu_{10} + \mu_{11} + \mu_{12} + \mu_{16} + \mu_{17} + \mu_{18} + \mu_{21} + \mu_{22} + \mu_{23} + \mu_{24}}{19} = \frac{\mu_{13} + \mu_{14} + \mu_{15} + \mu_{19} + \mu_{20}}{5}$
2. $H_0 : \frac{\mu_2 + \mu_3 + \mu_4 + \mu_5 + \mu_6 + \mu_{10} + \mu_{11} + \mu_{12} + \mu_{18} + \mu_{24}}{10} = \frac{\mu_1 + \mu_7 + \mu_8 + \mu_9 + \mu_{16} + \mu_{17} + \mu_{21} + \mu_{22} + \mu_{23}}{9}$
3. $H_0 : \frac{\mu_{14} + \mu_{15} + \mu_{19} + \mu_{20}}{4} = \mu_{13}$
4. $H_0 : \frac{\mu_4 + \mu_5 + \mu_6 + \mu_{11} + \mu_{12}}{5} = \frac{\mu_2 + \mu_3 + \mu_{10} + \mu_{18} + \mu_{24}}{5}$
5. $H_0 : \frac{\mu_1 + \mu_8 + \mu_9 + \mu_{17} + \mu_{22} + \mu_{23}}{6} = \frac{\mu_7 + \mu_{16} + \mu_{21}}{3}$
6. $H_0 : \frac{\mu_{14} + \mu_{19} + \mu_{20}}{3} = \mu_{15}$
7. $H_0 : \frac{\mu_4 + \mu_5 + \mu_{11}}{3} = \frac{\mu_6 + \mu_{12}}{2}$
8. $H_0 : \mu_3 = \frac{\mu_2 + \mu_{10} + \mu_{18} + \mu_{24}}{4}$
9. $H_0 : \frac{\mu_1 + \mu_9}{2} = \frac{\mu_8 + \mu_{17} + \mu_{22} + \mu_{23}}{3}$
10. $H_0 : \mu_7 = \frac{\mu_{16} + \mu_{21}}{2}$
11. $H_0 : \frac{\mu_{14} + \mu_{19}}{2} = \mu_{20}$
12. $H_0 : \mu_6 = \mu_{12}$
13. $H_0 : \frac{\mu_5 + \mu_{11}}{2} = \mu_4$
14. $H_0 : \mu_{10} = \frac{\mu_2 + \mu_{18} + \mu_{24}}{3}$
15. $H_0 : \mu_1 = \mu_9$
16. $H_0 : \frac{\mu_{17} + \mu_{22}}{2} = \frac{\mu_8 + \mu_{23}}{2}$
17. $H_0 : \mu_{16} = \mu_{21}$
18. $H_0 : \mu_{14} = \mu_{19}$
19. $H_0 : \mu_5 = \mu_{11}$
20. $H_0 : \mu_{18} = \frac{\mu_2 + \mu_{24}}{2}$
21. $H_0 : \mu_8 = \mu_{23}$
22. $H_0 : \mu_{17} = \mu_{22}$
23. $H_0 : \mu_2 = \mu_{24}$

UNIVERSITAS BRAWIJAYA



Lampiran 8. Hipotesis Nol Kontras Ortogonal pada Data 2

1. $H_0 : \frac{\mu_1 + \mu_2 + \mu_4 + \mu_6 + \mu_7 + \mu_8 + \mu_9 + \mu_{10} + \mu_{11} + \mu_{12}}{10} = \frac{\mu_3 + \mu_5 + \mu_{13} + \mu_{14} + \mu_{15} + \mu_{16} + \mu_{17} + \mu_{18} + \mu_{19} + \mu_{20} + \mu_{21} + \mu_{22} + \mu_{23}}{13}$
2. $H_0 : \frac{\mu_4 + \mu_7 + \mu_9 + \mu_{10} + \mu_{11}}{5} = \frac{\mu_1 + \mu_2 + \mu_6 + \mu_8 + \mu_{12}}{5}$
3. $H_0 : \frac{\mu_3 + \mu_5 + \mu_{13} + \mu_{14} + \mu_{15} + \mu_{16} + \mu_{18}}{7} = \frac{\mu_{17} + \mu_{19} + \mu_{20} + \mu_{21} + \mu_{22} + \mu_{23}}{6}$
4. $H_0 : \frac{\mu_7 + \mu_{11}}{2} = \frac{\mu_4 + \mu_9 + \mu_{10}}{3}$
5. $H_0 : \frac{\mu_6 + \mu_{12}}{2} = \frac{\mu_1 + \mu_2 + \mu_8}{3}$
6. $H_0 : \frac{\mu_3 + \mu_{18}}{2} = \frac{\mu_5 + \mu_{13} + \mu_{14} + \mu_{15} + \mu_{16}}{5}$
7. $H_0 : \frac{\mu_{17} + \mu_{19} + \mu_{20} + \mu_{21} + \mu_{22}}{5} = \mu_{23}$
8. $H_0 : \mu_7 = \mu_{11}$
9. $H_0 : \mu_{10} = \frac{\mu_4 + \mu_9}{2}$
10. $H_0 : \mu_6 = \mu_{12}$
11. $H_0 : \mu_1 = \frac{\mu_2 + \mu_8}{2}$
12. $H_0 : \mu_3 = \mu_{18}$
13. $H_0 : \frac{\mu_5 + \mu_{15}}{2} = \frac{\mu_{13} + \mu_{14} + \mu_{16}}{3}$
14. $H_0 : \mu_{19} = \frac{\mu_{17} + \mu_{20} + \mu_{21} + \mu_{22}}{4}$
15. $H_0 : \mu_4 = \mu_9$
16. $H_0 : \mu_2 = \mu_8$
17. $H_0 : \mu_5 = \mu_{15}$
18. $H_0 : \frac{\mu_{13} + \mu_{14}}{2} = \mu_{16}$
19. $H_0 : \frac{\mu_{17} + \mu_{21}}{2} = \frac{\mu_{20} + \mu_{22}}{2}$
20. $H_0 : \mu_{13} = \mu_{14}$
21. $H_0 : \mu_{17} = \mu_{21}$
22. $H_0 : \mu_{20} = \mu_{22}$

UNIVERSITAS BRAWIJAYA



Lampiran 9. Koefisien Kontras Ortogonal

a. Data 1

| K O N T R A S | Perlakuan | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
|---------------------------------|-----------|----|---|----|----|----|-----|-----|----|----|----|----|-----|-----|-----|-----|----|----|-----|-----|-----|-----|-----|----|
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 11 | 12 | 13 | 14 | 15 | 16 | 17 | 18 | 19 | 20 | 21 | 22 | 23 | 24 |
| 1 | 5 | 5 | 5 | 5 | 5 | 5 | 5 | 5 | 5 | 5 | 5 | 5 | -19 | -19 | -19 | 5 | 5 | 5 | -19 | -19 | 5 | 5 | 5 | 5 |
| 2 | -10 | 9 | 9 | 9 | 9 | 9 | -10 | -10 | 9 | 9 | 9 | 0 | 0 | 0 | -10 | -10 | 9 | 0 | 0 | -10 | -10 | -10 | -10 | 9 |
| 3 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 4 | -1 | -1 | 0 | 0 | 0 | -1 | -1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 4 | 0 | 5 | 5 | -5 | -5 | -5 | 0 | 0 | 0 | 5 | -5 | -5 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 5 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 5 | 3 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | -6 | 3 | 3 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | -6 | 3 | 0 | 0 | 0 | -6 | 3 | 3 | 0 |
| 6 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | -1 | 3 | 0 | 0 | 0 | -1 | -1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 7 | 0 | 0 | 0 | -2 | -2 | 3 | 0 | 0 | 0 | -2 | 3 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 8 | 0 | -1 | 4 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | -1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | -1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | -1 |
| 9 | 4 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | -2 | 4 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | -2 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | -2 | -2 | 0 |
| 10 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 2 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | -1 | 0 | 0 | 0 | 0 | -1 | 0 | 0 | 0 |
| 11 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | -1 | 0 | 0 | 0 | 0 | -1 | 2 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 12 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | -1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 13 | 0 | 0 | 0 | 2 | -1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | -1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 14 | 0 | -1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 3 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | -1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | -1 |
| 15 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | -1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 16 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 2 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | -2 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 2 | -2 |
| 17 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | -1 | 0 | 0 |
| 18 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 | 0 | 0 | 0 | -1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 19 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | -1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 20 | 0 | -1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 2 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | -1 |
| 21 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | -1 |
| 22 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | -1 | 0 |
| 23 | 0 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | -1 |

