

# Rancangan Latis Seimbang

Pepi Novianti<sup>1</sup>, Sigit Nugroho<sup>2</sup>, dan Fachri Faisal<sup>2</sup>

<sup>1</sup>Alumni Jurusan Matematika Fakultas MIPA Universitas Bengkulu

<sup>2</sup>Staf Pengajar Jurusan Matematika Fakultas MIPA Universitas Bengkulu

## Abstrak

Tujuan dari rancangan percobaan adalah keefisienan percobaan baik dari segi penggunaan lahan maupun biaya. Suatu rancangan acak kelompok lengkap dengan banyak perlakuan akan memerlukan banyak satuan percobaan untuk mencapai ketelitian percobaan. Sehingga untuk mencapai keefisienan, maka peneliti dapat membentuk suatu rancangan percobaan kelompok tak lengkap. Ada beberapa metode rancangan kelompok tak lengkap, salah satunya adalah rancangan latis seimbang. Rancangan ini pertama kali dikenalkan oleh *Yates*. Awalnya *Yates* menggunakan informasi intrablok dalam pendugaan parameter pada rancangan latis seimbang, kemudian *Yates* mengenalkan analisa interblok yang memiliki perhitungan lebih akurat

**Kata Kunci :** Rancangan Latis Seimbang, Analisa Varian, Metode Kuadrat Terkecil, Efisiensi, Penduga Interblok, Penduga Intrablok.

## Pendahuluan

Dalam rancangan percobaan terdapat tiga rancangan lapangan dasar, yaitu rancangan acak lengkap, rancangan acak kelompok lengkap, dan rancangan bujur sangkar latin. Ketiga rancangan ini tidak cocok dilakukan apabila dalam percobaan melibatkan banyak perlakuan. Untuk keefisienan rancangan percobaan dengan banyak perlakuan, *Yates* (1936) dalam *Federer* (1955) memperkenalkan rancangan kelompok tak lengkap yang dikenal dengan rancangan *Quasi-Factorial* atau rancangan latis.

Rancangan latis dikatakan seimbang jika banyaknya ulangan untuk tiap perlakuan sebesar  $r = k + 1$  dan banyaknya tiap pasangan perlakuan muncul dalam satu blok yang sama hanya sekali yang dinotasikan dengan  $\lambda = 1$ . Banyaknya blok yang diperlukan dalam percobaan latis seimbang sebesar  $b = k(k + 1)$ .

Menurut *Federer* (1955), keuntungan dari rancangan latis adalah banyaknya perlakuan dapat dibandingkan ke dalam blok yang relatif kecil, dapat dianalisis sebagai rancangan acak kelompok lengkap (bergantung pada penyusunan kelompok tak lengkapnya), dan keragaman blok dalam rancangan latis lebih dapat dikendalikan dibandingkan dengan rancangan acak kelompok lengkap. Sedangkan kerugian dari rancangan latis adalah perhitungan yang cukup rumit, yaitu pada saat data dalam satuan percobaan hilang, tidak tersedia untuk semua nilai  $t$ ,  $r$ , dan  $k$ , analisa menjadi rumit jika perlakuannya merupakan persoalan dalam membedakan keragaman galat, dan rancangan lebih sulit dibentuk.

Awalnya analisa untuk rancangan latis hanya menggunakan informasi intrablok, sehingga keragaman antar blok tak lengkap diabaikan. Kemudian *Yates* (1939) dalam *Federer* (1955) menggunakan informasi tambahan akibat keragaman antar kelompok tak lengkap yang dikenal dengan analisa interblok dalam rancangan latis. Dengan analisa interblok, keefisienan rancangan latis terhadap rancangan acak kelompok lengkap akan lebih besar dari 100, sedangkan keefisienan rancangan latis akan lebih kecil dari 100 jika dilakukan dengan analisa intrablok.

Dalam tulisan ini akan dipelajari pembentukan rancangan latis seimbang, pendugaan parameter menggunakan analisa intrablok dan interblok, analisa varian pada rancangan latis seimbang, dan pengaplikasi rancangan latis seimbang menggunakan paket program SAS.

