

II. TINJAUAN PUSTAKA

2.1 Rancangan Petak Teralur

Rancangan petak teralur (strip plot design) merupakan susunan petak-petak (plot-plot) sebagai satuan percobaan yang terdiri dari plot baris untuk perlakuan pertama dan plot kolom untuk perlakuan kedua. Menurut Gomez & Gomez (1995), dalam rancangan petak teralur terdapat penggunaan tiga ukuran petak, yaitu :

1. Petak jalur-tegak untuk faktor pertama_faktor tegak.
2. Petak jalur –mendatar untuk faktor kedua_faktor mendatar.
3. Petak perpotongan untuk perpotongan antara dua faktor.

Dalam rancangan petak teralur tidak ada faktor yang lebih penting , pengujian lebih ditekan kan terhadap pengaruh interaksi, namun tidak mengabaikan pengaruh utama masing-masing (Hanafiah, 2001).

Pengacakan dalam rancangan petak teralur dilakukan saling bersilangan menurut alur-alur yang berdampingan secara vertikal yaitu untuk plot kolom dan secara horizontal untuk plot baris (Steel & Torrie, 1991).

Menurut Mattjik & Sumertajaya (2000), langkah pengacakan dalam rancangan petak teralur sebagai berikut :

1. Memilih kelompok satuan percobaan secara acak.
2. Menetapkan taraf-taraf faktor pertama secara acak pada setiap kelompok mengikuti plot kolom.
3. Menetapkan taraf-taraf faktor kedua secara acak pada setiap kelompok mengikuti plot baris.

Misalkan suatu percobaan disusun oleh kombinasi tiga taraf faktor A (A1, A2, A3) dan tiga taraf faktor B (B1, B2, B3) setiap perlakuan di ulang 2 kali dalam kelompok, maka ada Sembilan satuan percobaan dalam setiap kelompok.

Langkah pengacakan adalah sebagai berikut :

Langkah 1 : memilih kelompok satuan percobaan secara acak, dimana jumlah kelompok sama dengan jumlah ulangan.