Lampiran 9 (Lanjutan)

b. Data 2

| K O N T R A S | Perlakuan | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
|---------------------------------|-----------|----|-----|----|-----|----|----|----|----|----|----|----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 11 | 12 | 13 | 14 | 15 | 16 | 17 | 18 | 19 | 20 | 21 | 22 | 23 |
| 1 | 13 | 13 | -10 | 13 | -10 | 13 | 13 | 13 | 13 | 13 | 13 | 13 | -10 | -10 | -10 | -10 | -10 | -10 | -10 | -10 | -10 | -10 | -10 |
| 2 | 1 | 1 | 0 | -1 | 0 | 1 | -1 | 1 | -1 | -1 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 3 | 0 | 0 | -6 | 0 | -6 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | -6 | -6 | -6 | -6 | 7 | -6 | 7 | 7 | 7 | 7 | 7 |
| 4 | 0 | 0 | 0 | -2 | 0 | 0 | 3 | 0 | -2 | -2 | 3 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 5 | -2 | -2 | 0 | 0 | 0 | 3 | 0 | -2 | 0 | 0 | 0 | 3 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 6 | 0 | 0 | 5 | 0 | -2 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | -2 | -2 | -2 | -2 | 0 | 5 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 7 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | -1 | 0 | -1 | -1 | -1 | -1 | 5 |
| 8 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 | 0 | 0 | 0 | -1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 9 | 0 | 0 | 0 | -1 | 0 | 0 | 0 | 0 | -1 | 2 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 10 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | -1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 11 | 2 | -1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | -1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 12 | 0 | 0 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | -1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 13 | 0 | 0 | 0 | 0 | 3 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | -2 | -2 | 3 | -2 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 14 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | -1 | 0 | 4 | -1 | -1 | 0 | 0 |
| 15 | 0 | 0 | 0 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | -1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 16 | 0 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | -1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 17 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | -1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 18 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | -1 | -1 | 0 | 2 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 19 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 | 0 | 0 | -1 | 1 | -1 | 0 |
| 20 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 | -1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 21 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 | 0 | 0 | 0 | -1 | 0 |
| 22 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 | 0 | -1 |

Lampiran 10. Analisis Ragam Kontras Ortogonal

a. Data 1

***** Analysis of variance *****

| Source of Variation | df | ss | ms | F |
|---------------------|----|-------------------------|-------------------------|----------|
| Perlakuan | 23 | 4.0775 | 0.1773 | 26.25 |
| Contrast 1 | 1 | 2.8182 | 2.8182 | 417.3406 |
| Contrast 2 | 1 | 0.6698 | 0.6698 | 99.1955 |
| Contrast 3 | 1 | 0.2996 | 0.2996 | 44.3709 |
| Contrast 4 | 1 | 0.1129 | 0.1129 | 16.7121 |
| Contrast 5 | 1 | 0.0794 | 0.0794 | 11.7507 |
| Contrast 6 | 1 | 0.0400 | 0.0400 | 5.9235 |
| Contrast 7 | 1 | 0.0068 | 0.0068 | 1.0011 |
| Contrast 8 | 1 | 0.0066 | 0.0066 | 0.9796 |
| Contrast 9 | 1 | 0.0220 | 0.0220 | 3.2583 |
| Contrast 10 | 1 | 0.0044 | 0.0044 | 0.6450 |
| Contrast 11 | 1 | 0.0084 | 0.0084 | 1.2513 |
| Contrast 12 | 1 | 0.0001 | 0.0001 | 0.0099 |
| Contrast 13 | 1 | 0.0025 | 0.0025 | 0.3628 |
| Contrast 14 | 1 | 0.0015 | 0.0015 | 0.2176 |
| Contrast 15 | 1 | 0.0001 | 0.0001 | 0.0099 |
| Contrast 16 | 1 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0012 |
| Contrast 17 | 1 | 0.0001 | 0.0001 | 0.0099 |
| Contrast 18 | 1 | 0.0008 | 0.0008 | 0.1209 |
| Contrast 19 | 1 | 0.0002 | 0.0002 | 0.0222 |
| Contrast 20 | 1 | 0.0006 | 0.0006 | 0.0823 |
| Contrast 21 | 1 | 6.6667×10^{-5} | 6.6667×10^{-5} | 0.0099 |
| Contrast 22 | 1 | 1.6667×10^{-5} | 1.6667×10^{-5} | 0.0025 |
| Contrast 23 | 1 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| Residual | 48 | 0.3241 | 0.0068 | |
| Total | 71 | 4.4016 | 0.0620 | |

Lampiran 10 (Lanjutan)

b. Data 2

***** Analysis of variance *****

| Source of Variation | df | ss | ms | F |
|---------------------|----|----------|----------|----------|
| Fenotip | 22 | 215.5097 | 9.7959 | 23.2059 |
| Contrast 1 | 1 | 171.8802 | 171.8802 | 407.1732 |
| Contrast 2 | 1 | 17.7608 | 17.7608 | 42.0742 |
| Contrast 3 | 1 | 13.9572 | 13.9572 | 33.0636 |
| Contrast 4 | 1 | 0.9923 | 0.9923 | 2.3506 |
| Contrast 5 | 1 | 2.2326 | 2.2326 | 5.2889 |
| Contrast 6 | 1 | 2.7991 | 2.7991 | 6.6309 |
| Contrast 7 | 1 | 4.5763 | 4.5763 | 10.8409 |
| Contrast 8 | 1 | 0.0040 | 0.0040 | 0.0095 |
| Contrast 9 | 1 | 0.1203 | 0.1203 | 0.2851 |
| Contrast 10 | 1 | 0.0250 | 0.0250 | 0.0592 |
| Contrast 11 | 1 | 0.0750 | 0.0750 | 0.1777 |
| Contrast 12 | 1 | 0.3610 | 0.3610 | 0.8552 |
| Contrast 13 | 1 | 0.0963 | 0.0963 | 0.2280 |
| Contrast 14 | 1 | 0.5184 | 0.5184 | 1.2281 |
| Contrast 15 | 1 | 0.0010 | 0.0010 | 0.0024 |
| Contrast 16 | 1 | 0.0090 | 0.0090 | 0.0213 |
| Contrast 17 | 1 | 0.0160 | 0.0160 | 0.0379 |
| Contrast 18 | 1 | 0.0213 | 0.0213 | 0.0505 |
| Contrast 19 | 1 | 0.0500 | 0.0500 | 0.1184 |
| Contrast 20 | 1 | 0.0040 | 0.0040 | 0.0095 |
| Contrast 21 | 1 | 0.0010 | 0.0010 | 0.0024 |
| Contrast 22 | 1 | 0.0090 | 0.0090 | 0.0213 |
| Residual | 48 | 38.8360 | 0.4221 | |
| Total | 71 | 254.3457 | 2.2311 | |