### Pembentukan Rancangan Latis

Sebagai contoh, pada suatu percobaan di bidang pertanian terdapat 9 varietas padi yang akan diamati hasilnya. Penelitian dilakukan di areal persawahan dan dilakukan pengelompokan untuk meningkatkan ketelitian percobaan. Akan tetapi, di lapangan peneliti sulit menemukan kelompok satuan percobaan homogen yang dapat ditanami 9 varietas padi. Oleh karena itu peneliti memilih rancangan latis seimbang  $3 \times 3$  sebagai alternatifnya. Dalam penelitian ini, peneliti harus menyediakan 12 blok tak lengkap yang berukuran  $k=3$  satuan percobaan, sehingga setiap perlakuan akan muncul sebanyak  $r = 4$  kali. Untuk pembentukan dan pengacakan rancangan percobaan, dapat dilakukan dengan langkah sebagai berikut:

1. Areal percobaan dibagi menjadi  $r = k + 1$  ulangan, yang masing-masing berisi  $t=k^2$  satuan percobaan. Untuk contoh ini, areal percobaan dibagi menjadi  $r = 4$  ulangan, yang masing-masing terdiri dari  $t = 9$  satuan percobaan, seperti yang terlihat pada layout berikut:

Blok	Ulangan 1			Ulangan 2			Ulangan 3			Ulangan 4		
1	1	2	3	10	11	12	19	20	21	28	29	30
2	4	5	6	13	14	15	22	23	24	31	32	33
3	7	8	9	16	17	18	25	26	27	34	35	36

**Gambar 1. Layout Satuan Percobaan Rancangan Latis Seimbang  $3 \times 3$**

2. Bagilah setiap ulangan ke dalam  $k=3$  kelompok tak lengkap, yang masing-masing kelompok berisi  $k=3$  satuan percobaan.
3. Pilih rancangan dasar latis seimbang sesuai dengan banyaknya perlakuan yang akan diamati. Untuk contoh ini, rancangan dasar latis seimbang  $3 \times 3$  diambil dari rancangan 10.1 dalam Cochran & Cox seperti yang terlihat pada Gambar berikut:

Blok	Ulangan 1			Ulangan 2			Ulangan 3			Ulangan 4		
1	v1	v2	v3	v1	v4	v7	v1	v5	v9	v1	v8	v6
2	v4	v5	v6	v2	v5	v8	v7	v2	v6	v4	v2	v9
3	v7	v8	v9	v3	v6	v9	v4	v8	v3	v7	v5	v3

Sumber : Cochran & Cox, 1957.

**Gambar 2. Layout Rancangan Dasar Latis Seimbang  $3 \times 3$**

4. Acaklah susunan ulangan dari rancangan dasar yang terpilih. Misalkan setelah dilakukan pengacakan pada rancangan dasar (Gambar 2).

Blok	Ulangan 1			Ulangan 2			Ulangan 3			Ulangan 4		
1	v1	v4	v7	v1	v2	v3	v1	v8	v6	v1	v5	v9
2	v2	v5	v8	v4	v5	v6	v4	v2	v9	v7	v2	v6
3	v3	v6	v9	v7	v8	v9	v7	v5	v3	v4	v8	v3

**Gambar 3. Layout Rancangan Latis Seimbang  $3 \times 3$  Setelah Dilakukan Pengacakan pada Ulangan.**

5. Acaklah kelompok tak lengkap dalam setiap ulangan.

Blok	Ulangan 1			Ulangan 2			Ulangan 3			Ulangan 4		
1	v3	v6	v9	v4	v5	v6	v7	v5	v3	v1	v5	v9
2	v2	v5	v8	v1	v2	v3	v1	v8	v6	v4	v8	v3
3	v1	v4	v7	v7	v8	v9	v4	v2	v9	v7	v2	v6

**Gambar 4. Layout Rancangan Latis Seimbang  $3 \times 3$  Setelah Dilakukan Pengacakan Kelompok dalam Setiap Ulangan.**

6. Acaklah susunan perlakuan dalam setiap kelompok tak lengkap.

Blok	Ulangan 1			Ulangan 2			Ulangan 3			Ulangan 4		
1	v9	v3	v6	v5	v4	v6	v7	v5	v3	v1	v9	v5
2	v8	v5	v2	v3	v2	v1	v6	v8	v1	v4	v8	v3
3	v7	v1	v4	v9	v8	v7	v2	v4	v9	v7	v6	v2

**Gambar 5. Layout Rancangan Latis Seimbang 3x3 Setelah Dilakukan Pengacakan Perlakuan dalam Setiap Kelompok.**

Layout pada Gambar 5 merupakan modifikasi lain dari rancangan dasar latis seimbang 3x3. Pada pengacakan dan penataan rancangan latis seimbang, hal yang terpenting yang harus diperhatikan adalah syarat dari rancangan latis seimbang, yaitu setiap pasangan perlakuan muncul bersama-sama hanya satu kali dalam kelompok yang sama.

