

Rancangan Statistik Khusus Pemuliaan Jagung (Kasus Jagung Fungsional QPM, Provit A, dan Pulut)

Buku ini disusun terutama acuan bagi staf peneliti muda yang ingin menjadi pemulia jagung, disamping mahasiswa tingkat akhir program Diploma dan S1 yang ingin menyelesaikan studi bidang pemuliaan jagung. Berisikan berbagai model rancangan percobaan dan fungsi sebaran yang telah digunakan dalam berbagai seleksi famili, populasi, dan calon varietas jagung fungsional. Tahapan analisis sebagian disajikan secara manual untuk membantu mengetahui asal usul suatu nilai statistik uji sebelum pengambilan keputusan, kendatipun dengan mudah dihasilkan dari berbagai *software* statistika. Kepada Kepala Balai dan seluruh staf Balitsereal, utamanya sahabatku di Kelti PML-PN, staf lapang dan tekhnisi yang banyak membantu pekerjaan sehari-hari sebagai peneliti pemulia jagung, dihaturkan terima kasih. Kendatipun buku ini masih jauh dari sempurna dibanding karya lainnya yang disusun oleh pakar atau guru besar, wassalam.

(tumbuhlah menembus benteng kekunoan, ahn-brz)
(semakin berilmu semakin bertaqwalah, yhg-khm)

Penyusun



Badan Penelitian dan Pengembangan Pertanian
Jl. Ragunan No. 29 Pasar Minggu, Jakarta 12540
Telp.: 62 21 7806202, Faks.: 62 21 7800644



Rancangan Statistik Khusus Pemuliaan Jagung (Kasus Jagung Fungsional QPM, Provit A, dan Pulut)



Rancangan Statistik Khusus Pemuliaan Jagung

(Kasus Jagung Fungsional QPM, Provit A, dan Pulut)

$H_0 : \mu = 10$ vs $H_1 : \mu \neq 10$



M. Yasin HG
Made Jana Mejaya



Rancangan Statistik Khusus Pemuliaan Jagung

(Kasus Jagung Fungsional: QPM, Provit A, Pulut)

Rancangan Statistik Khusus Pemuliaan Jagung

(Kasus Jagung Fungsional: QPM, Provit A, Pulut)

Penulis

M. Yasin HG

I Made Jana Mejaya



Indonesian Agency for Agricultural Research and
Development (IAARD) Press
2016

RANCANGAN STATISTIK KHUSUS PEMULIAAN JAGUNG (KASUS JAGUNG
FUNGSIONAL QPM, PROVIT A, DAN PULUT)

Cetakan 2016

Hak Cipta Dilindungi Undang-Undang
@Badan Penelitian dan Pengembangan Pertanian, 2016

Katalog dalam Terbitan (KDT)

BADAN PENELITIAN DAN PENGEMBANGAN PERTANIAN

Rancangan statistik khusus pemuliaan jagung (kasus jagung
fungsional: QPM, Provit A, Pulut)/Penulis, M.Yasin H.G. dan I Made
Jana Mejaya.--Jakarta: IAARD Press, 2016
xiv, 118 hlm.: ill.; 24 cm

ISBN 978-602-114-3

1. Statistik 2. Pemuliaan jagung

I. Judul II. Badan Penelitian dan Pengembangan Pertanian

III. Mejaya, I Made Jana IV. Sumarno

519.2:633.15

IAARD Press

Badan Penelitian dan Pengembangan Pertanian

Jln. Ragunan No. 29, Pasarminggu, Jakarta 12540

Telp.: + 62 21 7806202, Faks.: 62 21 7800644

Alamat Redaksi:

Pusat Perpustakaan dan Penyebaran Teknologi Pertanian

Jalan Ir. H. Juanda No. 20, Bogor 16122

Telp.: + 62 251 8321746, Faks.: +62 251 8326561

email: iaardpress@litbang.pertanian.go.id

ANGGOTA IKAPI NO: 445/DKI/2012

DAFTAR ISI

DAFTAR ISI	v
DAFTAR TABEL	vii
DAFTAR GAMBAR	xi
PENGANTAR	xiii
I. PENDAHULUAN	1
II. RANCANGAN TAK LENGKAP DAN RANCANGAN ACAK KELOMPOK	3
1. Rancangan Acak Tak Lengkap	3
2. Rancangan Acak Kelompok	8
III. STABILITAS HASIL	23
1. Model Finlay-Wilkinson's	23
2. Pendekatan uji t-hitung	28
3. Metode Eberhart dan Russel's	29
IV. RANCANGAN CAROLINA UTARA	39
1. Rancangan Carolina Utara I	39
2. Rancangan Carolina Utara II	43
3. Rancangan Carolina Utara III	47
V. DIALLEL LENGKAP DAN DIALLEL PARSIAL	51
VI. MODEL REGRESSI BERTATAR	61
VII. MODEL EXPONENSIAL $AS/$	69
VIII. ANALISIS LINTASAN	75
IX. SEBARAN KHUSUS UNTUK SELEKSI FAMILI	81
1. Sebaran Hotelling's pada Jagung QPM	81
2. Sebaran Normal pada Famili AMATL	90
3. Sebaran Khi-Kuadrat (χ^2) pada Famili F2 QPM	95
4. Sebaran Exponential, Gamma dan Beta untuk seleksi famili jagung	98
5. Nilai tengah dan ragam contoh	101
6. Pengukuran sebaran data untuk seleksi famili jagung	109
7. Pendugaan hasil (bobot biji) jagung	112
DAFTAR PUSTAKA	115

DAFTAR TABEL

1	Penerapan rancangan tak lengkap (7x7) pada UDHP populasi F1 jagung Pulut	5
2	Model tabulasi data untuk menghitung JK dan KT (sub blok disortir)	6
3	Perhitungan JK sub blok data hasil jagung	7
4	Rangkuman analisis rancangan latis (7x7) dua ulangan	7
5	Peubah bobot biji k.a. 15% pada UML calon varietas F1 jagung pulut MH 2013	9
6	Peubah bobot biji k.a. 15% UML calon varietas F1 jagung pulut MK 2013	10
7	Hasil rangkuman KT dengan RAK pada dua musim tanam	12
8	Rataan bobot biji k.a. air 15% dari tujuh lingkungan serta nilai statistik uji BNT, MH 2013	12
9	Rataan bobot biji k.a. air 15% dari tujuh lingkungan serta nilai statistik uji BNT, MK 2013	13
10	Interaksi G x E terhadap bobot biji pada MH dan MK	14
11	Analisis interaksi (GxE) karakter bobot biji pada MH-MK 2013	15
12	Analisis interaksi (M x L x G) karakter bobot biji pada MH-MK 2011	17
13	Analisis JK satu dan dua faktor, gabungan MH-MK terhadap bobot hasil biji	18
14	Analisis JK mxexg tiga faktor gabungan MH-MK terhadap bobot hasil biji	18
15	Analisis JKt empat faktor gabungan MH-MK terhadap bobot hasil biji	19
16	Rangkuman analisis interaksi dua faktor (l x g) dan tiga faktor (m x l x g) peubah bobot biji MT 2011	21
17	Data hasil biji setelah genotipe di sortir, MH 2013	25
18	Data hasil biji setelah genotipe di sortir, MK 2013	26
19	Interaksi ratahan hasil biji genotipe dan lingkungan (GxE) UML hasil biji, k.a. 15% (t/ha)	27
20	Rangkuman stabilitas hasil dengan model Finlay-Wilkinson's	28
21	Parameter stabilitas hasil hibrida jagung pulut termasuk pembanding, MT 2013	29
22	Bobot biji (t/ha) k.a. 15% jagung QPM biji kuning saat UML 2008 ...	31
23	Tahapan analisis Eberhart Russel's, pengaturan Tabel ratahan setiap ei, dan indeks lingkungan	34
24	Rataan setiap ei dikuadratkan, dihitung ragam gi	35
25	Tabel untuk menghitung σ_i dari setiap gi dan JK	36
26	Interaksi GxE untuk menghitung JKg, Jke dan JKgxe	36

27	Rangkuman analisis dari interaksi GxE	37
28	Rangkuman analisis stabilitas hasil dengan metoda Eberhart Russel's	37
29	Penerapan rancangan Carolina Utara 1 pada perakitan hibrida jagung fungsional. KP Maros 2010	41
30	Analisis keragaman bobot biji model Carolina Utara I	43
31	Data hasil biji kering dari rancangan Carolina Utara II pada perakitan hibrida jagung fungsional. KP Maros 2011	44
32	Analisis keragaman data bobot biji model Carolina Utara II	45
33	Interaksi tetua hibrida tester x tetua betina (inbrida) rancangan NCU II data hasil biji	46
34	Tahap kedua sumber keragaman bobot biji model Carolina Utara II	46
35	Tahap ketiga sumber keragaman bobot biji model Carolina Utara II	47
36	Penerapan rancangan Carolina Utara III pada perakitan varietas hibrida jagung fungsional. Polman 2010	48
37	Sumber keragaman bobot biji model Carolina Utara III	49
38	Analisis DGU dan DGS dengan menggunakan metoda Griffing's Model II pada jagung QPM. Data bobot biji. KP Bajeng 2011	52
39	Analisis keragaman berdasarkan diallel lengkap	53
40	Rangkuman analisis diallel lengkap 8 inbrida	54
41	Matriks rata-rata bobot biji untuk perhitungan daya gabung inbrida	56
42	Nilai heterosis (%) rata-rata tetua (MPH) dan heterosis tetua terbaik (MPH)	57
43	Pengkajian DGU dan DGS dengan metoda Diallel Parsial pada jagung QPM. Data bobot biji (t/ha. ka. 15%)	58
44	Analisis Keragaman berdasarkan Diallel Parsial	58
45	Rangkuman analisis diallel parsial 8 inbrida	60
46	Komponen peubah bebas (x_i ; 1, 2, 3, .., 16) dan hasil bobot biji yi jagung hibrida Bima Putih 1	62
47	Rataan serta simpangan baku dari karakter hibrida Bima Putih 1 ..	63
48	Koefisien β , α , galat baku serta nilai t hitung pada model penuh hasil biji Bima Putih 1	64
49	Tahapan penyaringan peubah yang masuk dalam model regresi berganda	64
50	Sumber keragaman berdasarkan tahapan peubah yang masuk dalam model regresi berganda	65
51	Korelasi sederhana antara peubah	67
52	Nilai <i>ASI</i> dan bobot biji Famili S1 Pool-2(S1)C8 pada lahan tercekam kekeringan. Bulukumba-Sulsel, MK 2000	71
53	Nilai <i>ASI</i> dan bobot biji contoh famili S1 Pool-2(S1)C8 pada lahan kahat hara PMK, Natar-Bandar Lampung, MT 2000/01	72

54	Peubah yang masuk dalam model untuk menduga bobot biji hibrida Bima Putih 1 setelah penyaringan dari 16 peubah	76
55	Korelasi sederhana antar lima peubah dan terhadap bobot biji	77
56	Data pengamatan peubah inbrida MR4Q	84
57	Data pengamatan peubah inbrida MSQ.K1.C0.9-2-1-1	85
58	Nilai tengah inbrida induk betina	86
59	Jumlah kuadrat (SS) inbrida induk betina	86
60	Jumlah hasil kali (SP) antar inbrida induk betina	86
61	Rangkuman analisis 200 famili S1 populasi AMATL(S1)C2	92
62	Pemberian bobot dalam memilih 20 famili S1	92
63	Rataan peubah famili S1 terpilih, serta selisih terhadap populasi ...	92
64	Karakter Famili AMATL(S1)C2 yang terpilih dan nilai indeks dengan metoda sebaran normal-baku	94
65	Ratio jumlah benih opaque (oo) dan translucent (OO, Oo) serta χ^2_{hit} dan kriteria penerimaan H_0	97
66	Karakter biji dari hasil persilangan perbaikan jagung pulut	98
67	Komponen hasil persilangan CML161 dan CML165 terhadap MR4	104
68	Komponen hasil persilangan CML161 dan CML165 terhadap MR14	105
69	Karakter contoh peubah hasil persilangan CML161xMR4 dan CML165xMR4	106
70	Nilai statistik uji t-hitung pada taraf nyata 95% dan 99% dari hasil persilangan	106
71	Kisaran nilai tengah (μ) pada taraf kepercayaan 95%	107
72	Nilai statistik F_{hit} uji terhadap ragam contoh	108
73	Kisaran nilai tengah (σ^2) pada taraf kepercayaan 95%	108
74	Sebaran frekuensi hasil (kg/ha) famili S1 Maros Sintetik-1.C1 pada kahat N (50 kg urea/ha). KP Bajeng 2000/2001	111
75	Komponen peubah untuk menduga hasil jagung, ubinan 7,5 m ² ...	113
76	Pendugaan hasil jagung dengan tiga metoda	114

DAFTAR GAMBAR

1	Hubungan hasil bobot biji dalam log e ($\ln y$) terhadap ASI (rataan x ; x = kahat hara PMK, o = kekeringan)	73
2	Keterkaitan antara peubah dominan terhadap bobot biji jagung putih	75

Pengantar

Melepas varietas unggul baru jagung memerlukan tahapan uji dan analisis data sesuai kebutuhan saat seleksi, mulai dari pemilihan populasi awal sampai perbaikan populasi dan terakhir adalah uji multi lokasi. Buku ini diharapkan menjadi acuan dalam tahapan uji galur dan analisis data hingga sampai melepas varietas, khususnya jagung fungsional. Jagung merupakan komoditas pangan utama setelah padi di Indonesia dan komoditas ketiga di tingkat dunia setelah padi dan gandum. Dengan menggunakan paparan yang mudah, mudah-mudahan buku ini bermanfaat bagi pemulia muda yang akan meniti karir sebagai pemulia jagung. Pemahaman statistik dan analisis data menjadi persyaratan mutlak bagi seorang pemulia tanaman.

Semoga buku ini mempunyai kontribusi nyata dalam upaya penelitian perakitan varietas jagung di Indonesia, yang akhirnya berdampak pada tersedianya varietas unggul berdaya hasil tinggi dan mempunyai nilai gizi yang baik. Komoditas jagung sebagai pangan pokok kedua masa depan perlu diperbaiki mutu gizinya, agar menjadi bahan pangan yang sehat. Buku ini memberikan contoh analisis statistik dari tahap seleksi awal hingga tahap uji multilokasi untuk dapat dipresentasikan kepada Tim Penilai Pelepasan varietas.

Kepada penyunting, dan tim yang membantu dalam penyusunan buku ini saya sampaikan penghargaan dan terima kasih.

Bogor, Maret 2016

Kepala Pusat,

Dr. Made Jana Mejaya

I. PENDAHULUAN

Pemuliaan jagung yang bertujuan membentuk varietas unggul sintetik dan komposit (*open pollinated variety/opv*), dan varietas unggul hibrida, sangat sarat dan tidak dapat dipisahkan dari penggunaan statistik. Pemanfaatan statistik pada pemuliaan jagung dan tanaman menyerbuk silang lainnya, telah melahirkan cabang ilmu statistika, yang disebut statistika genetik atau *statistical genetic* atau sering juga disebut statistika genetika populasi (*population genetic statistic*). Hal tersebut disebabkan di dalam pemuliaan jagung digunakan materi genetik yang berupa populasi dari beragam individu dengan kontruksi genetik yang berbeda-beda. (Hallauer and Miranda 1988). Konsep “*Breeding Value*” atau “mutu genetik populasi seleksi” yang diadopsi dari pemuliaan ternak, merupakan parameter penting dalam program pemuliaan jagung. Demikian juga besaran nilai Daya Gabung Umum/DGU atau *General Combining Abilities/GCA*, Daya Gabung Khusus/DGK atau *Specific Combining Abilities/SCA*. Frekuensi gen (*genes frequency*), modulasi gen (*genes action*), intensitas seleksi (*selection intensity*), kemajuan genetik populasi (*population genetic gain*), siklus seleksi (*cycle of selection*), koefisien inbreeding (*inbreeding coefficient*), prediksi daya hasil rekombinasi (*recombination yield estimate*), semuanya menggunakan statistika genetik untuk penghitungannya.

Pemahaman statistika genetik atau populasi genetik sangat mutlak diperlukan bagi peneliti pemulia jagung. Bagi calon pemulia yang mengambil gelar S2 (MSc) atau S3 (Doktor), mata kuliah populasi genetik atau statistika genetik banyak ditakuti, karena dianggap sulit. Dalam buku ini statistika genetik bersama dengan statistika rancangan percobaan pemuliaan, dibahas setahap demi setahap secara mudah.

Rancangan Statistik Khusus untuk penelitian pemuliaan jagung diuraikan dan diberi contoh aplikasinya pada buku ini, menggunakan contoh kasus Jagung Fungsional QPM, Provit A, dan jagung Pulut. Buku ini memuat berbagai model rancangan dan uji statistik yang digunakan mulai dari seleksi populasi awal, evaluasi famili, rekombinasi, sampai penyiapan varietas untuk dilepas. Prosedur perhitungan secara manual sengaja disajikan dalam buku ini, bertujuan untuk memudahkan penelusuran nilai statistik uji atau koefisien suatu model matematik, namun juga dikombinasikan dengan paket program statistik yang telah tersedia. Analisis stabilitas hasil dengan model Eberhart dan Russel's (1966) yang merupakan metode klasik, masih dihitung dengan kombinasi perhitungan manual dan dengan paket program statistik. Perubahan jumlah ulangan dan lokasi penelitian belum tersedia paket program analisisnya untuk sampai tahap menghasilkan sumber keragaman, sehingga perhitungan masih dilakukan secara manual. Rancangan Carolina Utara (*North Carolina Design*) yang

bertujuan untuk mengetahui pengaruh interaksi tetua (*parent stock*) dari F1 silang tunggal serta interaksi tetua juga masih disajikan secara manual sampai tahapan pengambilan kesimpulan. Pembuktian tiga model fungsi peluang kontinu sah sebagai fungsi peluang, penerapan analisis χ^2 pada benih QPM *opaque* mengikuti segregasi gen hukum Mendel, serta pendugaan produksi jagung juga disajikan dalam buku ini. Varietas unggul nasional yang telah dihasilkan dari program pemuliaan jagung nasional dengan menggunakan berbagai analisis dalam buku ini adalah varietas bersari bebas: Provit A1, Provit A2, URI4, Srikandi Kuning 1, Srikandi Putih 1, Anoman 1, dan Sukmaraga. Sedangkan untuk varietas hibrida: Bima 12Q, Bima 13Q, Bima Putih 1, Bima Putih 2, dan Bima Provit A1. Kegiatan pemuliaan jagung fungsional di Indonesia masih tergolong sangat awal dibanding di Negara-negara penghasil jagung dunia seperti Mexico, Tiongkok dan USA. Namun sejak mulai dilepaskannya luas total kumulatif jagung fungsional yang tertanam ditingkat petani telah mencapai 0,5 juta ha. Pengertian jagung fungsional (*specialty maize*) adalah jagung yang mengandung nutrisi fungsional lebih tinggi dari jagung biasa (*normal maize*). Nutrisi fungsional yang dimaksudkan adalah asam amino (lisin dan triptofan) untuk jagung QPM (*Quality Protein Maize*), vitamin A atau *Beta Carotene* untuk jagung Provit A, amilopektin untuk jagung Pulut dan antioxidant untuk jagung biji ungu. Saat ini jagung antioxidant sedang mengalami pembentukan galur generasi lanjut untuk perakitan jagung opv dan hibrida.

II. RANCANGAN TAK LENGKAP DAN RANCANGAN ACAK KELOMPOK (*Incomplete and Randomized Complete Block Design*)

Materi genetika jagung sebagai calon varietas untuk lepas, diuji melalui beberapa tahapan dengan menggunakan rancangan percobaan, yaitu: (I) rancangan tak lengkap (*incomplete block design*), dan (II) rancangan acak kelompok *randomized complete block design*. Berikut diuraikan tahapan analisis untuk kasus genotipe jagung hibrida pulut yang telah dilepas dengan nama PURI 3H mulai dari UDHP (uji daya hasil pendahuluan) dengan rancangan acak tak lengkap sampai UML (uji multi lokasi) dengan rancangan acak kelompok, dengan perlakuan yang terdiri satu faktor, dua faktor berinteraksi ($G \times E$) dan tiga faktor berinteraksi ($G \times E \times M$), dimana G = genotipe, E = lingkungan, dan M = manajemen.

1. Rancangan Acak Tak Lengkap

Famili jagung yang dievaluasi dalam UDHP (uji daya hasil pendahuluan) mencapai jumlah ≥ 100 famili, tetapi pada UDHL (uji daya hasil lanjutan) jumlah galur yang dievaluasi ≤ 25 . Galur pada UDHL adalah hasil saringan dari UDHP. Rancangan acak tak lengkap untuk penelitian jagung fungsional yang digunakan adalah rancangan latis sederhana (*simple lattice design*), dengan jumlah perlakuan atau famili sebanyak n^2 , atau sebanyak $n \times m$. Seleksi dengan jumlah perlakuan ≥ 100 famili termasuk kontrol tidak akurat jika menggunakan rancangan acak kelompok. Rancangan acak tak lengkap mempunyai ukuran blok lebih proporsional, dapat memperkecil galat percobaan (*experimental error*) yaitu dengan membagi sejumlah famili dalam sub blok, sehingga peluang menolak hipotesis H_0 lebih besar dibandingkan jika menggunakan rancangan kelompok. Penolakan hipotesis H_0 adalah harapan yang harus terpenuhi dalam melakukan suatu percobaan yang terdapat keragaman penampilan genotipe. Gomez dan Gomez (1984) mengemukakan bahwa rancangan acak tak lengkap lebih akurat dan efisien dengan perlakuan lebih 25. Snedecor (1936) menyarankan, perlakuan sebanyak 20 tetap lebih baik menggunakan RAK. Winer (1971) menyarankan bahwa rancangan acak tak lengkap digunakan untuk penelitian dengan luas lahan > 25 are atau dengan perlakuan yang berjumlah > 100 . Perlakuan dibagi menjadi beberapa grup dengan menempatkan pada subblok, dimaksudkan untuk mengurangi variasi antar blok dan galat percobaan yang sulit dikontrol. Rancangan latis sederhana terdiri atas: 1) Rancangan latis kuadrat (*lattice square design*), digunakan untuk perlakuan berjumlah kuadrat ($t = 25, 49, 64, 81, 100, \text{dst}$). Ukuran blok (k) adalah akar dari jumlah perlakuan ($k = \sqrt{t}$). 2) Rancangan latis rectangle (*rectangle lattice design*) untuk mengevaluasi famili sebanyak $n \times m$. Penggunaan rancangan tak

lengkap disarankan cukup dua ulangan, dimaksudkan untuk seleksi tahap awal terhadap famili yang berjumlah > 100. Penggunaan lebih dari 2 ulangan menghasilkan seleksi dan analisis yang rumit dan tidak efisien.

Model matematik rancangan latis sederhana adalah:

$$Y_i = \mu + \beta_i + \tau_j + \alpha_k + \varepsilon_{ijk} + \gamma_l + \varepsilon_{ijkl}$$

Y_i = hasil pengamatan setiap peubah
 μ = nilai tengah umum, β_i = pengaruh blok ke i
 τ_j = pengaruh ulangan ke j, α_k = pengaruh entri tak terkoreksi
 γ_l = pengaruh entri terkoreksi
 ε_{ijk} = pengaruh sisa I (*intra block error*)
 ε_{ijkl} = pengaruh sisa II (*effective error*)

Tahapan analisis adalah sebagai berikut:

Perhitungan Jumlah Kuadrat (J.K)

JK perlakuan dan blok yang terkoreksi (*adjusted*) dan yang tak terkoreksi (*unadjusted*), yaitu: Blok (terkoreksi) = $S Wi^2/(k^3)(k+1)$, dan $W = 4T - 5Bj + G$, dimana T = jumlah perlakuan, Bj = jumlah total blok ke j, G = jumlah total perlakuan, k = jumlah blok, dan galat antar blok = J.K (total - ulangan - perlakuan takterkoreksi- blok terkoreksi).

$$KT \text{ perlakuan (terkoreksi)} = 1/(k+1)(k^2-1) \times (\Sigma T^2 - G^2/k^2)$$

Galat efektif = (K.T.galat antar blok)/(1 + ku), u = [K.T blok terkoreksi- K.T galat antar blok]/k²(K.T. blok terkoreksi)

Percobaan untuk seleksi famili berasal dari silang uji *test cross* sebanyak 49 F1 telah dilaksanakan pada populasi jagung hibrida QPM. Famili silang uji disimbol gi (i= 1, 2, 3, . . . , 49). Percobaan dilaksanakan dengan rancangan latis sederhana dua ulangan, setiap ulangan terdiri atas 7 sub blok dan didalam sub blok masing-masing diacak 7 famil F1. Seleksi untuk memperoleh bobot biji tertinggi dari famili terbaik, intensitas seleksi 10%. Hipotesis yang diajukan adalah:

$$H_0: \mu_1 = \mu_2 = \mu_i \text{ (i = 3, 4, 5, . . . , 49) vs.}$$

H_1 : paling kurang satu silang tunggal F1 > dari genotipe kontrol

Data hasil bobot biji disajikan pada Tabel 1 berikut.

Data yang dihasilkan dari Tabel 1 dapat dihitung derajat bebas, jumlah kwadrat (JK), dan kwadrat tengah (KT) yaitu dengan menyusun data seperti disajikan pada Tabel 2.

Tabel 1. Penerapan rancangan tak lengkap (7x7) pada UDHP F1 jagung pulut.

Plot	Ulangan	Sub blok	Geno-tipe	Hasil (t/ha)	Plot	Ulangan	Sub blok	Geno-tipe	Hasil (t/ha)
1	1	1	g1	4,50	50	2	1	g10	10,42
2	1	1	g2	5,85	51	2	1	g31	8,75
3	1	1	g3	9,48	52	2	1	g24	7,9
4	1	1	g4	7,85	53	2	1	g39	6,45
5	1	1	g5	10,15	54	2	1	g1	8,2
6	1	1	g6	9,85	55	2	1	g42	10,15
7	1	1	g7	8,74	56	2	1	g11	9,45
8	1	2	g8	9,10	57	2	2	g23	8,12
9	1	2	g9	11,25	58	2	2	g28	7,45
10	1	2	g10	9,45	59	2	2	g2	6,9
11	1	2	g11	7,00	60	2	2	g40	7,1
12	1	2	g12	5,93	61	2	2	g32	6,95
13	1	2	g13	7,80	62	2	2	g49	4,2
14	1	2	g14	7,15	63	2	2	g12	6,1
15	1	3	g15	4,19	64	2	3	g43	5,94
16	1	3	g16	5,90	65	2	3	g25	11,83
17	1	3	g17	8,70	66	2	3	g33	9,9
18	1	3	g18	6,93	67	2	3	g4	6,98
19	1	3	g19	8,75	68	2	3	g15	7,54
20	1	3	g20	9,15	69	2	3	g47	4,13
21	1	3	g21	8,30	70	2	3	g48	5,75
22	1	4	g22	7,80	71	2	4	g45	9,1
23	1	4	g23	7,12	72	2	4	g7	8,25
24	1	4	g24	6,90	73	2	4	g14	7,9
25	1	4	g25	6,58	74	2	4	g26	6,9
26	1	4	g26	7,14	75	2	4	g35	11,1
27	1	4	g27	6,15	76	2	4	g3	9,75
28	1	4	g28	8,22	77	2	4	g16	7,78
29	1	5	g29	7,64	78	2	5	g29	8,13
30	1	5	g30	5,90	79	2	5	g8	5,25
31	1	5	g31	11,90	80	2	5	g13	9,1
32	1	5	g32	8,15	81	2	5	g36	7,21
33	1	5	g33	9,15	82	2	5	g17	5,9
34	1	5	g34	6,75	83	2	5	g30	6,14
35	1	5	g35	8,90	84	2	5	g27	8,1
36	1	6	g36	7,93	85	2	6	g19	11,5
37	1	6	g37	10,74	86	2	6	g46	7,8
38	1	6	g38	5,90	87	2	6	g34	9,15
39	1	6	g39	6,15	88	2	6	g5	12,5
40	1	6	g40	7,25	89	2	6	g41	10,5
41	1	6	g41	8,75	90	2	6	g20	9,75
42	1	6	g42	9,62	91	2	6	g37	6,82
43	1	7	g43	6,78	92	2	7	g44	8,75
44	1	7	g44	7,35	93	2	7	g21	6,7
45	1	7	g45	8,00	94	2	7	g6	9,85
46	1	7	g46	7,64	95	2	7	g22	6,34
47	1	7	g47	8,26	96	2	7	g38	6,55
48	1	7	g48	5,28	97	2	7	g9	7,82
49	1	7	g49	6,10	98	2	7	g18	9,9

Sumber: Yasin dan Kasim (2005)

Tabel 2. Model tabulasi data hasil biji jagung untuk menghitung JK dan KT. (sub blok disortir).

No	Perlakuan (genotype)	Pedigree	blok	Hasil biji (t/ha)		Jumlah	Rataan
				I	II		
1	g1	CML161-1-2	1	4,5	8,2	12,70	6,35
2	g2	CML161-1-4	1	5,85	6,9	12,75	6,38
3	g3	CML161-1-7	1	9,48	9,75	19,23	9,62
4	g4	CML161-10	1	7,85	6,98	14,83	7,42
5	g5	CL162-4-2	1	10,15	12,5	22,65	11,33
6	g6	CML162-6-1	1	9,85	9,85	19,70	9,85
7	g7	CML162-6-2	1	8,74	8,25	16,99	8,50
8	g8	CML162-4-5	2	9,1	5,25	14,35	7,18
9	g9	CML162-6-2-1	2	11,25	7,82	19,07	9,54
10	g10	CML162-7-4-1	2	9,45	10,42	19,87	9,94
11	g11	CML163-2	2	7	9,45	16,45	8,23
12	g12	CML163-5-5	2	5,93	6,1	12,03	6,02
13	g13	CML163-5-7	2	7,8	9,1	16,90	8,45
14	g14	CML164-2-2	2	7,15	7,9	15,05	7,53
15	g15	CML-165-1-2	3	4,19	7,54	11,73	5,87
16	g16	CML165-1-4	3	5,9	7,78	13,68	6,84
17	g17	CML165-1-6	3	8,7	5,9	14,60	7,30
18	g18	CML165-2-2	3	6,93	9,9	16,83	8,42
19	g19	CML166-1	3	8,75	11,5	20,25	10,13
20	g20	CML166-2-5	3	9,15	9,75	18,90	9,45
21	g21	CML167-2-3	3	8,3	6,7	15,00	7,50
22	g22	CML167-3-3-1	4	7,8	6,34	14,14	7,07
23	g23	CML167-4-4	4	7,12	8,12	15,24	7,62
24	g24	CML168-3-3	4	6,9	7,9	14,80	7,40
25	g25	CML169-2-7	4	6,58	11,83	18,41	9,21
26	g26	CML169-4-6-7	4	7,14	6,9	14,04	7,02
27	g27	CML170-1-2-4	4	6,15	8,1	14,25	7,13
28	g28	CML170-1-2-6	4	8,22	7,45	15,67	7,84
29	g29	CML170-4-5	5	7,64	8,13	15,77	7,89
30	g30	CML171-2-2-4	5	5,9	6,14	12,04	6,02
31	g31	CML171-2-2-6	5	11,9	8,75	20,65	10,33
32	g32	CML171-4-6-9	5	8,15	6,95	15,10	7,55
33	g33	CML172-4-6-10	5	9,15	9,9	19,05	9,53
34	g34	CML172-2-4-5	5	6,75	9,15	15,90	7,95
35	g35	CML172-2-4-6	5	8,9	11,1	20,00	10,00
36	g36	CML172-3-4-6	6	7,93	7,21	15,14	7,57
37	g37	MSQ.C0	6	10,74	6,82	17,56	8,78
38	g38	MSQC1(S0)	6	5,9	6,55	12,45	6,23
39	g39	MSQC1(S0)-1	6	6,15	6,45	12,60	6,30
40	g40	MSQC1(S0)-2-1	6	7,25	7,1	14,35	7,18
41	g41	MSQC1(S0)-2-4	6	8,75	10,5	19,25	9,63
42	g42	MSQC1(S0)-3-5	6	9,62	10,15	19,77	9,89
43	g43	MSQC2(S1)-1-2	7	6,78	5,94	12,72	6,36
44	g44	MSQC2(S1)-1-3	7	7,35	8,75	16,10	8,05
45	g45	MSQC2(S1)-2-2	7	8	9,1	17,10	8,55
46	g46	MSQC2(S2)-1-3	7	7,64	7,8	15,44	7,72
47	g47	MSQC2(S2)-1-4	7	8,26	4,13	12,39	6,20
48	g48	Chek 1	7	5,28	5,75	11,03	5,52
49	g49	Chek 2	7	6,1	4,2	10,30	5,15
Jumlah				380,07	394,75	774,82	387,41
Rataan				7,76	8,06	15,81	7,91

CML, MSQ adalah inbrida QPM berkualitas protein tinggi kaya lisin dan triptofan untukantisipasi penyakit busung lapar (Bourlaug 1992)

Perhitungan

$$FK: 774,82^2/98 = 6125.9799$$

1. db - db ulangan: $2-1 = 1$
 - db genotipe: $49-1 = 48$
 - db total: $(49 \times 2)-1 = 97$
 - db galat: $97-48-1 = 48$
2. JK a. JK ulangan: $(380,07^2 + 394,75^2)/49 - FK = 2,1990$
 b. JK genotipe: $(12,70^2 + 12,75^2 + \dots + 10,30^2) - FK = 204,0452$
 c. JK total: $(4,50^2 + 5,85^2 + 9,48^2 + \dots + 4,20^2) - FK = 305,3548$
 d. JK galat: $305,3548 - 204,0452 - 2,1990$
3. KT dapat dihitung dengan membagi JK terhadap db
4. Pengaruh sub blok dan efisiensi rancangan latis terhadap RAK dihitung dengan metoda Einsensmith (1988). Dengan program MSTATC dapat diketahui dengan menyusun data seperti Tabel 3 berikut.
5. Hasil rangkuman perhitungan disajikan pada Tabel 4 berikut.