Lampiran 11. Uji Scott-Knott dan Kontras Ortogonal pada Data 1 Setelah Dilakukan Pengurangan Perlakuan

a. $p = 23$

| Pasangan kelompok perlakuan berdasarkan uji Scott-Knott | $p\text{-value}$ uji Scott-Knott | $p\text{-value}$ kontras ortogonal |
|--|----------------------------------|------------------------------------|
| P12 P6 P11 P5 P4 P3 P10 P2 P23 P17 P1 P9 P22 P8 P21 P16 vs P7 P20 P15 P14 P19 P13 P18 | 8.26×10^{-6} | 6.70×10^{-23} |
| P12 P6 P11 P5 P4 P3 vs P10 P2 P23 P17 P1 P9 P22 P8 P21 P16 | 0.0001 | 1.40×10^{-10} |
| P7 P20 P15 P14 vs P19 P13 P18 | 8.52×10^{-6} | 1.48×10^{-8} |
| P12 P6 P11 P5 vs P4 P3 | 0.4226 | 0.0679 |
| P10 P2 P23 P17 P1 P9 vs P22 P8 P21 P16 | 0.0164 | 0.0005 |
| P7 P20 P15 vs P14 | 0.0458 | 0.0166 |
| P19 vs P13 P18 | 0.3535 | 4.31×10^{-14} |
| P12 P6 vs P11 P5 | 0.8560 | 0.4731 |
| P4 vs P3 | 0.4411 | 0.5214 |
| P10 P2 P23 P17 vs P1 P9 | 0.6417 | 0.1361 |
| P22 P8 vs P21 P16 | 0.8153 | 0.4281 |
| P7 vs P20 P15 | 0.5795 | 0.3886 |
| P13 vs P18 | 0.6522 | 0.7080 |
| P12 vs P6 | 0.8974 | 0.9147 |
| P11 vs P5 | 0.8466 | 0.8724 |
| P10 vs P2 P23 P17 | 0.9445 | 0.6156 |
| P1 vs P9 | 0.8974 | 0.9147 |
| P22 vs P8 | 0.8974 | 0.9147 |
| P21 vs P16 | 0.9486 | 0.9573 |
| P20 vs P15 | 0.8974 | 0.1384 |
| P2 P23 vs P17 | 0.9318 | 0.7573 |
| P2 vs P23 | 1 | 1 |

Lampiran 11 (Lanjutan)

b. $p = 22$

| Pasangan kelompok perlakuan berdasarkan uji Scott-Knott | $p\text{-value}$ uji Scott-Knott | $p\text{-value}$ kontras ortogonal |
|---|----------------------------------|------------------------------------|
| P12 P6 P11 P5 P4 P3 P10 P2 P22 P17 P1 P9 vs P21 P8 P20 P16 P7 P19 P15 P14 P18 P13 | 1.99×10^{-5} | 4.18×10^{-21} |
| P12 P6 P11 P5 P4 vs P3 P10 P2 P22 P17 P1 P9 | 0.0005 | 3.39×10^{-7} |
| P21 P8 P20 P16 P7 P19 P15 vs P14 P18 P13 | 8.73×10^{-7} | 1.02×10^{-11} |
| P12 P6 vs P11 P5 P4 | 0.7321 | 0.2470 |
| P3 P10 P2 P22 P17 vs P1 P9 | 0.4597 | 0.0507 |
| P21 P8 P20 P16 vs P7 P19 P15 | 0.0870 | 0.0055 |
| P14 vs P18 P13 | 0.0286 | 0.0231 |
| P12 vs P6 | 0.8889 | 0.9078 |
| P11 P5 vs P4 | 0.6962 | 0.4837 |
| P3 vs P10 P2 P22 P17 | 0.7388 | 0.2520 |
| P1 vs P9 | 0.8889 | 0.9078 |
| P21 P8 vs P20 P16 | 0.7762 | 0.3485 |
| P7 vs P19 P15 | 0.5282 | 0.3514 |
| P18 vs P13 | 0.2684 | 0.3563 |
| P11 vs P5 | 0.8341 | 0.8621 |
| P10 vs P2 P22 P17 | 0.9309 | 0.5871 |
| P21 vs P8 | 0.8889 | 0.9078 |
| P20 vs P16 | 0.9443 | 0.9538 |
| P19 vs P15 | 0.8889 | 0.9078 |
| P2 P22 vs P17 | 0.9205 | 0.7382 |
| P2 vs P22 | 1 | 1 |

Lampiran 11 (Lanjutan)

c. $p = 21$

| Pasangan kelompok perlakuan berdasarkan uji Scott-Knott | $p\text{-value}$ uji Scott-Knott | $p\text{-value}$ kontras ortogonal |
|---|----------------------------------|------------------------------------|
| P12 P6 P11 P5 P4 P3 P10 P2 P21 P17 P1 P9 vs P20 P8 P19 P16 P7 P18 P15 P14 P13 | 2.85×10^{-5} | 1.92×10^{-20} |
| P12 P6 P11 P5 P4 vs P3 P10 P2 P21 P17 P1 P9 | 0.0002 | 5.53×10^{-8} |
| P20 P8 P19 P16 P7 P18 P15 vs P14 P13 | 3.75×10^{-6} | 1.40×10^{-10} |
| P12 P6 vs P11 P5 P4 | 0.6575 | 0.2041 |
| P3 P10 P2 P21 P17 vs P1 P9 | 0.3485 | 0.0327 |
| P20 P8 P19 P16 vs P7 P18 P15 | 0.0462 | 0.0025 |
| P14 vs P13 | 0.0023 | 0.0087 |
| P12 vs P6 | 0.8778 | 0.8987 |
| P11 P5 vs P4 | 0.6454 | 0.4417 |
| P3 vs P10 P2 P21 P17 | 0.6650 | 0.2089 |
| P1 vs P9 | 0.8778 | 0.8987 |
| P20 P8 vs P19 P16 | 0.7211 | 0.3470 |
| P7 vs P18 P15 | 0.4628 | 0.3064 |
| P11 vs P5 | 0.8176 | 0.8485 |
| P10 vs P2 P21 P17 | 0.9103 | 0.5508 |
| P20 vs P8 | 0.8778 | 0.8987 |
| P19 vs P16 | 0.9387 | 0.9492 |
| P18 vs P15 | 0.8778 | 0.8987 |
| P2 P21 vs P17 | 0.9044 | 0.7134 |
| P2 vs P21 | 1 | 1 |

Lampiran 11 (Lanjutan)

d. $p = 20$

| Pasangan kelompok perlakuan berdasarkan uji Scott-Knott | $p\text{-value}$ uji Scott-Knott | $p\text{-value}$ kontras ortogonal |
|---|----------------------------------|------------------------------------|
| P12 P6 P11 P5 P4 P3 P10 P2 P20 P16 P1 P9 vs P19 P8 P18 P15 P7 P17 P14 P13 | 6.56×10^{-5} | 1.94×10^{-19} |
| P12 P6 P11 P5 P4 vs P3 P10 P2 P20 P16 P1 P9 | 0.0001 | 1.84×10^{-8} |
| P19 P8 P18 P15 P7 P17 P14 vs P13 | 2.54×10^{-6} | 1.05×10^{-10} |
| P12 P6 vs P11 P5 P4 | 0.6043 | 0.1782 |
| P3 P10 P2 P20 P16 vs P1 P9 | 0.2830 | 0.0240 |
| P19 P8 P18 P15 vs P7 P17 P14 | 0.0300 | 0.0015 |
| P12 vs P6 | 0.8701 | 0.8924 |
| P11 P5 vs P4 | 0.6099 | 0.4143 |
| P3 vs P10 P2 P20 P16 | 0.6121 | 0.1828 |
| P1 vs P9 | 0.8701 | 0.8924 |
| P19 P8 vs P18 P15 | 0.6809 | 0.9619 |
| P7 vs P17 P14 | 0.4197 | 0.2779 |
| P11 vs P5 | 0.8063 | 0.8393 |
| P10 vs P2 P20 P16 | 0.8943 | 0.5265 |
| P19 vs P8 | 0.8701 | 0.8924 |
| P18 vs P15 | 0.9348 | 0.9461 |
| P17 vs P14 | 0.8701 | 0.8924 |
| P2 P20 vs P16 | 0.8925 | 0.6965 |
| P2 vs P20 | 1 | 1 |

