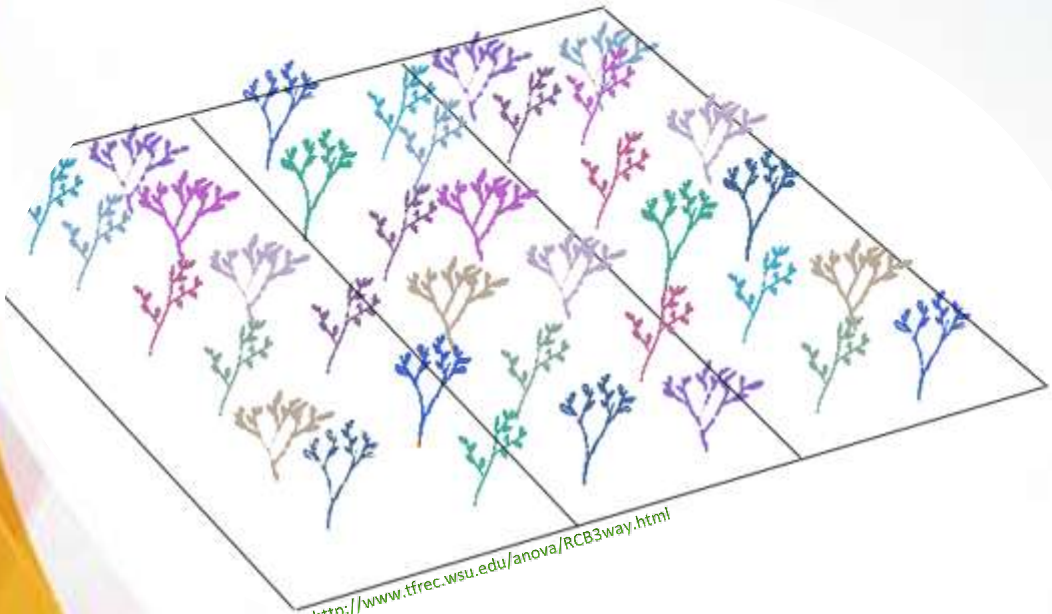
PERANCANGAN PERCOBAAN



Disusun oleh:
Made Susilawati, S.Si., M.Si.

Jurusan Matematika
Fakultas MIPA
Universitas Udayana
2015

BAHAN AJAR

PERANCANGAN PERCOBAAN

Disusun oleh:

Made Susilawati, S.Si., M.Si.

Pembimbing:

Desak Putu Eka Nilakusmawati, S.Si., M.Si.

JURUSAN MATEMATIKA
FAKULTAS MATEMATIKA DAN ILMU PENGETAHUAN ALAM
UNIVERSITAS UDAYANA
2015

PENGANTAR

Bahan ajar dengan judul “Perancangan Percobaan”, dirasakan penyusun sangat memberikan manfaat untuk menambah khasanah pengetahuan pembaca khususnya mahasiswa maupun peneliti mengenai langkah-langkah melakukan percobaan dengan merancang perlakuan dan lingkungannya. Perancangan yang tepat dalam percobaan akan dapat memberikan kesimpulan dengan tingkat kepercayaan yang tinggi.

Ada beberapa macam perancangan percobaan berdasarkan rancangan perlakuan dan rancangan lingkungannya. Rancangan Satu Faktor dan Factorial adalah contoh dari rancangan perlakuan. Sedangkan, Rancangan Acak Lengkap, Rancangan Acak Kelompok Lengkap, dan Rancangan Bujur Sangkar Latin adalah contoh dari rancangan lingkungan. Kesemuanya itu akan dibahas dalam bahan ajar ini beserta contoh soal dan penyelesaiannya.

Pengetahuan, pengalaman, dan kepustakaan yang terbatas merupakan kendala dalam penyusunan bahan ajar ini, sehingga jauh dari sempurna. Kritik dan masukan dari berbagai pihak, akan diterima dengan senang hati untuk menyempurnakan bahan ajar ini.

Denpasar, Juni 2015

Penyusun

DAFTAR ISI

BAB I
PRINSIP DASAR PERANCANGAN PERCOBAAN

1.1 Pendahuluan

Metoda perancangan percobaan banyak dilakukan di berbagai bidang ilmu, terutama di bidang pertanian dan biologi. Misalnya dengan pupuk tanaman yang berbeda peneliti ingin mengetahui pengaruh pupuk tanaman tersebut pada varietas tanaman yang sama, dengan tujuan mencari pupuk yang cocok untuk varietas itu.

Sir Ronald A. Fisher adalah seorang pelopor penggunaan metode statistika dalam perancangan percobaan, ia bertanggung jawab dalam statistika dan analisis data pada stasiun percobaan pertanian Tothamsted di London. Fisher yang mengembangkan dan pertama kali menggunakan analisis ragam sebagai metode utama dari analisis statistika dalam perancangan percobaan.

Dewasa ini metoda perancangan percobaan secara luas digunakan dalam semua bidang penyelidikan. Ilmu pertanian, biologi, kesehatan, ilmu-ilmu teknik, ilmu-ilmu fisik dan sosial adalah disiplin-disiplin ilmu yang menggunakan pendekatan statistika untuk merancang dan menganalisis percobaan.

1.2 Apa itu Perancangan Percobaan?

Ilmu perancangan percobaan (*experimental design*) merupakan cabang ilmu statistika, yang mempelajari cara-cara mengatasi, mengisolasi atau mengontrol keragaman materi atau lingkungan suatu percobaan. Sehingga perbedaan-perbedaan yang timbul sebagai akibat berbagai perlakuan terhadap satuan-satuan percobaan dapat dipisahkan dengan jelas. Dengan demikian kesimpulan yang akan ditarik dari suatu percobaan dalam menjawab hipotesis-hipotesis dapat dilaksanakan secara objekti.

Perancangan percobaan adalah suatu rancangan yang dibuat untuk mendapatkan informasi yang diperlukan yang berhubungan dengan persoalan yang sedang diselidiki, yang merupakan langkah-langkah lengkap sebelum percobaan dilakukan sehingga akan membawa penelitian kepada analisis dan kesimpulan yang objektif.

Langkah-langkah terpenting dari suatu percobaan adalah: (1) perencanaan; (2) pelaksanaan; dan (3) analisa statistik. Adapun prinsip dasar dalam upaya meningkatkan validitas penelitian yaitu: (1) pengulangan (*replication*), (2) pengacakan (*randomization*), dan (3) pengendalian lokal (misal melalui pengelompokan satuan-satuan percobaan).

Pengulangan (*replication*), berfungsi agar dapat menilai galat percobaan (*eksperimental error*) atau keragaman bahan percobaan, haruslah setiap perlakuan dicobakan dalam lebih dari satu satuan percobaan. Pengacakan (*randomization*), dimana satuan percobaan harus mempunyai peluang yang sama dalam menerima suatu perlakuan tertentu. Dengan cara ini terhindarlah percobaan dari bias yang disebabkan adanya perbedaan antara satuan-satuan percobaan. Sedangkan lokal kontrol (pengawasan setempat), satuan-satuan percobaan yang mendekati keseragaman dikumpulkan menjadi kelompok-kelompok. Dengan demikian perbandingan-perbandingan di dalam kelompok akan memiliki ketepatan yang tinggi, sedangkan beda-beda yang terdapat antara kelompok itu menjamin bahwa daerah pengambilan kesimpulan tidak menjadi terlalu sempit.

Percobaan adalah penyelidikan terencana untuk mendapatkan fakta baru, untuk memperkuat atau menolak hasil-hasil percobaan terdahulu. Percobaan tersebut secara kasar dimasukan ke dalam 3 kategori yaitu: (1) percobaan pendahuluan; (2) percobaan kritis; dan (3) percobaan demonstrasi.

Percobaan pendahuluan, peneliti mencoba sejumlah besar perlakuan untuk mendapatkan petunjuk bagi percobaan mendatang. Percobaan kritis, peneliti membandingkan respons terhadap beberapa perlakuan yang berbeda untuk memastikan beda-beda yang bermakna. Sedangkan percobaan demonstrasi, sering dilakukan oleh petugas penyuluhan, misalnya ketika ia membandingkan respons suatu perlakuan baru dengan yang sudah baku.

1.3 Tujuan dari Suatu Percobaan

Untuk memperoleh jawaban atas suatu persoalan atau masalah dengan *teliti* dan *tepat*, dalam jangka *waktu* terbatas, dan dengan *anggaran*, *bahan* dan *tempat* yang terbatas.

1. Memilih peubah terkendali (X) yang paling berpengaruh terhadap respon (Y)
2. Memilih gugus peubah (X) yang paling mendekati nilai harapan (Y)

3. Memilih gugus peubah (X) yang menyebabkan keragaman respon paling kecil
4. Memilih gugus peubah (X) yang mengakibatkan pengaruh peubah tak terkendali

1.4 Prinsip Dasar dari Rancangan Percobaan

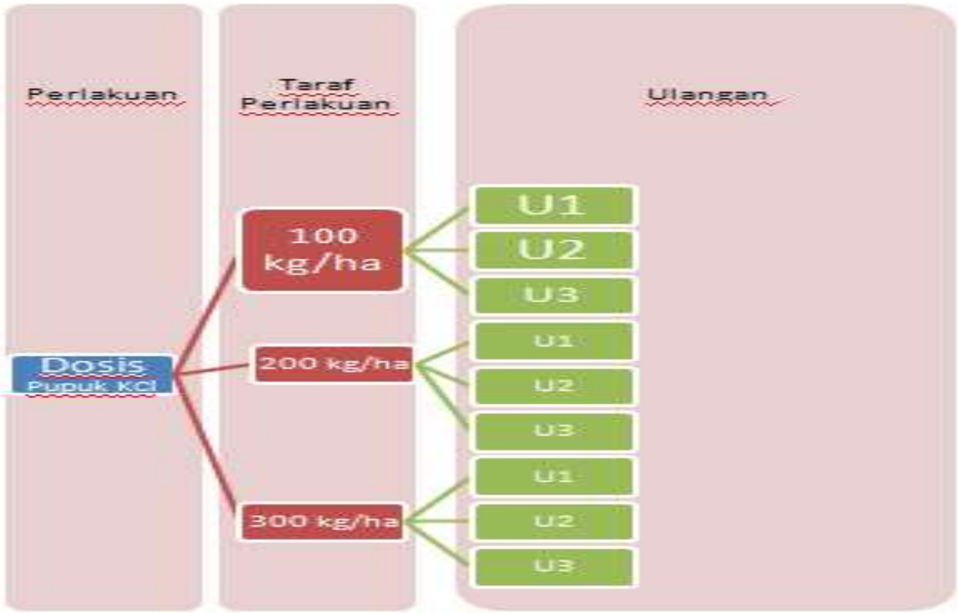
Perancangan percobaan dilandasi atas sejumlah prinsip statistika mendasar agar analisis yang diterapkan terhadap hasil pengamatan valid secara ilmiah. Ronald Fisher adalah orang yang pertama kali meletakkan prinsip-prinsip ini pada awal abad ke-20. Tokoh-tokoh perancangan percobaan setelah Fisher mengembangkan berbagai penerapan terhadap prinsip-prinsip ini, seperti C. S. Peirce, Frank Yates, Gertrude M. Cox, Calyampudi R. Rao, R. C. Bose, Oscar Kempthorne, William T. Federer, William G. Cochran, dan Genichi Taguchi. Tiga prinsip utama dalam menyusun perancangan suatu percobaan yaitu :

1. **Pengulangan**

   Pengukuran biasanya selalu memiliki variasi dan ketidakpastian. Dengan mengulangi keseluruhan percobaan, akan bisa membantu mengidentifikasi sumber dari variasi tersebut. Pengulangan adalah perlakuan yang muncul lebih dari satu kali dalam suatu percobaan. Jika dalam suatu percobaan setiap perlakuan hanya muncul satu kali atau mempunyai ulangan tunggal maka kita tidak dapat menduga galat dalam percobaan (galat: kesalahan antara nilai sebenarnya dengan nilai yang diestimasi).

   Tujuan dari pengulangan adalah untuk meningkatkan ketelitian karena jika jumlah ulangan semakin banyak atau bertambah maka akan semakin meningkatkan ketelitian, agar tidak salah dalam pengambilan keputusan karena pengulangan dapat menambah cakupan penarikan kesimpulan, dapat mengendalikan ragam galat pengulangan juga memungkinkan kita untuk mengelompokkan satuan-satuan percobaan menurut respon yang diharapkan untuk memaksimumkan keragaman antar kelompok dan meminimumkan keragaman dalam kelompok, sehingga mempelajari perbedaan perlakuan dapat lebih teliti, dan juga bertujuan untuk menduga ragam galat

Contoh :



Faktor yang memengaruhi jumlah ulangan:

1. Derajat ketelitian,
2. Keragaman bahan, alat, media, dan lingkungan percobaan,
3. Biaya penelitian yang tersedia.

Fungsi ulangan:

1. Menduga ragam dari galat percobaan,
2. Menduga galat baku (*standard error*) dari rataan perlakuan,
3. Meningkatkan ketepatan percobaan,
4. Memperluas presisi kesimpulan percobaan.

2. Pengacakan

Pengacakan adalah proses memasangkan masing masing level pada tiap faktor dengan acak dalam sebuah percobaan. Pengacakan dilakukan sebagai jaminan akan peluang yang sama bagi setiap satuan percobaan untuk mendapat suatu perlakuan. Lebih jauh lagi, tanpa pengacakan hampir semua rumusan statistika yang diterapkan dalam analisis akan menjadi tidak valid karena digunakannya asumsi independensi dalam setiap pengaruh galat yang muncul. Tanpa pengacakan tidak ada jaminan bagi munculnya kovarians antargalat.

Pengacakan mengandung arti setiap unit percobaan harus memiliki peluang yang sama kepada masing-masing satuan percobaan untuk dikenakan perlakuan tertentu. Fungsi dari pengacakan agar pengujian menjadi sah, supaya galat menjadi independent serta percobaan yang dilakukan dapat terhindar dari bias yang disebabkan adanya perbedaan antara satuan-sauan percobaan.

Pengacakan perlakuan pada unit-unit percobaan dapat menggunakan tabel bilangan acak, undian angka, sistem lotere atau dengan computer. Selain itu yang lebih baik adalah menggunakan daftar bilangan teracak atau bilangan perandoman.

3. **Pengendalian Tempat Percobaan**

   Menentukan perlakuan-perlakuan pada petak percobaan atau mengendalikan keragaman yang muncul akibat keheterogenan kondisi lingkungan pada suatu percobaan agar objek yang diteliti adalah objek yang homogen. Pengendalian lokal dapat dikerjakan melalui cara : perancangan percobaan dengan melakukan pengelompokan, menggunakan kovariabel atau variabel tambahan, memilih ukuran satuan-satuan percobaan.

1.5 Istilah dalam Suatu Percobaan

Istilah-istilah yang dipergunakan dalam perancangan percobaan, meliputi:

1. **Perlakuan**

   Perlakuan merupakan prosedur atau metoda yang diterapkan pada unit percobaan. Prosedur dapat berupa pemberian jenis pupuk yang berbeda, dosis pupuk yang berbeda, varietas yang digunakan berbeda.

   Contoh :

   Seorang peneliti agronomi melakukan percobaan pada tanaman jagung varietas Arjuna. Jarak tanam diatur berbeda yaitu 20cm x 30cm, 30cm x 30cm, dan 30cm x 40cm. Jenis pupuk yang diberikan adalah urea, TSP, dan KCL dengan dosis masing-masing 100kg/ha, 200kg/ha dan 300kg/ha. Untuk semua unit percobaan dilakukan penyiangan sebanyak dua kali yaitu pada umur 3 minggu dan 5 minggu setelah tanam. Dari contoh di atas maka perlakuan yang diterapkan oleh peneliti tersebut adalah jarak tanam. Sedangkan pemupukan, penyiangan, dan varietas bukan perlakuan.

Jenis Perlakuan

Berdasarkan sifatnya dapat dibagi menjadi dua, yaitu:

- Perlakuan Kuantitatif, yaitu bentuk perlakuan dapat dikuantifikasi atau dihitung, seperti dosis pupuk, jarak tanam, panjang setek.
- Perlakuan Kualitatif, yaitu bentuk perlakuan yang tidak dapat dikuantifikasi atau tidak mempunyai nilai. Contoh : jenis pupuk N, varietas, jenis pestisida, cara penyiangan.

Taraf Perlakuan

Taraf atau tingkat atau level perlakuan adalah banyaknya tingkat faktor perlakuan yang dicobakan / diberikan pada satu unit percobaan.

Contoh :

Nama perlakuan : dosis pupuk urea.

Taraf perlakuan yang dicobakan terdiri dari 50, 100, 150, dan 200 kg urea/ha, maka perlakuan dosis pupuk urea terdiri dari 4 taraf/level/tingkat perlakuan.

Kondifikasi Perlakuan

- Untuk mempermudah penulisan perlakuan dan tingkat perlakuan maka biasanya dibuat kode (lambing) perlakuan.
- Kode yang baik adalah yang bersifat informative dan mudah diingat.
- Kode perlakuan sebaiknya digunakan huruf kapital dari awal kata yang paling informative. Misalnya perlakuan dosis pupuk urea dapat diberi kode D atau U.
- Kode tingkat atau taraf perlakuan disesuaikan dengan sifat faktor perlakuannya.
- Bila perlakuan kuantitatif, maka kodenya berupa angka berurutan sesuai taraf perlakuannya. Misalnya U_{50}, U_{100}, U_{150}, U_{200}.
- Bila perlakuan kualitatif, maka kode taraf perlakuan adalah huruf kecil dari awal katanya yang paling informative. Misalnya perlakuan varietas kedelai terdiri dari varietas Merbabu, Lokon, Dempo, Galunggung, maka kodenya adalah Vm, Vl, Vd, dan Vg.

2. Unit Percobaan

Unit terkecil dalam suatu percobaan yang diberi suatu perlakuan. Unit percobaan dapat berupa petak lahan, individu tanaman, polibag.

Misalnya dalam penelitian pengaruh perlakuan dosis pupuk N terhadap produksi tanaman kedelai, maka unit percobaannya adalah satu petak lahan yang berukuran 3 x 4 m, yang terdiri dari 15 tanaman. Dalam hal ini unit percobaannya adalah petak lahan tersebut.

3. Satuan Pengamatan

Satuan pengamatan adalah anak gugus dari unit percobaan tempat dimana respon perlakuan diukur. Misalnya pada contoh di atas, dalam unit percobaan berupa petak lahan 3x4 m terdapat 15 tanaman yang diberi perlakuan pupuk urea yang berbeda, maka satuan pengamatan untuk peubah pengukuran tinggi tanaman adalah setiap tanaman yang diukur tingginya (misalnya sebanyak 5 tanaman yang terpilih secara acak). Untuk peubah produksi per petak, maka satuan pengamatannya adalah unit percobaan itu sendiri (petak lahan).

1.6 Hal-Hal yang Perlu Diperhatikan dalam Suatu Percobaan

Secara umum tujuan diadakannya suatu percobaan ialah untuk memperoleh keterangan tentang bagaimana respons yang diberikan oleh suatu objek pada berbagai keadaan tertentu yang ingin diperhatikan. Keadaan percobaan ini biasanya sengaja diciptakan atau ditimbulkan dengan pemberian perlakuan atau pengaturan keadaan lingkungan. Tetapi meskipun pemberian perlakuan telah ditentukan dan keadaan lingkungan telah diatur dengan cermat, penelaahan mengenai respon tidak akan luput dari gangguan keragaman alami yang khas dimiliki oleh setiap objek, serta pengaruh berbagai faktor yang memang tidak dapat dibuat persis sama bagi setiap objek dalam percobaan. Maka dalam hal ini statistika dapat membantu peneliti untuk memisah-misahkan dan mengusut apa saja yang menimbulkan keragaman respon yang terjadi, berapa bagian yang disebabkan oleh perlakuan dan berapa bagian yang disebabkan oleh lingkungan dan berapa bagian yang ditimbulkan oleh berbagai pengaruh yang tidak dapat diusut dengan jelas.

Dalam suatu percobaan ada tiga hal penting yang perlu diperhatikan, yaitu: (1) respon yang diberikan oleh objek, (2) keadaan tertentu yang sengaja diciptakan untuk menimbulkan respon, dan (3) keadaan lingkungan serta keragaman alami objek yang dapat mengacaukan penelaahan mengenai respon yang terjadi. Dalam perancangan percobaan ketiga hal tersebut perlu diperhatikan. Rancangan mengenai ketiga hal ini dalam suatu rancangan percobaan masing-masing disebut : rancangan perlakuan, rancangan lingkungan dan rancangan respon.

1. Rancangan Perlakuan

Rancangan Perlakuan yaitu rancangan yang berkaitan dengan bagaimana perlakuan-perlakuan dibentuk, macam perlakuan sangan ditentukan oleh tujuan percobaan atau pertanyaan-pertanyaan yang ingin diperoleh jawabannya melalui suatu percobaan. Rancangan perlakuan terdiri atas: (1) fixed model, yaitu model perlakuannya bukan merupakan contoh acak perlakuan, (2) random model, yaitu model yang perlakuannya merupakan contoh acak dari populasi yang digunakan dalam percobaan yang diambil secara acak.

Contoh :

(1) Pengaruh beberapa dosis pemupukan Urea (Nitrogen) pada pertumbuhan padi gogo. Pada contoh ini perlakuannya adalah Urea. Akan tetapi, yang lebih penting dosisnya. Dosis yang merupakan pencacahan dari perlakuan yang utama menjadi perlakuan yang lebih sederhana dan jelas seperti N0 = 0 kg Urea/ha, N1 = 50 kg Urea/ha, N2 = 100 kg Urea/ha, N3 = 200 kg Urea/ha, dan seterusnya.

(2) Pengaruh beberapa jarak tanam A = 10 x 30 cm^2, B = 20 x 30 cm^2, C = 30 x 30 cm^2, dan D = 40 x 30 cm^2 terhadap produksi padi gogo. Yang dimaksud dengan perlakuan pada percobaan ini adalah jarak tanam umpamanya dengan kode J dengan ukurannya adalah A, B, C, D. Perhatikan A, B, C, D huruf kapital atau dengan kode J1 = 10 x 30 cm^2, J2 = 20 x 30 cm^2, J3 = 30 x 30 cm^2, dan J4 = 40 x 30 cm^2.

Kedua perlakuan di atas pemupukan dengan urea dan jarak tanam disebut perlakuan tunggal.

- **Rancangan Satu Faktor**

  Rancangan ini hanya melihat pengaruh satu peubah bebas (faktor), terhadap peubah respon. Faktor-faktor lain yang mungkin mempengaruhi peubah respon harus dikendalikan agar bersifat homogen.

- **Rancangan Dua Faktor atau Lebih**

  Rancangan ini digunakan bila diduga ada pengaruh dari dua atau lebih faktor secara simultan terhadap peubah respon. Sehingga diketahui pengaruh masing-masing faktor dan interaksinya. Perlakuan yang dibentuk merupakan kombinasi taraf-taraf semua faktor.

2. **Rancangan Lingkungan**

   Rancangan lingkungan yaitu rancangan yang berkaitan dengan bagaimana perlakuan-perlakuan ditempatkan pada unit-unit percobaan. Pada dasarnya rancangan lingkungan merupakan pengaturan pemberian perlakuan kepada satuan-satuan percobaan dengan maksud agar keragaman respon yang ditimbulkan oleh keadaan lingkungan dan keheterogenan bahan percobaan yang digunakan dapat diwadahi dan disingkirkan. Rancangan lingkungan terdiri atas:

- **Rancangan Acak Lengkap**

  Rancangan ini digunakan bila unit percobaan relative homogen. Ulangan yang dibentuk tidak menunjukkan keheterogenan sumber keragaman.

- **Rancangan Acak Kelompok**

  Rancangan ini disusun dengan mengelompokkan unit percobaan ke dalam beberapa kelompok. Hal ini dilakukan karena adanya keheterogenan unit percobaan yang merupakan komponen keragaman dalam percobaan.

- **Rancangan Bujur Sangkar Latin**

  Rancangan ini mengendalikan keragaman unit-unit percobaan lebih dari satu sisi komponen keragaman. Sisi-sisi ini disebut baris dan lajur. Banyaknya ulangan haruslah sama dengan banyaknya perlakuan.

- **Rancangan Petak Terbagi**

  Rancangan ini bagian dari rancangan dua faktor atau lebih. Kombinasi perlakuan tidak diacak sempurna terhadap unit-unit percobaan. Hal ini terjadi karena beberapa alasan, diantaranya adalah :

  a. Tingkatan kepentingan dari faktor-faktor yang dilibatkan. Tingkatan ini ditentukan sendiri oleh peneliti sesuai dengan tujuannya.
  b. Pengembangan dari percobaan yang telah berjalan. Percobaan yang dilakukan dengan menambahkan faktor baru yang belum ada pada penelitian ini.

c. Kendala pengacakan dilapangan. Taraf-taraf dari salah satu faktor membutuhkan unit yang lebih besar dibandingkan taraf-taraf faktor yang lain, sehingga pengacakan secara sempurna tidak lagi efektif atau efisien. Faktor-faktor pada rancangan ini disebut dengan petak utama dan anak petak.

3. Rancangan Respon

Rancangan respon yaitu rancangan yang berkaitan dengan bagaimana respon diambil dari unit-unit percobaan yang diteliti dan digunakan untuk menilai atau mengukur pengaruh perlakuan serta bagaimana cara melakukan penilaian atau pengukuran itu. Hal yang perlu diperhatikan ialah apakah sifat atau karakteristik yang dipilih itu memang relevan dan dapat mencerminkan pengaruh berbagai perlakuan yang diteliti.

BAB II

RANCANGAN ACAK LANGKAP (*COMPLETE RANDOM DESIGN*)

Percobaan satu faktor adalah suatu percobaan yang dirancang dengan hanya melibatkan satu faktor dengan beberapa taraf sebagai perlakuan. Rancangan ini menjaga kondisi faktor-faktor lain dalam kondisi tetap.

Percobaan satu faktor ddapat diterapkan pada berbagai rancangan lingungan seperti RAL, RAKL, RBSL, dan lain-lain tergantung dari kondisi unit percobaan yang digunakan (Mattjik dan Sumertajaya, 1999).

Rancangan Acak Langkap (RAL) digunakan jika kondisi unit percobaan yang digunakan relatif homogen, seperti percobaan yang dilakukan di laboratorium. Jarang digunakan pada percobaan lapangan atau percobaan yang melibatkan unit percobaan cukup besar.

2.1 Pengacakan dan Bagan Percobaan

Misal: suatu percobaan dengan 5 buah perlakuan (P1, P2, P3, P4, P5) dan setiap perlakuan diulang sebanyak tiga kali. Jumlah unit percobaan adalah 3 x 5 = 15 unit percobaan. Untuk RAL, pengacakan dilakukan langsung terhadap 15 unit percobaan:

P2	P1	P3	P3	P5
P4	P5	P3	P1	P2
P3	P1	P4	P4	P5

Datanya dapat disajikan sebagai berikut:

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

2.2 Model Linier dan Penguraian Keragaman Total

Model linier aditif dari rancangan faktor tunggal dengan RAL dapat dibedakan menjadi 2:

1. Model Tetap: Model dimana perlakuan-perlakuan yang digunakan dalam percobaan berasal dari populasi yang terbatas dan pemilihan perlakuannya ditentukan secara langsung oleh peneliti. Kesimpulan yang diperoleh terbatas hanya pada perlakuan-perlakuan yang dicobakan dan tidak bisa digeneralisasi.
2. Model Acak: model dimana perlakuan-perlakuan yang dicobakan merupakan sample acak dari populasi perlakuan

Bentuk umum dari model linier aditif adalah sebagai berikut:

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

Dengan $i = 1,2,\dots,t$ dan $j = 1,2,\dots,r$

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

μ = Rataan umum

τ_i = Pengaruh perlakuan ke-i

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

Untuk model tetap berlaku kondisi : $\Sigma\tau_i = 0$ dan $var(\varepsilon_{ij}) = \sigma^2$

Untuk model acak berlaku kondisi: $E(\tau_i) = 0$, $Var(\tau_i) = \sigma^2_\tau$ dan $var(\varepsilon_{ij}) = \sigma^2$ untuk setiap i dan j.

Bentuk hipotesis yang diuji adalah sebagai berikut:

$H_0 = \tau_1 = \tau_2 = \dots = \tau_t = 0$ (Perlakuan tidak berpengaruh terhadap respon yang diamati)

H_1 = Minimal ada satu perlakuan dimana $\tau_i \neq 0$

Atau

$H_0 = \mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_t = 0$ (Perlakuan tidak berpengaruh terhadap respon yang diamati)

H_1 = Minimal ada satu perlakuan dimana $\mu_i \neq 0$

Berdasarkan model di atas, dengan MKT penduga dari μ, μ_i ($\mu_i = Y_{ij} - \varepsilon_{ij}$), dan ε_{ij} diperoleh:

$$\hat{\mu} = \overline{Y}_{..}; \hat{\mu}_i = \overline{Y}_{i.}; \hat{\varepsilon}_{ij} = e_{ij} = Y_{ij} - \hat{Y}_{ij} = Y_{ij} - \overline{Y}_{..}$$

Sehingga keragaman total dapat diuraikan sebagai berikut:

$$Y_{ij} - \overline{Y}_{..} = \overline{Y}_{i.} - \overline{Y}_{..} + Y_{ij} - \overline{Y}_{i.}$$

$$(Y_{ij} - \overline{Y}_{..}) = (\overline{Y}_{i.} - \overline{Y}_{..}) + (Y_{ij} - \overline{Y}_{i.})$$

kedua ruas dikuadratkan maka:

$$(Y_{ij} - \overline{Y}_{..})^2 = (\overline{Y}_{i.} - \overline{Y}_{..})^2 + (Y_{ij} - \overline{Y}_{i.})^2 + 2(\overline{Y}_{i} - \overline{Y}_{..})(Y_{ij} - \overline{Y}_{i.})$$

Kemudian jika dijumlahkan untuk semua pengamatan menjadi:

$$\sum_{i=1}^{t}\sum_{j=1}^{r} (Y_{ij} - \overline{Y}_{..})^2 = \sum_{i=1}^{t}\sum_{j=1}^{r} (\overline{Y}_{i.} - \overline{Y}_{..})^2 + \sum_{i=1}^{t}\sum_{j=1}^{r} (Y_{ij} - \overline{Y}_{i.})^2 + 2\sum_{i=1}^{t}\sum_{j=1}^{r} (\overline{Y}_{i} - \overline{Y}_{..})(Y_{ij} - \overline{Y}_{i.})$$

Karena

$$\sum_{i=1}^{t}\sum_{j=1}^{r} (\overline{Y}_{i} - \overline{Y}_{..})(Y_{ij} - \overline{Y}) = 0$$

2.3 Analisis Varians (Sidik Ragam)

Terdapat 2 sumber keragaman diantara n pengamatan yang diperoleh, yaitu: keragaman perlakuan dan galat percobaan. Keduanya ini digunakan untuk menunjukkan apakah perbedaan pengamatan diantara perlakuan itu nyata atau karena kebetulan saja. Perbedaan perlakuan dikatakan nyata apabila keragaman perlakuan cukup besar dibandingkan dengan galat percobaan.

Struktur tabel sidik ragam dapat disajikan sebagai berikut:

Sumber Keragaman	Derajat Bebas	Jumlah Kuadrat	Kudrat Tengah	F hitung	Keterangan
Perlakuan Galat Total	t-1 t(r-1) tr-1	JKP JKG JKT	KTP KTG	KTP/KTG	Untuk ulangan sama $r_1 = r_2 = \ldots = r_t = r$
Perlakuan Galat Total	t-1 $\Sigma(r_1-1)$ $\Sigma\, r_1-1$	JKP JKG JKT	KTP KTG	KTP/KTG	Untuk ulangan tidak sama $r_1 \neq r_2 \neq \ldots \neq r_t$

Rumus Penghitungannya:

Ulangan sama

Faktor koreksi = $FK = \frac{Y_{..}^2}{tr}$

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

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

Jumlah Kuadrat Galat= JKG = JKT – JKP

Ulangan tidak sama

$$FK = \frac{Y_{..}^2}{tr} \quad ; \quad JKT = \sum_{i=1}^{t}\sum_{j=1}^{r} Y_{ij}^2 - FK \; ; \quad JKP = \sum \frac{Y_{i.}^2}{r_i} - FK \; ; \quad \text{JKG = JKT – JKP}$$

Pengujian Hipotesis

Statistik uji yang digunakan untuk memutuskan apakah H_0 atau H_1 yang diterima adalah uji F dengan F_{hit} = KTP/KTG. Statistik F ini mengikuti sebaran F dengan derajat bebas pembilang = t-1 dan derajat bebas penyebut t(r-1). Jika $F_{hit} > F_{tabel}$ maka hipotesis nol ditolak dan berlaku sebaliknya.Uji F yang tidak nyata dalam sidik ragam menunjukkan kegagalan percobaan untuk mengetahui perbedaan diantara perlakuan. Bukan berarti hal itu tidak membuktikan bahwa semua perlakuan sama, mungkin merupakan akibat dari perbedaan perlakuan yang terlalu kecil, atau galat percobaan yang terlalu besar atau keduanya. Bila ini terjadi maka pengujian dapat diulangi dan usahakan mengurangi galat percobaan.

Contoh:

Karantina tumbuhan ingin mengetahui pengaruh Fumigan Methyl Bromide (CH_{3Br}) sebagai pembasmi serangga terhadap daya tumbuh benih kacang ijo, dilkukan percobaan sebagai berikut:benih kacang ijo diberi fumigant dengan dosis 0 (control), 16 gr/m^3, 32gr/m^3 , 48gr/m^3 , 64 gr/m^3 . Fumugasi dilakukan selama 2 jam. Benih kacang ijo yang sudah difumigasi dikecambahkan dengan metode kertas hisap. Benih yang dikecambahkan diasumsikan homogeny. Setelah 7 hari diperoleh hasil perkecambahan sebagai berikut:

Tabel 1. Daya Kecambah (%) Benih Kacang Ijo pada Berbagai Dosis CH_3Br.

Dosis (gr/m^3) 2 jam	Ulangan								Rata-Rata
	1	2	3	4	5	6	7	8	
0	100	100	100	100	100	100	100	100	100
16	100	100	100	100	100	100	100	100	100
32	90	80	92	94	90	88	86	94	90,25
48	80	80	82	78	84	76	82	78	80
64	90	80	92	78	82	88	94	76	85
Rataan umum									91,05

Langkah-langkah Perhitungan

FK = $91{,}05^2$ x 5 x 8 = 331604,10

JKP = ($100^2 + 100^2 + 90^2 + \ldots + 76^2$) – FK = 2991,90

JKP = ($100^2 + 100^2 + 90{,}25^2 + 80^2 + 85^2$).8 – FK = 2556,4

JKG = 2991,90 – 2556,4 = 435,50

Hasil perhitungan di atas disusun dalam tabel sidik ragam di bawah ini:

Tabel 2. Tabel Sidik Ragam Pengaruh CH_3Br Terhadap Daya Kecambah Benih Kacang Ijo

Sumber Keragaman	Derajat bebas	Jumlah Kuadrat	Kuadrat Tengah	F hitung
Perlakuan	4	2556,40	639,10	51,36
Galat	35	435,50	12,44	
Total	39	2991,90		

Dari hasil di atas dapat disimpulkan bahwa perbedaan dosis CH_3Br berpengaruh nyata terhadap daya kecambah benih kacang ijo. Harus dicatat bahwa uji beda nyata F seperti ini tidak menunjukkan pasangan atau pasangan-pasangan perlakuan mana yang berbeda nyata.

2.4 Koefisien Keragaman

Didefinisikan: $KK = \frac{\sigma^2}{\bar{Y}_{..}} x100\% = \frac{\sqrt{KTG}}{\bar{Y}_{..}} x100\%$

Untuk contoh di atas dapat dihitung nilai Koefisien Keragaman sebagai berikut:

$$KK = \frac{\sqrt{12{,}44}}{91{,}05} x100\% = 3{,}874\%$$

Besaran KK dapat digunakan sebagai alat untuk mendeteksi apakah data yang diperoleh perlu ditransformasi atau tidak. Nilai KK yang terlalu besar mencerminkan bahwa unit-unit percobaan yang digunakan tidak homogen. Besaran ideal dari nilai KK ini sangat tergantung dari bidang studi yang digeluti, jika nilai KK lebih besar dari batas kewajaran maka data sebaiknya ditransformasi tergantung dari pola hubungan ragam dengan nilai tengah pada masing-masing perlakuan.