Tabel 3. Perhitungan JK sub blok data hasil jagung (Tabel 1).

Sub blok	Hasil biji total		Jumlah
	I	II	
1	56,42	62,43	118,85
2	57,68	56,04	113,72
3	51,92	59,07	110,99
4	49,91	56,64	106,55
5	58,39	60,12	118,51
6	56,34	54,78	111,12
7	49,41	45,67	95,08
Jumlah	380,07	394,75	774,82

Tabel 4. Rangkuman analisis rancangan latis (7x7) dua ulangan.

Sumber keragaman	Db	J, K,	K, T
Ulangan	1	2,199	2,1990
Genotipe (G)			
- unadjusted	48	204,045	4,251**
- adjusted	48	202,574	4,220**
- blok diantara ulangan	12	28,618	2,385
Galat			
- efektif	36	73,646	2,046
- RAK	48	99,111	2,065
- Intra blok	36	70,492	1,958
Total	97	305,355	

KK: 18,1% **:berpengaruh sangat nyata taraf 99%

2. Rancangan Acak Kelompok (RAK)

RAK digunakan untuk rancangan pengujian genotipe terpilih dari UDHL yang menggunakan rancangan tak lengkap. RAK terdiri atas rancangan percobaan satu faktor, digunakan untuk kegiatan UML (uji multi lokasi). UML merupakan tahapan uji terakhir sebelum rilis varietas. Penerapan RAK dilaksanakan untuk berbagai kegiatan pemuliaan jagung fungsional (QPM, Provit A, Pulut dan anti oxidant). Berikut disajikan tahapan analisis data, yang digunakan untuk pengusulan pelepasan varietas jagung hibrida pulut. Rancangan percobaan RAK, tiga ulangan, dilaksanakan di tujuh lokasi pada sentra jagung nasional, selama dua musim tanam (MH dan MK). Perlakuan terdiri atas 9 entri dengan menempatkan calon varietas secara acak termasuk kontrol atau pembanding tiga varietas. Genotipe yang dievaluasi tercantum pada Tabel 5.

Model matematik RAK

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

Y_{ij} = hasil pengamatan setiap peubah

μ = nilai tengah umum

α_i = pengaruh genotipe ($i = 1, 2, 3, \dots, 9$)

β_j = pengaruh blok ($j = 1, 2, 3$)

ε_{ij} = pengaruh galat

Perbedaan keragaan genotipe terhadap pembanding pada setiap lokasi diuji dengan BNT. Ketentuan penggunaan RAK yaitu: db acak ≥ 12 dan genotipe yang diuji hanya dibandingkan terhadap varietas cek, bukan untuk semua perlakuan, dengan uji BNT taraf nyata 95% dan 99% (Steel and Torrie, 1981; Gomez and Gomez, 1984). Tahapan analisis sampai menemukan pilihan calon varietas terdiri atas tiga tahapan, yaitu (1) analisis data untuk masing-masing lokasi atau unit percobaan, (2) analisis gabungan semua lokasi UML dari percobaan MH dan MK dengan menghitung interaksi lingkungan dan genotipe (E x G) dan (3) membuat analisis gabungan untuk melihat interaksi musim tanam MH dan MK (M x E x G).

Berikut disajikan tahapan analisis data dari hasil UML untuk jagung hibrida pulut, sebagai bahan pengusulan pelepasan varietas unggul nasional.

Tahap I.

Rancangan satu faktor (genotipe). Entri percobaan terdiri embilan genotipe, termasuk tiga pembanding dilakukan di tujuh lokasi (e1: KP Maros, e2: KP Bajeng e3: Polman-Sulbar, e4: Donggala, e5: Banjarbaru, e6: KP Pandu Manado, e7: KP Muneng Probolinggo) pada MT 2013. Penelitian dikelola secara optimal, jarak tanam 75 x 20 cm satu tanaman per rumpun, empat baris setiap entri panjang plot 5,0 m, dipupuk dan diairi sesuai rekomendasi dan kondisi pertanaman. Percobaan menggunakan RAK tiga ulangan, data

Tabel 5. Peubah bobot biji ka, 15% pada UML, calon varietas F1 jagung pulut, MH 2013.

No	kode genotipe	ulangan	Hasil biji, k.a. 15% (t/ha)							total
			e1	e2	e3	e4	e5	e6	e7	
1	g1	1	10,14	10,00	8,69	6,80	6,36	5,38	7,83	55,20
2	g2	1	8,90	9,99	8,53	5,82	5,26	4,93	7,30	50,73
3	g3	1	9,72	10,29	7,92	5,66	6,04	5,20	6,59	51,42
4	g4	1	10,27	10,19	8,18	7,12	6,10	6,26	8,64	56,76
5	g5	1	9,10	9,23	7,46	6,48	5,28	5,02	6,69	49,26
6	g6	1	9,35	10,13	7,51	6,34	5,33	4,53	5,82	49,01
7	g7	1	11,41	11,75	10,10	8,92	5,86	5,88	8,04	61,96
8	g8	1	5,66	8,10	6,52	3,77	3,41	4,70	4,54	36,70
9	g9	1	6,28	6,15	5,47	4,91	4,80	4,68	4,79	37,08
	sub total		80,83	85,83	70,38	55,82	48,44	46,58	60,24	448,12
10	g5	2	10,16	8,31	7,55	7,41	5,19	5,07	10,65	54,34
11	g2	2	9,39	8,41	7,99	5,93	5,20	4,02	7,25	48,19
12	g7	2	12,51	10,27	8,78	9,61	5,94	5,84	7,49	60,44
13	g9	2	6,21	5,64	6,28	5,14	3,77	3,30	5,08	35,42
14	g3	2	9,08	7,87	8,01	6,64	5,18	4,40	6,63	47,81
15	g6	2	9,46	8,66	7,57	5,37	5,53	4,77	8,29	49,65
16	g1	2	9,94	8,03	8,15	5,91	7,20	5,24	7,06	51,53
17	g4	2	9,00	10,40	10,19	5,80	7,46	5,49	6,85	55,19
18	g8	2	6,15	6,26	5,72	3,98	3,80	4,24	4,54	34,69
	sub total		81,90	73,85	70,24	55,79	49,27	42,37	63,84	437,26
19	g3	3	9,31	7,56	7,87	6,52	5,50	5,76	6,94	49,46
20	g6	3	9,17	8,85	7,99	5,59	5,27	5,04	6,48	48,39
21	g8	3	9,91	6,20	8,53	3,29	3,85	4,46	5,33	41,57
22	g1	3	9,83	8,24	8,08	3,51	6,54	4,45	8,91	49,56
23	g4	3	9,68	10,21	10,34	7,35	7,89	5,06	10,06	60,59
24	g7	3	9,76	10,05	8,74	8,23	6,90	3,90	7,96	55,54
25	g9	3	6,37	5,77	5,79	4,71	3,71	2,99	4,41	33,75
26	g5	3	10,37	7,76	7,11	6,98	6,79	4,69	9,02	52,72
27	g2	3	9,09	5,71	9,89	8,08	5,38	4,75	8,71	51,61
	sub total		83,49	70,35	74,34	54,26	51,83	41,1	67,82	443,19
Total			246,22	230,03	214,96	165,87	149,54	130,05	191,90	1328,57

Sumber: Yasin *et al.* (2013)

e1, e2, e3, , , , e7 : lokasi penelitian, lihat pada makalah

hasil perlakuan atau entry setiap ulangan berupa bobot biji, disajikan pada Tabel 5 untuk MT I (MH) dan Tabel 6 untuk MT II (MK). Rangkuman analisis selama dua murim tanam disajikan pada Tabel 6. Pada Tabel 7 terlihat bahwa dari analisis data UML genotipe memperlihatkan pengaruh nyata pada tujuh lingkungan tumbuh. Hasil ini dapat diartikan bahwa terdapat paling kurang sepasang genotipe yang hasil bobot bijinya berbeda pada tujuh lokasi UML. Perbedaan antar genotipe sebagai calon varietas terhadap pembanding diuji dengan uji BNT seperti disajikan pada Tabel 8. Data utama yang diamati adalah bobot biji ka. 15% dari genotipe yang diuji.

Tabel 6. Peubah bobot biji ka, 15% UML calon varietas F1 jagung pulut, MK 2013.

No	kode genotipe	ulangan	Hasil biji, k.a. 15% (t/ha)							total
			e1	e2	e3	e4	e5	e6	e7	
1	g1	1	7,37	9,16	9,44	7,08	6,22	8,36	8,08	55.71
2	g2	1	6,84	8,13	10,20	8,25	6,53	8,26	7,17	55.38
3	g3	1	7,40	8,74	8,98	7,95	4,56	8,12	7,63	53.38
4	g4	1	8,20	10,68	11,03	8,41	9,10	9,09	9,07	65.58
5	g5	1	7,63	8,54	10,19	7,22	7,38	8,22	8,62	57.8
6	g6	1	7,41	8,50	8,65	7,10	5,80	8,06	8,61	54.13
7	g7	1	8,12	9,69	11,17	7,19	7,17	8,63	8,88	60.85
8	g8	1	5,34	6,01	8,18	5,84	3,67	6,58	4,24	39.86
9	g9	1	6,86	5,11	5,62	4,91	2,79	4,61	5,06	34.96
	sub total		65.17	74.56	83.46	63.95	53.22	69.93	67.36	477.65
10	g5	2	7,41	8,68	9,14	7,48	6,44	7,26	6,88	53.29
11	g2	2	6,69	8,93	9,32	7,74	5,10	8,53	6,11	52.42
12	g7	2	7,44	10,14	10,64	7,16	6,23	8,74	9,54	59.89
13	g9	2	5,94	6,30	5,69	6,05	3,61	6,30	5,60	39.49
14	g3	2	7,79	8,36	8,99	7,37	4,39	7,91	7,12	51.93
15	g6	2	8,51	6,81	8,09	7,74	4,85	6,49	7,57	50.06
16	g1	2	7,66	9,65	8,83	7,55	4,82	8,73	9,47	56.71
17	g4	2	9,32	10,14	11,56	9,51	7,30	8,02	9,74	65.59
18	g8	2	5,70	5,98	8,12	7,04	3,99	7,43	4,85	43.11
	sub total		66.46	74.99	80.38	67.64	46.73	69.41	66.88	472.49
19	g3	3	8,24	8,18	9,15	8,58	4,85	7,52	7,96	54.48
20	g6	3	7,14	11,33	7,39	7,83	4,87	8,43	7,90	54.89
21	g8	3	3,69	7,45	7,74	5,97	4,48	6,49	4,97	40.79
22	g1	3	7,55	10,52	9,58	8,28	4,91	7,27	9,23	57.34
23	g4	3	5,82	9,06	9,47	7,56	6,89	8,91	8,18	55.89
24	g7	3	6,56	11,14	11,01	9,31	6,10	8,51	7,08	59.71
25	g9	3	4,41	4,69	4,72	5,20	2,61	5,80	5,29	32.72
26	g5	3	8,21	10,21	8,30	7,21	7,88	7,33	7,31	56.45
27	g2	3	6,25	9,75	9,57	7,91	5,70	7,57	7,73	54.48
	sub total		57.87	82.33	76.93	67.85	48.29	67.83	65.65	466.75
Total			189.5	231.88	240.77	199.44	148.24	207.17	199.89	1416.89

Keterangan kode genotipe :

g1 : (PV.Syn-1-1-4-3-#-#) x T

g2 : (PV.Syn-1-2-4-5-8-#) x T

g3 : (PV.Syn-1-3-2-6-#) x T

g4 : (PV.Syn-7-3-4-2-2-#) x T

g5 : (PV.Syn-5-3-6-5-#-4) x T

g6 : (PV.Syn-1-12-6-3-4-3-#) x T

T: tetua penguji induk jantan (*tester* B&) : GR,FS-20-5-7-6-#

e1, e2, e3, e7 : lokasi penelitian, lihat pada makalah

Pembanding:

g7 : Bima Putih 1

g8 : Paramitha F1

g9 : PM(S1)C1

Keterangan:

Kelompok atau ulangan (k): 3; Genotipe (G): 9; Lokasi (e): 7; Musim (m): 2

Tahapan analisis RAK diuraikan untuk kasus MH lokasi 1 (KP Maros) sebagai berikut:

1. derajat bebas (db)
db kelompok: $k - 1 = 2$ db genotipe: $g - 1 = 8$
db total: $gk - 1 = 26$ db galat: 16
2. Faktor Koreksi (FK)
 $FK = (\sum \sum x_{ij})^2 / k.g = (246,22)^2 / 3,9 = 2245,3440$
3. Jumlah kuadrat (JK)
 - a. $JKk = (80,83^2 + 81,90^2 + 83,49^2) / 9 - FK = 0,39538$
 - b. $JKg = (29,91^2 + 27,38^2 + , , , , + 18,86^2) / 3 - FK = 53,04285$
 - c. $JKt = (10,14^2 + 8,90^2 + , , , , + 9,09^2) - FK = 69,85011$
 - d. $JKgalat = JKt - JKk - JKg = 16,41188$
4. Kwadrat tengah (KT): masing-masing JK/db
 - a. $KTk: JKk / 2 = 0,19769$
 - b. $KTg: JKg / 8 = 6,63036$
5. $KTgalat: JKgalat / 16 = 1,02574$
6. Fhitung:
 - a. $Fhit.k = KTk / KTg = 0,19769 / 1,02574 = 0,193$
 - b. $Fhit.g = KTgenotipe / KTg = 6,63036 / 1,02574 = 6,464$
7. $KK = (\sqrt{KTgalat} / \text{rata-rata total}) \cdot 100\% = 1,02574 / 9,12 = 11,106\%$

Analisis yang sama untuk tujuh lokasi, pada MH dan MK dirangkum pada Tabel 7.

Tabel 7. Hasil rangkuman KT dengan RAK pada dua musim tanam.

Uraian	Kwadrat Tengah			KK (%)
	Kelompok	Genotipe	Galat	
Musim hujan				
e1: KP. Maros	0,19769	6,63036**	1,02574	11,10
e2: KP. Bajeng	7,32767	6,90965**	0,50739	8,36
e3: Polman-Sulbar	0,60070	4,09790**	0,61453	9,84
e4: Donggala-Sulteng	0,08725	6,46772**	0,81941	14,73
e5: Banjarbaru-Kalsel	0,48944	3,75915**	0,31930	10,16
e6: KP. Muneng-Jatim	0,91445	0,92059*	0,33128	11,94
e7: KP. Pandu-Sulut	1,59829	6,54283**	1,07105	14,56
Musim kemarau				
e1: KP. Maros	2,38556	3,31433**	0,63641	11,39
e2: KP. Bajeng	2,11820	8,13416**	0,97440	11,49
e3: Polman-Sulbar	1,17359	8,40735**	0,26001	5,72
e4: Donggala-Sulteng	0,53532	2,80253**	0,46326	9,21
e5: Banjarbaru-Kalsel	1,27330	6,93459**	0,36392	10,98
e6: KP. Muneng-Jatim	0,13096	2,80463**	0,43826	8,62
e7: KP. Pandu-Sulut	0,08869	6,90624**	0,61016	10,55

*berbeda nyata pada taraf uji BNT 5%

** berbeda sangat nyata pada taraf uji BNT 1%

Tabel 8. Rataan bobot biji k.a. air 15% dari 7 lingkungan serta nilai statistik uji BNT, MH 2013.

Genotipe (G)	Bobot biji k.a. 15% (t/ha)							Rataan
	e1	e2	e3	e4	e5	e6	e7	
g1: (PV.Syn-1-1-4-3-#-#) x T	9,97 ^{bc}	8,76 ^{bc}	8,30 ^{bc}	5,41 ^b	6,70 ^{bc}	5,02 ^c	7,93 ^{bc}	7,44 ^{bc}
g2: (PV.Syn-1-2-4-5-8-#) x T	9,13 ^{bc}	8,04 ^{bc}	8,80 ^{bc}	6,61 ^{bc}	5,48 ^{bc}	4,57 ^c	7,75 ^{bc}	7,20 ^{bc}
g3: (PV.Syn-1-3-2-6-#) x T	9,37 ^{bc}	8,57 ^{bc}	7,93 ^{bc}	6,28 ^{bc}	5,57 ^{bc}	5,12 ^c	6,72 ^{bc}	7,08 ^{bc}
g4: (PV.Syn-7-3-4-2-2-#) x T	9,65 ^{bc}	10,26 ^{bc}	9,57 ^{bc}	6,76 ^{bc}	7,15 ^{bc}	5,60 ^{bc}	8,52 ^{bc}	8,22 ^{bc}
g5: (PV.Syn-5-3-6-5-#-4) x T	9,88 ^{bc}	8,43 ^{bc}	7,37	6,96 ^{bc}	5,75 ^{bc}	4,93 ^c	8,79 ^{bc}	7,44 ^{bc}
g6: (PV.Syn-1-12-6-3-4-3-#) x T	9,33 ^{bc}	9,21 ^{bc}	7,69	5,76 ^b	5,38 ^{bc}	4,78 ^c	6,86 ^{bc}	7,00 ^{bc}
Pembandingan								
g7: Bima Putih 1	11,23	10,69	9,21	8,92	6,23	5,21	7,83	8,47
g8: Paramita F1	7,24	6,85	6,92	3,68	3,68	4,47	4,80	5,38
g9: PM(S1)C1	6,29	5,85	6,85	4,92	4,09	3,65	4,76	5,20
KK (%)	11,11	8,36	9,85	14,73	10,16	11,95	14,56	9,47
BNT 5%	1,24	0,87	0,96	1,11	0,69	0,74	1,27	0,49
BNT 1%	1,71	1,20	1,32	1,53	0,93	0,97	1,74	0,67

Keterangan:

a : berbeda nyata terhadap pembandingan terbaik Pulut URI 1 pada taraf uji BNT 5%

b : berbeda nyata terhadap pembandingan kedua PLB pada taraf uji BNT 5%

c : berbeda nyata terhadap pembandingan ketiga PLG pada taraf uji BNT 5%

e1, e2, e3, , e7 : lokasi pengujian

Tabel 9. Rataan bobot biji k.a. air 15% dari tujuh lingkungan serta nilai statistik uji BNT, MK 2013.

Genotipe (G)	Bobot biji k.a. 15% (t/ha)							Rataan
	e1	e2	e3	e4	e5	e6	e7	
g1: (PV.Syn-1-1-4-3-#-#) x T	7,52 ^{bc}	9,77 ^{bc}	9,29 ^{bc}	7,64 ^{bc}	5,31 ^{bc}	8,12 ^{bc}	8,93 ^{bc}	8,08 ^{bc}
g2: (PV.Syn-1-2-4-5-8-#) x T	6,59 ^{bc}	8,94 ^{bc}	9,70 ^{bc}	7,97 ^{bc}	5,78 ^{bc}	8,12 ^{bc}	7,00 ^{bc}	7,73 ^{bc}
g3: (PV.Syn-1-3-2-6-#) x T	7,81 ^{bc}	8,42 ^{bc}	9,04 ^{bc}	7,97 ^{bc}	4,60 ^c	7,85 ^{bc}	7,57 ^{bc}	7,61 ^{bc}
g4: (PV.Syn-7-3-4-2-2-#) x T	7,78 ^{bc}	9,96 ^{bc}	10,68 ^{bc}	8,49 ^{bc}	7,76 ^{bc}	8,67 ^{bc}	9,00 ^{bc}	8,91 ^{bc}
g5: (PV.Syn-5-3-6-5-#-4) x T	7,75 ^{bc}	9,15 ^{bc}	9,21 ^{bc}	7,30 ^{bc}	7,23 ^{bc}	7,60 ^c	7,61 ^{bc}	7,98 ^{bc}
g6: (PV.Syn-1-12-6-3-4-3-#) x T	7,68 ^{bc}	8,88 ^{bc}	8,04 ^{bc}	7,56 ^{bc}	5,18 ^{bc}	7,66 ^{bc}	8,03 ^{bc}	7,58 ^{bc}
Pembanding								
g7: Bima Putih 1	7,37	10,32	10,94	7,89	6,50	8,63	8,50	8,59
g8: Paramita F1	4,91	6,48	8,01	6,28	4,05	6,83	4,69	5,89
g9: PM(S1)C1	5,74	5,37	5,34	5,38	3,00	5,57	5,32	5,10
KK (%)	11,37	11,49	5,72	9,21	10,99	8,63	10,55	9,47
BNT 5%	0,97	1,21	0,62	0,83	0,73	0,81	0,95	0,49
BNT 1%	1,34	1,66	0,86	1,15	1,01	1,12	1,32	0,67

Keterangan:

a : berbeda nyata terhadap pembanding terbaik Pulut URI 1 pada taraf uji BNT 5%

b : berbeda nyata terhadap pembanding kedua PLB pada taraf uji BNT 5%

c : berbeda nyata terhadap pembanding ketiga PLG pada taraf uji BNT 5%

e1, e2, e3, , e7: lokasi pengujian

Tahap II

Analisis tahap kedua ingin mengetahui interaksi genotipe x lingkungan. Rancangan dua faktor lingkungan x genotipe (E x G). Analisis tahap II menggunakan data yang sama, dikerjakan untuk mengetahui interaksi genotipe dan lingkungan (G x E) pada MH dan MK. Analisis mengikuti model linear umum (*general lines model*) sbb:

$$Y_{ijk} = \mu + \alpha_i + \beta_j + \delta_k + (\alpha\delta)_{ik} + \varepsilon_{ijk}$$

Y_{ijk} = data hasil pengamatan

μ = nilai tengah umum

α_i = pengaruh genotipe (i = 1, 2, . . . , 9)

β_j = pengaruh blok pada setiap lokasi (j = 1, 2, 3)

δ_e = pengaruh lokasi (e = 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7)

$(\alpha\delta)_{ie}$ = interaksi genotipe x lokasi

ε_{ijk} = pengaruh galat

Perhitungan dilakukan dengan membuat Tabel interaksi G x E seperti disajikan pada Tabel 10.

Tabel 10. Interaksi G x E terhadap bobot biji pada MH dan MK.

	Bobot biji (interaksi G x E)							
	e1	e2	e3	e4	e5	e6	e7	total
MH								
g1	29,91	26,27	24,92	16,22	20,10	15,07	23,80	156,29
g2	27,38	24,11	26,41	19,83	15,84	13,70	23,26	150,53
g3	28,11	25,72	23,80	18,82	16,72	15,36	20,16	148,69
g4	28,95	30,80	28,71	20,27	21,45	16,81	25,55	172,54
g5	29,63	25,30	22,12	20,87	17,26	14,78	26,36	156,32
g6	27,98	27,64	23,07	17,30	16,13	14,34	20,59	147,05
g7	33,68	32,07	27,62	26,76	18,70	15,62	23,49	177,94
g8	21,72	20,56	20,77	11,04	11,06	13,40	14,41	112,96
g9	18,86	17,56	17,54	14,76	12,28	10,97	14,28	106,25
Total	246,22	230,03	214,96	165,87	149,54	130,05	191,90	1328,57
MK								
g1	22,58	29,33	27,85	22,91	15,95	24,36	26,78	169,76
g2	19,78	26,81	29,09	23,90	17,33	24,36	21,01	162,28
g3	23,43	25,28	27,12	23,90	13,80	23,55	22,71	159,79
g4	23,34	29,88	32,06	25,48	23,29	26,02	26,99	187,06
g5	23,25	27,43	27,63	21,91	21,70	22,81	22,81	167,54
g6	23,06	26,64	24,13	22,67	15,52	22,98	24,08	159,08
g7	22,12	30,97	32,82	23,66	19,50	25,88	25,5	180,45
g8	14,73	19,44	24,04	18,85	12,14	20,5	14,06	123,76
g9	17,21	16,10	16,03	16,16	9,01	16,71	15,95	107,17
Total	189,5	231,88	240,77	199,44	148,24	207,17	199,89	1416,89

Tahapan analisis untuk kasus MH interaksi G x E adalah sebagai berikut:

- derajat bebas (db)

$\text{db lokasi (e): } e - 1 = 6$
 $\text{db genotipe: } g - 1 = 8$
 $\text{db blok/lokasi(b/e): } e(b - 1) = 14$
 $\text{db g x e: } (g - 1)(e - 1) = 48$
 $\text{db total: } ebg = 7.3.9 - 1 = 188$
 $\text{db galat: } 188 - (6 + 14 + 8 + 48) = 112$
- Faktor Koreksi (FK)

$$FK = (\sum \sum x_{ij})^2 / ebg = (1328,57)^2 / 7.3.9 = 9339,14415$$
- Jumlah kuadrat (JK)

$$JKe = (246,22^2 + 230,03^2 + \dots + 191,90^2) / 9.3 - FK = 413,566$$

$$JKb = (448,12^2 + 437,26^2 + 443,19^2) / 63 - FK = 0,938$$

$$JKb/e = (448,12^2 + 437,26^2 + 443,19^2) / 9 - FK - JKe - JKg = 22,459$$

$$JKg = (156,29^2 + 150,53^2 + \dots + 106,25^2) / 7.3 - FK = 193,132$$

$$JK(gxe) = (29,91^2 + 27,38^2 + \dots + 14,28^2) / 3 - FK - JKg - JKe = 67,833$$

$$JKt = (10,14^2 + 8,90^2 + \dots + 8,71^2) - FK = 790,650$$

$$JKgalat = JKt - JKg - JKe = 93,661$$

4. Kwadrat tengah (KT): masing-masing JK/db
 $KT_e: JKe/6 = 68,928$
 $KT_g: JKg/8 = 24,141$
 $KT(b/e): JK(b/e)/14 = 1,604$
 $KT(gxe): JK(lxg)/43 = 20,112$
 $KTgalat: JKgalat/112 = 0,836$
5. Fhitung:
 $Fhit.e = KTe/KT(b/e) = 68,928/1,604 = 42,967$
 $Fhit.g = KTgenotipe/KTg = 24,141/1,413 = 17,085$
 $Fhit(gxe) = 1,413/0,836 = 1,690$

Analisis data MK dilakukan sama seperti pada data saat MH, dan hasil dari data MH dan MK pada Tabel 11 berikut:

Tabel 11. Analisis interaksi (GxE) karakter bobot biji pada MH-MK 2013.

Sumber keragaman	Db	J.K.	K.T
Musim hujan 2013			
Lokasi (E)	6	413,566	68,928**
Ulangan/Lokasi (B/E)	14	22,459	1,604
Genotipe (G)	8	193,132	24,141**
Interaksi (GxE)	48	67,833	1,413*
Galat	112	93,661	0,836
Total	188	790,650	-
Musim kemarau 2013			
Lokasi (E)	6	204,760	34,127**
Ulangan/Lokasi (B/E)	14	15,461	1,104
Genotipe (G)	8	245,955	30,744**
Interaksi (GxE)	48	64,998	1,354*
Galat	112	59,142	0,528
Total	188	590,316	-

** : berpengaruh sangat nyata taraf 99%

Musim hujan: Musim kemarau:
 KK = 14,11% KK = 10,62%

Tahap III

Analisis data tahap ke-3 ingin mengetahui interaksi musim x lingkungan x genotipe menggunakan Rancangan data tiga faktor (musim x lingkungan x genotipe atau M x L x G). Analisis menggunakan model linear umum sbb:

$$Y_{ijel} = \mu + \delta_e + \pi_l + (\alpha\pi) + \beta_j + \alpha_i + (\alpha\delta)_{ik} + (\pi\alpha)_{li} + (\pi\delta\alpha)_{lk} + \varepsilon_{ijel}$$

Y_{ijel} = data hasil pengamatan
 μ = nilai tengah umum
 δ_e = pengaruh lokasi, (e=1, 2, , , , 7)
 π_l = pengaruh musim, (l=1,2)
 $(\alpha\delta)_{em}$ = pengaruh interaksi lokasi x musim
 β_j = pengaruh blok pada setiap lokasi/musim (j=1, 2, 3)
 α_i = pengaruh genotipe (i=1, 2, 3, , , , , 9)
 $(\alpha\delta)_{ei}$ = pengaruh interaksi lokasi x genotipe
 $(\pi\alpha)_{li}$ = pengaruh interaksi musim x genotipe
 $(\pi\delta\alpha)_{mei}$ = pengaruh interaksi musim x lokasi x genotipe
 ε_{ijel} = pengaruh galat

Untuk analisis dibuat Tabel interaksi L x M, L x G, dan M x G seperti disajikan pada Tabel 13 untuk menghitung interaksi dua faktor, dan Tabel 14 untuk menghitung interaksi tiga faktor.

Tahapan analisis untuk interaksi M x L x G adalah sebagai berikut:

- derajat bebas (db)

db lokasi (e): 7 - 1 = 6	db genotipe (g): 8 - 1 = 8
db blok/e: (3-1).7 = 14	db (exg): 6.8 = 48
db musim (m): 2 - 1 = 1	db (mxg): 1.8 = 8
db (exm): 6x1 = 6	db (mxexg): 1.6.8 = 48
db total: 3.7.9.2 - 1 = 377	
db galat: 377-(6+8+14+1+6+48+8+48) = 238	
- Faktor Koreksi (FK)

$$FK = (\Sigma \Sigma x_{ij})^2 / mebg = (2745,46)^2 / (2.7.3.9) = 19940.61008$$
- Jumlah Kuadrat (JK)

$$JKe = (435,72^2 + 461,91^2 + , , , , , + 391,79^2) / 2.3.9 - FK = 426,648$$

$$JKb = (925,77^2 + 909,75^2 + 909,94^2) / 2.7.9 - FK =$$

$$JKb/e = (146,00^2 + 148,36^2 + + 133,47^2) / 9.2 - FK - JKe - JK e = 10,439$$

$$JK(m) = (1328,57^2 + 1416,89^2) / 3.7.9 - FK = 20,088$$

$$JK(exm) = (246,2^2 + 189,5^2 + + 199,89^2) / 3.9 - FK - Jke - JKm = 191,677$$

$$JKg = (326,05^2 + 312,81^2 + , , , , , + 213,42^2) / 2.3.7 - FK = 433,093$$

$$JK(exg) = (52,49^2 + 47,16^2 , , , , , + 30,23^2) / 2.3 - FK - JKe - JKg = 70,626$$

$$JK(mxg) = (156,29^2 + 150,53^2 + + 107,17^2) / 3.7 - FK - JKm - JKg = 5,994$$

$$JK(mxexg) = (29,21^2 + 27,38^2 + + 15,95^2) / 2 - FK - JKm - JKe - JKg - JKme - JKmg - Jkeg = 62,204$$

$$JKt = (10,14^2 + 8,90^2 + , , , , , + 7,37^2 + 6,84^2 + + 5,29^2) - FK = 1401,054$$

$$JKgalat = JKt - (JKe + Jkb + + JKmeg) = 180,284$$

4. Kwadrat Tengah (KT): masing-masing JK/db

$$KTe = JKe/6 = 71,108$$

$$KTb/e = JKb/e/14 = 0,746$$

$$KTm = JKm = 20,088$$

$$KT(exm) = JK(exm)/6 = 31,946$$

$$KTg = JKg/8 = 54,137$$

$$KT(exg) = JK(exg)/48 = 1,471$$

$$KT(mxg) = JK(mxg)/8 = 0,749$$

$$KT(mxexg) = JK(mxexg)/48 = 1,296$$

$$KTgalat = JKgalat/238 = 0,757$$

5. Fhitung:

$$Fhit(e) = KTe / KTb/e = 95,319^*$$

$$Fhit(m) = KTm/KT(mxexg) = 15,500^{**}$$

$$Fhit(g) = KTg/KT(mxexg) = 41,772^{**}$$

$$Fhi(exm) = KT(exm)/KT(mxexg) = 24,649$$

$$Fhit(exg) = KT(exg)/KT(mxexg) = 1,135$$

$$Fhit(mxg) = KT(mxg)/KT(mxexg) = <1,0$$

$$Fhit(mxexg) = JK(mxexg)/JKgalat = 1,712^{tn}$$

Hasil perhitungan disajikan dalam sumber keragaman sesuai Tabel 12.

Tabel 12. Analisis interaksi (M x L x G) karakter bobot biji pada MH-MK 2011.

Sumber keragaman	Db	J.K	K.T
Lokasi (E)	6	426,648	71,108**
Repl/(R)	14	10,439	0,746
Genotipe (G)	8	433,093	54,137**
ExG	48	70,626	1,471**
Musim (M)	1	20,088	20,088**
E x M	6	191,677	31,946**
G x M	8	5,994	0,749 ^{tn}
E x G x M	48	62,204	1,296 ^{tn}
Galat	238	180,284	0,757
Total	377	1401,054	-

Keterangan **: berpengaruh sangat nyata taraf 99%

tn : tidak nyata

KK = 11,97%

Dapat dihitung simpangan baku (Sy) setiap perlakuan/entri dengan interaksi terhadap lokasi, dan musim sebagai berikut:

$$Sy = 0,118 \quad (n=546)$$

$$Sy = 0,205 \quad (n=18)$$

$$Sy = 0,1346 \quad (n=49)$$

$$Sy = 0,355 \quad (n=6)$$

$$Sy = 0,063 \quad (n = 189)$$

$$Sy = 0,167 \quad (n= 27)$$

$$Sy = 0,189 \quad (n = 21)$$

$$Sy = 0,502 \quad (n = 3)$$

Tabel 13. Analisis JK satu dan dua faktor, gabungan MH-MK terhadap bobot hasil biji.

	e1	e2	e3	e4	e5	e6	e7	total	b1	b2	b3	MH	MK
g1	52.49	55.60	52.77	39.13	36.05	39.43	50.58	326.05	110.91	108.24	106.9	156.29	169.76
g2	47.16	50.92	55.50	43.73	33.17	38.06	44.27	312.81	106.11	100.61	106.09	150.53	162.28
g3	51.54	51.00	50.92	42.72	30.52	38.91	42.87	308.48	104.8	99.74	103.94	148.69	159.79
g4	52.29	60.68	60.77	45.75	44.74	42.83	52.54	359.6	122.34	120.78	116.48	172.54	187.06
g5	52.88	52.73	49.75	42.78	38.96	37.59	49.17	323.86	107.06	107.63	109.17	156.32	167.54
g6	51.04	54.28	47.20	39.97	31.65	37.32	44.67	306.13	103.14	99.71	103.28	147.05	159.08
g7	55.80	63.04	60.44	50.42	38.20	41.50	48.99	358.39	122.81	120.33	115.25	177.94	180.45
g8	36.45	40.00	44.81	29.89	23.20	33.90	28.47	236.72	76.56	77.80	82.36	112.96	123.76
g9	36.07	33.66	33.57	30.92	21.29	27.68	30.23	213.42	72.04	74.91	66.47	106.25	107.17
Total	435.72	461.91	455.73	365.31	297.78	337.22	391.79	2745.46	925.77	909.75	909.94	-	-
MH	246.22	230.03	214.96	165.87	149.54	130.05	191.9	1328.57	448.12	437.26	443.19	-	-
MK	189.50	231.88	240.77	199.44	148.24	207.17	199.89	1416.89	477.65	472.49	466.75	-	-
b1	146.00	160.39	153.84	119.77	101.66	116.51	127.60	925.77	-	-	-	-	-
b2	148.36	148.84	150.62	123.43	96.00	111.78	130.72	909.75	-	-	-	-	-
b3	141.36	152.68	151.27	122.11	100.12	108.93	133.47	909.94	-	-	-	-	-

g1, g2, g3, g9 : genotipe yang diuji
e1, e2, e3, e7 : lingkungan pengujian

Tabel 14. Analisis JK mxexg tiga faktor gabungan MH-MK terhadap bobot hasil biji.