e. $p = 19$

| Pasangan kelompok perlakuan berdasarkan uji Scott-Knott | $p\text{-value}$ uji Scott-Knott | $p\text{-value}$ kontras ortogonal |
|---|----------------------------------|------------------------------------|
| P12 P6 P11 P5 P4 P3 P10 P2 P19 P15 vs P1 P9 P18 P8 P17 P14 P7 P16 P13 | 1.64×10^{-5} | 4.82×10^{-17} |
| P12 P6 P11 P5 P4 vs P3 P10 P2 P19 P15 | 0.0003 | 6.88×10^{-7} |
| P1 P9 P18 P8 P17 P14 vs P7 P16 P13 | 0.0023 | 1.41×10^{-5} |
| P12 P6 vs P11 P5 P4 | 0.5488 | 0.1542 |
| P3 vs P10 P2 P19 P15 | 0.5567 | 0.1586 |
| P1 P9 vs P18 P8 P17 P14 | 0.1075 | 0.0125 |
| P7 vs P16 P13 | 0.3770 | 0.25 |
| P12 vs P6 | 0.8621 | 0.8860 |
| P11 P5 vs P4 | 0.5731 | 0.3869 |
| P10 vs P2 P19 P15 | 0.8762 | 0.5020 |
| P1 vs P9 | 0.8621 | 0.8860 |
| P18 P8 vs P17 P14 | 0.6380 | 0.2905 |
| P16 vs P13 | 0.8621 | 0.8860 |
| P11 vs P5 | 0.7945 | 0.8297 |
| P2 P19 vs P15 | 0.8795 | 0.6792 |
| P18 vs P8 | 0.8621 | 0.8860 |
| P17 vs P14 | 0.9308 | 0.9428 |
| P2 vs P19 | 1 | 1 |

Lampiran 11 (Lanjutan)

f. $p = 18$

| Pasangan kelompok perlakuan berdasarkan uji Scott-Knott | <i>p-value</i> uji Scott-Knott | <i>p-value</i> kontras ortogonal |
|---|--------------------------------|----------------------------------|
| P12 P6 P11 P5 P4 P3 P10 P2 P18 P14 vs P1 P9 P17 P8 P16 P13 P7 P15 | 2.85×10^{-5} | 4.12×10^{-16} |
| P12 P6 P11 P5 P4 vs P3 P10 P2 P18 P14 | 0.0002 | 3.07×10^{-7} |
| P1 P9 P17 P8 vs P16 P13 P7 P15 | 0.0120 | 0.0001 |
| P12 P6 vs P11 P5 P4 | 0.4967 | 0.1339 |
| P3 vs P10 P2 P18 P14 | 0.5044 | 0.1380 |
| P1 P9 vs P17 P8 | 0.1966 | 0.0754 |
| P16 P13 vs P7 P15 | 0.1330 | 0.0481 |
| P12 vs P6 | 0.8544 | 0.8798 |
| P11 P5 vs P4 | 0.5381 | 0.3620 |
| P10 vs P2 P18 P14 | 0.8574 | 0.4792 |
| P1 vs P9 | 0.8544 | 0.8798 |
| P17 vs P8 | 0.8544 | 0.8798 |
| P16 vs P13 | 0.9269 | 0.9397 |
| P7 vs P15 | 0.2391 | 0.3288 |
| P11 vs P5 | 0.7832 | 0.8206 |
| P2 P18 vs P14 | 0.8665 | 0.6628 |
| P2 vs P18 | 1 | 1 |

g. $p = 17$

| Pasangan kelompok perlakuan berdasarkan uji Scott-Knott | <i>p-value</i> uji Scott-Knott | <i>p-value</i> kontras ortogonal |
|---|--------------------------------|----------------------------------|
| P12 P6 P11 P5 P4 P3 P10 P2 P17 P14 vs P1 P9 P16 P8 P13 P7 P15 | 5.14×10^{-5} | 9.28×10^{-16} |
| P12 P6 P11 P5 P4 vs P3 P10 P2 P17 P14 | 0.0001 | 1.32×10^{-7} |
| P1 P9 P16 P8 vs P13 P7 P15 | 0.0031 | 3.62×10^{-5} |
| P12 P6 vs P11 P5 P4 | 0.4407 | 0.1139 |
| P3 vs/ P10 P2 P17 P14 | 0.4479 | 0.1177 |
| P1 P9 vs P16 P8 | 0.1583 | 0.0610 |
| P13 P7 vs P15 | 0.1236 | 0.0860 |
| P12 vs P6 | 0.8458 | 0.8729 |
| P11 P5 vs P4 | 0.4996 | 0.3355 |
| P10 vs P2 P17 P14 | 0.8350 | 0.4545 |
| P1 vs P9 | 0.8458 | 0.8729 |
| P16 vs P8 | 0.8458 | 0.8729 |
| P13 vs P7 | 0.2495 | 0.3404 |
| P11 vs P5 | 0.7706 | 0.8104 |
| P2 P17 vs P14 | 0.8513 | 0.6447 |
| P2 vs P17 | 1 | 1 |

Lampiran 11 (Lanjutan)

h. $p = 16$

| Pasangan kelompok perlakuan berdasarkan uji Scott-Knott | <i>p-value</i> uji Scott-Knott | <i>p-value</i> kontras ortogonal |
|---|--------------------------------|----------------------------------|
| P12 P6 P11 P5 P4 P3 vs P10 P2 P16 P14 P1 P9 P15 P8 P13 P7 | 0.0001 | 1.77×10^{-14} |
| P12 P6 P11 P5 vs P4 P3 | 0.0602 | 0.0058 |
| P10 P2 P16 P14 P1 P9 vs P15 P8 P13 P7 | 0.0002 | 8.02×10^{-8} |
| P12 P6 vs P11 P5 | 0.5840 | 0.2606 |
| P4 vs P3 | 0.2236 | 0.3140 |
| P10 P2 P16 P14 vs P1 P9 | 0.1679 | 0.0223 |
| P15 P8 vs P13 P7 | 0.1339 | 0.0487 |
| P12 vs P6 | 0.8368 | 0.8657 |
| P11 vs P5 | 0.7574 | 0.7998 |
| P10 vs P2 P16 P14 | 0.8097 | 0.4294 |
| P1 vs P9 | 0.8368 | 0.8657 |
| P15 vs P8 | 0.8368 | 0.8657 |
| P13 vs P7 | 0.2236 | 0.3140 |
| P2 P16 vs P14 | 0.8345 | 0.6260 |
| P2 vs P16 | 1 | 1 |

i. $p = 15$

| Pasangan kelompok perlakuan berdasarkan uji Scott-Knott | <i>p-value</i> uji Scott-Knott | <i>p-value</i> kontras ortogonal |
|---|--------------------------------|----------------------------------|
| P12 P6 P11 P5 P4 P3 vs P10 P2 P15 P14 P1 P9 P8 P13 P7 | 0.0002 | 1.50×10^{-13} |
| P12 P6 P11 P5 vs P4 P3 | 0.0463 | 0.0043 |
| P10 P2 P15 P14 P1 P9 vs P8 P13 P7 | 0.0001 | 8.10×10^{-8} |
| P12 P6 vs P11 P5 | 0.5438 | 0.2397 |
| P4 vs P3 | 0.2021 | 0.2924 |
| P10 P2 P15 P14 vs P1 P9 | 0.1348 | 0.0178 |
| P8 P13 vs P7 | 0.1269 | 0.0901 |
| P12 vs P6 | 0.8286 | 0.8594 |
| P11 vs P5 | 0.7455 | 0.7905 |
| P10 vs P2 P15 P14 | 0.7856 | 0.4082 |
| P1 vs P9 | 0.8286 | 0.8594 |
| P8 vs P13 | 0.2850 | 0.3788 |
| P2 P15 vs P14 | 0.8188 | 0.6097 |
| P2 vs P15 | 1 | 1 |