Misal :

- Untuk data mengenai hasil padi > KK = 6 – 8 %
- Untuk data percobaan pupuk > KK = 10 – 12 %
- Untuk data percobaan insektisida > KK = 13 – 15 %
- Untuk data mengenai sifat lain tanaman :
  - Untuk banyak anakan > 20 %
  - Untuk tinggi tanaman > 3 %

2.5 Soal-soal Latihan

1. Cobalah lakukan pengujian pengaruh fumigasi, jika ternyata data yang diperoleh tidak lengkap. Sebagai misal ulangan ke 8 dari perlakuan fumigasi 16g/m dan ulangan ke 5 dan 6 dari fumigasi 32g/m^3 datanya hilang (cawan petri jatuh).
2. Seorang peneliti peternakan melakukan percobaan dengan melibatkan 6 buah perlakuan (Suplementasi minyak sawit dan kalsium(ca)) dan sebuah kontrol. Perlakuan-perlakuan tersebut diterapkan pada 35 ekor ayam. Ayam-ayam yang digunakan dalam percobaan ini relatif homogen (Umur,

berat awal dan kondisi kesehatan). Komposisi perlakuan-perlakuan tersebut adalah sebagai berikut:

Kode	Ro	R1	R2	R3	R4	R5	R6
Komposisi Perlakuan	Tanpa Suplemen	ALS	ALS	ALS	Ca-ALS	Ca-ALS	Ca-ALS
		5%	10%	15%	5%	10%	15%

Datanya sebagai berikut:

R_0 1 968,75	R_1 1 975,00	R_2 1 856,25	R_3 1 512,50
R_0 2 975,0	R_1 2 962,50	R_2 2 925,00	R_3 2 475,00
R_0 3 931,25	R_1 3 837,50	R_2 3 900,00	R_3 3 518,75
R_0 4 800,00	R_1 4 925,50	R_2 4 912,50	R_3 4 525,00
R_0 5 975,00	R_1 5 923,75	R_2 5 943,75	R_3 5 512,50

R_4 1 900,00	R_5 1 931,25	R_6 1 870,00
R_4 2 975,00	R_5 2 818,75	R_6 2 812,00
R_4 3 906,25	R_5 3 937,5	R_6 3 912,00
R_4 4 925,00	R_5 4 934,75	R_6 4 856,25
R_4 5 975,00	R_5 5 912,50	R_6 5 843,75

Pertanyaannya:

1. Buatlah analisis ragam dari percobaan tersebut!
2. Lakukan pengujian hipotesis tentang perlakuannya!

BAB III

RANCANGAN ACAK KELOMPOK LENGKAP (RAKL)

RAKL adalah suatu rancangan acak terbatas dengan mula-mula mengelompokkan satuan percobaan ke dalam grup-grup yang homogen, dinamakan kelompok (*block*), dan kemudian menentukan perlakuan secara acak di dalam kelompok-kelompok tersebut.

Rancangan ini baik digunakan jika keheterogenan unit percobaan berasal dari satu sumber keragaman. Misal, percobaan yang dilakukan pada lahan yang miring, percobaan yang dilakukan pada hari yang berbeda, atau percobaan yang melibatkan umur tanaman yang berbeda. Komponen keragaman unit yang perlu diperhatikan dalam menentukan pembentukan kelompok adalah komponen keragaman di luar perlakuan yang ikut mempengaruhi respon dari unit percobaan.

Contoh:

Di dalam suatu percobaan tentang pengaruh empat taraf pengiklanan di surat kabar terhadap volume penjualan, satuan percobaannya adalah kota, dan 16 kota telah dipilih untuk penelitian. Besarnya kota biasanya berkorelasi tinggi dengan peubah tak bebas itu, yaitu volume penjualan. Oleh karenanya, ada baiknya mengelompokkan ke-16 kota itu ke dalam empat grup masing-masing empat kota, menurut jumlah penduduk. Jadi, empat kota yang terbesar membentuk kelompok 1, dan seterusnya. Dalam setiap kelompok, keempat perlakuan dibagikan secara acak kepada empat perlakuan, dan penentuan perlakuan dari kelompok satu ke kelompok lainnya dilakukan secara bebas.

Jadi, tujuan pokok pengelompokkan unit-unit percobaan adalah untuk membuatnya sehomogen mungkin di dalam kelompok relatif terhadap peubah tak bebas yang sedang diteliti, dan untuk mengusahakan kelompok-kelompok yang berbeda seheterogen mungkin relatif terhadap peubah tak bebas itu.

3.1 Pengacakan dan Penataan

Misal: terdapat 6 perlakuan A, B, C, D, E, F dan 4 kelompok. Proses pengacakannya dilakukan terpisah dan bebas untuk setiap kelompok. Prosedurnya adalah sebagai berikut:

1. Misal sumber keragaman yang menjadi dasar pengelompokan adalah adanya penurunan kesuburan tanah dalam satu arah, maka bentuk kelompok dibuat persegipanjang dan tegak lurus terhadap arah penurunan.
2. Bagilah kelompok menjadi t petak percobaan, t = banyak perlakuan dan letakkan t perlakuan secara acak pada t petakan mengikuti skema pengacakan untuk RAL.

Tabulasi datanya adalah sebagai berikut:

Kelompok	Perlakuan					Total Kelompok
	P1	P2	P3	P4	P5	
1	Y_{11}	Y_{21}	Y_{31}	Y_{41}	Y_{51}	$Y_{.1}$
2	Y_{12}	Y_{22}	Y_{32}	Y_{42}	Y_{52}	$Y_{.2}$
3	Y_{13}	Y_{23}	Y_{33}	Y_{43}	Y_{53}	$Y_{.3}$
Total Perlakuan (Yi.)	$Y_{1.}$	$Y_{2.}$	$Y_{3.}$	$Y_{4.}$	$Y_{5.}$	$Y_{..}$
Total Keseluruhan (Y..)	$Y_{..}$					

3.2 Model Linier dan Penguraian Keragaman

Model linier aditif dari rancangan satu faktor dengan RAKL adalah:

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

Dengan $i = 1,2,\ldots,t$ dan $j = 1,2,\ldots,r$

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

μ = Rataan umum

τ_i = Pengaruh perlakuan ke-i

β_j = Pengaruh kelompok ke-j

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

Hipotesisnya:

1. Pengaruh Perlakuan

   $H_0 = \tau_1 = \tau_2 = \ldots = \tau_t = 0$ (Perlakuan tidak berpengaruh terhadap respon yang diamati)

   H_1 = Minimal ada satu perlakuan dimana $\tau_i \neq 0$

2. Pengaruh Pengelompokkan

   $H_0 = \beta_1 = \beta_2 = \ldots = \beta_j = 0$ (Kelompok tidak berpengaruh terhadap respon yang diamati)

   H_1 = Minimal ada satu kelompok dimana $\beta_j \neq 0$

Penduga parameter untuk model diatas adalah:

$$\hat{\mu} = \overline{Y}_{..};\ \hat{\mu}_i = \overline{Y}_{i.};\ \hat{\mu}_j = \overline{Y}_{.j};\ \hat{\tau}_i = \overline{Y}_{i.} - \overline{Y}_{..};\ \hat{\beta}_j = \overline{Y}_{.j} - \overline{Y}_{..};\ \hat{\varepsilon}_{ij} = e_{ij} = Y_{ij} - \hat{Y}_{ij} = Y_{ij} - \overline{Y}_{..}$$

Sehingga keragaman total dapat diuraikan sebagai berikut:

$$Y_{ij} - \overline{Y}_{..} = Y_{ij} - \overline{Y}_{i.} + \overline{Y}_{i.} - \overline{Y}_{.j} + \overline{Y}_{.j} - \overline{Y}_{..}$$

$$(Y_{ij} - \overline{Y}_{..}) = (\overline{Y}_{i.} - \overline{Y}_{..}) + (\overline{Y}_{.j} - \overline{Y}_{..}) + (Y_{ij} - \overline{Y}_{i.} - \overline{Y}_{.j} + \overline{Y}_{..})$$

Jika kedua ruas dikuadratkan kemudian dijumlahkan maka:

$$\sum_i^t \sum_j^r (Y_{ij} - \overline{Y}_{..})^2 = \sum_i^t \sum_j^r (\overline{Y}_{i.} - \overline{Y}_{..})^2 + \sum_i^t \sum_j^r (\overline{Y}_{.j} - \overline{Y}_{..})^2 + \sum_i^t \sum_j^r (Y_{ij} - \overline{Y}_{i.} - \overline{Y}_{.j} + \overline{Y}_{..})^2$$

Struktur tabel anovanya sebagai berikut:

Sumber Keragaman	Derajat Bebas	Jumlah Kuadrat	Kudrat Tengah	F hitung
Perlakuan	t-1	JKP	KTP	KTP/KTG
Kelompok	r-1	JKK	KTK	KTK/KTG
Galat	(t-1)(r-1)	JKG	KTG	
Total	tr-1	JKT		

Langkah-langkah perhitungannya dapat diuraikan sebagai berikut:

Faktor koreksi = $FK = \dfrac{Y_{..}^2}{tr}$

Jumlah Kuadrat Total = $JKT = \sum_{i=1}^{t} \sum_{j=1}^{r} (Y_{ij} - \overline{Y}_{..})^2 = \sum_{i=1}^{t} \sum_{j=1}^{r} Y_{ij}^2 - FK$

Jumlah Kuadrat Perlakuan= $JKP = \sum_{i=1}^{t} \sum_{j=1}^{r} (\overline{Y}_{i.} - \overline{Y}_{..})^2 = \sum r\overline{Y}_{i.}^2 - FK = \sum \dfrac{Y_{i.}^2}{r} - FK$

Jumlah Kuadrat Kelompok = $JKK = \sum_{i}^{t}\sum_{j}^{r} (\overline{Y}_{.j} - \overline{Y}_{..})^2 = \sum \frac{Y_{.j}^2}{t} - FK$

Jumlah Kuadrat Galat= JKG = JKT – JKP

Pengujian Hipotesis

Fhitung = KTP/KTG ∞ $F_{(t-1;(t-1)(r-1))}$

Fhitung = KTK/KTG ∞ $F_{(r-1;(t-1)(r-1))}$

3.3 Efisiensi Relatif (ER) dari RAK terhadap RAL

Untuk mengetahui apakah RAK lebih baik dibandingkan dengan RAK dapat dilihat dari besaran efisiensi relative dari RAK.

$$ER = \frac{(db_b + 1)(db_r + 3)}{(db_b + 3)(db_r + 1)} \times \frac{\hat{\sigma}_r^2}{\hat{\sigma}_b^2}$$

Dengan:

Db_b = derajat bebas galat dari RAK

Db_r = derajat bebas galat dari RAL

$\hat{\sigma}_b^2 =$ ragam galat dari RAK = KTG RAK

$\hat{\sigma}_r^2$ diduga dengan rumus

$$\hat{\sigma}_r^2 = \frac{(r-1)KTK + r(t-1)KTG}{tr-1}$$

Contoh:

Untuk melihat keefektifan pengaruh pemupukan terhadap produksi suatu varietas padi dilakukan percobaan di rumah kaca sebagai berikut: Perlakuan yang dicobakan adalah pupuk k dan p dengan komposisi 2:1 (k_2P_1), 2:2 (k_2P_2), … , 3:4 (k_3P_4) ditambah sebuah control (k_0P_0). Setiap perlakuan diulang dalam 3 blok (timur, tengah, barat). Data pengamatannya adalah sebagai berikut:

k_2P_1 = 10,19	k_2P_1 = 32,02	k_2P_2 = 23,91	k_2P_3 = 17,15
k_2P_1 = 9,26	k_2P_1 = 25,76	k_2P_1 = 21,99	k_2P_3 = 15,66
k_2P_1 = 12,73	k_2P_1 = 19,72	k_2P_1 = 21,42	k_2P_3 = 10,37

k_2P_4 = 10,35 k_3P_1 = 21,98 k_3P_2 = 18,08

k_2P_4 = 13,31 k_3P_1 = 19,43 k_3P_2 = 13,50

k_2P_4 = 14,31 k_3P_1 = 16,16 k_3P_2 = 18,32

k_3P_3 = 18,08 k_3P_4 = 12,37

k_3P_3 = 14,01 k_3P_4 = 16,32

k_3P_3 = 14,39 k_3P_3 = 10,20

Jawaban:

Tabel anovanya adalah sbb:

Sumber Keragaman	Derajat Bebas	Jumlah Kuadrat	Kudrat Tengah	F hitung	Nilai P
Kelompok	2	39,211	19,6053	2,22	0,141
Perlakuan	8	586,040	73,2550	8,30	0,000
Galat	16	141,261	8,8288		
Total	26	766,511			

BAB IV

RANCANGAN BUJUR SANGKAR LATIN

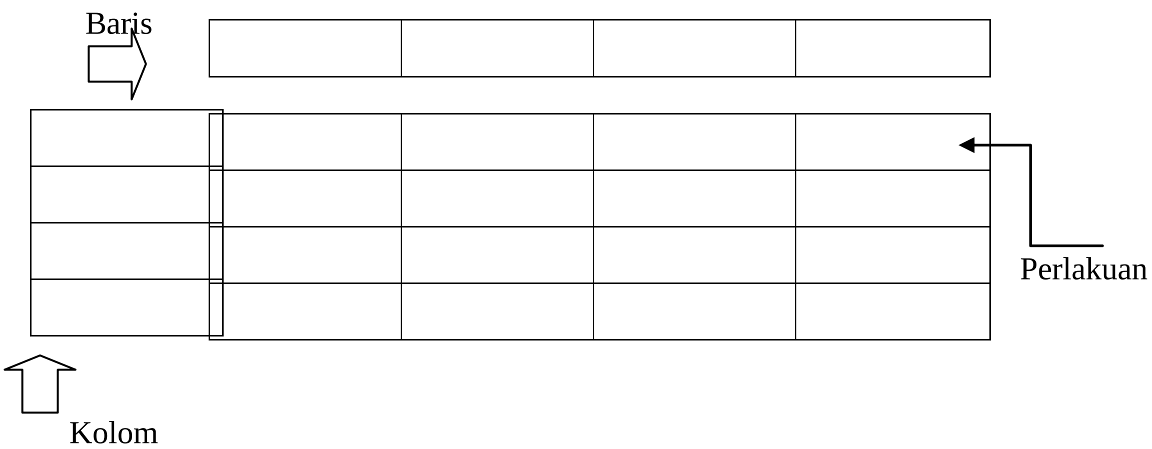
4.1 Karakteristik Rancangan Bujur Sangkar Latin (RBSL)

Rancangan Bujur Sangkar Latin (RBSL) adalah suatu rancangan percobaan yang mampu mengendalikan komponen keragaman unit-unit percobaan lebih dari satu sisi komponen keragaman. Hal ini berarti pengendalian komponen keragaman unit percobaan dilakukan dari dua arah yaitu arah baris dan kolom, sementara unit percobaan dikenai perlakuan. Biasanya RBSL diterapkan pada unit percobaan yang kondisi lingkungannya tidak homogen.

RBSL mempunyai beberapa persyaratan yang harus dipenuhi yaitu banyaknya perlakuan yang diberikan harus sama dengan banyaknya ulangan, pengacakan dibatasi dengan pengelompokan dan perlakuan hanya boleh muncul sekali pada setiap baris dan setiap kolom.

Ilustrasi:

Suatu penelitian ditujukan untuk mengetahui perbedaan jumlah susu yang diproduksi oleh keempat ambing sapi perah. Dalam hal ini, ambing sapi bertindak sebagai perlakuan, sementara itu pengambilan susu sebanyak empat kali menjadi baris pada RBSL sedangkan urutan pemerahannya merupakan kolomnya. Bagan dari RBSL tersebut dapat dilihat pada gambar di bawah ini



Beberapa contoh percobaan lain yang memerlukan penanganan menggunakan RBSL seperti berikut ini:

a. Pengujian lapangan dengan kondisi percobaan mempunyai dua arah penurunan kesuburan yang tegak lurus satu sama lain.
b. Percobaan yang dilakukan di perbukitan dengan kondisi ada beda kemiringan dan arah mata angin.
c. Percobaan rumah kaca dengan kondisi pot percobaan disusun secara garis tegak lurus terhadap dinding kaca/tirai.
d. Pengujian di laboratorium dengan ulangan antar waktu, sehingga perbedaan unit percobaan yang dilakukan pada waktu yang sama dan yang dilakukan antar waktu menyebabkan dua sumber keragaman.

4.2 Pengacakan

Proses pengacakan RBSL melalui beberapa langkah, misal menggunakan pengacakan untuk 5 perlakuan (A,B,C,D,E). Dengan demikian diperlukan lima posisi baris dan lima posisi kolom, sehingga unit percobaan yang diperlukan sebanyak 5x5 unit percobaan. Penempatan perlakuan harus memperhatikan persyaratan bahwa setiap perlakuan hanya boleh muncul sekali pada setiap baris dan setiap kolom. Untuk mendapatkan penempatan perlakuan yang tepat maka dapat diambil 3 langkah sebagai berikut:

1. Penempatan perlakuan searah diagonal secara acak

Nomor Baris	Nomor Kolom				
	1	2	3	4	5
1	A	E	C	D	B
2	B	A	E	C	D
3	D	B	A	E	C
4	C	D	B	A	E
5	E	C	D	B	A

2. Pengacakan penempatan baris

Nomor Baris	Nomor Kolom				
	1	2	3	4	5
1	C	D	A	E	B
2	D	E	B	A	C
3	B	A	E	C	D
4	E	C	D	B	A
5	A	B	C	D	E

3. Pengacakan penempatan kolom

Nomor Baris	Nomor Kolom				
	1	2	3	4	5
1	E	C	B	A	D
2	A	D	C	B	E
3	C	B	D	E	A
4	B	E	A	D	C
5	D	A	E	C	B

Pada dasarnya bujur sangkar yang paling umum digunakan adalah 4x4, 5x5, sampai 8x8, sedangkan bujur sangkar yang lebih dari 12x12 jarang digunakan. Penentuan banyaknya rancangan yang mungkin disesuaikan dengan banyaknya perlakuan dengan menggunakan rumus:

N pasangan = (t)(t!)((t-1)!)

Dimana : N = jumlah pasangan

t = banyaknya perlakuan

Misal perlakuan sebanyak 5 maka jumlah pasangan yang mungkin terbentuk adalah (5)(5!)((5-1)!) = (5)(5x4x3x2x1)(4x3x2x1) = 14400 kemungkinan pasangan. Pada RBSL ini ketika menggunakan 5 perlakuan (t), 5 baris (b), dan 5 kolom (k) sehingga terbentuk bujur sangkar (5x5) maka tabulasi datanya dapat disajikan sebagai berikut.

Baris (i)	Kolom (j)					Jumlah baris ($Y_{i.(.)}$)
	1	2	3	4	5	
1	$Y_{11(E)}$	$Y_{12(C)}$	$Y_{13(B)}$	$Y_{14(A)}$	$Y_{15(D)}$	$Y_{1.(.)}$
2	$Y_{21(A)}$	$Y_{22(D)}$	$Y_{23(C)}$	$Y_{24(B)}$	$Y_{25(E)}$	$Y_{2.(.)}$
3	$Y_{31(C)}$	$Y_{32(B)}$	$Y_{33(D)}$	$Y_{34(E)}$	$Y_{35(A)}$	$Y_{3.(.)}$
4	$Y_{41(B)}$	$Y_{42(E)}$	$Y_{43(A)}$	$Y_{44(D)}$	$Y_{45(C)}$	$Y_{4.(.)}$
5	$Y_{51(D)}$	$Y_{52(A)}$	$Y_{52(E)}$	$Y_{54(C)}$	$Y_{55(B)}$	$Y_{5.(.)}$
Jumlah kolom ($Y_{.j(.)}$)	$Y_{.1(.)}$	$Y_{.2(.)}$	$Y_{.3(.)}$	$Y_{.4(.)}$	$Y_{.5(.)}$	$Y_{..(.)}$
Jumlah perlakuan ($Y_{..(k)}$)	$Y_{..(A)}$	$Y_{..(B)}$	$Y_{..(C)}$	$Y_{..(D)}$	$Y_{..(E)}$	

4.3 Model Linier RBSL

Secara umum model aditif linier dari Rancangan Bujur Sangkar Latin (RBSL) dengan satu faktor adalah:

$$\boldsymbol{Y_{ijk} = \mu + \alpha_i + \beta_j + \tau_k + \varepsilon_{ijk}}$$

Dimana : μ = Rataan umum

α_i = Pengaruh baris ke-i

β_j = Pengaruh kolom ke-j

τ_k = Pengaruh perlakuan ke-k

ε_{ijk}= Pengaruh acak baris ke-i, kolom ke-j, dan perlakuan ke-k

i = 1,2,3,...r; j = 1,2,3,...r; k = 1,2,3,...r

Hipotesis

Hipotesis yang dapat diuji dari rancangan di atas yaitu pengaruh perlakuan, pengaruh baris dan kolom. Bentuk hipotesisnya dapat ditulis sebagai berikut:

a) Hipotesis pengaruh perlakuan

   H0 : $\tau_1 = \ldots = \tau_k = 0$ (perlakuan tidak berpengaruh terhadap respon yang diamati)

   H1 : paling sedikit ada satu k dimana $\tau_k \neq 0$

b) Hipotesis pengaruh baris

   H0 : $\alpha_1 = \ldots = \alpha_i = 0$ (baris tidak berpengaruh terhadap respon yang diamati)

H1 : paling sedikit ada satu i dimana $\alpha_i \neq 0$

c) Hipotesis pengaruh kolom

H0 : $\beta_1 = \dots = \beta_j = 0$ (kolom tidak berpengaruh terhadap respon yang diamati)

H1 : paling sedikit ada satu j dimana $\beta_j \neq 0$

4.4 Analisis Data

Data yang diperoleh dengan menggunakan Rancangan Bujur Sangkar Latin (RBSL) akan dianalisis keragamannya atau dilakukan sidik ragam. Guna mempermudah pelaksanaan analisis data maka perlu mengetahui dan menggunakan rumus-rumus di bawah dengan tahapan berikut:

1. Menghitung Faktor Koreksi (FK)

   $FK = \frac{Y_{..(.)}{}^2}{r^2}$

2. Menghitung Jumlah Kuadrat Total (JKT)

   $$JKT = \sum_{i=1}^{r}\sum_{j=1}^{r}\sum_{k=1}^{r} Y^2{}_{ij(k)} - FK$$

3. Menghitung Jumlah Kuadrat Baris (JKB)

   $JKB = \sum_{i=1}^{r} \frac{Y_{i.(.)}{}^2}{r} - FK$

4. Menghitung Jumlah Kuadrat Kolom (JKK)

   $$JKK = \sum_{i=1}^{r} \frac{Y_{.j.(.)}{}^2}{r} - FK$$

5. Menghitung Jumah Kuadrat Perlakuan (JKP)

   $$JKP = \sum_{i=1}^{r} \frac{Y_{..(k)}{}^2}{r} - FK$$

6. Menghitung Jumlah Kuadrat Galat (JKG)

   JKG = JKT – JKP – JKB – JKK

7. Menghitung Kuadrat Tengah Baris (KTB)

   KTB = JKB / r-1

8. Menghitung Kuadrat Tengah Kolom(KTK)

   KTK = JKK / r-1

9. Menghitung Kuadrat Tengah Perlakuan (KTP)

   KTP = JKP / r-1

10. Menghitung Kuadrat Tengah Galat (KTG)

    KTG = JKG / (r-1)(r-2)

Selanjutnya rumus-rumus perhitungan tersebut ditabulasi ke dalam tabel sidik ragam seperti tabel berikut ini.

Sumber Keragaman	db	JK	KT	Fhitung
Baris	r-1	JKB	KTB	KTB/KTG
Kolom	r-1	JKK	KTK	KTK/KTG
Perlakuan	r-1	JKP	KTP	KTP/KTG
Galat	(r-1)(r-2)	JKG	KTG	
Total	$r^2 - 1$	JKT		

Pengujian Hipotesis

- Fhitung = KTP/KTG berdistribusi *F* dengan db pembilang r-1 dan db penyebut (r-1)(r-2), Jika Fhitung > $F_{\alpha};(r-1);(r-1)(r-2)$, maka Ho ditolak dan berlaku sebaliknya.
- Fhitung = KTB/KTG berdistribusi *F* dengan db pembilang r-1 dan db penyebut (r-1)(r-2), Jika Fhitung > $F_{\alpha};(r-1);(r-1)(r-2)$, maka Ho ditolak dan berlaku sebaliknya.
- Fhitung = KTK/KTG berdistribusi *F* dengan db pembilang r-1 dan db penyebut (r-1)(r-2), Jika Fhitung > $F_{\alpha};(r-1);(r-1)(r-2)$, maka Ho ditolak dan berlaku sebaliknya.

Koefisien Keragaman (KK)

Koefisien keragaman (KK) adalah persen rataan dari rataan umum percobaan. Fungsi KK dalam RBSL mempunyai fungsi yang sama dengan RAL maupun RAK yaitu untuk menunjukkan derajat kejituan (*accuracy* atau *precision*) serta keandalan kesimpulan.

KK dirumuskan sebagai berikut:

$$KK = \left\{\frac{\left\{\sqrt{(KTG)}\right\}}{\bar{y}}\right\} x\ 100\%\ ;$$

Dimana: $\bar{y}$ = (rataan umum) = $\frac{\sum Y_{ijk}}{r^2}$

Jika nilai KK semakin kecil maka derajat kejituan dan keandalan serta validitas kesimpulan akan semakin tinggi, begitu pula sebaliknya. Nilai KK ini sangat dipengaruhi oleh keheterogenitasan, control local, selang perlakuan, dan ulangan percobaan.

Efesiensi Relatif (ER)

Tingkat efesiensi dari RBSL akan dibandingkan terhadap RAK. Jika baris dalam RBSL dianggap blok dalam RAK maka efesiensi ini sebenarnya membandingkan tanpa kolom dan dengan kolom. Efesiensinya dapat dirumuskan sebagai berikut:

$$ER = \frac{(db_1+1)(db_b+3)}{(db_1+3)(db_b+1)} \times \frac{\sigma_b^2}{\sigma_l^2}$$

Dimana: $\sigma_b^2 = \frac{(r-1)KTK+((r-1)+(r-1)(r-2))KTG}{r(r-1)}$; σ_l^2 = KTG

db_1 = db₁ derajat bebas galat dari RBSL ; db_b = derajat bebas galat dari RAK

<u>Kasus 1</u>

Seorang peneliti ingin mengetahui pengaruh jenis pelarut terhadap rendemen antioksidan dalam ekstraksi bunga rosella. Pada ekstraksi ini menggunakan 5 jenis pelarut dengan 5 kelompok tingkat kematangan bunga dan 5 kelompok teknik pengeringan.

Data Hasil Percobaan Pengaruh Jenis Pelarut Terhadap Rendemen Antioksidan

Kelompok Tingkat Kematangan (baris ke-i)	Kelompok Teknik Pengeringan (kolom ke-j)					Jumlah Pada Baris
	1	2	3	4	5	
1	A 5,39	B 5,63	C 5,93	D 6,26	E 6,33	29,54
2	E 6,32	A 5,38	B 5,64	C 5,95	D 6,28	29,57
3	D 6,24	E 6,35	A 5,36	B 5,61	C 5,94	29,5
4	C 5,92	D 6,27	E 6,38	A 5,35	B 5,80	29,71
5	B 5,62	C 5,93	D 6,28	E 6,37	A 5,40	29,6
Jumlah Pada Kolom	29,48	29,56	29,59	29,54	29,75	147,92
Jumlah Pada Perlakuan	26,88 A	28,30 B	29,66 C	31,33 D	31,75 E	

Keterangan : A,B,C,D dan E adalah jenis pelarut (perlakuan (k))

- Hipotesis

  Hipotesis yang dapat diuji dari rancangan di atas yaitu pengaruh perlakuan, pengaruh baris dan kolom. Bentuk hipotesisnya dapat ditulis sebagai berikut:

  a) Hipotesis pengaruh jenis pelarut

     H0 : jenis pelarut tidak berpengaruh terhadap rendemen antioksidan dalam ekstraksi bunga rosella yang diamati

     H1 : paling sedikit ada satu jenis pelarut dimana pengaruh jenis pelarut ≠ 0

  b) Hipotesis pengaruh tingkat kematangan

     H0 : tingkat kematangan tidak berpengaruh terhadap rendemen antioksidan dalam ekstraksi bunga rosella yang diamati

     H1 : paling sedikit ada satu tingkat kematangan dimana pengaruh tingkat kematangan ≠ 0

  c) Hipotesis pengaruh tingkat pengeringan

H0 : tingkat pengeringan tidak berpengaruh terhadap rendemen antioksidan dalam ekstraksi bunga rosella yang diamati

H1 : paling sedikit ada satu tingkat pengeringan dimana pengaruh tingkat pengeringan ≠ 0

- Perhitungan Sidik Ragam

Berdasarkan data yang tertera maka sidik ragam dilakukan melalui tahapan perhitungan sebagai berikut:

1. Menghitung Faktor Koreksi (FK)

$$FK = \frac{{Y_{..(.)}}^2}{r^2}$$

$$= \frac{(147{,}92)^2}{5^2}$$

$$= 875{,}21$$

2. Menghitung Jumlah Kuadrat Total (JKT)

$$JKT = \sum_{i=1}^{r}\sum_{j=1}^{r}\sum_{k=1}^{r} {Y^2}_{ij(k)} - FK$$

$$= [(5{,}39)^2 + (5{,}63)^2 + \cdots + (6{,}33)^2] - 875{,}21$$

$$= 878{,}79 - 875{,}21$$

$$= 3{,}373$$

3. Menghitung Jumlah Kuadrat Baris (JKB)

$$JKB = \sum_{i=1}^{r}\frac{{Y_{i.(.)}}^2}{r} - FK$$

$$= \frac{[(29{,}54)^2+(29{,}57)^2+\cdots+(29{,}60)^2]}{5} - 875{,}21$$

$$= \frac{4.376{,}09}{5} - 875{,}21$$

$$= 0{,}005$$

4. Menghitung Jumlah Kuadrat Kolom (JKK)

$$JKK = \sum_{i=1}^{r}\frac{{Y_{.j.(.)}}^2}{r} - FK$$

$$= \frac{[(29{,}48)^2+(29{,}56)^2+\cdots+(29{,}75)^2]}{5} - 875{,}21$$

$$= \frac{4.376{,}11}{5} - 875{,}21$$

$$= 0{,}008$$

5. Menghitung Jumah Kuadrat Perlakuan (JKP)

$$JKP = \sum_{i=1}^{r} \frac{Y_{..(k)}^{\;2}}{r} - FK$$

$$= \frac{[(26{,}88)^2 + (28{,}30)^2 + \ldots + (31{,}75)^2]}{5} - 875{,}21$$

$$= \frac{4.392{,}77}{5} - 875{,}21$$

= 3,341

6. Menghitung Jumlah Kuadrat Galat (JKG)

JKG = JKT – JKP – JKB – JKK

= 3,373 – 3,341 – 0,005 – 0,008

= 0,02

7. Menghitung Kuadrat Tengah Baris (KTB)

KTB = JKB / r-1

= 0,005 / 4

= 0,0013

8. Menghitung Kuadrat Tengah Kolom(KTK)

KTK = JKK / r-1

= 0,008 / 4

= 0,002

9. Menghitung Kuadrat Tengah Perlakuan (KTP)

KTP = JKP / r-1

= 3,341 / 4

= 0,8353

10. Menghitung Kuadrat Tengah Galat (KTG)

KTG = JKG / (r-1)(r-2)

= 0,02 / 12

= 0,0015

- Menghitung Fhitung

Fhitung baris = KTB / KTG

= 0,0013 / 0,0015

= 0,8667

Fhitung kolom = KTK / KTG

= 0,002 / 0,0015

= 1,3333

Fhitung perlakuan = KTP / KTG

= 0,8353 / 0,0015

= 556,867

- Menghitung nilai koefisien Keragaman (KK)

$$KK = \left\{\frac{\{\sqrt{(KTG)}\}}{\bar{y}}\right\} \text{x } 100\%$$

$$= \left\{\frac{\{\sqrt{(0,0015)}\}}{5,917}\right\} \text{x } 100\%$$

= 0,6%

- Membuat Tabel Sidik Ragam

Sumber Keragaman	db	JK	KT	Fhitung	Ftabel ($\alpha = 5\%$)
Baris	r-1 = 4	0,005	0,0013	0,8667	3,26
Kolom	r-1 = 4	0,008	0,002	1,3333	3,26
Perlakuan	r-1 = 4	3,341	0,8353	554,652	3,26
Galat	(r-1)(r-2) = 12	0,02	0,0015		
Total	$r^2 - 1 = 24$	3,373	0,1405		

- Kesimpulan

Tabel sidik ragam (uji F) di atas menunjukkan bahwa Fhitung perlakuan > Ftabel sehingga tolak H0, artinya terima H1 yang paling sedikit ada satu jenis pelarut dimana $\text{pengaruh jenis pelarut} \neq 0$. Sedangkan pengaruh tingkat kematangan dan teknik pengeringan menerima H0 karena Fhitung < Ftabel, sehingga tingkat kematangan dan tingkat pengeringan tidak berpengaruh nyata terhadap rendemen antioksidan dalam ekstraksi bunga rosella yang diamati.

- Sidik Ragam menggunakan Minitab

  Data yang dimasukkan pada minitab sebagai berikut:

jenis pelarut	rendemen	teknik pengeringan	tingkat kematangan
1	5.39	1	1
2	5.63	2	1
3	5.93	3	1
4	6.26	4	1
5	6.33	5	1
5	6.32	1	2
1	5.38	2	2
2	5.64	3	2
3	5.95	4	2
4	6.28	5	2
4	6.24	1	3
5	6.35	2	3
1	5.36	3	3
2	5.61	4	3
3	5.94	5	3
3	5.91	1	4
4	6.27	2	4
5	6.38	3	4
1	5.35	4	4
2	5.8	5	4
2	5.62	1	5
3	5.93	2	5
4	6.28	3	5
5	6.37	4	5
1	5.4	5	5

Keterangan: pada jenis pelarut (1= “A” , 2= “B”, 3= “C”, 4= “D”,5= “E”)

Hasil yang diperoleh :

General Linear Model: rendemen versus jenis pelaru, teknik penge, ...

```
Factor              Type   Levels  Values
jenis pelarut       fixed       5  1, 2, 3, 4, 5
teknik pengeringan  fixed       5  1, 2, 3, 4, 5
tingkat kematangan  fixed       5  1, 2, 3, 4, 5


Analysis of Variance for rendemen, using Adjusted SS for Tests

Source              DF   Seq SS   Adj SS   Adj MS       F      P
jenis pelarut        4  3.34122  3.34122  0.83531  554.65  0.000
teknik pengeringan   4  0.00818  0.00818  0.00205    1.36  0.305
tingkat kematangan   4  0.00506  0.00506  0.00127    0.84  0.525
Error               12  0.01807  0.01807  0.00151
Total               24  3.37254
```

Descriptive Statistics: rendemen

Variable	teknik pengeringan	Total Count	Mean	StDev
rendemen	1	5	5.896	0.397
	2	5	5.912	0.413
	3	5	5.918	0.428
	4	5	5.908	0.430
	5	5	5.950	0.380

Descriptive Statistics: rendemen

Variable	tingkat kematangan	Total Count	Mean	StDev
rendemen	1	5	5.908	0.403
	2	5	5.914	0.406
	3	5	5.900	0.417
	4	5	5.942	0.410
	5	5	5.920	0.416

Descriptive Statistics: rendemen

Variable	jenis pelarut	Total Count	Mean	StDev
rendemen	1	5	5.3760	0.0207
	2	5	5.6600	0.0791
	3	5	5.9320	0.0148
	4	5	6.2660	0.0167
	5	5	6.3500	0.0255

BAB V
UJI PERBANDINGAN BERGANDA

5.1 Uji Beda Nyata Terkecil (BNT)

Uji BNT merupakan prosedur pengujian perbedaan diantara rata-rata perlakuan yang paling sederhana dan paling umum digunakan. Metode ini diperkenalkan oleh Fisher (1935), sehingga dikenal pula dengan Metoda Fisher's LSD (*Least Significance Difference*). Untuk menggunakan uji BNT, atribut yang kita perlukan adalah nilai kuadrat tengah galat (KTG), taraf nyata, derajat bebas(db) galat, dan tabel t-student untuk menentukan nilai kritis uji perbandingan.

Uji BNT menguji perlakuan secara berpasang – pasangan, misalkan jika terdapat 6 perlakuan yang akan dibangdingkan berarti terdapat $C_2^6 = 10$ pasangan pengujian dimana setiap pasangan memiliki peluang galat jenis I sebesar α. Berarti semakin banyak jumlah perlakuan yang akan dibandingkan akan mengakibatkan kesalahan yang harus ditanggung juga semakin besar. Oleh karena itu, BNT akan sangat sensitive terhadap perbedaan yang muncul dalam perlakuan karena kriteria pemisahan perlakuan tidak terlalu ketat.

- **Hal – hal yang perlu diperhatikan untuk uji BNT:**
  1. Gunakan uji LSD apabila uji F dalam Analisis Ragam signifikan
  2. Prosedur LSD akan mempertahankan taraf nyata ≤ 0.05 hanya jika pembandingan semua kombinasi pasangan nilaitengah perlakuan ≤ 3 perlakuan
  3. Gunakan uji LSD untuk pembandingan terencana tanpa memperhatikan banyaknya perlakuan. Misalnya apabila kita ingin membandingkan semua rata-rata perlakuan dengan kontrol, uji LSD dapat digunakan meskipun lebih dari 3 perlakuan.

- **Hipotesis dari perbandingan dengan metode BNT**

  $H_0 : \mu_A = \mu_n$

  $H_1 : \mu_A \neq \mu_n$

- **Rumus menentukan Nilai Kritis BNT:**
    - Untuk perlakuan sama: $n_A = n_B = n$:

      BNT (α) = $t_{\frac{\alpha}{2};db_g} \times \sqrt{\frac{2\,KTG}{r}}$

    - Untuk perlakuan tidak sama : $n_A \neq n_B$

      BNT (α) = $t_{\frac{\alpha}{2};db_g} \times \sqrt{KTG\left(\frac{1}{r_A}+\frac{1}{r_B}\right)}$

      Catatan: $t_{\frac{\alpha}{2};db_g}$ → dicari pada tabel t

      Jika masing – masing perlakuan memiliki ulangan yang sama maka hanya diperlukan satu nilai BNT untuk semua pasangan perlakuan, sedangkan jika ulangan setiap perlakuan berbeda maka setiap pasangan perlakuan membutuhkan satu nilai BNT sebagai pembanding.