M	G	e1	e2	e3	e4	e5	e6	e7	Total
MH	g1	29,91	26,27	24,92	16,22	20,10	15,07	23,80	156,29
	g2	27,38	24,11	26,41	19,83	15,84	13,70	23,26	150,53
	g3	28,11	25,72	23,80	18,82	16,72	15,36	20,16	148,69
	g4	28,95	30,80	28,71	20,27	21,45	16,81	25,55	172,54
	g5	29,63	25,30	22,12	20,87	17,26	14,78	26,36	156,32
	g6	27,98	27,64	23,07	17,30	16,13	14,34	20,59	147,05
	g7	33,68	32,07	27,62	26,76	18,70	15,62	23,49	177,94
	g8	21,72	20,56	20,77	11,04	11,06	13,40	14,41	112,96
	g9	18,86	17,56	17,54	14,76	12,28	10,97	14,28	106,25
MK	g1	22,58	29,33	27,85	22,91	15,95	24,36	26,78	169,76
	g2	19,78	26,81	29,09	23,90	17,33	24,36	21,01	162,28
	g3	23,43	25,28	27,12	23,90	13,80	23,55	22,71	159,79
	g4	23,34	29,88	32,06	25,48	23,29	26,02	26,99	187,06
	g5	23,25	27,43	27,63	21,91	21,70	22,81	22,81	167,54
	g6	23,06	26,64	24,13	22,67	15,52	22,98	24,08	159,08
	g7	22,12	30,97	32,82	23,66	19,50	25,88	25,50	180,45
	g8	14,73	19,44	24,04	18,85	12,14	20,50	14,06	123,76
	g9	17,21	16,10	16,03	16,16	9,01	16,71	15,95	107,17
Total		435,72	461,91	455,73	365,31	297,78	337,22	391,79	2745,46

g1, g2, g3, , , , , , , , g9 : genotipe yang diuji

e1, e2, e3, , , , , , , , e7 : lingkungan pengujian

Tabel 15. Analisis JK empat faktor gabungan MH-MK terhadap bobot hasil biji.

MH	G	Blok	e1	e2	e3	e4	e5	e6	e7	Total
	1	1	10,14	10	8,69	6,8	6,36	5,38	7,83	55,2
	2	1	8,9	9,99	8,53	5,82	5,26	4,93	7,3	50,73
	3	1	9,72	10,29	7,92	5,66	6,04	5,2	6,59	51,42
	4	1	10,27	10,19	8,18	7,12	6,1	6,26	8,64	56,76
	5	1	9,1	9,23	7,46	6,48	5,28	5,02	6,69	49,26
	6	1	9,35	10,13	7,51	6,34	5,33	4,53	5,82	49,01
	7	1	11,41	11,75	10,1	8,92	5,86	5,88	8,04	61,96
	8	1	5,66	8,1	6,52	3,77	3,41	4,7	4,54	36,7
	9	1	6,28	6,15	5,47	4,91	4,8	4,68	4,79	37,08
	1	2	9,94	8,03	8,15	5,91	7,2	5,24	7,06	51,53
	2	2	9,39	8,41	7,99	5,93	5,2	4,02	7,25	48,19
	3	2	9,08	7,87	8,01	6,64	5,18	4,4	6,63	47,81
	4	2	9	10,4	10,19	5,8	7,46	5,49	6,85	55,19
	5	2	10,16	8,31	7,55	7,41	5,19	5,07	10,65	54,34
	6	2	9,46	8,66	7,57	5,37	5,53	4,77	8,29	49,65
	7	2	12,51	10,27	8,78	9,61	5,94	5,84	7,49	60,44
	8	2	6,15	6,26	5,72	3,98	3,8	4,24	4,54	34,69
	9	2	6,21	5,64	6,28	5,14	3,77	3,3	5,08	35,42
	1	3	9,83	8,24	8,08	3,51	6,54	4,45	8,91	49,56
	2	3	9,09	5,71	9,89	8,08	5,38	4,75	8,71	51,61

Tabel 15. Lanjutan.

MH	G	Blok	e1	e2	e3	e4	e5	e6	e7	Total
3	3		9,31	7,56	7,87	6,52	5,5	5,76	6,94	49,46
4	3		9,68	10,21	10,34	7,35	7,89	5,06	10,06	60,59
5	3		10,37	7,76	7,11	6,98	6,79	4,69	9,02	52,72
6	3		9,17	8,85	7,99	5,59	5,27	5,04	6,48	48,39
7	3		9,76	10,05	8,74	8,23	6,9	3,9	7,96	55,54
8	3		9,91	6,2	8,53	3,29	3,85	4,46	5,33	41,57
9	3		6,37	5,77	5,79	4,71	3,71	2,99	4,41	33,75
MK	G	Blok	e1	e2	e3	e4	e5	e6	e7	Total
1	1		7,37	9,16	9,44	7,08	6,22	8,36	8,08	55,71
2	1		6,84	8,13	10,2	8,25	6,53	8,26	7,17	55,38
3	1		7,4	8,74	8,98	7,95	4,56	8,12	7,63	53,38
4	1		8,2	10,68	11,03	8,41	9,1	9,09	9,07	65,58
5	1		7,63	8,54	10,19	7,22	7,38	8,22	8,62	57,8
6	1		7,41	8,5	8,65	7,1	5,8	8,06	8,61	54,13
7	1		8,12	9,69	11,17	7,19	7,17	8,63	8,88	60,85
8	1		5,34	6,01	8,18	5,84	3,67	6,58	4,24	39,86
9	1		6,86	5,11	5,62	4,91	2,79	4,61	5,06	34,96
1	2		7,66	9,65	8,83	7,55	4,82	8,73	9,47	56,71
2	2		6,69	8,93	9,32	7,74	5,1	8,53	6,11	52,42
3	2		7,79	8,36	8,99	7,37	4,39	7,91	7,12	51,93
4	2		9,32	10,14	11,56	9,51	7,3	8,02	9,74	65,59
5	2		7,41	8,68	9,14	7,48	6,44	7,26	6,88	53,29
6	2		8,51	6,81	8,09	7,74	4,85	6,49	7,57	50,06
7	2		7,44	10,14	10,64	7,16	6,23	8,74	9,54	59,89
8	2		5,7	5,98	8,12	7,04	3,99	7,43	4,85	43,11
9	2		5,94	6,3	5,69	6,05	3,61	6,3	5,6	39,49
1	3		7,55	10,52	9,58	8,28	4,91	7,27	9,23	57,34
2	3		6,25	9,75	9,57	7,91	5,7	7,57	7,73	54,48
3	3		8,24	8,18	9,15	8,58	4,85	7,52	7,96	54,48
4	3		5,82	9,06	9,47	7,56	6,89	8,91	8,18	55,89
5	3		8,21	10,21	8,3	7,21	7,88	7,33	7,31	56,45
6	3		7,14	11,33	7,39	7,83	4,87	8,43	7,9	54,89
7	3		6,56	11,14	11,01	9,31	6,1	8,51	7,08	59,71
8	3		3,69	7,45	7,74	5,97	4,48	6,49	4,97	40,79
9	3		4,41	4,69	4,72	5,2	2,61	5,8	5,29	32,72

Rangkuman hasil analisis dari rancangan acak kelompok yang terdiri atas: Sembilan entri, tiga ulangan, dilaksanakan pada tujuh lokasi, dan selama masa tanam musim hujan dan musim kemarau disajikan pada Tabel 16.

Tabel 16. Rangkuman analisis interaksi dua faktor (l x g) dan tiga faktor (m x l x g) peubah bobot biji MT 2011.

Sumber keragaman	db	J, K,	K, T
Dua faktor			
Musim hujan 2013			
Lokasi (E)	6	413,566	68,928**
Ulangan/Lokasi (R/E)	14	22,459	1,604
Genotipe (G)	8	193,132	24,141**
Interaksi (GxE)	48	67,833	1,413*
Galat	112	93,661	0,836
Total	188	790,650	-
Musim kemarau 2013			
Lokasi (E)	6	204,760	34,127**
Ulangan/Lokasi (R/E)	14	15,461	1,104
Genotipe (G)	8	245,955	30,744**
Interaksi (GxE)	48	64,998	1,354*
Galat	112	59,142	0,528
Total	188	590,316	-
Tiga faktor			
Lokasi (E)	6	426,648	71,108**
Repl/(R)	14	10,439	0,746
Genotipe (G)	8	433,093	54,137**
ExG	48	70,626	1,471**
Musim (M)	1	20,088	20,088**
E x M	6	191,677	31,946**
G x M	8	5,994	0,749 ^{tn}
E x G x M	48	62,204	1,296 ^{tn}
Galat	238	180,284	0,757
Total	377	1401,054	-

** : berpengaruh sangat nyata taraf 99%

Musim hujan: Musim kemarau:

KK= 14,11% KK= 10,62%

Gabungan: KK: 11,97%

III. STABILITAS HASIL (Yield Stability)

Analisis stabilitas hasil menggunakan data dari percobaan RAK pada UML, dimaksudkan untuk mengetahui genotipe yang hasil bijinya nyata lebih tinggi dibanding cek, serta ingin diketahui phenotipe yang hasil bijinya stabil pada berbagai lingkungan tumbuh. Genotipe yang hasilnya stabil dimaksudkan sebagai genotipe yang memberikan hasil baik pada berbagai lingkungan tumbuh, dan pada lingkungan tumbuh yang semakin baik, maka hasil biji kering juga akan meningkat. Terdapat beberapa metoda yang dapat digunakan untuk analisis stabilitas hasil, diantaranya adalah model Finlay-Wilkinson's, Eberhart dan Russel's, Perkins dan Jinks, Freeman dan Perkins, sebaran t-hitung dan biplot. Sebagai lanjutan analisis stabilitas hasil UML dari bab II digunakan tiga pendekatan yaitu:

1. Model Finlay-Wilkinson's

Analisis mengacu pada dua kriteria yaitu (1) model regresi sederhana, yaitu $y = \beta_0 + \beta_1 x$; x : peubah bebas, lingkungan yang dibakukan; y : bobot biji; β_0 = Intercept, β_1 = koefisien regresi sederhana. Koefisien regresi dihitung dengan $\beta_1 = \frac{\sum \sum x_i y_i}{\sum y_i^2}$ dan kriteria (2) rata-rata hasil genotipe. Jika $\beta > 1,0$ dan rata-rata hasil ($\bar{y}_i$) > rata-rata total UML, maka genotipe dianggap stabil dan hasil meningkat jika lingkungan tumbuh semakin baik. Jika $\beta < 1,0$ genotipe tidak stabil.

Data UML hibrida jagung pulut menggunakan data pada bab II Tabel 5 dan Tabel 6. Koefisien β dari setiap genotipe dihitung dengan tahapan mentabulasi data genotipe di sortir, kemudian dibuat Tabel interaksi antara rata-rata genotipe dan lingkungan UML (Tabel 17, Tabel 18, Tabel 19).

Perhitungan koefisien regresi (β_i):

MH:

$$\beta_1: \{[(9,97 \times 9,12) + (8,76 \times 8,52) + (8,31 \times 7,96) + (5,41 \times 6,14) + (6,70 \times 5,54) + (5,02 \times 4,82) + (7,93 \times 7,11)] - (52,10 \times 49,21)/7\} = 1,064$$

$$\beta_2: \{[(9,13 \times 9,12) + (8,04 \times 8,52) + (8,80 \times 7,96) + (6,61 \times 6,14) + (5,28 \times 5,54) + (4,57 \times 4,82) + (7,75 \times 7,11)] - (50,18 \times 49,21)/7\} = 1,043$$

$$\beta_3: \{[(9,37 \times 9,12) + (8,57 \times 8,52) + (7,93 \times 7,96) + (6,27 \times 6,14) + (5,57 \times 5,54) + (5,12 \times 4,82) + (6,72 \times 7,11)] - (49,56 \times 49,21)/7\} = 0,981$$

$$\beta_4: \{[(9,65 \times 9,12) + (10,27 \times 8,52) + (9,57 \times 7,96) + (6,76 \times 6,14) + (7,15 \times 5,54) + (5,60 \times 4,82) + (8,52 \times 7,11)] - (57,51 \times 49,21)/7\} = 1,041$$

$$\beta_5: \{[(9,88 \times 9,12) + (8,43 \times 8,52) + (7,37 \times 7,96) + (6,96 \times 6,14) + (5,75 \times 5,54) + (4,93 \times 4,82) + (8,79 \times 7,11)] - (52,11 \times 49,21)/7\} = 0,984$$

$$\beta_6: \{[(9,33 \times 9,12) + (9,21 \times 8,52) + (7,69 \times 7,96) + (5,77 \times 6,14) + (5,38 \times 5,54) + (4,78 \times 4,82) + (6,86 \times 7,11)] - (49,02 \times 49,21)/7\} = 1,120$$

$$\beta_7: \{[(11,23 \times 9,12) + (10,69 \times 8,52) + (9,21 \times 7,96) + (8,92 \times 6,14) + (6,23 \times 5,54) + (5,21 \times 4,82) + (7,83 \times 7,11)] - (59,31 \times 49,21)/7\} = 1,293$$

$$\beta_8: \{[(724 \times 9,12) + (6,85 \times 8,52) + (6,92 \times 7,96) + (3,68 \times 6,14) + (3,69 \times 5,54) + (4,47 \times 4,82) + (4,80 \times 7,11)] - (37,63 \times 49,21)/7\} = 0,880$$

$$\beta_9: \{[(6,29 \times 9,12) + (5,85 \times 8,52) + (5,85 \times 7,96) + (4,92 \times 6,14) + (4,09 \times 5,54) + (3,66 \times 4,82) + (4,76 \times 7,11)] - (35,42 \times 49,21)/7\} = 1,064$$

MK:

$$\beta_1: \{[(7,53 \times 7,02) + (9,78 \times 8,59) + (9,28 \times 8,92) + (7,64 \times 7,39) + (5,32 \times 5,49) + (8,12 \times 7,67) + (8,93 \times 7,40)] - (56,59 \times 52,48)/7\} = 1,244$$

$$\beta_2: \{[(6,59 \times 7,02) + (8,94 \times 8,59) + (9,70 \times 8,92) + (7,97 \times 7,39) + (5,78 \times 5,49) + (8,12 \times 7,67) + (7,00 \times 7,40)] - (54,09 \times 52,48)/7\} = 1,125$$

$$\beta_3: \{[(7,81 \times 7,02) + (8,43 \times 8,59) + (9,04 \times 8,92) + (7,97 \times 7,39) + (4,60 \times 5,49) + (7,85 \times 7,67) + (7,57 \times 7,40)] - (56,26 \times 52,48)/7\} = 1,181$$

$$\beta_4: \{[(7,78 \times 7,02) + (9,96 \times 8,59) + (10,69 \times 8,92) + (8,49 \times 7,39) + (7,76 \times 5,49) + (8,67 \times 7,67) + (9,00 \times 7,40)] - (62,35 \times 52,48)/7\} = 0,621$$

$$\beta_5: \{[(7,75 \times 7,02) + (9,14 \times 8,59) + (9,21 \times 8,92) + (7,30 \times 7,39) + (7,23 \times 5,49) + (7,60 \times 7,67) + (7,60 \times 7,40)] - (55,85 \times 52,48)/7\} = 0,621$$

$$\beta_6: \{[(7,69 \times 7,02) + (8,88 \times 8,59) + (8,04 \times 8,92) + (7,56 \times 7,39) + (5,17 \times 5,49) + (7,66 \times 7,67) + (8,03 \times 7,40)] - (55,85 \times 52,48)/7\} = 0,909$$

$$\beta_7: \{[(7,37 \times 7,02) + (10,32 \times 8,59) + (10,94 \times 8,92) + (7,89 \times 7,39) + (6,50 \times 5,49) + (8,63 \times 7,67) + (8,50 \times 7,40)] - (60,15 \times 52,48)/7\} = 1,344$$

$$\beta_8: \{[(4,91 \times 7,02) + (6,48 \times 8,59) + (8,01 \times 8,92) + (6,28 \times 7,39) + (4,05 \times 5,49) + (6,83 \times 7,67) + (4,69 \times 7,40)] - (41,25 \times 52,48)/7\} = 1,073$$

$$\beta_9: \{[(5,74 \times 7,02) + (5,37 \times 8,59) + (5,34 \times 8,92) + (5,39 \times 7,39) + (3,00 \times 5,49) + (5,57 \times 7,67) + (5,32 \times 7,40)] - (35,72 \times 52,48)/7\} = 0,608$$

Tabel 17. Data hasil biji setelah genotipe disortir, MH 2013.

plot	Hasil biji, k.a. 15% (t/ha)										
	gi	ulgn	e1	e2	e3	e4	e5	e6	e7	total	rataan
1	1	1	10.14	10	8.69	6.8	6.36	5.38	7.83	55.2	7.89
2	2	1	8.9	9.99	8.53	5.82	5.26	4.93	7.3	50.73	7.25
3	3	1	9.72	10.29	7.92	5.66	6.04	5.2	6.59	51.42	7.35
4	4	1	10.27	10.19	8.18	7.12	6.1	6.26	8.64	56.76	8.11
5	5	1	9.1	9.23	7.46	6.48	5.28	5.02	6.69	49.26	7.04
6	6	1	9.35	10.13	7.51	6.34	5.33	4.53	5.82	49.01	7.00
7	7	1	11.41	11.75	10.1	8.92	5.86	5.88	8.04	61.96	8.85
8	8	1	5.66	8.1	6.52	3.77	3.41	4.7	4.54	36.7	5.24
9	9	1	6.28	6.15	5.47	4.91	4.8	4.68	4.79	37.08	5.30
Sub total			80.83	85.83	70.38	55.82	48.44	46.58	60.24	448.12	
16	1	2	9.94	8.03	8.15	5.91	7.2	5.24	7.06	51.53	7.36
11	2	2	9.39	8.41	7.99	5.93	5.2	4.02	7.25	48.19	6.88
14	3	2	9.08	7.87	8.01	6.64	5.18	4.4	6.63	47.81	6.83
17	4	2	9	10.4	10.19	5.8	7.46	5.49	6.85	55.19	7.88
10	5	2	10.16	8.31	7.55	7.41	5.19	5.07	10.65	54.34	7.76
15	6	2	9.46	8.66	7.57	5.37	5.53	4.77	8.29	49.65	7.09
12	7	2	12.51	10.27	8.78	9.61	5.94	5.84	7.49	60.44	8.63
18	8	2	6.15	6.26	5.72	3.98	3.8	4.24	4.54	34.69	4.96
13	9	2	6.21	5.64	6.28	5.14	3.77	3.3	5.08	35.42	5.06
Sub total			81.90	73.85	70.24	55.79	49.27	42.37	63.84	437.26	
22	1	3	9.83	8.24	8.08	3.51	6.54	4.45	8.91	49.56	7.08
27	2	3	9.09	5.71	9.89	8.08	5.38	4.75	8.71	51.61	7.37
19	3	3	9.31	7.56	7.87	6.52	5.5	5.76	6.94	49.46	7.07
23	4	3	9.68	10.21	10.34	7.35	7.89	5.06	10.06	60.59	8.66
26	5	3	10.37	7.76	7.11	6.98	6.79	4.69	9.02	52.72	7.53
20	6	3	9.17	8.85	7.99	5.59	5.27	5.04	6.48	48.39	6.91
24	7	3	9.76	10.05	8.74	8.23	6.9	3.9	7.96	55.54	7.93
21	8	3	9.91	6.2	8.53	3.29	3.85	4.46	5.33	41.57	5.94
25	9	3	6.37	5.77	5.79	4.71	3.71	2.99	4.41	33.75	4.82
Sub total			83.49	70.35	74.34	54.26	51.83	41.1	67.82	443.19	
Total			246.22	230.03	214.96	165.87	149.54	130.05	191.90	1328.57	

Sumber: Yasin *et al.* 2010.

Tabel 18. Data hasil biji setelah genotipe di sortir, MK 2013.

plot	Hasil biji, k.a. 15% (t/ha)										rataa
	gi	ulgn	e1	e2	e3	e4	e5	e6	e7	total	
1	1	1	7.37	9.16	9.44	7.08	6.22	8.36	8.08	55.71	7.96
2	2	1	6.84	8.13	10.2	8.25	6.53	8.26	7.17	55.38	7.91
3	3	1	7.4	8.74	8.98	7.95	4.56	8.12	7.63	53.38	7.63
4	4	1	8.2	10.68	11.03	8.41	9.1	9.09	9.07	65.58	9.37
5	5	1	7.63	8.54	10.19	7.22	7.38	8.22	8.62	57.8	8.26
6	6	1	7.41	8.5	8.65	7.1	5.8	8.06	8.61	54.13	7.73
7	7	1	8.12	9.69	11.17	7.19	7.17	8.63	8.88	60.85	8.69
8	8	1	5.34	6.01	8.18	5.84	3.67	6.58	4.24	39.86	5.69
9	9	1	6.86	5.11	5.62	4.91	2.79	4.61	5.06	34.96	4.99
Sub total			65.17	74.56	83.46	63.95	53.22	69.93	67.36	477.65	
16	1	2	7.66	9.65	8.83	7.55	4.82	8.73	9.47	56.71	8.10
11	2	2	6.69	8.93	9.32	7.74	5.1	8.53	6.11	52.42	7.49
14	3	2	7.79	8.36	8.99	7.37	4.39	7.91	7.12	51.93	7.42
17	4	2	9.32	10.14	11.56	9.51	7.3	8.02	9.74	65.59	9.37
10	5	2	7.41	8.68	9.14	7.48	6.44	7.26	6.88	53.29	7.61
15	6	2	8.51	6.81	8.09	7.74	4.85	6.49	7.57	50.06	7.15
12	7	2	7.44	10.14	10.64	7.16	6.23	8.74	9.54	59.89	8.56
18	8	2	5.7	5.98	8.12	7.04	3.99	7.43	4.85	43.11	6.16
13	9	2	5.94	6.3	5.69	6.05	3.61	6.3	5.6	39.49	5.64
Sub total			66.46	74.99	80.38	67.64	46.73	69.41	66.88	472.49	
22	1	3	7.55	10.52	9.58	8.28	4.91	7.27	9.23	57.34	8.19
27	2	3	6.25	9.75	9.57	7.91	5.7	7.57	7.73	54.48	7.78
19	3	3	8.24	8.18	9.15	8.58	4.85	7.52	7.96	54.48	7.78
23	4	3	5.82	9.06	9.47	7.56	6.89	8.91	8.18	55.89	7.98
26	5	3	8.21	10.21	8.3	7.21	7.88	7.33	7.31	56.45	8.06
20	6	3	7.14	11.33	7.39	7.83	4.87	8.43	7.9	54.89	7.84
24	7	3	6.56	11.14	11.01	9.31	6.1	8.51	7.08	59.71	8.53
21	8	3	3.69	7.45	7.74	5.97	4.48	6.49	4.97	40.79	5.83
25	9	3	4.41	4.69	4.72	5.2	2.61	5.8	5.29	32.72	4.67
Sub total			57.87	82.33	76.93	67.85	48.29	67.83	65.65	466.75	
Total			189.5	231.88	240.77	199.44	148.24	207.17	199.89	1416.89	

Sumber: Yasin *et al.* 2010.

Tabel 19. Interaksi rata-rata hasil biji genotipe dan lingkungan (GxE) UML hasil biji, k.a. 15% (t/ha).

MH	Hasil biji, k.a. 15% (t/ha)								Rataan
	e1	e2	e3	e4	e5	e6	e7	Total	
g1	9.97	8.76	8.31	5.41	6.70	5.02	7.93	52.10	7.44
g2	9.13	8.04	8.80	6.61	5.28	4.57	7.75	50.18	7.17
g3	9.37	8.57	7.93	6.27	5.57	5.12	6.72	49.56	7.08
g4	9.65	10.27	9.57	6.76	7.15	5.60	8.52	57.51	8.22
g5	9.88	8.43	7.37	6.96	5.75	4.93	8.79	52.11	7.44
g6	9.33	9.21	7.69	5.77	5.38	4.78	6.86	49.02	7.00
g7	11.23	10.69	9.21	8.92	6.23	5.21	7.83	59.31	8.47
g8	7.24	6.85	6.92	3.68	3.69	4.47	4.80	37.65	5.38
g9	6.29	5.85	5.85	4.92	4.09	3.66	4.76	35.42	5.06
Total	82.07	76.68	71.65	55.29	49.85	43.35	63.97	442.86	63.27
Rataan	9.12	8.52	7.96	6.14	5.54	4.82	7.11	49.21	7.03
MK	e1	e2	e3	e4	e5	e6	e7	Total	Rataan
g1	7.53	9.78	9.28	7.64	5.32	8.12	8.93	56.59	8.08
g2	6.59	8.94	9.70	7.97	5.78	8.12	7.00	54.09	7.73
g3	7.81	8.43	9.04	7.97	4.60	7.85	7.57	53.26	7.61
g4	7.78	9.96	10.69	8.49	7.76	8.67	9.00	62.35	8.91
g5	7.75	9.14	9.21	7.30	7.23	7.60	7.60	55.85	7.98
g6	7.69	8.88	8.04	7.56	5.17	7.66	8.03	53.03	7.58
g7	7.37	10.32	10.94	7.89	6.50	8.63	8.50	60.15	8.59
g8	4.91	6.48	8.01	6.28	4.05	6.83	4.69	41.25	5.89
g9	5.74	5.37	5.34	5.39	3.00	5.57	5.32	35.72	5.10
Total	63.17	77.29	80.26	66.48	49.41	69.06	66.63	472.30	67.47
Rataan	7.02	8.59	8.92	7.39	5.49	7.67	7.40	52.48	7.50

Stabilitas hasil dari model Finlay-Wilkinson's dapat dirangkum dan disimpulkan sesuai Tabel 20.

Tabel 20. Rangkuman stabilitas hasil dengan model Finlay-Wilkinson's.

Perlakuan (Genotipe)	β_i	Rataan t/ha	Kesimpulan
Musim hujan			
g1: (PV.Syn-1-1-4-3-#-#) x T	1,063	7,44	stabil
g2: (PV.Syn-1-2-4-5-8-#) x T	1,043	7,17	stabil
g3: (PV.Syn-1-3-2-6-#) x T	0,981	7,08	-
g4: (PV.Syn-7-3-4-2-2-#) x T	1,041	8,22	stabil
g5: (PV.Syn-5-3-6-5-#-4) x T	0,984	7,44	-
g6: (PV.Syn-1-12-6-3-4-3-#) x T	1,120	7,00	-
Pembanding			
Bima Putih 1	1,293	8,47	stabil
Paramita F1	0,880	5,38	-
PM(S1)C1	0,594	5,06	-
Musim Kemarau			
g1: (PV.Syn-1-1-4-3-#-#) x T	1,244	8,08	stabil
g2: (PV.Syn-1-2-4-5-8-#) x T	1,155	7,73	stabil
g3: (PV.Syn-1-3-2-6-#) x T	1,181	7,61	stabil
g4: (PV.Syn-7-3-4-2-2-#) x T	0,866	8,91	-
g5: (PV.Syn-5-3-6-5-#-4) x T	0,621	7,98	-
g6: (PV.Syn-1-12-6-3-4-3-#) x T	0,909	7,58	-
Pembanding			
Bima Putih 1	1,344	8,59	stabil
Paramita F1	1,073	5,89	-
PM(S1)C1	0,608	5,10	-

Rataan total uml : MH : 7,03 t/ha

MK : 7,50 t/ha

- : tidak stabil

2. Pendekatan uji t-hitung

Metoda ini dikembangkan oleh Einsensmith (1988) dalam (Bricker), yaitu analisis mengacu pada model regresi sederhana $y = \beta_0 + \beta_1 x$: peubah bebas, lingkungan yang dibakukan; y: bobot biji; β_0 = Intersept, β_1 = Koefisien regresi sederhana, dihitung dengan $\beta_1 = \Sigma x_i y_i / \Sigma x_i^2$. Hipotesis yang diajukan adalah:

$H_0: \beta_i = 1$ vs. $H_1: \beta_i \neq 1$, jika $t_{\text{hitung}} < t_{\text{Tabel}}$ artinya genotipe stabil (terima H_0),
jika $t_{\text{hitung}} \geq t_{\text{tab}}$ genotipe tidak stabil (tolak H_0), $i = 1, 2, 3, \dots, n$

Statistik uji: $t_{\text{hitung}} = (b_i - 1) / s_e$, s_e : simpangan baku
 t_{Tabel} pada derajat bebas = $n - 1$

Genotipe stabil jika nilai koefisien regresi (β_i) tidak berbeda nyata dengan satu ($\beta_i = 1$; $\beta_i - 1 = 0$) dan simpangan baku (s_e) tidak berbeda nyata dengan nol. Penerapan stabilitas hasil dengan uji-t dengan MSTAC termasuk koefisien

Tabel 21. Parameter stabilitas hasil hibrida jagung pulut termasuk pembanding, MT 2013.

Perlakuan (Entri)	r	R ²	α	α_1	Se	t _{hit}	Mse
Musim hujan							
g1: (PV.Syn-1-1-4-3-#-#) x T	0,942	0,918	-0,013	1,025	0,137	0,185	0,286
g2: (PV.Syn-1-2-4-5-8-#) x T	0,958	0,887	-0,016	1,067	0,170	0,397	0,442
g3: (PV.Syn-1-3-2-6-#) x T	0,990	0,980	0,170	0,983	0,063	0,276	0,061
g4: (PV.Syn-7-3-4-2-2-#) x T	0,955	0,913	0,876	1,044	0,144	0,302	0,319
g5: (PV.Syn-5-3-6-5-#-4) x T	0,905	0,819	0,522	0,984	0,207	0,075	0,657
g6: (PV.Syn-1-12-6-3-4-3-#) x T	0,985	0,970	-0,897	1,123	0,089	1,390	0,120
Pembanding							
Bima Putih 1	0,935	0,875	-0,637	1,296	0,219	1,350	0,734
Paramita F1	0,892	0,795	-0,820	0,881	0,200	0,595	0,611
PM(S1)C1	0,969	0,939	0,862	0,597	0,068	5,945*	0,070
Musim Kemarau							
g1: (PV.Syn-1-1-4-3-#-#) x T	0,940	0,883	-1,261	1,246	0,203	1,214	0,310
g2: (PV.Syn-1-2-4-5-8-#) x T	0,947	0,897	-0,936	1,156	0,175	0,891	0,230
g3: (PV.Syn-1-3-2-6-#) x T	0,934	0,872	-1,234	1,180	0,202	0,889	0,307
g4: (PV.Syn-7-3-4-2-2-#) x T	0,892	0,796	2,417	0,866	0,196	0,685	0,289
g5: (PV.Syn-5-3-6-5-#-4) x T	0,829	0,767	3,310	0,623	0,188	2,008*	0,265
g6: (PV.Syn-1-12-6-3-4-3-#) x T	0,886	0,784	0,778	0,907	0,213	0,438	0,340
Pembanding							
Bima Putih 1	0,955	0,912	-1,478	1,343	0,187	1,841	0,262
Paramita F1	0,860	0,739	-2,135	1,071	0,285	0,249	0,609
PM(S1)C1	0,729	0,525	0,540	0,609	0,259	1,513	0,503

Keterangan: t_{tab}(5%) = 1,960 t_{tab}(1%) = 2,576*) : tolak H₀ pada taraf 95% yaitu pembanding PM(S1)C1 saat MH, dan g5 saat MK

korelasi sederhana (r), koefisien determinasi (R²), serta t-hitung serta kesimpulan genotipe stabil disajikan pada Tabel 21.

3. Metode Eberhart dan Russel's

Metode didasarkan pada respon setiap genotipe terhadap indeks lingkungan, yang mana Indeks lingkungan (I) adalah hasil pengamatan rata-rata hasil biji dari semua genotipe dikurang rata-rata seluruh peubah dalam UML dan $\Sigma I_j = 0$.