Lampiran 11 (Lanjutan)

j. $p = 14$

| Pasangan kelompok perlakuan berdasarkan uji Scott-Knott | <i>p-value</i> uji Scott-Knott | <i>p-value</i> kontras ortogonal |
|---|--------------------------------|----------------------------------|
| P12 P6 P11 P5 P4 P3 P10 vs P2 P14 P1 P9 P8 P13 P7 | 0.0001 | 2.45×10^{-14} |
| P12 P6 P11 P5 P4 vs P3 P10 | 0.0046 | 7.12×10^{-5} |
| P2 P14 P1 P9 vs P8 P13 P7 | 0.0003 | 8.83×10^{-7} |
| P12 P6 vs P11 P5 P4 | 0.2915 | 0.0679 |
| P3 vs P10 | 0.2596 | 0.3537 |
| P2 P14 vs P1 P9 | 0.1614 | 0.0633 |
| P8 P13 vs P7 | 0.1042 | 0.0747 |
| P12 vs P6 | 0.8190 | 0.8517 |
| P11 P5 vs P4 | 0.3872 | 0.2625 |
| P2 vs P14 | 0.5685 | 0.6409 |
| P1 vs P9 | 0.8190 | 0.8517 |
| P8 vs P13 | 0.2596 | 0.3537 |
| P11 vs P5 | 0.7316 | 0.7793 |

k. $p = 13$

| Pasangan kelompok perlakuan berdasarkan uji Scott-Knott | <i>p-value</i> uji Scott-Knott | <i>p-value</i> kontras ortogonal |
|---|--------------------------------|----------------------------------|
| P12 P6 P11 P5 P4 P3 vs P10 P2 P13 P1 P9 P8 P7 | 0.0002 | 2.14×10^{-13} |
| P12 P6 P11 P5 vs P4 P3 | 0.0258 | 0.0019 |
| P10 P2 P13 P1 P9 vs P8 P7 | 0.0005 | 4.83×10^{-7} |
| P12 P6 vs P11 P5 | 0.4484 | 0.1920 |
| P4 vs P3 | 0.1563 | 0.2424 |
| P10 P2 P13 vs P1 P9 | 0.0641 | 0.0127 |
| P8 vs P7 | 0.0142 | 0.0374 |
| P12 vs P6 | 0.8084 | 0.8435 |
| P11 vs P5 | 0.7163 | 0.7673 |
| P10 vs P2 P13 | 0.4955 | 0.3368 |
| P1 vs P9 | 0.8084 | 0.8435 |
| P2 vs P13 | 0.5459 | 0.6223 |

l. $p = 12$

| Pasangan kelompok perlakuan berdasarkan uji Scott-Knott | <i>p-value</i> uji Scott-Knott | <i>p-value</i> kontras ortogonal |
|---|--------------------------------|----------------------------------|
| P12 P6 P11 P5 P4 P3 P10 vs P2 P1 P9 P8 P7 | 0.0002 | 2.05×10^{-13} |
| P12 P6 P11 P5 P4 vs P3 P10 | 0.0030 | 2.40×10^{-5} |
| P2 P1 P9 vs P8 P7 | 0.0006 | 7.58×10^{-6} |
| P12 P6 vs P11 P5 P4 | 0.2018 | 0.0437 |
| P3 vs P10 | 0.2071 | 0.3010 |
| P2 vs P1 P9 | 0.0595 | 0.0489 |
| P8 vs P7 | 0.0103 | 0.0288 |
| P12 vs P6 | 0.7965 | 0.8344 |
| P11 P5 vs P4 | 0.3057 | 0.2122 |
| P1 vs P9 | 0.7965 | 0.8344 |
| P11 vs P5 | 0.6992 | 0.7539 |

Lampiran 11 (Lanjutan)

m. $p = 11$

| Pasangan kelompok perlakuan berdasarkan uji Scott-Knott | <i>p-value</i> uji Scott-Knott | <i>p-value</i> kontras ortogonal |
|---|--------------------------------|----------------------------------|
| P11 P6 P10 P5 P4 P3 P9 P2 vs P1 P8 P7 | 0.0003 | 6.28×10^{-13} |
| P11 P6 P10 P5 P4 vs P3 P9 P2 | 0.0007 | 4.33×10^{-7} |
| P1 P8 vs P7 | 0.0014 | 0.0005 |
| P11 P6 vs P10 P5 P4 | 0.1703 | 0.0358 |
| P3 vs P9 P2 | 0.1503 | 0.1097 |
| P1 vs P8 | 0.0184 | 0.0465 |
| P11 vs P6 | 0.7858 | 0.8263 |
| P10 P5 vs P4 | 0.2716 | 0.1919 |
| P9 vs P2 | 0.4190 | 0.5122 |
| P10 vs P5 | 0.6839 | 0.7422 |

n. $p = 10$

| Pasangan kelompok perlakuan berdasarkan uji Scott-Knott | <i>p-value</i> uji Scott-Knott | <i>p-value</i> kontras ortogonal |
|---|--------------------------------|----------------------------------|
| P10 P6 P9 P5 P4 P3 vs P8 P2 P1 P7 | 0.0011 | 2.33×10^{-11} |
| P10 P6 P9 P5 vs P4 P3 | 0.0155 | 0.0008 |
| P8 P2 P1 vs P7 | 0.0001 | 3.05×10^{-7} |
| P10 P6 vs P9 P5 | 0.3267 | 0.1404 |
| P4 vs P3 | 0.1068 | 0.1855 |
| P8 P2 vs P1 | 0.0243 | 0.0209 |
| P10 vs P6 | 0.7789 | 0.8216 |
| P9 vs P5 | 0.6741 | 0.7353 |
| P8 vs P2 | 0.4045 | 0.5009 |

o. $p = 9$

| Pasangan kelompok perlakuan berdasarkan uji Scott-Knott | <i>p-value</i> uji Scott-Knott | <i>p-value</i> kontras ortogonal |
|---|--------------------------------|----------------------------------|
| P9 P5 P8 P4 P3 P7 P2 vs P1 P6 | 0.0017 | 1.08×10^{-10} |
| P9 P5 P8 P4 vs P3 P7 P2 | 0.0010 | 7.41×10^{-7} |
| P1 vs P6 | 0.0001 | 0.0001 |
| P9 P5 P8 vs P4 | 0.0577 | 0.0215 |
| P3 vs P7 P2 | 0.1210 | 0.0919 |
| P9 P5 vs P8 | 0.4064 | 0.2878 |
| P7 vs P2 | 0.3856 | 0.4859 |
| P9 vs P5 | 0.7697 | 0.8152 |

Lampiran 11 (Lanjutan)

p. p = 8

| Pasangan kelompok perlakuan berdasarkan uji Scott-Knott | p-value uji Scott-Knott | p-value kontras ortogonal |
|---|-------------------------|---------------------------|
| P8 P4 P7 P3 vs P6 P2 P1 P5 | 0.0023 | 1.65×10^{-10} |
| P8 P4 P7 vs P3 | 0.0506 | 0.0186 |
| P6 P2 P1 vs P5 | 0.0002 | 4.67×10^{-7} |
| P8 P4 vs P7 | 0.3763 | 0.2714 |
| P6 P2 vs P1 | 0.0181 | 0.0156 |
| P8 vs P4 | 0.7594 | 0.8083 |
| P6 vs P2 | 0.3653 | 0.4700 |

q. p = 7

| Pasangan kelompok perlakuan berdasarkan uji Scott-Knott | p-value uji Scott-Knott | p-value kontra ortogonal |
|---|-------------------------|--------------------------|
| P7 P4 P6 P3 vs P2 P1 P5 | 0.0014 | 3.08×10^{-10} |
| P7 P4 P6 vs P3 | 0.0447 | 0.0161 |
| P2 P1 vs P5 | 0.0002 | 3.99×10^{-6} |
| P7 P4 vs P6 | 0.3432 | 0.2539 |
| P2 vs P1 | 0.0236 | 0.0584 |
| P7 vs P4 | 0.7473 | 0.8005 |

r. p = 6

| Pasangan kelompok perlakuan berdasarkan uji Scott-Knott | p-value uji Scott-Knott | p-value kontras ortogonal |
|---|-------------------------|---------------------------|
| P6 P4 P5 P3 vs P2 P1 | 0.0011 | 1.28×10^{-7} |
| P6 P4 P5 vs P3 | 0.0378 | 0.0129 |
| P2 vs P1 | 0.0187 | 0.0483 |
| P6 P4 vs P5 | 0.2970 | 0.2285 |
| P6 vs P4 | 0.7286 | 0.7882 |