### Model Linier dan Asumsi

Hasil pengamatan pada rancangan latis seimbang terdiri dari komponen-komponen yang bersifat aditif. Model untuk rancangan latis seimbang adalah:

$$Y_{ijg} = \mu + \pi_i + \tau_g + \beta_{ij} + \varepsilon_{ijg}, \quad i = 1, 2, \dots, r, \quad j = 1, 2, \dots, b, \quad g = 1, 2, \dots, t \quad (1)$$

dimana,

$Y_{ijg}$  = Pengamatan untuk perlakuan ke-  $g$  pada blok ke-  $j$  untuk ulangan ke-  $i$

$\mu$  = Rataan umum

$\pi_i$  = Pengaruh ulangan ke-  $i$

$\beta_{ij}$  = Pengaruh blok ke-  $j$  untuk ulangan ke-  $i$

$\tau_g$  = Pengaruh perlakuan ke-  $g$

$\varepsilon_{ijg}$  = Galat percobaan untuk perlakuan ke-  $g$  pada blok ke-  $j$  ulangan ke-  $i$

Asumsi untuk model linier rancangan ini adalah:

- $\varepsilon_{ijg}$  menyebar bebas identik menurut sebaran normal  $(0, \sigma_\varepsilon^2)$
- $\sum_{i=1}^r \hat{\pi}_i = 0$
- $\beta_{ij}$  menyebar bebas identik menurut sebaran normal  $(0, \sigma_\beta^2)$
- Pengaruh perlakuan tetap atau acak
- $\varepsilon_{ijg}$  dan  $\beta_{ij}$  menyebar saling bebas

### Pendugaan Parameter

Yates telah mengenalkan dua metode analisa untuk rancangan kelompok tak lengkap, yaitu analisa intrablok dan analisa interblok. Sesuai dengan namanya, analisa intrablok hanya memperhatikan keragaman perlakuan yang ada dalam satu blok. Sedangkan pada analisa interblok, keragaman antar blok juga diperhatikan. Hal ini dikarenakan pengaruh perlakuan juga terbaaur dalam blok tak lengkap. Berikut akan dibahas kedua analisa tersebut dalam rancangan latis seimbang.

#### 1 Analisa Intrablok

Pada analisa intrablok hanya memperhatikan keragaman tiap perlakuan yang ada dalam satu blok, sehingga keragaman yang diakibatkan oleh adanya pengelompokan tak lengkap diabaikan.

Dengan metode penduga kuadrat terkecil, maka dapat diduga parameter-parameter dengan meminimumkan galat percobaan berikut:

$$L = \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^b \sum_{g=1}^t \varepsilon_{ijg}^2 = \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^b \sum_{g=1}^t (Y_{ijg} - \mu - \pi_i - \tau_g - \beta_{ij})^2 \quad (2)$$

sehingga persamaan normalnya adalah

$$\sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^b \sum_{g=1}^t Y_{ijg} = k(k+1)\hat{\mu} + k^2 \sum_{i=1}^r \hat{\pi}_i + (k+1) \sum_{g=1}^t \hat{\tau}_g + k \sum_{j=1}^b \hat{\beta}_{ij} \quad (3)$$

$$\sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^b Y_{ijg} = (k+1)\hat{\mu} + (k+1)\hat{\tau}_g + \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^b n_{ij} \hat{\beta}_{ij} \quad \text{untuk } g = 1, 2, \dots, t \quad (4)$$

$$\sum_{g=1}^t Y_{ijg} = k\hat{\mu} + k\hat{\pi}_i + \sum_{g=1}^t n_{ij} \hat{\tau}_g + k \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^b n_{ij} \hat{\beta}_{ij} \quad \text{untuk } i = 1, 2, \dots, r \text{ dan } j = 1, 2, \dots, b \quad (5)$$

Karena  $\sum_{i=1}^r \hat{\tau}_i = 0$  dan  $\sum_{j=1}^b \hat{\beta}_{ij} = 0$ , maka nilai penduga rata-rata umum untuk rancangan latis seimbang adalah:

$$\hat{\mu} = \frac{\sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^b \sum_{g=1}^t Y_{ijg}}{k^2(k+1)} = \frac{Y_{\dots}}{k^2(k+1)} \quad (6)$$

Persamaan (4) merupakan total pengamatan pada perlakuan ke- $g$  yang dinotasikan dengan  $T_g$ , dimana  $g = 1, 2, \dots, t$ . Penyederhaan dari persamaan (4) tidak dapat memberikan nilai dugaan untuk pengaruh perlakuan ke- $g$  atau  $\hat{\tau}_g$ . Hal ini dikarenakan persamaan (4) memiliki  $\sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^b n_{ij} \hat{\beta}_{ij}$  yang tidak diketahui nilainya.  $\sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^b n_{ij} \hat{\beta}_{ij}$  merupakan jumlah pengaruh blok-blok yang di dalamnya muncul perlakuan ke- $g$ , dimana

$$\sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^b n_{ij} \hat{\beta}_{ij} = T_g - (k+1)\hat{\mu} - (k+1)\hat{\tau}_g \quad (7)$$

