ISSN: 2339-2541
JURNAL GAUSSIAN, Volume 5, Nomor 1, Tahun 2016, Halaman 153-162
Online di: http://ejournal-s1.undip.ac.id/index.php/gaussian

ANALISIS KERAGAMAN PADA DATA HILANG DALAM RANCANGAN KISI SEIMBANG

Nariswari Diwangkari[1], Rita Rahmawati[2], Diah Safitri[3]

[1]Mahasiswa Jurusan Statistika FSM Universitas Diponegoro
[2,3]Staff Pengajar Jurusan Statistika FSM Universitas Diponegoro

ABSTRACT

In a research, it is required a design experiment that obtained a conclusion desired. Balanced Lattices design is an experiment which the number of groups is k, the number of treatment is equal to square of the number of groups (k^2) and the number of replication is equal to the number of groups plus one (k+1). In Balanced Lattices design often occurs the missing data. There are two methods estimate missing data. The first method is use equation. The second method is iteration. The second method is used if there was more than one missing data. Analysis of varians in of missing data in Balanced Lattices design is counted as in the complete, but the total degrees of freedom and the error degrees of freedom are substracted by m, respectively where m is the number of missing data. Based on the data used, a research conducted to determine the influence of 16 varieties fertilizer to the product of grain. The result of the research shows that in the case of with one missing data resulting that there is influence of varieties fertilizer to the product of grain with the F count is 5,092. The results of the study with two missing data resulting that there is influence varieties fertilizer to the product of grain with the F count is 4,246. The pairwise test of means by LSD test resulting that the variety fertilizer is varieties fertilizer 14. There is no significant different of the influence with varieties fertilizer 12, 11, 15, 3, 8, 4 and 6.

Keywords: Balanced Lattices Designs, Analysis of Varians, LSD Test

1. PENDAHULUAN

Suatu rancangan percobaan diperlukan dalam suatu penelitian ilmiah untuk meminimalkan kesalahan yang mungkin terjadi sehingga kesimpulan yang dihasilkan sesuai dan mewakili populasi yang diteliti (Sudjana, 1991). Rancangan Kisi dapat mengatasi dan paling berguna ketika terdapat jumlah perlakuan yang besar yang dijalankan di kelompok kecil (Oehlert, 2010). Pada Rancangan Kisi terkadang terdapat data hilang, termasuk pada Rancangan Kisi Seimbang (Chocran dan Cox, 1957). Untuk itu analisis keragaman atau *analysis of varians* (ANOVA) pada data hilang dalam Rancangan Kisi Seimbang dengan satu dan dua data hilang akan dibahas pada penelitian ini.

2. TINJAUAN PUSTAKA

2.1. Rancangan Acak Kelompok Tidak Lengkap Seimbang (RKTLS)

Menurut Gomez dan Gomez (1995), Rancangan Kisi merupakan bagian dari Rancangan Acak Kelompok Tidak Lengkap (RAKTL), sehingga Rancangan Kisi Seimbang memiliki sifat yang hampir sama dengan Rancangan Acak Kelompok Tidak Lengkap Seimbang (RAKTLS). Menurut Kusriningrum (2008), apabila dalam RAKTL ini tiap pasang perlakuan terjadi sama banyak dalam percobaan, maka diperoleh Rancangan Acak Kelompok Tidak Lengkap Seimbang (RAKTLS).

Model linier aditif dari RAKTLS (Oehlert, 2010) yaitu:

$$y_{ij} = \mu + \beta_i + \tau_j + \varepsilon_{ij} \qquad i = 1, 2, \ldots, b \qquad j = 1, 2, \ldots, v \tag{1}$$

dimana: y_{ij} = pengamatan dari perlakuan ke-j dan kelompok ke-i

μ = rataan umum

β_i = pengaruh kelompok ke-i

τ_j = pengaruh perlakuan ke-j

ε_{ij} = komponen galat

Menurut Oehlert (2010), bila digunakan model tetap, asumsinya :

1. $\sum_{i=1}^{b} \beta_i = 0$ dan $\sum_{j=1}^{v} \tau_j = 0$
2. ε_{ij} diasumsikan saling independen berdistribusi normal dengan rata-rata nol dan variansi σ^2 atau dinotasikan $\varepsilon_{ij} \sim NID(0, \sigma^2)$

Hipotesis yang dapat diambil dari RAKTLS (Montgomery, 2011):