- **Langkah – langkah melakukan uji BNT:**
    1. Cari nilai BNT.
    2. Urutkan Rataan data dari yang terbesar ke yang terkecil.
    3. Cari nilai selisih 2 rataan.
    4. Tarik Kesimpulan.

- **Kriteria pengambilan keputusan uji BNT:**
    - jika beda dari dua perlakuan lebih besar dari BNT maka kedua perlakuan tersebut *berbeda nyata* pada taraf α.
    - jika beda dari dua perlakuan lebih kecil atau sama dengan BNT maka kedua perlakuan tersebut *tidak berbeda nyata* pada taraf α.

- **Contoh:**

  <u>Untuk Ulangan Sama</u>

  Berikut data mengenai produksi padi yang dihasilkan oleh 3 varietas padi yaitu IR 32, IR 36 dan VUTW untuk tiap 2000 m^2 sawah. Hasil produksi satu musi tanam diperoleh data sebagai berikut:

	IR 32	IR 36	VUTW	
I II III IV V	8 9 12 11 10	8 7 6 8 9	15 12 20 17 19	
Total	50	38	82	170
Rata-rata	10	7.6	16.4	

Diketahui:

JKT = 259.33

JKP = 206.94

JKG = JKT – JKP = 52.39

dbg = 3x4 = 12

KTP = 129.665

KTG = 4.366

Uji apakah ada perbedaan dalam hasil produksi antara ketiga jenis varietas padi dan tunjukanlah yang mana dari ketiga jenis varietas padi tersebut yang memiliki perbedaan cukup berarti satu sama lainnya serta mana pula yang tidak! $(\alpha = 5\%)$

Penyelesaian:

Langkah 1:

Hipotesis:

H_0 : $\mu\, IR\ 32 = \mu\, IR\ 36 = \mu\ VUTW$; tidak ada perbedaan antara produksi ketiga varietas padi

H_1 : $\mu\, IR\ 32 \neq \mu\, IR\ 36 \neq \mu\ VUTW$; ada perbedaan antara produksi ketiga varietas padi

Langkah 2:

Jika selisih antara 2 rataan > BNT maka tolah H_0.

BNT = $t_{\frac{\alpha}{2}}; db_g$ x $\sqrt{\frac{2\ KTG}{r}}$

$= t_{0.025}; 12\ x\ \sqrt{\frac{2(3.366)}{5}}$

$= 2.179 \times \sqrt{\frac{8.72}{5}}$

$= 2.87$

Langkah 3:

Urutkan rataan dari terbesar ke terkecil:

VUTW	IR32	IR36
16,4	10	7.6

1. Selisih antara VUTW dan IR32 = 16.4–10 = 6.4. 6.4 > BNT (2.87) sehingga tolak H_0 yang berarti ada perbedaan yang cukup berarti terhadap hasil produksi padi VUTW dan IR32.
2. Selisih antara VUTW dan IR36 = 16.4–7.6 = 8.8. 8.8 > BNT (2.87) sehingga tolak H_0 yang berarti ada perbedaan yang cukup berarti terhadap hasil produksi padi VUTW dan IR36.
3. Selisih antara IR32 dan IR36 = 10–7.6=2.4. 2.4 < BNT (2.87) sehingga terima H_0 yang berarti tidak ada perbedaan yang cukup berarti terhadap hasil produksi padi IR32 dan IR36.

Langkah 4: Kesimpulan

1. Antara VUTW dan IR32 memiliki perbedaan yang cukup berarti terhadap hasil produksi padinya.
2. Antara VUTW dan IR36 memiliki perbedaan yang cukup berarti terhadap hasil produksi padinya.
3. Antara IR32 dan IR36 tidak memiliki perbedaan yang cukup berarti terhadap hasil produksi padinya.

Untuk Ulangan Tidak Sama

Soal:

Suatu percobaan dilakukan untuk melihat pengaruh fumigasi terhadap daya kecambah kacang iJo. Data yang diperoleh sebagai berikut:

Perlakuan (Dosis)	0	16	32	48	64
Yi	123	145	150	135	110
Rj	8	9	10	10	7
Rata - rata	15.37	16.11	15	13.5	15.71

Uji apakah ada perbedaan dalam daya kecambah antara pemberian 5 dosis yang berbeda dan tunjukanlah yang mana dari pemberian 5 dosis tersebut yang memiliki perbedaan cukup berarti satu sama lainnya serta mana pula yang tidak! $(\alpha = 5\%)$

Dengan Diketahui: KTG = 2,5

dbg = 39

Penyelesaian:

1. Hipotesi

   H_0 :$\mu_A = \mu_n$, tidak ada perbedaan yang cukup berarti antara kedua perlakuan.

   H_1 :$\mu_A \neq \mu_n$, ada perbedaan yang cukup berarti antara kedua perlakuan

2. Cari nilai BNT:

   Karena ada 5 perlakuan yang ulangannya tidak sama maka ada 6 nilai BNT

   1) BNT(8;9) = $t_{\frac{\alpha}{2}};db_g$ x $\sqrt{\frac{2\ KTG}{r}}$

      $= t_{0.025;39}\sqrt{\frac{1}{8}+\frac{1}{9}}$

      = 2.331 x 0.768

      = 1.79

   2) BNT(8;10) = $t_{\frac{\alpha}{2}};db_g$ x $\sqrt{\frac{2\ KTG}{r}}$

$= t_{0.025;39}\sqrt{\frac{1}{8}+\frac{1}{10}}$

= 2.331 x 0.75

=1.75

3) BNT(10;10) = $t_{\frac{\alpha}{2}};db_g$ x $\sqrt{\frac{2\ KTG}{r}}$

$= t_{0.025;39}\sqrt{\frac{1}{10}+\frac{1}{10}}$

= 2.331 x 0.707

= 1.648

4) BNT(9;10) = $t_{\frac{\alpha}{2}};db_g$ x $\sqrt{\frac{2\ KTG}{r}}$

$= t_{0.025;39}\sqrt{\frac{1}{9}+\frac{1}{10}}$

= 2.3310.726

= 1.693

5) BNT(10;7) = $t_{\frac{\alpha}{2}};db_g$ x $\sqrt{\frac{2\ KTG}{r}}$

$= t_{0.025;39}\sqrt{\frac{1}{10}+\frac{1}{7}}$

= 2.331 x 0.77

= 1.82

6) BNT(9;7) = $t_{\frac{\alpha}{2}};db_g$ x $\sqrt{\frac{2\ KTG}{r}}$

$= t_{0.025;39}\sqrt{\frac{1}{9}+\frac{1}{7}}$

= 2.331 x0.79

= 1.86

7) BNT(8;7) = $t_{\frac{\alpha}{2}};db_g$ x $\sqrt{\frac{2\ KTG}{r}}$

$= t_{0.025;39}\sqrt{\frac{1}{8}+\frac{1}{7}}$

$= 2.331 \text{x } 0.517$

$= 1.205$

3. Urutkan perlakuan Dari terbesar ke yang terkecil kemudian cari selisihnya jiak selisih antara 2 perlakuan < BNT maka terima H_0 dan jika selisih antara 2 perlakuan > BNT maka tolak H_0.

Perlakuan	: 16	64	0	32	48
Ulangan	: 9	7	8	10	10
Rataan	: 16.11	15.71	15.37	15	13.5

a. Selisih antara dosis 16 dan dosis 64 = 16.11 – 15.71 = 0.39 0.39<BNT 9;7 (1.82) sehingga terima H_0 yang berarti tidak ada perbedaan yang cukup berarti daya kecambah dengan dosis 16 dan 64.
b. Selisih antara dosis 16 dan dosis 0 = 16.11 – 15.37 = 0.74 0.74<BNT 8;9 (1.79) sehingga terima H_0 yang berarti tidak ada perbedaan yang cukup berarti daya kecambah dengan dosis 16 dan 0.
c. Selisih antara dosis 16 dan dosis 32 = 16.11 – 15= 1.11 1.11<BNT 9;10 (1.693) sehingga terima H_0 yang berarti tidak ada perbedaan yang cukup berarti daya kecambah dengan dosis 16 dan 32.
d. Selisih antara dosis 16 dan dosis 48 = 16.11 – 13.5 =2.61 2.61>BNT 9;10 (1.693) sehingga tolak H_0 yang berartiada perbedaan yang cukup berarti daya kecambah dengan dosis 16 dan 48.
e. Selisih antara dosis 64 dan dosis 0 = 15.71 – 15.37 = 0.34 0.34<BNT8;7 (1.205) sehingga terima H_0 yang berarti tidak ada perbedaan yang cukup berarti daya kecambah dengan dosis 64 dan 0.
f. Selisih antara dosis 64 dan dosis 32 = 15.71 – 15 = 0.71 0.71<BNT10;7 (1.82) sehingga terima H_0 yang berarti tidak ada

perbedaan yang cukup berarti daya kecambah dengan dosis 64 dan 32.

g. Selisih antara dosis 64 dan dosis 48 = 15.71 – 13.5 = 2.21 2.21 >BNT10;7 (1.82) sehingga tolak H_0 yang berarti ada perbedaan yang cukup berarti daya kecambah dengan dosis 64 dan 48.

h. Selisih antara dosis 0 dan dosis 32 = 15.37 – 15 = 0.37 0.37<BNT 8;10 (1.75) sehingga terima H_0 yang berarti tidak ada perbedaan yang cukup berarti daya kecambah dengan dosis 0 dan 32.

i. Selisih antara dosis 0 dan dosis 48 = 15.37 – 13.5 = 1.87 1.87>BNT 8;10 (1.75) sehingga tolak H_0 yang berarti ada perbedaan yang cukup berarti daya kecambah dengan dosis 0 dan 48.

j. Selisih antara dosis 32 dan dosis 48 = 15 – 13.5 = 1.5 1.5<BNT10;10 (1.648) sehingga terima H_0 yang berarti tidak ada perbedaan yang cukup berarti daya kecambah dengan dosis 32 dan 48.

4. Kesimpulan:
   Perlakuan yang hasil daya kecambahnya berbeda yaitu:
   Dosis 16 dengan dosis 48
   Dosis 64 dengan dosis 48
   Dosis 0 dengan dosis 48

5.2 Uji Beda Nyata Jujur/BNJ (TUKEY)

Uji Tukey biasa juga disebut uji beda nyata jujur (BNJ) atau *Honest Significance Diffirence* (HSD), diperkenalkan oleh Tukey (1953). Uji Tukey digunakan untuk membandingkan seluruh pasangan rata-rata perlakuan setelah uji Analisis Ragam di lakukan. Data dirata-ratakan secara rataan harmonik, skala pengukuran sekurang-kurangnya ordinal, variable-variabel acaknya kontinu. Prisip uji ini adalah membandingkan selisih masing-masing rata-rata dengan sebuah nilai kritis (w). jika harga mutlak selisih rata-rata yang dibandingkan lebih dari atau sama dengan nilai kritisnya, maka dapat dikatakan bahwa kedua rata-rata tersebut berbeda nyata (signifikan).

Perbedaan mendasar antara BNJ dan BNT yaitu pada penentuan nilai α dimana untuk semua nilai BNJ untuk semua perbandingan perlakuan yang mungkin ditetapkan kesalahan sebesar α. Sehingga untuk 4 buah perlakuan jika ditetapkan $\alpha = 5\%$ maka setiap pasangan perlakuan akan menerima kesalahan sebesar $\frac{\alpha}{2x6} = \frac{5}{12}\% = 0.413\%$. Metode ini sangat bagus digunakan untuk memisahkan perlakuan yang memang benar berbeda dan metode ini juga tidak terlalu sensitive.

❖ **Rumus Nilai Kritis BNJ:**

✓ Untuk perlakuan sama:

BNJ (α) = $q_{\alpha;p;dbg}$ x $\sqrt{\frac{KTG}{r}}$

Dimana: $q_{\alpha;p;dbg}$ → dicari pada tabel Tukey pada taraf nyata α

p adalah jumlah perlakuan

db_g adalah derajat bebas galat

✓ Jika perlakuan tidak sama maka nilai r bisa didekati dengan rataan harmonik dari semua ulangan perlakuan.

$$rh = \sum_{i=i}^{t} \frac{1/_{ri}}{t}$$

❖ **Langkah – Langkah uji BNJ:**

1. Urutkan rataan perlakuan dari terkecil ke terbesar atau sebaliknya
2. Nilai awal i=1 dan j=1
3. Hitung beda rataan antara perlakuan terkecil ke-i dengan terbesar ke-j, kemudian bandingkan dengan nilai BNJ, jika beda rataan perlakuan lebih kecil dari BNJ lanjutkan ke langkah 5 dan jika tidak lanjutkan ke langkah 4
4. Berikan j=j+1, jika j<p kembali ke langkah 3
5. Garis mulai rataan perlakuan ke-i sampai ke perlakuan ke-j
6. Berikan i=i+1, jika i<p kembali ke langkah 3.
7. Stop

❖ **Contoh:**

Berikut disajikan data hasil pengamatan pemakaian bahan bakar dalam liter dengan tiga merk yang berbeda.Tentukanlah alat mana yang paling irit.

Pengamatan	Pemakaian Bahan Bakar (Liter)		
	Merek A	Merek B	Merek C
1	0.45	0.30	0.12
2	0.52	0.15	0.09
3	0.51	0.24	0.17
4	0.48	0.11	0.14
5	0.58	0.22	0.66
6	0.62	0.16	0.57
7	0.49	0.13	0.44
8	0.47	0.24	0.37
Rata -rata	0.52	0.19	0.32

Diketahui Tabel Anova:

Sumber Keragaman	Jk	db	KT	F-Hit	F-Tabel
Merek	0.471	2	0.236	14.267	3.403
Galat	0.397	24	0.017		
Total	0.868	26			

Penyelesaian:

1. Cari Nilai BNJ

   BNJ (α) = $q_{\alpha;p;dbg}$ x $\sqrt{\frac{KTG}{r}}$

   = $q_{0.05;3;24}\ x\ \sqrt{\frac{0.017}{8}}$

   = 3.530 x 0.046

   = 0.160

2. Urutkan Rataan dari yang terbesar ke yang terkecil dan cari selisihnya.

A	C	B
0.52	0.32	0.19

3. Bandingkan selisih rata-rata tersebut dengan nilai BNJ. jika nilai Xj – Xi ≥ BNJ, maka kedua rata-rata yang dibandingkan adalah berbeda nyata

(signifikan). Demikian sebaliknya, jika Xj – Xi < BNJ maka kedua rata-rata yang dibandingkan adalah tidak berbeda nyata.

a. Selisih antara merek A dan merek C = 0.52 - 0.32 = 0.2.
   0.2 > BNJ (0.160) sehingga tolak H_0 yang berarti ada perbedaan yang cukup berarti terhadap pemakaian bahan bakar A dan C.
b. Selisih antara merek A dan merek B = 0.52 - 0.19 = 0.33
   0.33 > BNJ (0.160) sehingga tolak H_0 yang berarti ada perbedaan yang cukup berarti terhadap pemakaian bahan bakar A dan B.
c. Selisih antara merek C dan merek B = 0.32 - 0.19 = 0.13. 0.13 < BNJ (0.160) sehingga terima H_0 yang berarti tidak ada perbedaan yang cukup berarti terhadap pemakaian bahan bakar C dan B.

5.3 Uji Perbandingan Berganda Duncan (DMRT)

Uji Perbandingan berganda Duncan pada dasarnya hampir sama dengan metode BNJ tapi prosedur Duncan Memberikan segugus nilai pembanding yang nilainya meningkat sejalan dengan jarak peringkat dua bua perlakuan yang akan diperbandingkan.

❖ **Nilai ktitis DMRT**

✓ Untuk perlakuan sama:

Rp= $r_{\alpha;p;dbg} s\bar{y}$ dimana: $s\bar{y} = \sqrt{KTG/_R}$

Dimana: $r_{\alpha;p;dbg}$ adalah nilai tabel Duncan pada taraf a

dbg adalah derajat bebas galat

p adalah perlakuan

✓ Jika perlakuan tidak sama maka nilai r bisa didekati dengan rataan harmonik dari semua ulangan perlakuan.

$$rh = \sum_{i=i}^{t} \frac{1/_{ri}}{t}$$

❖ **Langkah – langkah Uji Duncan (DMRT)**

1. Urutkan rataan perlakuan dari terkecil ke terbesar atau sebaliknya
2. Nilai awal i=1 dan j=1

3. Hitung beda antara rataan perlakuan terkecil ke –i dengan terbesar ke-j, kemudian bandingkan dengan nilai Rp, jika beda rataan perlakuan lebih kecil lanjutkan ke langkah 5 dan jika tidak lanjutkan ke langkah 4
4. Berikan j=j+1, jika j<p kembali ke langkah 3
5. Garis mulai rataan perlakuan ke-i sampai ke perlakuan ke-j
6. Berikan i=i+1, jika i<p kembali ke langkah 3
7. Stop

❖ **Contoh:**

Berikut terdapat hasil produksi dari 5 jenis Varietas Padi yang ditanam pada masing masing sawah seluas 2 Ha

	A	B	C	D	E	Total
	10 8 16 12 6	18 14 16 12 18	6 10 4 6 14	4 6 8 2 8	14 12 18 8 14	
Total	52	78	40	28	66	
Rata-rata	10.4	15.6	8	5.6	13.2	

KTG = 11,524

dbg = 20

Tunjukan varietas padi yang mana saja memiliki perbedaan yang cukup berarti dan mana pula yang tidak! ($\alpha = 5\%$)

Penyelesaian:

1. Cari nilai DMRT

$$s\bar{y} = \sqrt{KTG/_R}$$

$$= \sqrt{\frac{11.524}{5}} = 1.518$$

Selanjutnya Nilai Rp dapat kita hitung:

	p			
	2	3	4	5
Nilai pada tabel	2.950	3.097	3.190	3.255
Nilai Rp	2.950x1.518=4.47	3.097x1.518=4.70	3.190x1.518=4.84	3.255x1.518=4.89

2. Urutkan rata – rata data dari yang terbesar ke yang terkecil:

	B	E	A	C	D
Rata-rata	15.6	13.2	10.4	8	5.6

3. Bandingkan nilai rata – rata yang satu terhadap yang lainnya, setelah diperoleh selisihnya maka bandingkan dengan nilai Rp pada saat sesuai dengan p nya.

   Hasil yang diperoleh adalah:

   a. B – E = 15.6 – 13.2 = 2.4

      Pada saat $p = 2$, Rp = 4.47, berarti 2.4 < 4.47. Hal ini menunjukan bahwa jenis padi B dan E tidak memiliki perbedaan yang cukup berarti dalam rata – rata produksinya.

   b. B – A = 15.6 – 10.4 = 5.2

      Pada saat $p = 3$, Rp = 4.70, berarti 5.2 >4.70. Hal ini menunjukan bahwa jenis padi B dan A memiliki perbedaan yang cukup berarti dalam rata – rata produksinya.

   c. B – C = 15.6 – 8 = 7.6

      Pada saat $p = 4$, Rp = 4.84, berarti 7.6 > 4.84. Hal ini menunjukan bahwa jenis padi B dan C memiliki perbedaan yang cukup berarti dalam rata – rata produksinya

   d. B – D = 15.6 – 5.6 = 10

      Pada saat $p = 5$, Rp = 4.89, berarti 10<4.89. Hal ini menunjukan bahwa jenis padi B dan D memiliki perbedaan yang cukup berarti dalam rata – rata produksinya

   e. E – A = 13.2 – 8 = 5.2. Pada saat $p = 3$, Rp = 4.70, berarti 5.2 > 4.70. Hal ini menunjukan bahwa jenis padi E dan A memiliki perbedaan yang cukup berarti dalam rata – rata produksinya.

f. E – C = 13.2 – 8 = 7.4

Pada saat $p = 3$, Rp = 4.70, berarti 7.4 > 4.70. Hal ini menunjukan bahwa jenis padi E dan C memiliki perbedaan yang cukup berarti dalam rata – rata produksinya.

g. E – D = 13.2 – 5.6 = 7.6

Pada saat $p = 2$, Rp = 4.47, berarti 7.6 >4.47. Hal ini menunjukan bahwa jenis padi E dan D memiliki perbedaan yang cukup berarti dalam rata – rata produksinya

h. A – C = 13.2 – 10.4 = 2.8

Pada saat $p = 2$, Rp = 4.47, berarti 2.8 < 4.47. Hal ini menunjukan bahwa jenis padi A dan C tidak memiliki perbedaan yang cukup berarti dalam rata – rata produksinya

i. A – D = 13.2 – 5.6 = 7.6

Pada saat $p = 4$, Rp = 4.84, berarti 7.6 > 4.84. Hal ini menunjukan bahwa jenis padi A dan D memiliki perbedaan yang cukup berarti dalam rata – rata produksinya

j. C – D = 8 – 5.6 = 2.4

Pada saat $p = 2$, Rp = 4.47, berarti 2.4< 4.47. Hal ini menunjukan bahwa jenis padi C dan D tidak memiliki perbedaan yang cukup berarti dalam rata – rata produksinya

NB: p = 2 3 4 5

Dihitung berdasarkan <u>jumlah kolom</u> pengamatan.

Angka p = 2 merupakan angka perbandingan paling rendah yang mungkin dapat terjadi dalam membedakan ada tidaknya perbedaan yang signifikan antara variabel-variabel tersebut.

Tabel Duncan

Nilai-Nilai Kritis q'(p, df; 0,05) untuk Duncan Rentang Beberapa Tes.																			
df	**2**	**3**	**4**	**5**	**6**	**7**	**8**	**9**	**10**	**11**	**12**	**13**	**14**	**15**	**16**	**17**	**18**	**19**	**20**
3	4,501	4,516	4,516	4,516	4,516	4,516	4,516	4,516	4,516	4,516	4,516	4,516	4,516	4,516	4,516	4,516	4,516	4,516	4,516
4	3,926	4,013	4,033	4,033	4,033	4,033	4,033	4,033	4,033	4,033	4,033	4,033	4,033	4,033	4,033	4,033	4,033	4,033	4,033
5	3,635	3,749	3,796	3,814	3,814	3,814	3,814	3,814	3,814	3,814	3,814	3,814	3,814	3,814	3,814	3,814	3,814	3,814	3,814
6	3,460	3,586	3,649	3,680	3,694	3,697	3,697	3,697	3,697	3,697	3,697	3,697	3,697	3,697	3,697	3,697	3,697	3,697	3,697
7	3,344	3,477	3,548	3,588	3,611	3,622	3,625	3,625	3,625	3,625	3,625	3,625	3,625	3,625	3,625	3,625	3,625	3,625	3,625
8	3,261	3,398	3,475	3,521	3,549	3,566	3,575	3,579	3,579	3,579	3,579	3,579	3,579	3,579	3,579	3,579	3,579	3,579	3,579
9	3,199	3,339	3,420	3,470	3,502	3,523	3,536	3,544	3,547	3,547	3,547	3,547	3,547	3,547	3,547	3,547	3,547	3,547	3,547
10	3,151	3,293	3,376	3,430	3,465	3,489	3,505	3,516	3,522	3,525	3,525	3,525	3,525	3,525	3,525	3,525	3,525	3,525	3,525
11	3,113	3,256	3,341	3,397	3,435	3,462	3,480	3,493	3,501	3,506	3,509	3,510	3,510	3,510	3,510	3,510	3,510	3,510	3,510
12	3,081	3,225	3,312	3,370	3,410	3,439	3,459	3,474	3,484	3,491	3,495	3,498	3,498	3,498	3,498	3,498	3,498	3,498	3,498
13	3,055	3,200	3,288	3,348	3,389	3,419	3,441	3,458	3,470	3,478	3,484	3,488	3,490	3,490	3,490	3,490	3,490	3,490	3,490
14	3,033	3,178	3,268	3,328	3,371	3,403	3,426	3,444	3,457	3,467	3,474	3.479	3,482	3,484	3,484	3,484	3,484	3,484	3,484
15	3,014	3,160	3,250	3,312	3,356	3,389	3,413	3,432	3,446	3,457	3,465	3,471	3,476	3,478	3,480	3,480	3,480	3,480	3,480
16	2,998	3,144	3,235	3,297	3,343	3,376	3,402	3,422	3,437	3,449	3,458	3,465	3,470	3,473	3,476	3,477	3,477	3,477	3,477
17	2,984	3,130	3,222	3,285	3,331	3,365	3,392	3,412	3,429	3,441	3,451	3,459	3,465	3,469	3,472	3,474	3,475	3,475	3,475
18	2,971	3,117	3,210	3,274	3,320	3,356	3,383	3,404	3,421	3,435	3,445	3,454	3,460	3,465	3,469	3,472	3,473	3,474	3,474
19	2,960	3,106	3,199	3,264	3,311	3,347	3,375	3,397	3,415	3,429	3,440	3,449	3,456	3,462	3,466	3,469	3,472	3,473	3,474
20	2,950	3,097	3,190	3,255	3,303	3,339	3,368	3,390	3,409	3,423	3,435	3,445	3,452	3,459	3,463	3,467	3,470	3,472	3,473

Tabel Duncan (lanjutan):

Nilai-nilai Kritis q'(p, df; 0,05) untuk Duncan Rentang Beberapa Tes.																			
df	**2**	**3**	**4**	**5**	**6**	**7**	**8**	**9**	**10**	**11**	**12**	**13**	**14**	**15**	**16**	**17**	**18**	**19**	**20**
21	2,941	3,088	3,181	3,247	3,295	3,332	3,361	3,385	3,403	3,418	3,431	3,441	3,449	3,456	3,461	3,465	3,469	3,471	3,473
22	2,933	3,080	3,173	3,239	3,288	3,326	3,355	3,379	3,398	3,414	3,427	3,437	3,446	3,453	3,459	3,464	3,467	3,470	3,472
23	2,926	3,072	3,166	3,233	3,282	3,320	3,350	3,374	3,394	3,410	3,423	3,434	3,443	3,451	3,457	3,462	3,466	3,469	3,472
24	2,919	3,066	3,160	3,226	3,276	3,315	3,345	3,370	3,390	3,406	3,420	3,431	3,441	3,449	3,455	3,461	3,465	3,469	3,472
25	2,913	3,059	3,154	3,221	3,271	3,310	3,341	3,366	3,386	3,403	3,417	3,429	3,439	3,447	3,454	3,459	3,464	3,468	3,471
26	2,907	3,054	3,149	3,216	3,266	3,305	3,336	3,362	3,382	3,400	3,414	3,426	3,436	3,445	3,452	3,458	3,463	3,468	3,471
27	2,902	3,049	3,144	3,211	3,262	3,301	3,332	3,358	3,379	3,397	3,412	3,424	3,434	3,443	3,451	3,457	3,463	3,467	3,471
28	2,897	3,044	3,139	3,206	3,257	3,297	3,329	3,355	3,376	3,394	3,409	3,422	3,433	3,442	3,450	3,456	3,462	3,467	3,470
29	2,892	3,039	3,135	3,202	3,253	3,293	3,326	3,352	3,373	3,392	3,407	3,420	3,431	3,440	3,448	3,455	3,461	3,466	3,470
30	2,888	3,035	3,131	3,199	3,250	3,290	3,322	3,349	3,371	3,389	3,405	3,418	3,429	3,439	3,447	3,454	3,460	3,466	3,470
31	2,884	3,031	3,127	3,195	3,246	3,287	3,319	3,346	3,368	3,387	3,403	3,416	3,428	3,438	3,446	3,454	3,460	3,465	3,470
32	2,881	3,028	3,123	3,192	3,243	3,284	3,317	3,344	3,366	3,385	3,401	3,415	3,426	3,436	3,445	3,453	3,459	3,465	3,470
33	2,877	3,024	3,120	3,188	3,240	3,281	3,314	3,341	3,364	3,383	3,399	3,413	3,425	3,435	3,444	3,452	3,459	3,465	3,470
34	2,874	3,021	3,117	3,185	3,238	3,279	3,312	3,339	3,362	3,381	3,398	3,412	3,424	3,434	3,443	3,451	3,458	3,464	3,469
35	2,871	3,018	3,114	3,183	3,235	3,276	3,309	3,337	3,360	3,379	3,396	3,410	3,423	3,433	3,443	3,451	3,458	3,464	3,469
36	2,868	3,015	3,111	3,180	3,232	3,274	3,307	3,335	3,358	3,378	3,395	3,409	3,421	3,432	3,442	3,450	3,457	3,464	3,469
37	2,865	3,013	3,109	3,178	3,230	3,272	3,305	3,333	3,356	3,376	3,393	3,408	3,420	3,431	3,441	3,449	3,457	3,463	3,469
38	2,863	3,010	3,106	3,175	3,228	3,270	3,303	3,331	3,355	3,375	3,392	3,407	3,419	3,431	3,440	3,449	3,456	3,463	3,469
39	2,861	3,008	3,104	3,173	3,226	3,268	3,301	3,330	3,353	3,373	3,391	3,406	3,418	3,430	3,440	3,448	3,456	3,463	3,469
40	2,858	3,005	3,102	3,171	3,224	3,266	3,300	3,328	3,352	3,372	3,389	3,404	3,418	3,429	3,439	3,448	3,456	3,463	3,469
48	2,843	2,991	3,087	3,157	3,211	3,253	3,288	3,318	3,342	3,363	3,382	3,398	3,412	3,424	3,435	3,445	3,453	3,461	3,468
60	2,829	2,976	3,073	3,143	3,198	3,241	3,277	3,307	3,333	3,355	3,374	3,391	3,406	3,419	3,431	3,441	3,451	3,460	3,468
80	2,814	2,961	3,059	3,130	3,185	3,229	3,266	3,297	3,323	3,346	3,366	3,384	3,400	3,414	3,427	3,438	3,449	3,458	3,467
120	2,800	2,947	3,045	3,116	3,172	3,217	3,254	3,286	3,313	3,337	3,358	3,377	3,394	3,409	3,423	3,435	3,446	3,457	3,466
240	2,786	2,933	3,031	3,103	3,159	3,205	3,243	3,276	3,304	3,329	3,350	3,370	3,388	3,404	3,418	3,432	3,444	3,455	3,466
Inf	2,772	2,918	3,017	3,089	3,146	3,193	3,232	3,265	3,294	3,320	3,343	3,363	3,382	3,399	3,414	3,428	3,442	3,454	3,466

Tabel Duncan (lanjutan):

Nilai-nilai kritis q '(p, df; 0,01) untuk Duncan Rentang Beberapa Tes																			
df	**2**	**3**	**4**	**5**	**6**	**7**	**8**	**9**	**10**	**11**	**12**	**13**	**14**	**15**	**16**	**17**	**18**	**19**	**20**
3	8,260	8,321	8,321	8,321	8,321	8,321	8,321	8,321	8,321	8,321	8,321	8,321	8,321	8,321	8,321	8,321	8,321	8,321	8,321
4	6,511	6,677	6,740	6,755	6,755	6,755	6,755	6,755	6,755	6,755	6,755	6,755	6,755	6,755	6,755	6,755	6,755	6,755	6,755
5	5,702	5,893	5,989	6,040	6,065	6,074	6,074	6,074	6,074	6,074	6,074	6,074	6,074	6,074	6,074	6,074	6,074	6,074	6,074
6	5,243	5,439	5,549	5,614	5,655	5,680	5,694	5,701	5,703	5,703	5,703	5,703	5,703	5,703	5,703	5,703	5,703	5,703	5,703
7	4,949	5,145	5,260	5,333	5,383	5,416	5,439	5,454	5,464	5,470	5,472	5,472	5,472	5,472	5,472	5,472	5,472	5,472	5,472
8	4,745	4,939	5,056	5,134	5,189	5,227	5,256	5,276	5,291	5,302	5,309	5,313	5,316	5,317	5,317	5,317	5,317	5,317	5,317
9	4,596	4,787	4,906	4,986	5,043	5,086	5,117	5,142	5,160	5,174	5,185	5,193	5,199	5,202	5,205	5,206	5,206	5,206	5,206
10	4,482	4,671	4,789	4,871	4,931	4,975	5,010	5,036	5,058	5,074	5,087	5,098	5,106	5,112	5,117	5,120	5,122	5,123	5,124
11	4,392	4,579	4,697	4,780	4,841	4,887	4,923	4,952	4,975	4,994	5,009	5,021	5,031	5,039	5,045	5,050	5,054	5,057	5,059
12	4,320	4,504	4,622	4,705	4,767	4,815	4,852	4,882	4,907	4,927	4,944	4,957	4,969	4,978	4,986	4,993	4,998	5,002	5,005
13	4,260	4,442	4,560	4,643	4,706	4,754	4,793	4,824	4,850	4,871	4,889	4,904	4,917	4,927	4,936	4,944	4,950	4,955	4,960
14	4,210	4,391	4,508	4,591	4,654	4,703	4,743	4,775	4,802	4,824	4,843	4,859	4,872	4,884	4,894	4,902	4,909	4,916	4,921
15	4,167	4,346	4,463	4,547	4,610	4,660	4,700	4,733	4,760	4,783	4,803	4,820	4,834	4,846	4,857	4,866	4,874	4,881	4,887
16	4,131	4,308	4,425	4,508	4,572	4,622	4,662	4,696	4,724	4,748	4,768	4,785	4,800	4,813	4,825	4,835	4,843	4,851	4,858
17	4,099	4,275	4,391	4,474	4,538	4,589	4,630	4,664	4,692	4,717	4,737	4,755	4,771	4,785	4,797	4,807	4,816	4,824	4,832
18	4,071	4,246	4,361	4,445	4,509	4,559	4,601	4,635	4,664	4,689	4,710	4,729	4,745	4,759	4,771	4,782	4,792	4,801	4,808
19	4,046	4,220	4,335	4,418	4,483	4,533	4,575	4,610	4,639	4,664	4,686	4,705	4,722	4,736	4,749	4,760	4,771	4,780	4,788
20	4,024	4,197	4,312	4,395	4,459	4,510	4,552	4,587	4,617	4,642	4,664	4,684	4,701	4,716	4,729	4,741	4,751	4,761	4,769

Tabel Duncan (lanjutan):

Nilai-nilai Kritis q '(p, df; 0,01) untuk Duncan Rentang Beberapa Tes																			
df	**2**	**3**	**4**	**5**	**6**	**7**	**8**	**9**	**10**	**11**	**12**	**13**	**14**	**15**	**16**	**17**	**18**	**19**	**20**
21	4,004	4,177	4,291	4,374	4,438	4,489	4,531	4,567	4,597	4,622	4,645	4,664	4,682	4,697	4,711	4,723	4,734	4,743	4,752
22	3,986	4,158	4,272	4,355	4,419	4,470	4,513	4,548	4,578	4,604	4,627	4,647	4,664	4,680	4,694	4,706	4,718	4,728	4,737
23	3,970	4,141	4,254	4,337	4,402	4,453	4,496	4,531	4,562	4,588	4,611	4,631	4,649	4,665	4,679	4,692	4,703	4,713	4,723
24	3,955	4,126	4,239	4,322	4,386	4,437	4,480	4,516	4,546	4,573	4,596	4,616	4,634	4,651	4,665	4,678	4,690	4,700	4,710
25	3,942	4,112	4,224	4,307	4,371	4,423	4,466	4,502	4,532	4,559	4,582	4,603	4,621	4,638	4,652	4,665	4,677	4,688	4,698
26	3,930	4,099	4,211	4,294	4,358	4,410	4,452	4,489	4,520	4,546	4,570	4,591	4,609	4,626	4,640	4,654	4,666	4,677	4,687
27	3,918	4,087	4,199	4,282	4,346	4,397	4,440	4,477	4,508	4,535	4,558	4,579	4,598	4,615	4,630	4,643	4,655	4,667	4,677
28	3,908	4,076	4,188	4,270	4,334	4,386	4,429	4,465	4,497	4,524	4,548	4,569	4,587	4,604	4,619	4,633	4,646	4,657	4,667
29	3,898	4,065	4,177	4,260	4,324	4,376	4,419	4,455	4,486	4,514	4,538	4,559	4,578	4,595	4,610	4,624	4,637	4,648	4,659
30	3,889	4,056	4,168	4,250	4,314	4,366	4,409	4,445	4,477	4,504	4,528	4,550	4,569	4,586	4,601	4,615	4,628	4,640	4,650
31	3,881	4,047	4,159	4,241	4,305	4,357	4,400	4,436	4,468	4,495	4,519	4,541	4,560	4,577	4,593	4,607	4,620	4,632	4,643
32	3,873	4,039	4,150	4,232	4,296	4,348	4,391	4,428	4,459	4,487	4,511	4,533	4,552	4,570	4,585	4,600	4,613	4,625	4,635
33	3,865	4,031	4,142	4,224	4,288	4,340	4,383	4,420	4,452	4,479	4,504	4,525	4,545	4,562	4,578	4,592	4,606	4,618	4,629
34	3,859	4,024	4,135	4,217	4,281	4,333	4,376	4,413	4,444	4,472	4,496	4,518	4,538	4,555	4,571	4,586	4,599	4,611	4,622
35	3,852	4,017	4,128	4,210	4,273	4,325	4,369	4,406	4,437	4,465	4,490	4,511	4,531	4,549	4,565	4,579	4,593	4,605	4,616
36	3,846	4,011	4,121	4,203	4,267	4,319	4,362	4,399	4,431	4,459	4,483	4,505	4,525	4,543	4,559	4,573	4,587	4,599	4,611
37	3,840	4,005	4,115	4,197	4,260	4,312	4,356	4,393	4,425	4,452	4,477	4,499	4,519	4,537	4,553	4,568	4,581	4,594	4,605
38	3,835	3,999	4,109	4,191	4,254	4,306	4,350	4,387	4,419	4,447	4,471	4,493	4,513	4,531	4,548	4,562	4,576	4,589	4,600
39	3,830	3,993	4,103	4,185	4,249	4,301	4,344	4,381	4,413	4,441	4,466	4,488	4,508	4,526	4,542	4,557	4,571	4,584	4,595
40	3,825	3,988	4,098	4,180	4,243	4,295	4,339	4,376	4,408	4,436	4,461	4,483	4,503	4,521	4,537	4,552	4,566	4,579	4,591
48	3,793	3,955	4,064	4,145	4,209	4,261	4,304	4,341	4,374	4,402	4,427	4,450	4,470	4,489	4,506	4,521	4,535	4,548	4,561
60	3,762	3,922	4,030	4,111	4,174	4,226	4,270	4,307	4,340	4,368	4,394	4,417	4,437	4,456	4,474	4,489	4,504	4,518	4,530
80	3,732	3,890	3,997	4,077	4,140	4,192	4,236	4,273	4,306	4,335	4,360	4,384	4,405	4,424	4,442	4,458	4,473	4,487	4,500
120	3,702	3,858	3,964	4,044	4,107	4,158	4,202	4,239	4,272	4,301	4,327	4,351	4,372	4,392	4,410	4,426	4,442	4,456	4,469
240	3,672	3,827	3,932	4,011	4,073	4,125	4,168	4,206	4,239	4,268	4,294	4,318	4,339	4,359	4,378	4,394	4,410	4,425	4,439
Inf	3,643	3,796	3,900	3,978	4,040	4,091	4,135	4,172	4,205	4,235	4,261	4,285	4,307	4,327	4,345	4,363	4,379	4,394	4,408

5.4 Metode Kontras Ortogonal dan Metode Kontras Polinomial

Sebelum membahas lebih lanjut mengenai masing – masing metode ini, kita akan terlebih dahulu membahas perbedaan mendasar diantara keduanya yaitu terletak pada jenis faktor yang digunakan. Pada metode kontras orthogonal, umumnya hanya dijumpai pada faktor kualitas, sedangkan metode kontras polynomial biasanya dijumpai pada faktor kuantitas.