Persamaan (5) menunjukkan total pengamatan pada blok ke- $j$  untuk ulangan ke- $i$ . Untuk mendapatkan  $\hat{\tau}_g$ , jumlahkan semua blok yang di dalamnya muncul perlakuan ke- $g$  yang dinotasikan dengan  $B_g$ .

$$B_g = k(k+1)\hat{\mu} + k \sum_i \sum_j n_{ij} \hat{\beta}_{ij} + k\hat{\tau}_g \quad (8)$$

Sehingga dengan mensubstitusikan persamaan (7) ke persamaan (8), maka didapat:

$$\hat{\tau}_g + \hat{\mu} = \frac{T_g}{(k+1)} + \frac{kT_g - (k+1)B_g + G}{k^2(k+1)} \quad (9)$$

Nilai suku pertama penjumlahan pada ruas kiri,  $\frac{T_g}{(k+1)}$  merupakan rata-rata perlakuan tak terkoreksi. Dengan memisalkan  $W_g = kT_g - (k+1)B_g + G$ , maka  $\frac{W_g}{k^2(k+1)}$  merupakan pengoreksi bagi rata-rata perlakuan ke-g. Sehingga pengaruh perlakuan ke-g dapat diketahui dengan mengurangi rata-rata perlakuan terkoreksi dengan rata-rata umum.

## 2 Analisa Interblok

Seperti yang telah dijelaskan sebelumnya, pada analisa interblok keragaman antar blok juga diperhatikan. Sehingga digunakan keragaman perlakuan dalam blok dan juga keragaman antar blok, yang masing-masing dinyatakan dengan:

$$R_1 = \sum_i \sum_j \sum_g (Y_{ijg} - \mu - \pi_i - \beta_{ij} - \tau_g)^2 \quad (10)$$

dan

$$R_2 = \frac{1}{k} \sum_i \sum_j \left( Y_{ij.} - k\mu - k\pi_i - \sum_g n_{ij} \tau_g \right)^2 \quad (11)$$

Ragam dalam  $R_1$  dan  $R_2$  diboboti dengan kebalikan simpangan bakunya masing-masing. Maka dengan menggunakan metode kuadrat terkecil, akan diminimumkan jumlah kuadrat galat terboboti yang dirumuskan dengan:

$$R = wR_1 + w'R_2$$

$$= w \sum_i \sum_j \sum_g (Y_{ijg} - \mu - \pi_i - \beta_{ij} - \tau_g)^2 + \frac{w'}{k} \sum_i \sum_j \left( Y_{ij.} - k\mu - k\pi_i - \sum_g n_{ij} \tau_g \right)^2 \quad (12)$$

Dimana  $w = \frac{1}{\sigma_\varepsilon^2}$ , dan  $w' = \frac{1}{\sigma_\varepsilon^2 + k\sigma_\beta^2}$

Untuk pendugaan parameter  $\mu$  dan  $\beta_{ij}$  dengan menggunakan metode kuadrat terkecil, maka dihitung  $\frac{\partial R}{\partial \mu} = 0$  dan  $\frac{\partial R}{\partial \beta_{ij}} = 0$ , sehingga didapat persamaan normal:

$$\sum_i \sum_j \sum_g Y_{ijg} = k(k+1)\hat{\mu} + k^2 \sum_i \hat{\pi}_i + k \sum_i \sum_j \beta_{ij} + (k+1) \sum_g \hat{\tau}_g \quad (13)$$

$$\sum_i \sum_j Y_{ij.} = k\hat{\mu} + k\hat{\pi}_i + k\hat{\beta}_{ij} + \sum_i \sum_j n_{ij} \hat{\tau}_g \quad \text{untuk } i = 1, 2, \dots, r \text{ dan } j = 1, 2, \dots, b \quad (14)$$

Sehingga penduga dari  $\mu$  dan  $\beta_{ij}$  masing-masing adalah:

$$\hat{\mu} = \frac{Y_{...}}{k^2(k+1)} \quad (15)$$

dan

$$\hat{\beta}_{ij} = \frac{1}{k} \left( Y_{ij\cdot} - \sum_i \sum_j n_{ij} \hat{\tau}_g \right) - \hat{\mu} - \hat{\pi}_i \quad (16)$$