H_0 : $\tau_1 = \tau_2 = \cdots = \tau_v = 0$
(tidak ada pengaruh perlakuan terhadap respon yang diamati)

H_1 : ada $\tau_j \neq 0$, j = 1, 2, … , v
(ada pengaruh perlakuan terhadap respon yang diamati)

2.2. Rancangan Kisi Seimbang

Rancangan percobaan dengan jumlah kelompok k, jumlah perlakuan sama dengan kuadrat dari jumlah kelompok (k^2) dan jumlah ulangan sama dengan jumlah kelompok ditambah satu (k+1) disebut dengan Rancangan Kisi Seimbang. Jumlah perlakuan pada Rancangan Kisi Seimbang adalah minimal sembilan perlakuan (Gomez dan Gomez, 1995).

2.2.1. Model Linier dan Hipotesis

Menurut Chocran dan Cox (1957), model linier aditif dari rancangan kisi seimbang pada observasi y_{hij} untuk perlakuan ke-j, pada kelompok ke-i dan dalam ulangan ke-h adalah sebagai berikut:

$$y_{hij} = \mu + \pi_h + \beta_{hi} + \tau_j + \varepsilon_{hij} \quad (2)$$

h = 1, 2, …, a i = 1, 2, …, b j = 1, 2, …, v

dimana : y_{hij} = pengamatan dari ulangan ke-h, perlakuan ke-j dan kelompok ke-i

μ = rataan umum

π_h = pengaruh ulangan ke-h

β_{hi} = pengaruh kelompok tidak lengkap

τ_j = pengaruh perlakuan ke-j

ε_{hij} = komponen galat

Bila digunakan model tetap maka asumsi-asumsinya adalah sebagai berikut (Montgomery, 2011):

1. $\sum_{h=1}^{a} \pi_h = 0, \sum_{h=1}^{a} \sum_{i=1}^{b} \beta_{hi} = 0$ dan $\sum_{j=1}^{v} \tau_j = 0$
2. ε_{hij} diasumsikan saling independen berdistribusi normal dengan rata-rata nol dan variansi σ_ε^2 atau dinotasikan $\varepsilon_{hij} \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$

Hipotesis yang dapat diambil (Montgomery, 2011):

H_0 : $\tau_1 = \tau_2 = \cdots = \tau_v = 0$ (tidak ada pengaruh perlakuan terhadap respon yang diamati)

H_1 : ada $\tau_j \neq 0$, j = 1, 2, … , v (ada pengaruh perlakuan terhadap respon yang diamati)

2.2.2. Uji Asumsi

Asumsi yang harus dipenuhi untuk model rancangan kisi seimbang adalah galat berdistribusi normal serta homogenitas varian residual dari perlakuan (Chocran dan Cox, 1957).

1. Asumsi Normalitas

Menurut Wyne (1978), untuk menguji normalitas galat digunakan uji Kolmogorov-Smirnov. Hipotesisnya sebagai berikut :

H_0 : galat menyebar normal

H_1 : galat tidak menyebar normal

Uji Kolmogorov Smirnov dapat dilakukan dengan cara menghitung rata-rata sampel dan standar deviasi sampelnya, selanjutnya dihitung harga variabel unit standar z.

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

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

$$z_i = \frac{x_i - \bar{x}}{S}, \ i = 1, 2, \ldots, n$$

Digunakan statistik penguji yang didefinisikan sebagai jarak vertikal maksimum antar fungsi distribusi sampel random $x_1, x_2, \ldots, x_n$ dengan fungsi distribusi normal standar dengan rata-rata $\bar{x}$ dan standar deviasi s, yaitu :

$$D = \sup |S(x) - F_o(x)| \tag{3}$$

dengan:

S(x) : probabilitas kumulatif dari data pengamatan

$F_o(x)$: fungsi distribusi kumulatif normal standar

Apabila nilai D lebih besar daripada nilai kritis DN (α) maka H_0 ditolak. DN (α) adalah nilai kritis yang diperoleh dari tabel Kolmogorov Smirnov.

2. Asumsi Homogenitas

Menurut Montgomery (2011), pengujian kehomogenan ragam residual dari perlakuan dapat dilakukan dengan menggunakan uji Bartlett. Misalnya terdapat v perlakuan, maka hipotesis yang dapat diambil adalah:

H_0 : $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \ldots = \sigma_v^2$

H_1 : paling sedikit ada satu σ_j^2 tidak sama, j = 1, 2, … , v

Prosedur pada uji Bartlett ini menggunakan pendekatan sebaran *chi-square* dengan derajat bebas (v-1).