Model Eberhart dan Russel's adalah :

$$Y_{ij} = \mu + \beta_i I_j + \delta_{ij} \quad (i : 1, 2, 3, \dots, g), g : \text{genotipe} \\ (j : 1, 2, 3, \dots, e), e : \text{lingkungan}$$

Dimana Y_{ij} : hasil data genotipe ke i pada lingkungan ke j

μ : nilai tengah umum

β_i : koefisien regresi genotipe ke i yang dibakukan

I_j : indeks lingkungan

δ_{ij} : simpangan baku regresi dari genotipe ke-i dan lingkungan ke-j

Berikut disajikan tahapan perhitungan uji stabilitas dengan metoda Eberhart dan Russel's (1966) dalam Singh dan Chaudhary (1985). Data UML disajikan pada Tabel 22, terdiri atas 16 genotipe F1QPM, enam lingkungan tumbuh dan empat ulangan. Tahapan perhitungan adalah sbb:

Tahap 1 : hitung jumlah total (*GT:grand total*) dan rataan total (*MT:mean total*)

Indeks Lingkungan (I)

Jumlah total 3119.1400

Rataan total 6.9623

$$I1 = 8.5086 - 6.9623 : 1.5462$$

$$I2 = 7.5357 - 6.9623 : 0.5734$$

$$I3 = 7.6875 - 6.9623 : 0.7251$$

$$I4 = 6.8192 - 6.9623 : -0.1431$$

$$I5 = 6.5635 - 6.9623 : -0.3987$$

$$I6 = 6.1801 - 6.9623 : -0.7822$$

$$I7 = 5.4417 - 6.9623 : -1.5206$$

I1 sampai I7 adalah indeks lingkungan

Tahap 2 : disusun data seperti Tabel 23 yaitu matriks rataan setiap G terhadap lingkungan UML (E). Ragam setiap G dapat dihitung sesuai pengaturan pada Tabel 24. Koefisien regresi sederhana (β_i), ragam/*variance* serta JK setiap G_i dapat dihitung dengan sajian pada Tabel 25. Rangkuman analisis pengaruh G, E dan interaksi GxE disajikan pada Tabel 26-27, dan rangkuman analisis stabilitas hasil dengan metoda Eberhart Russel's disajikan pada Tabel 28.

Tabel 22. Bobot biji (t/ha) k.a. 15% jagung QPM biji kuning dari UML. 2008.

Genotype	e1				e2				e3									
	Jumlah Rataan				Jumlah Rataan				Jumlah Rataan									
	I	II	III	IV	I	II	III	IV	I	II	III	IV						
g1	7.06	8.38	10.88	9.35	35.67	8.918	7.74	7.04	7.60	7.86	30.24	7.560	7.02	7.03	8.16	8.65	30.86	7.715
g2	7.48	9.39	8.38	8.24	33.49	8.373	8.42	7.59	7.34	8.34	31.69	7.923	8.05	7.94	8.07	7.97	32.03	8.008
g3	9.31	8.86	10.39	9.23	37.79	9.448	7.36	6.04	6.80	6.83	27.03	6.758	8.22	8.64	8.04	7.87	32.77	8.193
g4	8.18	9.64	9.12	8.80	35.74	8.935	7.38	6.81	7.67	8.86	30.72	7.680	6.42	5.93	6.69	7.23	26.27	6.568
g5	8.99	9.25	8.95	8.22	35.41	8.853	7.10	7.61	7.38	8.47	30.56	7.640	9.18	8.68	3.09	6.65	27.60	6.900
g6	9.08	7.86	8.79	8.07	33.80	8.450	7.47	7.82	9.14	8.43	32.86	8.215	9.43	7.83	7.47	6.62	31.35	7.838
g7	7.80	7.41	6.86	7.74	29.81	7.453	8.55	7.00	7.56	7.27	30.38	7.595	9.01	7.73	6.95	7.22	30.91	7.728
g8	9.07	9.19	10.07	8.75	37.08	9.270	7.02	6.87	7.22	6.91	28.02	7.005	7.80	8.63	7.77	9.13	33.33	8.333
g9	7.83	8.65	7.32	8.96	32.76	8.190	8.24	7.23	6.25	6.89	28.61	7.153	8.53	7.57	6.49	5.48	28.07	7.018
g10	7.12	6.83	7.37	9.63	30.95	7.738	6.62	7.41	6.27	7.83	28.13	7.033	8.23	8.32	7.79	7.94	32.28	8.070
g11	7.07	6.52	7.25	3.83	24.67	6.168	7.38	7.51	8.28	7.92	31.09	7.773	8.88	8.12	5.21	7.79	30.00	7.500
g12	7.56	8.64	9.29	9.09	34.58	8.645	7.73	8.11	7.91	8.11	31.86	7.965	10.06	8.97	6.55	8.73	34.31	8.578
g13	8.05	9.05	9.49	9.09	35.68	8.920	6.75	5.89	5.68	5.76	24.08	6.020	6.54	6.58	8.40	6.96	28.48	7.120
g14	7.22	8.17	7.47	8.58	31.44	7.860	5.04	5.28	5.89	6.93	23.14	5.785	7.52	6.86	8.09	7.71	30.18	7.545
g15	8.51	10.54	10.82	9.89	39.76	9.940	8.42	9.59	10.08	10.51	38.60	9.650	9.10	8.51	8.72	8.12	34.45	8.613
g16	8.14	8.31	10.54	8.93	35.92	8.980	7.39	9.75	9.47	8.67	35.28	8.820	7.04	7.15	6.87	8.05	29.11	7.278
Jumlah	128.47	136.69	142.99	136.40	544.55	136.14	118.61	117.55	120.54	125.59	482.29	120.57	131.03	124.49	114.36	122.12	492.00	123.00
Rataan	8.029	8.543	8.937	8.525	34.034	8.509	7.413	7.347	7.534	7.849	30.143	7.536	8.189	7.781	7.148	7.633	30.750	7.688

Genotipe	e4				e5				e6									
	I	II	III	IV	Jumlah Rataan				Jumlah Rataan									
	I	II	III	IV	I	II	III	IV	I	II	III	IV						
g1	6.05	8.07	4.88	7.71	26.71	6.678	5.61	6.11	5.97	6.04	23.73	5.933	6.92	5.66	6.35	6.36	25.29	6.323
g2	8.46	6.11	7.73	6.96	29.26	7.315	8.00	6.85	6.35	5.81	27.01	6.753	5.98	5.89	5.89	5.37	23.13	5.783
g3	6.90	7.66	6.50	6.16	27.22	6.805	7.42	6.56	6.87	5.80	26.65	6.663	7.40	6.94	6.76	5.42	26.52	6.630
g4	4.94	4.90	5.33	4.98	20.15	5.938	7.93	4.11	4.27	5.29	21.60	5.400	6.98	6.27	6.09	4.50	23.84	5.960
g5	6.39	8.09	8.61	4.84	27.93	6.083	7.02	6.80	7.29	4.98	26.09	6.523	7.27	7.13	6.14	5.33	25.87	6.468
g6	8.32	5.68	7.59	7.40	28.99	7.248	6.99	6.56	9.48	8.06	31.09	7.773	5.27	5.43	5.94	5.56	22.19	5.548
g7	5.87	4.88	6.24	6.52	23.51	5.878	6.82	6.90	6.33	7.54	27.59	6.898	5.30	5.51	5.65	6.61	23.07	5.768
g8	7.97	7.52	5.53	7.37	28.39	7.098	5.55	4.88	7.13	5.26	22.82	5.705	5.81	5.24	5.99	6.77	23.81	5.953
g9	7.82	8.04	8.13	5.11	29.10	7.275	5.74	7.06	6.31	6.42	25.53	6.383	5.64	6.85	5.38	4.89	22.76	5.690
g10	7.17	8.34	6.02	5.80	27.33	6.833	5.78	6.06	5.88	6.19	23.91	5.978	6.62	6.18	5.89	5.48	24.17	6.043
g11	6.56	7.73	8.39	5.91	28.59	7.148	5.81	6.25	5.81	7.29	25.16	6.290	6.16	7.02	6.83	5.87	25.88	6.470
g12	8.35	5.49	6.20	8.15	28.19	7.048	5.89	7.03	7.89	9.46	30.27	7.568	7.19	6.87	7.20	6.86	28.12	7.030
g13	7.72	6.51	6.46	7.66	28.35	7.088	6.12	5.87	5.76	5.02	22.77	5.693	6.00	5.96	5.91	4.74	22.61	5.653
g14	6.95	5.71	6.98	6.52	26.16	6.540	6.17	5.19	7.04	6.99	25.39	6.348	3.99	4.25	4.81	5.02	18.07	4.518
g15	7.56	5.69	7.30	8.23	28.78	7.195	7.43	8.83	7.72	9.54	33.52	8.380	10.33	10.23	9.21	6.98	36.75	9.188
g16	8.49	5.57	8.04	5.67	27.77	6.943	7.29	6.67	7.10	5.88	26.94	6.735	6.22	6.18	5.30	5.75	23.45	5.863
Jumlah	115.52	105.99	109.93	104.99	436.43	109.10	105.57	101.73	107.20	105.57	420.07	105.02	103.08	101.60	99.34	91.51	395.53	98.883
Rataan	7.22	6.62	6.87	6.56	27.27	6.82	6.59	6.35	6.70	6.59	26.25	6.56	6.44	6.35	6.21	5.72	24.72	6.180

Tabel 22. Bobot biji (t/ha) k.a. 15% jagung QPM biji kuning dari UML. 2008 (sambungan).

Genotipe	e7				Jumlah Rataan	Kode	Genitipe
	I	II	III	IV			
g1	6.39	5.19	4.10	6.29	21.97	5.493	MSQ.K1C0.3-1-1x MR14Q
g2	5.79	6.39	6.44	6.76	25.38	6.345	MSQ.K1C0.8-1-1-1x MR14Q
g3	5.44	4.59	5.27	5.39	20.69	5.173	MSQ.K1C0.15-2-1-1xMR14Q
g4	5.65	5.22	5.48	4.87	21.22	5.305	MR4QxMR14Q (Bima-1Q)
g5	5.88	5.91	6.80	7.19	25.78	6.445	MSQ.K1C0.14-4-2-1xMR14Q
g6	4.98	5.59	5.89	4.57	21.03	5.258	MSQ.K1C0.22-1-1xMR14Q
g7	5.65	6.29	4.26	6.36	22.56	5.640	MSQ.K1C0.24-3-1-1xMR14Q
g8	5.93	6.42	5.12	5.60	23.07	5.768	MSQ.K1C0.6-1-4xMR14Q
g9	4.84	5.92	4.24	3.79	18.79	4.698	MSQ.K1C0.61-1-1x MR14Q
g10	3.32	6.33	4.54	5.58	19.77	4.943	MSQ.K1C0.153-1-1xMR14Q
g11	4.54	4.03	5.09	5.15	18.81	4.703	CML161xCML165
g12	6.66	5.83	5.69	6.00	24.18	6.045	CML141xCML151
g13	5.38	5.41	4.93	4.51	20.23	5.058	Pembanding
g14	3.76	5.34	4.97	5.58	19.65	4.913	Srikandi Kuning 1 (opv)
g15	5.64	4.84	8.73	5.72	24.93	6.233	Srikandi Putih 1 (opv)
g16	5.47	3.87	5.06	5.81	20.21	5.053	Bima 1 (hibrida)
							Bisi 2 (hibrida)
Jumlah	85.32	87.17	86.61	89.17	348.27	87.07	
Rataan	5.333	5.448	5.413	5.573	21.767	5.442	

Sumber : Yasin *et al.*, (2008)

Tabel 23. Tahapan analisis Eberhart Russel's, pengaturan Tabel rataaan setiap ei, dan indeks lingkungan.

	e1	e2	e3	e4	e5	e6	e7	I	I x I	Rataan G
Matriks Rataan x I	8.9175	7.5600	7.7150	6.6775	5.9325	6.3225	5.4925	1.5462	2.3908	6.9454
	8.3725	7.9225	8.0075	7.3150	6.7525	5.7825	6.3450	0.5734	0.3288	7.2139
	9.4475	6.7575	8.1925	6.8050	6.6625	6.6300	5.1725	0.7251	0.5258	7.0954
	8.9350	7.6800	6.5675	5.0375	5.4000	5.9600	5.3050	-0.1431	0.0205	6.4121
	8.8525	7.6400	6.9000	6.9825	6.5225	6.4675	6.4450	-0.3988	0.1590	7.1157
	8.4500	8.2150	7.8375	7.2475	7.7725	5.5475	5.2575	-0.7822	0.6119	7.1896
	7.4525	7.5950	7.7275	5.8775	6.8975	5.7675	5.6400	-1.5206	2.3124	6.7082
	9.2700	7.0050	8.3325	7.0975	5.7050	5.9525	5.7675	Jlh (I) = 0	6.3492	7.0186
	8.1900	7.1525	7.0175	7.2750	6.3825	5.6900	4.6975			6.6293
	7.7375	7.0325	8.0700	6.8325	5.9775	6.0425	4.9425			6.6621
	6.1675	7.7725	7.5000	7.1475	6.2900	6.4700	4.7025			6.5786
	8.6450	7.9650	8.5775	7.0475	7.5675	7.0300	6.0450			7.5539
	8.9200	6.0200	7.1200	7.0875	5.6925	5.6525	5.0575			6.5071
	7.8600	5.7850	7.5450	6.5400	6.3475	4.5175	4.9125			6.2154
	9.9400	9.6500	8.6125	7.1950	8.3800	9.1875	6.2325			8.4568
	8.9800	8.8200	7.2775	6.9425	6.7350	5.8625	5.0525			7.0957

Tabel 24. Rataan setiap ei dikuadratkan, dihitung ragam gi

G	Rataan kuadrat setiap genotipe, gi							Jumlah	F.K rataa	Ragam gi
	e1	e2	e3	e4	e5	e6	e7			
g1	79.5218	57.1536	59.5212	44.5890	35.1946	39.9740	30.1676	346.1218	337.6659	8.4559
g2	70.0988	62.7660	64.1201	53.5092	45.5963	33.4373	40.2590	369.7866	364.2854	5.5013
g3	89.2553	45.6638	67.1171	46.3080	44.3889	43.9569	26.7548	363.4447	352.4087	11.0361
g4	79.8342	58.9824	43.1321	25.3764	29.1600	35.5216	28.1430	300.1497	287.8090	12.3407
g5	78.3668	58.3696	47.6100	48.7553	42.5430	41.8286	41.5380	359.0113	354.4337	4.5775
g6	71.4025	67.4862	61.4264	52.5263	60.4118	30.7748	27.6413	371.6692	361.8368	9.8325
g7	55.5398	57.6840	59.7143	34.5450	47.5755	33.2641	31.8096	320.1322	315.0010	5.1312
g8	85.9329	49.0700	69.4306	50.3745	32.5470	35.4323	33.2641	356.0513	344.8224	11.2289
g9	67.0761	51.1583	49.2453	52.9256	40.7363	32.3761	22.0665	315.5842	307.6320	7.9522
g10	59.8689	49.4561	65.1249	46.6831	35.7305	36.5118	24.4283	317.8035	310.6890	7.1145
g11	38.0381	60.4118	56.2500	51.0868	39.5641	41.8609	22.1135	309.3251	302.9432	6.3819
g12	74.7360	63.4412	73.5735	49.6673	57.2671	49.4209	36.5420	404.6480	399.4329	5.2151
g13	79.5664	36.2404	50.6944	50.2327	32.4046	31.9508	25.5783	306.6675	296.4004	10.2671
g14	61.7796	33.4662	56.9270	42.7716	40.2908	20.4078	24.1327	279.7757	270.4147	9.3610
g15	98.8036	93.1225	74.1752	51.7680	70.2244	84.4102	38.8441	511.3479	500.6206	10.7273
g16	80.6404	77.7924	52.9620	48.1983	45.3602	34.3689	25.5278	364.8500	352.4441	12.4059

Tabel 25. Tabel untuk menghitung β_i dari setiap g_i dan JK.

G	ei x I	Koef. reg:		b x (ei x I)	Varians	JK.gi
g1	7.0987	b1	1.1180	7.9366	8.4559	0.5193
g2	5.3837	b2	0.8479	4.5651	5.5013	0.9362
g3	7.7410	b3	1.2192	9.4378	11.0361	1.5982
g4	7.3782	b4	1.1621	8.5740	12.3407	3.7667
g5	4.6123	b5	0.7264	3.3505	4.5775	1.2270
g6	6.9884	b6	1.1007	7.6921	9.8325	2.1404
g7	4.8021	b7	0.7563	3.6320	5.1312	1.4992
g8	7.6751	b8	1.2088	9.2778	11.2289	1.9511
g9	6.6730	b9	1.0510	7.0134	7.9522	0.9388
g10	6.2443	b10	0.9835	6.1411	7.1145	0.9734
g11	3.6886	b11	0.5810	2.1429	6.3819	4.2390
g12	5.4364	b12	0.8562	4.6549	5.2151	0.5602
g13	7.0106	b13	1.1042	7.7409	10.2671	2.5262
g14	6.4705	b14	1.0191	6.5941	9.3610	2.7669
g15	6.1125	b15	0.9627	5.8847	10.7273	4.8426
g16	8.2715	b16	1.3028	10.7758	12.4059	1.6300
Gabungan	101.5868		16.0000	105.4138	137.5290	32.1152

Tabel 26. Interaksi GxE untuk menghitung JKg, Jke dan JKgxe.

G	e1	e2	e3	e4	e5	e6	e7	Jumlah	Rataan
g1	8.9175	7.5600	7.7150	6.6775	5.9325	6.3225	5.4925	48.6175	6.9454
g2	8.3725	7.9225	8.0075	7.3150	6.7525	5.7825	6.3450	50.4975	7.2139
g3	9.4475	6.7575	8.1925	6.8050	6.6625	6.6300	5.1725	49.6675	7.0954
g4	8.9350	7.6800	6.5675	5.0375	5.4000	5.9600	5.3050	44.8850	6.4121
g5	8.8525	7.6400	6.9000	6.9825	6.5225	6.4675	6.4450	49.8100	7.1157
g6	8.4500	8.2150	7.8375	7.2475	7.7725	5.5475	5.2575	50.3275	7.1896
g7	7.4525	7.5950	7.7275	5.8775	6.8975	5.7675	5.6400	46.9575	6.7082
g8	9.2700	7.0050	8.3325	7.0975	5.7050	5.9525	5.7675	49.1300	7.0186
g9	8.1900	7.1525	7.0175	7.2750	6.3825	5.6900	4.6975	46.4050	6.6293
g10	7.7375	7.0325	8.0700	6.8325	5.9775	6.0425	4.9425	46.6350	6.6621
g11	6.1675	7.7725	7.5000	7.1475	6.2900	6.4700	4.7025	46.0500	6.5786
g12	8.6450	7.9650	8.5775	7.0475	7.5675	7.0300	6.0450	52.8775	7.5539
g13	8.9200	6.0200	7.1200	7.0875	5.6925	5.6525	5.0575	45.5500	6.5071
g14	7.8600	5.7850	7.5450	6.5400	6.3475	4.5175	4.9125	43.5075	6.2154
g15	9.9400	9.6500	8.6125	7.1950	8.3800	9.1875	6.2325	59.1975	8.4568
g16	8.9800	8.8200	7.2775	6.9425	6.7350	5.8625	5.0525	49.6700	7.0957
Jlh	136.1375	120.5725	123.0000	109.1075	105.0175	98.8825	87.0675	779.7850	-
Rataan	8.5086	7.5358	7.6875	6.8192	6.5636	6.1802	5.4417	-	6.9624

Tabel 27. Rangkuman analisis dari interaksi GxE.

S.K (GxE)	db	JK	KT	Fhit
Genotipe (G)	15	31.6704	2.1114	10.83
Lokasi (E)	6	118.5179	19.7530	101.37
G x E	90	17.5382	0.1949	
Total	111	167.7265		

Tabel 28. Rangkuman analisis stabilitas hasil dengan metoda Eberhart Russel's.

S .K (Stabilitas)	db	JK	KT	Fhit	Kesimpulan
Total	111	167.7265	-	-	
Genotipe	15	31.6704	2.1114	-	
E + (Gx E)	96	136.0561	-	-	-
E (linier)	1	118.5179	-	-	
G x E (linier)	15	19.0111	1.2674	-	
Gabungan deviasi	80	32.1152	0.4014	-	
g1	5	0.5193	0.1039	1.087	tn
g2	5	0.9362	0.1872	1.959	n
g3	5	1.5982	0.3196	3.344	n
g4	5	3.7677	0.7535	7.884	n
g5	5	1.2270	0.2454	2.567	n
g6	5	2.1401	0.4280	4.478	n
g7	5	1.4992	0.2998	3.137	n
g8	5	1.9511	0.3902	4.083	n
g9	5	0.9388	0.1878	1.964	n
g10	5	0.9734	0.1947	2.037	n
g11	5	4.2390	0.8478	8.870	n
g12	5	0.5602	0.1120	1.172	tn
g13	5	2.5262	0.5052	5.286	n
g14	5	2.7679	0.5536	5.792	n
g15	5	4.8436	0.9687	10.135	n
g16	5	1.6300	0.3260	3.411	n
Galat gabungan	336	32.1152	0.0956		
F.tab(5%,1%)				1.85	n : nyata
				2.21	tn : tidak nyata
K. K (%)				9.10	

Kesimpulan : g1, dan g12 tidak nyata/tidak stabil

IV. RANCANGAN CAROLINA UTARA (*North Carolina Design*)

Rancangan Carolina Utara terdiri atas tiga model yaitu Carolina Utara I, II dan III. Rancangan ini pertama dikembangkan oleh Comstock dan Robinson (1948) yang diuraikan dalam Singh dan Chaudhari (1985). Penerapan rancangan terutama penting untuk program perakitan varietas hibrida silang tunggal (axb), yaitu untuk mengkaji pengaruh tunggal tetua induk jantan maupun induk betina, serta interaksi dari tetua jantan dan tetua betina. Juga dapat diketahui pengaruh interaksi antara ulangan dengan hasil F1. Hibrida F1 yang dievaluasi adalah tetua yang sudah diketahui merupakan pasangan heterotik, yaitu induk jantan mempunyai daya gabung umum atau DGU baik. Analisis rancangan Carolina Utara dapat digunakan untuk mengetahui dua parameter ragam genetik yaitu ragam additif σ^2_a (*additive genetic variance*) dan ragam dominan σ^2_d (*dominant genetic variance*). Ragam additif yaitu semua gen penyusun sifat, mempunyai sumbangan atau kontribusi sama pada akhir penampilan atau phenotype tanaman (merah x putih, F1:merah muda), sedangkan ragam dominan yaitu satu gen mempunyai kontribusi terhadap sifat F1 dapat lebih atau kurang pada phenotype yang ditampilkan (merah x putih, F1:merah). Urutan yang harus dipenuhi (*hierarchi*) dari rancangan Carolona Utara yaitu terdiri atas sejumlah set atau unit atau blok penelitian, induk jantan berperan sebagai pollinator (*tester*), induk betina berupa inbrida, progeni (turunan pertama atau F1) sebagai pembangkit data peubah, serta ulangan. Jika tetua jantan merupakan inbrida maka generasi F1 disebut famili silang uji (*test cross*), sedangkan jika bukan inbrida maka generasi F1 dinamakan famili silang puncak (*top cross*). Kajian berikut adalah pengembangan dari Sharma (2008) sesuai model matematik dan sajian sumber keragaman bahwa Rancangan Carolina utara diassumsikan tidak ada interaksi genotipe dengan lingkungan (GxE) serta pembangkit data/peubah adalah diambil dan disimpulkan dari individu tanaman hasil persilangan pada F2. Perakitan hibrida jagung khusus telah menerapkan rancangan Carolina Utara, data/peubah yang diambil berupa bobot biji ka. 15% data dianalisis dengan tujuan untuk mengetahui pengaruh tunggal tetua dan interaksi jantan dengan betina/inbrida. Rancangan Carolina Utara terdiri atas tiga kajian yang diuraikan berikut:

RANCANGAN CAROLINA UTARA I

Rancangan ini dapat digunakan untuk mengetahui interaksi antara ulangan induk betina, interaksi antara tetua, pengaruh tunggal jantan dalam setiap set percobaan, serta perbedaan antara setiap set percobaan.

Model matematik dapat dituliskan sebagai berikut:

$$Y_{ijkl} = \mu + \alpha_i + \beta_{ij} + r_{ik} + s_{ikl} + (\beta s)_{ijkl} + e_{ijklt}$$

$$\begin{array}{lll} i = 1, 2, 3, \dots, s & j = 1, 2, 3, \dots, r & k = 1, 2, 3, \dots, j \\ l = 1, 2, 3, \dots, b & t = 1, 2, 3, \dots, n & \end{array}$$

- μ : nilai tengah umum
 α_i : pengaruh set percobaan ke i
 β_{ij} : pengaruh ulangan atau blok ke j pada setiap set ke i
 r_{ik} : pengaruh induk jantan ke j dalam setiap set ke i
 s_{ikl} : pengaruh induk betina ke l dalam induk jantan ke j pada setiap set ke i
 $(\beta s)_{ijkl}$: pengaruh interaksi ulangan atau blok dengan set percobaan ke i
 e_{ijklt} : pengaruh galat percobaan

Hasil penelitian berikut merupakan penerapan rancangan Carolina Utara I untuk program perakitan varietas hibrida jagung fungsional QPM (*Quality Protein Maize*, berkualitas protein tinggi) dan Provit A (*High Beta Carotene*, beta carotene tinggi). Percobaan dilaksanakan di KP Maros dalam MT II-2010, menggunakan tiga tetua jantan (pollinator; *tester*) yang mempunyai daya gabung umum (DGU) baik dari populasi QPM. Inbrida MR14Q (1) dari jantan Bima 1 yang dikonversi gen opaque-2 dengan metoda silang balik BC3F2. CML165(2) pasangan heterotik dengan CML161, serta KUI Carotenoid Syn. FS-25-3-2-B-B (3). Induk betina MR4Q (1) dan CML161 (2). Hierarhi penelitian terdiri atas dua set atau unit percobaan pada hamparan yang sama. Sejumlah benih F1 dari hasil persilangan induk jantan dan betina disajikan pada Tabel 29. Benih ditanam dengan jarak 75 x 20 cm, satu tanaman per lubang, setiap entri ditanam enam baris, panjang plot 10,0 m, dua ulangan. Budidaya dilaksanakan secara baik. Data berupa peubah bobot biji kadar air 15% disajikan pada Tabel 29 sedangkan hasil analisis rancangan Carolina Utara I disajikan pada sumber keragaman (SK) Tabel 30. Kegiatan: Set/unit: 2, Ulangan (U): 2, Progeni (N): 4, ♂: 3, ♀: 2.

Tabel 29. Penerapan rancangan Carolina Utara 1 pada perakitan hibrida jagung fungsional. KP Maros 2010.

Set	Jantan	Progeni	Ulangan I		Ulangan II		Sub total		Total (t/ha)
			Betina 1	Betina 2	Betina 1	Betina 2	Betina 1	Betina 2	
I	1	1	9.85	8.70	7.60	9.15	17.45	17.85	
		2	10.15	9.25	8.45	7.80	18.60	17.05	
		3	7.35	10.15	6.85	9.25	14.20	19.40	
		4	8.25	9.40	10.75	10.35	19.00	19.75	
		sub total	35.60	37.50	33.65	36.55	69.25	74.05	
	2	1	11.10	8.45	10.15	8.00	21.25	16.45	
		2	9.70	7.75	8.10	7.90	17.80	15.65	
		3	9.55	10.25	7.35	9.95	16.90	20.20	
		4	7.65	8.15	9.15	8.25	16.80	16.40	
		sub total	38.00	34.60	34.75	34.10	72.75	68.70	
	3	1	7.90	8.25	6.70	9.15	14.60	17.40	
		2	6.85	8.10	7.15	7.10	14.00	15.20	
		3	7.15	9.15	8.20	6.55	15.35	15.70	
		4	8.10	7.50	7.75	8.35	15.85	15.85	
		sub total	30.00	33.00	29.80	31.15	59.80	64.15	
Total set I			208.70		200.00				408.70
II	1	1	7.45	7.90	6.80	8.10	14.25	16.00	
		2	6.85	6.15	7.35	8.20	14.20	14.35	
		3	7.15	6.90	8.00	6.95	15.15	13.85	
		4	8.00	7.45	7.75	8.15	15.75	15.60	
		sub total	29.45	28.40	29.90	31.40	59.35	59.80	
	2	1	6.65	7.90	7.30	6.70	13.95	14.60	
		2	7.10	6.85	6.95	8.15	14.05	15.00	
		3	8.55	9.00	7.80	7.45	16.35	16.45	
		4	7.35	8.15	8.15	6.40	15.50	14.55	
		sub total	29.65	31.90	30.20	28.70	59.85	60.60	
	3	1	6.10	7.45	7.10	6.45	13.20	13.90	
		2	7.15	6.85	8.70	7.15	15.85	14.00	
		3	6.45	7.35	7.25	6.95	13.70	14.30	
		4	6.80	8.15	9.65	8.10	16.45	16.25	
		sub total	26.50	29.80	32.70	28.65	59.20	58.45	
Total set II			175.70		181.55				357.25
T o t a l									765.95

1 : MR14 ♂ 3 : KUI Carotenoid Syn.FS-25-3-2-B-B

2 : CML165 1 : MR4Q 2 : CML161

Sumber: Yasin dan Kasim (2010)

Tahapan analisis diuraikan sebagai berikut:

1. derajat bebas (db)
 Set/unit (S): $s-1 = 1$
 Ulangan/set (U/S): $s(r-1) = 2$
 Jantan/set (J/S): $s(m-1) = 4$
 Betina/Jantan/Set (B/J/S): $sm(b-1) = 6$
 Ulangan x Betina (UxB): $s(jb-1)(u-1) = 10$
 Total: $sjbun-1 = 95$
2. Faktor Koreksi (FK)
 $FK = (7765,95)^2 / (2.3.4.4) = 6111,2438$
3. Jumlah Kwadrat (JK)
 - a. $JK \text{ total} = (9,85^2 + 10,15^2 + 7,35^2 + 6,95^2 + \dots + 8,10^2) - FK = 117,4287$
 - b. $JK \text{ set} = (408,70^2 + 357,25^2) / (3.4.4) - FK = 27,5737$
 - c. $JK \text{ ulangan/set} (JKu/s) = (208,7^2 + 200,0^2 + 175,70^2 + 181,55^2) / (4.3.2.2) - (408,7^2 + 357,25^2) / (3.4.4) = 6141,1076 - 6138,8178 = 2,2896$
 - d. $JK \text{ jantan/set} (JKj/s) = (143,30^2 + 141,45^2 + 123,95^2 + 119,15^2 + 120,45^2 + 117,65^2) / (4.2.2) - 6138,8178 = 14,4972$
 - e. $JK \text{ betina/jantan/set} (JKb/j/s) = (69,25^2 + 72,75^2 + 59,8^2 + 74,05^2 + 68,7^2 + 68,70^2 + 64,15^2 + 59,35^2 + 59,85^2 + 59,20^2 + 59,8^2 + 60,6^2 + 58,45^2) / 8 - JKj \text{ tak terkoreksi} = 6157,0459 - 6153,3152 = 3,7307$
 - f. $JK \text{ ulangan x betina} (JKu/b) = (35,8^2 + 37,5^2 + 33,65^2 + \dots + 28,65^2) - JK(j/b) \times \text{ulangan} - JK(b/j/s) \text{ tak terkoreksi} - JK(u/s) \text{ tak terkoreksi} + JK(s) \text{ tak terkoreksi} = 6166,8569 - 6153,3152 - 6141,1076 + 6138,8178 = 11,2518$
 - g. $JK \text{ galat} = 117,4287 - (27,5737 + 2,2896 + 14,4972 + 3,7308 + 11,2519) = 58,0855$
4. Hasil perhitungan db, JK dimasukkan dalam sumber keragaman sesuai pada Tabel 30 untuk mengetahui perlakuan nyata atau tidak serta nilai koefisien keragaman.
5. Komponen ragam σ^2 (*variance*) dihitung dengan metoda dari Singh dan Chaudhari (1988) yaitu:
 $\sigma^2_{\text{jantan}} (\sigma^2_j) = [KT(J/S) - KT(B/J/S)] / b.u.n = (3,6243 - 0,6218) / 2.2.4 = 0,1876$;
 $\sigma^2_{\text{betina}} (\sigma^2_b) = [KT(B/J/S) - KT(UxB)] / n.u = (0,6218 - 1,1252) = -0,0629$;
 $\sigma^2_{\text{additif}} (\sigma^2_a) = 4. \sigma^2_j = 4.0,1876 = 0,7504$ dan $\sigma^2_{\text{dominan}} (\sigma^2_d) = 4(\sigma^2_b - \sigma^2_j) = 4(-0,0629 - 0,1876) = -0,0625$.

Hasil penelitian menunjukkan bahwa terdapat pengaruh nyata pada dua set penelitian serta pengaruh tunggal antar jantan dalam perakitan F1.

Tabel 30. Analisis keragaman bobot biji, model Carolina Utara I.

Sumber keragaman	Db	J, K,	K, T
Set/unit/blok	1	27,5737	27,5737**
Ulangan/set (U/S)	2	2,2896	1,1448
Jantan/set (J/S)	4	14,4972	3,6243**
Betina/jantan/set (B/J/S)	6	3,7308	0,6218
Interaksi ulangan x Betina (U x B)	10	11,2519	1,1252
Galat	72	58,0855	0,8067
Total	95	117,4287	

KK = 11,26%

** : berpengaruh sangat nyata

RANCANGAN CAROLINA UTARA II

Rancangan ini dapat digunakan untuk mengetahui pengaruh interaksi antara induk hibrida (F1: x) serta pengaruh tunggal kedua tetua. Menurut Sharma (2008) bahwa rancangan Carolina Utara II kebalikan dari rancangan Carolina Utara I yaitu kajian untuk mengetahui satu induk betina sebagai inbrida disilangkan dengan lebih dari satu induk jantan.

Model matematik dapat dituliskan:

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

$i = 1, 2, 3, \dots, m$

$j = 1, 2, 3, \dots, b$

μ : nilai tengah umum

α_i : pengaruh jantan ke i

β_j : pengaruh betina ke j

$(\alpha\beta)_{ijkl}$: pengaruh interaksi induk jantan x betina

e_{ijk} : pengaruh galat percobaan

Penerapan model Comstock dan Robinson (1952) dilakukan pada perakitan hibrida jagung fungsional, dengan merakit sejumlah set hibrida. UDH hibrida F1 jagung putih terdiri atas tiga tetua jantan dan enam tetua betina, dengan data bobot biji k.a. 15%. Penelitian dilaksanakan menggunakan RAK tiga ulangan, data disajikan pada Tabel 31. Jumlah perlakuan atau genotipe sebanyak 27 terdiri atas 18 F1, 3 pollinator, dan 6 inbrida betina.