5.4.1 Metode Ortogonal Kontras atau Kontras Ortogonal.

Metode Ortogonal Kontras (MOK) merupakan suatu metode dengan anjuran bahwa perlakuan yang akan digunakan merupakan perlakuan yang telah direcanakan. Maksudnya adalah perlakuan–perlakuan yang disertakan dalam suatu percobaan telah dipastikan sebelumnya akan menghasilkan hasil diterima untuk hipotesis yang akan diajukan. Hal demikian bertujuan agar penerapan metode ini lebih sederhana.

Kata kontras pada metode ini tentu saja memiliki makna dengan peranan yang sangat besar. Sesuai namanya kotras, maka metode ini dianjurkan hanya digunakan pada perlakuan–perlakuan yang ciri kelompoknya kontras atau berbeda. Inilah mengapa metode orthogonal kontras hanya dijumpai pada faktor kualitas. Percobaan dengan melibatkan faktor kualitas memiliki kontras.

Di dalam metode polinomial kontras, prosedur analisis statistiknya dilakukan dalam dua tahap yaitu :

a. Tahap I: Analisi Jangkauan Kuadrat (JK) utama seperti halnya dalam uji ANOVA menurut rancangan percobaan yang digunakan.
b. Tahap II: Analisis Jangkauan Kuadrat (JK) perlakuan rincian yang merupakan lanjutan dari JK perlakuan pada JK utama (tahap I) sesuai dengan rencana pengujian sebelum percobaan.

Mengasumsikan bahwa uji ANOVA telah dapat dimengerti dengan baik, maka pembahasan dilanjutkan ke tahap II.

Pada tahap II kita akan membahas kontras sesuai derajat bebas yang digunakan.

a. Kontras dengan derajat bebas tunggal

   Kontras dengan derajat bebas tunggal adalah fungsi linier (L) dari jumlah – jumlah perlakuan :

$$L = TC_i J_i$$
$$= C_1 J_1 + C_2 J_2 + \ldots + C_t J_t$$

dengan:

C_i = koefisien kontras ke – i

J_i = jumlah nilai pengamatan perlakuan ke – i

t = banyaknya perlakuan

r = jumlah lokal lokal control atau ulangan

Jumlah koefisien kontras (TC_i) = 0

Jangkauan kuadrat linier (JKL) dengan derajat bebas tunggal dihitung sebagai berikut:

JKL = $\frac{L^2}{r(TC_i^{\,2})} = \frac{L^2}{rK}$

Dua buah kontras dengan derajat bebas yang tunggal dikatakan <u>orthogonal</u> jika jumlah perkalian silang (JPS) dari koefisien keduanya = 0, sebagai berikut:

$$L_1 = C_{11} J_1 + C_{12} J_2 + \ldots + C_{1t} J_t$$
$$L_2 = C_{21} J_1 + C_{22} J_2 + \ldots + C_{2t} J_t$$
$$JPS = C_{11} C_{21} + C_{12} C_{22} + \ldots + C_{1t} C_{2t} = 0$$

Untuk suatu percobaan dengan t perlakuan, jumlah maksimum dari kontras orthogonal mutual berderajat bebas tunggal yang dapat dibentuk adalah sebanyak t – 1 = db = v perlakuan. Jumlah JK dan kontras – kontras ini = JK perlakuan.

Metode kontras berderajat bebas tunggal ini, pengujiannya dapat dilakukan terhadap semua tipe perbandingan grup yang direncanakan sebelum percobaan. Grup ini terdiri atas satu, atau lebih kontras berderajat tunggal.

b. Kontras dengan derajat bebas tidak tunggal atau multi

Kontras berderajat bebas multi merupakan himpunan grup – grup kontras berderajat tunggal sebagai berikut :

M = q_1 vs q_2 vs q_i vs q_s

dengan :

q_i = grup kontras berderajat bebas tunggal ke – I yang menghimpun perlakuan – perlakuan yang bukan angoota grup lain.

s = jumlah grup kontras.

$$JKM = (1/r)^t \left(\frac{G_i{}^2}{m_i}\right) - \frac{(TG_i)^2}{r(TM_i)}$$

dengan :

G_i = jumlah nilai pengamatan pada perlakuan m_i dan grup q

r = jumlah ulangan atau lokal control

Contoh kasus:

Seorang ahli fungsida ingin menguji kemampuan berbagai fungsida dalam menanggulangi serangan penyakit jamur Diplodia spp. terhadap daya kecambah jenis jagung. Di pasaran terlihat fungsida yang beredar dapat dikelompokkan menjadi:

1. M = fungsida berbahan aktif senyawa merkuri (BC), dan
2. N = fungsida berbahan aktif senyawa non merkuri (DHEFG)

   Fungsi N ini terpilah menjadi :

   1) Na = non merkuri tipe a (DH)
   2) Nb_1 = non merkuri tipe b_l (E)
   3) Nbm = nom merkuri tipe modifikasi b (FG)

   Sebagai contoh beliau memilih 2 merk yaitu M1 dan M2, 2 merk Na yaitu Na1 dan Na2, 1 merk Nb_1 dan 2 merk Nbm yaitu Nbml dan Mbm2, untuk diuji melalui percobaan dirumah kaca dengan 6 ulangan. Secara keseluruhan percobaan ini terdiri atas 8 perlakuan dan 6 ulangan (48 unit). Atas dasar perbedaan-perbedaan tersebut beliau bermaksud menguji perlakuan-perlakuan :

   1) Kontrol (K) vs semua fungisida
   2) M vs N (fungisida merkuri vs no merkuri)
   3) M1 vs m2 (fungisida merkuri 1 vs fungisida merkuri 2)
   4) Na vs Nb (fungisida merkuri tipe a vs fungisida merkuri tipe b)
   5) Na1 vs Na2 (fungisida merkuri a1 vs fugisida merkuri a2)
   6) Nb_1 vs Nbm (fungisida merkuri tipe b_1 vs tipe bm)
   7) Nbml vs Nbm2 (fungisida non merkuri tipe bml vs bm2)

Tabel 1.

Fungisida (f)	Kelompok / Ulangan						Tf
	1	2	3	4	5	6	J_t
Kontrol (K)	8	8	9	7	7	5	44
+M1	16	19	24	22	19	19	119
+M2	14	16	14	13	14	13	84
+Na1	10	11	12	8	7	3	51
+Na2	12	19	9	11	9	5	65
+Nb_1	8	8	3	3	3	7	32
+Nbm1	7	6	6	6	4	4	33
+Nbm2	8	7	1	1	3	2	22
T_k	83	94	78	71	66	58	450

Penentuan koefisien kontras :

1. Perlakuan – perlakuan yang tidak termasuk dalam kontras yang diuji mempunyai koefisien kontras = 0
2. TC_1 = total koefisien kontras dari perlakuan – perlakuan yng tercakup alam suatu kontras = 0.

Misalnya :

Uji 1 : kontrol (1 perlakuan) vs semua fungisida (7 perlakuan) agar TC_1 = 0, maka koefisien adalah -7 dan koefisien masing – asing fungisida = +1 x 7 macam fungisida = +7

Uji 2 : M (2 perlakuan) vs N (5 perlakuan), agar TC_1 = 0, maka koefisien M_1 = -5 dan M_2 = 5 dan masing – masing N = -2 x 5 macam N = -10

Nilai koefisien bagi pengujian kontras di atas selengkapnya dapat dilihat pada tabel berikut.

Tabel 2.

Fungisida (f)	(Tf)	Koefisien Kontras						
	(J)	1	2	3	4	5	6	7
Kontrol (K)	44	-7	0	0	0	0	0	0
+M1	119	1	5	-1	0	0	0	0
+M2	84	1	5	1	0	0	0	0
+Na1	51	1	-2	0	+3	1	0	0
+Na2	65	1	-2	0	+3	-1	0	0
+Nb_1	32	1	-2	0	-2	0	+2	0
+Nbm1	33	1	-2	0	-2	0	-1	+1
+Nbm2	22	1	-2	0	-2	0	-1	-1
	L	98	609	-35	174	-14	+9	+11
	K	56	70	2	30	2	6	2

dengan :

$L = TC_iJ_i$

$K = TC_i^2$

$JKL = L^2/r.k$

Analisis JK Utama:

$$FK = \frac{450^2}{6 \times 8} = 4218{,}75$$

$$JKT = (8^2 + \ldots + 2^2) - FK = 1515{,}25$$

$$JKF = \frac{(44^2 + \ldots + 22^2)}{6} - FK = 1210{,}58$$

$$JKK = \frac{(83^2 + \ldots + 58^2}{8} - FK = 102{,}20$$

JK galat = JK Total – JK fungisida – JK kelompok = 202, 47

Tabel 3.

SK	db	JK	KT	F hitung	F Tabel	
					5%	1%
Kelompok	5	102,50	20,50	3,56*	2,48	3,59
Fungisida	7	1210,58	172,94	29,92**	2.29	3,19
1	1	28,58	28,58	4,95*	4,12	7,41
2	1	833,05	883,05	152,80**	4,12	7,41
3	1	102,08	102,08	17,69**	4,12	7,41
4	1	168,20	168,20	29,20**	4,12	7,41
5	1	16,33	16,33	2,80	4,12	7,41
6	1	2,25	2,25	0,39	4,12	7,41
7	1	10,08	10,08	1,74	4,12	7,41
Galat	35	202,17	5,78			
Total	47	1515,25	-			

Keterangan : * = nyata, ** = sangat nyata, KK = 25,64 %

Hasil ansira F-Kontras ini selengkapya disajikan pada tabel 3. Dari hasil uji F-Kontras orthogonal berderajat bebas tunggal ini dapat disimpulkan bahwa :

1. Fungisida berpengaruh sangat nyata dalam mengendalikan serangan penyakit jamur Diplodia spp. terhadap daya kecambah benih jagung.
2. Pemberian fungisida berbeda nyata dengan kontrol dalam meningkatkan jumlah benih yang berkecambah.
3. Fungisida merkuri berbeda sangat nyata dengan non merkuri dalam meningkatkan jumlah benih yang bekecambah.

4. Fungisida merkuri 1 berbeda sangat nyata dengan merkuri 2 dalam meningkatkan daya kecambah.
5. Fungisida merkuri tipe a berbeda sangat nyata dengan non merkuri tipe b dalam meningkatkan daya kecambah benih jagung.
6. Tidak ada perbedaan yang sangat nyata antara merk – merk non merkuri tipe a, antara fungisida tipe b dan tipe b modifikasi, dan antara merk – merk fungisida tipe b modifikasi.

Atas dasar kesimpulan ini dapat direkomendasikan:

1. Peggunaan fungisida merkuri lebih baik daripada fungisida non merkuri dalam mengendalikan serangan penyakit jamur pada perkecambahan benih jagung.
2. Fungisida merkuri 1 tidak lebih baik daripada fungisida merkuri jenis 2.
3. Jika terpaksa menggunakan fungisida non merkuri, maka yang paling baik digunakan adalah fungisida non merkuri tipe a, dimana tipe a1 sama baiknya dengan tipe a2.
4. Fungisida non merkuri tipe b dan b modifikasi sebaiknya jangan digunakan dalam pengendalian serangan penyakit tersebut.

5.4.2 Metode Kontras Polinomial atau Metode Ortogonal Polinomial

Metode orthogonal kontras (MOP) atau uji beda kecenderungan dapat digunakan untuk menelusuri pola respon dari suatu faktor. Kontras Polinomial dapat dibagi menjadi 2, yaitu:

a. Untuk percobaan faktor tunggal
b. Untuk percobaan faktorial

Dimana pembahasannya sebagai berikut:

Uji beda kecenderungan atau metode kontras polinomial di awal telah dikatakan umunya hanya digunakan pada percobaan dengan faktor–faktor atau perlakuan yang bersifat kuantitas. Contoh dari percobaan dengan faktor kuantitatif seperti populasi tanaman, takaran pupuk atau konsentrasi pestisida. Pengujian menurut metode ini dimaksudkan untuk menentukan hubungan fungsional antara tanggapan (respons) dan perlakuan–perlakuan yang terlibat dalam kisaran taraf faktor penelitian yang dicoba.

Sebagai ilustrasi, dalam suatu percobaan pemupukan yang menerapkan takaran N sebagai perlakuan, yaitu: 0, 30, 60, 90, dan 120 kg N/ha. Jika penelitian tidak dimaksudkan untuk melihat bagaimana status beda antara perlakuan, tapi dimaksudkan untuk meperkirakan pengaruh takaran–takaran diantara takaran–takaran yang dicoba, maka perkiraan ini dapat dilakukan menurut MOP, atau metode kontras polinomial lewar pengujian fungsi respons nitrogen, yang biasanya disebut dengan Trend Comparison (perbandingan kecenderungan).

Hubungan fungsional antara peragam (variabel) bebas y dan peragam tak bebas x secara polinomial dinyatakan sebagai berikut:

$$Y = \alpha + \beta_1 x + \beta_2 x + \cdots + \beta_n x^n$$

dengan :

α = intersepsi

β_1= (i=1,2,3,...,n) = koefisien regresi parsial yang berasosiasi dengan derajat polinomial ke-i

y = respons

x = perlakuan

Prosedur:

1. Rancang suatu set (himpunan) kontras orogonal mutual berderaja bebas tunggal yangmana meliputi:
   a. Kontras pertama, berupa derajat polinomial pertama (linier)
   b. Kontras kedua, berupa derajat polinomial kedua (kuadratik)
   c. Selanjutnya tergantung kebutuhan, jumlah polinomial yang disusun tergantung pada jumlah pasangan pengamatan yang diuji (n) atau pada jumlah perlakuan yang diuji (t). Derajat polinomial tertinggi yang dapat disusun ini – n-1 atau t-1.
2. Hitung jumlah kuadrat (JK) yang diperlukan dan lakukan pengujian derajat nyata (signifikan) bagi masing – masing kontras.
3. Pilihlah derajat polinomial tertentu yang diperkirakan paling baik untuk menjelaskan hubungan antara perlakuan (x) dan respos (y) yang terjadi dalam percobaan. Misalnya jika hanya β_1 yang nyata, maka hubungan x

dan y adalah linier, jika β_1 dan β_2 yang nyata, maka hubungan x dan y tersebut adalah kuadratik, dan seterusnya.

Contoh kasus:

Dari suatu percobaan pengaruh populasi benih dan interval yang sama (T1=25; T2=50; T3=75;T4=100;T5=125; dan T6=150 kg/ha) terhadap produksi padi menurut RAK. Data yang diperoleh adalah sebagai berikut:

Prosedur MOP

1. Ambil koefisien kontras berderajat tunggal yang diperlukan
2. Hitung Jk masing – masing kontras berderajat tunggal atau bagi masing – masing polinomial sebagai berikut:

   JKL=$\frac{(TL)^2}{rT_{ci}{}^2}$, TL= CT$C_i T_{Pi}$

Sehingga untuk contoh ini diperoleh:

$JK_1 = JK$ Linier = $\frac{[(-5)(20{,}496)+\cdots+(+5)(18{,}813)]^2}{(4\ )(70)}$ = 0,760,035

Populasi Pupuk	C_1						$TC_1{}^2$
	T1	T2	T3	T4	T5	T6	
Linier	-5	-3	-1	+1	+3	+5	70
Kuadratik	+5	-1	-4	-4	-1	+5	84
Kubik	-5	+7	+4	-4	-7	+5	180
Kuartik	+1	-3	+2	+2	-3	+1	28
Kuintik	-1	+5	-10	+10	-5	+1	252
T_{Pi}	20,496	20,281	21,217	19,391	18,832	18,813	

JK_2 = JK Kuadratik = $\frac{[(+5)(20{,}496)+\cdots+(+5)(18{,}813)]^2}{(4)(84)}$ = 0,074,405

JK_3 = JK Kubuk = $\frac{[(+5)(20{,}496)+\cdots+(+5)(18{,}813)]^2}{(4)(180)}$ = 0,113,301

JK_4 = JK Kuartik = $\frac{[(+1)(20{,}496)+\cdots+(+1)(18{,}813)]^2}{(4)(28)}$ = 0,090,630

JK_5 = JK Kuintik = $\frac{[(-1)(20{,}496)+\cdots+(+1)(18{,}813)]^2}{(4)(252)}$ = 0,159,960

3. Uji F, oleh karena semua kontras berdrajat bebas tunggal maka F-hitung dihitung sebagai berikut:

   $F_L = \frac{\text{JKL}}{\text{KT Galat}}$

   $F_1 = \frac{JK_1}{\text{KT Galat}} = \frac{0{,}760{,}035}{0{,}110{,}558} = 6{,}87$

   $F_2 = \frac{JK_2}{\text{KT Galat}} = \frac{0{,}074{,}405}{0{,}110{,}558} = 0{,}67$

   Dengan cara yang sama diperoleh :

   F3= 1,02; F4 = 0,82; F5=1,45. Jika nilai – nilai F ini dibandingkan dengan F0,05 (1,15) = 4,54 dan F0,01 (1,15) = 8,86; maka hanya F1 yag lebih besar dari F0,05. Ini berarti bahwa hanya derajat polinomial pertama (linier) yang nyata, sehingga dapat disimpulkan bahwa produksi padi dan takaran benih berkaitan secara linier nyata.

4. Hitung JK sisa (residual) yang merangkum polinomial –polinomial yang minimal berderajat 2 tingkat diatas derajat polinomial yang nyata. Untuk contoh diatas Jk sisa terdiri dari :

   Jk sisa = $JK_3 + JK_4 + JK_5$ = 363,891

   Sehingga

   KT sisa = JK sisa / v sisa

   = 0,360,891 / 3 = 0,121,297

   Dan F sisa = KT sisa / KTG = 0,121,297/0,110,558=1,10

   Hasil ansira menurut uji MOP tertera pada tabel 2

   Dari hasil ansira ini terlihat bahwa meskipuk anova baku perlakuan berpengaruh tidak nyata, uji lanjutan menurut MOP menunjukkan adanyahubungan linier yang nyata antara populasi benih dan produksi kedelai.

   Untuk percobaan yang mempunyai ulangan yang tidak sama, prosedurnya dapat dilihat pada Gomes and Gomes (1980).

SK	db	JK	KT	F - hitung	F-tabel	
					5%	1%
Kelompok	3	1.944,120	648,120	5,86**	3,29	5,42
Pop. Benih	5	1.198,331	239,666	2,17	2,90	456
Linier	1	0,760,035	760,035	6,87*	4,54	8,46
Kuadratik	1	0,074,405	74,405	0,67	4,54	8,68
Sisa	3	0,363,891	121,297	1,10	3,29	5,42
Galat	15	1.658,376	110,558	-		
Total	23	4.801,068	-			

Keterangan : *= nyata, **= sangat nyata.

Selanjutnya untuk percobaan factorial, JK kombinasi faktorial terpilah menjadi JK faktor utama dan JK interaksi. Prosedur kontras polinomial untuk pendeteksian pengaruh–pengaruh utama sama seperti pada percobaan faktor tunggal (bagian a), oleh karena itu dalam bagian b ini hanya akan dijelaskan prosedur kontras polinomial untuk pendeteksian sifat pengaruh interaksi terhadap obyek penelitian.

Sebagai ilustrasi, berikut ini akan disajikan hasil percobaan pengaruh 3 takaran N dan 5 macam varietas terhadap produksi gabah padi menurut rancangan petak teratur (split plot design).

TK_1=84,700; TK_2=100,438;TK_3=100,519

Tahap pertama:

Hitung JK menurut RPA seperti biasanya

$$FK = \frac{285{,}675^2}{3\times3\times6} = 1511{,}11$$

JK Total = 167,006

$$JK\ Kelompok = \frac{84{,}700^2+\cdots+100{,}519^2}{3\times3\times6} - FK = 9{,}221$$

Macam Varietas	Takaran N			T_v
	N_0	N_1	N_1	
V_1	10,715	15,396	22,644	48,755
V_2	14,803	20,141	21,634	58,578
V_3	12,479	18,367	23,605	54,721
V_4	12,177	16,661	21,283	50,121
V_5	12,305	16,900	18,036	47,241
V_6	9,662	11,143	7,47	28,241
T_N	72,371	98,608	114,678	285,657

JK Varietas = $\frac{40{,}755^2+\cdots+28{,}241^2}{3\times3}$ - FK = 57,100

JK Petak Vertikal = 81,244

JK galat (a) = JKPV-JKK-JKV=14,932

JK Nitrogen = $\frac{72{,}731^2+\cdots+114{,}678^2}{3\times6}$ - FK = 50,676

JK Petak Horisontal = 62, 872

JK galat (b) = JKPH – JKK – JKN =2,975

JK kom. Perl = $\frac{10{,}715^2+\cdots+7{,}476^2}{3}$ - FK = 131, 654

JK Interaksi V x N = JKKP – JKV – JKN = 23, 878

JK galat (c) = JKT – JKPV – JKN – JKG a – JKI – JKGb = 8,233

<u>Tahap kedua</u> :

Tentukan koefisien polinomial bagi faktor primer, karena N sebagai faktor kuantitas maka N dianggap sebagai faktor perimer.

Jika kedua faktor penelitian adalah kuantitas, penentuan mana yang menjadi faktor primer tergantung pada peneliti atau kecenderungan faktor mana yang dianggap lebih penting atau semua faktor dapat dijadikan faktor primer secara bergantian. Untuk percobaan yang dirancang menurut rancangan petak terbagi (split plot design) faktor primer adalah faktor yang penting atau perlakuan anak petak.

Koefisien kontras polinomial untuk percobaan di atas seperti pada tabel berikut ini:

Takaran N	Linier (L)	Kuadratik (Q)
N_0	-1	+1
N_1	0	-2
N_2	+1	+1

<u>Tahap ketiga</u> :

Hitung JK fungsional N untuk mengetahui fungsi faktor primer tersebut.

JK fungsional = $\frac{(TC_i TN_i)^2}{(r)(a)(TC_i{}^2)}$

dengan:

a = jumlah perlakuan faktor kedua (varietas)

r = jumlah ulangan / lokal kontrol

i = 1,2,...

TN_i = total pengamatan pada perlakuan ke N ke i

Untuk percobaan diatas diperoleh :

JK – linier (JKNL) = $\frac{\{(-1)(TN_0)+...+(+1)(TN_2)\}^2}{(r)(a)(-1^2+...+I^2)}$

= $\frac{\{(-1)(72,371)+\cdots+(+1)(114,678)\}^2}{(3)(6)(2)}$

= 49,719

JKN – Kuadratik (JK_{NQ}) = $\frac{\{(-1)(TN_0)+\cdots+(+1)(TN_2)\}^2}{r(a)(1^2+(-2)^2+\cdots+I^2)}$

=JK_N - JK_{NL}

<u>Tahap keempat:</u>

Hitung JK fungsional pada setiap varietas (fungsi faktor primer pada setiap tingkat faktor kedua) untuk melihat sifat interaksi yang terjadi;

JKNi pada V_i = $\frac{(TC_i TN_i V_i)^2}{(r)(TC_i\quad)}$

Untuk percobaan diatas diperoleh :

(1) Pada varietas 1

$JKNLV_1$ = $\frac{\{(-1)(10,715)+\cdots+(+1)(22,644)\}^2}{(3)(2)}$ = 23,717

$JKNQV_1$= $\frac{\{(-1)(10,715)+\cdots+(+1)(22,644)\}^2}{(3)(6)}$ = 0,366

Dengan cara yang sama dapat dihitung JKNL dan JKNQ setiap varietas.

<u>Tahap kelima:</u>

Menghitung JK interaksi rincian sebagai berikut :

JKNL x V = T ($JKNL_i$) – JKNL

JKNQ x V = T ($JKNQ_i$) – JKNQ

= JK Interaksi – JKNL x V

Untuk contoh kasus diatas diperoleh :

JKNL x V = (23,717 + ...+ 0,767) – 49,719 = 21, 479

JKNQ x V = (0,366 +...+ 1,495) – 0, 957 = 2,399

<u>Tahap keenam :</u>

Uji F-kontras polinomial dalam tabel ansira

SK	db	JK	KT	F - hitung	F-tabel	
					5%	1%
Kelompok	2	9,221	4,610	3,089	4,10	7,56
Varietas	5	57,100	11,420	7,65**	3,33	5,64
Galat a	10	14,923	1,492	-		
Nitrogen	2	50,676	25,338	a		
-Linier (NL)	1	40,719	49,719	a		
-Kuadratik (NG)	1	0,957	0,957	a		
Galat b	4	2,975	0,743	-		
Interaksi (NXV)	10	23,878	2,388	5,80**	2,35	3,37
-NL pada V	5	21,479	4,296	10,44**	2,71	4,10
-NQ pada V	5	2,399	0,480	1,17	2,71	4,10
Galat c	53	8,233	0,412			
Total	53	167,006				

Keterangan : * =nyata ; **= sangat nyata; a tidak diuji karena db galat terlalu kecil

Hasil uji pengaruh interaksi menurut F-Kontras polinomial ini lebih menjelaskan sifat interaksi yang terjadi antara N dan V, yaitu interaksi yang terjadi terutama disebabkan oleh perbedaan respos linier yang sangat nyata dari tanaman terhadap takaran N pada berbagai varietas.

Perhatikan bahwa dalam contoh ini , Jk interaksi rincian menurut MOP dilakukan secara lengkap. Pada tahap ini peneliti harus bias memutuskan apakah rincian interaksi harus terus dilakukan atau tidak. Jika informasi yang dibutuhkan untuk mencapai tujuan penelitian tersebut dianggap cukup, perincian Jk interaksi ini tidak perlu dilakukan secara lengkap seperti contoh pada kasus–kasus tertentu, untuk mencapai tujuan penelitian tersebut, malah diperlukan analisis lanjutan *(additional, analysis*). Analisis lanjutan ini secara umum diperlukan jika salah satu atau kedua kasus ini terjadi:

1. Jika dalam percobaan tidak tersedia faktor primer atau himpunan khas dari faktor–faktor tertentu yang dapat dianggap sebagai faktor primer. Dalam contoh diatas, penggunaan varietas sebagai faktor primer dalam rincian JK interaksi sangat diragunakan

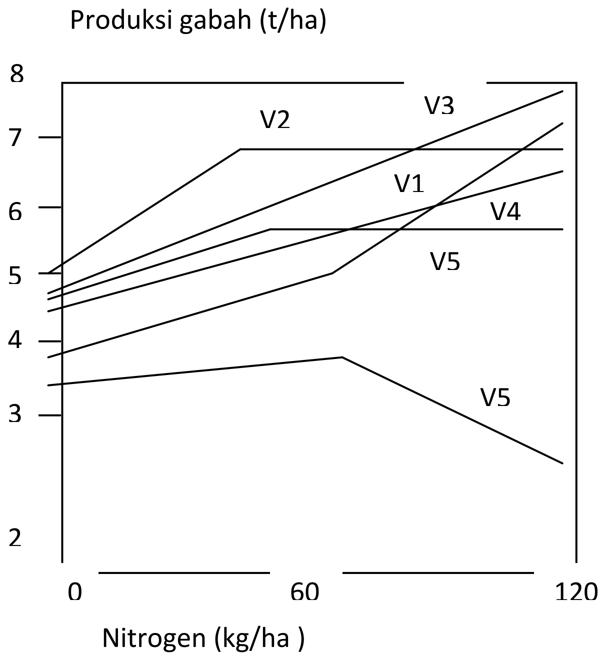
keberhasilannya dalam mencapai tujuan percobaan. Demikian juga jika varietas yang dipakai sebagai dasar dalam perincian JK nitrogen.

2. Jika dijumpai pernyataan / masalah khusus tambahan yang menuntut penelusuran lebih lanjut. Misalkan dalam percobaan diatas muncul pertanyaan varietas apakah yang lebih mendorong terjadinya perbedaan – perbedaan respon tanaman terhadap pemupukan N? Untuk menjawab pertanyaan ini, perlu dilakukan analisis lanjutan terhadap JKNL xV sebagai berikut:

<u>Tahap ketujuh:</u>

Lakukan observasi visual terhadap data yang mungkin menjawab pertanyaan tersebut. Untuk kasus di atas dengan mudah dapat dijumpai data yang dimaksud lewat penyajian data dalam gambar.

1. Respon negatif tanaman terhadap pemupukan N hanya terjadi ada varietas



Gambar menunjukkan respon tanaman padi terhadap pemupukan N

2. Diantara 5 varietas lainnya, varietas 2 dan 5 menunjukkan penurunan respon terhadap peningkatan takaran N dari 60 ke 120 kg N/ha,sedangkan varietas 1, 3, dan 4 tidak.
3. Respon varietas 2 dan 5 terhadap pemupukan N nisbi sama, demikian pula respon varietas 1, 3, dan 4.

Tahap kedelapan :

Atas dasar pola resmi ini dapat disusun perincian JKNL x V sebagai berikut:

No	Rincian	db	Pertanyaan yang akan dijawab
1	NL x (V6 vs lainnya)	1	Apakah respon linier V6 berbeda dari varietas lain?
2	NL x (V2, V5) vs (V1, V3, V4)	1	Apakah rerata respon linier V2 dan V5 berbeda dari V1, V3, dan V4?
3	NL x (V2 vs V5)	1	Apakah respon linier V2 berbeda dari V5?
4	NL x (V1 vs V3 vs V4)	2	Apakah perbedaan dalam respon linier V1, V3, dan V4?

Tahap kesembilan:

Hitung Jk bagi masing-masing rincian JKNL x V yang disusun pada tahap kedelapan. Menurut cara yangs ama seperti pada tahap keempat. Hasil perhitungan dan uji F adalah sebagai berikut:

SK	db	JK	KT	F - hitung	F-tabel	
					5%	1%
NL x V	5	21,497	4,296	10,44**	2,71	4,10
NL x (V6 vs lainnya)	1	16,918	16,918	41,10**	4,35	8,10
NL vs (V2, V5) vs (V1,V3,V4)	1	3,783	3,783	9,19**	4,35	8,10
NL x (V2 vs V5)	1	0,101	0,101	0,24	4,35	8,10
NL x (V1 vs V3) vs (V4)	2	0,677	0,338	0,82	3,49	5,85
Galat c	20	8,233	0,412			

Keterangan : ** = sangat nyata

Dari tabel di atas dapat disimpulkan bahwa:

1. Respon linier VV6 terhadap pemupukan N berbeda sangat nyata dengan linier varietas – varietas lainya yang berarti V6 kurang respon terhadap pemupukan N.
2. Respon linier V2 dan V5 terhadap pemupukan N berbeda sangat nyata dengan V1, V3, V4 yang berarti V2 dan V5 kurang respon terhadap pemupukan N pada takaran 120 kg N/ha (N2) sedangkan V1, V3, dan V4 masih respon.

3. Tidak ada perbedaan respon linier antara V2 dan V5 serta antara V1, V3, dan V4 terhadap pemupukan N.

   Dari hasil dapat direkomendasikan hal-hal berikut:

   1. Pemupukan N tidak perlu dilakukan terhadap V6.
   2. V2 dan V5 sebaiknya hanya dipupuk N sebanyak 60 kg/ha.
   3. V1, V3, V4 sebaiknya dipupuk minimal 120 kg/ha dan untuk melihat respon varietas ini terhadap takaran pupuk N lebih tinggi perlu dilakukan penelitian lebih lanjut.

Tabel Tukey / BNJ dengan derajat 5%											
p = perlakuan											
df	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1	17.97	26.98	32.82	37.08	40.41	43.12	45.4	47.36	49.07	50.59	51.96
2	6.09	8.33	9.8	10.88	11.73	12.43	13.03	13.54	13.99	14.4	14.76
3	4.5	5.91	6.83	7.5	8.04	8.48	8.85	9.18	9.46	9.72	9.95
4	3.93	5.04	5.76	6.29	6.71	7.05	7.35	7.6	7.83	8.03	8.21
5	3.64	4.6	5.22	5.67	6.03	6.33	6.58	6.8	7	7.17	7.32
6	3.46	4.34	4.9	5.31	5.63	5.9	6.12	6.32	6.49	6.65	6.79
7	3.34	4.17	4.68	5.06	5.36	5.61	5.82	6	6.16	6.3	6.43
8	3.26	4.04	4.53	4.89	5.17	5.4	5.6	5.77	5.92	6.05	6.18
9	3.2	3.95	4.42	4.76	5.02	5.24	5.43	5.6	5.74	5.87	5.98
10	3.15	3.88	4.33	4.65	4.91	5.12	5.3	5.46	5.6	5.72	5.83
11	3.11	3.82	4.26	4.57	4.82	5.03	5.2	5.35	5.49	5.61	5.71
12	3.08	3.77	4.2	4.51	4.75	4.95	5.12	5.27	5.4	5.51	5.62
13	3.06	3.73	4.15	4.45	4.69	4.88	5.05	5.19	5.32	5.43	5.53
14	3.03	3.7	4.11	4.41	4.64	4.83	4.99	5.13	5.25	5.36	5.46
15	3.01	3.67	4.08	4.37	4.6	4.78	4.94	5.08	5.2	5.31	5.4
16	3	3.65	4.05	4.33	4.56	4.74	4.9	5.03	5.15	5.26	5.35
17	2.98	3.63	4.02	4.3	4.52	4.71	4.86	4.99	5.11	5.21	5.31
18	2.97	3.61	4	4.28	4.49	4.67	4.82	4.96	5.07	5.17	5.27
19	2.96	3.59	3.98	4.25	4.47	4.65	4.79	4.92	5.04	5.14	5.23
20	2.95	3.58	3.96	4.23	4.45	4.62	4.77	4.9	5.01	5.11	5.2

24	2.92	3.53	3.9	4.17	4.37	4.54	4.68	4.81	4.92	5.01	5.1
30	2.89	3.49	3.85	4.1	4.3	4.46	4.6	4.72	4.82	4.92	5
40	2.86	3.44	3.79	4.04	4.23	4.39	4.52	4.63	4.74	4.82	4.9
60	2.83	3.4	3.74	3.98	4.16	4.31	4.44	4.55	4.65	4.73	4.81
120	2.8	3.36	3.69	3.92	4.1	4.24	4.36	4.47	4.56	4.64	4.71
1000	2.77	3.31	3.63	3.86	4.03	4.17	4.29	4.39	4.47	4.55	4.62

Tabel Tukey/ BNJ dengan Derajat 5%													
						p = perlakuan							
df	13	14	15	16	17	18	19	20	30	40	60	80	100
1	53.2	54.33	55.36	56.32	57.22	58.04	58.83	59.56	65.15	68.92	73.97	77.4	79.98
2	15.09	15.39	15.65	15.92	16.14	16.38	16.57	16.78	18.27	19.28	20.66	21.59	22.29
3	10.15	10.35	10.52	10.69	10.84	10.98	11.11	11.24	12.21	12.86	13.76	14.36	14.82
4	8.37	8.52	8.66	8.79	8.91	9.03	9.13	9.23	10	10.53	11.24	11.73	12.1
5	7.47	7.6	7.72	7.83	7.93	8.03	8.12	8.21	8.88	9.33	9.95	10.37	10.69
6	6.92	7.03	7.14	7.24	7.34	7.43	7.51	7.59	8.19	8.6	9.16	9.55	9.84
7	6.55	6.66	6.76	6.85	6.94	7.02	7.1	7.17	7.73	8.11	8.63	8.99	9.26
8	6.29	6.39	6.48	6.57	6.65	6.73	6.8	6.87	7.4	7.76	8.25	8.59	8.84
9	6.09	6.19	6.28	6.36	6.44	6.51	6.58	6.64	7.14	7.49	7.96	8.28	8.53
10	5.94	6.03	6.11	6.19	6.27	6.34	6.41	6.47	6.95	7.28	7.73	8.04	8.28
11	5.81	5.9	5.98	6.06	6.13	6.2	6.27	6.33	6.79	7.11	7.55	7.85	8.08
12	5.71	5.8	5.88	5.95	6.02	6.09	6.15	6.21	6.66	6.97	7.39	7.69	7.91
13	5.63	5.71	5.79	5.86	5.93	6	6.06	6.11	6.55	6.85	7.27	7.55	7.77
14	5.55	5.64	5.71	5.79	5.85	5.92	5.97	6.03	6.46	6.75	7.16	7.44	7.65
15	5.49	5.57	5.65	5.72	5.79	5.85	5.9	5.96	6.38	6.67	7.07	7.34	7.55
16	5.44	5.52	5.59	5.66	5.73	5.79	5.84	5.9	6.31	6.59	6.98	7.25	7.46
17	5.39	5.47	5.54	5.61	5.68	5.73	5.79	5.84	6.25	6.53	6.91	7.18	7.38
18	5.35	5.43	5.5	5.57	5.63	5.69	5.74	5.79	6.2	6.47	6.85	7.11	7.31

19	5.31	5.39	5.46	5.53	5.59	5.65	5.7	5.75	6.15	6.42	6.79	7.05	7.24
20	5.28	5.36	5.43	5.49	5.55	5.61	5.66	5.71	6.1	6.37	6.74	6.99	7.19
24	5.18	5.25	5.32	5.38	5.44	5.49	5.55	5.59	5.97	6.23	6.58	6.82	7.01
30	5.08	5.15	5.21	5.27	5.33	5.38	5.43	5.48	5.83	6.08	6.42	6.65	6.83
40	4.98	5.04	5.11	5.16	5.22	5.27	5.31	5.36	5.7	5.93	6.26	6.48	6.65
60	4.88	4.94	5	5.06	5.11	5.15	5.2	5.24	5.57	5.79	6.09	6.3	6.46
120	4.78	4.84	4.9	4.95	5	5.04	5.09	5.13	5.43	5.64	5.93	6.13	6.28
1000	4.69	4.74	4.8	4.85	4.89	4.93	4.97	5.01	5.3	5.5	5.76	5.95	6.09

BAB VI
PERCOBAAN FAKTORIAL

6.1 Percobaan Faktorial

Percobaan faktorial adalah suatu percobaan yang perlakuannya terdiri atas semua kemungkinan kombinasi taraf dari beberapa faktor. Dengan kata lain Percobaan faktorial dicirikan oleh perlakuan yang merupakan komposisi dari semua kemungkinan kombinasi dari taraf-taraf dua faktor atau lebih.