Dengan metode penduga kuadrat terkecil, untuk pendugaan  $\tau_g$  diperoleh persamaan normal:

$$2w \sum_i \sum_j n_{ij} \hat{\beta}_{ig} = 2w Y_{ij\cdot} - 2w(k+1)\hat{\mu} - 2w \sum_i \hat{\pi}_i - 2w(k+1)\hat{\tau}_g - 2w'(k+1)\hat{\mu} - 2w'\hat{\tau}_g + 2\frac{w'}{k}B_g \quad (17)$$

Karena pada persamaan (17) terdapat  $\sum_i \sum_j n_{ij} \hat{\beta}_{ig}$ , maka persamaan (16) dijumlahkan untuk semua blok yang di dalamnya muncul perlakuan ke -g. Sehingga didapat:

$$\sum_i \sum_j n_{ij} \hat{\beta}_{ij} = \frac{B_g}{k} - \tau_g - (k+1)\hat{\mu} \quad (18)$$

Dengan mensubstitusikan persamaan (18) ke persamaan (17), maka diperoleh:

$$\hat{\tau}_g + \hat{\mu} = \frac{T_g}{(k+1)} + \frac{(w-w')(kT_g - (k+1)B_g + G)}{k(k+1)(kw+w')} \quad (19)$$

Dengan menotasikan  $\frac{w-w'}{k(kw+w')} = \omega$  yang disebut sebagai faktor pembobot, maka diperoleh:

$$\omega = \frac{\sigma_\beta^2 - \sigma_\varepsilon^2}{k^2 \sigma_\beta^2} \quad (20)$$

Sehingga total perlakuan terkoreksi adalah:

$$T_g' = (k+1)(\hat{\tau}_g + \hat{\mu}) = T_g + \omega W_g \quad (21)$$

### Analisa Varian

Analisa varian pada rancangan latis seimbang biasanya menggunakan analisa interblok. Berikut ini akan diberikan tabel analisa varian pada rancangan latis seimbang (Tabel 1) dan formula-formula untuk mendapatkannya:

$$FK = \frac{G^2}{k^2(k+1)} \quad (22)$$

$$JKT = \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^b \sum_{g=1}^t Y_{ijg}^2 - FK \quad (23)$$

$$JKR = \frac{\sum_{i=1}^r R_i^2}{k^2} - FK \quad (24)$$

$$JKP_{TK} = \frac{\sum_{g=1}^t T_g^2}{k+1} - FK \quad (25)$$

**Tabel 1. Analisa Varian pada Rancangan Latis Seimbang**

Sumber Keragaman	Derajat Bebas	Jumlah Kuadrat	Kuadrat tengah	NHKT
Ulangan	$k$	$JKR$	-	$\sigma_\varepsilon^2 + k\sigma_\beta^2 + k^2\sigma_\pi^2$
Blok (Terkoreksi)	$k^2 - 1$	$JKB_K$	$KTB_k$	$\sigma_\varepsilon^2 + \frac{k^2}{k+1}\sigma_\beta^2$
Perlakuan (Tak Terkoreksi)	$k^2 - 1$	$JKP_{TK}$	-	$\sigma_\varepsilon^2 + \frac{k}{k+1}\sigma_\beta^2 + (k+1)\sigma_\tau^2$
Galat Intrablok	$(k-1)(k^2-1)$	$JKG_{intra}$	$KTG_{intra}$	$\sigma_\varepsilon^2$
Perlakuan (Terkoreksi)	$k^2 - 1$	$JKP_K$	$KTP_K$	$\sigma_\varepsilon^2 + (k+1)\sigma_\tau^2$
Galat Efektif	$(k-1)(k^2-1)$	-	$KTG_{efektif}$	$\sigma_\varepsilon^2(1+k\omega)$
Total	$k^2(k+1)-1$	$JKT$	-	-

Sumber : Federer, 1955.

$$JKB_K = \frac{\sum_{g=1}^t W_g^2}{k^3(k+1)} \quad (26)$$

$$JKG_{intra} = JKT - JKR - JKP_{TK} - JKB_K \quad (27)$$

$$KTB_K = \frac{JKB_K}{k^2 - 1} \quad (28)$$

$$KTG_{intra} = \frac{JKG_{intra}}{(k-1)(k^2-1)} \quad (29)$$

$$\omega = \frac{KTB_K - KTG_{intra}}{k^2 KTB_K} \quad (30)$$

$$T'_g = T_g + \omega W_g \quad (31)$$

$$JKP_K = \sum_{g=1}^t T_g'^2 - FK \quad (32)$$

$$KTP_K = \frac{JKP_K}{(k^2 - 1)} \quad (33)$$

$$KTG_{efektif} = KTG_{intra}(1 + k\omega) \quad (34)$$

Pada pengujian hipotesis bahwa  $H_0 : \tau_1 = \tau_2 = \dots = \tau_t$  vs  $H_1 : \text{sedikitnya ada } \tau_i \neq \tau_j, i \neq j$ , digunakan statistik uji:

$$F_{hit} = \frac{KTP_K}{KTG_{efektif}} \sim F_{k^2-1; (k-1)(k^2-1)} \quad (35)$$