Tabel 31. Data hasil biji kering dari Rancangan Carolina Utara II pada perakitan hibrida jagung fungsional. KP Maros 2011.

Genotipe	Hasil biji (t/ha)			Total	Rataan (t/ha)
	I	II	III		
1x4	8.50	7.75	8.75	25.00	8.33
1x5	9.15	8.90	7.80	25.85	8.62
1x6	9.40	7.25	8.50	25.15	8.38
1x7	10.25	9.15	7.85	27.25	9.08
1x8	7.85	8.45	8.10	24.40	8.13
1x9	8.35	9.10	10.45	27.90	9.30
2x4	9.15	7.80	8.10	25.05	8.35
2x5	10.10	9.95	11.15	31.20	10.40
2x6	10.45	9.10	9.25	28.80	9.60
2x7	9.50	8.15	8.95	26.60	8.87
2x8	8.45	8.00	7.75	24.20	8.07
2x9	8.10	7.80	6.95	22.85	7.62
3x4	7.15	8.35	7.55	23.05	7.68
3x5	9.20	8.10	8.45	25.75	8.58
3x6	7.85	6.90	8.10	22.85	7.62
3x7	8.10	7.95	8.25	24.30	8.10
3x8	9.15	8.80	8.75	26.70	8.90
3x9	8.10	7.65	8.85	24.60	8.20
tester 1 (1-3	2.80	3.20	2.75	8.75	2.92
2	3.75	3.00	2.95	9.70	3.23
3	3.90	3.15	3.45	10.50	3.50
betina 4 (4-9)	2.10	2.45	3.25	7.80	2.60
5	3.75	2.15	3.40	9.30	3.10
6	3.10	2.90	3.15	9.15	3.05
7	4.15	3.05	3.40	10.60	3.53
8	2.95	2.45	3.20	8.60	2.87
9	3.25	3.05	3.15	9.45	3.15
Total	188.55	174.55	182.25	545.35	181.78

1: CML264Q

1 : MSQ(S1)C0-3

4 : MSQ(S1)C0-12

2 : MSQP(S1)C0

2 : MSQ(S1)C0-7

5 : MSQ(S1)C0-15

3 : MSQP(S2)C2

3 : MSQ(S1)C0-11

6 : MSQ(S1)C0-17

F1 : 18 silang tunggal,

B&:pollinaor/tester: 3 tetua : induk betina : 6 inbrida,

u : ulangan: 3 (Sumber: Yasin *et al.* 2011)

Tahapan analisis diuraikan sebagai berikut:

Tahap I. data dari RAK, tiga ulangan

1. derajat bebas (db)

Ulangan (U) : (u-1) = 2

Genotipe : (g-1) = 26

Total : (g.u-1) = 80

Galat : 80-(2+26) = 52

2. Faktor Koreksi (FK)

$$FK = 181,78^2/(27.3) = 3671,68670$$

3. Jumlah Kwadrat (JK)

$$JK \text{ total} = (8,60^2 + 9,15^2 + 9,40^2 + \dots + 3,15^2) - FK = 3,6471$$

$$JK \text{ ulangan (JKu)} = (188,55^2 + 174,55^2 + 182,25^2)/27 - FK = 3,6417$$

$$JK \text{ genotipe} = (25,00^2 + 25,85^2 + \dots + 9,45^2)/3 - FK = 561,7758$$

$$JK \text{ galat: } JK \text{ total} - JK \text{ ulangan} - JK \text{ genotipe} = 17,3883$$

4. Hasil perhitungan db, JK dimasukkan dalam Tabel analisis ragam pada Tabel 32, untuk mengetahui pengaruh perlakuan nyata atau tidak, serta nilai koefisien keragaman.

Tabel 32. Analisis keragaman data bobot biji model Carolina Utara II.

Sumber keragaman	Db	J.K.	K.T.
Ulangan (U)	2	3,6417	1,8208
Genotipe (G)	26	561,7758	21,6067**
Galat	52	17,3883	0,3343
Total	80	582,8058	

$$KK = 8,59\%$$

** : berpengaruh sangat nyata

5. Pada Tabel 32 terlihat terdapat pengaruh nyata dari genotipe yang dievaluasi, sehingga analisis dengan metoda rancangan Carolina Utara II dapat dilanjutkan untuk mengetahui pengaruh tunggal pollinator, induk betina inbrida, dan interaksi pollinator dan induk betina

Tahap II, uraian hasil persilangan

1. Jika perlakuan tidak nyata berarti tidak terjadi pasangan heterotik pada F1 atau bobot biji tetua sama atau tidak berbeda nyata dengan turunan F1, dan analisis tidak perlu dilanjutkan.

2. Dibuat Tabel interaksi antara tetua jantan-betina (J x B), dan setiap kedua tetua (Tabel 33).

3. Perhitungan FK

$$FK \text{ persilangan (jxb)} = 461,50^2/18.3 = 3944,1157$$

$$FK \text{ tetua (t)} = (8,75 + 9,70 + \dots + 9,45)^2/9.3 = 260,4008$$

4. Perhitungan JK

$$JK(jxb) = (25,00^2 + 25,85^2 + 25,15^2 + \dots + 24,60^2)/3 - FK(jxb) = 26,8209$$

$$JK(t) = (8,75^2 + 9,70^2 + 10,50^2 + \dots + 9,45^2)/3 - FK(t) = 2,1250$$

$$JK(t) \text{ vs } (jxb) = JK \text{ genotipe(perlakuan)} - JK(t) - JK(jxb) = 561,7758 - 2,125 - 26,8209 = 532,8298.$$

Tabel 33. Interaksi tetua hibrida tester x tetua betina (inbrida), rancangan NCU II data hasil biji.

Tester (jantan)	Tetua betina (inbrida)						Total
	1 (4)	2 (5)	3 (6)	4 (7)	5 (8)	6 (9)	
1	25,00	25,85	25,15	27,25	24,40	27,90	155,55
2	25,05	31,20	28,80	26,60	24,20	22,85	158,70
3	23,05	25,75	22,85	24,30	26,70	24,60	147,25
Total	73,10	82,80	76,80	78,15	75,30	75,35	461,50

Tabel 34. Tahap kedua, analisis keragaman bobot biji model North Carolina Utara II

Sumber keragaman	Db	J, K,	K, T
Ulangan (U)	2	3,6417	1,8208
Genotipe (G)	26	561,7758	21,6067**
- Tetua (T)	(8)	(2,1250)	0,1222
- Persilangan (P)	(17)	(26,8209)	1,5777
- T vs P	(1)	(532,8298)	532,8298**
Galat	52	17,3883	0,3443
Total	80	582,8058	

KK = 8,59%

** : berpengaruh sangat nyata

- Hasil perhitungan tahap II dimasukkan dalam sumber keragaman berikut (Tabel 34).
- Hasil analisis menunjukkan terdapat pengaruh nyata interaksi tetua dengan persilangan sehingga analisis dapat dilanjutkan untuk mengetahui pengaruh tunggal tetua j, b serta interaksi antara jxb.

Tahap III, interaksi bxj

- Perhitungan JK

$$JK(j) = (155,55^2 + 158,70^2 + 147,25^2)/3.3 - FK(jxb) = 3,8873$$

$$JK(b) = (73,10^2 + 82,80^2 + \dots + 75,35^2) - FK(jxb) = 6,1981$$

$$JK(jxb) = JK \text{ persilangan}(p) - JK(j) - JK(b) = 26,8209 - 3,8873 - 6,1981 = 16,7354$$

- Hasil perhitungan pada tahap III dimasukkan dalam Tabel analisis keragaman seperti pada Tabel 35.

Tabel 35. Tahap ketiga sumber keragaman bobot biji Model Carolina Utara II.

Sumber keragaman	Db	J, K,	K, T
Ulangan (U)	2	3,6417	1,8208
Genotipe (G)	26	561,7758	21,6067**
- Tetua (T)	(8)	(2,1250)	0,1222
- Persilangan (P)	(17)	(26,8209)	1,5777
Jantan (J)	2	3,8873	1,9436
Betina (B)	5	6,1981	1,2396
Interaksi (J x B)	10	26,8209	2,6821
- T vs P	(1)	(532,8298)	532,8298**
Galat	52	17,3883	0,3443
Total	80	582,8058	

KK = 8,59%

** : berpengaruh sangat nyata

$F_{hitung(j)} = 1,9436/2,6821 = < 1,0$ tn

$F_{hitung(b)} = 1,2396/2,6721 = < 1,0$

$F_{hitung(jxb)} = 2,6821/0,3443 = 7,790^{**}$

- Terlihat bahwa hasil hitungan interaksi tetua jantan atau pollinator x betina (inbrida) terdapat pengaruh nyata, sehingga dapat disimpulkan bahwa ketiga induk jantan mempunyai pengaruh berbeda nyata terhadap hibrida dalam menghasilkan F1 silang tunggal.

RANCANGAN CAROLINA UTARA III

Rancangan terdiri atas penggabungan beberapa set atau blok atau unit percobaan, induk jantan merupakan materi genetik dengan jumlah perlakuan n^2 , serta pengaruh interaksi tetua jantan x betina dapat ditelusuri pada setiap set/unit percobaan. Berikut disajikan percobaan UDH F1 jagung fungsional QPM dan Provit A. Induk jantan terdiri atas empat inbrida (MR14Q, CML165, KUI Carotenoid Syn, dan MSQ.S2.C2) dan dua tetua betina (CML160, CML162). Percobaan empat hamparan petak dengan dua ulangan, dilaksanakan di Desa Luyo Kab Polman MT I 2009. Data berupa bobot biji ka. 15% disajikan pada Tabel 36. Jumlah Set/blok/unit: 4, Ulangan (U): 2, Induk betina (B): 2, Induk jantan (J): 4.

Tabel 36. Penerapan Rancangan Carolina Utara III yang digunakan pada perakitan varietas hibrida jagung fungsional. Polman 2010. Data hasil biji (t/ha) ka. 15%.

Set Jantan		Ulangan I		Ulangan II		Sub total		Total
		Betina 1	Betina 2	Betina 1	Betina 2	Betina 1	Betina 2	
I	1	7,92	8,35	8,10	6,90	16,02	15,25	
	2	5,65	9,35	6,15	8,75	11,80	18,10	
	3	6,10	7,15	5,90	6,15	12,00	13,30	
	4	8,25	9,20	8,00	8,35	16,25	17,5	
	Sub total	22,92	34,05	28,15	30,15	56,07	64,29	
Total set I		61,97		58,30		120,27		
II	1	6,80	8,10	7,45	7,15	14,25	15,25	
	2	5,70	10,35	6,84	9,85	12,54	20,20	
	3	6,35	7,65	8,20	7,45	14,55	15,10	
	4	9,15	8,30	7,95	8,40	17,10	16,70	
	Sub total	28,00	34,40	30,44	32,85	58,44	67,25	
Total set II		62,40		63,29		125,69		
III	1	6,00	7,25	7,20	7,90	13,20	15,15	
	2	5,15	8,95	6,00	9,00	11,15	17,95	
	3	5,45	6,10	5,95	5,40	11,40	11,50	
	4	7,15	6,90	7,00	7,20	14,15	14,10	
	Sub total	23,75	29,20	26,15	29,50	49,90	58,70	
Total set III		52,95		55,65		108,60		
IV	1	7,15	6,45	6,65	6,90	13,80	13,35	
	2	5,50	10,35	5,68	9,20	11,18	19,55	
	3	6,28	5,40	6,14	5,13	12,42	10,53	
	4	8,16	7,12	5,82	6,12	13,98	13,24	
	Sub total	27,09	29,32	24,29	27,35	51,38	56,67	
Total set IV		56,41		51,64		108,05		
T o t a l								462,61

Sumber: Yasin *et al.* (2010)

Tahapan perhitungan diuraikan sebagai berikut:

- derajat bebas (db)
 - Set/blok/unit : $(s-1) = 3$
 - Ulangan/set : $s(u-1) = 4$
 - Betina/set : $s = 4$
 - Jantan/set (B/J/S) : $s(n-1) = 12$
 - Interaksi/set : $s(n-1) = 12$
 - Galat : $s(2n-1)(u-1) = 28$
 - Total : $2snu-1 = 63$

2. Faktor Koreksi (FK)
 $FK = (462,61)^2/(64) = 3343,8752$
3. Jumlah Kwadrat (JK)
 $JK \text{ total} = (7,92^2 + 5,65^2 + 6,10^2 + \dots + 6,12^2) - FK = 110,31091$
 $JK \text{ set (JKs)} = (120,27^2 + 125,69^2 + 108,60^2 + 108,05^2)/16 - FK = 3,6417$
 $JK_{\text{set.tak-terkoreksi (JKs.t)}} = (120,27^2 + 125,69^2 + 108,60^2 + 108,05^2)/(16) = 3358,226$
 $JK \text{ ulangan/set (JK u/s)} = (61,97^2 + 62,40^2 + \dots + 51,64^2)/(8) - JK_{\text{s.t}} = 2,76871$
 $JK \text{ betina/set} = (56,07^2 + 58,44^2 + \dots + 56,67^2)/8 - JK_{\text{s.t}} = 15,57106$
 $JK \text{ betina tak-terkoreksi (JKb.t)} = (56,07^2 + 58,44^2 + \dots + 56,67^2)/8 = 3373,79679$
 $JK(jxb) = (16,02^2 + 11,80^2 + \dots + 13,24^2)/2 - 3370,69026 - 3373,79679 - 3358,226 = 55,838798$
 $JK \text{ galat: } JK \text{ total} - JK \text{ ulangan} - JK \text{ genotipe} = 17,3883$
4. Hasil perhitungan JK sesuai dengan db, dimasukan dalam sumber keragaman Tabel 37, untuk mengetahui pengaruh perlakuan nyata atau tidak, serta nilai koefisien keragaman.

Tabel 37. Sumber keragaman bobot biji model North Carolina Utara III.

Sumber keragaman	Db	J, K,	K, T
Set/unit/blok (S)	3	14,35052	4,78350**
Ulangan/set (U/S)	4	2,76871	0,69217
Tetua betina/set (B/S)	4	15,57106	3,89276**
Tetua jantan/set (J/S)	12	26,81507	2,23458*
Interaksi (J x B)/set	12	55,83879	4,65323**
Galat	28	9,31772	0,33275
Total	63	110,310911	

KK: 7,98%

∴ berpengaruh nyata

** : berpengaruh sangat nyata

$F_{\text{hitung (j)}} = 2,23458/0,332759 = 6,71$

$F_{\text{hitung (b)}} = 3,892767/0,332759 = 11,69$

$F_{\text{hitung (jxb)}} = 4,65323/0,332759 = 13,99$

Dari analisis diketahui terdapat pengaruh interaksi antara tetua jantan dan betina, dan penelusuran interaksi dapat dilakukan dengan uji beda nyata terkecil, dengan membuat Tabel interaksi rata-rata antara JxB

5. Perhitungan ragam genetik

$$\sigma^2_j = [KT(J/S) - KT \text{ galat}]/4 = (2,23458 - 0,33275)/4 = 0,47545$$

$$\sigma^2_b = [KT(B/S) - KT \text{ galat}]/8 = (3,89276 - 0,33275)/8 = 0,44500$$

$$\sigma^2_{jxb} = [KT(JxB)/s - KT \text{ galat}]/2 = (4,65323 - 0,33275)/2 = 2,16024$$

V. DIALLEL LENGKAP DAN DIALLEL PARSIAL (*Complete Diallel and Partial Diallel*)

Persilangan yang melibatkan sejumlah (n) inbrida dengan saling silang semua kombinasi disebut persilangan diallel. Jika melibatkan semua kombinasi $C(n, 2)$ dinamakan analisis diallel lengkap, dan jika inbrida tidak semua disaling silang dinamai parsial diallel. Analisis diallel sangat penting dalam perakitan hibrida, melalui hasil persilangan inbrida untuk mendapatkan F1, dapat dikaji daya gabung dari tetua untuk dijadikan *tester* atau *pollinator* serta pasangan inbrida heterotik sebagai calon varietas unggul F1. Konsep daya gabung bagi pemulia sangat penting berguna untuk mengkaji mutu genetik inbrida serta potensi efek heterosisnya. Daya gabung (*Combining ability*) dibedakan atas: (1) daya gabung umum (DGU, *general combining ability*) dan (2) daya gabung spesifik (DGS, *specific combining ability*). DGU adalah nilai rata-rata suatu peubah dari kombinasi persilangan inbrida atau saling silang. Nilai DGU yang tinggi menunjukkan inbrida mempunyai kemampuan sebagai pejantan (*tester*) untuk disilangkan atau bergabung dengan tetua lain (induk betina), sedangkan DGU kecil menunjukkan bahwa inbrida memiliki daya gabung rendah jika disilangkan dengan inbrida lain. DGS adalah penampilan F1 dari persilangan antar inbrida dan dapat digunakan untuk mengetahui turunan yang berpotensi hasil tinggi. Jika tetua merupakan inbrida generasi lanjut e⁵S5 dan homogenous, maka hibrida F1 dapat memberikan hasil maksimal. Tetua yang bersifat heterotik dari hasil analisis daya gabung, dapat digunakan sebagai *pollinator* dalam program perakitan hibrida (Hallauer dan Miranda, 1988; Stoskopf *et al.*, 1993).

Berikut disajikan analisis daya gabung melalui persilangan diallel lengkap dan diallel parsial.

1. Diallel Lengkap. Terdapat dua pendekatan analisis diallel lengkap yaitu analisis dengan metoda Hayman's dan metoda Griffing's. Hayman's dalam Singh dan Chaudhary (1985) menitik-beratkan pada anova dan estimasi komponen ragam, sedangkan Griffing's membedakan diallel atas empat pendekatan yaitu (1) analisis melibatkan tetua (n), $n(n-1)/2$ F1 dan timbal balik (*reciprocals*), (2) tetua dan F1, (3) F1 dan timbal balik, (4) F1.

Berikut disajikan analisis daya gabung melalui analisis diallel lengkap pada delapan tetua jagung fungsional dengan pendekatan Griffing's model (2) untuk menghitung respon F1 dan penentuan inbrida sebagai *tester* atau *pollinator*. Data bobot biji pada Tabel 38, dan sumber keragaman berdasarkan RAK pada Tabel 39.

Tabel 38. Analisis DGU dan DGS menggunakan metoda Griffing's Model II pada jagung QPM, Data bobot biji, KP Bajeng 2011. (t/ha)

No	Genotipe	Ulangan		Jumlah	Rataan
		I	II		
Tetua					
1	g1:CML161	2,00	1,95	3,95	1,98
2	g2:CML162	1,55	2,15	3,70	1,85
3	g3:CML163	1,75	2,32	4,07	2,04
4	g4:CML164	2,45	1,95	4,40	2,20
5	g5:CML165	1,95	2,75	4,70	2,35
6	g6:CML167	2,25	2,80	5,05	2,53
7	g7:MSQC0	1,95	1,58	3,53	1,77
8	g8:MSQC1	2,80	1,95	4,75	2,38
F1					
9	g1xg2	6,15	8,15	14,30	7,15
10	g1xg3	8,15	7,72	15,87	7,94
11	g1xg4	9,00	8,55	17,55	8,78
12	g1xg5	7,82	9,05	16,87	8,44
13	g1xg6	8,55	7,85	16,40	8,20
14	g1xg7	10,50	8,15	18,65	9,33
15	g1xg8	11,58	10,25	21,83	10,92
16	g2xg3	10,45	9,25	19,70	9,85
17	g2xg4	9,74	11,15	20,89	10,45
18	g2xg5	7,75	9,25	17,00	8,50
19	g2xg6	8,25	9,10	17,35	8,68
20	g2xg7	7,10	8,24	15,34	7,67
21	g2xg8	8,28	7,15	15,43	7,72
22	g3xg4	9,10	6,92	16,02	8,01
23	g3xg5	7,15	8,16	15,31	7,66
24	g3xg6	8,52	7,12	15,64	7,82
25	g3xg7	7,95	8,15	16,10	8,05
26	g3xg8	9,15	10,11	19,26	9,63
27	g4xg5	8,73	6,79	15,52	7,76
28	g4xg6	9,10	7,14	16,24	8,12
29	g4xg7	10,45	8,15	18,60	9,30
30	g4xg8	9,15	10,22	19,37	9,69
31	g5xg6	7,75	9,15	16,90	8,45
32	g5xg7	6,90	7,90	14,80	7,40
33	g5xg8	5,58	7,00	12,58	6,29
34	g6xg7	7,85	7,15	15,00	7,50
35	g6xg8	6,80	7,65	14,45	7,23
36	g7xg8	7,46	7,63	15,09	7,55
Total		251,66	250,55	502,21	251,11

Sumber: Yasin *et al.* (2011)

Tabel 39. Analisis keragaman berdasarkan diallel lengkap.

Sumber keragaman	Db	J.K.	K.T.
Kelompok	1	0.0171	0.0171
Genotipe	35	544.0163	15.5433
Acak	35	27.1579	0.7759
Total	71	571.1914	

KK: 12,62%

Kombinasi persilangan adalah $C(8,2) = 28$ F1 silang tunggal, ditambah delapan tetua menjadi 36 materi genetik sebagai perlakuan. Penelitian dilaksanakan di KP Bajeng menggunakan rancangan acak kelompok dua ulangan. Kombinasi persilangan adalah $C(8,2) = 28$ F1 silang tunggal, ditambah delapan tetua menjadi 36 materi genetik sebagai perlakuan. Penelitian dilaksanakan di KP Maros menggunakan rancangan acak kelompok dua ulangan.

Nilai DGU, DGS, db DGS serta *MPH* masing-masing dihitung dengan formula:

$$g_i = 1/(n+2)[\Sigma(y_{i.} + y_{.i}) - (r/n)y_{..}]$$

$$s_{ij} = y_{ij} - 1/(n+2) \Sigma(y_{i.} + y_{.i})^2 + 2/(n+1)(n+2)y_{..}$$

$$db. dgs = p(p-1)/2, p \text{ (jumlah tetua)} = 6$$

Perlakuan nyata dan analisis dilanjutkan untuk mengetahui pengaruh DGU dan DGS dengan membuat matriks rata-rata setiap genotipe dan F1 pada Tabel 41. Selanjutnya dapat dihitung JK daya gabung umum dan JK daya gabung spesifik sesuai formula.

Tahapan perhitungan J.K. DGU dan DGS yaitu:

1. Jumlah Kuadrat:

$$DGU : 1/10(64,685^2 + 63,705^2 + \dots + 63,755^2) - 2/8(251,105^2) = 4,1300$$

$$DGS : \text{dihitung dengan formula JK genotipe} = r(JK.DGU + JK DGS), r: 2$$

$$: 544,016 = 2(4,1300 + JK DGS)$$

$$: 544,016 = 8,2600 + 2 JK DGS, JK DGS = 267,8781$$

2. Kuadrat Tengah, diperoleh dari JK dibagi derajat bebas (db. DGU: 7, db DGS: 28)

$$DGU : 4,1300/7 = 0,5900$$

$$DGS : 267,8781/28 = 9,5670$$

3. Rangkuman sumber keragaman adalah:

Tabel 40. Rangkuman analisis diallel lengkap 8 inbrida.

Sumber keragaman	Db	J.K.	K.T.
Kelompok	1	0.0171	0.01711
Genotipe	35	544.0163	15.54332
- DGU	7	4,1300	0,5900
- DGS	28	267,8781	9,5670
Acak	35	27.1579	0.7759
Total	71	571.1914	

K.K: 12,62%

4. Daya Gabung Umum. Analisis daya gabung umum dihitung dengan menggunakan formula: $g_i = 1/(n+2)[\sum(y_i+y_{ii})-2/n.y..]$, y...: jumlah tanpa *reciprocal* yaitu

$$g_1 = 1/10[64,685-2/8(251,105)] = 0,191$$

$$g_2 = 1/10[63,705-2/8(251,105)] = 0,093$$

$$g_3 = 1/10[63,020-2/8(251,105)] = 0,024$$

$$g_4 = 1/10[66,495-2/8(251,105)] = 0,372^*$$

$$g_5 = 1/10[59,190-2/8(251,105)] = -0,359$$

$$g_6 = 1/10[61,040-2/8(251,105)] = -0,174$$

$$g_7 = 1/10[60,320-2/8(251,105)] = -0,246$$

$$g_8 = 1/10[63,755-2/8(251,105)] = 0,098$$

(*: g4 nilai DGU tertinggi, dapat dijadikan tetua jantan *tester*)

5. Daya Gabung Spesifik. Dihitung dengan formula:

$$s_{ij} = y_{ij} - 1/(n+2)(y_i.. + y_{.j} + y_{..}) + 2/(n+1)(n+2)y..$$

$$s_{12} = 7,150 - 1/10(64,685 + 63,705) + 2/90(251,105) = -0,1089$$

$$s_{13} = 7,935 - 1/10(64,685 + 63,020) + 2/90(251,105) = 0,7446$$

$$s_{14} = 8,775 - 1/10(64,685 + 66,495) + 2/90(251,105) = 1,2371$$

$$s_{15} = 8,435 - 1/10(64,685 + 59,190) + 2/90(251,105) = 1,6276$$

$$s_{16} = 8,200 - 1/10(64,685 + 61,040) + 2/90(251,105) = 1,2076$$

$$s_{17} = 9,325 - 1/10(64,685 + 60,320) + 2/90(251,105) = 2,4046$$

$$s_{18} = 10,915 - 1/10(64,685 + 63,755) + 2/90(251,105) = 3.6511^*$$

$$s_{23} = 9,850 - 1/10(63,705 + 63,020) + 2/90(251,105) = 2,7576$$

$$s_{24} = 10,445 - 1/10(63,705 + 66,495) + 2/90(251,105) = 3,0051$$

$$s_{25} = 8,5000 - 1/10(63,705 + 59,190) + 2/90(251,105) = 1,7906$$

$$s_{26} = 8,675 - 1/10(63,705 + 61,040) + 2/90(251,105) = 1,7806$$

$$\begin{aligned}
s_{27} &= 7,670 - 1/10(63,705 + 60,320) + 2/90(251,105) = 0,8476 \\
s_{28} &= 7,715 - 1/10(63,705 + 63,755) + 2/90(251,105) = 0,5491 \\
s_{34} &= 8,010 - 1/10(63,020 + 66,495) + 2/90(251,105) = 0,6386 \\
s_{35} &= 7,655 - 1/10(63,020 + 59,190) + 2/90(251,105) = 1,0141 \\
s_{36} &= 7,820 - 1/10(63,020 + 61,040) + 2/90(251,105) = 0,9941 \\
s_{37} &= 9,300 - 1/10(63,020 + 60,320) + 2/90(251,105) = 1,2961 \\
s_{38} &= 9,630 - 1/10(63,020 + 63,755) + 2/90(251,105) = 2,5361 \\
s_{45} &= 7,760 - 1/10(66,495 + 59,190) + 2/90(251,105) = 0,7717 \\
s_{46} &= 8,120 - 1/10(66,495 + 61,040) + 2/90(251,105) = 0,9466 \\
s_{47} &= 9,300 - 1/10(66,495 + 60,320) + 2/90(251,105) = 2,1986 \\
s_{48} &= 9,685 - 1/10(66,495 + 63,755) + 2/90(251,105) = 2,2401 \\
s_{56} &= 8,450 - 1/10(59,190 + 61,040) + 2/90(251,105) = 2,0071 \\
s_{57} &= 7,400 - 1/10(59,190 + 60,320) + 2/90(251,105) = 1,0291 \\
s_{58} &= 6,290 - 1/10(59,190 + 63,755) + 2/90(251,105) = -0,4243 \\
s_{67} &= 7,500 - 1/10(61,040 + 60,320) + 2/90(251,105) = 0,9441 \\
s_{68} &= 7,225 - 1/10(61,040 + 63,755) + 2/90(251,105) = 0,3256 \\
s_{78} &= 7,545 - 1/10(60,320 + 63,755) + 2/90(251,105) = 0,7176
\end{aligned}$$

(*: s18: g1xg8 nilai DGS tertinggi, dapat dijadikan kandidat F1 terbaik)

6. Heterosis. Heterosis yaitu peningkatan vigor dan pertumbuhan tanaman, termasuk ukuran peubah-peubah lain, dan hasil biji yang diperoleh dari F1 dibandingkan terhadap tetua. Jika dibandingkan terhadap rata-rata tetua disebut heterosis rata-rata tetua (*MPH: mid parent heterosis*), dan jika dibandingkan terhadap tetua terbaik disebut heterosis tetua tertinggi (*BPH: best parent heterosis*). Heterosis disebut juga vigor hibrida (*hybrid vigor*) diketahui dengan formula:

$$MPH = \frac{F_1 - \frac{(P_1 + P_2)}{2}}{\frac{(P_1 + P_2)}{2}} \times 100$$

$$BPH = (F1 - P_i) / P_i \times 100\%$$

F1 = hasil persilangan $P_{i,j}$

$P_{i,j}$ = hasil tetua ke- i, j dimana $i \neq j$

Nilai heterosis (%) rata-rata tetua serta tetua terbaik disajikan pada Tabel 41.

Tabel 41. Matriks rataaan bobot biji untuk perhitungan daya gabung inbrida.

G	g1	g2	g3	g4	g5	g6	g7	g8	Jlh	Jlh-gii	Rataan	Jlh+gii	(Jlh+gii) ²
g1	1.975	7.150	7.935	8.775	8.435	8.200	9.325	10.915	62.710	62.710	7.839	64.685	4184.149
g2	7.150	1.850	9.850	10.445	8.500	8.675	7.670	7.715	61.855	54.705	7.732	63.705	4058.327
g3	7.935	9.850	2.035	8.010	7.655	7.820	8.050	9.630	60.985	43.200	7.623	63.020	3971.520
g4	8.775	10.445	8.010	2.200	7.760	8.120	9.300	9.685	64.295	37.065	8.037	66.495	4421.585
g5	8.435	8.500	7.655	7.760	2.350	8.450	7.400	6.290	56.840	24.490	7.105	59.190	3503.456
g6	8.200	8.675	7.820	8.120	8.450	2.525	7.500	7.225	58.515	17.250	7.314	61.040	3725.882
g7	9.325	7.670	8.050	9.300	7.400	7.500	1.765	7.545	58.555	9.310	7.319	60.320	3638.502
g8	10.915	7.715	9.630	9.685	6.290	7.225	7.545	2.375	61.380	2.375	7.673	63.755	4064.700
Jumlah	62.710	61.855	60.985	64.295	56.840	58.515	58.555	61.380	485.135	251.105	7.580	502.210	31,568.12

Tabel 42. Nilai heterosis (%) rata-rata tetua (MPH) dan heterosis tetua terbaik (MPH).

F1	MPH	BPH
g1xg2	273,8	2.620
g1xg3	295,7	2.899
g1xg4	320,3	2.989
g1xg5	290,1	2.589
g1xg6	264,4	2.248
g1xg7	149,3	3.722
g1xg8	401,8	3.596
g2xg3	407,1	3.840
g2xg4	415,8	3.748
g2xg5	104,9	2.617
g2xg6	79,3	2.436
g2xg7	324,3	3.146
g2xg8	265,2	2.248
g3xg4	278,3	2.936
g3xg5	249,1	2.257
g3xg6	242,9	2.097
g3xg7	323,6	2.956
g3xg8	86,8	3.055
g4xg5	241,0	1.151
g4xg6	243,7	2.216
g4xg7	369,1	3.227
g4xg8	323,3	3.078
g5xg6	246,6	2.596
g5xg7	259,6	2.149
g5xg8	166,2	1.677
g6xg7	249,6	1.970
g6xg8	194,8	1.861
g7xg8	264,9	2.177

2. Diallel Parsial. Jika jumlah inbrid yang direkombinasi jumlahnya sedikit ≤ 5 untuk evaluasi maka penduga daya gabung tidak dapat digunakan sebagai acuan (*sampling error*). Guna mengantisipasi pengaruh daya gabung agar tetap akurat dapat digunakan analisis diallel parsial. Pada diallel lengkap kombinasi dari sejumlah inbrid adalah $n-1$ persilangan. Pengembangan daya gabung dengan analisis diallel parsial tidak perlu melibatkan semua persilangan sebanyak $n-1$, cukup diseleksi dan diambil contoh persilangan secara acak (*random sample of crosses*). Kasus sama Tabel 38 dengan dua ulangan pada jagung QPM, jika hanya dilibatkan sebanyak $s=3$ persilangan dari tetua $n:8$ dimana $s < n-1$ maka jumlah persilangan adalah $ns/2 = 12$, $n:8$ inbrida, $s:3$ persilangan yaitu:

g1xg4	g1xg5	g1xg6
g2xg5	g2xg6	g2xg7
g3xg6	g3xg7	g3xg8
g4xg7	g4xg8	g5xg8

(Diallel parsial: 12 F1, jika diallel lengkap: 28 F1)

Tabel 43. Pengkajian DGU dan DGS dengan metoda diallel parsial pada jagung QPM. Data bobot biji (t/ha. ka. 15%).

No	Genotipe	Ulangan		Jumlah	Rataan
		I	II		
1	g1xg4	9.00	8.55	17.55	8.78
2	g1xg5	7.82	9.05	16.87	8.44
3	g1xg6	8.55	7.85	16.40	8.20
4	g2xg5	7.75	9.25	17.00	8.50
5	g2xg6	8.25	9.10	17.35	8.68
6	g2xg7	7.10	8.24	15.34	7.67
7	g3xg6	8.52	7.12	15.64	7.82
8	g3xg7	7.95	8.15	16.10	8.05
9	g3xg8	9.15	10.11	19.26	9.63
10	g4xg7	10.45	8.15	18.60	9.30
11	g4xg8	9.15	10.22	19.37	9.69
12	g5xg8	5.58	7.00	12.58	6.29
Total		99.27	102.79	202.06	-

Sumber: Yasin *et al.* (2011)

Tabel 44. Analisis Keragaman berdasarkan diallel parsial.