Istilah faktorial mengacu pada bagaimana perlakuan-perlakuan yang akan diteliti disusun, tetapi tidak menyatakan bagaimana perlakuan-perlakuan tersebut ditempatkan pada unit-unit percobaa. Ini menegaskan perbedaan antara rancangan perlakuan dan rancangan lingkungan.

Tujuan dari percobaan faktorial adalah untuk melihat interaksi antara faktor yang dicobakan. Adakalanya kedua faktor saling sinergi terhadap respon, namun adakalanya keberadaan salah satu faktor justru menghambat kinerja dari faktor lain. Adanya kedua mekanisme tersebut cenderung meningkatkan pengaruh interaksi antara kedua faktor.

Keuntungan percobaan faktorial adalah mampu mendeteksi respon dari taraf masing-masing faktor (pengaruh utama) serta interaksi antara dua faktor (pengaruh sederhana).

6.2 Percobaan Dua Faktor Rancangan Acak Lengkap (RAL)

Percobaan dua faktor dapat diterapkan secara langsung terhadap seluruh unit-unit percobaan jika unit percobaannya relatif homogen. Rancangan ini sering disebut rancangan dua faktor dalam RAL atau disingkat Faktorial RAL.

Percobaan dua faktor dalam rancangan acak lengkap digunakan apabila perlakuan yang dicoba merupakan kombinasi antar taraf-taraf beberapa faktor ($\geq$ 2 faktor), faktor-faktor yang dilibatkan bersifat saling bersilang, bukan tersarang dan kondisi lingkungan yang dihadapi homogen atau dapat juga dikatakan serba sama.

Misalkan penelitian dua varietas jagung (V1 dan V2) dan yang diberikan 3 dosis pupuk (D1,D2 dan D3). Dengan demikian banyaknya perlakuan yang dicobakan ada sebanyak 2x3=6 kombinasi perlakuan dan diulang sebanyak 3 kali, sehingga petak lahan yang digunakan sebanyak 6x3=18 unit percobaan.

Kombinasi perlakuan :

1. V1D1 4. V2D1
2. V1D2 5. V2 D2
3. V1D3 6. V2 D3

Langkah-langkah pengacakan :

1. Beri nomor setiap kombinasi perlakuan (1 – 6)
2. Beri nomor petak lahan (unit percobaan) yang digunakan (1 -18)
3. Pilih bilangan acak (3 digit) sebanyak 18 bilangan kemudian petakan nomor perlakuan (1-6) diulang 3 kali sampai ke 18 bilangan terpetakan. Peringkatlah bilangan-bilangan acak tersebut.
4. Petakanlah perlakuan-perlakuan pada bagan petak lahan sesuai dengan peringkat bilangan acak.

Contoh pemilihan bilangan acak :

Bilangan Acak	971	843	297	572	723	790
Perlakuan	1	2	3	4	5	6
Peringkat	18	14	5	9	12	13
Bilangan Acak	967	867	358	705	275	305
Perlakuan	1	2	3	4	5	6
Peringkat	17	15	8	11	4	7
Bilangan Acak	298	120	144	901	216	577
Perlakuan	1	2	3	4	5	6
Peringkat	6	1	2	16	3	10

Bagan Percobaan:

1. V1D2	4. V2D2	7. V2D3	10.V2D3	13.V2D3	16.V2D1
2. V1D3	5. V1D3	8. V1D3	11.V2D1	14.V1D2	17.V1D1
3. V2D2	6. V1D1	9. V2D1	12.V2D2	15.V1D2	18.V1D1

Tabulasi data dapat dibuat sebagai berikut:

Varietas Jagung	**Ulangan**	**Dosis Pupuk**			**Total (Yioo)**
		D1	**D2**	**D3**	
V1	**1**	Y111	Y121	y131	
	2	Y112	y122	y132	
	3	Y113	y123	y133	
	Total (y1jo)	Y11o	y12o	y13o	**Y1oo**
V2	**1**	Y211	y121	y231	
	2	Y212	y222	y232	
	3	Y213	y223	y233	
	Total (y2jo)	Y21o	y22o	y23o	**y2oo**

6.3 Model Linier Rancangan Dua Faktor RAL

Secara umum, model linier untuk percobaan faktorial yang terdiri dari 2 faktor (faktor A dan faktor B) dengan menggunakan rancangan dasar RAL adalah:

$$Y_{ger} = \mu + \alpha_g + \beta_e + (\alpha\beta)_{ge} + \varepsilon_{ger}$$

dengan,

Y_{ger} = pengamatan pada ulangan ke-r yang mendapat perlakuan faktor A taraf ke-g dan faktor B taraf ke-e

μ = rataan umum

α_g = pengaruh faktor A taraf ke-g

β_e = pengaruh faktor B taraf ke-e

$(\alpha\beta)_{ge}$ = pengaruh interaksi faktor A taraf ke-g dan faktor B taraf ke-e

ε_{ger} = komponen galat oleh faktor A taraf ke-g, faktor B taraf ke-e dan ulangan ke-r / pengaruh acak yang menyebar normal $(0, \sigma^2)$.

6.4 Asumsi-asumsi yang digunakan dalam Rancangan Dua Faktor RAL

Model linier untuk percobaan faktorial terdiri dari tiga model yaitu model tetap, model acak/ random dan model campuran. Tetapi dalam rancangan ini diambil model tetap, sehingga asumsi yang harus dipenuhi dalam model tetap adalah:

$$\sum_{g=1}^{a} \alpha_g = 0 \quad , \quad \sum_{g=1}^{a} (\alpha\beta)_{ge} = \sum_{e=1}^{b} (\alpha\beta)_{ge} = 0$$

$$\sum_{g=1}^{b} \beta_e = 0 \quad , \quad \varepsilon_{ger} \sim NID(0, \sigma^2)$$

Asumsi-asumsi yang harus dipenuhi untuk rancangan faktorial model tetap adalah galat dalam model tersebut adalah berdistribusi normal dan independen serta galat dalam percobaan mempunyai galat yang homogen.

Tabel Layout Data untuk Rancangan Faktorial RAL Dua Faktor

Faktor A	Faktor B	Ulangan			
		1	2	...	n
A_1	B_1	Y_{111}	Y_{112}	...	Y_{11n}
A_2	B_2	Y_{121}	Y_{122}	...	Y_{12n}
...	...	...	...	...	...
A_a	B_b	Y_{1b1}	Y_{1b2}	...	Y_{1bn}
...	...	...	...	...	...
A_1	B_1	Y_{a11}	Y_{a12}	...	Y_{a1n}
A_2	B_2	Y_{a21}	Y_{a22}	...	Y_{a2n}
...	...	...	...	...	...
A_a	B_b	Y_{ab1}	Y_{ab2}	...	Y_{abn}

Tabel Interaksi Faktor A dan Faktor B

Faktor A	Faktor B				Total ($Y_{g.}$)	Rataan ($Y_{g.}$)
	1	2	…	b		
1	$Y_{11.}$	$Y_{12.}$	...	$Y_{1b.}$	$Y_{1..}$	$Y_{1..}$
2	$Y_{21.}$	$Y_{22.}$	...	$Y_{2n.}$	$Y_{2..}$	$Y_{2..}$
…	…	…	…	…	…	…
a	$Y_{a1.}$	$Y_{a2.}$	...	$Y_{ab.}$	$Y_{a..}$	$Y_{a..}$
Total B ($Y_{.e.}$)	$Y_{.1.}$	$Y_{.2.}$	...	$Y_{.b.}$	$Y_{...}$	$Y_{...}$
Rataan ($Y_{.e.}$)	$Y_{.1.}$	$Y_{.2.}$	...	$Y_{.b.}$		

6.5 Hipotesis

Berdasarkan model tetap yang digunakan pada rancangan dua faktor rancangan acak lengkap, maka hipotesis yang diuji dalam rancangan tersebut adalah:

1) Pengaruh utama faktor A

$H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \cdots = \alpha_a = 0$ (tidak ada pengaruh faktor A terhadap respon yang diamati)

H_1: paling sedikit ada satu *g* dengan $\alpha_g \neq 0$ (ada pengaruh faktor A terhadap respon yang diamati).

2) Pengaruh utama faktor B

$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \cdots = \beta_b = 0$ (tidak ada pengaruh faktor B terhadap respon yang diamati)

H_1: paling sedikit ada satu *e* dengan $\beta_e \neq 0$ (ada pengaruh faktor B terhadap respon yang diamati).

3) Pengaruh sederhana (interaksi) faktor A dengan faktor B

$H_0: (\alpha\beta)_{11} = (\alpha\beta)_{12} = \cdots = (\alpha\beta)_{ab} = 0$ (tidak ada pengaruh interaksi faktor A dan faktor B terhadap respon yang diamati)

H_1: paling sedikit ada pasangan *(g,e)* dengan $(\alpha\beta)_{ge} \neq 0$ (ada pengaruh interaksi faktor A dan faktor B terhadap respon yang diamati).

6.6 Langkah-langkah Perhitungan

FK = Faktor Koreksi

$$FK = \frac{Y_{...}^{2}}{abr}$$

JKT = Jumlah Kuadrat Total

$$JKT = \sum_{i=1}^{a}\sum_{j=1}^{b}\sum_{k=1}^{r}\left(Y_{ijk} - \overline{Y}_{...}\right)^{2} = \sum\sum\sum Y_{ijk}^{2} - FK$$

JKA = Jumlah Kuadrat Faktor A

$$JKA = \sum_{i=1}^{a}\sum_{j=1}^{b}\sum_{k=1}^{r}\left(\overline{Y}_{i..} - \overline{Y}_{...}\right)^{2} = \sum \frac{Y_{i..}^{2}}{br} - FK$$

JKB = Jumlah Kuadrat Faktor B

$$JKB = \sum_{i=1}^{a}\sum_{j=1}^{b}\sum_{k=1}^{r}\left(\overline{Y}_{.j.} - \overline{Y}_{...}\right)^{2} = \sum \frac{Y_{.j.}^{2}}{ar} - FK$$

JKAB = Jumlah Kuadrat Interaksi Faktor A dan B

$$JKAB = \sum_{i=1}^{a}\sum_{j=1}^{b}\sum_{k=1}^{r}\left(\overline{Y}_{ij.} - \overline{Y}_{i..} - \overline{Y}_{.j.} + \overline{Y}_{...}\right)^{2} = \sum_{i=1}^{a}\sum_{j=1}^{b}\sum_{k=1}^{r}\left(\overline{Y}_{ij.} - \overline{Y}_{...}\right)^{2} - JKA - JKB$$

$$JKAB = JKP - JKA - JKB$$

dimana *JKP*= Jumlah Kuadrat Perlakuan

$$JKP = \sum\sum\sum\left(\overline{Y}_{ij.} - \overline{Y}_{...}\right)^{2} = \sum\sum \frac{Y_{ij.}^{2}}{r} - FK$$

JKG = Jumlah Kuadrat Galat

$$JKG = JKT - JKP$$

Tabel Analisis Ragam

Tabel Anova yang dapat disajikan dengan asumsi model tetap dimana faktor A dan faktor B adalah tetap, yaitu:

Sumber keragaman	Derajat bebas (Db)	Jumlah kuadrat (JK)	Kuadrat tengah (KT)	F-hitung
A	a-1	JKA	KTA	KTA/KTG
B	b-1	JKB	KTB	KTB/KTG
AB	(a-1)(b-1)	JKAB	KTAB	KTAB/KTG
Galat	ab(r-1)	JKG	KTG	
Total	abr-1	JKT		

Untuk model tetap pengujian pengaruh faktor A, faktor B maupun interaksinya diuji dengan sebaran F yaitu dengan menghitung rasio kuadrat tengah masing-masing sumber keragaman dengan kuadrat tengah galat (KTG). Secara matematik dapat dirumuskan sebagai berikut:

$$F_{hitung}(A) = \frac{KTA}{KTG} \sim F_{(db1=a-1;db2=ab(r-1))}$$

$$F_{hitung}(A) = \frac{KTB}{KTG} \sim F_{(db1=b-1;db2=ab(r-1))}$$

$$F_{hitung}(AB) = \frac{KT(AB)}{KTG} \sim F_{(db1=(a-1)(b-1);db2=ab(r-1))}$$

Dengan kriteria pengambilan keputusan yaitu tolak H_0 jika F-hitung lebih besar dari F-tabel pada taraf nyata α, dan berlaku sebaliknya.

Kaidah Keputusan

Adapun kaidah keputusan pengujian adalah sebagai berikut :

a. Jika F hitung lebih besar daripada F *tabel* pada taraf 1%, perbedaan diantara nilai tengah perlakuan (atau pengaruh perlakuan) dikatakan sangat nyata (F *hitung* ditandai dengan tanda **).
b. Jika F hitung lebih besar diri pada F *tabel* pada taraf 5 %, perbedaan diantara nilai tengah perlakuan (atau pengaruh perlakuan) dikatakan nyata (F *hitung* dapat ditandai dengan tanda *).
c. Jika F hitung lebih kecil diri pada F *tabel* pada taraf 5 %, perbedaan diantara nilai tengah perlakuan (atau pengaruh perlakuan) dikatakan nyata (F *hitung* dapat ditandai dengan tn).

6.7 Contoh Kasus

Telah dilakukan suatu penelitian tentang penambahan asam askorbat dalam pembuatan dangke. Penelitian dilakukan dengan menggunakan Rancangan Acak Lengkap (RAL) pola Faktorial: **Faktor A** adalah level penambahan asam askorbat (1%; 1,5%; dan 2%); dan **Faktor B** adalah lama waktu penyimpanan (4 hari; 5 hari; dan 6 hari).

Adapun hasil penelitian yang diperoleh disajikan pada Tabel berikut:

Faktor A	r	Faktor B			Total
		4 hari	5 hari	6 hari	
1%	1	5.20	6.30	6.68	18.18
	2	5.10	6.10	6.71	17.91
	3	5.30	6.80	6.73	18.83
	4	5.00	5.30	6.76	17.06
	5	5.20	6.30	6.78	18.28
Sub Total		25.80	30.80	33.66	90.26
1,5%	1	5.00	5.20	5.90	16.10
	2	5.10	6.20	6.00	17.30
	3	4.90	5.60	6.30	16.80
	4	4.86	6.50	5.77	17.13
	5	5.10	5.30	5.52	15.92
Sub Total		24.96	28.80	29.48	83.25
2%	1	4.72	5.10	5.10	14.92
	2	4.78	4.80	5.10	14.68
	3	4.77	4.87	5.20	14.84
	4	4.67	5.16	5.20	15.03
	5	4.70	5.00	4.80	14.50
Sub Total		23.64	24.93	25.40	73.97
		74.40	*84.53*	*88.54*	247.47

Penyelesaian:

1. Model Linier

Analisis variansi RAL Pola Faktorial (3 x 3) dilakukan berdasarkan persamaan dengan Model Linier sebagai berikut:

$Y_{ijk} = \mu + \alpha_i + \beta_j + (\alpha\beta)_{ij} + \varepsilon_{ijk}$

dengan,

i = 1, 2, dan 3

j = 1, 2, dan 3

k = 1, 2, 3, ..., 5

Keterangan:

Y_{ijk} = Nilai TBA dangke ke-k yang memperoleh kombinasi perlakuan penambahan asam askorbat ke-i dan lama peyimpanan ke-j;

μ = Rata-rata nilai TBA sesungguhnya;

α_i = Pengaruh perlakuan Level penambahan asam askorbat ke-i

β_j = Pengaruh lama penyimpanan ke-j

$(\alpha\beta)_{ij}$ = Pengaruh interaksi perlakuan ke-i dank e-j

ε_{ijk} = Pengaruh galat perlakuan ke-i dank e-j pada satuan percobaan ke-k

2. Hipotesis

1) Pengaruh utama faktor A

$H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \cdots = \alpha_a = 0$ (tidak ada pengaruh level penambahan asam askorbat terhadap pembuatan dangke)

H_1: paling sedikit ada satu *g* dengan $\alpha_g \neq 0$ (ada pengaruh level penambahan asam askorbat terhadap pembuatan dangke).

2) Pengaruh utama faktor B

$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \cdots = \beta_b = 0$ (tidak ada pengaruh lama waktu penyimpanan terhadap pembuatan dangke)

H_1: paling sedikit ada satu *e* dengan $\beta_e \neq 0$ (ada pengaruh lama waktu penyimpanan terhadap pembuatan dangke).

3) Pengaruh sederhana (interaksi) faktor A dengan faktor B

$H_0: (\alpha\beta)_{11} = (\alpha\beta)_{12} = \cdots = (\alpha\beta)_{ab} = 0$ (tidak ada pengaruh interaksi level penambahan asam askorbat dan lama waktu penyimpanan terhadap pembuatan dangke)

H_1: paling sedikit ada pasangan *(g,e)* dengan $(\alpha\beta)_{ge} \neq 0$ (ada pengaruh interaksi level penambahan asam askorbat dan lama waktu penyimpanan terhadap pembuatan dangke).

3. Perhitungan

a. Derajat Bebas (db)

dbt =(axbxr) – 1 = (3*3*5) – 1 = 45 – 1 = 44

dbp = (ab-1) = (3*3-1) = **8**

dba = a – 1 = 3 – 1 = 2

dbb = b – 1 = 3 – 1 = 2

dba*b = (a-1)(b-1) = (2-1)*(2-1) = 4

dbg = dbt – dbp = 44 – 8 = 36

b. Faktor Koreksi (FK)

$$FK = \frac{Y_{ijk}^2}{a*b*r}$$

$$= \frac{247,47^2}{3 \times 3 \times 5}$$

$$= \frac{61.241,48}{45}$$

$$= 1.360,92$$

c. Jumlah Kuadrat (JK)

Jumlah Kuadrat Total (JKT)

$$JKT = \sum(y_{ijk})^2 - FK$$

$$= (5,2^2 + 6,30^2 + 6,68^2 + ...+ 4,80^2) - 1360,92$$

$$= (27,04 + 39,69 + 44,63 + ... + 23,04) - 1360,92$$

$$= 1.382,11 - 1360,92$$

$$= 21,19$$

Jumlah Kuadrat Perlakuan (JKP)

$$JKP = \sum\sum \frac{Y_{ij.}^2}{r} - FK$$

$$= \frac{(25,80^2 + 30,80^2 + 33,66^2 + ... + 25,40^2)}{5} - 1360,92$$

$$= \frac{(665,64 + 948,64 + 1132,9956 + ... + 645,16)}{5} - 1360,92$$

$$= \frac{6.894,3021}{5} - 1360,92$$

$$= 1.378,86 - 1360,92 = 17,94$$

Jumlah Kuadrat Penambahan Asam Askorbat (JKA)

$$JKA = \sum \frac{Y_{i.}^2}{br} - FK$$

$$= \frac{(90,26^2 + 83,25^2 + 73,97^2)}{3x\ 5} - 1360,92$$

$$= \frac{(8146,43 + 6930,16 + 5470,82)}{15} - 1360,92$$

$$= \frac{20.548,991}{15} - 1360,92$$

$$= 1.369,93 - 1360,92 = 9,01$$

Jumlah Kuadrat Lama Penyimpanan (JKB)

$$JKB = \frac{\sum (\sum yj)^2}{ar} - FK$$

$$= \frac{(74,40^2 + 84,53^2 + 88,54^2)}{3 \times 5} - 1360,92$$

$$= \frac{(5534,86 + 7145,76 + 7839,49)}{15} - 1360,92$$

$$= \frac{20.520,0125}{15} - 1360,92$$

$$= 1.368,01 - 1360,92$$

$$= 7,09$$

Jumlah Kuadarat Interaksi (JKA*B)

JKA*B = JKP – JKA – JKB

= 17,94 – 9,01 – 7,09

= 1,84

Jumlah Kuadrat Galat (JKG)

JKG = JKT – JKP

= 21,19 – 17,94

= 3,25

d. Kuadrat Tengah (KT)

Kuadrat Tengah Perlakuan (KTP)

KTP = JKP/dbp

= 17,95/8

= 2,24

Kuadrat Tengah Level Asam Askorbat (KTA)

KTA = JKA/dba

= 9,01/2

= 4,505

Kuadrat Tengah Lama Penyimpanan (KTB)

KTB = JKB/dbb

= 7,09/2

= 3,545

Kuadrat Tengah Interaksi (KTA*B)

KTA*B = JKA*B / dba*b

= 1,84/4

= 0,46

Kuadrat Tengah Galat (KTG)

KTG = JKG/dbg

= 3,25 / 36

= 0,09

e. Frekuensi Hitung (Fhit)

F-hit P = KTP/KTG = 2,24 / 0,09 = 25,78

F-hit A = KTA/KTG = 4,505 / 0,09 = 51,17

F-hit B = KTB/KTG = 3,545 / 0,09 = 39,38

F-hit A*B = KTA*B/KTG = 0,46 / 0,09 = 5, 11

f. Tabel Sidik Ragam Pengaruh Penambahan Asam Askorbat dalam Pembuatan Dangke.

Sumber Keragaman	db	JK	KT	Fhit	F-Tabel	
					5%	1%
P	8	17,94	*2,24*	*24,88***	*2,21*	*3,04*
A	2	9,01	4,505	50,05**	3,26	5,25
B	2	7,09	3,545	39,38**	3,26	5,25
A*B	4	1,84	0,46	5,11**	2,63	3,89
G	36	3,25	0,09			
Total	44	21,19				

Keterangan: ** Signifikan pada taraf 1% (*P*<0,01)

4. Kaidah Keputusan dan Kesimpulan

- Pengaruh Utama Faktor Level Penambahan Asam Askorbat

  F hitung(50,05) > Tα,2,36(5,25) sehingga tolak H_0 pada taraf α (0,01) yang berarti bahwa faktor level penambahan Asam Askorbat berpengaruh sangat nyata terhadap pembuatan dangke.
- Pengaruh Utama Faktor Lama Penyimpanan

  F hitung(39,38) > Tα,2,36(5,25) sehingga tolak H_0 pada taraf α (0,01) yang berarti bahwa faktor lama penyimpanan berpengaruh sangat nyata terhadap pembuatan dangke.
- Pengaruh Sederhana (interaksi) Faktor Level Penambahan Asam Askorbat dengan Faktor Lama Penyimpanan.

  F hitung (5,11) > Tα,4,36(3,89) sehingga tolak H_0 pada taraf α (0,01). Sehingga kesimpulan yang diperoleh bahwa interaksi faktor level penambahan asam askorbat dengan faktor lama penyimpanan berpengaruh sangat nyata terhadap pembuatan dangke.

Penyelesaian dengan Program MINITAB:

Asam askorbat	Waktu penyimpanan	Dangke
1	1	5.2
1	1	5.1
1	1	5.3
1	1	5
1	1	5.2
1	2	6.3
1	2	6.1
1	2	6.8
1	2	5.3
1	2	6.3
1	3	6.68
1	3	6.71
1	3	6.73
1	3	6.76
1	3	6.78
2	1	5
2	1	5.1
2	1	4.9
2	1	4.86
2	1	5.1
2	2	5.2
2	2	6.2
2	2	5.6
2	2	6.5
2	2	5.3
2	3	5.9
2	3	6
2	3	6.3
2	3	5.77
2	3	5.52
3	1	4.72
3	1	4.78
3	1	4.77
3	1	4.67
3	1	4.7
3	2	5.1
3	2	4.8
3	2	4.87
3	2	5.16
3	2	5
3	3	5.1
3	3	5.1
3	3	5.2
3	3	5.2
3	3	4.8

Keterangan :

Asam askorbat 1% = 1

Asam askorbat 1,5% = 2

Asam askorbat 2% =3

4 hari = 1

5 hari = 2

6 hari = 3

Output:

Two-way ANOVA: Dangke versus Asam askorbat; Waktu penyimpanan

```
Source             DF       SS       MS      F      P
Asam askorbat       2   8,9027  4,45136  51,18  0,000
Waktu penyimpana    2   7,0889  3,54444  40,75  0,000
Interaction         4   1,9567  0,48919   5,62  0,001
Error              36   3,1310  0,08697
Total              44  21,1894

S = 0,2949   R-Sq = 85,15%   R-Sq(adj) = 81,85%
```

BAB VII
PERCOBAAN DUA FAKTOR DALAM RANCANGAN ACAK KELOMPOK LENGKAP (RAKL)

7.1 Percobaan Dua Faktor dalam RAKL

Misalkan kita ingin meneliti pengaruh dua faktor A dan B pada suatu respon. Istilah **faktor** dipakai dalam arti yang luas untuk menyatakan setiap hal yang mempengaruhi percobaan. **Taraf** suatu faktor didefinisikan sebagai nilai sesungguhnya yang digunakan dalam percobaan. Dalam setiap hal ini, tidak hanya menentukan apakah kedua faktor berpengaruh pada respon saja yang penting tapi juga menentukan apakah terdapat interaksi yang berarti antara dua faktor tadi. Percobaan faktorial dalam 2 faktor menyangkut beberapa usaha percobaan pada semua kombinasi faktor.

Contoh:

Dalam suatu percobaan biologi kita ingin meneliti pengaruh waktu dan suhu pengeringan pada sejumlah bahan padat (persen berat) yang tertinggal pada terok ragi, dengan 3 taraf dari masing- masing kedua faktor dengan 2 kali ulangan. Dapat dilihat faktornya adalah suhu dan waktu yang mungkin berubah dari suatu usaha ke usaha yang lain, sehingga terdapat 18 unit percobaan.

Keuntungan percobaan faktorial dari percobaan tunggal:

1. Percobaan faktorial lebih efektif dan efisien dalam waktu, bahan, alat, tenaga kerja, dan biaya dalam memcapai semua sasaran percobaan- percobaan faktor tunggal sekaligus.
2. Meningkatkan derajat ketelitian pengamatan terhadap pengarh- pengaruh faktor perlakuan dalam percobaan.
3. Dalam percobaan faktorial akan diketahui pengaruh bersama (interaksi) terhadap data hasil percobaan.

Target utama suatu percobaan faktorial adalah untuk mengetahui pengaruh interaksi, karena hasil pengamatan dan pengujian terhadap pengaruh interaksi ini akan menjadi dasar dalam membuat rekomendasi tentang apakah faktor-faktor utama harus diterapkan bersama agar produktifitas lebih baik atau tidak. Ada 4 rekomendasi yang dapat dibuat:

1. Jika faktor utama A dan B berpengaruh tidak nyata, tetapi interaksinya nyata, maka rekomentasi hasil percobaan adalah menyarankan agar kedua faktor utama A dan B harus diterapkan bersama- sama.
2. Jika faktor utama A dan B keduanya berpengaruh nyata, sedangkan interaksinya berpengarh tidak nyata maka rekomendasi hasil percobaan adalah menyarankan agar faktor A dan B diterapkan secara terpisah.
3. Jika faktor utama A nyata sedangkan pengaruh faktor B tidak nyata atau sebaliknya, dan interaksi tidak nyata maka rekomendasi hasil percobaan adalah menyarankan agar penerapan faktor A saja jika A yang nyata atau B saja jika B yang nyata.
4. Jika salah satu faktor (misalnya A) dan interaksinya (AB) berpengaruh nyata sedangkan faktor lain (B) tidak nyata maka rekomendasinya adalah menyarankan agar penerapan faktor A saja atau kombinasi A dengan B.

Menurut uraian di atas, terdapat 2 tipe interaksi:

1. Saling pengaruh-mempengaruhi antara pengaruh atau fungsi faktor A dan B terhadap suatu objek penelitian.
2. Pengaruh peningkatan suatu faktor terhadap pengaruh atau fungsi faktor lainnya, misalkan faktor A meningkatkan pengaruh faktor B atau sebaliknya.

Dalam Rancangan Acak Kelompok Lengkap tahap-tahap yang perlu diperhatikan:

Tahap 1: percobaan dibagi menjadi sebanyak k kelompok, kemudian masing-masing kelompok dibagi lagi menjadi sebanyak ab kombinasi perlakuan.

Tahap 2: Menyusun kombinasi-kombinasi perlakuan yang akan dicobakan

Kombinasi perlakuan = a faktor A x b faktor B

= a.b kombinasi perlakuan.

Unit percobaan = kombinasi perlakuan x r kelompok

Tahap 3: Semua kombinasi perlakuan diberi nomor 1 sampai ab

Tabel Percobaan 2 Faktor Dengan n Replikasi.

A	B				Jumlah	Rataan
	1	2	…	b		
1	y_{111}	y_{121}	…	y_{1b1}	$T_{1..}$	$\bar{y}_{1..}$
	y_{112}	y_{122}	…	y_{1b2}		
	⋮	⋮		⋮		
	y_{11n}	y_{12n}	…	y_{1bn}		
2	y_{211}	y_{221}	…	y_{2b1}	$T_{2..}$	$\bar{y}_{2..}$
	y_{212}	y_{222}	…	y_{2b2}		
	⋮	⋮		⋮		
	y_{21n}	y_{22n}	…	y_{2bn}		
⋮	⋮	⋮		⋮	⋮	⋮
a	y_{a11}	y_{a21}	…	y_{ab1}	$T_{a..}$	$\bar{y}_{a..}$
	y_{a12}	y_{a22}	…	y_{ab2}		
	⋮	⋮		⋮		
	y_{a1n}	y_{a2n}	…	y_{abn}		
Jumlah	$T_{.1.}$	$T_{.2.}$	…	$T_{.b.}$	$T_{...}$	
Rataan	$\bar{y}_{.1.}$	$\bar{y}_{.2.}$	…	$\bar{y}_{.b.}$		$\bar{y}_{...}$

Tahap 4: Lakukan pengacakan perlakuan sebanyak ab kali di setiap kelompok.

Model linier aditif dari rancangan ini adalah sebagai berikut:

$Y_{ijk} = \mu + \alpha_i + \beta_j + (\alpha\beta)_{ij}\ \rho\text{k} + \varepsilon_{ijk}$

Dimana: Y_{ijk} nilai pengamatan pada faktor A taraf ke-i faktor B tafar ke-j dan kelompok ke k, (μ, α_i, β_j) merupakan komponen aditif dari rataan, pengaruh utama faktorA dan pengaruh utama faktor B, $(\alpha\beta_{ij})$ merupakankomponen interaksi dari faktor A dan faktor B, ρ_k merupakan pengaruh aditif dari kelompok dan diasumsikan tidak berinteraksi dengan perlakuan (bersifat aditif) sedangkan ε_{ijk} merupakan pengaruh acak yang menyebar Normal$(0,\sigma_s^2)$.

Model hipotesis yang diuji dalam rancangan dua faktor dalam rancangan acak kelompok pada dasarnya sama seperti rancangan dua faktor dalam rancangan acak lengkap ditambah hipotesis tentang pengaruh lingkungan.

Pengaruh utama faktor A:

H_0: $\alpha_1 = \ldots = \alpha_n = 0$ (faktor A tidak berpengaruh terhadap respon yang diamati).

H_1: paling sedikit ada satu i dimana $\alpha_i \neq 0$

Pengaruh utama faktor B:

H_0: $\beta_1 = \ldots = \beta_n = 0$ (faktor B tidak berpengaruh terhadap respon yang diamati).

H_1: paling sedikit ada satu i dimana $\beta_i \neq 0$

Pengaruh sederhana (interaksi) faktor A dengan faktor B:

H_0: $(\alpha\beta)_{11} = (\alpha\beta)_{12} = \ldots = (\alpha\beta)_{ab} = 0$ (faktor A dengan faktor B tidak berpengaruh terhadap respon yang diamati).

H_1: paling sedikit ada sepasang (i,j) dimana $(\alpha\beta)_{ij} \neq 0$

Pengaruh Pengelompokan:

H_0: $\rho_1 = \ldots = \rho_r = 0$ (blok tidak berpengaruh terhadap respon yang diamati).

H_1: paling sedikit ada satu k dimana $\rho_k \neq 0$

Tabel Sidik Ragam:

Sumber Keragaman	Derajat Bebas (db)	Jumlah Kuadrat (JK)	Kuadrat Tengah (KT)	F-hit
A	a-1	JKA	KTA	KTA/KTG
B	b-1	JKB	KTB	KTB/KTG
AB	(a-1)(b-1)	JKAB	KTAB	KTAB/KTG
Blok	r-1	JKK	KTK	KTK/KTG
Galat	(ab-1)(r-1)	JKG	KTG	
Total	abr-1	JKT		

Rumus Perhitungan:

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

$$JKT = \sum_{i=1}^{a}\sum_{j=1}^{b}\sum_{k=1}^{r}(Y_{ijk} - \bar{Y}_{...})^2 - FK$$

$$JKA = \sum \frac{Y_{i..}^2}{br} - FK \qquad KTA = \frac{JKA}{db_A}$$

$$JKB = \sum \frac{Y_{.j.}^2}{ar} - FK \qquad KTB = \frac{JKB}{db_B}$$

$$JKP = \sum\sum \frac{Y_{ij.}^2}{r} - FK$$

$$JKAB = JKP - JKA - JKB \qquad KTAB = \frac{JKAB}{db_{AB}}$$

$$JKK = \sum \frac{Y_{..k}^2}{ab} - FK \qquad KTK = \frac{JKK}{db_K}$$

JKG = JKT – JKP – JKK $\qquad\qquad$ KTG = $\frac{JKG}{db_G}$

Uji F:

1. F_k vs F (db_k,db_G)
2. F_{KP} vs F (db_{KP}, db_G)

   F_A vs F(db_A, db_G)

   F_B vs F (db_B, db_G)

   F_{AB} vs F (db_{AB}, db_G)

Hasil Uji F:

1. Jika H_0 ditolak pada taraf uji 5% (F hit > $F_{0,05}$), faktor peragam X berpengaruh nyata terhadap Y.
2. Jika H_0 ditolak pada taraf uji 1% (F hit > $F_{0,01}$), faktor X berpengaruh sangat nyata terhadap Y.
3. Jika H_0 diterima pada taraf uji 5% (F hit > $F_{0.05}$), faktor X berpengaruh tidak nyata terhadap Y.