Statistik ujinya adalah:

$$\chi_h^2 = 2{,}3026\,\frac{q}{c} \tag{4}$$

dimana: q $= (N-v)\log_{10} s_p^2 - \sum_{j=1}^{v}(n_j - 1)\log_{10} s_j^2$

dengan $s_p^2 = \frac{\sum_{j=1}^{v}(n_j-1)S_j^2}{N-v}$, s_j^2 = variansi sampel pada populasi ke-j

c $= 1 + \frac{1}{3(v-1)}\left(\sum_{j=1}^{v}\frac{1}{n_j-1} - \frac{1}{N-v}\right)$

Pengambilan Keputusan:

Tolak H_0 jika $\chi_h^2 > \chi_{\alpha;(v-1)}^2$ dengan $\chi_{\alpha;(v-1)}^2$ adalah berdistribusi *chi-square* dengan peluang α dan derajat bebas (v-1).

2.2.3. Data Hilang

Menurut Chocran dan Cox (1957), perhitungan untuk mengestimasi nilai data yang hilang pada Rancangan Kisi Seimbang adalah sebagai berikut:

$$y_{hij} = \frac{k^2T + k(k+1)B - R + G - kT_b - kB_t}{k(k-1)^2} \quad (5)$$

dimana:

y_{hij} = data yang hilang
k = banyaknya kelompok dalam percobaan
T = total pengamaatan pada perlakuan data yang hilang
B = total pengamatan pada kelompok dalam ulangan tertentu dimana terdapat data yang hilang
R = total pengamatan pada semua kelompok dalam ulangan tertentu dimana terdapat data yang hilang
G = total pengamatan pada semua ulangan dalam percobaan
T_b = total pengamatan pada perlakuan yang terdapat pada kelompok yang sama dengan data yang hilang termasuk total perlakuan data yang hilang
B_t = total pengamatan pada semua kelompok dimana terdapat perlakuan data yang hilang muncul dalam percobaan

Menurut Gomez dan Gomez (1995), apabila terdapat satu data hilang dalam percobaan, data hilang dapat langsung diestimasi dengan menggunakan persamaan (5), akan tetapi apabila terdapat lebih dari satu data yang hilang persamaan (5) tidak langsung dapat digunakan. Untuk mengestimasi lebih dari satu data hilang digunakan cara iterasi dengan langkah awal mencari rataan marginalnya yang digunakan sebagai nilai awal dengan perhitungan sebagai berikut:

$$\bar{X}_{i,hi} = \frac{\bar{b}_i + \bar{c}_k}{2} \quad (6)$$

$\bar{X}_{i,k}$ = nilai awal data yang hilang
$\bar{b}_i$ = rataan untuk semua respon pada kelompok pertama (margin atas)
$\bar{c}_k$ = rataan untuk semua respon pertama dalam setiap kelompok (margin kiri)

Nilai awal tersebut dianggap sebagai nilai dari salah satu data hilang yang kemudian digunakan untuk mengestimasi nilai data hilang yang lain dengan persamaan (5). Hasil estimasi tersebut kemudian digunakan untuk mengestimasi data hilang awal yang nilainya digantikan dengan nilai awal. Proses tersebut diulang-ulang sampai nilai estimasi mendekati sama dengan nilai estimasi sebelumnya sehingga proses iterasi dapat dihentikan (Gomez dan Gomez, 1995).

2.2.4. Analisis Keragaman (ANOVA)

Analisis keragaman merupakan suatu cara untuk menguraikan ragam total menjadi komponen ragam (Sastrosupadi, 2000). Analisis keragaman pada satu data hilang dalam Rancangan Kisi Seimbang dihitung seperti pada data lengkap, hanya saja derajat bebas total dan derajat bebas galat dikurangi satu dari nilai aslinya (Chocran dan Cox, 1957). Sedangkan untuk lebih dari satu data hilang menurut Gomez dan Gomez (1995), analisis keragaman dihitung seperti pada data biasanya, hanya saja derajat bebas total dan derajat bebas galat dikurangi m, dimana m adalah banyaknya nilai yang hilang.