UNIVERSITAS BRAWIJAYA



Lampiran 12. Uji Scott-Knott dan Kontras Ortogonal pada Data 2
Setelah Dilakukan Pengurangan Perlakuan

a. $p = 22$

| Pasangan kelompok perlakuan berdasarkan uji Scott-Knott | $p\text{-value}$ uji Scott-Knott | $p\text{-value}$ kontras ortogonal |
|---|----------------------------------|------------------------------------|
| F7 F11 F10 F4 F9 F6 F12 F2 F8 F1 vs F3 F17 F5 F15 F13 F14 F16 F20 F21 F19 F18 F22 | 1.90×10^{-13} | 4.17×10^{-35} |
| F7 F11 F10 F4 F9 vs F6 F12 F2 F8 F1 | 9.11×10^{-7} | 1.72×10^{-9} |
| F3 F17 F5 F15 F13 F14 F16 vs F20 F21 F19 F18 F22 | 0.0002 | 4.08×10^{-8} |
| F7 F11 vs F10 F4 F9 | 0.4693 | 0.1157 |
| F6 F12 vs F2 F8 F1 | 0.1017 | 0.0193 |
| F3 F17 vs F5 F15 F13 F14 F16 | 0.1398 | 0.0091 |
| F20 F21 F19 F18 vs F22 | 0.0088 | 0.0016 |
| F7 vs F11 | 0.9047 | 0.9199 |
| F10 vs F4 F9 | 0.8049 | 0.5814 |
| F6 vs F12 | 0.7649 | 0.8015 |
| F2 F8 vs F1 | 0.8733 | 0.6633 |
| F3 vs F17 | 0.2580 | 0.3405 |
| F5 F15 vs F13 F14 F16 | 0.9860 | 0.6219 |
| F20 F21 F19 vs F18 | 0.6535 | 0.2872 |
| F4 vs F9 | 0.9523 | 0.9599 |
| F2 vs F8 | 0.8575 | 0.8801 |
| F5 vs F15 | 0.8109 | 0.8406 |
| F13 F14 vs F16 | 0.9621 | 0.8163 |
| F20 vs F21 F19 | 0.9297 | 0.7495 |
| F13 vs F14 | 0.9047 | 0.9199 |
| F21 vs F19 | 0.8575 | 0.8801 |

Lampiran 12 (Lanjutan)

b. $p = 21$

| Pasangan kelompok perlakuan berdasarkan uji Scott-Knott | <i>p</i> -value uji Scott-Knott | <i>p</i> -value kontras ortogonal |
|---|---------------------------------|-----------------------------------|
| F7 F11 F10 F4 F9 F6 F12 F2 F8 F1 vs F3 F16 F5 F13 F14 F15 F19 F20 F18 F17 F21 | 3.35×10^{-13} | 3.66×10^{-35} |
| F7 F11 F10 F4 F9 vs F6 F12 F2 F8 F1 | 4.80×10^{-7} | 6.08×10^{-10} |
| F3 F16 F5 F13 F14 F15 vs F19 F20 F18 F17 F21 | 6.43×10^{-5} | 2.11×10^{-8} |
| F7 F11 vs F10 F4 F9 | 0.4282 | 0.1022 |
| F6 F12 vs F2 F8 F1 | 0.0806 | 0.0152 |
| F3 F16 vs F5 F13 F14 F15 | 0.0789 | 0.0079 |
| F19 F20 F18 F17 vs F21 | 0.0059 | 0.0011 |
| F7 vs F11 | 0.9009 | 0.9167 |
| F10 vs F4 F9 | 0.7906 | 0.5666 |
| F6 vs F12 | 0.7557 | 0.7938 |
| F2 F8 vs F1 | 0.8636 | 0.6508 |
| F3 vs F16 | 0.2396 | 0.3218 |
| F5 vs F13 F14 F15 | 0.9379 | 0.5938 |
| F19 F20 F18 vs F17 | 0.6240 | 0.2687 |
| F4 vs F9 | 0.9504 | 0.9583 |
| F2 vs F8 | 0.8519 | 0.8753 |
| F13 F14 vs F15 | 0.9591 | 0.8092 |
| F19 vs F20 F18 | 0.9241 | 0.7399 |
| F13 vs F14 | 0.9009 | 0.9167 |
| F20 vs F18 | 0.8519 | 0.8753 |

Lampiran 12 (Lanjutan)

c. $p = 20$

| Pasangan kelompok perlakuan berdasarkan uji Scott-Knott | <i>p-value</i> uji Scott-Knott | <i>p-value</i> kontras ortogonal |
|---|--------------------------------|----------------------------------|
| F7 F10 F4 F9 F6 F11 F2 F8 F1 vs F3 F15 F5 F12 F13 F14 F18 F19 F17 F16 F20 | 1.57×10^{-12} | 3.81×10^{-33} |
| F7 F10 F4 F9 vs F6 F11 F2 F8 F1 | 1.95×10^{-6} | 7.78×10^{-9} |
| F3 F15 F5 F12 F13 F14 vs F18 F19 F17 F16 F20 | 5.13×10^{-5} | 1.16×10^{-8} |
| F7 vs F10 F4 F9 | 0.4262 | 0.1629 |
| F6 F11 vs F2 F8 F1 | 0.0680 | 0.0128 |
| F3 F15 vs F5 F12 F13 F14 | 0.0658 | 0.0065 |
| F18 F19 F17 F16 vs F20 | 0.0045 | 0.0008 |
| F10 vs F4 F9 | 0.7800 | 0.5560 |
| F6 vs F11 | 0.7491 | 0.7883 |
| F2 F8 vs F1 | 0.8564 | 0.6419 |
| F3 vs F15 | 0.2270 | 0.3089 |
| F5 vs F12 F13 F14 | 0.9329 | 0.5838 |
| F18 F19 F17 vs F16 | 0.6025 | 0.2560 |
| F4 vs F9 | 0.9490 | 0.9572 |
| F2 vs F8 | 0.8477 | 0.8720 |
| F12 F13 vs F14 | 0.9568 | 0.8040 |
| F18 vs F19 F17 | 0.9199 | 0.7330 |
| F12 vs F13 | 0.8981 | 0.9144 |
| F19 vs F17 | 0.8477 | 0.8720 |

d. $p = 19$

| Pasangan kelompok perlakuan berdasarkan uji Scott-Knott | <i>p-value</i> uji Scott-Knott | <i>p-value</i> kontras ortogonal |
|---|--------------------------------|----------------------------------|
| F9 F4 F8 F6 F10 F2 F7 F1 F3 vs F14 F5 F11 F12 F13 F17 F18 F16 F15 F19 | 7.40×10^{-12} | 8.28×10^{-31} |
| F9 F4 F8 F6 F10 vs F2 F7 F1 F3 | 1.51×10^{-6} | 2.84×10^{-9} |
| F14 F5 F11 F12 F13 vs F17 F18 F16 F15 F19 | 0.0003 | 4.51×10^{-7} |
| F9 F4 F8 vs F6 F10 | 0.0295 | 0.0055 |
| F2 F7 F1 vs F3 | 0.1711 | 0.0603 |
| F14 vs F5 F11 F12 F13 | 0.4837 | 0.1217 |
| F17 F18 F16 F15 vs F19 | 0.0032 | 0.0006 |
| F9 vs F4 F8 | 0.7674 | 0.5437 |
| F6 vs F10 | 0.7412 | 0.7817 |
| F2 F7 vs F1 | 0.8477 | 0.6315 |
| F5 vs F11 F12 F13 | 0.9267 | 0.5720 |
| F17 F18 F16 vs F15 | 0.5770 | 0.2415 |
| F4 vs F8 | 0.9473 | 0.9558 |
| F2 vs F7 | 0.8429 | 0.8680 |
| F11 F12 vs F13 | 0.9540 | 0.7980 |
| F17 vs F18 F16 | 0.9148 | 0.7250 |
| F11 vs F12 | 0.8949 | 0.9117 |
| F18 vs F16 | 0.8429 | 0.8680 |