Sehingga kesimpulannya adalah tolak  $H_0 : \tau_1 = \tau_2 = \dots = \tau_t$  jika  $F_{hit} > F_{k^2-1; (k-1)(k^2-1)}$ , yang berarti terdapat pengaruh dari perlakuan terhadap pengamatan. Jika  $F_{hit} > F_{k^2-1; (k-1)(k^2-1)}$   $H_0 : \tau_1 = \tau_2 = \dots = \tau_t$  diterima yang artinya perlakuan yang diberikan tidak berpengaruh terhadap pengamatan.

Pada analisa varian rancangan latis seimbang, kuadrat tengah blok terkoreksi harus lebih besar daripada kuadrat tengah galat intrablok. Hal ini dikarenakan jika kuadrat tengah blok terkoreksi lebih besar daripada kuadrat tengah galat intrablok, pengoreksian untuk blok tidak berpengaruh. Sehingga dalam kasus ini data pada rancangan latis seimbang dapat dihitung dengan analisa varian untuk rancangan acak kelompok lengkap dengan ulangan sebagai pemblokkan.

Apabila pengujian hipotesis telah dilakukan dan kesimpulan menunjukkan bahwa perlakuan yang diberikan berpengaruh secara nyata dengan taraf nyata  $(1 - \alpha)\%$ . Perbedaan rata-rata simpangan baku antara dua perlakuan terkoreksi adalah:

$$s = \sqrt{\frac{2}{k+1} \left( \frac{k+1}{kw + w'} \right)} = \sqrt{\frac{2E_e}{k+1} (1 + k\omega)} \quad (36)$$

Efisiensi (ketepatan) rancangan latis seimbang terhadap rancangan acak kelompok lengkap adalah perbandingan antara keragaman rata-rata galat efektif.

$$ER = \frac{100(JKB_K + JKG_{intra})}{k(k^2 - 1)(KTG_{efektif})} \quad (37)$$

### Studi Kasus

Suatu percobaan dilakukan untuk mengetahui pengaruh pupuk terhadap pertumbuhan tanaman padi. Pada percobaan ini terdapat 16 jenis pupuk sebagai perlakuan yang akan diteliti. Rancangan percobaan yang digunakan adalah rancangan latis seimbang berukuran  $4 \times 4$ , sehingga dalam percobaan diperlukan  $k = 4$  blok yang berukuran  $k = 4$  satuan percobaan dalam  $k + 1 = 4 + 1 = 5$  ulangan. Satuan percobaan yang diperlukan sebanyak  $k^2(k + 1) = 80$  satuan lahan percobaan dengan ukuran  $1m \times 1m$ . Setelah dilakukan percobaan, diperoleh data banyak anakan dalam setiap satuan percobaan adalah sebagai berikut:



**Tabel 2. Banyak Anakan per Meter Persegi dari 16 Perlakuan Pemupukan yang Diujikan dalam Rancangan Latis Seimbang 4x4**

Blok	Ulangan			
	v1	v2	v3	v4
1	147	152	167	150
2	v5	v6	v7	v8
	127	155	162	172
3	v9	v10	v11	v12
	147	100	192	177
4	v13	v14	v15	v16
	155	195	192	205

Blok	Ulangan 2			
	v1	v5	v9	v13
1	140	165	182	152
2	v10	v1	v14	v6
	97	155	192	142
3	v7	v15	v3	v11
	155	182	192	192
4	v16	v8	v12	v4
	182	207	232	162

Blok	ulangan 3			
	v1	v6	v11	v16
1	155	162	177	152
2	v5	v2	v15	v12
	182	130	177	165
3	v9	v14	v3	v8
	137	185	152	152
4	v13	v10	v7	v4
	185	122	182	192

Blok	Ulangan 4			
	v1	v14	v7	v12
1	220	202	175	205
2	v13	v2	v11	v8
	205	152	180	187
3	v5	v10	v3	v16
	165	150	200	160
4	v9	v6	v15	v4
	155	177	185	172

Blok	Ulangan 5			
	1	10	15	8
1	147	112	177	147
2	9	2	7	16
	180	205	190	167
3	13	6	3	12
	172	212	197	192
4	5	14	11	4
	177	220	205	225

Sumber : Gomez & Gomez, 1995.