1. Perhitungan Analisis Keragaman (ANOVA)

   Menurut Gomez dan Gomez (1995), perhitungan-perhitungan sederhana untuk menyusun tabel ANOVA adalah sebagai berikut:

   $B_j = \sum_h y_{h.j}$
   $G = \sum_j y_{..j}$
   $W_j = kT_j - (k+1)B_j + G$, $\sum W_j = 0$
   dimana: k = jumlah kelompok T_j = jumlah tiap perlakuan

$\text{FK} = \frac{G^2}{k^2\ (k+1)}$
$\text{JKT} = \sum_{h,i,j} y_{hij}^2 - FK$
$\text{JK ulangan} = \frac{\sum_h y_{h..}^2}{k^2} - FK$
$\text{JK kelompok (terkoreksi)} = \frac{\sum W_j{}^2}{k^3(k+1)}$
$\text{JK perlakuan} = \frac{\sum_j y_{..j}^2}{k+1} - FK$
karena JKT = JK ulangan + JK kelompok (terkoreksi) + JK perlakuan + JK galat maka,
JK galat = JKT – JK ulangan – JK kelompok (terkoreksi) – JK perlakuan
$\text{KT kelompok (terkoreksi)} = \frac{JK\ kelompok\ (terkoreksi)}{(k^2-1)}$
$\text{KT galat} = \frac{JK\ galat}{(k-1)(k^2-1)-m}$
$T_j' = T_j + \mu W_j$
dimana: μ = faktor penyesuaian
$\mu = \frac{KT\ kelompok\ (terkoreksi) - KT\ galat}{k^2[(KT\ kelompok\ (terkoreksi)]}$
Apabila KT galat > KT kelompok (terkoreksi) maka $\mu = 0$ dan tidak ada koreksi untuk perlakuan serta pengkoreksian selanjutnya tidak diperlukan, sedangkan untuk uji F menggunakan KT perlakuan dan KT galat. Apabila KT galat < KT kelompok (terkoreksi) maka analisis dilanjutkan ke langkah selanjutnya.
$\text{KT perlakuan (terkoreksi)} = \left[\frac{1}{(k+1)(k^2-1)}\right]\left[\sum T_j'^2 - \frac{G^2}{k^2}\right]$
KT galat efektif = (KT galat) (1 + kμ)
Untuk mengetahui apakah perlakuan memberikan hasil yang secara rata-rata sama, maka dapat dilakukan uji perbandingan antara dua komponen atau biasa disebut uji F. Pada uji F nilai dari F tabel diperoleh dari tabel distribusi F dengan derajat bebas $v_1 = (k^2 - 1)$ dan $v_2 = (k-1)(k^2-1) - m$, sedangkan nilai F hitung diperoleh dengan rumus sebagai berikut.
$$F = \frac{KT\ perlakuan\ (terkoreksi)}{KT\ galat\ efektif} \quad (7)$$
Apabila F hitung > F tabel maka H_0 ditolak dan ada pengaruh perlakuan terhadap respon yang diamati, sehingga dapat dilakukan uji lanjut

Menyusun semua nilai yang telah dihitung dalam Tabel ANOVA seperti yang terlihat pada Tabel 1 (Gomez dan Gomez, 1995).

2. Koefisien Keragaman (KK) dan Koefisien Nisbi (K.N.)

Nilai dari koefisien keragaman (KK) dapat diperoleh menggunakan rumus berikut (Gomez dan Gomez, 1995):
$$\text{KK} = \frac{\sqrt{KT\ galat\ efektif}}{Rataan\ umum}\ x\ 100\%$$
Menurut Gomez dan Gomez (1995), untuk menduga ketepatan penggunaan rancangan kisi seimbang terhadap Rancangan Acak Kelompok Lengkap dapat dihitung menggunakan Koefisien Nisbi (K.N.) dengan rumus sebagai berikut.
$$\text{K.N.} = \frac{JK\ kelompok\ (terkoreksi) + JK\ galat}{k\ (k^2-1)(KT\ galat\ efektif)}\ \text{x}\ 100\%$$