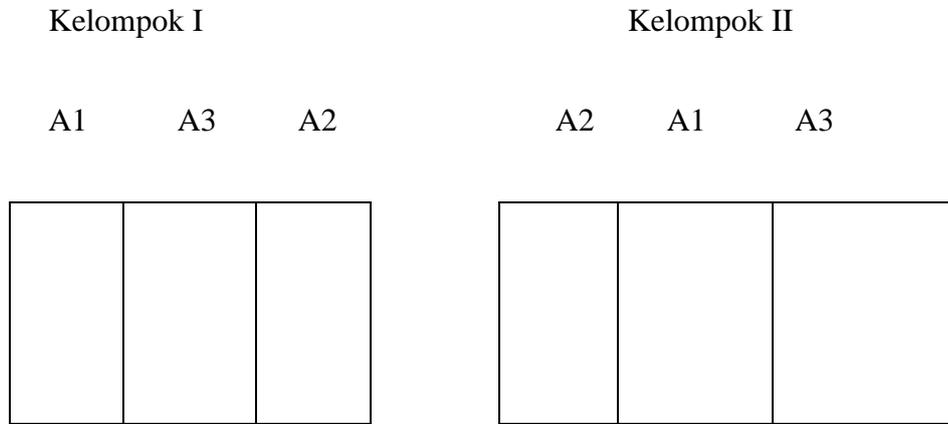
Kelompok I



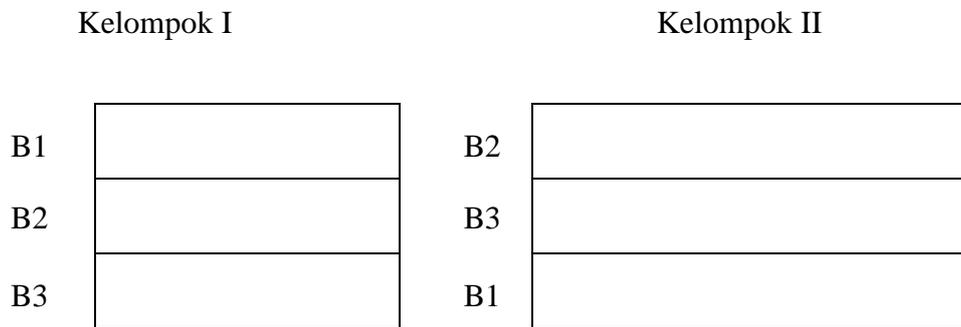
Kelompok II



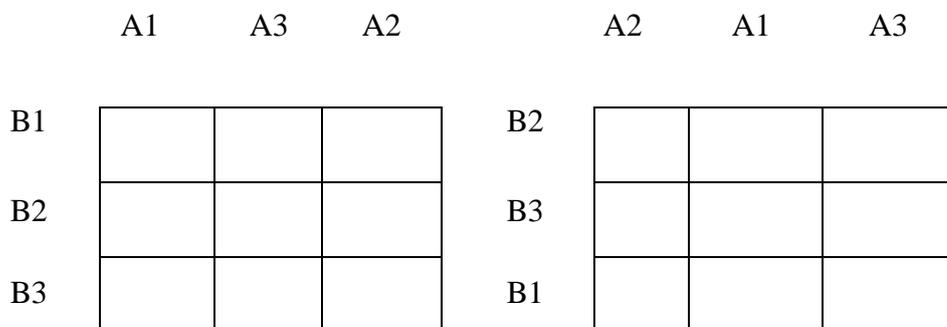
Langkah 2 : menempatkan taraf-taraf faktor pertama secara acak pada setiap kelompok mengikuti plot kolom.



Langkah 3 : Menempatkan taraf-taraf faktor kedua secara acak pada setiap kelompok mengikuti plot baris.



Bagan percobaan nya setelah dilakukan pengacakan adalah sebagai berikut :



Gambar 5. Rancangan Petak Teralur

Model linear dari rancangan strip plot secara umum dapat dituliskan sebagai berikut:

$$Y_{ijk} = \mu + K_k + \alpha_i + \delta_{ik} + \beta_j + \gamma_{jk} + (\alpha\beta)_{ij} + \varepsilon_{ijk}$$

Dimana :

Y_{ijk} = Nilai pengamatan pada faktor pertama taraf ke- i faktor kedua taraf ke-j dan blok ke-k.

μ = Nilai tengah keseluruhan

K_k = Pengaruh pengelompokan ke-k

α_i = Pengaruh faktor pertama taraf ke-i

β_j = Pengaruh faktor kedua taraf ke-j

$(\alpha\beta)_{ij}$ = Interaksi antara faktor pertama taraf ke-I dan faktor kedua taraf ke-j.

δ_{ik} = Pengaruh faktor pertama taraf ke-I dan kelompok ke-k

γ_{jk} = Pengaruh faktor kedua taraf ke-j dan kelompok ke-k

ε_{ijk} = Pengaruh acak pada faktor pertama taraf ke-I dan faktor kedua taraf ke-j dan kelompok ke-k.

Selain asumsi kenormalan dari komponen acak dan model aditif masih terdapat asumsi-asumsi lain yang juga harus diperhatikan yaitu :

Untuk model tetap :

$$\sum \alpha_i = 0; \sum \beta_j = 0; \sum (\alpha\beta)_{ij} = \sum (\beta\alpha)_{ij} = 0$$

2.2 Asumsi Rancangan Petak Teralur

Dalam rancangan petak teralur terdapat asumsi-asumsi yang harus dipenuhi antara lain sebagai berikut :

- Pengaruh dari faktor perlakuan bersifat Aditif.
- Galat percobaan dan data pengamatan dalam setiap perlakuan atau kelompok berdistribusi normal.
- Kehomogenan ragam.
- Kebebasan Galat.