Sumber keragaman	Db	J.K.	K.T.
Kelompok	1	0.51627	0.51627
Genotipe	11	19.36218	1.76020
Acak	11	8.40893	0.76445
Total	23	28.28738	

KK: 10.38 %

Selanjutnya dihitung pengaruh DGU dan DGS yaitu dengan membuat vektor G, $G_i = \bar{y}_i - F$ dimana G_i adalah hasil penjumlahan dari rata-rata setiap persilangan inbrida tak terkoreksi (*uncorrected*) dikurang F. K setiap inbrida yaitu:

$$F. K = (2 \times 101,03) / 8 = 25,25$$

$$G_1 (g_4, g_5, g_6): (8,78 + 8,44 + 8,20) - FK = 0,16$$

$$G_2 (g_5, g_6, g_7): (8,50 + 8,68 + 7,67) - FK = -0,41$$

$$G_3 (g_6, g_7, g_8): (7,82 + 8,05 + 9,63) - FK = 0,25$$

$$G_4 (g_7, g_8, g_1): (9,30 + 9,69 + 8,78) - FK = 2,51$$

$$G_5 (g_8, g_1, g_2): (6,29 + 8,44 + 8,50) - FK = -2,03$$

$$G_6 (g_1, g_2, g_3): (8,20 + 8,68 + 9,69) - FK = 0,56$$

$$G7(g2, g3, g4): (7,67+8,05+9,30)-FK = -0,23$$

$$G8(g3, g4, g5): (6,29+9,63+9,69)-FK = 0,35$$

$$\Sigma Gi \sim 0$$

Jumlah kuadrat pengaruh DGU dihitung dengan hasil perkalian matriks $X=P^{-1}.G$

X: vektor pengaruh DGU

P: matriks persilangan diallel parsial

$$P: \begin{bmatrix} 3 & 0 & 0 & 1 & 1 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 3 & 0 & 0 & 1 & 1 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 3 & 0 & 0 & 1 & 1 & 1 \\ 1 & 0 & 0 & 3 & 0 & 0 & 1 & 1 \\ 1 & 1 & 1 & 0 & 0 & 3 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 3 & 0 \\ 0 & 1 & 1 & 1 & 0 & 0 & 3 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 1 & 1 & 0 & 0 & 3 \end{bmatrix}$$

$$P^{-1}: \begin{bmatrix} 0.6458 & 0.2083 & 0.0208 & -0.2917 & -0.3542 & -0.2917 & 0.0208 & 0.2083 \\ 0.2083 & 0.6458 & 0.2083 & 0.0208 & -0.2917 & -0.3542 & -0.2917 & 0.0208 \\ 0.0208 & 0.2083 & 0.6458 & 0.2083 & 0.0208 & -0.2917 & -0.3542 & -0.2917 \\ -0.2917 & 0.0208 & 0.2083 & 0.6458 & 0.2083 & 0.0208 & -0.2917 & -0.3542 \\ -0.3542 & -0.2917 & 0.0208 & 0.2083 & 0.6458 & 0.2083 & 0.0208 & -0.2917 \\ -0.2917 & -0.3542 & -0.2917 & 0.0208 & 0.2083 & 0.6458 & 0.2083 & 0.0208 \\ 0.0208 & -0.2917 & -0.3542 & -0.2917 & 0.0208 & 0.2083 & 0.6458 & 0.2083 \\ 0.2083 & 0.0208 & -0.2917 & -0.3542 & -0.2917 & 0.0208 & 0.2083 & 0.6458 \end{bmatrix}$$

$$X = P^{-1}.Q$$

$$X1: (0,6458x0,16)+(0,2083x-0,41)+(0,0208x0,25)+(-0,2917x2,51)+(-0,3542x-2,03)+(-0,2917x-0,56)+(0,0208x-0,23)+(0,2083x0,35) = 0,2403$$

$$X2: (0,2083x0,16)+(0,6458x-0,41)+(0,2083x0,25)+(0,0208x2,51)+(-0,2917x-2,03)+(-0,3542x-0,56)+(-0,2917x-0,23)+(0,0208x0,35) = 0,7378$$

$$X3: (0,0208x0,16)+(0,2083x-0,41)+(0,6458x0,25)+(0,2083x2,51)+(0,0208x-2,03)+(-0,2917x-0,56)+(-0,3542x-0,23)+(-0,2917x0,35) = 0,7009$$

$$\begin{aligned}
X4: & (-0,2917 \times 0,16) + (0,0208 \times -0,41) + (0,2083 \times 0,25) + (0,6458 \times 2,51) + \\
& (0,2083 \times -2,03) + (0,0208 \times -0,56) + (-0,2917 \times -0,23) + (-0,3542 \times 0,35) = \\
& 1,1259 \\
X5: & (-0,4542 \times 0,16) + (-0,2917 \times -0,41) + (0,0208 \times 0,25) + (0,2083 \times 2,51) + \\
& (0,6458 \times -2,03) + (0,2083 \times -0,56) + (0,0208 \times -0,23) + (-0,2917 \times 0,35) = \\
& -0,9422 \\
X6: & (-0,2917 \times 0,16) + (-0,3542 \times -0,41) + (-0,2917 \times 0,25) + (0,0208 \times 2,51) + \\
& (0,2083 \times -2,03) + (-0,6458 \times -0,56) + (0,2083 \times -0,23) + (0,0208 \times 0,35) = \\
& -0,7447 \\
X7: & (0,0208 \times 0,16) + (-0,2917 \times -0,41) + (-0,3542 \times 0,25) + (-0,2917 \times 2,51) + \\
& (0,0208 \times -2,03) + (0,2083 \times -0,56) + (0,6458 \times -0,23) + (0,2083 \times 0,35) = \\
& -0,9315 \\
X8: & (0,2083 \times 0,16) + (0,0208 \times -0,41) + (-0,2917 \times 0,25) + (-0,3542 \times 2,51) + \\
& (-0,3542 \times -2,03) + (-0,2917 \times -0,56) + (0,0208 \times -0,23) + (0,2083 \times 0,35) = \\
& -0,1769 \\
JK\ DGU: & (0,2403 \times 0,16) + (0,7378 \times -0,41) + (0,7009 \times 0,25) + (1,1259 \times 2,51) + \\
& (-0,9422 \times -2,03) + (-0,9422 \times -0,56) + (-0,7447 \times -0,23) + (-0,9315 \times -0,23) + \\
& (-0,1769 \times 0,35) = 10,42757 \\
JK\ DGS: & JK_{genotipe} - JK\ DGU = 19,36218 - 10,42757 = 8.93459
\end{aligned}$$

Hasil analisis selanjutnya dimasukkan dalam Tabel analisis keragaman sesuai Tabel 45 berikut:

Tabel 45. Rangkuman analisis diallel parsial 8 inbrida.

Sumber keragaman	Db	J.K.	K.T.
Kelompok	1	0.51627	0.51627
Genotipe	11	19.36218	1.76020
- DGU	7	10,42757	1.48965
- DGS	4	8.93459	2.23365
Acak	11	8.40893	0.76445
Total	23	28.28738	-

K.K: 12,62%

VI. MODEL REGRESSI BERTATAR (*Stepwise Regression Analysis*)

Hubungan antara dua peubah X dan Y disebut regresi sederhana, apabila peubah tak bebas y hanya ditentukan oleh peubah bebas x. Perubahan setiap xi dapat berakibat bertambah atau menurunnya karakter y dan besaran ditentukan oleh nilai koefisien β . Selanjutnya jika peubah yang diamati berupa peubah bebas lebih dari satu, $x_1, x_2, x_3, \dots, x_n$ maka bentuk hubungan terhadap peubah tak bebas y disebut regresi berganda.

Keterandalan model dapat ditelusuri melalui nilai koefisien determinasi (R^2). Jika R^2 mencapai nilai $\geq 95,0\%$ atau penyebaran sisa yang dibakukan ($e_i/s, i = 1, 2, 3, \dots, n$) menyebar secara berimbang pada skala titik -2, 0, +2 maka model dapat dianggap andal untuk menduga peubah tak bebas yi (Weisberg 1980). Sejumlah metoda yang dapat digunakan untuk mengetahui peranan peubah bebas xi terhadap hasil diantaranya adalah dengan analisis regresi bertatar (*stepwise analysis*). Analisis bertatar adalah prosedur memilih peubah bebas xi yang dominan untuk masuk dalam model regresi guna menduga besaran peubah tak bebas y pada setiap satuan xi. Analisis bertatar merupakan gabungan dari dua metoda yaitu analisis penyisihan mundur (*backward procedure*) dan pemilihan maju (*forward procedure*). Model bertatar diawali dengan memasukkan peubah bebas yang mempunyai korelasi sederhana tertinggi terhadap y, disusul dengan menghitung koefisien korelasi parsial, dan nilai tertinggi masuk kedalam model. Hal ini dapat dihitung dan ditelusuri melalui berbagai *software* diantaranya adalah program microstat. Crossa *et al.* (2002) telah melakukan analisis regresi bertatar dan stabilitas hasil pada gandum untuk mengambil kesimpulan genotipe unggul sebagai kandidat calon varietas.

Penerapan regresi bertatar telah diaplikasikan pada peubah jagung fungsional hibrida Bima Putih1. Analisis bertujuan untuk mengetahui peran peubah bebas xi terhadap hasil bobot biji sebagai peubah tak bebas yi. Peubah yang berperan dibuat model dalam bentuk regresi berganda, dan sebagai analisis dalam penerapan seleksi jagung telah menghasilkan varietas unggul.

Pengamatan data berupa peubah bebas $x_1, x_2, \dots, x_{16}$ serta hasil bobot biji ditetapkan sebagai yi disajikan pada Tabel 46. Pendekatan analisis mengikuti tahapan dari (Draper and Smith 1966; Steel dan Torrie 1981).

Full model dalam bentuk matriks: $Y = X\beta + \epsilon$,

Y: ($n \times 1$) vektor hasil pengamatan (hasil bobot biji, peubah tak bebas)

X: ($n \times p$) matriks pengamatan peubah bebas, $n:31, p:16$

β : ($p \times 1$) vector koefisien regresi

ϵ : vektor galat baku $\sim NID(0, \sigma^2)$

Koefisien β dihitung dengan: $\beta = (X'X)^{-1}X'Y$; dimana $[X'X]^{-1}X'X = I$

Tabel 46. Komponen peubah bebas (xi; 1, 2, 3, ..., 16) dan hasil bobot biji Yi jagung hibrida Bima Putih 1.

No	y	x1	x2	x3	x4	x5	x6	x7	x8	x9	x10	x11	x12	x13	x14	x15	x16
1	9.24	210	105	52	56	50	51	11.49	34.8	1.114	0.876	78.6	19.5	5.1	16	41	380
2	9.33	195	85	53	55	50	50	13.32	39.0	0.918	0.672	73.2	18.0	4.9	14	31	345
3	10.50	210	105	52	55	50	50	14.09	37.8	0.204	0.920	76.4	20.0	5.1	14	41	285
4	12.25	210	95	53	56	50	50	15.51	36.3	1.080	0.854	79.1	16.5	4.8	14	40	290
5	8.44	171	88	51	54	48	50	11.20	37.4	0.970	0.744	76.7	15.8	5.1	18	38	304
6	6.87	189	86	53	55	48	50	7.98	30.1	0.802	0.630	78.6	15.1	4.6	14	39	304
7	6.40	193	85	51	54	50	50	8.74	38.0	0.930	0.700	75.3	17.8	4.9	16	32	320
8	6.68	212	101	53	57	49	50	10.00	38.0	0.940	0.754	80.2	17.9	4.8	14	38	312
9	6.97	240	95	51	59	49	51	9.29	35.5	1.000	0.742	74.2	16.0	4.7	14	36	204
10	7.85	235	79	53	56	50	51	11.25	39.1	1.200	0.876	73.0	14.0	5.6	16	36	300
12	7.55	257	103	52	54	48	49	10.26	35.8	1.100	0.804	73.1	15.0	5.5	18	31	276
13	5.94	205	100	58	62	40	41	7.55	35.9	0.958	0.750	78.3	15.1	5.2	16	36	330
14	5.06	195	95	58	60	33	33	6.10	35.2	0.625	0.510	81.6	17.0	4.8	14	30	300
15	5.66	210	110	58	59	40	40	7.20	36.0	0.830	0.650	78.3	16.5	5.0	16	42	263
16	9.28	255	81	50	53	48	50	12.64	39.0	1.290	0.990	76.7	17.6	5.2	14	38	320
17	10.82	270	115	49	54	46	48	14.91	38.5	1.170	0.880	75.2	18.7	4.9	18	43	296
18	9.59	260	117	49	54	46	50	13.22	37.9	1.410	1.050	74.5	19.5	5.2	14	40	344
19	11.00	275	100	50	53	46	48	14.40	38.0	1.210	0.950	78.5	20.0	4.6	18	38	308
20	8.97	215	91	48	51	50	51	10.74	32.5	1.040	0.820	78.8	19.5	4.3	16	34	325
21	7.47	229	107	49	52	49	50	9.50	36.8	1.260	0.100	79.4	19.5	4.5	16	42	325
22	8.03	201	109	49	51	50	51	9.25	32.3	1.150	0.940	81.7	17.3	4.5	16	34	309
23	9.07	223	103	47	51	49	47	11.00	34.0	1.180	0.940	79.7	18.6	5.0	14	42	317
24	9.28	210	105	51	55	50	51	11.62	32.8	0.950	0.720	75.8	15.0	4.6	16	30	305
25	8.54	190	100	51	55	49	50	10.07	34.5	0.800	0.660	82.5	16.0	4.0	16	38	310
26	7.59	200	105	52	55	49	51	10.00	34.0	0.900	0.660	73.3	16.0	4.4	14	35	298
27	8.15	200	110	52	55	50	51	10.92	34.3	1.050	0.760	72.4	14.0	4.8	14	33	294
28	5.77	258	124	58	60	37	38	6.90	33.0	0.88	0.700	79.5	14.9	4.5	16	33	304
29	5.67	272	122	62	64	35	35	6.50	32.0	1.040	0.850	81.7	16.6	4.5	14	31	342
30	7.21	275	126	61	63	50	50	9.10	37.3	1.080	0.870	80.6	14.4	4.5	16	32	333
31	5.33	295	140	59	62	36	36	6.50	39.5	0.81	0.700	86.4	15.4	4.2	14	30	342
Jlh	248.53	6923	31561637.00	1735	1445	1473	321.53	113.3019485	521072.782402.00	521.7	149.4	478	1118	9597			
Rataan	8.02	223.32	101.81	52.81	55.97	46.61	47.52	10.37	35.91	628.57	34.61	77.48	16.83	4.82	15.42	36.06	30.58

y: hasil, t/ha; x1: tinggi tanaman, cm; x2: tinggi tongkol, cm; x3: umur berbunga jantan, hr; x4: umur berbunga betina, hr; x5: tanaman panen
 x6: tongkol panen; x7: bobot tongkol panen, kg/plot; x8: kadar air, %; x9: bobot kupasan 4 tongkol, kg; x10: bobot biji 4 tongkol, kg;

x11: rendamen, %; x12: panjang tongkol cm; x13: diameter tongkol, cm; x14: jumlah batis/tongkol; x15: jumlah biji/tongkol; x16: bobot 1000 biji, gr
 (Sumber: Andayani *et al.*, 2012)

Keterandalan model dilakukan dengan memilih secara bertahap terhadap lima peubah bebas sampai nilai koefisien determinasi R^2 mendekati satu. Ukuran keeratan hubungan linier antar peubah dihitung dengan korelasi sederhana (r) antara peubah dengan hasil bobot biji mengikuti kaedah Gomez and Gomez (2007); Cochran and Cox (1957) yaitu:

$$r: [\Sigma xy]/[\sqrt{(\Sigma x^2)(\Sigma y^2)}] \sim r(n-2), n = 31.$$

Jika $r_{hitung} < r_{Tabel}$: tidak ada korelasi antara peubah

Data aktual dari hasil pengamatan setiap peubah disajikan pada Tabel 51 (Laporan Kelti PML-PN, 2011). Rataan hasil bobot biji (y) diperoleh sebanyak 7,99 t/ha, dengan nilai simpangan baku 1,79 t/ha. Rataan hasil 16 peubah serta nilai simpangan baku disajikan pada Tabel 47, sedangkan hubungan peubah bebas terhadap hasil biji dalam bentuk model regresi penuh disajikan pada Tabel 48.

Pada Tabel 48 terlihat nilai koefisien regresi $\hat{a}$ dari 16 peubah, nilai galat baku, korelasi parsial (R^2 parsial) serta nilai t hitung setiap peubah. Pada model regresi penuh terlihat bahwa nilai koefisien determinasi $R^2:0,9989$ cukup tinggi, analisis ini menunjukkan bahwa peubah bebas $x_i, i = 1, 2, 3, \dots, 16$ sangat berperan dalam pembentukan bobot biji. Hal ini ditunjang pada analisis sumber keragaman model penuh bahwa terdapat pengaruh nyata taraf 1% dari regresi pada d.b.:16 (Tabel 50).

Tabel 47. Rataan serta simpangan baku dari karakter hibrida Bima Putih 1.

Sandi	Peubah bebas (x_i)	Rataan	Galat baku
$x1$	Tinggi tanaman, cm	223,32	33,84
$x2$	Tinggi tongkol, cm	101,64	15,11
$x3$	Umur bunga jantan, hari	52,81	3,87
$x4$	Umur bunga betina, hari	55,97	3,52
$x5$	Tanaman panen, /plot	46,58	5,12
$x6$	Tongkol panen, /plot	47,52	5,38
$x7$	Bobot tongkol panen, kg/plot	10,34	2,55
$x8$	Kadar air panen, %	35,90	2,49
$x9$	Bobot empat tongkol, gr	994,87	224,28
$x10$	Bobot biji empat tongkol, gr	794,45	129,43
$x11$	Rendamen, %	77,51	3,65
$x12$	Panjang tongkol, cm	16,89	1,84
$x13$	Diameter tongkol, cm	4,80	0,40
$x14$	Baris biji per tongkol	15,42	1,48
$x15$	Jumlah biji per baris	35,83	4,21
$x16$	Bobot 1000 biji, gr	309,71	30,22
Y	Peubah tak bebas (Y_i) Hasil, t/ha	7,99	1,79

Tabel 48. Koefisien β , α , galat baku serta nilai t hitung pada model penuh hasil biji Bima Putih 1.

Sandi Peubah bebas		β_i	Se	$t_{hit}(db=14)$	R^2 parsial
$x1$	Tinggi tanaman, cm	-8,209E-04	0,0012	-0,692	0,0331
$x2$	Tinggi tongkol, cm	7,790E-04	0,0021	0,375	0,0099
$x3$	Umur bunga jantan, hari	-0,0120	0,0163	-0,741	0,0377
$x4$	Umur bunga betina, hari	0,0136	0,0160	0,848	0,0489
$x5$	Tanaman panen, /plot	0,0356	0,0180	1,980	0,2187
$x6$	Tongkol panen, /plot	-0,0210	0,0196	- 1,072	0,0759
$x7$	Bobot tongkol panen, kg/plot	0,7657	0,0114	67,426	0,9969
$x8$	Kadar air panen, %	-0,1237	0,0089	-13,837	0,9319
$x9$	Bobot empat tongkol, gr	1,271E-04	1,275E-04	0,997	0,0663
$x10$	Bobot biji empat tongkol, gr	-1,259E-04	3,397E-04	-0,371	0,0097
$x11$	Rendamen, %	0,1048	0,0096	10,937	0,8952
$x12$	Panjang tongkol, cm	4,766E-04	0,0177	0,027	5,202E-05
$x13$	Diameter tongkol, cm	0,0127	0,0893	0,143	0,0015
$x14$	Baris biji per tongkol	0,0150	0,0128	1,175	0,0898
$x15$	Jumlah biji per baris	0,0043	0,0068	-0,637	0,0282
$x16$	Bobot 1000 biji	-5,146E-04	8,151E-04	-0,631	0,0277
α	Intersep	-4,6101	-	-	-

$R^2 = 0,9989$

Sumber: Yasin *et al.* 2010.

Tabel 49. Tahapan penyaringan peubah yang masuk dalam model regresi berganda.

Penyaringan model	β_i	Se	F hit/tab	Prob,
<i>Saringan I, $x7$; $R^2 = 0,9326$</i>				
$x7$ (bobot tongkol panen, kg/plot)	0,6796	0,0339	401,447*	0,000
α (intersep)	0,9708	-	-	-
<i>Saringan II, $x11$; $R^2 = 0,9703$</i>				
$x11$ (rendamen, %)	0,7376	0,0249	876,372*	0,000
$x7$ (bobot tongkol panen, kg/plot)	0,1037	0,0174	35,447*	0,000
α (intersep)	-7,6655	-	-	-
<i>Saringan III, $x8$; $R^2 = 0,9970$</i>				
$x8$ (kadar air, %)	-0,1290	0,0083	241,778*	0,000
$x11$ (rendamen, %)	0,0959	0,0056	288,848*	0,000
$x7$ (bobot tongkol panen, kg/plot)	0,7826	0,0085	8384,620*	0,000
α (intersep)	-2,8963	-	-	-
<i>Saringan IV, $x5$; $R^2 = 0,9983$</i>				
$x5$ (tanaman panen, /plot)	0,0171	0,0039	18,805*	0,000
$x8$ (kadar air, %)	-0,1221	0,0066	338,704*	0,000
$x11$ (rendamen, %)	0,1025	0,0046	488,310*	0,000
$x7$ (bobot tongkol panen, kg/plot)	0,7625	0,0081	8872,049*	0,000
α (intersep)	-4,2472	-	-	-
<i>Saringan V, $x15$; $R^2 = 0,9985$</i>				
$x15$ (jumlah biji per baris)	0,0074	0,0040	3,414*	0,000
$x5$ (tanaman panen, /plot)	0,0170	0,0038	20,307*	0,000
$x8$ (kadar air, %)	-0,1236	0,0064	373,226*	0,000
$x11$ (rendamen, %)	0,1009	0,0045	497,498*	0,000
$x7$ (bobot tongkol panen, kg/plot)	0,7560	0,0085	7900,635*	0,000
α (intersep)	-4,2611	-	-	-

*: nyata pada taraf 1%

Sumber: Andayani *et al.* 2012.

Tahapan analisis untuk mengetahui peubah dominan dari 16 peubah bebas terhadap hasil bobot biji y dilanjutkan dengan analisis regresi bertatar dan diperoleh bahwa pada saringan: Tahap I peubah yang masuk dalam model adalah x7 (bobot tongkol panen). Hasil ini sesuai dengan nilai korelasi parsial pada x7 adalah tertinggi yaitu 0,9969. Pada tahap ini dapat diketahui bahwa bobot tongkol saat panen adalah peubah utama dalam menentukan besarnya hasil bobot biji Bima Putih 1 (Tabel 50). Pada saringan tahap awal nilai koefisien $\hat{a}$ dari x7: 0,6796 dan ditunjukkan pada F hitung yang nyata. Pada model regresi sederhana antara x7 terhadap hasil y diperoleh nilai R^2 : 0,9326. Pada Tabel 49 disajikan lanjutan saringan setiap tahap peubah bebas xi yang masuk dalam model. Analisis regresi bertatar menunjukkan bahwa pada tahap kedua peubah x11 (rendemen,%) masuk dalam model setelah x7. Tahapan ini menunjukkan bahwa dua peubah bebas yakni bobot tongkol saat panen, serta rendemen adalah peubah penting dalam menghasilkan bobot biji yang tinggi. Pada saringan tahap III-V diperoleh peubah yang

Tabel 50. Sumber keragaman berdasarkan tahapan peubah yang masuk dalam model regresi berganda.

Sumber keragaman	Derajat bebas	Jumlah kuadrat	Kwadrat tengah	F.hit	Prob.
Model penuh					
Regressi	16	96,8434	6,0527	806,230**	0,000
Sisa	14	0,1051	0,0075		
Total	30	96,9485			
Model bertatar					
Saringan I (x7)	1	90,4169	90,4169	401,447**	0,000
Regressi	29	6,5316	0,2252		
Sisa	30	96,9485			
Total					
Saringan II (x11)					
Regressi (x11/x7)	2	94,0660	47,0330	456,868**	0,000
Sisa	28	2,8825	0,1029		
Total	30	96,9485			
Saringan III (x8)					
Regressi (x8/ x11, x7)	3	96,6589	32,2196	3004,316**	0,000
Sisa	27	0,2896	0,0107		
Total	30	96,9485			
Saringan IV (x5)					
Regressi (x5/ x8,x11, x7)	4	96,7804	24,1951	3743,798**	0,000
Sisa	26	1,1680	0,0065		
Total	30	96,9485			
Saringan V (x15)					
Regressi (x15/ x5, x8, x11, x7)	5	96,8006	19,3601	3237,770**	0,000
Sisa	25	0,1478	0,0059		
Total	30	96,9485			

** : nyata pada taraf 1%

masuk dalam model secara berurutan adalah x_8 (kadar air,%), x_5 (jumlah tanaman panen), dan terakhir x_{15} (jumlah biji per baris). Nilai koefisien determinasi sampai tahap x_{15} masuk dalam model adalah $R^2: 0,9985$. Analisis ini memberikan indikasi bahwa hasil bobot biji dari hibrida Bima Putih 1 dapat mencapai maksimal jika kelima peubah bebas sebagai pembentuknya mengalami kenaikan yaitu bobot tongkol panen, rendemen%, jumlah tanaman panen dan jumlah biji per baris mengalami penambahan, kecuali kadar air saat panen harus semakin rendah.

Hasil penelitian menunjukkan bahwa rata-rata kadar air panen sekitar 25%, dengan memperlambat masa panen kandungan kadar air biji dapat lebih rendah jika persinaran tetap maksimal. Hasil penelitian Yasin *et al.* (2007); Kasim dan Yasin (2002) bahwa hasil jagung pada populasi Pool-2(S1)C8 mengikuti regresi model eksponensial dengan koefisien $\beta: -0,295$ dan $-0,450$ serta $R^2: 0,7552-0,7914$ pada lingkungan tercekam kekeringan dan lingkungan normal air. Meseka *et al.* (2006) menunjukkan bahwa galur inbrida yang tahan kering akan mengalami penurunan hasil sampai 70% jika terdapat selisih peubah umur berbunga jantan dan betina sampai 6,0 hari. Selanjutnya Singh dan Chaudhary (1985) melaporkan bahwa suatu entri jagung akan memiliki hasil bobot biji meningkat pada lingkungan yang lebih subur jika koefisien regresi $\beta: 1,0$ dan simpangan baku (σ_d) sama dengan nol.

Pada Tabel 50 disajikan sumber keragaman bagi peubah bebas yang masuk dalam model setiap tahap, termasuk nilai statistik uji F hitung dan F Tabel. Setiap tahap penyaringan, peubah yang masuk dalam model menunjukkan pengaruh nyata taraf 1% dengan kisaran nilai $R^2: 0,9326-0,9985$. Berdasarkan hasil ini dapat diketahui bahwa model regresi yang dominan membentuk hasil bobot biji hibrida Bima Putih 1 adalah $y = -4,2611 + 0,7560x_7 + 0,1009x_{11} - 0,1236x_8 + 0,0170x_5 + 0,0074x_{15}$, $R^2: 0,9985$, sehingga dapat disimpulkan bahwa hasil bobot biji jagung hibrida Bima Putih 1 hanya ditentukan oleh lima peubah utama yaitu bobot tongkol panen, rendemen biji saat panen, kadar air biji, jumlah tanaman dipanen, dan jumlah biji per baris. Peubah yang kurang peranannya terhadap pembentukan hasil sebanyak 11 peubah yaitu: tinggi tanaman dan tinggi tongkol, umur menyerbuk, jumlah tongkol dipanen, bobot kupasan dan biji 4 tongkol, tongkol, panjang dan diameter tongkol, jumlah baris per tongkol, dan bobot 1000 biji.

Analisis korelasi sederhana menunjukkan bahwa peubah bebas x_i yang berkorelasi dan berpengaruh nyata terhadap hasil bobot biji adalah umur berbunga jantan (x_3), umur berbunga betina (x_4), jumlah tanaman panen (x_5), jumlah tongkol panen (x_6), bobot tongkol panen (x_7), bobot biji 4 tongkol (x_{10}), panjang tongkol (x_{12}), jumlah biji per baris (x_{15}) dan bobot 1000 biji (x_{16}). Kisaran nilai korelasi sederhana: $0,427 - 0,966$, nilai terendah pada jumlah biji per baris dan tertinggi pada peubah bobot tongkol panen (Tabel 51).

Tabel 51. Korelasi sederhana antara peubah

	y	x1	x2	x3	x4	x5	x6	x7	x8	x9	x10	x11	x12	x13	x14	x15	x16
y	1,000																
x1	-0,007	1,000															
x2	-0,227	0,652**	1,000														
x3	-0,636**	0,256	0,430**	1,000													
x4	-0,605**	0,318*	0,456**	0,943**	1,000												
x5	0,606**	-0,349*	-0,475**	0,702**	-0,674**	1,000											
x6	0,613**	-0,306*	-0,456**	-0,731**	-0,684**	0,979**	1,000										
x7	0,966**	0,219	-0,272	-0,625**	-0,578**	0,618**	0,638**	1,000									
x8	0,214	0,230	-0,118	-0,038	0,118	0,097	0,095	0,393**	1,000								
x9	0,235	0,367**	-0,013	-0,342*	-0,289	0,230	0,287	0,258	0,138	1,000							
x10	0,549**	0,447**	0,119	-0,414	-0,379**	0,333*	0,350**	0,537**	0,258	0,597**	1,000						
x11	-0,199	0,148	0,349*	0,347*	0,276	-0,462**	-0,519**	-0,391**	-0,228	-0,175	-0,019	1,000					
x12	0,524**	-0,005	-0,092	-0,524**	-0,527**	0,181	0,178	0,480**	0,155	0,977**	0,509**	0,110	1,000				
x13	0,108	-0,037	-0,343*	-0,114	-0,089	0,145	0,147	0,275	0,447**	0,217	0,259	-0,604**	-0,052	1,000			
x14	0,084	0,171	0,056	-0,149	-0,170	0,125	0,156	0,131	0,154	0,282	0,122	-0,235	-0,100	0,266	1,000		
x15	0,521**	-0,044	-0,066	-0,450**	-0,377**	0,270	0,274	0,516**	0,286	0,217	0,535	-0,053	0,551**	0,225	0,102	1,000	
x16	0,427**	0,082	0,177	0,113	0,019	-0,072	0,089	0,006	0,071	0,244	0,243	0,282	0,256	-0,056	-0,026	-0,082	1,000

*: nyata taraf 5%

**: nyata taraf 1%

Nilai kritis satu arah (1-tail 0,05) = $\pm 0,301$ Nilai kritis dua arah (2-tail 0,01) = $\pm 0,354$

Korelasi terendah terhadap hasil: x15 (jumlah biji per baris) = 0,427

Korelasi tertinggi terhadap hasil: x7 (bobot tongkol panen) = 0,966

n = 31

x1, x2, x3, x16: lihat dalam makalah

VII. MODEL EXPONENSIAL ASI (*Exponential Model of ASI*)

Hubungan matematik antara *ASI* (x) dengan hasil bobot biji (y) dapat dinyatakan dalam model eksponensial yakni $y = \alpha e^{\beta x}$; dimana x : peubah acak, dan koefisien β ditandai dengan nilai negatif. Menurut Modd *et al.* (1974) bahwa model $y = \alpha e^{\beta x}$ disebut model eksponensial negatif untuk parameter $\alpha > 0$, nilai tengah $E(x) = \int x f(x) dx = 1/\alpha$ dan ragam $E(x-\mu)^2 = E x^2 - E(x).E(x) = 1/\alpha^2$. Draper and Smith (1966): Weisberg (1980) menyatakan bahwa asumsi dari model eksponensial yang di transformasi ke logaritma akan menjadi model linier sederhana dengan pengaruh sisa $e_i \sim NID(0, \sigma^2)$, $E(x)=0$, $Var(e_i)=\sigma^2$, serta $Cov(e_i, e_j)=0$ untuk $i \neq j$. Dikemukakan oleh Beck *et al.* (1996) bahwa pada lahan yang tercekam kekeringan, bentuk hubungan antara *ASI* dengan hasil bobot biji jagung famili S1-S3 mengikuti model eksponensial dan diperoleh bahwa nilai *ASI* yang lebih dari tujuh hari diduga hasil $< 0,5$ t/ha, dengan koefisien determinasi (R^2) = 70,0%.

ASI (Anthesis Silking Interval) adalah selisish antara umur saat tanaman jagung berbunga betina (berambut) dengan berbunga jantan (*pollen shed*). *ASI* merupakan salah satu kriteria utama disamping hasil dalam seleksi famili jagung, nilai *ASI* yang rendah atau kurang dari empat hari adalah kriteria yang ideal untuk memperoleh famili terbaik. Sejumlah hasil penelitian menunjukkan bahwa nilai *ASI* yang lebih dari tujuh atau delapan hari tidak diperoleh hasil. Menurut Gomez dan Gomez (1984) bahwa model eksponensial adalah bentuk hubungan antara peubah bebas x dan peubah tak bebas y yang dinyatakan dalam model regresi non linier sederhana (*simple non linier regression*). Selanjutnya dikemukakan bahwa model eksponensial dapat digunakan untuk mengetahui hubungan antara berbagai aspek biologi yang mempunyai kisaran luas pada peubah tak bebas, misalnya model antara pemupukan (x) terhadap hasil (y), atau pertumbuhan antara setiap stadia tanaman (y) terhadap umur (x).