Tabel 1. ANOVA pada Data Hilang dalam Rancangan Kisi Seimbang

Sumber Variansi	Derajat Bebas	Jumlah Kuadrat	Kuadrat Tengah	F Hitung	F Tabel
Ulangan	k	JK ulangan	-	-	
Perlakuan	$(k^2 - 1)$	JK perlakuan	KT perlakuan	$\frac{KT\ perlakuan}{KT\ galat}$	$F_{\alpha(v1,v2)}$
Kelompok (terkoreksi)	$(k^2 - 1)$	JK kelompok (terkoreksi)	KT kelompok (terkoreksi)	-	
Galat	$(k-1)(k^2-1) - m$	JK galat	KT galat	-	
Perlakuan (terkoreksi)	$(k^2 - 1)$	-	KT perlakuan (terkoreksi)	$\frac{KT\ perlakuan\ (terkoreksi)}{KT\ galat\ efektif}$	$F_{\alpha(v1,v2)}$
Galat Efektif	$(k-1)(k^2-1) - m$	-	KT galat efektif	-	
Total	$(k^3 + k^2 - 1) - m$	JK total	-	-	

3. Uji Perbandingan Ganda

Menurut Montgomery (2011), Uji LSD (*Least Significant Difference*) merupakan suatu prosedur lanjutan untuk mengetahui perlakuan mana yang berbeda secara signifikan apabila hipotesis nol ditolak. Hipotesis yang dapat diambil:

$H_0 : \mu_x = \mu_z$
$H_1 : \mu_x \neq \mu_z$

Langkah-langkah perhitungan pada uji LSD adalah:

1) Menghitung LSD

$$LSD = t_{\alpha/2\ .\ db\ galat} \cdot S_{\bar{y}_x - \bar{y}_z}$$

dengan $t_{\alpha/2;dbg}$ = tabel distribusi t dengan tingkat signifikansi α dan derajat bebas (db) galat.

$$S_{\bar{y}_x - \bar{y}_z} = \sqrt{KTG\ efektif\left(\frac{2}{a} + \frac{v}{a(a-1)(v-1)}\right)}$$

2) Menghitung rata-rata tiap perlakuan
3) Mengurutkan rata-rata tiap perlakuan dari yang terkecil sampai dengan yang terbesar
4) Membandingkan selisih dua rata-rata perlakuan dengan nilai LSD, apabila > LSD maka memiliki pengaruh yang berbeda sedangkan apabila < LSD memiliki pengaruh yang sama

3. METODE PENELITIAN

3.1. Data

Data yang digunakan pada penelitian ini adalah data sekunder yang diperoleh dari buku Gomez dan Gomez (1995), yang berupa Rancangan Kisi (*Lattice*) Seimbang 4 x 4 yang dimodifikasi sehingga terdapat data hilang. Sebuah penelitian dilakukan untuk mengetahui pengaruh 16 varietas pupuk terhadap produk gabah yang dihitung setiap hektarnya, sehingga nilai j = 1, 2, …, 16 dan produk gabah merupakan respon dari percobaan. Padi ditanam pada 4 area penanaman sawah dengan jenis tanah yang berbedabeda, sehingga nilai i =1, 2, 3 dan 4. Percobaan dilakukan pengulangan sebanyak 5 kali, sehingga percobaan tersebut memiliki 80 unit percobaan dan nilai h = 1, 2, 3, 4 dan 5.

3.2. Metode Analisis Data

Metode analisis yang dilakukan dalam penelitian ini adalah sebagai berikut:

1. Melakukan input data
2. Melakukan estimasi data yang hilang
3. Memodelkan dengan model linier Rancangan Kisi Seimbang
4. Melakukan analisis keragaman (ANOVA)
5. Melakukan uji asumsi normalitas dan homogenitas
6. Uji perbandingan ganda
7. Interpretasi model dan membuat kesimpulan

4. HASIL DAN PEMBAHASAN

4.1. Satu Data Hilang

Data yang dihilangkan adalah data pada ulangan ketiga, kelompok kedua dan perlakuan kelima (y_{325}). Data hilang dapat diestimasi menggunakan persamaan (10) dengan perhitungan sebagai berikut:

$$y_{325} = \frac{k^2T+k(k+1)B-R+G-kT_b-kB_t}{k(k-1)^2}$$

$$= \frac{(4^2)(634)+(4)(4+1)(472)-2425+13564-(4)(3312)-(4)(3229)}{(4)(4-1)^2}$$

$$= 126{,}64 \approx 127$$

Nilai estimasi data hilang di atas digunakan dalam analisis keragaman, sehingga diperoleh nilai analisis keragaman seperti yang terlihat pada Tabel 2. Pada Tabel 2 terlihat bahwa nilai F hitung > F tabel sehingga H_0 ditolak dan bahwa ada pengaruh varietas pupuk terhadap produk gabah.