2.3 Sifat Penduga

Dimisalkan parameter populasi dinyatakan sebagai θ dan penduga parameter dinyatakan sebagai $\hat{\theta}$, maka seyogyanya variabel random $\hat{\theta}$ akan bervariasi tidak terlalu jauh sekitar θ yang konstan. Misalnya, jika μ_X merupakan parameter populasi θ dan \bar{X} merupakan penduga $\hat{\theta}$, maka dalam menggunakan \bar{X} sebagai penduga kita berharap variabel random \bar{X} tidak akan bervariasi terlalu jauh sekitar μ_X . Statistik penduga yang demikian itu umumnya dinilai sebagai penduga “yang baik” jika memiliki ketentuan berikut :

- ✓ Takbias

Takbias berarti nilai harapan penduga sama dengan nilai harapan parameter yang diduga. $\hat{\theta}$ merupakan penduga yang tak bias bagi θ jika

$$E(\hat{\theta}) = \theta$$

Pada hakekatnya, \bar{X} merupakan penduga yang tidak bias bagi μ_X karena $E(\bar{X}) = \mu_{\bar{X}} = \mu_X$. Sebaliknya, penduga dianggap bias jika $E(\bar{\theta}) \neq \theta$. Umumnya, jika kita hanya menilai penduga yang baik dari sudut ke-biasannya maka rata-rata sampel dan median sampel merupakan penduga yang tidak bias untuk parameter μ_X distribusi normal.

✓ Varians Minimum

Apabila untuk suatu parameter terdapat lebih dari satu macam penduga tak bias, maka penduga yang dipilih sebagai yang terbaik ialah yang memiliki ragam sekecil-kecilnya. Hal ini disebabkan karena ragam penduga tersebut adalah ukuran penyebaran penduga di sekitar nilai tengah populasi.

Suatu penduga tak bias yang memiliki ragam terkecil di antara semua penduga tak bias lainnya, dan sifat ragam tekecil ini berlaku untuk semua kemungkinan nilai-nilai parameter, dinamakan penduga tak bias dengan ragam minimum seragam.

✓ Konsisten

Konsisten berarti dengan makin besarnya ukuran contoh maka ragam penduga makin kecil. Secara kasar, penduga yang konsisten merupakan penduga yang berkonsentrasi secara sempurna pada parameter jika besarnya sampel bertambah secara tidak terhingga.

Jika besarnya sampel menjadi tidak terhingga, penduga $\hat{\theta}$ yang konsisten harus dapat memberi pendugaan titik secara sempurna terhadap θ . Secara matematis, $\hat{\theta}$ dapat merupakan penduga yang konsisten bila dan hanya bila $E(\hat{\theta} - \theta)^2 \rightarrow 0$ jika $n \rightarrow \infty$. Dengan kata lain, $\hat{\theta}$ merupakan penduga

konsisten jika dan hanya jika biasanya maupun variansnya keduanya mendekati 0 jika $n \rightarrow \infty$.

✓ Statistik Cukup

Dimisalkan penduga suatu parameter ialah statistik atau fungsi peubah acak. Pada pendugaan nilai tengah suatu populasi, misalnya salah satu penduga yang digunakan ialah hasil rata-rata dari contoh berukuran n . Jika statistik ini dianggap telah cukup memberikan semua informasi yang diperlukan untuk pendugaan parameter populasi, maka statistik ini secara wajar dapat disebut statistik cukup.

Jika misalkan X_1, \dots, X_n contoh acak suatu populasi dengan parameter θ , maka suatu fungsi $t(\underline{X}')$ disebut statistik cukup untuk parameter θ , jika fungsi peluang (kepekatan) bersyarat $X_1, \dots, X_n | t(\underline{X}')$ tidak tergantung kepada (bebas dari) parameter θ .

✓ Completeness / Kelengkapan

Misalkan X peubah acak dengan fungsi peluang atau fungsi kepekatan $f(x; \theta), \theta \in \vartheta$ sedangkan ϑ adalah ruang parameter, yaitu gugus semua nilai yang mungkin diambil oleh θ . Sebaran peubah acak X disebut sebaran lengkap jika untuk suatu fungsi $s(X)$ dan untuk setiap nilai θ dan X ,

$$E(s(X)) = 0$$

Mengakibatkan $s(X) = 0$.

Pengertian kelengkapan sebaran ini penting peranannya di dalam usaha mencari penduga terbaik yang khas dari parameter sebaran tersebut.