Lampiran 12 (Lanjutan)

e. $p = 18$

| Pasangan kelompok perlakuan berdasarkan uji Scott-Knott | <i>p</i> -value uji Scott-Knott | <i>p</i> -value kontras ortogonal |
|---|---------------------------------|-----------------------------------|
| F9 F4 F8 F6 F10 F2 F7 F1 F3 vs F13 F5 F11 F12 F16 F17 F15 F14 F18 | 1.47×10^{-11} | 1.49×10^{-30} |
| F9 F4 F8 F6 F10 vs F2 F7 F1 F3 | 1.06×10^{-6} | 1.26×10^{-9} |
| F13 F5 F11 F12 vs F16 F17 F15 F14 F18 | 0.0001 | 2.78×10^{-7} |
| F9 F4 F8 vs F6 F10 | 0.0223 | 0.0042 |
| F2 F7 F1 vs vs F3 | 0.1477 | 0.0521 |
| F13 vs F5 F11 F12 | 0.3935 | 0.1493 |
| F16 F17 F15 F14 vs F18 | 0.0022 | 0.0004 |
| F9 vs F4 F8 | 0.7525 | 0.5296 |
| F6 vs F10 | 0.7322 | 0.7742 |
| F2 F7 vs F1 | 0.8373 | 0.6195 |
| F5 vs F11 F12 | 0.8566 | 0.6430 |
| F16 F17 F15 vs F14 | 0.5475 | 0.2255 |
| F4 vs F8 | 0.9454 | 0.9542 |
| F2 vs F7 | 0.8373 | 0.8633 |
| F11 vs F12 | 0.8911 | 0.9086 |
| F16 vs F17 F15 | 0.9088 | 0.7156 |
| F17 vs F15 | 0.8373 | 0.8633 |

f. $p = 17$

| Pasangan kelompok perlakuan berdasarkan uji Scott-Knott | <i>p</i> -value uji Scott-Knott | <i>p</i> -value kontras ortogonal |
|---|---------------------------------|-----------------------------------|
| F8 F4 F6 F9 F2 F7 F1 F3 vs F12 F5 F10 F11 F15 F16 F14 F13 F17 | 6.18×10^{-11} | 6.39×10^{-29} |
| F8 F4 F6 F9 vs F2 F7 F1 F3 | 6.28×10^{-6} | 7.52×10^{-9} |
| F12 F5 F10 F11 vs F15 F16 F14 F13 F17 | 8.63×10^{-5} | 1.25×10^{-7} |
| F8 F4 vs F6 F9 | 0.0102 | 0.0041 |
| F2 F7 F1 vs F3 | 0.1231 | 0.0436 |
| F12 vs F5 F10 F11 | 0.3568 | 0.1337 |
| F15 F16 F14 F13 vs F17 | 0.0014 | 0.0002 |
| F8 vs F4 | 0.5216 | 0.5912 |
| F6 vs F9 | 0.7214 | 0.7652 |
| F2 F7 vs F1 | 0.8246 | 0.6052 |
| F5 vs F10 F11 | 0.8452 | 0.6295 |
| F15 F16 F14 vs F13 | 0.5125 | 0.2074 |
| F2 vs F7 | 0.8305 | 0.8578 |
| F10 vs F11 | 0.8865 | 0.9049 |
| F15 vs F16 F14 | 0.9013 | 0.7045 |
| F16 vs F14 | 0.8305 | 0.8578 |

Lampiran 12 (Lanjutan)

g. $p = 16$

| Pasangan kelompok perlakuan berdasarkan uji Scott-Knott | $p\text{-value}$ uji Scott-Knott | $p\text{-value}$ kontras ortogonal |
|---|----------------------------------|------------------------------------|
| F8 F4 F6 F2 F7 F1 F3 vs F11 F5 F9 F10 F14 F15 F13 F12 F16 | 6.48×10^{-10} | 7.26×10^{-28} |
| F8 F4 F6 vs F2 F7 F1 F3 | 5.65×10^{-7} | 1.13×10^{-9} |
| F11 F5 F9 F10 vs F14 F15 F13 F12 F16 | 6.48×10^{-5} | 5.77×10^{-8} |
| F8 F4 vs F6 | 0.0268 | 0.0223 |
| F2 F7 F1 vs F3 | 0.1015 | 6.40×10^{-27} |
| F11 vs F5 F9 F10 | 0.3214 | 0.1192 |
| F14 F15 F13 F12 vs F16 | 0.0009 | 0.0002 |
| F8 vs F4 | 0.5046 | 0.5764 |
| F2 F7 vs F1 | 0.8112 | 0.5908 |
| F5 vs F9 F10 | 0.8333 | 0.6158 |
| F14 F15 F13 vs F12 | 0.4772 | 0.1900 |
| F2 vs F7 | 0.8236 | 0.8521 |
| F9 vs F10 | 0.8818 | 0.9011 |
| F14 vs F15 F13 | 0.8934 | 0.6932 |
| F15 vs F13 | 0.8236 | 0.8521 |

h. $p = 15$

| Pasangan kelompok perlakuan berdasarkan uji Scott-Knott | $p\text{-value}$ uji Scott-Knott | $p\text{-value}$ kontras ortogonal |
|---|----------------------------------|------------------------------------|
| F8 F4 F6 F2 F7 F1 F3 vs F10 F5 F9 F13 F14 F12 F11 F15 | 1.07×10^{-9} | 7.68×10^{-28} |
| F8 F4 F6 vs F2 F7 F1 F3 | 3.96×10^{-7} | 3.99×10^{-10} |
| F10 F5 F9 vs F13 F14 F12 F11 F15 | 8.36×10^{-5} | 4.29×10^{-8} |
| F8 F4 vs F6 | 0.0196 | 0.0170 |
| F2 F7 F1 vs F3 | 0.0795 | 0.0286 |
| F10 vs F5 F9 | 0.2384 | 0.1566 |
| F13 F14 F12 F11 vs F15 | 0.0005 | 8.44E-05 |
| F8 vs F4 | 0.4841 | 0.5584 |
| F2 F7 vs F1 | 0.7943 | 0.5733 |
| F5 vs F9 | 0.6403 | 0.6962 |
| F13 F14 F12 vs F11 | 0.4350 | 0.1702 |
| F2 vs F7 | 0.8151 | 0.8451 |
| F13 vs F14 F12 | 0.8832 | 0.6794 |
| F14 vs F12 | 0.8151 | 0.8451 |

Lampiran 12 (Lanjutan)

i. $p = 14$

| Pasangan kelompok perlakuan berdasarkan uji Scott-Knott | <i>p-value</i> uji Scott-Knott | <i>p-value</i> kontras ortogonal |
|---|--------------------------------|----------------------------------|
| F7 F3 F5 F1 F6 F2 vs F9 F4 F8 F12 F13 F11 F10 F14 | 1.63×10^{-9} | 9.11×10^{-28} |
| F7 F3 F5 vs F1 F6 F2 | 3.92×10^{-7} | 6.80×10^{-10} |
| F9 F4 F8 vs F12 F13 F11 F10 F14 | 6.46×10^{-5} | 1.59×10^{-8} |
| F7 F3 vs F5 | 0.0137 | 0.0125 |
| F1 F6 vs F2 | 0.0213 | 0.0187 |
| F9 vs F4 F8 | 0.2055 | 0.1368 |
| F12 F13 F11 F10 vs F14 | 0.0003 | 4.31×10^{-5} |
| F7 vs F3 | 0.4613 | 0.5383 |
| F1 vs F6 | 0.8055 | 0.8372 |
| F4 vs F8 | 0.6227 | 0.6813 |
| F12 F13 F11 vs F10 | 0.3890 | 0.1497 |
| F12 vs F13 F11 | 0.8713 | 0.6639 |
| F13 vs F11 | 0.8055 | 0.8372 |