Model eksponensial antara *ASI* dan hasil bobot biji famili S1 jagung telah diterapkan untuk menguji slope (kesamaan koefisien β) atas dua populasi yang diseleksi pada lahan tercekam abiotik, yakni populasi Pool-2(S1)C8 diseleksi pada lahan tercekam kekeringan dan populasi AMATL(S1)C2 diseleksi pada lahan Podzolik Merah Kuning (PMK). Kedua percobaan dievaluasi dengan rancangan alfa latis sederhana dua ulangan. Pengamatan peubah *ASI* dihitung dari selisih umur berbunga jantan yaitu saat 50% barisan tanaman mengeluarkan serbuk sari (*pollen shed*), dengan umur berbunga betina saat 50% berambut (*silking*), serta peubah hasil bobot biji kering (k.a. 15%). Selisih antara umur berbunga betina dan berbunga jantan disandi dengan peubah bebas (x/ASI), dan hasil bobot biji dinyatakan dengan satuan kw/ha (1 ton = 10 kw) sebagai peubah tak bebas (y).

Perhitungan koefisien α dan β dari model eksponensial $y = \alpha e^{\beta x}$, dilakukan transformasi $\ln y$ (logaritma dasar e) ke y' yakni $\ln y = y'$. Sehingga model menjadi: $y' = \alpha' + \beta x$.

Peubah x (ASI), hari = UBB (umur berbunga betina) – UBJ (umur berbunga jantan).

Peubah y = hasil bobot biji kering kadar air 15%, kw/ha

Koefisien α' dihitung dengan formula:

$$\alpha' = [(\Sigma y')/n - \beta(\Sigma x')/n]$$

$$\beta = [(\Sigma \Sigma xy' - (\Sigma x)(\Sigma y')/n) / [(\Sigma x^2) - (\Sigma x)^2/n]$$

(Draper and Smith, 1966; Weisberg, 1980)

Koefisien α pada model eksponensial:

$$\alpha = \text{anti logaritma } \alpha'$$

Koefisien determinasi (R^2) = r^2 , dimana

$$r = [(\Sigma \Sigma xy' - (\Sigma x)(\Sigma y')/n) / \sqrt{[(\Sigma x^2) - (\Sigma x)^2/n][(\Sigma y'^2) - (\Sigma y')^2/n]}]$$

$$\sqrt{\text{akar}} = \sqrt{\quad}$$

Pengujian kesamaan koefisien regresi non linier (*homogeneity of β*) kedua model adalah:

$$H_0: \beta_1 = \beta_2$$

$$H_1: \beta_1 \neq \beta_2$$

β_1 = koefisien eksponensial pada seleksi lahan tercekam kekeringan dan

β_2 = lahan kahat hara pada lahan PMK

Statistik uji terhadap hipotesis menggunakan model *t-student* pada d.b. $n_1 + n_2 - 4$ taraf nyata 95%. Jika $t_{\text{hitung}} > t_{\text{tabel}}$, tolak hipotesis H_0 dan dapat diartikan bahwa sloop penurunan hasil pada kedua lingkungan tidak berbeda nyata pada setiap penambahan nilai ASI .

$$t_{\text{hitung}} = (\beta_1 - \beta_2) / [\sqrt{\{s_p^2(1/s_{y'x}^2 + 1/s_{yx}^2)\}}]$$

$$s_{yx}^2 = (\text{ragam pada cekaman kekeringan}) = [\{\Sigma y^2 - (\Sigma \Sigma xy / \Sigma x^2)\} / (n-2)]$$

$$s_{y'x}^2 = (\text{ragam pada cekaman PMK}) = [\{\Sigma y'^2 - (\Sigma \Sigma xy' / \Sigma x^2)\} / (n-2)]$$

$$s_p^2 = \text{ragam gabungan antara dilahan tercekam kekeringan dan PMK}$$

$$= (s_{yx}^2 + s_{y'x}^2) / 2$$

(Gomez and Gomez, 1984)

Data berupa umur berbunga betina, berbunga jantan serta hasil bobot biji (kw/ha) pada kadar air 15% disajikan pada Tabel 52 untuk seleksi di lahan tercekam kekeringan, dan Tabel 53 pada lahan kahat hara PMK. Pada tabel juga disajikan hitungan berupa rata-rata, jumlah, jumlah kuadrat, jumlah hasil kali, koefisien determinasi R^2 , koefisien α dan β serta koefisien anti logaritma α .

Sesuai formula untuk menghitung koefisien *ASI* (x) terhadap hasil y (kw/ha) diperoleh:

$$y = 31,912e^{-0,295x}; \quad R^2 = 75,52\% \quad (\text{lahan kering}), \text{ dan}$$

$$y = 129,412e^{-0,450x}; \quad R^2 = 79,14\% \quad (\text{lahan PMK}) \text{ dan } 79,14\%$$

Potensi hasil famili S1 dari AMATL(S1)C2 lebih tinggi daripada famili S1 Pool-2(S1)C8, atau jika terjadi proses penyerbukan yang bersamaan antara keluarnya rambut dan serbuksari ($x=0$) maka hasil bobot biji AMATL(S1)C2 lebih tinggi daripada Pool-2(S1)C8. Selanjutnya dapat diketahui bahwa pada kondisi yang sangat tercekam ($ASI=6$ hari) dugaan hasil bobot biji (¢) dilingkungan kahat hara PMK lebih tinggi 3,21 kw/ha dibanding pada lingkungan kekeringan atau terdapat selisih hasil 59,0%. Westgate (1996)

Tabel 52. Nilai *ASI* dan bobot biji Famili S1 Pool-2(S1)C8 pada lahan tercekam kekeringan. Bulukumba-Sulsel, MK 2000.

No.	Famili S1	UBJ	UBB	<i>ASI</i> (x)	Hasil (y) kw/ha	$y' = \ln y$	Dugaan hasil (y) (kw/ha)
1	Pool-2(S1)C8-8	48	54	6	5,1	1,629	5,435
2	Pool-2(S1)C8-223	48	54	6	4,8	1,568	5,435
3	Pool-2(S1)C8-7	49	54	5	9,6	2,262	7,301
4	Pool-2(S1)C8-57	49	54	5	6,3	1,840	7,301
5	Pool-2(S1)C8-66	50	55	5	9,2	2,219	7,301
6	Pool-2(S1)C8-197	50	55	5	8,5	2,140	7,301
7	Pool-2(S1)C8-67	49	53	4	9,6	2,262	9,806
8	Pool-2(S1)C8-93	49	53	4	5,3	1,667	9,806
9	Pool-2(S1)C8-108	49	53	4	9,6	2,262	9,806
10	Pool-2(S1)C8-109	49	53	4	8,1	2,092	9,806
11	Pool-2(S1)C8-31	48	52	3	15,3	2,278	13,170
12	Pool-2(S1)C8-32	49	51	3	16,1	2,779	13,170
13	Pool-2(S1)C8-43	48	52	3	16,6	2,361	13,170
14	Pool-2(S1)C8-74	48	51	3	17,3	2,851	13,170
15	Pool-2(S1)C8-82	49	52	3	19,6	2,975	13,170
16	Pool-2(S1)C8-94	49	51	2	20,0	2,996	17,689
17	Pool-2(S1)C8-113	51	53	2	17,3	2,851	17,689
18	Pool-2(S1)C8-95	49	51	2	19,9	2,991	17,689
19	Pool-2(S1)C8-137	49	51	2	27,5	3,314	17,689
20	Pool-2(S1)C8-84	48	50	2	13,4	2,595	17,689
21	Pool-2(S1)C8-79	49	50	1	28,2	3,339	23,759
22	Pool-2(S1)C8-168	51	51	0	22,0	3,091	31,912

$\Sigma x = 74$
 $\Sigma y' = 54,362$
 $\Sigma \Sigma xy = 167,184$
 $\alpha = 3,463$
 UBJ= Umur berbunga jantan
 UBB= Umur berbunga betina
 Model eksponensial $y = 31,912e^{-0,295x}$
 Sumber: Yasin dan Kasim (2010a)

$\Sigma x/n = 3,364$
 $\Sigma y'/n = 2,471$
 $r = -0,869$
 anti log $\alpha = 31,912$

$\Sigma x^2 = 302$
 $\Sigma y'^2 = 140,442$
 $R^2 = 75,52\%$
 $\beta = -0,295$

Tabel 53. Nilai *ASI* dan bobot biji contoh famili S1 Pool-2(S1)C8 pada lahan kahat hara PMK, Natar-Bandar Lampung, MT 2000/01.

No.	Famili S1	UBJ	UBB	<i>ASI</i> (x)	Hasil (y) kw/ha	$y' = \ln y$	Dugaan hasil (y)
1	AMATL(S1)C2-36	53	58	6	5,3	1,667	8,645
2	AMATL(S1)C2-113	51	57	6	5,1	1,029	8,645
3	AMATL(S1)C2-66	52	57	5	16,7	2,815	13,572
4	AMATL(S1)C2-146	53	58	5	16,7	2,815	13,572
5	AMATL(S1)C2-169	54	59	5	16,5	2,741	13,572
6	AMATL(S1)C2-180	51	56	5	16,5	2,741	13,572
7	AMATL(S1)C2-186	53	58	5	16,6	2,821	13,572
8	AMATL(S1)C2-6	51	55	4	33,0	3,496	21,306
9	AMATL(S1)C2-17	54	58	4	22,0	3,091	21,306
10	AMATL(S1)C2-23	50	54	4	22,2	3,100	21,306
11	AMATL(S1)C2-20	49	53	4	22,3	3,104	21,306
12	AMATL(S1)C2-27	52	56	4	22,3	3,104	21,306
13	AMATL(S1)C2-188	53	57	4	27,7	3,321	21,306
14	AMATL(S1)C2-186	52	56	4	33,2	3,502	21,306
15	AMATL(S1)C2-12	54	57	3	39,1	3,666	33,448
16	AMATL(S1)C2-18	52	55	3	33,6	3,514	33,448
17	AMATL(S1)C2-22	53	56	3	44,2	3,788	33,448
18	AMATL(S1)C2-60	52	55	3	38,9	3,661	33,448
19	AMATL(S1)C2-35	55	58	3	33,4	3,508	33,448
20	AMATL(S1)C2-8	54	56	2	44,7	3,799	52,509
21	AMATL(S1)C2-76	57	59	2	50,2	3,916	52,509
22	AMATL(S1)C2-81	54	56	2	50,0	3,912	52,509
23	AMATL(S1)C2-98	55	57	2	44,7	3,799	52,509
24	AMATL(S1)C2-14	50	51	1	61,1	4,112	82,434
25	AMATL(S1)C2-10	54	55	1	55,5	4,016	82,434

$$\Sigma x = 90$$

$$\Sigma y' = 81,038$$

$$\Sigma \Sigma xy = 270,104$$

$$\alpha = 4,863$$

$$\text{Model eksponensial } y = 129,412e^{-0,450x}$$

Sumber: Yasin dan Kasim (2010a)

$$\Sigma x/n = 3,6$$

$$\Sigma y'/n = 3,241$$

$$r = -0,889$$

$$\text{anti log } \alpha = 129,412$$

$$\Sigma x^2 = 372$$

$$\Sigma y'^2 = 275,005$$

$$R^2 = 79,14\%$$

$$\beta = -0,450$$

menjelaskan bahwa nilai maksimum dari hasil bobot biji diperoleh saat *ASI* pada kisaran 0-4 hari. Selanjutnya Bolanos dan Edmeades (1996) menyatakan bahwa koefisien determinasi diperoleh $R^2 = 70,0\%$ dengan hasil maksimal 4,0 t/ha pada famili S1-S3 jika *ASI*=0. Hasil analisis dari Claure (1996) bahwa hibrida dari galur S3 dapat dicapai hasil 6,2-6,4 t/ha jika kisaran nilai *ASI* = 2,0-3,0 hari. Berdasarkan penelitian ini dapat diketahui bahwa untuk setiap pertambahan nilai *ASI* perhari maka dugaan hasil bobot biji (¢) selalu lebih tinggi pada famili yang tercekam kahat hara PMK dibanding cekaman kekeringan, dan jika *ASI* >6,0 hari diduga tidak akan diperoleh hasil. Edmeades *et al.* (1996) menunjukkan bahwa terdapat korelasi negatif *ASI* terhadap hasil pada lingkungan tercekam kekeringan dengan nilai $R^2 = 0,60$. Hal ini dapat diartikan bahwa cekaman kekeringan lebih banyak

menurunkan hasil bobot biji jagung dibanding cekaman pada kahat hara PMK.

Koefisien $\beta_1 = \beta_2$ diuji pada model regresi sederhana tercekam abiotik, setelah dilakukan transformasi logaritma dasar e terhadap bobot biji hasilnya disajikan pada Gambar 1. Uji menunjukkan bahwa nilai $t_{\text{hitung}} < t_{\text{tabel}}$ atau terima hipotesis $H_0: \beta_1 = \beta_2$ artinya slop penurunan hasil bobot biji dari populasi Pool-2(S1)C8 dengan model $y = 31,912e^{-0,295x}$ dilahan kering tidak berbeda nyata dengan hasil populasi AMATL(S1)C2 model $y = 129,412e^{-0,450x}$ yang ditanam dilahan PMK.

Pengujian kesamaan $b_1 = b_2$ atas kedua model diperoleh hitungan sebagai berikut:

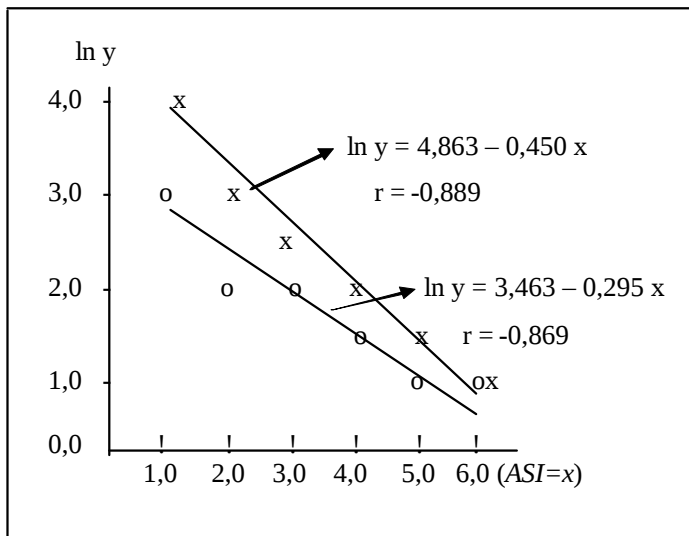
$$s_{y'x}^2 = [\{\Sigma y^2 - (\Sigma xy / \Sigma x)^2\} / (n-2)], \text{ ragam cekaman kekeringan} \\ = [\{6,113 - (-0,048) / 53,091\} / (22-2)] = 0,305$$

$$s_{y'x}^2 = [\{\Sigma y'^2 - (\Sigma xy' / \Sigma x)^2\} / (n-2)], \text{ ragam pada cekaman PMK} \\ = [\{12,318 - (-0,036) / 48\} / (25-2)] = 0,535$$

$$s_p^2 = (s_{y'x}^2 + s_{y'x}^2) / 2 = 0,420 \text{ ragam gabungan}$$

$$t_{\text{hitung}} = (\beta_1 - \beta_2) / [\text{sqrt}\{(s_p^2(1/s_{y'x}^2 + 1/s_{y'x}^2))\}] \\ = (0,450 - 0,295) / [\text{sqrt}\{(0,420(1/52,091 + 1/40)\})] \\ = 1,189^m$$

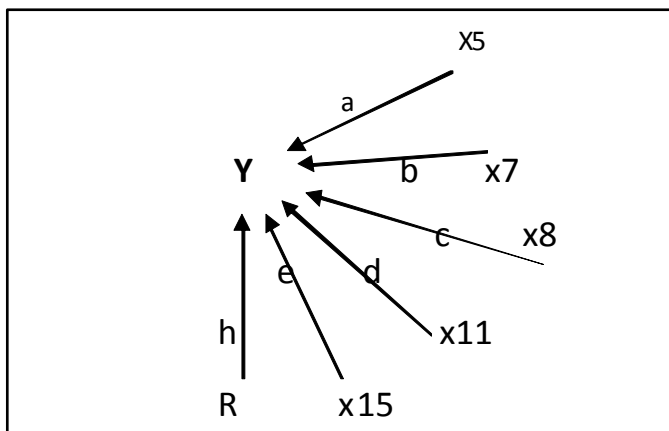
$$t_{\text{tabel}} (22+25-4; 0,05) = 2,019$$



Gambar 1. Hubungan hasil bobot biji dalam log e ($\ln y$) terhadap ASI (ratahan x ; x = kahat hara PMK, o = kekeringan).

VIII. ANALISIS LINTASAN (*Path Analysis*)

Keterikatan antar peubah, dan peubah yang berperan utama terhadap akibat, serta status peubah apakah berpengaruh langsung atau tidak langsung, dapat diketahui dengan analisis lintasan. Peubah yang mempengaruhi bobot biji jagung dapat ditelusuri terhadap sejumlah peubah yaitu tinggi tanaman dan tinggi tongkol, nilai *ASI*, ukuran tongkol, rendamen biji serta peubah generatif lainnya. Guna mengetahui sejumlah peubah yang mempengaruhi hasil biji serta keterikatan antara peubah, dapat dilakukan dengan analisis lintasan, sedangkan sejumlah peubah yang merupakan faktor tidak terdefiniskan disebut koefisien sisa lintasan. Korelasi sederhana (r) adalah dasar perhitungan dari analisis lintasan. Pada bab sebelumnya telah dianalisis model regresi bertatar terdapat 16 peubah bebas yang ingin diketahui peranannya terhadap bobot biji jagung putih yang dapat mencapai 7,99 t/ha. Hasil analisis regresi bertatar menunjukkan bahwa lima peubah masuk dalam model pendugaan hasil, yaitu, jumlah tanaman panen (x_5), bobot tongkol panen (x_7), kadar air saat panen (x_8), rendemen (x_{11}), dan jumlah biji per baris (x_{15}) (Tabel 54). Kelima peubah tersebut selanjutnya dikaji dalam analisis lintasan untuk mengetahui keterikatan antar lima peubah yang berpengaruh langsung dan tidak langsung termasuk koefisien lintasan terhadap bobot biji jagung hibrida Bima Putih 1. R adalah peubah yang tidak terdefiniskan yang dapat digambarkan berikut:



Gambar 2. Keterkaitan antara peubah dominan terhadap bobot biji jagung putih.

Analisis korelasi sederhana r sebanyak lima peubah adalah $C(5,2) = 10$ yaitu antara $x_5 \times x_7$, $x_5 \times x_8$, $x_5 \times x_{11}$, $x_5 \times x_{15}$, $x_7 \times x_8$, $x_7 \times x_{11}$, $x_7 \times x_{15}$, $x_8 \times x_{11}$, $x_8 \times x_{15}$, $x_{11} \times x_{15}$. Nilai koefisien lintasan dihitung dengan pendekatan matriks yaitu: $A = B.C$ dan $C = B^{-1}.A$; dimana A : vector korelasi antara kelima peubah dan bobot biji, B : matrik korelasi antara peubah, dan C : vector koefisien lintasan. Analisis sebagai berikut:

Tabel 54. Peubah yang masuk dalam model untuk menduga bobot biji hibrida Bima Putih 1 setelah penyaringan dari 16 peubah.

n	y	x5	x7	x8	x11	x15
1	9,24	50	11,5	34,8	78,6	41
2	9,33	50	13,3	39,0	73,2	31
3	10,50	50	14,1	37,8	76,4	41
4	12,25	50	15,5	36,3	79,1	40
5	8,44	48	11,2	37,4	76,7	38
6	6,87	48	8,0	30,1	78,6	39
7	6,40	50	8,7	38,0	75,3	32
8	8,02	50	10,3	38,0	80,2	38
9	6,68	49	10,0	38,0	68,7	34
10	6,97	49	9,3	35,5	74,2	36
11	7,85	50	11,3	39,1	73,0	36
12	7,55	48	10,3	35,8	73,1	31
13	5,94	40	7,6	35,9	78,3	36
14	5,06	33	6,1	35,2	81,6	30
15	5,66	40	7,2	36,0	78,3	42
16	9,28	48	12,6	39,0	76,7	38
17	10,82	46	14,9	38,5	75,2	43
18	9,59	46	13,2	37,9	74,5	40
19	11,00	46	14,4	38,0	78,5	38
20	8,97	50	10,7	32,5	78,8	34
21	7,47	49	9,5	36,8	79,4	42
22	8,03	50	9,3	32,3	81,7	34
23	9,07	49	11,0	34,0	79,7	42
24	9,28	50	11,6	32,8	75,8	30
25	8,54	49	10,1	34,5	82,5	38
26	7,59	49	10,0	34,0	73,3	35
27	8,15	50	10,9	34,3	72,4	33
28	5,77	37	6,9	33,0	79,5	33
29	5,67	35	6,5	32,0	81,7	31
30	7,21	50	9,1	37,3	80,6	32
31	5,33	36	6,5	39,5	86,4	30
Jumlah	248,53	1445,00	321,53	1113,30	2402,00	1118,00
Rataan	8,02	46,61	10,37	35,91	77,48	36,06

x5: jumlah tanaman panen

x7: bobot tongkol panen

x8: kadar air panen, %

x11: rendamen, %

x15: jumlah biji per baris

y: bobot biji t/ha

Sumber: Andayani *et al.* 2012.

Tahapan analisis (1) perhitungan koefisien korelasi sederhana antar lima peubah (x5, x7, x8, x11, x15) terhadap bobot biji (y), pendekatan dilakukan dengan menggunakan matriks. r; Ukuran keeratan hubungan linier antar peubah dihitung dengan korelasi sederhana (r) antara peubah dengan hasil bobot biji serta statistik uji mengikuti kaedah Gomez and Gomez (2007); Cochran and Cox (1957). Tahapan analisis adalah sebagai berikut:

1. $r: [\Sigma xy] / [\sqrt{(\Sigma x^2)(\Sigma y^2)}] \sim r(n-2)$, $n = 31$. Jika $r_{hitung} < r_{tabel}$: tidak ada korelasi antara peubah
2. Korelasi antar lima peubah dan bobot biji disajikan pada Tabel 55.

Tabel 55. Korelasi sederhana antar lima peubah dan terhadap bobot biji.

	y	x5	x7	x8	x11	x15
y	1.00000	0.60934**	0.96553**	0.20678	-0.20976	0.48522**
x5	0.60934	1.00000	0.62264**	0.09526	-0.46826**	0.28156
x7	0.96553	0.62264	1.00000	0.38535**	-0.40237**	0.35303*
x8	0.20678	0.09526	0.38535	1.00000	-0.22625	0.13206
x11	-0.20976	-0.46826	-0.40237	-0.22625	1.00000	-0.00778
x15	0.48522	0.28156	0.45139	0.13206	-0.00778	1.00000

** : nyata taraf 1%

Nilai kritis satu arah (1-tail 0,05) = $\pm 0,301$

Nilai kritis dua arah (2-tail 0,01) = $\pm 0,354$

Korelasi terendah terhadap hasil: x8 (jumlah biji per baris) = 0,20678

Korelasi tertinggi terhadap hasil: x7 (bobot tongkol panen) = 0,96553

n = 31

3. Koefisien lintasan matriks C dihitung dengan pendekatan kebalikan matriks.

$$\begin{array}{c} \left[\begin{array}{c} rx5y \\ rx7y \\ rx8y \\ rx11y \\ rx15y \end{array} \right] \\ A \end{array} = \begin{array}{c} \left[\begin{array}{ccccc} r55 & r57 & r58 & r511 & r515 \\ r75 & r77 & r78 & r711 & r715 \\ r85 & r87 & r88 & r811 & r815 \\ r115 & r117 & r118 & r1111 & r1115 \\ r155 & r157 & r158 & r1511 & r1515 \end{array} \right] \\ B \end{array} \begin{array}{c} \left[\begin{array}{c} px5y \\ px7y \\ px8y \\ px11y \\ px15y \end{array} \right] \\ C \end{array}$$

Matriks B:

$$\begin{bmatrix} 1.00000 & 0.62264 & 0.09526 & -0.46826 & 0.28156 \\ 0.62264 & 1.00000 & 0.38535 & -0.40237 & 0.35303 \\ 0.09526 & 0.38535 & 1.00000 & -0.22625 & 0.13206 \\ -0.46826 & -0.40237 & -0.22625 & 1.00000 & -0.00778 \\ 0.28156 & 0.45139 & 0.13206 & -0.00778 & 1.00000 \end{bmatrix}$$

Matriks A: korelasi antara peubah hasil terhadap peubah dominan yang masuk dalam model

A :

$$\begin{bmatrix} rx5y \\ rx7y \\ rx8y \\ rx11y \\ rx15y \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.6093 \\ 0.9655 \\ 0.2067 \\ -0.2097 \\ 0.4852 \end{bmatrix}$$

4. Diperoleh matriks kebalikan B^{-1} :

$$\begin{bmatrix} 1.9152 & -1.0662 & 0.3662 & 0.5500 & -0.1021 \\ -1.0662 & 2.3251 & -0.6421 & 0.2857 & -0.6623 \\ 0.3662 & -0.6421 & 1.2541 & 0.1970 & 0.0226 \\ 0.5500 & 0.2856 & 0.1971 & 1.4148 & -0.2988 \\ -0.1021 & -0.6623 & 0.0226 & -0.2988 & 1.3224 \end{bmatrix}$$

5. Koefisien lintasan dihitung dengan: $C = B^{-1} \times A$

$$\begin{bmatrix} 1.9152 & -1.0662 & 0.3662 & 0.5500 & -0.1021 \\ -1.0662 & 2.3251 & -0.6421 & 0.2857 & -0.6623 \\ 0.3662 & -0.6421 & 1.2541 & 0.1970 & 0.0226 \\ 0.5500 & 0.2856 & 0.1971 & 1.4148 & -0.2988 \\ -0.1021 & -0.6623 & 0.0226 & -0.2988 & 1.3224 \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} 0.6093 \\ 0.9655 \\ 0.2067 \\ -0.2097 \\ 0.4852 \end{bmatrix}$$

$$\begin{aligned}
Px5y &= (1,9152 \times 0,6093) + (-1,0662 \times 0,9655) + (0,3662 \times 0,2067) + \\
&\quad (0,5500 \times -0,2097) + (-0,1021 \times 0,4852) = 0,0483 \\
Px7y &= (-0,1066 \times 0,6093) + (2,3251 \times 0,9655) + (-0,6421 \times 0,2067) + \\
&\quad (0,2857 \times -0,2097) + (-0,6623 \times 0,4852) = 1,0812 \\
Px8y &= (0,3662 \times 0,6093) + (-0,6421 \times 0,9655) + (1,2541 \times 0,2067) + \\
&\quad (0,1970 \times -0,2097) + (0,0226 \times 0,4852) = -0,1679 \\
Px11y &= (0,5500 \times 0,6093) + (0,2856 \times 0,9655) + (0,1971 \times 0,2067) + \\
&\quad (1,4148 \times -0,2097) + (-0,2988 \times 0,4852) = 0,2100 \\
Px15y &= (-0,1021 \times 0,6093) + (-0,6623 \times 0,9655) + (0,0226 \times 0,2067) + \\
&\quad (-0,2988 \times -0,2097) + (1,3244 \times 0,4852) = 0,0073
\end{aligned}$$

6. Perhitungan pengaruh langsung dan pengaruh tidak langsung

(a) Jumlah tanaman panen per plot (x5) dan bobot biji (y):

Pengaruh langsung = $Px5y$: 0,0483

Pengaruh tidak langsung melalui:

- bobot tongkol panen (x7): $Px7y.(rx5.x7)$ = 0,6732
- kadar air saat panen (x8): $Px8y.(rx5.x8)$ = -0,0160
- rendamen tongkol (x11): $Px11y.(rx5.x11)$ = -0,0983
- jumlah biji per baris (x15): $Px15y.(rx5.x15)$ = 0,0021

(b) Bobot tongkol panen (x7) dan bobot biji (y):

Pengaruh langsung = $Px7y$: 1,0812

Pengaruh tidak langsung melalui:

- jumlah tanaman per plot (x5): $Px5y.(x7x5)$ = 0,0301
- kadar air saat panen (x8): $Px8y.(rx7x8)$ = -0,0647
- rendamen tongkol (x11): $Px11y.(rx7x11)$ = -0,0845
- jumlah biji per baris (x15): $Px15y.(rx7x15)$ = 0,0033

(c) Kadar air saat panen (x8) dan bobot biji (y):

Pengaruh langsung = $Px8y$: -0,1679

Pengaruh tidak langsung melalui:

- jumlah tanaman panen (x5): $Px5y.(rx8x5)$ = 0,0046
- bobot tongkol panen (x7): $Px7y.(rx8x7)$ = 0,4166
- rendamen tongkol (x11): $Px11y.(rx8x11)$ = -0,0475
- jumlah biji per baris (x15): $Px8y.(rx8x15)$ = 0,0010

(d) Rendamen tongkol (x11) dan bobot biji (y):

Pengaruh langsung = P_{x11y} : 0,2100

Pengaruh tidak langsung melalui:

- Jumlah tanaman panen (x5): $P_{x5y} \cdot (r_{x5x11}) = -0,0227$
- Bobot tongkol panen (x7): $P_{x7y} \cdot (r_{x7x11}) = -0,4350$
- Kadar air saat panen (x8): $P_{x8y} \cdot (r_{x8x11}) = 0,0380$
- Jumlah biji per baris (x15): $P_{x15y} \cdot (r_{x15x11}) = -0,0001$

(e) Jumlah biji per baris (x15) dan bobot biji (y):

Pengaruh langsung = P_{x15y} : 0,0073

- Jumlah tanaman panen (x5): $P_{x5y} \cdot (r_{x5x15}) = 0,0136$
- Bobot tongkol panen (x7): $P_{x7y} \cdot (r_{x7x15}) = 0,4881$
- Kadar air saat panen (x8): $P_{x8y} \cdot (r_{x8x15}) = -0,0222$
- Rendamen (x11): $P_{x11y} \cdot (r_{x11x15}) = -0,0016$

Catatan: koefisien lintasan $\leq 0,05$ tidak berpengaruh nyata

Cara perhitungan analisis lintasan (*path analysis*) secara rinci dapat dilihat pada Li (1976)

IX. SEBARAN KHUSUS UNTUK SELEKSI FAMILI

1. Sebaran HOTELLING'S pada Jagung QPM (*Hotelling's Distribution of QPM*)

Sebaran Hotelling's disimbol Γ^2 berfungsi untuk uji serentak (keseluruhan) terhadap peubah dari dua populasi. Penerapan sebaran pada pembentukan biji jagung F1 untuk hibrida QPM biji kuning dengan menggunakan dua tetua induk betina (MR4Q dan MSQ.K1C0.9-2-1), serta satu jantan sebagai tetua penguji atau *tester* (MR14Q). Hipotesis yang diajukan bahwa secara serentak semua peubah hasil tidak terdapat perbedaan pada kedua tetua betina yang diserbuki dari tetua jantan. Penulisan hipotesis yang diajukan sesuai Morrison (1976) yang disederhanakan adalah:

$$H_0: \mu_1 = \mu_2 \text{ vs.}$$

$$H_1: \mu_1 \neq \mu_2$$

μ : matriks pengamatan nilai tengah setiap peubah

H_0 : ditolak jika $\Gamma^2_{\text{hitung}} > \Gamma^2_{\text{Tabel}}$ pada derajat bebas $p, n_1 + n_2 - 2$

Pengujian hipotesis nilai tengah peubah secara serentak dapat dilakukan dengan tahapan analisis sebagai berikut:

$$S_{ij} = \begin{bmatrix} S_{11} & S_{12} & S_{13} \dots \dots \dots S_{1n} \\ S_{21} & S_{22} & S_{23} \dots \dots \dots S_{2n} \\ S_{31} & S_{32} & S_{33} \dots \dots \dots S_{3n} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ S_{n1} & S_{n2} & S_{n3} \dots \dots \dots S_{nn} \end{bmatrix}$$

$$\bar{Y}_1(K) = \sum_{j=1}^{n_1} Y_1^{(K)} j / n_1$$

$$\bar{Y}_2(K) = \sum_{j=1}^{n_2} Y_2^{(K)} j / n_2$$

$$K = 1, \dots, p$$

p = peubah teramati

$$SS_{Y_1}^{(K)} = \sum_{j=1}^{n_1} (Y_1^{(K)} j)^2 - \left(\sum_{j=1}^{n_1} Y_1^{(K)} j \right)^2 / n_1$$

$$SS_{Y_2}^{(K)} = \sum_{j=1}^{n_2} (Y_2^{(K)} j)^2 - \left(\sum_{j=1}^{n_2} Y_2^{(K)} j \right)^2 / n_2$$

$$SP_{y_1 y_1}^{(K) (K)} = \sum_{j=1}^{n_1} Y_1^{(K)} j Y_1^{(K)} j - \left(\sum_{j=1}^{n_1} Y_1^{(K)} j \right) \left(\sum_{j=1}^{n_1} Y_1^{(K)} j \right) / n_1$$

$$SP_{y_2 y_2}^{(K) (K)} = \sum_{j=1}^{n_2} Y_2^{(K)} j Y_2^{(K)} j - \left(\sum_{j=1}^{n_2} Y_2^{(K)} j \right) \left(\sum_{j=1}^{n_2} Y_2^{(K)} j \right) / n_2$$

$$K \neq m = 1, \dots, p$$

$$SS_y^{(K)} = SS_{y_1}^{(K)} + SS_{y_2}^{(K)} \quad K = 1, \dots, p$$

$$SP_{y y}^{(K) (m)} = SP_{y_1 y_1}^{(K) (m)} + SP_{y_2 y_2}^{(K) (m)} \quad K \neq m = 1, \dots, p$$

$$S_{kk} = SS_y^{(K)} / (n_1 + n_2)$$

$$\hat{A}^2 = [(n_1 - n_2) / (n_1 + n_2)] D^2$$

$$D^2 = d'S^{-1}d$$

S^{-1} = Matriks kebalikan dari S

Keterangan:

S = Matriks gabungan dari jumlah kuadrat dan jumlah hasil kali antara setiap peubah galur MR4Q dan MSQ.K1.C0.9-2-1

SS = Jumlah kuadrat

SP = Jumlah hasil kali

Y = Rataan

Nilai kritis dari Statistik uji $= \Gamma^2$ pada derajat bebas $(p, n_1 + n_2 - 2)$, (Kramer, 1972). Jika Γ^2 hitung $> \Gamma^2$ Tabel, hipotesis H_0 ditolak artinya peubah antara kedua galur induk betina secara serentak berbeda nyata, dan setiap peubah selanjutnya dapat ditelusuri dengan analisis univariate sebaran t-student. Inbrida atau galur generasi lanjut (*high generation inbred line*) akan terlihat secara visual bahwa phenotipe tinggi tanaman, tinggi tongkol, warna rambut dan malai, ukuran dan bentuk tongkol akan seragam. Penggaluran pada jagung diperlukan guna membentuk hibrida atau varietas bersari bebas (*open pollinated variety (opv)* sintetik. Terjadinya gejala heterosis akan diperoleh karakter tanaman termasuk hasil biji yang tinggi dibanding tetuanya.