2.4 Data Hilang

Pada umumnya data tidak hilang, namun jika di asumsikan bahwa data yang hilang adalah pada baris pertama, kolom pertama dan kelompok pertama. Dalam beberapa susunan dalam sebuah rancangan dapat disusun dengan cara berikut :

- Jumlah dari kuadrat sisa dimasukkan dalam nilai yang hilang. Sehingga terbentuk \hat{Y}_{111} .
- Ragam total adalah susunan dari nilai hasil dalam rancangan. Asumsikan $\hat{Y}_{111} = 0$ lalu turunkan dari jumlah kuadrat
- Lalu hasil turunan dibuat menjadi = 0

Dengan konsep diatas dapat digunakan untuk menduga 2 data yang hilang dalam baris yang sama atau jumlah kolom yang sama dengan merubah subskrip penandaan. Prosedur yang sama mungkin digunakan untuk mendapatkan sebuah formula kombinasi untuk menduga data hilang. Menurut *T. Federer, Walter (1967)* bahwa sebuah data hilang untuk sebuah sub unit dalam sebuah rancangan mungkin dapat diduga dengan menggunakan metode-metode khusus. Sebuah data hilang untuk keseluruhan jumlah plot akan diduga dengan metode yang cocok untuk fakta-fakta rancangan yang digunakan.

2.5 Pendekatan Satterthwaite-Cochran

Untuk memperbaiki uji bias dipergunakan pendekatan Satterthwaite-Cochran, prosedur yang diberikan oleh Bancroft (1968). Didemonstrasikan sebagai berikut :

1. Uji untuk perlakuan, misal KTP dan KTG masing-masing adalah kuadrat tengah perlakuan dan kuadrat tengah galat.

Perhatikan $KTP_{(adj)} = q \cdot KTP$, dengan $KTP_{(adj)}$ adalah kuadrat tengah perlakuan yang disesuaikan, sehingga diperoleh :

$$E (KTP_{(adj)}) = E (q(KTP))$$

Maka uji hipotesisnya

$$H_0 : \tau_1 = \tau_2 = \dots = 0$$

H_1 : Tidak semua nol

Adalah $F^* = \frac{KTP_{(adj)}}{KTG}$, F^* disini tidak menghampiri distribusi F, tetapi dapat didekati dengan menggunakan distribusi F yang derajat bebas pembilang dan penyebutnya (Bancroft, 1968) :

$$db \text{ pembilang} = \frac{(num, KT)^2}{\sum_i \frac{[c_i(KT)_i]^2}{db_i}}$$

Dengan ,

(num, KT) = pembilang dari F^* statistik

KT = Kuadrat tengah dalam analisis

C_i = konstanta pengali pada KT_i

db_i = derajat bebas kesesuaian dengan KT_i

$$db \text{ penyebut} = \frac{(\text{denom}, KT)^2}{\sum_i \frac{[c_i(KT)_i]^2}{db_i}}$$

Dengan ,

(denom, KT) = penyebut dari F* statistik

KT = Kuadrat tengah dalam analisis

C_i = konstanta pengali pada KT_i

db_i = derajat bebas kesesuaian dengan KT_i

2. Uji untuk kelompok, misal KTK dan KTG masing-masing adalah kuadrat tengah kelompok dan kuadrat tengah galat.

Perhatikan $KTK_{(adj)} = q \text{ KTK}$, dengan $KTK_{(adj)}$ adalah kuadrat tengah perlakuan yang disesuaikan, sehingga diperoleh :

$$E (KTK_{(adj)}) = E (q(KTK))$$

Maka uji hipotesisnya

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \dots = 0$$

H₁: Tidak semua nol

Adalah $F^* = \frac{KTP_{(adj)}}{KTG}$, F* disini tidak menghampiri distribusi F, tetapi dapat didekati dengan menggunakan distribusi F yang derajat bebas pembilang dan penyebutnya (Bancroft, 1968) :

$$db \text{ pembilang} = \frac{(\text{num}, KT)^2}{\sum_i \frac{[c_i(KT)_i]^2}{db_i}}$$

Dengan ,

(num, KT) = pembilang dari F* statistik

KT = Kuadrat tengah dalam analisis

C_i = konstanta pengali pada KT_i

db_i = derajat bebas kesesuaian dengan KT_i

$$db \text{ penyebut} = \frac{(\text{denom}, KT)^2}{\sum_i \frac{[c_i(KT)_i]^2}{db_i}}$$

Dengan ,

(denom, KT) = penyebut dari F* statistik

KT = Kuadrat tengah dalam analisis

C_i = konstanta pengali pada KT_i

db_i = derajat bebas kesesuaian dengan KT_i