7.2 Contoh Kasus

Suatu percobaan dilakukan untuk mengetahui pengaruh pengolahan tanah dan pupuk organik dengan berbagai dosis (0, 10, 20, 30) gram dengan pengolahan tanah 1, 2, dan 3. Data dari percobaan ini dapat dilihat pada tabel percobaan pengaruh pengolahan tanah dan pupuk organik terhadap stabilitas agregat, di bawah ini:

Olah tanah (A)	Pupuk organik (B)	Kelompok (K)			Total
		1	2	3	
1	0	154	151	165	470
	10	166	166	160	492
	20	177	178	176	531
	30	193	189	200	582
2	0	143	147	139	429
	10	149	156	171	476
	20	160	164	136	460
	30	190	166	169	525
3	0	139	134	145	418
	10	162	147	166	475
	20	181	161	149	491
	30	161	172	182	515
Total		1975	1931	1958	5864

$$FK = \frac{Y..^2}{abr} = \frac{(5864)^2}{3 \times 4 \times 3} = 955180{,}44$$

$$JKT = \sum_{ijk} Y_{ijk}^2 - FK$$

$$= (154)^2 + (151)^2 + \cdots + (182)^2 - 955180{,}44$$

$$= 9821{,}56$$

$$JKA = \sum \frac{Y_{i..}^2}{br} - FK$$

$$= \frac{(2075)^2 + (1890)^2 + (1899)^2}{3 \times 4} - 955180{,}44$$

$$= 1813{,}39$$

$$JKB = \sum \frac{Y_{.j.}^2}{ar} - FK$$

$$= \frac{(1317)^2 + (1443)^2 + (1482)^2 + (1662)^2}{3 \times 3} - 955180{,}44$$

$$= 5258$$

$$JKK = \sum \frac{Y_{..k}^2}{ab} - FK$$

$$= \frac{(1975)^2 + (1931)^2 + (1958)^2}{3 \times 4} - 955180{,}44$$

$$= 82{,}06$$

$$JKAB = \frac{(470)^2 + (492)^2 + \cdots + (491)^2 + (515)^2}{3} - 955180{,}44 - 1813{,}39 - 5258$$

$$= 463{,}50$$

$$JKG = 9821{,}56 - 82{,}06 - 1813{,}39 - 5258 - 463{,}50$$

$$= 2204{,}61$$

Tabel ANOVA

Sumber keragaman	Derajat bebas	Jumlah kuadrat	Kuadrat tengah	F-hit	$F_{0,05}$
Kelompok	2	82,06	41,0277778	0,41	3,443
Perlakuan					
A	2	1813,39	906,6944444	9,05**	3,443
B	3	5258	1752,666667	17,49**	3,049
AB	6	463,50	77,25	0,77	2,549
Galat	22	2204,61	100,209596		
Total	35	9821,56			

Kesimpulan:

- Pengaruh interaksi: tidak signifikan. Karena F-hitung $(0{,}77) \leq 2{,}549$ maka kita gagal untuk menolak $H_0: \mu_1 = \mu_2 = \cdots$ pada taraf kepercayaan 95%. Hal ini berarti bahwa pada taraf kepercayaan 95%, tidak terdapat perbedaan pengaruh interaksi terhadap respon yang diamati.
- Pengaruh faktor A : signifikan. Karena F-hitung (9,05) > 3,443 maka kita menolak $H_0: \mu_1 = \mu_2 = \cdots$ pada taraf kepercayaan 95%. Hal ini berarti bahwa pada taraf kepercayaan 95%, ada satu atau lebih dari rata-rata perlakuan yang berbeda dengan yang lainnya, atau dengan kata lain dapat diambil keputusan tolak H_0, artinya terdapat perbedaan pengaruh faktor A terhadap respon yang diamati.
- Pengaruh faktor B : signifikan. Karena F-hitung (17,49) > 3,443 maka kita menolak $H_0: \mu_1 = \mu_2 = \cdots$ pada taraf kepercayaan 95%. Hal ini berarti bahwa pada taraf kepercayaan 95%, ada satu atau lebih dari rata-rata perlakuan yang berbeda dengan yang lainnya, atau dengan kata lain dapat diambil keputusan tolak H_0, artinya terdapat perbedaan pengaruh faktor B terhadap respon yang diamati.

Tabel Data untuk Perhitungan Menggunakan Minitab

Olah Tanah	Pupuk Organik	Stabilitas Agregat	Kelompok
1	1	154	1
1	2	166	1
1	3	177	1
1	4	193	1
1	1	151	2
1	2	166	2
1	3	178	2
1	4	189	2
1	1	165	3
1	2	160	3
1	3	176	3
1	4	200	3
2	1	143	1
2	2	149	1
2	3	160	1
2	4	190	1
2	1	147	2
2	2	156	2
2	3	164	2
2	4	166	2
2	1	139	3
2	2	171	3
2	3	136	3
2	4	169	3
3	1	139	1
3	2	162	1
3	3	181	1
3	4	161	1
3	1	134	2
3	2	147	2
3	3	161	2
3	4	172	2
3	1	145	3
3	2	166	3
3	3	149	3
3	4	182	3

Output dari Minitab

General Linear Model: stabilitas a versus olah tanah, pupuk organi, ...

```
Factor          Type   Levels  Values
olah tanah      fixed       3  1, 2, 3
pupuk organik   fixed       4  1, 2, 3, 4
kelompok        fixed       3  1, 2, 3


Analysis of Variance for stabilitas agregat, using Adjusted SS for Tests

Source                    DF  Seq SS  Adj SS  Adj MS      F      P
olah tanah                 2  1813.4  1813.4   906.7   9.05  0.001
pupuk organik              3  5258.0  5258.0  1752.7  17.49  0.000
kelompok                   2    82.1    82.1    41.0   0.41  0.669
olah tanah*pupuk organik   6   463.5   463.5    77.2   0.77  0.601
Error                     22  2204.6  2204.6   100.2
Total                     35  9821.6

S = 10.0105   R-Sq = 77.55%   R-Sq(adj) = 64.29%


Unusual Observations for stabilitas agregat

     stabilitas
Obs     agregat      Fit  SE Fit  Residual  St Resid
 23     136.000  153.611   6.243   -17.611     -2.25 R

R denotes an observation with a large standardized residual.
```

Kesimpulan dari hasil minitab:

- Pengaruh interaksi : tidak signifikan. Karena p-value > 0,05 (0.601 > 0,05) maka kita gagal untuk menolak $H_0: \mu_1 = \mu_2 = \cdots$ pada taraf kepercayaan 95%. Hal ini berarti bahwa pada taraf kepercayaan 95%, tidak terdapat perbedaan pengaruh interaksi terhadap respon yang diamati.
- Pengaruh faktor A : signifikan. Karena p-value < 0,05 (0,001 < 0,05) maka kita menolak $H_0: \mu_1 = \mu_2 = \cdots$ pada taraf kepercayaan 95%. Hal ini berarti bahwa pada taraf kepercayaan 95%, ada satu atau lebih dari rata-rata perlakuan yang berbeda dengan yang lainnya, atau dengan kata lain dapat diambil keputusan tolak H_0, artinya terdapat perbedaan pengaruh faktor A terhadap respon yang diamati.
- Pengaruh faktor B : signifikan. Karena p-value < 0,05 (0,000 < 0,05) maka kita menolak $H_0: \mu_1 = \mu_2 = \cdots$ pada taraf kepercayaan 95%. Hal ini berarti bahwa pada taraf kepercayaan 95%, ada satu atau lebih dari rata-rata perlakuan yang berbeda dengan yang lainnya, atau dengan kata lain dapat diambil keputusan tolak H_0, artinya terdapat perbedaan pengaruh faktor B terhadap respon yang diamati.

BAB VIII
PERCOBAAN DUA FAKTOR
DALAM RANCANGAN BUJUR SANGKAR LATIN

8.1 Pendahuluan

Dalam sebuah percobaan bila unit–unit percobaan relatif heterogen, maka dibutuhkan suatu rancangan percobaan yang dapat mengendalikan variasi yang terjadi pada percobaan tersebut. Untuk menghilangkan dua jenis variasi digunakan Rancangan Bujur Sangkar Latin (RBSL).

Rancangan Bujur Sangkar Latin (RBSL) merupakan suatu rancangan percobaan dengan dua arah pengelompokan, yaitu kolom/lajur dan baris. Berbeda dengan RAK yang pengelompokannya hanya dilakukan ke satu arah. RBSL pada umumnya digunakan bila dalam percobaan yang ingin dilakukan terjadi dua sumber ragam lain selain ragam yang diakibatkan oleh perlakuan. Rancangan ini banyak dilakukan pada bidang pertanian di lapangan atau laboratorium, industri, pendidikan, pemasaran, kedokteran dan sosiologi. Banyaknya perlakuan dan jumlah ulangan harus sama supaya setiap baris dan kolom mengandung semua perlakuan. Adapun syarat–syarat dalam menggunakan Rancangan Bujur Sangkar Latin (RBSL) satu faktor, sebagai berikut :

1. Terdapat satu peubah bebas yang disebut perlakuan pada setiap baris dan setiap lajur
2. Terdapat dua peubah sampingan yang disebut baris dan kolom
3. Banyaknya perlakuan yang dicobakan harus sama banyak dengan ulangannya (perlakuan=ulangan).
4. Syarat lain yang harus dipenuhi agar RSBL dapat digunakan yaitu percobaan yang dilakukan memiliki banyak perlakuan tidak kurang dari empat dan tidak lebih dari delapan sehingga rancangan ini sangat tidak efektif apabila percobaan tersebut melibatkan perlakuan dalam jumlah yang besar.

Keuntungan menggunakan Rancangan Bujur Sangkar Latin (RBSL) dibandingkan dengan rancangan lain adalah:

1. Mengurangi keragaman galat melalui penggunaan dua buah pengelompokan.
2. Pengaruh perlakuan dapat dilakukan untuk percobaan berskala kecil
3. Baris atau kolom dapat digunakan untuk meningkatkan cakupan dalam pengambilan kesimpulan.

Kerugian menggunakan Rancangan Bujur Sangkar Latin (RBSL) dibandingkan dengan rancangan lain adalah:

1. Banyaknya perlakuan, baris dan kolom harus sama, sehingga semakin banyak perlakuan maka satuan perceboaan yang dilakukan juga semakin banyak.
2. Apabila banyaknya kelompok bertambah besar galat percobaan per satuan percobaan juga cenerung meningkat.
3. Pengacakan yang diperlukan sedikit lebih rumit daripada pengacakan rancangan–rancangan sebelumnya.
4. Derajat bebas galatnya yang lebih kecil dibandingkan dengan rancangan lain yang berukuran sama, akan menurunkan tingkat ketelitian terutama apabila jumlah perlakuannya berjumlah kecil.
5. Apabila ada data yang hilang meskipun tidak terlalu banyak maka hasil analisisnya diragukan karena perlakuannya tidak seimbang.
6. Asumsi modelnya sangat meningkat, yaitu bahwa tidak ada interaksi antara sembarang dua atau semua kriteria yaitu baris, kolom dan perlakuan.

8.2 Pengacakan Perlakuan

Pengacakan terhadap perlakuan dibayangkan dilakukan pada sebuah bujur sangkar, dimana di dalam bujur sangkar tersebut di dalam satu baris dan satu kolom tidak ada perlakuan yang sama, baik kearah baris maupun kearah kolom. Salah satu cara untuk mendapatkan penempatan perlakuan yang tepat maka dapat diambil tiga langkah sebagai berikut :

1. Tempatkan perlakuan pada arah diagonal secara acak.
2. Acaklah penempatan baris dan

3. Acaklah penempatan lajur.

Sebagai contoh: suatu penelitian melibatkan 3 perlakuan. A,B, dan C dimana penempatan perlakuan diacak berdasarkan posisi baris dan lajur. Dengan demikian diperlukan tiga posisi baris dan tigaposisi lajur. Oleh karena itu posisi perlakuan pada posisi baris dan lajur, maka banyak unit percobaan yang diperlukan adalah 3x3 unit percobaan. Penempatan perlakuan harus memperhatikan kendala bahwa setiap perlakuan hanya muncul sekali pada arah baris dan hanya muncul sekali pada arah lajur. Pengacakannya dapat dilakukan sebagai berikut :

- Penempatan perlakuan searah diagonal

A	C	D	B
B	A	C	D
D	B	A	C
C	D	B	A

- Pengacakan penempatan baris

D	B	A	C
B	A	C	D
C	D	B	A
A	C	D	B

- Pengacakan penempatan lajur

B	C	D	A
A	D	B	C
D	A	C	B
C	B	A	D

Bagan Percobaan Terakhir

Maka bentuk tabulasi datanya dapat disajikan sebagai berikut:

Lajur/baris	L1	L2	L3	L4	Total baris $Y_{i.(.)}$
B1	$Y_{11(2)}$	$Y_{12(3)}$	$Y_{13(4)}$	$Y_{14(1)}$	$Y_{11(.)}$
B2	$Y_{21(1)}$	$Y_{22(4)}$	$Y_{23(2)}$	$Y_{24(3)}$	$Y_{11(.)}$
B3	$Y_{31(4)}$	$Y_{32(1)}$	$Y_{33(3)}$	$Y_{34(2)}$	$Y_{11(.)}$
B4	$Y_{41(3)}$	$Y_{42(2)}$	$Y_{43(1)}$	$Y_{44(4)}$	$Y_{11(.)}$
Total lajur $Y_{.j(.)}$	$Y_{.1(.)}$	$Y_{.2(.)}$	$Y_{.3(.)}$	$Y_{.4(.)}$	$Y_{..(.)}$

Model linear aditif secara umum dari rancangan bujur sangkar latin (RBSL) yaitu:

$Y_{ij(k)} = \mu + \alpha_i + \beta_i + \tau_{(k)} + \varepsilon_{ij(k)}$

Dimana :

i =1,2,...,r, j =1,2,...,r dan k =1,2,3,...r

$Y_{ij(k)}$ = pengamatan pada perlakuan ke-k dalam baris ke-i, dan lajur ke-j

μ = rataan umum

$\tau_{(k)}$ = pengaruh perlakuan ke-k dalam baris ke-i dan lajur ke-j

α_i = pengaruh baris ke-i

β_i = pengaruh lajur ke-j

$\varepsilon_{ij(k)}$ = pengaruh acak pada perlakuan ke-k dalam baris ke-i dan lajur ke-j

Asumsi untuk model tetap: $\sum_{\alpha i} = 0, \sum_{\beta i} = 0, \sum_{\tau(k)-} = 0$, dan $\varepsilon_{ij(k)} \overset{bsi}{} N(0,\sigma^2)$

Sedangkan untuk model acak adalah

$\alpha_i \overset{bsi}{} N(0,\sigma_\alpha^2), \beta_i \overset{bsi}{} N(0,\sigma_\beta^2), \tau_{(k)} \overset{bsi}{} N(0,\sigma_\tau^2), \varepsilon_{ij(k)} \overset{bsi}{} N(0,\sigma^2)$

8.3 Hipotesis-hipotesis

Hipotesis-hipotesis yang diuji dari rancangan ini yaitu pengaruh perlakuan, pengaruh baris, dan lajur. Bentuk hipotesisnya yakni sebagai berikut:

- Pengaruh perlakuan

  $H_0: \tau_1 = \tau_2 = \cdots = \tau_k = 0$ (perlakuan tidak berpengaruh terhadap respon yang diamati)

  H_1: paling sedikit ada satu k dimana $\tau_k \neq 0$
- Pengaruh baris

  $H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \cdots = \alpha_i = 0$ (baris tidak berpengaruh terhadap respon yang diamati)

  H_1: paling sedikit ada satu i dimana $\alpha_i \neq 0$
- Pengaruh lajur

  $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \cdots = \beta_j = 0$ (lajur tidak berpengaruh terhadap respon yang diamati)

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

8.4 Langkah-langkah perhitungan untuk membuat tabel ANOVA

Langkah-langkah perhitungan nya sebagai berikut:

FK= faktor koreksi

$$FK = \frac{Y_{..(.)}}{r^2}$$

JKT= jumlah kuadrat perlakuan

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

JKB = jumlah kuadrat baris

$$JKB = \sum_{i=1}^{r}\sum_{j=1}^{r}\sum_{k=1}^{r}\left(Y_{..(k)} - \bar{Y}_{..(.)}\right)^2 = \sum \frac{Y_{..(k)}^2}{r} - FK$$

JKL = jumlah kuadrat lajur

$$JKL = \sum_{i=1}^{r}\sum_{j=1}^{r}\sum_{k=1}^{r}\left(Y_{.j(.)} - \bar{Y}_{..(.)}\right)^2 = \sum \frac{Y_{i.(.)}^2}{r} - FK$$

JKG = jumlah kuadrat Galat

$$JKG = \sum_{i=1}^{r}\sum_{j=1}^{r}\sum_{k=1}^{r}\left(Y_{ij(k)} - \bar{Y}_{i.(.)} - \bar{Y}_{.j(.)} - \bar{Y}_{..(k)} - 2\bar{Y}_{..(.)}\right) = JKT - JKP - JKB - JKL$$

Maka tabel ANOVA dapat disajikan sebagai berikut:

Sumber keragaman	Derajat Bebas (db)	Jumlah Kuadrat (JK)	Kuadrat Tengah (KT)	F-hitung
Perlakuan	r-1	JKP	KTP=JKP/r-1	KTP/KTG
Baris	r-1	JKB	KTB=JKB/r-1	KTB/KTG
Lajur	r-1	JKL	KTL=JKL/r-1	KTL/KTG
Galat	(r-1)(r-2)	JKG	KTG=JKG/(r-1)(r-2)	
Total	$r^2 - 1$	JKT		

Pengujian hipotesis

- $F_{hitung} = \frac{KTP}{KTG}$ mengikuti sebaran F dengan derajat bebas pembilang sebesar r-1 dan derajat bebas penyebut sebesar (r-1)(r-2). Jika nilai F_{hitung} lebih besar dari $F_{\alpha,db1,db2}$ maka hipotesis nol ditolak dan sebaliknya bukti tidak cukup data untuk menolak hipotesis nol.
- $F_{hitung} = \frac{KTB}{KTG}$ mengikuti sebaran F dengan derajat bebas pembilang sebesar r-1 dan derajat bebas penyebut sebesar (r-1)(r-2). JikaF_{hitung} lebih besar dari $F_{\alpha,db1,db2}$ maka hipotesis nol ditolak dan sebaliknya bukti tidak cukup data untuk menolak hipotesis nol.
- $F_{hitung} = \frac{KTL}{KTG}$ mengikuti sebaran F dengan derjat bebas pembilang sebesar r-1 dan derajat bebas penyebut sebesar (r-1)(r-2). JikaF_{hitung} lebih besar dari $F_{\alpha,db1,db2}$ maka hipotesis nol ditolak dan sebaliknya bukti tidak cukup data untuk menolak hipotesis nol.

8.5 Percobaan Dua Faktor dalam Rancangan Bujur Sangkar Latin (*Two Factors Experiment in Latin Square Design*)

Percobaan dua faktor dengan menggunakan rancangan bujur sangkar latin sangat jarang digunakan mengingat besarnya unit percobaan yang harus digunkana jika kombinasi perlakuan yang digunakan cukup besar. Misal taraf faktor A yang digunakan 3 sedangkan faktor B 4 taraf kombinasi perlakuakn sebanyak 12, dengan demikian jika rancangan ini dilakukan dalam bujur sangkar latin maka banyaknya unit percobaan yang dilibatkan sebanyak 144 buah. Untuk menyediakan unit percobaan sebesar itu tentunya sangat tidak efisien jika dibandingkan dengan menggunakan RAL atau RAKL. Namun demikian penerapan RBSL untuk rancangan 2 faktor masih dapat diterapkan jika taraf faktor–faktor yang digunakan tidak terlalu besar misalnya faktorial 2 x 2. Faktorial 2 x 3 dan tentunya banyaknya kombinasi perlakuan masih kurang dari sepuluh. Patokan sepuluh perlakuan perlu diambil mengingat ulangan seouluh dalam RAL ataupun RAKL sudah termasuk sangat besar.

Model linier aditif dari rancangan ini adalah sebagai berikut :

$$Y_{(ij)ki} = \mu + \alpha_{(i)} + \beta_{(j)} + (\alpha\beta)_{(ij)} + \rho_k + \gamma_l + \varepsilon_{(ij)kl}$$

Dimana:

$Y_{(ij)ki}$: Nilai pengamatan pada faktor A taraf ke-i faktor B taraf ke-j dalam barik ke-k dan lajur ke-l.

μ : Merupakan komponan aditif dari rataan

$\alpha_{(i)}$: Pengaruh utama faktor A

$\beta_{(j)}$: Pengaruh utama faktor B

$(\alpha\beta)_{(ij)}$: Merupakan komponen utama dari interaksi faktor A dan faktor B.

(ρ_k, γ_l) : Merupakan pengaruh aditif dari baris dan lajur

$\varepsilon_{(ij)kl}$: Merupakan pengaruh acak.

Bentuk hipotesis yang diuji dalam rancangan dua faktor dalam rancangan bujur sangkar latin pada dasarnya sama seperti rancangan dua faktor dalam rancangan bujur sangkar latin ditambah hipotesis tentang pengaruh lingkungan. Sehingga hipotesisnya dapat disusun sebagai berikut:

- Pengaruh utama faktor A

  $H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \cdots = \alpha_i = 0$ (faktor A tidak berpengaruh terhadap respon yang diamati)

  H_1: paling sedikit ada satu j dimana $\alpha_i \neq 0$

- Pengaruh utama faktor B

  $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \cdots = \beta_j = 0$ (faktor B tidak berpengaruh terhadap respon yang diamati)

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

- Pengaruh sederhana (interaksi) faktor A dan faktor B

  $H_0: (\alpha\beta)_{11} = (\alpha\beta)_{12} = \cdots = (\alpha\beta)_{ij} = 0$ (interaksi antara faktor A dan faktor B tidak berpengaruh terhadap respon yang diamati)

  H_1: paling sedikit ada satu ij dimana $(\alpha\beta)_{ij} \neq 0$

- Pengaruh baris

  $H_0: \rho_1 = 2 = \cdots = \rho_k = 0$ (baris tidak berpengaruh terhadap respon yang diamati)

  H_1: paling sedikit ada satu k dimana $\rho_k \neq 0$

- Pengaruh lajur

  $H_0: \gamma_1 = \gamma_2 = \cdots = \gamma_l = 0$ (lajur tidak berpengaruh terhadap respon yang diamati)

  H_1: paling sedikit ada satu l dimana $\gamma_l \neq 0$

Struktur tabel sidik ragamnya dapat disajikan sebagai berikut:

Sumber keragaman	Derajat Bebas (db)	Jumlah Kuadrat (JK)	Kuadrat Tengah (KT)	F-hitung
A	a-1	JKA	KTA	KTA/KTG
B	b-1	JKB	KTB	KTB/KTG
AB	(a-1)(b-1)	JKAB	KTAB	KTAB/KTG
Baris	r-1	JKBaris	KTBaris	KTBaris/KTG
Lajur	r-1	JKLajur	KTLajur	KTLajur/KTG
Galat	(r-1)(r-2)	JKG	KTG	
Total	$r^2 - 1$	JKT		

Langkah perhitungannya pada dasarnya sama seperti rancangan bujur sangkar latin satu faktor, namun dalam rancangan bujur sangkar latin dua faktor perlu ditambah perhitungan untuk mencari pengaruh faktor A, pengaruh faktor B, interaksi antara faktor A dan faktor B. Untuk lebih memahami rancangan bujur sangkar latin dua faktor kita dapat melihat contoh dibawah ini:

Contoh Rancangan Bujur Sangkar Latin Dua Faktor

Seorang peneliti ingin mengetahui pengaruh pemberian pupuk Nitrogen (N) dengan dosis yang berbeda yaitu (100, 200) dengan varietas gandum yang berbeda yaitu (A, B). Penelitian ini dilakukan di daerah lereng pegunungan. Sumber keragaman unit percobaan secara garis besarnya dapat diklasifikasikan menjadi dua, yaitu kemiringan lahan dan arah mata angin. Respon yang diamati adalah hasil varietas gandum yang diukur dalam kilogram per petak.

Dari soal di atas maka unit percobannya adalah $2x2x4 = 16$ unit percobaan. Adapun pengacakan untuk rancangan bujur sangkar latin dua faktor, adalah sebagai berikut :

- Penempatan perlakuan secara diagonal

A_{100}	A_{200}	B_{100}	B_{200}
B_{200}	A_{100}	A_{200}	B_{100}
B_{200}	B_{200}	A_{100}	A_{200}
A_{200}	B_{200}	B_{200}	A_{100}

- Penempatan perlakuan secara baris

B_{200}	A_{200}	A_{100}	B_{100}
A_{200}	A_{100}	B_{100}	B_{200}
B_{100}	B_{200}	A_{200}	A_{100}
A_{100}	B_{100}	B_{200}	A_{200}

- Penempatan perlakuan secara lajur

A_{200}	B_{100}	B_{200}	A_{100}
A_{100}	B_{200}	A_{200}	B_{100}
B_{200}	A_{100}	B_{100}	A_{200}
B_{100}	A_{200}	A_{100}	B_{200}

Bentuk tabulasi datanya dapat disajikan sebagai berikut :

Baris / Lajur	L_1	L_2	L_3	L_4
B_1	A_{200}	B_{100}	B_{200}	A_{100}
B_2	A_{100}	B_{200}	A_{200}	B_{100}
B_3	B_{200}	A_{100}	B_{100}	A_{200}
B_4	B_{100}	A_{200}	A_{100}	B_{200}

Tabel setelah dilakukan pengacakan :

Baris / Lajur	L_1	L_2	L_3	L_4	Total
B_1	75	60	60	70	265
B_2	50	59	68	67	244
B_3	55	55	70	70	250
B_4	55	58	60	60	233
Total	235	232	258	267	992

Tabel berdasarkan varietas gandum dan dosis pupuk

Dosis	Varietas Gandum			Total
		A	B	
100	1	70	60	130
	2	50	67	117
	3	55	70	125
	4	60	55	115
	Total	235	252	487
200	1	75	60	135
	2	68	59	127
	3	70	55	125
	4	58	60	118
	Total	271	234	505
TOTAL		506	486	992

Bentuk hipotesis dari permasalahan diatas dapat ditulis sebagai berikut :

- Pengaruh utama varietas gandum

  $H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \cdots = \alpha_i = 0$ (faktor varietas gandum tidak berpengaruh terhadap respon yang diamati)

  H_1: paling sedikit ada satu i dimana $\alpha_i \neq 0$

- Pengaruh utama dosis pupuk

  $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \cdots = \beta_j = 0$ (faktor dosis pupuk tidak berpengaruh terhadap respon yang diamati)

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

- Pengaruh sederhana (interaksi) faktor varietas gandum dan dosis pupuk

  $H_0: (\alpha\beta)_{11} = (\alpha\beta)_{12} = \cdots = (\alpha\beta)_{ij} = 0$ (interaksi antara faktor varietas gandum dan faktor dosis pupuk tidak berpengaruh terhadap respon yang diamati)

  H_1: paling sedikit ada satu ij dimana $(\alpha\beta)_{ij} \neq 0$

- Pengaruh baris (kemiringan lahan)

  $H_0: \rho_1 = 2 = \cdots = \rho_k = 0$ (kemiringan lahan tidak berpengaruh terhadap respon yang diamati)

  H_1: paling sedikit ada satu k dimana $\rho_k \neq 0$

- Pengaruh lajur (arah mata angin)

  $H_0: \gamma_1 = \gamma_2 = \cdots = \gamma_l = 0$ (arah mata angin tidak berpengaruh terhadap respon yang diamati)

  H_1: paling sedikit ada satu l dimana $\gamma_l \neq 0$

Adapun perhitungan untuk memperoleh tabel Anova, sebagai berikut:

$$FK = \frac{992^2}{(2)(2)(4)} = \frac{984\ 064}{16}$$

$$= 61\ 504$$

$$JKT = (70^2 + 60^2 + 50^2 + \cdots + 60^2) - 61\ 504$$

$$= 754$$

$$JKV = \frac{(506^2 + 486^2)}{(2)(4)} - 61\ 504$$

$$= 61\ 529 - 61\ 504$$

$$= 25$$

$$JKD = \frac{(487^2 + 505^2)}{(2)(4)} - 61\ 504$$

$$= 61\ 524{,}25 - 61\ 504$$

$$= 20{,}25$$

$$JKP = \frac{(235^2 + 252^2 + 271^2 + 234^2)}{(4)} - 61\ 504$$

$$= 61\ 731{,}5 - 61\ 504$$

$$= 227{,}5$$

$$JKVD = JKP - JKV - JKD$$

$$= 227{,}5 - 25 - 20{,}25$$

$$= 182{,}25$$

$$JKL = \frac{(235^2 + 232^2 + 258^2 + 267^2)}{(4)} - 61\ 504$$

$$= 61\ 725{,}5 - 61\ 504$$

$$= 221{,}5$$

$$JKB = \frac{(265^2 + 244^2 + 250^2 + 233^2)}{(4)} - 61\ 504$$

$$= 61\ 637{,}5 - 61\ 504$$

$$= 133{,}5$$

$$JKG = JKT - JKP - JKL - JKB$$

$$= 754 - 227{,}5 - 221{,}5 - 133{,}5 = 171{,}5$$

Tabel Sidik Ragam

SK	Db	JK	KT	F-hitung	F-tabel
Varietas	1	25	25	0,875	5,99
Dosis	1	20,25	20,25	0,708	5,99
Varietas*Dosis	1	182,25	182,25	6,376	5,99
Lajur	3	221,5	73,833	2,583	4,76
Baris	3	133,5	44,5	1,556	4,76
Galat	6	171,5	28,583		
Total	15	754			

Keterangan :

F_{tabel} untuk varietas, dosis pupuk dan interaksi antara varietas, dosis diperoleh dengan melihat tabel F : $F_{0,05,1,6} = 5{,}99$

F_{tabel} untuk baris dan lajur diperoleh dengan melihat tabel F : $F_{0,05,3,6} = 4{,}76$

Kesimpulan:

Dari tabel anova di atas dapat diamati bahwa nilai F_{hitung} untuk interaksi varietas gandum dengan dosis pupuk lebih besar dari $F_{\alpha,db1,db2}$ maka hipotesis nol ditolak sehingga dapat disimpulkan bahwa interaksi antara varietas gandum dan dosis pupuk berpengaruh terhadap hasil gandum yang akan diperoleh. Untuk pengaruh kemiringan lahan dan arah mata angin diperoleh bahwa $F_{hit} < F_{tabel}, Terima\ H_o$ sehingga faktor kemiringan lahan (baris) dan arah mata angin (kolom) tidak berpengaruh secara signifikan terhadap hasil gandum yang akan diperoleh.

8.6 Percobaan RBSL Dua Faktor dengan Menggunakan Minitab

Hipotesis-hipotesis yang diuji dari rancangan ini, sebagai berikut:

- Pengaruh utama varietas gandum

  $H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \cdots = \alpha_i = 0$ (faktor varietas gandum tidak berpengaruh terhadap respon yang diamati)

  H_1: paling sedikit ada satu i dimana $\alpha_i \neq 0$

- Pengaruh utama dosis pupuk

  $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \cdots = \beta_j = 0$ (faktor dosis pupuk tidak berpengaruh terhadap respon yang diamati)

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

- Pengaruh sederhana (interaksi) faktor varietas gandum dan dosis pupuk

  $H_0: (\alpha\beta)_{11} = (\alpha\beta)_{12} = \cdots = (\alpha\beta)_{ij} = 0$ (interaksi antara faktor varietas gandum dan faktor dosis pupuk tidak berpengaruh terhadap respon yang diamati)

  H_1: paling sedikit ada satu ij dimana $(\alpha\beta)_{ij} \neq 0$

- Pengaruh baris (kemiringan lahan)

  $H_0: \rho_1 = 2 = \cdots = \rho_k = 0$ (kemiringan lahan tidak berpengaruh terhadap respon yang diamati)

  H_1: paling sedikit ada satu k dimana $\rho_k \neq 0$

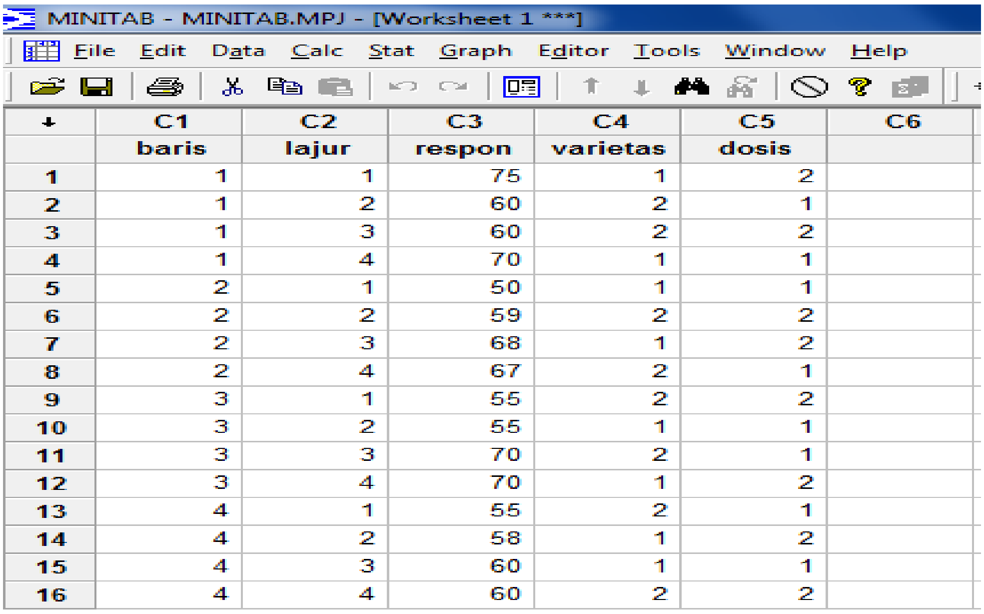
- Pengaruh lajur (arah mata angin)

  $H_0: \gamma_1 = \gamma_2 = \cdots = \gamma_l = 0$ (arah mata angin tidak berpengaruh terhadap respon yang diamati)

  H_1: paling sedikit ada satu l dimana $\gamma_l \neq 0$

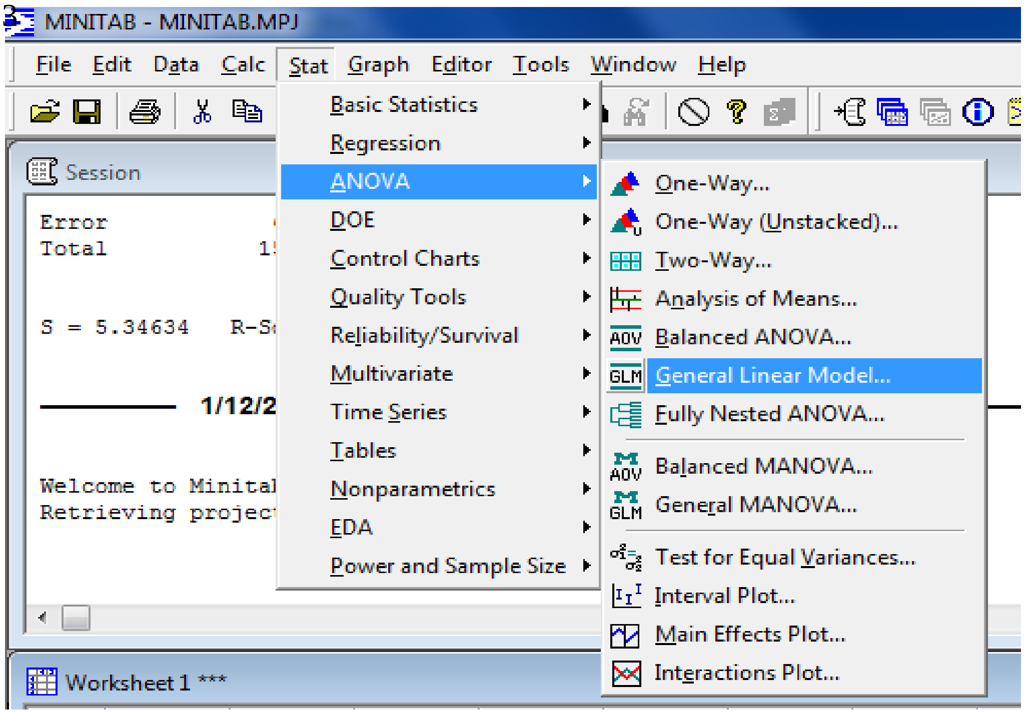
Langkah–langkah analisis dalam minitab, sebagai berikut:

1. Input data pada *worksheet*, seperti gambar di bawah ini :

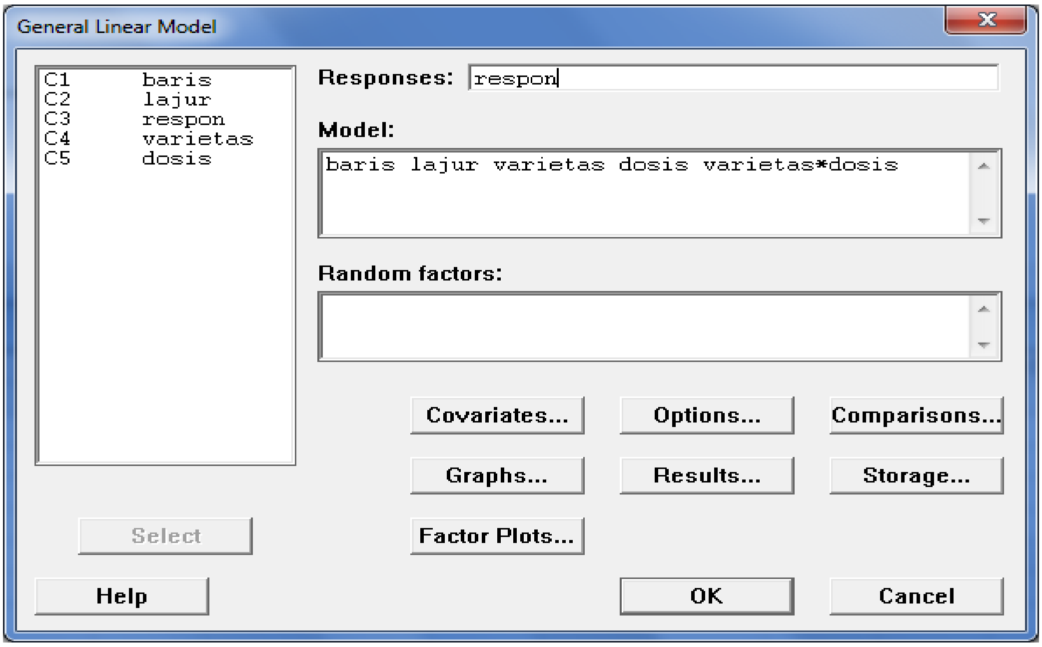


↓	C1 baris	C2 lajur	C3 respon	C4 varietas	C5 dosis	C6
1	1	1	75	1	2	
2	1	2	60	2	1	
3	1	3	60	2	2	
4	1	4	70	1	1	
5	2	1	50	1	1	
6	2	2	59	2	2	
7	2	3	68	1	2	
8	2	4	67	2	1	
9	3	1	55	2	2	
10	3	2	55	1	1	
11	3	3	70	2	1	
12	3	4	70	1	2	
13	4	1	55	2	1	
14	4	2	58	1	2	
15	4	3	60	1	1	
16	4	4	60	2	2	

2. Klik Stat –Anova – GLM (General Linear Model), seperti gambar dibawah ini:



3. Selanjutnya akan muncul kotak dialog seperti di bawah ini, lalu isi kotak responses dengan respon yang diamati dkemudian isi kotak dialog model



4. Klik OK

Adapun output dari percobaan diatas sebagai berikut:

General Linear Model: respon versus baris, lajur, varietas, dosis

Factor	Type	Levels	Values
baris	fixed	4	1, 2, 3, 4
lajur	fixed	4	1, 2, 3, 4
varietas	fixed	2	1, 2
dosis	fixed	2	1, 2

Analysis of Variance for respon, using Adjusted SS for Tests

Source	DF	Seq SS	Adj SS	Adj MS	F	P
baris	3	133.50	133.50	44.50	1.56	0.294
lajur	3	221.50	221.50	73.83	2.58	0.149
varietas	1	25.00	25.00	25.00	0.87	0.386
dosis	1	20.25	20.25	20.25	0.71	0.432
varietas*dosis	1	182.25	182.25	182.25	6.38	0.045
Error	6	171.50	171.50	28.58		
Total	15	754.00				

S = 5.34634   R-Sq = 77.25%   R-Sq(adj) = 43.14%

Kesimpulan :

Apabila diperhatikan output dari pengolahan data dengan menggunakan minitab maupun menghitung manual menghasilkan nilai yang sama. Namun dalam output tersebut yang akan kita bandingan adalah nilai $p - value$ dengan alpa (α), jika $p - value > \alpha$ maka akan terima H_0, namun jika $p - value < \alpha$ maka tolak H_0. Dari ouptut tersebut diperoleh bahwa nilai yang signifikan adalah interaksi antara varietas dan dosis, hal tersebut dapat dilihat dari nilai $p - value < \alpha$, $0{,}045 < 0{,}05$. Sehingga kesimpulan yang diperoleh akan sama yaitu interaksi antara varietas dengan dosis pupuk berpengaruh terhadap hasil padi, sedangkan untuk pengaruh faktor baris (kemiringan lahan dan arah mata angina) tidak berpengaruh secara signifikan terhadap produksi gandum.