Tabel 2. ANOVA Rancangan Kisi Seimbang Satu Data Hilang

Sumber Variansi	Derajat Bebas	Jumlah Kuadrat	Kuadrat Tengah	F Hitung	F Tabel
Ulangan	4	7074,925	-	-	
Perlakuan	15	28510,287	-	-	-
Kelompok (terkoreksi)	15	12328,869	821,925	-	
Galat	44	12809,406	291,123	-	
Perlakuan (terkoreksi)	-	-	1721,596	5,092	1,90
Galat Efektif	-	-	338,125	-	
Total	78	60723,487	-	-	

$$\text{KK} = \frac{\sqrt{KT\ galat\ efektif}}{Rataan\ umum}\ x\ 100\% = \frac{\sqrt{338{,}125}}{171{,}138} = 10{,}74\%$$

Nilai KK = 10,74% dapat dikategorikan bernilai kecil, karena KK besar menunjukkan bahwa bahan penelitian tidak homogen dan semakin besar kesalahan fisik dalam melaksanakan percobaan maupun pengukuran parameter, maka dapat disimpulkan bahwa percobaan yang dilakukan baik.

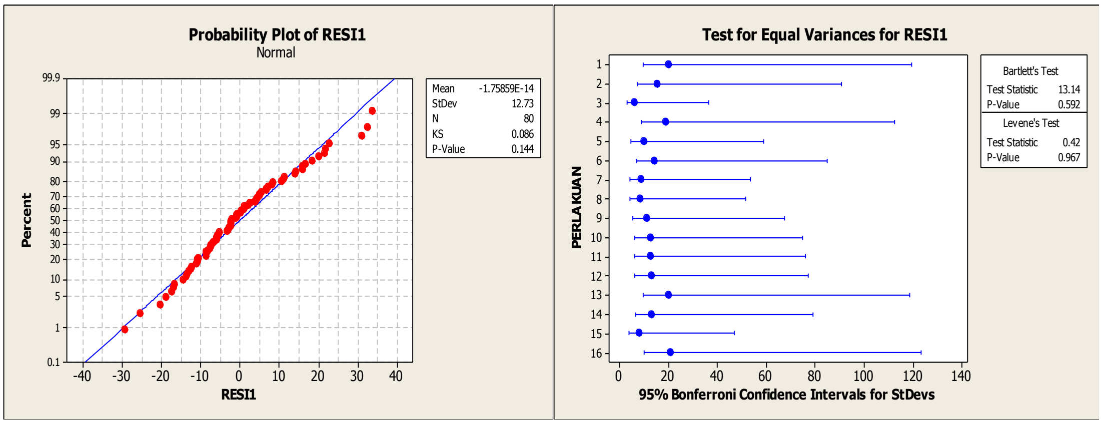
$$\text{K.N.} = \frac{JK\ kelompok\ (terkoreksi)+JK\ galat}{k\ (k^2-1)(KT\ galat\ efektif)}\ \text{x}\ 100\%$$

$$= \frac{12328,869+12809,406}{4(4^2-1)(338,125)} \; x \; 100\% = 123,91\%$$

Nilai K.N. = 123,91% dapat diartikan bahwa penggunaan Rancangan Kisi Seimbang menaikkan ketepatan percobaan sebesar 23,91% dibandingkan apabila menggunakan Rancangan Acak Kelompok Lengkap.

4.1.1. Uji Asumsi

Uji asumsi yang dilakukan adalah uji normalitas dan homogenitas, dengan hasil yang dapat dilihat pada gambar di bawah ini:



1. Asumsi Normalitas
   Uji asumsi normalitas pada penelitian ini menggunakan uji Kolmogorov-Smirnov. Asumsi normalitas terpenuhi karena dapat dilihat pada plot di atas bahwa titik-titik merah menyebar mengikuti garis linier dan nilai D = 0,086 < DN (α) = 0,150 atau P-value = 0,144 > α = 0,05.
2. Asumsi Homogenitas
   Uji asumsi homogenitas dalam penelitian ini menggunakan uji Bartlett. Asumsi homogenitas terpenuhi karena dapat dilihat pada plot di atas bahwa semua titik biru terletak di sebelah kiri dan nilai χ^2_h = 13,14 < $\chi^2_{\alpha\,;(v-1)}$ = 101,88 atau P-value = 0,592 > α = 0,05.