j. $p = 13$

| Pasangan kelompok perlakuan berdasarkan uji Scott-Knott | <i>p-value</i> uji Scott-Knott | <i>p-value</i> kontras ortogonal |
|---|--------------------------------|----------------------------------|
| F7 F3 F5 F1 F6 F2 vs F8 F4 F11 F12 F10 F9 F13 | 2.94×10^{-9} | 2.56×10^{-27} |
| F7 F3 F5 vs F1 F6 F2 | 4.11×10^{-7} | 3.70×10^{-10} |
| F8 F4 vs F11 F12 F10 F9 F13 | 6.15×10^{-5} | 2.68×10^{-8} |
| F7 F3 vs F5 | 0.0105 | 0.0099 |
| F1 F6 vs F2 | 0.0166 | 0.0151 |
| F8 vs F4 | 0.1775 | 0.2586 |
| F11 F12 F10 F9 vs F13 | 0.0002 | 2.70×10^{-5} |
| F7 vs F3 | 0.4443 | 0.5234 |
| F1 vs F6 | 0.7980 | 0.8313 |
| F11 F12 F10 vs F9 | 0.3555 | 0.1357 |
| F11 vs F12 F10 | 0.8617 | 0.6522 |
| F12 vs F10 | 0.7980 | 0.8313 |

k. $p = 12$

| Pasangan kelompok perlakuan berdasarkan uji Scott-Knott | <i>p-value</i> uji Scott-Knott | <i>p-value</i> kontras ortogonal |
|---|--------------------------------|----------------------------------|
| F6 F3 F5 F1 vs F2 F7 F4 F10 F11 F9 F8 F12 | 6.07×10^{-9} | 1.67×10^{-26} |
| F6 F3 vs F5 F1 | 5.48×10^{-5} | 1.09×10^{-5} |
| F2 F7 F4 vs F10 F11 F9 F8 F12 | 2.04×10^{-6} | 6.17×10^{-12} |
| F6 vs F3 | 0.4282 | 0.5093 |
| F5 vs F1 | 0.0143 | 0.0373 |
| F2 vs F7 F4 | 0.0333 | 0.0257 |
| F10 F11 F9 F8 vs F12 | 0.0002 | 1.78×10^{-5} |
| F7 vs F4 | 0.1631 | 0.2430 |
| F10 F11 F9 vs F8 | 0.3248 | 0.1234 |
| F10 vs F11 F9 | 0.8522 | 0.6411 |
| F11 vs F9 | 0.7909 | 0.8256 |

Lampiran 12 (Lanjutan)

l. $p = 11$

| Pasangan kelompok perlakuan berdasarkan uji Scott-Knott | <i>p-value</i> uji Scott-Knott | <i>p-value</i> kontras ortogonal |
|---|--------------------------------|----------------------------------|
| F5 F3 F1 vs F2 F6 F4 F9 F10 F8 F7 F11 | 4.21×10^{-8} | 1.87×10^{-24} |
| F5 F3 vs F1 | 2.47×10^{-6} | 2.24×10^{-6} |
| F2 F6 F4 vs F9 F10 F8 F7 F11 | 3.35×10^{-6} | 4.76×10^{-12} |
| F5 vs F3 | 0.4110 | 0.4943 |
| F2 vs F6 F4 | 0.0273 | 0.0213 |
| F9 F10 F8 F7 vs F11 | 0.0001 | 1.18×10^{-5} |
| F6 vs F4 | 0.1485 | 0.2270 |
| F9 F10 F8 vs F7 | 0.2935 | 0.1112 |
| F9 vs F10 F8 | 0.8414 | 0.6292 |
| F10 vs F8 | 0.7830 | 0.8194 |

m. $p = 10$

| Pasangan kelompok perlakuan berdasarkan uji Scott-Knott | <i>p-value</i> uji Scott-Knott | <i>p-value</i> kontras ortogonal |
|---|--------------------------------|----------------------------------|
| F3 F1 F2 vs F5 F4 F8 F9 F7 F6 F10 | 7.58×10^{-7} | 3.49×10^{-20} |
| F3 vs F1 F2 | 4.73×10^{-7} | 4.69×10^{-8} |
| F5 F4 vs F8 F9 F7 F6 F10 | 0.0001 | 7.24×10^{-9} |
| F1 vs F2 | 0.0045 | 0.0147 |
| F5 vs F4 | 0.1332 | 0.2098 |
| F8 F9 F7 F6 vs F10 | 0.0001 | 7.60×10^{-6} |
| F8 F9 F7 vs F6 | 0.2604 | 0.0986 |
| F8 vs F9 F7 | 0.8288 | 0.6157 |
| F9 vs F7 | 0.7741 | 0.8123 |

n. $p = 9$

| Pasangan kelompok perlakuan berdasarkan uji Scott-Knott | <i>p-value</i> uji Scott-Knott | <i>p-value</i> kontras ortogonal |
|---|--------------------------------|----------------------------------|
| F1 F2 F4 F3 / F7 F8 F6 F5 F9 | 1.8×10^{-6} | 1.60×10^{-15} |
| F1 / F2 F4 F3 | 0.0001 | 1.02×10^{-5} |
| F7 F8 F6 F5 / F9 | 8.13×10^{-5} | 4.39×10^{-6} |
| F2 / F4 F3 | 0.0166 | 0.0131 |
| F7 F8 F6 / F5 | 0.2213 | 0.0840 |
| F4 / F3 | 0.1151 | 0.1888 |
| F7 / F8 F6 | 0.8116 | 0.5982 |
| F8 / F6 | 0.7623 | 0.8031 |

Lampiran 12 (Lanjutan)

o. $p = 8$

| Pasangan kelompok perlakuan berdasarkan uji Scott-Knott | <i>p-value</i> uji Scott-Knott | <i>p-value</i> kontras ortogonal |
|---|--------------------------------|----------------------------------|
| F1 F2 F4 F3 vs F6 F7 F5 F8 | 8.25×10^{-6} | 3.40×10^{-15} |
| F1 vs F2 F4 F3 | 0.0001 | 5.20×10^{-6} |
| F6 F7 F5 vs F8 | 4.48×10^{-5} | 4.20×10^{-6} |
| F2 vs F4 F3 | 0.0116 | 0.0090 |
| F6 F7 vs F5 | 0.0770 | 0.0592 |
| F4 vs F3 | 0.0944 | 0.1633 |
| F6 vs F7 | 0.6669 | 0.7237 |

p. $p = 7$

| Pasangan kelompok perlakuan berdasarkan uji Scott-Knott | <i>p-value</i> uji Scott-Knott | <i>p-value</i> kontras ortogonal |
|---|--------------------------------|----------------------------------|
| F1 F2 F3 vs F5 F6 F4 F7 | 4.34×10^{-6} | 2.38×10^{-15} |
| F1 vs F2 F3 | 0.0002 | 8.86×10^{-5} |
| F5 F6 F4 vs F7 | 4.34×10^{-5} | 2.24×10^{-6} |
| F2 vs F3 | 0.0372 | 0.0804 |
| F5 F6 vs F4 | 0.0564 | 0.0454 |
| F5 vs F6 | 0.6437 | 0.7054 |

q. $p = 6$

| Pasangan kelompok perlakuan berdasarkan uji Scott-Knott | <i>p-value</i> uji Scott-Knott | <i>p-value</i> kontras ortogonal |
|---|--------------------------------|----------------------------------|
| F1 F2 vs F4 F5 F3 F6 | 3.84×10^{-5} | 9.57×10^{-12} |
| F1 vs F2 | 0.0307 | 0.0697 |
| F4 F5 F3 vs F6 | 6.61×10^{-5} | 2.09×10^{-6} |
| F4 F5 vs F3 | 0.0459 | 0.0383 |
| F4 vs F5 | 0.6267 | 0.6929 |