BAB IX

RANCANGAN PETAK TERPISAH (*SPLIT PLOT DESIGN*)

9.1 Rancangan Petak Terpisah

Rancangan petak terpisah ialah bentuk khusus dari rancangan factorial, dimana kombinasi perlakuan diacak secara bertahap. Rancangan petak terpisah *(split plot design)* diterapkan karena berbagai alasan diantaranya adalah sebagai berikut :

1. Terdapat tingkatan kepentingan dari faktor-faktor yang dilibatkan dalan percobaan.
2. Pengembangan dari penelitian yang telah berjalan
3. Kendala pengacakan di lapangan, dimana salah satu faktor dicobakan tidak bisa atau tidak efisien jika dilakukan pengacakan secara sempurna karena level-level dari faktor tersebut membutuhkan unit yang lebih besar dibandingkan dengan level–level faktor lain.

Dalam rancangan petak terpisah akan ada istilah faktor petak utama (*main plot)* dan faktor anak petak (*sub plot)*. Faktor petak utama ialah faktor yang kurang penting atau faktor yang pengaruhnya dominan dan lebih sangat mudah diketahui/sangat jelas terlihat. Sedangkan faktor anak petak yaitu faktor yang agak penting atau faktor yang pengaruhnya mudah diketahui/jelas terlihat.

Adapun kelemahan dari rancangan petak terpisah, yaitu:

1. Pengaruh utama dari petak utama diduga dengan tingkat ketelitian yang lebih rendah dibandingkan pengaruh interaksi dan pengaruh utama dari anak petaknya.
2. Analisi lebih kompleks dibandingkan rancangan faktorial serta interpretasi hasilnya tidak mudah.

Rancangan petak terpisah ini dapat diaplikasikan pada berbagai rancangan lingkungan salah satunya ialah Rancangan Acak Lengkap (*Complete Random Design*).

Pada makalah ini akan dijelaskan secara mendetail mengenai Rancangan Petak Terpisah *(split plot design)* dalam rancangan lingkungan Rancangan Acak Lengkap (*Complete Random Design*). Konsep Teori *split plot design* dalam Rancangan Acak Lengkap *(Complete Random Design)*.

9.2 Pengacakan Unit Eksperimen

Misalkan pada percobaan dua faktor yaitu A yang level–levelnya yaitu A1, A2, A3 dan faktor B yang level-levelnya yaitu B1, B2, B3. Faktor A ditempatkan sebagai petak utama dan faktor B ditempatkan sebagai anak petak. Tiap perlakuan diulang sebanyak 3 kali.

Bila menggunakan Rancangan Acak Lengkap *(Complete Random Design)* itu berarti kondisi tiap unit eksperimen diasumsikan homogen. Pada tahap awal untuk split plot rancangan acak lengkap ini, unit-unit percobaan dikelompokan menjadi 9 kelompok (3 level faktor A dan 3 ulangan) dimana setiap kelompok terdiri dari 3 unit eksperimen. Level- level dari faktor A diacak kedalam 9 kelompok unit eksperimen tersebut. Kemudian level-level dari faktor B diacak pada setiap level faktor A.

Adapun bagan pengacakannya digambarkan sebagai berikut:

A1	A3	A2	A3	A1	A2	A2	A1	A3
B2	B1	B3	B1	B2	B3	B1	B1	B2
B1	B3	B2	B2	B3	B1	B3	B2	B1
B3	B2	B1	B3	B1	B2	B2	B3	B3

9.3 Model Linear dari Rancangan Petak Terpisah

Model linear dari rancangan petak terpisah *(split plot design)* secara umum dapat dituliskan sebagai berikut:

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

dimana :

Y_{ijk} : Nilai pengamatan faktor A level ke-i faktor B taraf ke-j dan ulangan ke-k

μ : Rataan umum respon

α_i : Pengaruh utama faktor A

β_j : Pengaruh utama faktor B

$(\alpha\beta)_{ij}$: Pengaruh interaksi faktor A dan B

δ_{ik} : Komponen acak dari petak utama yang menyebar normal

ε_{ijk} : Pengaruh acak dari anak petak yang menyebar normal

9.4 Hipotesis

Bentuk hipotesis yang diuji dari rancangan petak terpisah *(split plot design)* dalam rancangan acak lengkap yaitu:

- Pengaruh Petak Utama (faktor A):

  $H0: \alpha_1 = \cdots = \alpha_a = 0$ (faktor A tidak berpengaruh terhadap respon

  $H1:$ paling sedikit ada satu i dimana $\alpha_i \neq 0$

- Pengaruh Anak Petak (faktor B):

  $H0: \beta_1 = \cdots = \beta_b = 0$ (faktor B tidak berpengaruh terhadap respon

  $H1:$ paling sedikit ada satu j dimana $\beta_j \neq 0$

- Pengaruh interaksi faktor A dengan faktor B:

  $H0: \alpha\beta_{11} = \cdots = \alpha\beta_{ab} = 0$(Interaksi dari faktor A dengan faktor B tidak berpengaruhterhadap respon)

  $H1:$ paling sedikit ada sepasang (i, j) $dimana$ $(\alpha\beta)_{ij} \neq 0$

Hipotesis di atas digunakan hanya untuk model tetap sedangkan untuk model acak hipotesis yang diuji adalah keragaman pengaruh faktor A (σ_α^2) , keragaman faktor B (σ_β^2) keragaman pengaruh interaksi faktor A dengan faktor B$(\sigma_{\alpha\beta}^2)$. Sedangkan untuk model campuran disesuaikan dengan sifat dari masing-masing faktor misal faktor A acak dan Faktor B tetap atau sebaliknya.

9.5 Tabel Sidik Ragam / ANOVA

Sumber keragaman	Derajat bebas	Jumlah kuadrat	Kuadrat tengah
	(Db)	(JK)	(KT)
A	a-1	JKA	KTA
Galat (a)	a(r-1)	JKG_a	KTG_a
B	b-1	JKB	KTB
AB	(a-1)(b-1)	JKAB	KTAB
Galat (b)	a(b-1)(r-1)	JKG_b	KTG_b

9.6 Penghitungan Manual

Untuk rancangan acak lengkap, langkah-langkah perhitungannya adalah:

1. Data dari tabel pengamatan di atas, hitung :

   FK = Faktor Koreksi

   $$FK = \frac{Y\ldots^2}{a.b.r}$$

   JKT = Jumlah Kuadrat Total

   $$JKT = \sum_{i=1}^{a}\sum_{j=1}^{b}\sum_{k=1}^{c}(Y_{ijk} - \bar{Y}\ldots)^2 = \sum\sum\sum Y_{ijk}{}^2 - FK$$

2. Rekap data berdasarkan taraf faktor pada petak utama dengan ulangan kemudian dihitung:

   $JKST$ = Jumlah Kuadrat Sub Total

   $$JKT = \sum_{i=1}^{a}\sum_{j=1}^{b}\sum_{k=1}^{c}(Y_{i.k} - \bar{Y}\ldots)^2 = \frac{1}{b}\sum\sum\sum Y_{i.k}{}^2 - FK$$

   JKA = Jumlah Kuadrat Faktor A

   $$\text{JKA} = \sum\sum\sum(\bar{Y}i.. - \bar{Y}\ldots)^2 = \sum\frac{Yi..^2}{br} - FK$$

   $JKGa$ = Jumlah Kuadrat Galat Petak Utama

   $$JKGa = \text{JKST} - \text{JKA}$$

3. Rekap data berdasarkan struktur perlakuan (AxB), kemudian hitunglah:

   JKB= Jumlah Kuadrat Faktor B

   $$JKB = \sum_{i=1}^{a}\sum_{j=1}^{b}\sum_{k=1}^{c}(\bar{Y}_{.j.} - \bar{Y}\ldots)^2 = \sum\frac{Y.j.^2}{ar} - FK$$

   JKAB= Jumlah Kuadrat Interaksi Faktor A dan Faktor B

$$JKAB = \sum_{i=1}^{a}\sum_{j=1}^{b}\sum_{k=1}^{c}(\bar{Y}_{ij.} - \bar{Y}_{i..} - \bar{Y}_{.j.} + \bar{Y}\ldots)^2 = \sum_{i=1}^{a}\sum_{j=1}^{b}\sum_{k=1}^{c}(\bar{Y}_{ij.} - \bar{Y}\ldots)^2 - JKA - JKB$$

   $$JKAB = \text{JKP} - \text{JKA} - \text{JKB}$$

   JKGb = Jumlah Kuadrat Galat

   $$JKGb = \text{JKT} - \text{JKP} - \text{JKGa}$$

Contoh Kasus: Pengaruh Takaran Pupuk Kandang dan Hasil Benih Per Lubang Terhadap Pertumbuhan dan Hasil Tanaman

Dalam suatu percobaan tanaman, seorang petani menggunakan percobaan 2 faktor untuk melihat bagaimana kedua faktor tersebut mempunyai pengaruh terhadap pertumbuhan serta hasil tanaman, Untuk faktor pertama petani menggunakan (Takaran pupuk kandang: K1, K2, K3) diletakkan sebagai petak utama, sedangkan untuk faktor kedua (Jumlah benih per lubang: J1, J2, J3) dianggap sebagai anak petak. Setiap perlakuan diulang sebanyak 3 kali, dan unit-unit percobaan diasumsikan homogen.

Dengan data diperoleh sebagai berikut :

Takaran Pupuk Kandang	Jumlah Benih	Bobot Biji Per Tanaman (g)			Total
K1		I	II	III	
	J1	63,83	65,00	66,50	195,33
	J2	66,43	65,83	66,83	199,09
	J3	67,83	64,33	65,83	197,99
Sub total		**198,09**	**195,16**	**199,16**	**592,41**
K2	J1	65,33	65,83	65,00	196,16
	J2	68,00	68,67	69,20	205,87
	J3	66,67	66,33	67,75	200,75
Sub total		**200,00**	**200,83**	**201,95**	**602,78**
K3	J1	66,50	64,67	65,33	195,50
	J2	65,83	66,50	65,00	197,33
	J3	64,17	63,50	63,00	190,67
Sub total		**196,50**	**194,67**	**193,33**	**584,50**
Total Keseluruhan		594,59	590,66	594,44	1779,69

Penyelesaian Kasus:

1. **Penghitungan secara manual**

   Untuk penghitungan secara manual diperlukan dua tabel tambahan yaitu:

   Tabel I : Ulangan x Faktor Takaran Pupuk Kandang

Takaran Pupuk Kandang	Ulangan			Jumlah
	I	II	III	
K1	198,09	195,16	199,16	592,41
K2	200,00	200,83	201,95	602,78
K3	196,50	194,67	193,33	584,50
Jumlah	594,59	590,66	594,44	1779,69

$\underline{FK = Faktor\ Koreksi}$

$$FK = \frac{(1779{,}69)^2}{(3)(3)(3)} = 117307.3$$

$\underline{JKT = Jumlah\ Kuadrat\ Total}$

$$JKT = (63{,}83^2 + 66{,}43^2 + \cdots + 63{,}00^2) - FK$$

$$= (63{,}83^2 + 66{,}43^2 + \cdots + 63{,}00^2) - 117307.3$$

$$= 61{,}64327$$

$\underline{JKA = Jumlah\ Kuadrat\ Faktor\ A\ (Pupuk\ Kandang)}$

$$JKA = \frac{592{,}41^2 + 602{,}78^2 + 584{,}50^2}{(3)(3)} - FK$$

$$= \frac{591{,}41^2 + 602{,}78^2 + 583{,}50^2}{(3)(3)} - 117307.3$$

$$= 18.67642$$

$\underline{JKST = Jumlah\ Kuadrat\ Sub\ \ Total}$

$$JKST = \left(\frac{198{,}09^2 + 195{,}16^2 + \cdots + 193{,}33^2}{3}\right) - FK$$

$$= \left(\frac{198{,}09^2 + 195{,}16^2 + \cdots + 193{,}33^2}{3}\right) - 117307.3$$

$$= 23{,}8618667$$

$JKG_a = Jumlah\ Kuadrat\ Galat\ Petak\ Utama\ (Pupuk\ Kandang)$

$$JKG_a = JKST - JKA$$

$$= 23{,}8618667 - 18.67642$$

$$= 5{,}185444$$

Tabel II : Faktor Takaran Pupuk Kandang x Benih

Perlakuan	Takaran Pupuk Kandang			Jumlah
Benih	K1	K2	K3	
J1	195,33	196,16	196,50	587,99
J2	199,09	205,87	197,33	602,29
J3	197,99	200,75	190.67	589,41
Jumlah	592,41	602,78	584,50	1779,69

$\underline{JKB = Jumlah\ Kuadrat\ Faktor\ B\ (\ Benih)}$

$$JKB = \left(\frac{587{,}99^2 + 602{,}29^2 + 589{,}41^2}{(3)(3)}\right) - FK$$

$$= \left(\frac{587{,}99^2 + 602{,}29^2 + 589{,}41^2}{(3)(3)}\right) - 117307.3$$

$$= 13{,}79262$$

$\underline{JKAB = Jumlah\ Kuadrat\ Interaksi\ Faktor\ A\ dan\ B\ (\ Pupuk\ kandang\ dan\ Jumlah\ Benih)}$

$$JKAB = JKP - JKA - JKB$$

$$= \left\{\left(\frac{195{,}33^2 + 199{,}09^2 + \cdots + 190{,}67^2}{3}\right) - FK\right\} - JKA - JKB$$

$$= \left\{\left(\frac{195{,}33^2 + 199{,}09^2 + \cdots + 190{,}67^2}{3}\right) - 117307.3\right\} - 18.67642 - 13{,}79262$$

$$= 13.20996$$

$\underline{JKG_b = Jumlah\ Kuadrat\ Galat\ anak\ petak\ (Benih)}$

$$JKG_b = JKT - JKP - JKG_a$$

$$= 61{,}64327 - 45{,}679 - 5{,}185444$$

$$= 10{,}77883$$

Tabel Analisi Variansnya adalah sebagai berikut:

Sumber Keragaman	db	JK (Jumlah Kuadrat)	KT (Kuadrat Tengah)	F
Pupuk Kandang (Faktor A)	2	18.67642	9,338	KTA/KTGa=10.80
Galat a	6	5,185444	0,864	
Jumlah Benih (Faktor B)	2	13,79262	6,89631	KTB/KTGb=7,67
Galat b	12	10,77883	0,898	
Interaksi (AB)	4	13.20996	3,302	KTAB/KTGb=3,677
Total	26	61,64327		

Dari hasil tersebut akan dilakukan pengujian hipotesis yaitu:

a. Pengaruh Petak Utama

H0: $\alpha_1 = \cdots = \alpha_a = 0$ (faktor A tidak berpengaruh terhadap respon

H1: paling sedikit ada satu i dimana $\alpha_i \neq 0$

Dari hasil penghitungan diperoleh

F hitung = 10,80

F tabel = F(0,05;dbA;db g a)= (0,05;2;6)= 5,143

Keputusan tolak H0 karena F hitung> F Tabel.

Kesimpulan: pada tingkat kepercayaaan 95% faktor A yaitu takaran pupuk kandang berpengaruh signifikan terhadap pertumbuhan dan hasil tanaman.

b. Pengaruh Anak Petak

H0: $\beta_1 = \cdots = \beta_a = 0$(faktor B tidak berpengaruh terhadap respon yang diamati

H1: paling sedikit ada satu j dimana $\beta_j \neq 0$

Dari hasil perhitungan diperoleh

F hitung = 7,67

F tabel = F(0,05;db B; db g b)= (0,05; 2; 12)=3,885

Keputusan: Tolak H0 karena F hitung> F tabel

Kesimpulan: Pada tingkat kepercayaan 95% faktor B yaitu benih berpengaruh terhadap pertumbuhan dan hasil tanaman.

c. Pengaruh Interaksi

H0: $\alpha\beta_{11} = \cdots = \alpha\beta_{ab} = 0$(Interaksi takan pupuk kandang dan benih tidak berpengaruh terhadap respon yang diamati

H1: paling sedikit ada sepasang (i, j) $dimana$ $(\alpha\beta)_{ij} \neq 0$

Dari hasil pengamatan diperoleh

F hitung = 3,677

F tabel = F(0,05;db AB; dbg b) = (0,05;4;12) = 3,259

Keputusan: tolak H0 karena F hitung> F tabel

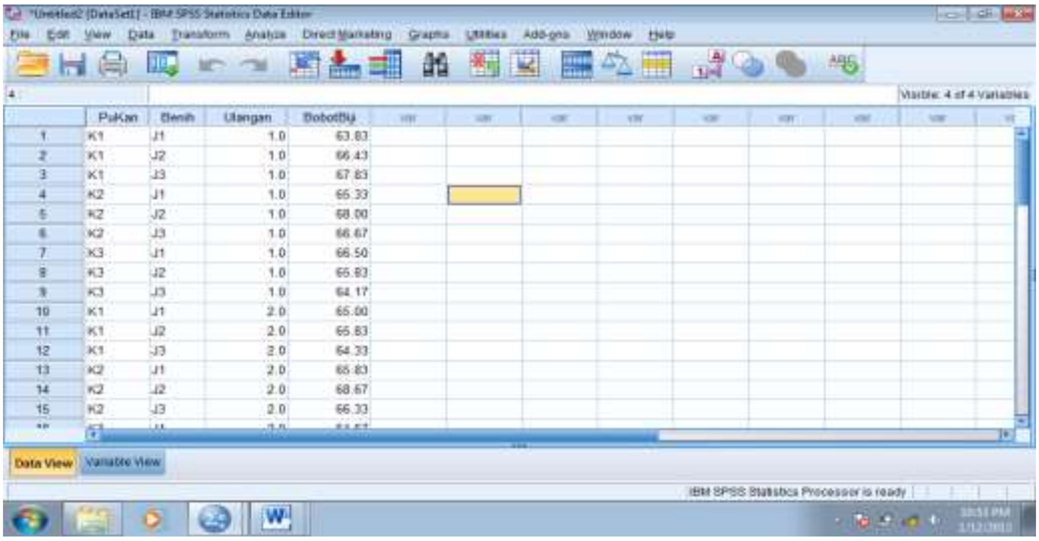
Kesimpulan: pada tingkat kepercayaan 95% interaksi antara faktor A yaitu takaran pupuk kandang dengan faktor B yaitu benih berpengaruh signifikan dengan pertumbuhan dan hasil tanaman

9.7 Penghitungan Menggunakan Software SPSS

Pada makalah ini digunakan software SPSS yang mana langkah dari split plot RAL adalah sebagai berikut:

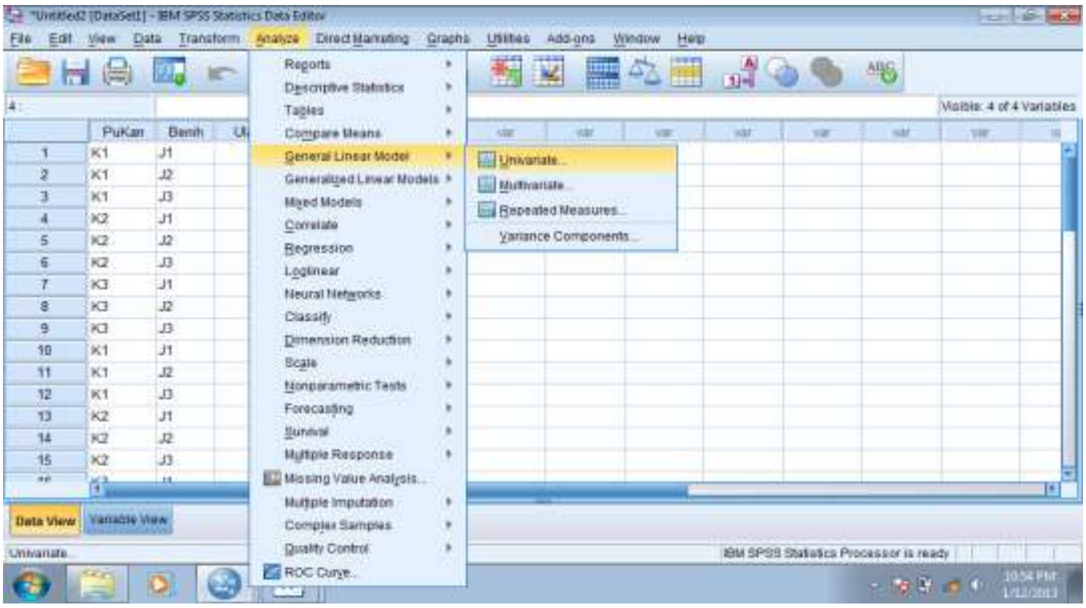
a. Input Data

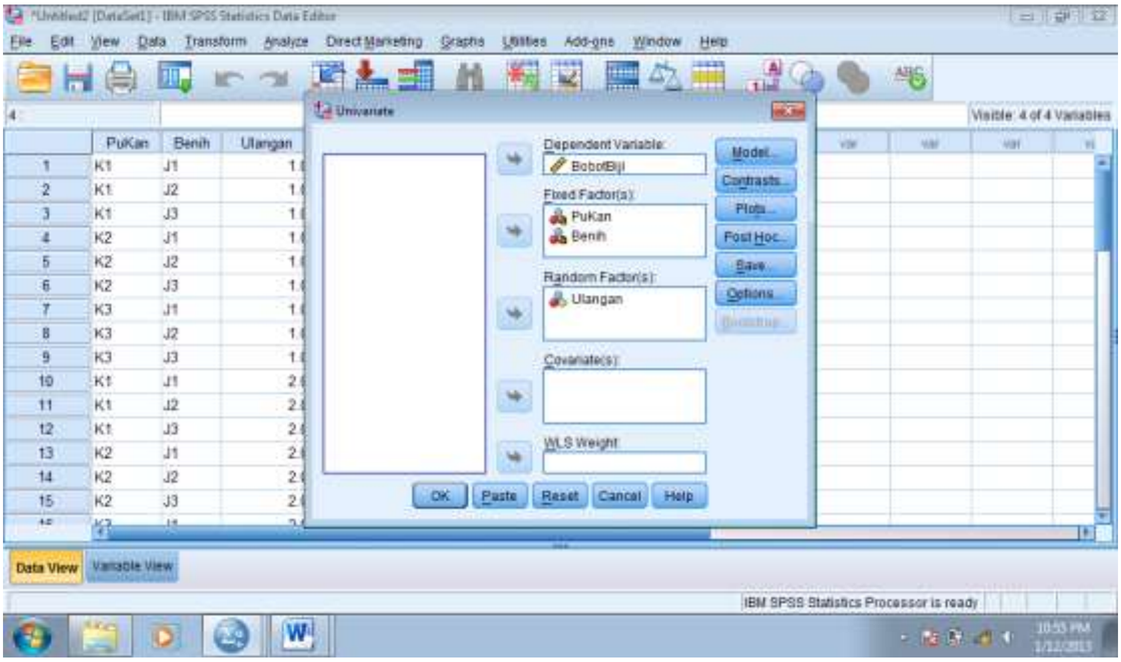
Ketika menginput data dalam SPSS untuk Pupuk Kandang, Benih dan Ulangan merupakan faktor independent, sedangkan bobot biji merupakan respon dependent. Input data dalam SPSS dan Minitab hampir sama, data lengkap dapat dilihat pada gambar dibawah ini:

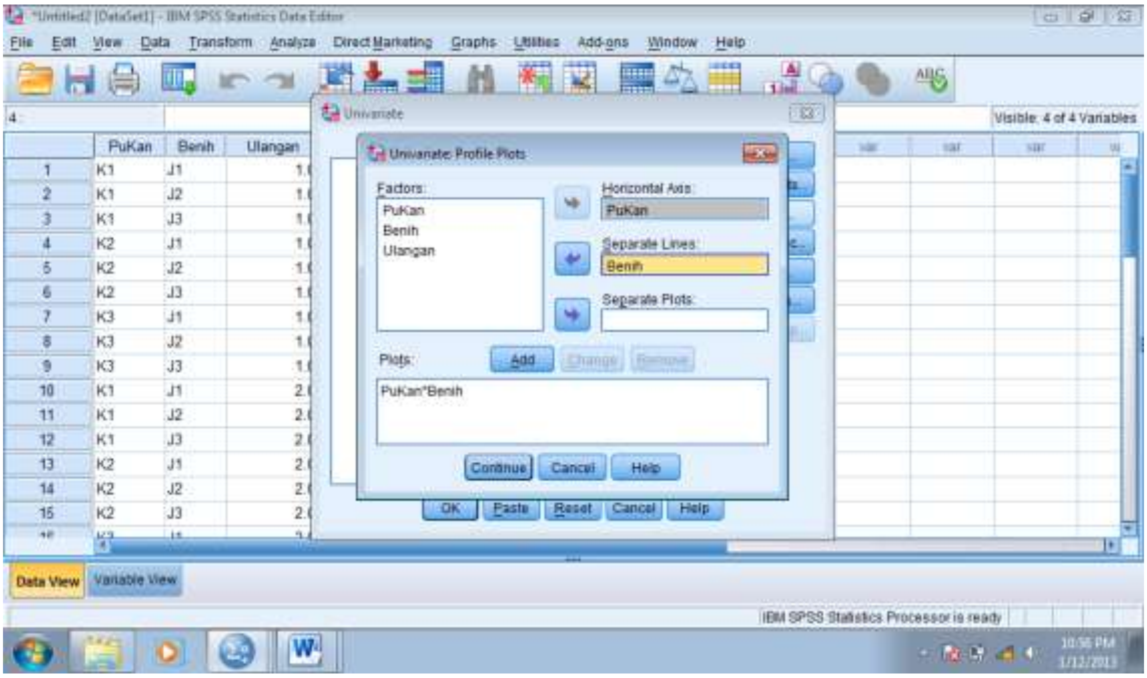


a. Mencari Model

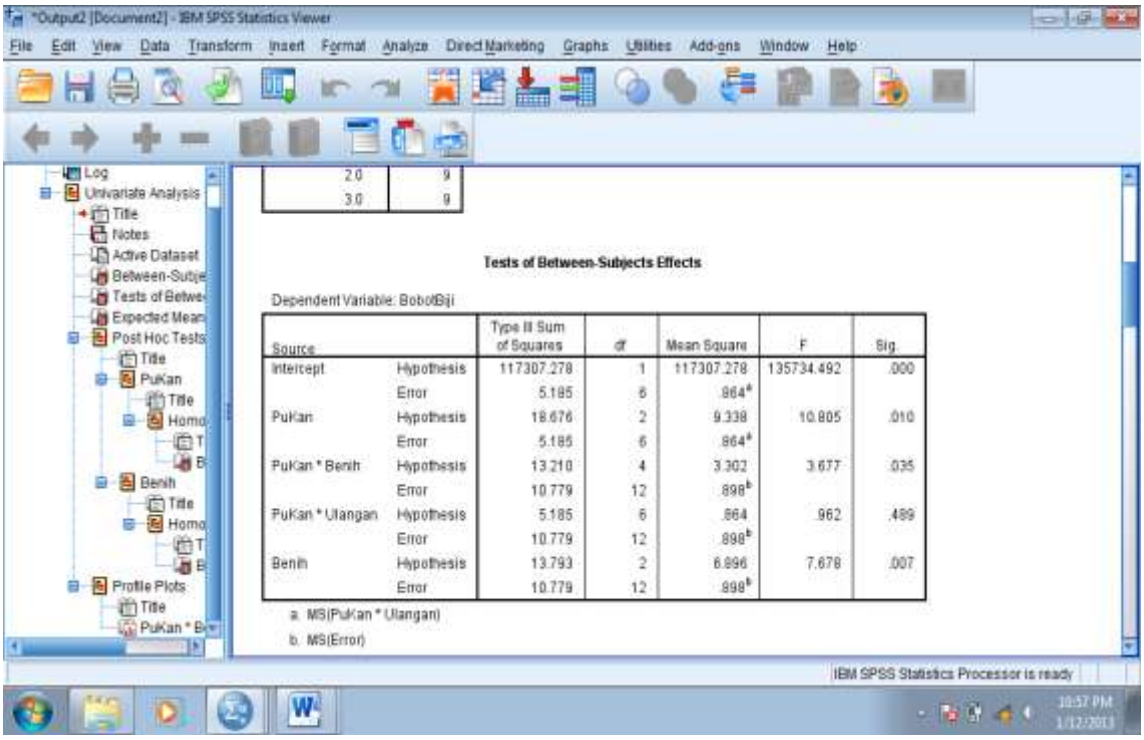
Setelah semua data sudah dimasukan, selanjutnya dalah pencarian model split plot yang mana langkah-langkahnya dapat dilihat sebagai berikut:







b. Output



2.0	9
3.0	9

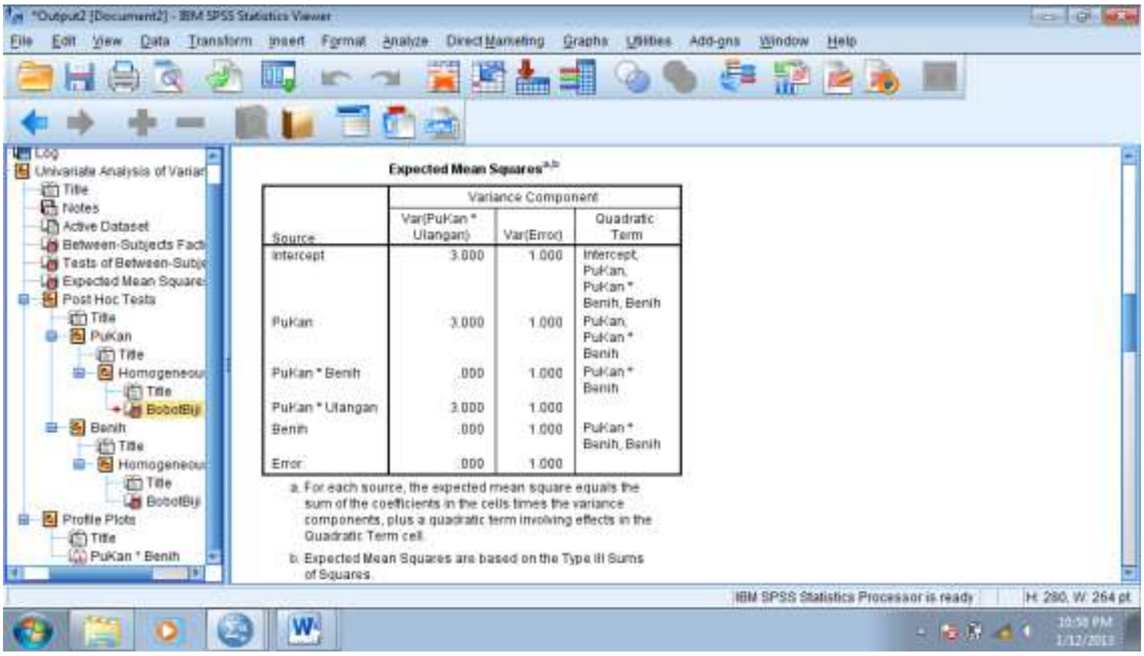
Tests of Between-Subjects Effects

Dependent Variable: BobotBiji

Source		Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Intercept	Hypothesis	117307.278	1	117307.278	135734.492	.000
	Error	5.185	6	.864[a]		
PuKan	Hypothesis	18.676	2	9.338	10.805	.010
	Error	5.185	6	.864[a]		
PuKan * Benih	Hypothesis	13.210	4	3.302	3.677	.035
	Error	10.779	12	.898[b]		
PuKan * Ulangan	Hypothesis	5.185	6	.864	.962	.489
	Error	10.779	12	.898[b]		
Benih	Hypothesis	13.793	2	6.896	7.678	.007
	Error	10.779	12	.898[b]		

a. MS(PuKan * Ulangan)

b. MS(Error)

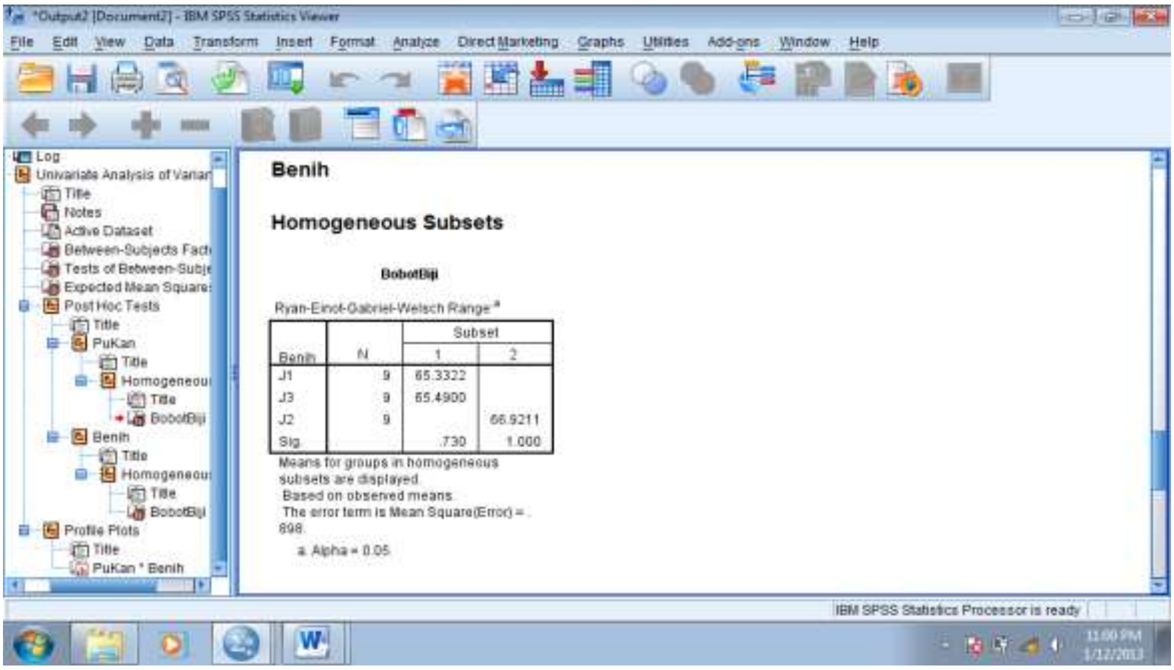


Expected Mean Squares[a,b]

Source	Variance Component: Var(PuKan * Ulangan)	Var(Error)	Quadratic Term
Intercept	3.000	1.000	Intercept, PuKan, PuKan * Benih, Benih
PuKan	3.000	1.000	PuKan, PuKan * Benih
PuKan * Benih	.000	1.000	PuKan * Benih
PuKan * Ulangan	3.000	1.000	
Benih	.000	1.000	PuKan * Benih, Benih
Error	.000	1.000	

a. For each source, the expected mean square equals the sum of the coefficients in the cells times the variance components, plus a quadratic term involving effects in the Quadratic Term cell.

b. Expected Mean Squares are based on the Type III Sums of Squares.