Dengan menggunakan paket program SAS, maka analisa varian perlakuan pupuk terhadap hasil anakan padi adalah sebagai berikut:

**Tabel 3. Analysis of Variance for Hasil Padi**

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square
Replications	4	5946.05	1486.51
Blocks within Replications (Adj.)	15	11382	758.79
Component B	15	11382	758.79
Treatments (Unadj.)	15	26994	1799.62
Intra Block Error	45	14533	322.96
Randomized Complete Block Error	60	25915	431.92
Total	79	58856	745.01

**Tabel 4. Additional Statistiks for Hasil Padi**

Descriptive	Value
Variance of Means in Same Block	147.74
LSD at .01 Level	32.6909
LSD at .05 Level	24.4807
Efficiency Relative to RCBD	116.94

Tabel 5. Adjusted Treatment Means for Hasil Padi

Treatment	Mean	Treatment	Mean
1	165.76	9	163.00
2	161.04	10	118.82
3	183.92	11	188.19
4	175.68	12	190.54
5	162.88	13	169.51
6	173.82	14	197.23
7	168.43	15	185.67
8	176.92	16	167.78

Berdasarkan hasil analisa dapat dilihat tabel anava, deskripsi statistik dan rata -rata perlakuan terkoreksi untuk data hasil padi untuk 16 perlakuan pupuk. Pada tabel anava dapat dilihat bahwa  $KTB_K \geq KTG_{intra}$ , sehingga pemblokkan pada rancangan latis seimbang berpengaruh terhadap pengamatan.

Pada hasil analisa juga terdapat deskripsi statistic dari hasil percobaan, sehingga dapat diuraikan sebagai berikut:

- Keragaman rata-rata antar perlakuan pada percobaan adalah 147,4, sehingga simpangan bakunya adalah  $\sqrt{147,74} = 12,15$ .
- Nilai beda nyata terkecil (LSD) untuk uji perbandingan perlakuan pada taraf kepercayaan 99% atau  $\alpha = 1\%$  adalah 32,6909.
- Nilai beda nyata terkecil (LSD) untuk uji perbandingan perlakuan pada taraf kepercayaan 95% atau  $\alpha = 5\%$  adalah 24,4807.
- Efisiensi rancangan latis seimbang terhadap rancangan kelompok tak lengkap adalah 116,94%, berarti rancangan latis seimbang pada percobaan 16,94% lebih efisien dibanding rancangan acak kelompok lengkap.

Berdasarkan rata-rata perlakuan terkoreksi pada hasil analisa dapat dihitung pengaruh tiap perlakuan pupuk terhadap banyaknya anakan padi. Dengan membandingkan nilai LSD pada deskripsi statistisik maka dapat dilihat perlakuan yang berbeda dengan taraf nyata  $(100 - \alpha)\%$ . Perbedaan pengaruh antar perlakuan dapat dilihat pada tabel berikut:

Tabel 6. Perbedaan Pengaruh Antar Perlakuan

$\hat{c}_i$	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16
1	4,72	18,16	9,92	2,88	8,06	2,67	11,16	2,76	46,94**	22,4	24,78*	3,75	31,47*	19,91	2,02
2		22,88	14,64	1,84	12,78	7,39	15,88	1,96	42,22**	27,2*	29,5*	8,47	36,19**	24,63**	6,74
3			8,24	21,04	10,1	15,49	7	20,92	65,1**	4,27	6,62	14,41	13,31	1,75	16,14
4				12,8	1,86	7,25	1,24	12,68	56,86**	12,5	14,86	6,17	21,55	9,99	7,9
5					10,94	5,55	14,04	0,12	44,06**	25,3*	27,66*	6,63	34,35**	22,79	4,9
6						5,39	3,1	10,82	55**	14,4	16,72	4,31	23,41	11,85	6,04
7							8,49	5,43	49,61**	19,8	22,11	1,08	28,8*	17,24	0,65
8								13,92	58,1**	11,3	13,62	7,41	20,31	8,75	9,14
9									44,18**	25,2*	27,54*	6,51	34,23**	22,67	4,78
10										69,4**	71,72**	50,69**	78,41**	66,85**	48,96**
11											2,35	18,68	9,04	2,52	20,41
12												21,03	6,69	4,87	22,76
13													27,72*	16,16	1,73
14														11,56	29,45*
15															17,89

\* = Kedua perlakuan berbeda dengan taraf 95%.