4.1.2. Uji Perbandingan Ganda

Uji perbandingan ganda yang dilakukan pada penelitian ini adalah uji LSD (*Least Significant Difference*) dengan hasil sebagai beriku:

M_{10}' M_5' M_9' M_2' M_1' M_{16}' M_7' M_{13}' M_6' M_4' M_8' M_3' M_{11}' M_{15}' M_{12}' M_{14}'

Garis bawah berarti tidak berbeda

Dari hasil LSD di atas dapat diketahui bahwa varietas pupuk 14 (M_{14}) menghasilkan produk gabah yang paling banyak, sedangkan varietas pupuk 10 (M_{10}) menghasilkan produk gabah yang paling sedikit.

4.2. Dua Data Hilang

Data yang dihilangkan adalah data pada ulangan pertama, kelompok pertama dan perlakuan kedua (y_{112}) dan data pada ulangan keempat, kelompok keempat dan perlakuan kelima belas ($y_{4,4,15}$). Data hilang diestimasi dengan cara iterasi dan menggunakan persamaan (10), sehingga didapatkan hasil estimasi data hilang pertama adalah 138 ($y_{112} = 138$) dan data hilang kedua adalah 184 ($y_{4,4,15} = 184$).

Nilai estimasi data hilang di atas digunakan dalam analisis keragaman, sehingga diperoleh nilai analisis keragaman seperti yang terlihat pada Tabel 3. Pada Tabel 3 terlihat bahwa nilai F hitung > F tabel sehingga H_0 ditolak dan bahwa ada pengaruh varietas pupuk terhadap produk gabah.

Tabel 3. ANOVA Rancangan Kisi Seimbang Dua Data Hilang

Sumber Variansi	Derajat Bebas	Jumlah Kuadrat	Kuadrat Tengah	F Hitung	F Tabel
Ulangan	4	6207,800	-	-	
Perlakuan	15	27374,087	-	-	-
Kelompok (terkoreksi)	15	11567,600	771,173	-	
Galat	43	14429,000	335,558	-	
Perlakuan (terkoreksi)	-	-	1625,953	4,246	1,91
Galat Efektif	-	-	382,945	-	
Total	77	59578,487	-	-	

$$\text{KK} \quad = \frac{\sqrt{KT\ galat\ efektif}}{Rataan\ umum}\ x\ 100\% = \frac{\sqrt{382{,}945}}{171{,}638} = 11{,}40\%$$

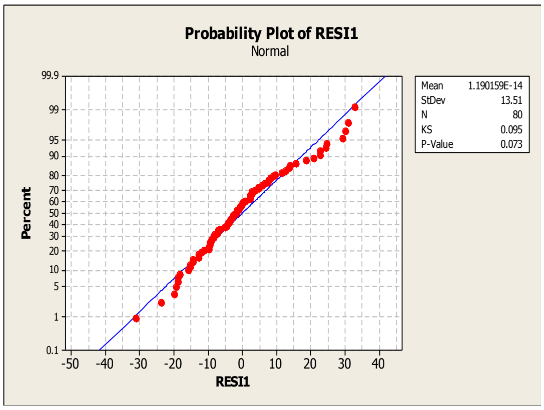
Nilai KK = 11,40% dapat dikategorikan bernilai kecil, karena KK besar menunjukkan bahwa bahan penelitian tidak homogen dan semakin besar kesalahan fisik dalam melaksanakan percobaan maupun pengukuran parameter, maka dapat disimpulkan bahwa percobaan yang dilakukan baik.