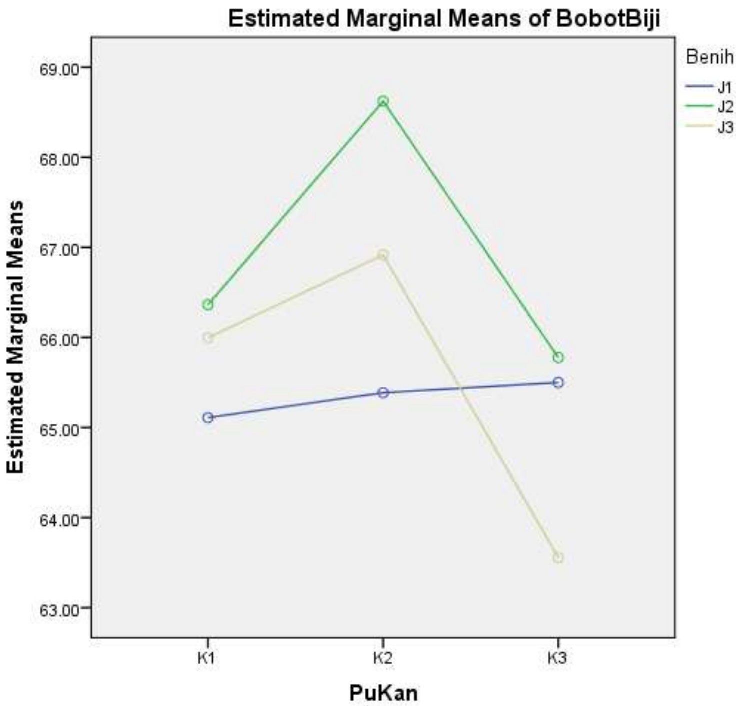


Diagram di atas merupakan diagram interaksi antara pupuk kandang dan benih.

Tests of Between-Subjects Effects

Dependent Variable: BobotBiji

Source		Type III Sum of Squares	Df	Mean Square	F	Sig.
Intercept	Hypothesis	117307.278	1	117307.278	135734.492	.000
	Error	5.185	6	.864[a]		
PuKan	Hypothesis	18.676	2	9.338	10.805	.010
	Error	5.185	6	.864[a]		
PuKan * Benih	Hypothesis	13.210	4	3.302	3.677	.035
	Error	10.779	12	.898[b]		
PuKan * Ulangan	Hypothesis	5.185	6	.864	.962	.489
	Error	10.779	12	.898[b]		
Benih	Hypothesis	13.793	2	6.896	7.678	.007
	Error	10.779	12	.898[b]		

a. MS(PuKan * Ulangan)

b. MS(Error)

Tabel di atas merupakan output dari program SPSS untuk split plot RAL, yang mana jika kita bandingkan dengan penghitungan manual nilai tabel analisis ragamnya sama. Berdasarkan table di atas didapat kesimpulan :

a. Pengaruh Petak Utama.

   Dari hasil perhitungan diperoleh F hitung = 10,80 dan *sig* atau *p-value*= 0,01. Untuk α= 0,05 terlihat bahwa p-value < α sehingga keputusan yang diambil adalah tolak H0. Maka didapatkan kesimpulan pada tingkat kepercayaan 95% faktor A (pupuk kandang) berpengaruh terhadapat hasil dan pertumbuhan tanaman.

b. Pengaruh Anak Petak.

   Dari hasil perhitungan diperoleh F hitung = 7,67 dan *sig* atau *p-value* =0,007 Untuk α= 0,05 terlihat bahwa p-value < α sehingga keputusan yang diambil adalah tolak H0. Maka didapatkan kesimpulan pada tingkat kepercayaan 95% faktor B (benih) berpengaruh terhadapat hasil dan pertumbuhan tanaman.

c. Pengaruh Interaksi

   Dari hasil perhitungan diperoleh F hitung = 3,677 dan *sig* atau *p-value*=0,03. Untuk α= 0,05 terlihat bahwa p-value < α sehingga keputusan yang diambil adalah tolak H0. Maka didapatkan kesimpulan pada tingkat kepercayaan 95% interaksi pupuk kandang dan benih berpengaruh significant terhadapat hasil dan pertumbuhan tanaman.

BAB X
RANCANGAN PERCOBAAN SPLIT PLOT RAKL

Rancangan petak terpisah adalah salah satu rancangan perlakuan yang diaplikasikan pada rancangan percobaan. Rancangan ini melibatkan petak utama dan anak petak. Berikut penjelasan lebih rinci mengenai rancangan petak terpisah.

10.1 Pengertian Split Plot

Rancangan petak terpisah adalah rancangan percobaan yang menggunakan dua faktor yang menitikberatkan pada penyelidikan terhadap pengaruh utama salah satu faktor dan interaksi dari kedua faktor yang dianggap lebih penting untuk diteliti daripada pengaruh dari faktor yang lain. Oleh karena itu, dalam Rancangan Petak Terpisah terdapat petak-petak yang terbagi menjadi **petak utama** (*main plot*) dan **anak petak** (*sub plot*). Faktor yang dianggap lebih penting diterapkan pada anak petak dan faktor yang lain diterapkan pada petak utama.

Menurut Ansori dan Sumertajaya (1999) ada beberapa asumsi yang harus dipenuhi sebelum menerapkan Rancangan Petak Terpisah, yaitu (1) galat percobaan saling bebas dan berdistribusi normal, (2) galat percobaan memiliki ragam yang sama, (3) pengaruh-pengaruh utama aditif. Ada beberapa hal yang menjadi pertimbangan untuk membagi faktor menjadi petak utama dan anak petak adalah berdasarkan:

1. Derajat ketepatan.

   Bila faktor B mempunyai derajat ketepatan yang lebih besar dari faktor A maka faktor B ditempatkan sebagai anak petak dan faktor A ditempatkan sebagai petak utama.
2. Ukuran mengenai pengaruh utama.

   Bila pengaruh utama dari faktor B diharapkan lebih besar dan lebih mudah dilihat daripada faktor A maka faktor B ditempatkan sebagai petak utama dan faktor A ditetapkan sebagai anak petak. Hal ini akan menambah peluang untuk mendapatkan perbedaan diantara taraf faktor A yang mempunyai pengaruh yang lebih kecil.

3. Praktek pengelolaan.

   Bila faktor B memerlukan petakan yang besar dibandingkan dengan faktor A maka faktor B ditempat sebagai petak utama dan faktor A sebagai anak petak.
4. Percobaan yang diulang

   Percobaan yang diulang pada beberapa :
   - lokasi (*split in space*) yang menjadi petak utama, dan perlakuan sebagai anak petak.
   - Waktu (*split in time*) yang menjadi petak utama, dan perlakuan sebagai anak petak.
   - Pengamatan pada suatu percobaan yang sama dan dilakukan secara periodik (hari, minggu, bulan dan seterusnya) yang menjadi anak petak dan perlakuan sebagai petak utama.

Rancangan petak terpisah juga merupakan bentuk khusus dari rancangan faktorial, dimana kombinasi perlakuan tidak diacak secara sempurna terhadap unit-unit percobaan. Alasan rancangan ini diterapkan karena :

1. Adanya tingkatan kepentingan dari faktor-faktor yang dilibatkan dalam percobaan. Misalnya pada percobaan dua faktor yaitu varietas dan lokasi, peneliti lebih mementingkan varietas dibandingkan dengan lokasi sehingga dalam aplikasinya lokasi diperlakukan sebagai petak utama (*main plot*) dan faktor varietas sebagai anak petak (*sub plot*).
2. Pengembangan dari percobaan yang telah berjalan. Misalnya pada awal percobaan peneliti hanya ingin melihat produktifitas dari berbagai varietas, namun setelah percobaan itu berjalan peneliti tersebut ingin mengembangkan penelitiannya yaitu dengan menambahkan faktor efektifitas pemupukan. Hal ini dapat dilakukan dengan membuat anak-anak petak dari masing-masing petak varietas sebelumnya.
3. Kendala pengacakan dilapangan dimana salah satu faktor yang dicobakan tidak bisa atau tidak efisien jika dilakukan pengacakan secara sempurna karena taraf-taraf dari faktor tersebut membutuhkan unit yang lebih besar dibandingkan dengan taraf-taraf faktor yang lain. Contohnya percobaan yang melibatkan cara pengolahan lahan (cangkul, bajak, traktor) dengan berbagai jenis varietas.

Adapun beberapa kelemahan dari Rancangan Petak Terpisah, yaitu :

1. Pengaruh utama dari petak utama diduga dengan tingkat ketelitian yang lebih rendah dibandingkan pengaruh interaksi dan pengaruh utama dari anak petaknya.
2. Analisis lebih kompleks dibandingkan rancangan faktorial serta interpretasi hasilnya tidak mudah.

10.2 Aplikasi Rancangan Petak Terpisah

Rancangan Petak Terpisah dapat diaplikasikan pada berbagai rancangan lingkungan (Rancangan Acak Lengkap (RAL), Rancangan Acak Kelompok (RAK), dan Rancangan Bujur Sangkar Latin (RBSL)). Untuk pemilihan dari aplikasi Rancangan Petak Terpisah tergantung kebutuhan dari peneliti langsung karena setiap rancangan memiliki kelebihan dan kelemahan masing-masing

10.3 Split Plot RAKL

1) Pengertian

   Split plot rancangan acak kelompok adalah rancangan percobaan yang menggunakan dua faktor yang menitikberatkan pada penyelidikan terhadap pengaruh utama salah satu faktor dan interaksi dari kedua faktor yang dianggap lebih penting untuk diteliti daripada pengaruh dari faktor yang lain, dimana unit percobaannya tidak seragam dan dapat juga diaplikasikan terhadap seluruh unit-unit percobaan secara berkelompok.

2) Pengacakan

   Misalkan pada percobaan dua faktor yaitu faktor A yang level-levelnya yaitu A1, A2, A3, dan faktor B yang level-levelnya yaitu B1, B2, B3. Faktor A ditempatkan sebagai petak utama dan faktor B ditempatkan sebagai anak petak. Tiap perlakuan diulang sebanyak 3 kali.

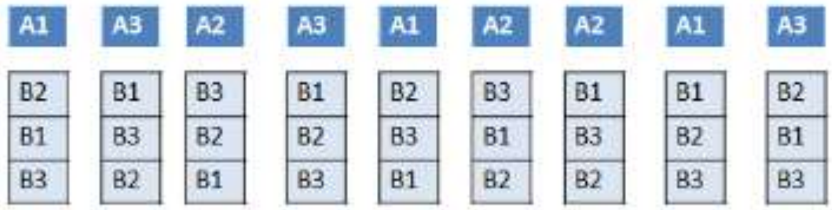
   Maka perbedaan pada berbagai rancangan lingkungan (RAL, RAKL, RBSL) :

   - **Rancangan Acak Lengkap (RAL)**

   Jika kondisi tiap unit eksperimen diasumsikan homogen maka digunakan rancangan lingkungan yaitu Rancangan Acak Lengkap. Pada tahap awal unit-unit percobaan dikelompokkan menjadi 9 kelompok (3 level faktor A dan 3 ulangan) dimana setiap kelompok terdiri dari 3 unit eksperimen.

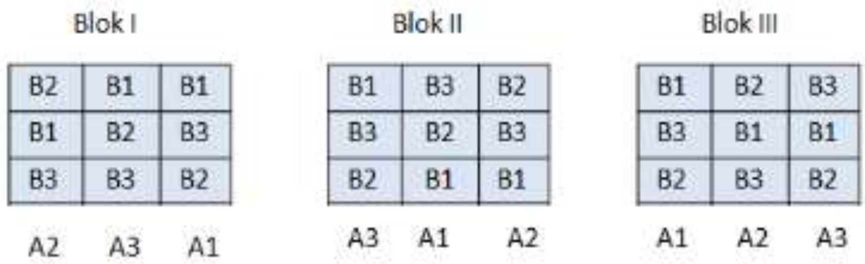
Level-level dari faktor A diacak ke dalam 9 kelompok unit eksperimen tersebut. Kemudian level-level dari faktor B diacak pada setiap level faktor A.

Bagan pengacakannya digambarkan sebagai berikut :



- **Rancangan Acak Kelompok Lengkap (RAKL)**

Jika kondisi tiap unit eksperimen tidak homogen dan terdefinisikan suatu sumber keragaman, maka rancangan lingkungan yang digunakan adalah Rancangan Acak Kelompok. Bagan pengacakan unit eksperimennya dicontohkan sebagai berikut :



- **Rancangan Bujur Sangkar Latin (RBSL)**

Prosedur pengacakan petak utama pada Rancangan Petak Terpisah dengan rancangan dasar Rancangan Bujur Sangkar Latin pada dasarnya sama dengan RBSL pada umumnya. Namun untuk Rancangan Petak Terpisah hanya ditambahkan proses pengacakan untuk penempatan anak petak pada setiap petak utamanya. Jika pada petak utama digunaka RBSL maka taraf faktor A (petak utama) harus sama dengan banyaknya ulangan, sedangkan taraf faktor B boleh berbeda.

Rancangan perlakuan :

Misalkan :

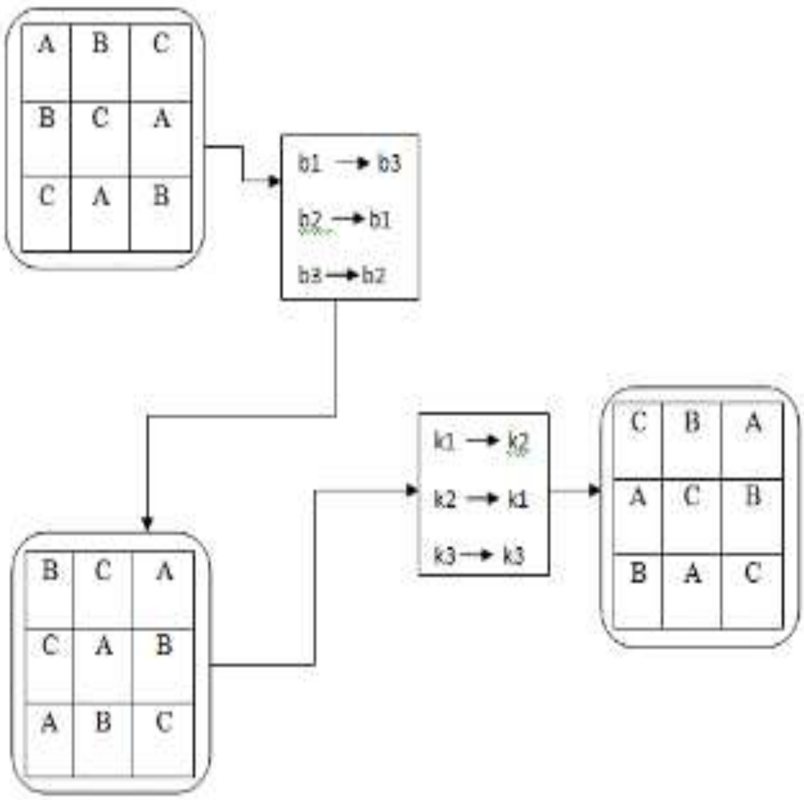
Faktor A = 3 taraf

Faktor B = 2 taraf

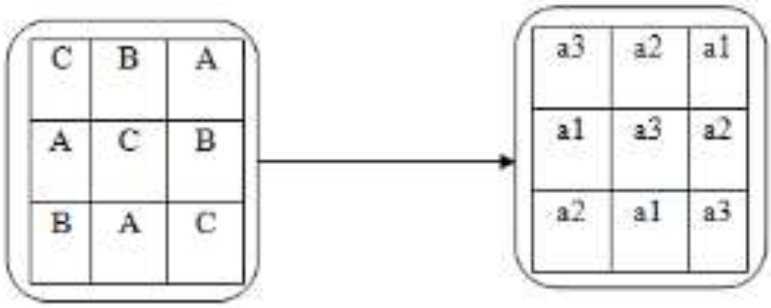
Kelompok (ulangan) = 3 taraf

Langkah-langkah pengacakan :

1. Pilih rancangan dasar RBSL untuk ukuran 3x3
2. Lakukan pengacakan pada arah baris kemudian arah kolom



3. ganti kode pada langkah 2 dengan kode perlakuan faktor A. Misalkan A = a1; B = a2 ; C = a3



4. bagi setiap satuan percobaan pada petak utama tersebut sesuai dengan taraf dari faktor B. Petak utama dibagi menjadi dua karena taraf faktor B adalah 2, sehingga totalnya menjadi 9x2 = 18 satuan percobaan.

5. lakukan pengacakan secara terpisah pada masing-masing petak utama dan setiap taraf faktor B harus ada pada setiap petak utama. Sehingga hasil langkah 4 dan 5 adalah sebagai berikut :

a3b2	a2b1	a1b2
a3b1	a2b2	a1b1
a1b2	a3b1	a2b1
a1b1	a3b2	a2b2
a2b2	a1b2	a3b2
a2b1	a1b1	a3b1

10.4 Model Linier

Model linier dari rancangan petak terpisah dengan pengaruh lingkungan RAKL dapat dituliskan sebagai berikut :

$$Y_{ijk} = \mu + \rho_k + \alpha_i + \beta_j + \gamma_{ik} + \alpha\beta_{ij} + \varepsilon_{ijk}$$

Dengan i = 1,2,…,a ; j = 1,2,…,b; k = 1,2,…,r

Dimana :

Y_{ijk} = pengamatan pada satuan percobaan ke-k yang memeroleh kombinasi perlakuan taraf ke-I dari faktor A dan taraf ke-j dari faktor B

μ = nilai rata-rata yang sesungguhnya (rata-rata populasi)

ρ_k = pengaruh aditif dari kelompok ke-k

α_i = pengaruh aditif taraf ke-i dari faktor A

β_j = pengaruh aditif taraf ke-j dari faktor B

$\alpha\beta_{ij}$ = pengaruh aditif taraf ke-i dari faktor A dan taraf ke-j dari faktor B

γ_{ik} = pengaruh acak dari petak utama, yang muncul pada taraf ke-i dari faktor A dalam kelompok ke-k. Sering disebut galat petak utama.

ε_{ijk} = pengaruh acak dari satuan percobaan ke-k yang memeroleh kombinasi perlakuan ij. Sering disebut galat anak petak (Setiawan, 2009).

10.5 Hipotesis

Bentuk hipotesis yang diuji dari rancangan split plot dalam RAKL sama seperti pada rancangan faktorial RAKL, yaitu :

- Pengaruh petak utama (faktor A)

  $H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = \cdots = \alpha_a = 0$ (faktor A tidak berpengaruh pada respon yang diamati)

  H_1: minimal ada satu i, dimana $\alpha_i \neq 0$

- Pengaruh anak petak (faktor B)

  $H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \cdots = \beta_b = 0$ (faktor B tidak berpengaruh pada respon yang diamati)

  H_1: minimal ada satu j, dimana $\beta_j \neq 0$

- Pengaruh sederhana (interaksi) faktor A dan faktor B

  $H_0 : (\alpha\beta)_{11} = (\alpha\beta)_{12} = \cdots = (\alpha\beta)_{ab} = 0$ (interaksi dari faktor A dengan faktor B tidak berpengaruh pada respon yang diamati)

  H_1: minimal ada sepasang (i,j), dimana $(\alpha\beta)_{ij} \neq 0$

- Pengaruh pengelompokkan

  $H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \cdots = \rho_r = 0$ (kelompok tidak berpengaruh pada respon yang diamati)

  H_1: minimal ada satu k, dimana $\rho_k \neq 0$

10.6 Perhitungan

Langkah-langkah perhitungan untuk rancangan split plot dalam RAKL adalah sebagai berikut :

1. Data tabel pengamatan data asal, hitung :

FK = Faktor Koreksi

$= \frac{Y_{...}^2}{abr}$

JKT = Jumlah Kuadrat Total

$= \sum_{i=1}^{a} \sum_{j=1}^{b} \sum_{k=1}^{r} (Y_{ijk} - \overline{Y_{...}})^2 = \sum_{ijk} Y_{ijk}{}^2 - FK$

2. Rekap data berdasarkan taraf faktor pada petak utama dengan kelompok, kemudian hitung :

JK(ST) = Jumlah kuadrat sub total

$$= \sum_{i,k}(Y_{i,k} - \overline{Y...})^2 = \sum_{i,k} \frac{Y_{i,k}^2}{b} - FK$$

JK(K) = Jumlah kuadrat kelompok

$$= \sum_{k}(\overline{Y_{..k}} - \overline{Y...})^2 = \sum_{k} \frac{Y_{..k}^2}{ab} - FK$$

JK(A) = Jumlah kuadrat faktor A

$$= \sum_{i}(\overline{Y_{i..}} - \overline{Y...})^2 = \sum_{i} \frac{Y_{i..}^2}{br} - FK$$

JK(Galat a) = Jumlah kuadrat galat petak utama

$$= \sum_{i,k}(\overline{Y_{i,k}} - \overline{Y_{i..}} - \overline{Y_{..k}} + \overline{Y...})^2 = \sum_{i,k} \frac{Y_{i,k}^2}{b} - FK - JKK - JKA$$

= JK(ST) – JK(K) – JK(A)

3. Rekap data berdasarkan struktur perlakuan (AxB), kemudian hitunglah :

JK(B) = Jumlah kuadrat faktor B

$$= \sum_{j}(\overline{Y_{.j.}} - \overline{Y...})^2 = \sum_{j} \frac{Y_{.j.}^2}{ar} - FK$$

JK(AB) = Jumlah kuadrat interaksi faktor A dan B

$$= \sum_{i,j}(\overline{Y_{ij.}} - \overline{Y_{i..}} - \overline{Y_{.j.}} + \overline{Y...})^2 = \sum_{i,j} \frac{Y_{ij.}^2}{r} - FK - JKA - JKB$$

= JKP – JKA – JKB

Dimana : JKP = $\sum_{i,j} \frac{Y_{ij.}^2}{r} - FK$

JK(Galat B) = Jumlah kuadrat galat

= JKT – JKK – JKA – JK(Galat a) – JKB – JKAB

= JKT – JK(ST) – JKB – JKAB

10.7 Contoh Kasus

Seorang peneliti ingin melihat pengaruh kombinasi pemupukan NPK dan genotype padi terhadap hasil padi (kg/petak). Pengaruh kombinasi pemupukan NPK(A) terdiri dari 6 taraf ditempatkan sebagai petak utama dan genotype padi (B) terdiri dari 2 taraf yang ditempatkan sebagai anak petak. Petak utama disusun dengan menggunakan rancangan dasar RAK. Percobaan diulang 4 kali, maka data hasil percobaannya adalah sebagai berikut :

Data hasil percobaan

Pupuk (A)	Genotipe (B)	Kelompok (K)				Σ
		1	2	3	4	
Kontrol	IR-64	20.7	32.1	29.5	37.7	**120.0**
	S-969	27.7	33.0	26.3	37.7	**124.7**
PK	IR-64	30.0	30.7	25.5	36.9	**123.1**
	S-969	36.6	33.8	27.0	39.0	**136.4**
N	IR-64	39.9	41.5	46.4	44.5	**172.3**
	S-969	37.4	41.2	45.4	44.6	**168.6**
NP	IR-64	40.8	43.5	43.3	43.4	**171.0**
	S-969	42.2	46.0	45.9	46.2	**180.3**
NK	IR-64	42.4	45.6	44.8	47.0	**179.8**
	S-969	39.8	39.5	40.9	44.0	**164.2**
NPK	IR-64	48.6	49.8	42.6	46.6	**187.6**
	S-969	42.9	45.9	43.9	45.6	**178.3**
	Σ	**449**	**482.6**	**461.5**	**513.2**	**1906.3**

Hipotesis

- Pengaruh petak utama (faktor A)

  $H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = \cdots = \alpha_a = 0$ (faktor A tidak berpengaruh pada respon yang diamati)

  H_1: minimal ada satu i, dimana $\alpha_i \neq 0$

- Pengaruh anak petak (faktor B)

  $H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \cdots = \beta_b = 0$ (faktor B tidak berpengaruh pada respon yang diamati)

  H_1: minimal ada satu j, dimana $\beta_j \neq 0$

- Pengaruh sederhana (interaksi) faktor A dan faktor B

  $H_0 : (\alpha\beta)_{11} = (\alpha\beta)_{12} = \cdots = (\alpha\beta)_{ab} = 0$

  (interaksi dari faktor A dengan faktor B tidak berpengaruh pada respon yang diamati)

  H_1: minimal ada sepasang (i,j), dimana $(\alpha\beta)_{ij} \neq 0$

- Pengaruh pengelompokkan

  $H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \cdots = \rho_r = 0$ (kelompok tidak berpengaruh pada respon yang diamati)

  H_1: minimal ada satu k, dimana $\rho_k \neq 0$

Perhitungan Analisis Ragam

FK $= \frac{Y_{...}^2}{abr} = \frac{1906{,}3^2}{6\times2\times4} = 75707{,}9102$

JKT $= \sum_{ijk} Y_{ijk}{}^2 - FK$

$= (20{,}7)^2 + (32{,}1)^2 + \cdots + (45{,}6)^2 - 75707{,}9102$

= 2273,93979

JK(ST) = $\sum_{i,k} \frac{Y_{i.k}{}^2}{b} - FK$

$= \frac{(48{,}4)^2+(65{,}1)^2+\cdots+(92{,}2)^2}{2} - 75707{,}9102$

= 2139,634165

Pupuk (Faktor A)	Kelompok (K)				Total Pupuk $(\sum a_i)$
	1	2	3	4	
Kontrol	48.4	65.1	55.8	75.4	244.7
PK	66.6	64.5	52.5	75.9	259.5
N	77.3	82.7	91.8	89.1	340.9
NP	83.0	89.5	89.2	89.6	351.3
NK	82.2	85.1	85.7	91.0	344.0
NPK	91.5	95.7	86.5	92.2	365.9
Total Kelompok $(\sum rk)$	449.0	482.6	461.5	513.2	1906.3

JKK $= \sum_k \frac{Y_{..k}{}^2}{ab} - FK$

$= \frac{(449)^2+(482{,}6)^2+(461{,}5)^2+(513{,}2)^2}{6\times2} - 75707{,}9102$

= 197,11

JKA $= \sum_i \frac{Y_{i..}{}^2}{br} - FK$

$= \frac{(244{,}7)^2+(259{,}5)^2+\cdots+(365{,}9)^2}{2\times4} - 75707{,}9102$

= 1674,79604

JK(Galat a) = $\sum_{i,k} \frac{Y_{i.k}{}^2}{b} - FK - JKK - JKA$

$$=\frac{(48{,}4)^2+(65{,}1)^2+\dots+(92{,}2)^2}{2}-75707{,}9102-197{,}11-1674{,}79604$$

= 267,728125

Tabel Untuk Total Perlakuan:

Pupuk (Faktor A)	Genotipe (Faktor B)		Total A $\sum(a_i)$
	IR-64	S-969	
Kontrol	120	124.7	244.7
PK	123.1	136.4	259.5
N	172.3	168.6	340.9
NP	171	180.3	351.3
NK	179.8	164.2	344
NPK	187.6	178.3	365.9
Total B $\sum(b_j)$	953.8	952.5	1906.3

JKB $=\sum_j \frac{Y.j.^2}{ar}-FK$

$=\frac{(953{,}8)^2+(952{,}5)^2}{6\times 4}-75707{,}9102$

= 0,03520833

JKAB = $\sum_{i,j}\frac{Y_{ij.}^2}{r}-FK-JKA-JKB$

$=\frac{(120)^2+\dots+(178{,}3)^2}{4}-75707{,}9102-1674{,}79604-0{,}03520833$

= 78,59

JK(Galat b) = JKT – JKK – JKA – JK(Galat a) – JKB – JKAB

= 2273,93979 - 197,11 - 1674,79604 - 267,728125 - 0,03520833 - 78,59

= 55,67875

Tabel ANOVA

SK	db	JK	KT	F_hit	F_tab
Petak Utama					
Pupuk (A)	5	1674,79604	334,959208	18,77**	2,901
Kelompok	3	197,11	65,7033	3,68*	3,287
Galat (a)	15	267,728125	17,8485417		
Anak Petak					
Genotipe (B)	1	0,03520833	0,03520833	0.01	4,414
AxB	5	78,59	15,7182083	5,08*	2,773
Galat (b)	18	55,67875	3,09326389		
Total	47	2273,93979			

Kaidah keputusan

- Pengaruh Petak Utama

  Dari hasil perhitungan diperoleh :

  F_hit (A) = 18,77

  F_tab (A) = F(0,05;dbA;dbg a) = F(0,05;5;15) = 2,901

  Terlihat bahwa F_hit > F_tab sehingga keputusan yang diambil adalah tolak H_0. Kesimpulan: faktor A (pemupukan NPK) berpengaruh signifikan terhadap hasil produksi padi.

  F_hit (kelompok) = 3,68

  F_tab (kelompok) = F(0,05;dbK;dbg a) = F(0,05;3;15) = 3,287

  Terlihat bahwa F_hit > F_tab sehingga keputusan yang diambil adalah tolak H_0. Kesimpulan: pengelompokkan berpengaruh signifikan terhadap hasil produksi padi.

- Pengaruh Anak Petak

  Dari hasil perhitungan diperoleh :

  F_hit (B) = 0,01

  F_tab (B) = F(0,05;dbB;dbg b) = F(0,05;1;18) = 4,414

  Terlihat bahwa F_hit < F_tab sehingga keputusan yang diambil adalah terima H_0

  Kesimpulan : faktor B (genotype padi) tidak berpengaruh signifikan terhadap hasil produksi padi.

- Pengaruh Interaksi

  Dari hasil perhitungan diperoleh :

  F_hit (AxB) = 5,08

  F_tab (AxB) = F(0,05;dbAxB;dbg b) = F(0,05;5;18) = 2,773

  Terlihat bahwa F_hit > F_tab sehingga keputusan yang diambil adalah tolak H_0

  Kesimpulan : interaksi faktor A (pemupukan NPK) dengan faktor B (genotype padi) berpengaruh signifikan terhadap hasil produksi padi.

Perhitungan Menggunakan Software SAS

```
data contoh2;
input pupuk$ genotip$ kelompok res
cards;
Kontrol             IR-64  1      26
Kontrol             IR-64  2      32
Kontrol             IR-64  3      29
Kontrol             IR-64  4      31
Kontrol             S-969  1      27
Kontrol             S-969  2      33
Kontrol             S-969  3      26
Kontrol             S-969  4      37
PK          IR-64  1      30.0
PK          IR-64  2      30.7
PK          IR-64  3      25.5
PK          IR-64  4      36.9
PK          S-969  1      36.6
PK          S-969  2      33.8
PK          S-969  3      27.0
PK          S-969  4      39.0
N           IR-64  1      39.9
N           IR-64  2      41.5
N           IR-64  3      46.4
N           IR-64  4      44.5
N           S-969  1      37.4
N           S-969  2      41.2
N           S-969  3      45.4
N           S-969  4      44.6
NP          IR-64  1      40.8
NP          IR-64  2      43.5
NP          IR-64  3      43.3
NP          IR-64  4      43.4
NP          S-969  1      42.2
NP          S-969  2      46.0
NP          S-969  3      45.9
NP          S-969  4      46.2

NK          IR-64  1      42.4
NK          IR-64  2      45.6
NK          IR-64  3      44.8
NK          IR-64  4      47.0
NK          S-969  1      39.8
NK          S-969  2      39.5
NK          S-969  3      40.9
NK          S-969  4      44.0
NPK         IR-64  1      48.6
NPK         IR-64  2      49.8
NPK         IR-64  3      42.6
NPK         IR-64  4      46.6
NPK         S-969  1      42.9
NPK         S-969  2      45.9
NPK         S-969  3      43.9
NPK         S-969  4      45.6
;
proc anova;
```

```
class pupuk genotip kelompok;
model respon=pupuk kelompok*pupuk kelompok genotip pupuk*genotip;
test H=pupuk E=kelompok*pupuk;
test H=kelompok E=kelompok*pupuk;
run;
```

Output SAS dari penghitungan tersebut adalah sebagai berikut:

```
Output - (Untitled)
                              The SAS System     11:04 Thursday, December 10, 2011  10

                                 The ANOVA Procedure

Dependent Variable: respon

                                          Sum of
    Source                      DF       Squares     Mean Square    F Value    Pr > F

    Model                       29   2218.261042       76.491760      24.73    <.0001

    Error  (Galat B)            18     55.678750        3.093264

    Corrected Total             47   2273.939792

               R-Square     Coeff Var      Root MSE    respon Mean

               0.973514      4.428519      1.758768       39.71458

    Source                      DF      Anova SS     Mean Square    F Value    Pr > F

    pupuk                        5   1674.796042      334.959208     108.29    <.0001
    pupuk*kelompok (Galat A)    15    267.728125       17.848542       5.77    0.0003
    kelompok                     3    197.118625       65.703542      21.24    <.0001
    genotip                      1      0.035208        0.035208       0.01    0.9162
    pupuk*genotip                5     78.591042       15.718208       5.08    0.0044

        Tests of Hypotheses Using the Anova MS for pupuk*kelompok as an Error Term

    Source                      DF      Anova SS     Mean Square    F Value    Pr > F

    pupuk                        5   1674.796042      334.959208      18.77    <.0001
    kelompok                     3    197.118625       65.703542       3.68    0.0362
```

Nilainya palsu karena dikoreksi terhadap galat B. Seharusnya dikoreksi terhadap galat A

F hitung sebenarnya Setelah dikoreksi terhadap galat B

Kesimpulan

Dari kaidah keputusan diatas terlihat bahwa petak utama (pemupukan), kelompok, dan interaksi antara pemupukan dan genotype padi berpengaruh signifikan terhadap hasil produksi padi, sedangkan genotype tidak berpengaruh signifikan terhadap hasil produksi padi. Seperti yang sudah diketahui bersama apabila dalam suatu percobaan ternyata interaksi juga berpengaruh signifikan terhadap tujuan yang ingin dicapai, maka sebaiknya kita mengabaikan pengaruh dari faktor utama dari percobaan dan memfokuskan pada pengaruh interaksinya saja. Sehingga kesimpulan akhir yang didapatkan dari percobaan diatas adalah "pada tingkat kepercayaan 95% interaksi antara pemupukan NPK dan genotype padi berpengaruh signifikan terhadap hasil produksi padi".

DAFTAR PUSTAKA

Afrizal, dkk. 2008. *Percobaan Dua Faktor (Percobaan Faktorial RAL).* Kendari: Universitas Haluoleo.

Bambang, Priyanto. 2010. *Perancangan Percobaan*. Fakultas Pertanian, Unhalu dan Unlaki.

Ernawatiningsih, Ni Putu Lisa dan Komala Sari, K. I Gusti Agung Mas. 2011. *Rancangan Petak Terpisah (Split Plot Design).* Surabaya: Institut Teknologi Sepuluh Nopember.

Gaspers, Vincent. *Metodelogi Perancangan Percobaan untuk Ilmu–Ilmu Pertanian, Ilmu-Ilmu Teknik Biologi.*

Hanafiah, Kemas Ali. 2004. *Rancangan Percobaan: Teori Dan Aplikasi*. Jakarta: PT Raja Grafindo Persada.

Mattjik, Ahmad Ansori dan I Made Sumertajaya. 1999. *Analisis Perancangan Percobaan*. Jurusan Statistika Fakultas Matematika dan IPA Institut Pertanian Bogor.

Montgomery, Douglas C. 1997. *Design and Analysis of Experiments 5th Edition*. United States of America: Arizona State University.

Neter, John. William Wasserman, dan Michael H. Kutner. 1997. Model Linear Terapan: Perancangan Percobaan (Buku IV). Terjemahan Bambang Sumantri. Bogor: Jurusan Statistika FMIPA IPB.

Raupong dan Anisa. 2011. Perancangan Percobaan. *Bahan Ajar Mata Kuliah* Makassar: Universitas Hassanudin.

Setiawan, Ade. 2009. *Split Plot, Rancangan Petak Terbagi*. Dalam http://www.smartstat.wordpress.com. Diakses tanggal 30 Desember 2012.

Sulistyaningsih, Dwi Retno. 2010*. Analisis Varian Rancangan Faktorial Dua Faktor RAL dengan Metode AMMI*. Semarang: Universitas Diponegoro.

Peirce, C. S. 1878 March. The Doctrine of Chances, *Popular Science Monthly*, Vol. 12, March issue, pp. 604–615. *Internet Archive* Eprint.

__________ . 1878 April. The Probability of Induction, *Popular Science Monthly*, Vol. 12, pp. 705–718. *Internet Archive* Eprint.

__________. 1878 June. The Order of Nature, *Popular Science Monthly*, Vol. 13, pp. 203–217.*Internet Archive* Eprint.

__________. 1878 August. Deduction, Induction, and Hypothesis, *Popular Science Monthly*, Vol. 13, pp. 470–482. *Internet Archive* Eprint.

Peirce, C. S. 1883. A Theory of Probable Inference, *Studies in Logic*, pp. 126-181, Little, Brown, and Company. (Reprinted 1983, John Benjamins Publishing Company, ISBN 9027232717).

http://mawardisyana.blogspot.com/2012/05/contoh-soal-ral-faktorial-2-faktor.html

http://www.google.com/search?hl=id&source=hp&biw=&bih=&q=percobaan+faktorial&gbv=2&oq=percobaan+faktorial&gs_l=heirloom-hp.3...468195.47841