\*\* = Kedua perlakuan berbeda dengan taraf 99%.

## Kesimpulan

Rancangan latis seimbang merupakan suatu rancangan kelompok tak lengkap dimana sebanyak  $t=k^2$  perlakuan berada dalam blok yang berukuran  $k$  satuan percobaan dan banyaknya tiap pasangan perlakuan muncul dalam satu blok yang sama hanya sekali. Ulangan pada rancangan latis seimbang dapat dikatakan sebagai rancangan acak kelompok lengkap jika kuadrat tengah blok lebih kecil daripada kuadrat tengah galat.

Pengaruh perlakuan pada rancangan latis seimbang diduga dengan menggunakan analisa interblok, sehingga pengujian pengaruh perlakuan lebih akurat. Penghitungan analisis varian untuk rancangan latis seimbang lebih mudah dibandingkan dengan analisis varian untuk rancangan latis lainnya. Apabila percobaan yang dilakukan memiliki banyak perlakuan, rancangan latis seimbang akan lebih efisien dibandingkan rancangan acak kelompok lengkap. Sehingga peneliti terutama di bidang pertanian yang akan melakukan percobaan dengan banyak perlakuan dapat melakukan percobaan menggunakan rancangan latis seimbang untuk tujuan keefisienan percobaan.

Dari studi kasus pengamatan 16 pupuk pada padi, dapat disimpulkan bahwa pemupukan yang dilakukan memiliki pengaruh terhadap hasil anakan padi.

## DAFTAR PUSTAKA

- [1] Anonim. *General BIBD*. <http://mathstat.carleton.ca/~Amills/STAT5505-06/110.pdf>. (03 Maret 2007)
- [2] Cochran, W.G. and G.M. Cox. 1957. *Experimental Designs*, 2<sup>nd</sup> ed. John Wiley & Sons, New York, USA.
- [3] Federer, W.T. 1955. *Experimental Design: Theory and Application*. MacMillan Company, New York, USA.
- [4] Gomez, K.A. dan Gomez, A.A. 1995. *Prosedur Statistik untuk Penelitian Pertanian, Edisi Kedua*. Diterjemahkan oleh Endang Sjamsuddin dan Justika S. Baharsjah. UI -Press, Jakarta.
- [5] Hinkelmann, K. And O. Kempthorne. 2005. *Design and Analysis of Experiments*. John Wiley & Sons, New York, USA..
- [6] Kempthorne, O. 1952. *The Design and Analysis of Experiments*. John Wiley & Sons, New York, USA.
- [7] Kuehl, R.O. 2000. *Statistical Principles of Research Design and Analysis*, 2<sup>nd</sup> ed. Duxbury-Thomson Learning, London.
- [8] Lentner, M. and T. Bishop.1986. *Experimental Designs and Analysis*. Valley Book Company, Blacksburg, VA, USA.
- [9] Montgomery, D.C. 1976. *Design and Analysis of Experiments*. John Wiley & Sons, New York, USA.
- [10] Ott, R.L. and M. Longnecker. 2001. *Statistical Methods and Data Analysis*, 5<sup>th</sup> ed. Duxbury, USA.
- [11] Peterson, R.G. 1994. *Agricultural Field Experiments: Design and analysis*. Marcel dekker, Inc, New York.

- [12] Setiyowati, N.T. 2006. *Rancangan Kelompok Tak Lengkap Seimbang* . Tugas Akhir Universitas Gadjah Mada Tahun 2006.
- [13] Snyder, E.B. *Lattice and Compact Family Block Designs In Forest Genetics* . [www.ncrs.fs.fed.us/pubs/rp/rp\\_nc006/rp\\_nc006\\_012.pdf](http://www.ncrs.fs.fed.us/pubs/rp/rp_nc006/rp_nc006_012.pdf). (02 Januari 2007).
- [14] Walpole, R.E. 1995. *Pengantar Statistik, edisi ke-3*. Diterjemahkan oleh Ir. Bambang Sumantri. Gramedia Pustaka Utama, Jakarta.
- [15] Williams, E.R. *et.al.* 2002. *Experimental Design and Analysis for Tree Improvement, 2<sup>nd</sup> ed.* CSIRO Publishing, Australia.
- [16] Yitnosumarto, S. 1991. *Percobaan: Perancangan, Analisis, dan Interpretasinya* . Gramedia Pustaka Utama, Jakarta.
- [17] Yusnandar, M.E. 2001. *Aplikasi Analisis Regresi/korelasi Data Hasil Penelitian Peternakan dengan Menggunakan Program SAS (Statistical Analysis System)* . Informatika Pertanian Volume 10:570-583.