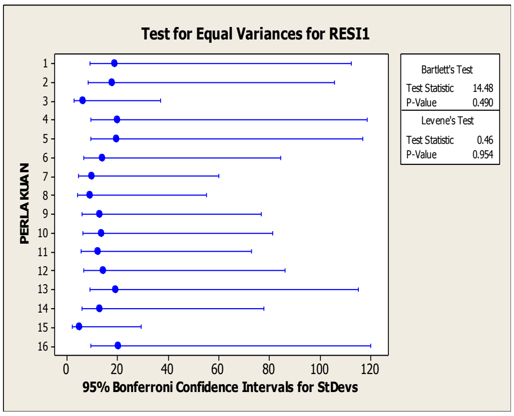
$$\text{K.N.} \quad = \frac{JK\ kelompok\ (terkoreksi) + JK\ galat}{k\ (k^2-1)(KT\ galat\ efektif)}\ \text{x}\ 100\%$$
$$= \frac{11567{,}600 + 14429{,}000}{4(4^2-1)(382{,}945)}\ x\ 100\% = 113{,}14\%$$

Nilai K.N. = 113,14% dapat diartikan bahwa penggunaan Rancangan Kisi Seimbang menaikkan ketepatan percobaan sebesar 13,14% dibandingkan apabila menggunakan Rancangan Acak Kelompok Lengkap.

4.2.1. Uji Asumsi

Uji asumsi yang dilakukan adalah uji normalitas dan homogenitas, dengan hasil yang dapat dilihat pada gambar di bawah ini:





1. Asumsi Normalitas
   Uji asumsi normalitas pada penelitian ini menggunakan uji Kolmogorov-Smirnov. Asumsi normalitas terpenuhi karena dapat dilihat pada plot di atas bahwa titik-titik

merah menyebar mengikuti garis linier dan nilai D = 0,073 < DN (α) = 0,150 atau P-value = 0,073 > α = 0,05.

2. Asumsi Homogenitas
Uji asumsi homogenitas dalam penelitian ini menggunakan uji Bartlett. Asumsi homogenitas terpenuhi karena dapat dilihat pada plot di atas bahwa semua titik biru terletak di sebelah kiri dan nilai χ_h^2 = 14,48 < $\chi^2_{\alpha\,;(v-1)}$ = 101,88 atau P-value = 0,490 > α = 0,05.

4.2.2. Uji Perbandingan Ganda

Uji perbandingan ganda yang dilakukan pada penelitian ini adalah uji LSD (*Least Significant Difference*) dengan hasil sebagai berikut:

M_{10}' M_2' M_5' M_9' M_1' M_{16}' M_7' M_{13}' M_6' M_4' M_8' M_3' M_{15}' M_{11}' M_{12}' M_{14}'

Garis bawah berarti tidak berbeda

Dari hasil LSD di atas dapat diketahui bahwa varietas pupuk 14 (M_{14}) menghasilkan produk gabah yang paling banyak, sedangkan varietas pupuk 10 (M_{10}) menghasilkan produk gabah yang paling sedikit.

5. KESIMPULAN

Berdasarkan hasil dari pembahasan, dapat disimpulkan bahwa analisis keragaman pada data hilang dalam Rancangan Kisi Seimbang dilakukan seperti pada Rancangan Kisi Seimbang lengkap, akan tetapi nilai dari derajat bebas total dan galat dikurangi dengan m, dimana m adalah banyaknya data yang hilang. Pada kasus dalam penelitian ini, baik untuk satu data hilang maupun dua data hilang diperoleh hasil varietas pupuk padi signifikan, dengan hasil uji lanjut varietas pupuk terbaik adalah varietas pupuk 14 (M_{14}) yang tidak berbeda signifikan dengan varietas pupuk 12, 11, 15, 3, 8, 4 dan 6.

DAFTAR PUSTAKA

[1] Cochran, W.G & Cox, G.M. 1957. *Experimental Designs 2nd edition*. NewYork : John Wiley and Sons

[2] Gomez, K.A. & Gomez, A.A. 1995. *Prosedur Statistika untuk Penelitian Pertanian Edisi Kedua* (Endang Sjamsuddin & Justika S. Bahrsjah. Terjemahan). Jakarta: UI Press.

[3] Kusriningrum, R.S. 2008. *Perancangan Percobaan*. Surabaya: Universitas Airlangga.

[4] Montgomery, D.C. 2011. *Design and Analysis of Experimen* 7th edition. New York : Jhon Wiley & Sons.

[5] Oehlert, G.W. 2010. *A First Course in Design Analysis of Experiments*. University of Minnesota.

[6] Sastrosupadi, A. 2000. *Rancangan Percobaan Praktis Bidang Pertanian*. Yogyakarta: Kanisius.

[7] Sudjana. 1991. *Desain dan Analisis Eksperimen*. Bandung: Tarsito

[8] Wyne, D.W. 1978. *Applied Nonparametric Statistic*. Houghton Mifflin co.