Tetua MR4Q diperoleh dengan cara merakit tetua betina hibrida Bima-1 melalui prosedur silang balik (*back cross*), yang dikonversi oleh donor CML mengandung gen O_2 (*opaque-2*) selama delapan musim (2003-2005) sampai diperoleh populasi BC3F3 (Cordova, 2001). Tetua betina MSQ.K1.C0 (Maros Sintetik QPM biji kuning-1) dikawin diri (*selfing*) sampai dua generasi melalui seleksi S1, S2 sampai MSQ.K1.C0.9-2-1-1 terpilih sebagai galur tetua betina. Peubah-peubah antara setiap inbrida yang relatif homogen dapat dibuktikan dengan analisis sebaran Hotelling's (Γ^2) pada derajat bebas p , $n_1 + n_2 - 2$. Sebaran Γ^2 telah digunakan untuk uji hipotesis secara serentak (*pooled test analysis*) pada peubah sumber lemak (Serum kolesterol, dan beta lipoproteins) yang asalnya dari minyak biji kapas dan minyak biji jagung (Kramer, 1972). Morrison (1976) juga telah melakukan analisis sebaran Γ^2 untuk membedakan sejumlah 49 orang yang telah pikun atas empat peubah yang bebas antara satu dengan lainnya.

Pegujian terhadap peubah dua induk betina inbrida dilaksanakan dengan menanam inbrida dua baris dengan jarak tanam 75 cm x 20 cm pada panjang plot 15 m. Disekeliling induk betina ditanam tetua penguji dua baris sebagai sumber serbuk sari. Malai induk betina sebelum mekar dicabut (*detaseling*), penyerbukan terjadi secara alami. Terdapat enam peubah yang diamati

1. Panjang tongkol (cm), diukur panjang tongkol kupasan panen dari pangkal sampai ujung tongkol.
2. Diameter tongkol (cm), diukur diameter tongkol kupasan panen dengan menggunakan jangka sorong.
3. Bobot tongkol (gram), ditimbang setiap tongkol yang telah dikeringkan
4. Bobot biji/tongkol (gram), ditimbang bobot biji dari setiap tongkol yang telah dipipil dan dikeringkan
5. Jumlah biji per tongkol, dihitung jumlah biji dari setiap tongkol yang telah dipipil.
6. Persen biji, % biji = (bobot biji/bobot tongkol) x 100%

Data pengamatan pada Tabel 56 untuk MR4Q, dan Tabel 57 untuk MSQ.K1C0.9-2-1, masing-masing dengan jumlah contoh tanaman $n_1 = 54$ dan $n_2 = 44$.

Tabel 56. Data pengamatan peubah inbrida MR4Q.

No	Bobot tongkol y1 (gr)	Diameter tongkol y2 (cm)	Panjang tongkol y3(cm)	Jumlah biji y4	Bobot biji y5 (gr)	Biji isi y6 (%)
1	36,5	2,9	13,5	54,0	13,4	36,71
2	32,0	3,1	8,5	79,0	1,6	42,50
3	36,3	2,7	13,3	147,0	19,9	54,82
4	124,6	3,3	15,2	308,0	90,4	72,55
5	93,0	3,2	12,5	48,0	80,0	86,02
6	92,7	3,1	13,0	33,0	66,8	72,06
7	90,3	3,1	13,5	12,0	39,5	43,74
8	30,4	2,2	7,2	62,0	16,1	52,96
9	123,7	3,5	14,7	323,0	91,1	73,65
10	68,0	2,8	12,2	156,0	50,7	74,56
11	91,0	3,2	12,7	132,0	52,0	57,14
12	88,7	3,2	12,5	135,0	63,0	71,03
13	119,7	3,5	14,0	384,0	95,0	79,37
14	125,0	3,7	14,0	256,0	89,5	71,60
15	145,8	3,6	16,0	390,0	110,0	75,45
16	109,6	3,7	13,0	385,0	83,3	76,00
17	104,5	3,8	13,5	176,0	71,1	68,04
18	87,8	3,2	12,8	216,0	59,2	67,43
19	98,5	3,3	13,8	228,0	71,0	72,08
20	106,1	3,4	13,6	416,0	84,0	79,17
21	76,0	3,0	13,2	182,0	51,5	67,76
22	106,8	3,5	14,5	273,0	78,7	73,69
23	84,8	2,9	15,0	185,0	61,0	71,93
24	127,2	3,6	14,1	270,0	95,5	75,08
25	45,7	2,6	9,5	198,0	31,2	68,27
26	88,5	3,2	12,2	328,0	63,5	71,75
27	100,5	3,5	12,0	360,0	75,2	74,83
28	18,3	2,1	7,0	70,0	13,0	71,04
29	79,6	2,7	14,8	194,0	51,6	64,82
30	99,7	3,7	14,6	88,0	63,5	63,69
31	60,7	2,5	13,5	69,0	23,0	37,89
32	101,5	3,5	13,7	308,0	75,0	73,89
33	105,0	3,4	12,6	253,0	76,0	72,38
34	13,0	3,1	14,5	290,0	93,0	69,92
35	72,5	2,9	11,8	195,0	49,8	68,69
36	37,4	2,2	10,3	142,0	27,5	73,53
37	54,5	2,6	11,2	188,0	39,3	72,24
38	54,0	2,7	12,1	180,0	42,0	77,78
39	95,5	3,4	13,0	240,0	71,0	73,35
40	87,4	3,5	12,5	181,0	59,4	67,96
41	95,0	3,1	12,8	208,0	66,8	70,32
42	34,5	2,8	9,5	73,0	21,3	61,74
43	76,0	2,9	14,4	228,0	42,0	55,26
44	58,0	3,3	10,5	268,0	34,0	58,62
45	46,0	3,2	8,9,0	152,0	24,0	52,17
46	76,0	3,0	11,7	286,0	40,0	52,63
47	40,0	2,4	8,2	36,0	8,0	20,00
48	72,0	3,4	10,9	276,0	4,0	58,33
49	40,0	2,5	13,5	28,0	8,0	20,00
50	76,0	3,1	14,2	213,0	40,0	52,63
51	56,0	2,8	12,5	155,0	30,0	53,57
52	36,0	2,0	10,5	81,0	18,0	50,00
53	50,0	3,2	10,5	71,0	18,0	36,00
54	70,0	3,5	13,0	207,0	36,0	51,43
Total	4258,3	166,5	672,7	11263,0	2828,4	3410,07

Sumber: Yasin *et al.* 2005

Tabel 57. Data pengamatan peubah inbrida MSQ.K1.C0.9-2-1-1.

No	Bobot tongkol y1 (gr)	Diameter tongkol y2 (cm)	Panjang tongkol y3(cm)	Jumlah biji y4	Bobot biji y5 (gr)	Biji isi y6 (%)
1	140,5	3,7	15,5	544,0	100,2	71,32
2	190,2	3,9	19,0	352,0	132,2	69,51
3	165,4	4,0	16,8	540,0	122,3	73,94
4	169,5	3,9	16,5	455,0	120,4	71,03
5	158,4	3,8	16,0	429,0	112,0	71,02
6	147,9	3,5	17,5	416,0	95,5	64,57
7	81,5	3,1	14,5	416,0	50,3	61,72
8	187,0	3,8	14,5	494,0	134,2	71,76
9	138,3	3,6	15,5	396,0	207,0	66,52
10	163,5	3,7	18,2	456,0	120,5	73,70
11	111,8	3,0	15,5	312,0	80,0	71,56
12	152,0	3,5	13,0	429,0	113,5	74,67
13	94,0	3,0	14,2	290,0	60,5	64,36
14	164,5	3,8	16,5	330,0	112,3	68,27
15	42,0	2,9	12,5	72,0	16,2	38,57
16	141,7	3,5	17,5	39,0	96,8	68,31
17	90,5	3,3	12,5	25,0	56,3	62,21
18	110,0	3,5	13,5	336,0	73,0	66,36
19	125,0	3,6	13,3	286,0	82,0	65,60
20	245,6	4,5	18,0	480,0	168,5	68,61
21	186,5	3,6	17,5	320,0	111,8	59,95
22	111,0	3,4	15,5	340,0	76,8	69,19
23	113,5	3,4	13,8	308,0	73,0	64,32
24	71,9	3,3	9,6	190,0	45,2	62,87
25	90,2	3,3	14,5	252,0	58,2	64,52
26	115,7	3,7	14,7	190,0	67,7	58,51
27	122,9	3,4	16,1	260,0	82,0	66,72
28	109,6	3,0	16,2	279,0	64,8	59,12
29	116,0	3,2	14,5	297,0	71,4	61,55
30	127,0	3,9	15,3	203,0	84,0	66,14
31	76,7	3,5	13,5	150,0	49,0	63,89
32	153,4	3,9	20,2	390,0	99,3	64,73
33	110,0	3,3	14,5	363,0	81,2	61,98
34	129,3	3,3	16,2	288,0	66,5	51,43
35	76,5	2,3	16,6	208,0	45,5	59,48
36	70,0	3,6	13,8	162,0	38,9	55,57
37	136,2	3,0	18,0	250,0	79,5	58,37
38	109,8	3,0	16,6	256,0	61,9	56,38
39	50,0	3,3	9,0	117,0	30,5	61,00
40	89,6	3,2	14,6	198,0	48,7	54,35
41	70,0	3,1	13,5	96,0	35,1	50,14
42	36,5	2,5	9,5	57,0	23,5	64,38
43	15,0	1,9	5,8	25,0	6,7	44,67
44	44,5	3,1	13,0	27,0	6,2	13,93
Total	5151,1	148,8	653,0	12908,0	3254,8	2736,80

Sumber: Yasin *et al.* 2005

Berikut ringkasan analisis untuk mendapatkan nilai sebaran Hotelling's Γ^2 hitung

1. Nilai tengah kedua populasi (μ_1 dan μ_2), JK (Jumlah Kwadrat *SS*), JHK (Jumlah Hasil Kali, *SP*), disajikan pada Tabel 58, Tabel 59 dan Tabel 60.

Tabel 58 Nilai tengah inbrida induk betina.

Peubah	MR4Q	MSQ,K1.C0.9-2-1-1
Bobot tongkol (gram)	78,856 (x1)	117,070 (y1)
Diameter tongkol (cm)	3,083 (x2)	3,382 (y2)
Panjang tongkol (cm)	12,457 (x3)	14,841 (y3)
Jumlah biji	208,574 (x4)	293,364 (y4)
Bobot biji (gram)	52,378 (x5)	73,973 (y5)
Persen biji (%)	62,900 (x6)	62,200 (y6)

Tabel 59. Jumlah kuadrat (*SS*) inbrida induk betina.

Peubah	MR4Q	MSQ,K1.C0.9-2-1-1
Bobot tongkol (gram)	51037,353 (Σx_1) ²	94910,972 (Σy_1) ²
Diameter tongkol (cm)	10,195 (Σx_2) ²	9,246 (Σy_2) ²
Panjang tongkol (cm)	220,092 (Σx_3) ²	323,167 (Σy_3) ²
Jumlah biji	607035,204 (Σx_4) ²	773150,182 (Σy_4) ²
Bobot biji (gram)	38995,573 (Σx_5) ²	60840,907 (Σy_5) ²
Persen biji (%)	11199,159 (Σx_6) ²	4828,111 (Σy_6) ²

Tabel 60. Jumlah hasil kali (*SP*) antar inbrida induk betina.

MR4Q	Sandi	MSQ.K1.C0.9-2-1-1	Sandi
562,480	$\Sigma x1.x2$	740,596	$\Sigma y1.y2$
2522,168	$\Sigma x1.x3$	4195,683	$\Sigma y1.y3$
128095,278	$\Sigma x1.x4$	223422,373	$\Sigma y1.y4$
42995,557	$\Sigma x1.x5$	69251,615	$\Sigma y1.y5$
13840,709	$\Sigma x1.x6$	12958,147	$\Sigma y1.y6$
25,552	$\Sigma x2.x3$	30,383	$\Sigma y2.y3$
1496,117	$\Sigma x2.x4$	21734,991	$\Sigma y2.y4$
460,670	$\Sigma x2.x5$	542,018	$\Sigma y2.y5$
131,373	$\Sigma x2.x6$	103,193	$\Sigma y2.y6$
5226,720	$\Sigma x3.x4$	9914,546	$\Sigma y3.y4$
1977,429	$\Sigma x3.x5$	2874,119	$\Sigma y3.y5$
475,597	$\Sigma x3.x6$	435,297	$\Sigma y3.y6$
123479,589	$\Sigma x4.x5$	170716,436	$\Sigma y4.y5$
57848,077	$\Sigma x4.x6$	43950,820	$\Sigma y4.y6$
15743,190	$\Sigma x5.x6$	11248,410	$\Sigma y5.y6$

2. Matriks pembeda nilai tengah

a. $d = [38,215 \ 0,298 \ 2,384 \ 84,790 \ 21,595 \ 0,790]$

b. Matriks JK dan JHK

Populasi I: MR4Q

51037,35330	562,48000	2522,16770	128095,27800	42995,55670	13840,70900
562,48000	10,19500	25,55170	1496,11670	460,67000	131,37250
2522,16770	25,55170	220,09200	5226,72040	1977,42890	475,59670
128095,27800	1496,11670	5226,72040	607035,20400	123479,58900	57848,07700
42995,55670	460,67000	1977,42890	123479,58900	38995,57330	15743,19000
13840,70800	131,37250	475,59670	57848,07720	15743,19030	11199,15900

Populasi II: MSQ.K1.CO.9-2-1

94910,97160	740,59640	4195,68320	223422,37300	69251,61450	12958,14700
740,59640	9,24550	30,38270	21734,99090	542,01820	103,19300
4195,68320	30,38270	323,16640	9914,54550	2874,11910	435,29700
223422,37300	21734,99090	9914,54550	773150,18200	170716,43600	43950,82000
69251,61450	542,01620	2874,11910	170716,43600	60840,90730	11248,41000
12958,14700	103,19300	435,29700	43950,82000	11248,41000	4828,11100

c. Matriks gabungan JK dan JHK

Matiks = [pop 1 + pop 2] / n₁ + n₂ - 2]

1520,29505	13,57371	69,97761	3661,64220	1169,24137	279,15475
13,57371	0,20251	0,58265	241,99070	10,44467	2,44339
69,97761	0,58265	5,65894	15,72152	50,53696	9,48848
3661,64220	241,99070	157,72152	1437,93110	3064,54193	1060,40520
1169,24137	10,44465	50,53696	306,54193	1039,96334	281,16250
279,15474	2,44339	9,48848	1060,40518	281,16250	166,95073

d. Kebalikan matriks gabungan (S¹) menggunakan model Graybill (1975)

-0,00676	-0,00677	-0,02599	0,00481	-0,00121	-0,01559
-0,00677	-0,97613	-0,00345	-4,46898	-0,00680	0,00171
-0,02599	-0,00345	0,43047	8,99516	0,00565	0,00895
0,00481	-4,46898	8,99516	-1,84867	7,56690	1,08076
-0,00121	-0,00680	0,00565	7,56690	0,00983	-0,00548
-0,01559	0,00171	0,00895	1,08076	-0,00548	0,01201

Perhitungan Nilai Statistik Sebaran Hotelling's (Γ^2)

$D^2 = d'S^{-1}d$

$$= \begin{bmatrix} 38,215 & 0,298 & 2,384 & 84,790 & 21,595 & 0,790 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} -0,00676 & -0,00677 & -0,00677 & -0,02599 & -4,46898 & -0,00680 \\ -0,00677 & -0,00677 & -0,00677 & -0,00345 & -4,46898 & -0,00680 \\ -0,02599 & -0,00345 & 0,43047 & 8,99516 & 0,00565 & 0,00895 \\ -4,46898 & -0,00345 & 8,99516 & -1,84867 & 7,56690 & 1,08076 \\ -0,00680 & -0,00680 & 0,00565 & 7,56690 & 0,00983 & -0,00548 \\ 0,00171 & 0,00171 & 0,00895 & 1,08076 & -0,00548 & 0,01201 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 38,215 \\ 0,298 \\ 2,384 \\ 84,794 \\ 21,595 \\ 0,790 \end{bmatrix}$$

$D^2 = 1,52855$

$\Gamma^2 = 37,059$

$\Gamma^2 \text{ Tabel } (5\%, 6, 54 + 44 - 2) = \Gamma^2 (5\%, 6, 96) = 6,253$

$\Gamma^2 \text{ hitung} > \Gamma^2 \text{ Tabel}$

Penerapan sebaran Hotelling's secara serentak atas enam peubah inbrida betina jagung QPM per tongkol (bobot, diameter, panjang, jumlah biji, bobot biji, dan persentase biji isi) diperoleh nilai $\Gamma^2 = 37,059$ lebih besar dari $\Gamma^2(5\%, 6, 96) = 6,253$, dapat diartikan bahwa inbrida MSQ.K1C0-9-2-1 berbeda nyata dengan MR4Q jika diserbuki dari tetua penguji (*tester*) MR14Q. Berdasarkan hasil ini diperoleh bahwa hipotesis H_0 ditolak artinya: nilai tengah keenam peubah inbrida MR4Q berbeda nyata dengan galur MSQ.K1C).9-2-1-1 jika biji yang terbentuk diserbuki dari tetua penguji MR14Q pada taraf nyata 95%.

2. Sebaran Normal pada Famili AMATL (*Normal distribution of AMATL family*)

Sebaran normal dikenal luas dan banyak digunakan sebagai alat analisis pengambilan kesimpulan. Peubah acak (x_i) menyebar secara kontinu dengan dua parameter μ ($-\infty < \mu < +\infty$) dan ragam ($\sigma^2 > 0$). Sebaran normal sah sebagai fungsi peluang, memiliki kriteria $p(x_i) \geq 0$; $p(\Omega) = 1$ serta dipenuhinya sifat additif $p(U_{x_i}) = \sum p(x_j)$.

Model Sebaran Normal adalah:

$f(x) = [1/(\sigma\sqrt{2\pi})\exp.-0,5[(x-\mu)/\sigma]^2: I_R(x) (-\infty < \mu < +\infty)$ dan ragam ($\sigma^2 > 0$) dapat ditulis $x \sim N(\mu, \sigma^2)$, dapat dibuktikan bahwa:

$\mu = E(x)$, x : peubah acak dan n : ukuran contoh

$E^a(x)$: nilai harapan $= \sum x_i/n$.

$\sigma^2 = Ex^2 - E(x).E(x)$,

$E(x) = \int x f(x) dx = \mu$ (nilai tengah)

$E(x-\mu)^2 = Ex^2 - E(x).E(x) = \sigma^2$ (ragam)

Fungsi Pembangkit Moment $E(e^{tx}) = e^{ut} + 1/2 \sigma^2 t^2$

(Mood, Graybill, and Boes., 1974)

Menurut Snedecor (1946) bahwa jumlah pengaruh sisa (e_i) galat baku dari nilai tengah sebaran normal sama dengan nol ($\sum e_i = 0$). Sebaran Normal mempunyai kemiripan dengan sebaran Cauchy yang mempunyai parameter μ dan σ^2 namun perbedaannya fungsi Cauchy tidak konvergens dan tidak mempunyai nilai tengah (μ) dan ragam (σ^2). Fungsi Cauchy: $f(x) = 1/[\pi(\sigma^2 + (x-\mu)^2): I_R(x) (-\infty < \mu < +\infty)$ dan ragam ($\sigma^2 > 0$). Sebaran normal dapat diterapkan untuk memilih famili jagung dari sejumlah famili dalam populasi guna keperluan terutama pembentukan varietas bersari bebas. Keuntungan metode ini adalah semua peubah yang diinginkan (kualitatif dan kuantitatif) secara simultan dapat diintrogresikan oleh Pemulia sesuai sifat yang dikehendaki, jadi tidak hanya mempertimbangkan kriteria hasil. Kriteria lainnya yang sering digunakan dalam seleksi adalah metode Quadrant (Nicholaides *et. al.* 1984), kemudian secara visual dengan sistem skoring (Landi *et. al.* 1995), dan kriteria yang umum adalah berdasarkan

potensi hasil tertinggi dengan intensitas seleksi 10% setelah diranking. Barreto *et al.* (1991) pemulia jagung CIMMYT mengembangkan kriteria seleksi dengan sebaran normal yang dikenal dengan Index-Seleksi. Model seleksi Sebaran Normal-Baku atau $Z \sim N(0,1)$ dikenal dengan Seleksi Indeks. Peubah acak diberi lambang Z atau $Z \sim N(0,1)$. Fungsi kepekatan ditandai dengan $Q(Z)$ dan dapat diturunkan dengan mengganti peubah acak $x = z$; $\mu = 0$; $\sigma^2 = 1$ menjadi $Q(z) = 1/(\sqrt{2\pi}) \exp -0,5 z^2: I_R(z)$. Peluang peubah acak normal-baku terletak diantara $0 < z < z$ (Askin. H and R.R. Colton; 1950 dalam "Table for statisticians"). Guna keperluan seleksi terdapat dua nilai pembobot yang diberikan yakni:

- (1) Galat baku pada selang nilai $-3,0 < s < 3,0$
 - nilai < 0 artinya genotipe yang diinginkan lebih rendah dari genotipe populasi.
 - nilai > 0 artinya genotipe yang diinginkan lebih tinggi dari populasi.
 - nilai $= 0$ berarti genotipe yang dipilih mempunyai karakter sama dengan populasi.
- (2) Intensitas pada nilai 0-10. Nilai 0 diartikan peubah tidak terseleksi, nilai 5: peubah yang diinginkan dari famili terpilih mempunyai intensitas 50%. Nilai 10: intensitas 100% (semakin tinggi skor semakin ketat kriteria seleksi).

Barreto *et al.* 1991 mengemukakan bahwa prosedur seleksi famili dengan sebaran normal-baku disebut indeks seleksi (*Selection index*) dan fasilitas analisisnya disiapkan dalam paket program "ALFA LATTICE". Nilai Index dapat dihitung dengan:

$$\text{Index} = \sum [(x_j - m_j)^2 \cdot i_j]^2$$

x_j = peubah acak yang dinyatakan dalam sebaran Z ; $Z = (x_j - \bar{x})/s$

m_j = bobot seleksi yang dinyatakan dalam galat baku ($-3,0 < s < +3,0$)

i_j = Intensitas seleksi

(m_j dan i_j : pembobot yang diberikan oleh pemulia pada setiap peubah j ;

$j = 1, 2, \dots, n$), nilai index terendah famili terbaik bagi pilihan pemulia.

Evaluasi 200 famili S1 populasi AMATL(S1)C2 termasuk kontrol (varietas Antasena, Lagaligo dan Semar 3), telah dilaksanakan di lahan PMK desa Sidowaras Kab. Bandar-Lampung pada MT 1999/2000, menggunakan metoda rancangan ALFA-LATIS (20x10) dua ulangan. Panjang plot setiap famili 2,5 m, jarak tanam 75 x 20 cm. Tanaman dipupuk Urea-SP 36-KCl (300-200-100) kg/ha. Hasil analisis tingkat populasi disajikan seperti Tabel 61. Kriteria pemilihan dengan metoda seleksi index telah ditetapkan seperti disajikan pada Tabel 62 Karakter rata-rata 20 famili yang terpilih setelah dibandingkan dengan populasi awal diperoleh hasil seperti disajikan pada Tabel 63.

Tabel 61. Rangkuman analisis 200 famili S1 populasi AMATL(S1)C2.

Peubah	Rataan	Galat baku	KK (%)	Min	Max
Umur berbunga jantan, hr	51,4	1,5	2,9	46,1	57,8
Umur berbunga betina, hr	58,3	1,7	3,0	53,7	63,7
Aspek tanaman, skor	2,5	1,0	40,2	1,0	5,0
Aspek kelobot, skor	1,1	0,3	26,0	1,0	3,0
Aspek tongkol, skor	1,3	0,4	34,1	1,0	3,0
Tinggi tanaman, cm	143,9	13,4	9,4	94,0	18,0
Tinggi tongkol, cm	60,3	8,7	14,4	42,9	92,5
Tanaman panen	60,0	14,6	24,4	20,3	96,4
Kadar air,%	31,2	3,6	11,8	20,0	36,2
Hasil (ka. 15%)	2.060	860,5	41,8	66,7	4.928

Sumber: Yasin dan Kasim 2000.

Tabel 62. Pemberian bobot dalam memilih 20 famili S1.

Peubah	Galat baku	Intensitas	Target
Umur berbunga jantan, hr	0,0	5,0	51,4
Umur berbunga betina, hr	0,0	6,0	58,3
Aspek tanaman, skor	1,0	7,0	3,5
Aspek kelobot, skor	1,0	7,0	1,4
Aspek tongkol, skor	0,0	7,0	1,8
Tinggi tanaman, cm	0,0	7,0	170,8
Tinggi tongkol, cm	0,0	7,0	77,7
Tanaman panen	0,0	6,0	60,0
Kadar air,%	0,0	7,0	31,3
Hasil (ka. 15%)	3,0	9,0	4.642

Sumber: Yasin dan Kasim 2000.

Tabel 63. Rataan peubah famili S1 terpilih, serta selisih terhadap populasi.

Peubah	Rataan	Selisih terhadap populasi	%
Umur berbunga jantan, hr	51,4	0,0	-
Umur berbunga betina, hr	57,9	-0,4	-0,7
Aspek tanaman, skor	2,1	-0,4	-0,2
Aspek kelobot, skor	1,1	0,0	-
Aspek tongkol, skor	1,2	-0,1	-0,1
Tinggi tanaman, cm	160,1	16,2	0,1
Tinggi tongkol, cm	70,9	10,3	0,1
Tanaman panen	61,9	1,9	-
Kadar air,%	30,7	-0,5	-
Hasil (ka. 15%)			

Pada Tabel 63 dapat diketahui bahwa penggunaan sebaran normal-baku dengan kriteria pemulia pada populasi AMATL untuk cekaman PMK, diperoleh 20 famili S1 terbaik yang rata-rata hasilnya 32,5% lebih tinggi dibanding populasi awal. Selanjutnya karakter setiap famili yang terpilih dengan nilai Index disajikan pada Tabel 64. Famili AMATL (S1)C2 nomor 95-1 mempunyai nilai Index yang terendah (8,7) dengan hasil 4929 kg/ha. Pada kasus ini dapat diartikan bahwa nomor famili 95-1 adalah yang paling sesuai bagi pemulia dan diharapkan menjadi penyumbang gen terbaik dalam menghasilkan varietas baru sesuai keinginan pemulianya. Hasil analisis dapat disimpulkan bahwa:

1. Seleksi famili jagung dapat dilakukan dengan menggunakan sebaran normal baku dengan menetapkan bahwa peubah acak (z_i) menyebar $Z \sim N(0,1)$.
2. Pemberian bobot oleh pemulia yakni galat baku ($-3,0 < s < +3,0$) dan intensitas seleksi (0-10). Pemberian $s=0$ (karakter famili sama dengan populasi) dan nilai index terendah merupakan famili terbaik bagi pemulia sebagai sumber gen utama bagi calon varietas
3. Penerapan pada evaluasi populasi AMATL(S1)C2 untuk toleran cekaman PMK telah dipilih 20 famili terbaik dengan potensi hasil 3055 kg/ha atau 32,5% lebih tinggi dari populasi asal. Nilai index terendah 8,8 terdapat pada genotipe nomor 95-1.

Tabel 64. Karakter Famili AMATL(S1)C2 yang terpilih dan nilai indeks dengan metoda sebaran normal-baku.

Famili	Index	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
AMATL(S1)C2 95-1	8,7	51,3	59,7	2,0	1,0	1,0	152	68	57,2	30,7	4920
AMATL(S1)C2 17-1	10,2	50,0	58,7	1,5	1,0	1,0	159	76	70,8	31,3	3564
AMATL(S1)C2 66-1	10,3	52,0	57,2	2,0	1,0	1,0	167	66	62,2	27,8	3371
AMATL(S1)C2 55-2	10,4	50,1	55,3	2,0	1,5	1,0	165	63	79,0	33,4	4151
AMATL(S1)C2 87-1	10,4	51,7	58,2	3,0	1,0	2,0	169	92	67,5	34,5	2350
AMATL(S1)C2 184-1	10,6	53,8	50,2	3,5	1,5	1,0	174	77	55,4	32,1	2171
AMATL(S1)C2 120-2	10,7	49,6	50,4	1,0	1,5	1,0	160	69	67,4	29,4	3234
AMATL(S1)C2 47-1	10,7	50,4	56,0	2,0	1,0	1,0	144	64	62,8	37,1	3980
AMATL(S1)C2 100-1	10,7	49,0	59,4	2,5	1,0	1,5	155	68	62,1	31,6	2394
AMATL(S1)C2 164-1	10,8	51,9	60,3	3,0	1,0	1,0	160	66	49,1	29,3	2735
AMATL(S1)C2 180-1	10,9	53,0	56,9	4,5	1,0	1,0	155	70	63,5	29,5	2799
AMATL(S1)C2 60-1	11,0	52,2	57,0	3,5	1,5	1,5	151	73	60,0	35,3	1967
AMATL(S1)C2 32-1	11,0	51,4	56,0	1,5	1,0	1,0	157	60	46,2	29,3	3417
AMATL(S1)C2 148-2	11,1	50,4	59,9	1,0	1,0	1,0	159	74	50,4	26,6	3503
AMATL(S1)C2 177-1	11,2	52,0	58,0	1,5	2,0	2,0	167	76	67,2	32,5	2718
AMATL(S1)C2 80-1	11,3	51,5	58,2	1,5	1,0	2,0	154	68	59,6	30,3	3124
AMATL(S1)C2 26-1	11,3	51,4	57,3	1,0	1,0	1,0	159	74	72,9	30,7	3060
AMATL(S1)C2 149-1	11,4	50,3	56,2	2,0	1,0	1,0	177	177	61,1	28,3	2257
AMATL(S1)C2 162-2	11,6	52,2	57,0	1,0	1,0	1,5	162	162	47,4	27,6	2626
AMATL(S1)C2 48-1	11,7	51,0	50,7	2,5	1,0	1,0	144	144	47,2	30,1	2747
Antasena	-	57,0	63,7	3,0	1,0	1,0	142	62	22,4	32,2	<1000
Lagaligo	-	50,1	56,3	1,5	1,0	1,5	137	51	62,6	35,5	1824
Semar-3	-	49,1	57,5	3,0	1,0	1,0	151	70	62,9	26,7	3150
BNT..5	-	tn	tn	2,2	tn	1,0	28	19	27,9	8,7	340

(1) Umur berbunga jantan, hari; (2) Umur berbunga betina, hari; (3) Aspek tanaman, skoring; (4) Aspek penutupan kelobot, skoring; (5) Aspek tongkol, skoring; (6) Tinggi tanaman, cm; (7) Tinggi tongkol, cm; (8) Tanaman terpanen, %; (9) Kadar air panen, %; (10) Hasil (k.a.15%), kg/ha (Sumber: Yasin dan Kasim, 2000)

3. Sebaran *Khi-kwadrat* (χ^2) dalam famili F2 QPM (*Khi-square* (χ^2) *distribution on family F2 QPM*)

Winchester (1951) melaporkan bahwa hukum peluang telah diterapkan Gregor Mendel (1822-1884) sebagai Bapak Ilmu Genetika, bahwa hasil persilangan dari generasi antar F2 pada kacang buncis (*garden pea*) *Pisum sativum*) untuk tujuh karakter tanaman yaitu bentuk biji, warna albumen, warna kulit biji, bentuk polong, warna polong, posisi letak bunga, dan panjang batang masing-masing bersegregasi dengan ratio 3: 1, atau peluang = 1/4 bagi gen resesif (aa) dan peluang = 3/4 pada karakter dominan (AA dan Aa). Pada generasi F1 peluang diperolehnya genotipa p(Aa) = 1. Hukum Mendel juga berlaku untuk persilangan jagung yang membawa gen resesif, bila dilakukan persilangan antara jagung biasa x jagung QPM. Jagung QPM adalah jagung yang kualitas proteinnya lebih tinggi, dimana dua asam amino penting yakni lisin dan triptofan dua kali lebih banyak dari jagung biasa.

Program pemuliaan untuk mengkonversi tetua Bima-1 (galur MR4 dan MR14) menjadi inbrida opaque yang mengandung gen oo dilakukan untuk membentuk hibrida silang tunggal yang bersifat QPM. Hasil persilangan kawin diri tanaman F1 (*selfing*) yang menghasilkan biji F2 dievaluasi segregasi biji warna buram (*opaque*) apakah mengikuti hukum Mendel atau tidak. Inbrida donor CML161 asal CIMMYT sebagai pejantan tetua berulang (*recurrent parent*). Pengujian hipotesis menggunakan sebaran khi-kuadrat. Prosedur silang balik mengikuti kaedah Cordova (2001). Benih F2 dipilih yang tidak terserang hama penggerek, susunan biji lurus dan berbentuk mutiara, kelobot tertutup rapat, selanjutnya biji-biji diseleksi di atas meja cahaya (*light table*). CML161 adalah inbrida yang mempunyai susunan gen resesif *opaque* (oo) sedangkan MR14 dominan (OO). Persilangan dilakukan secara konvensional, pada saat persilangan untuk membentuk F1 dipilih tanaman sehat dari dua inbrida yang akan disilangkan. Benih F1 ditanam untuk membentuk F2 dan benih yang diperoleh dari setiap tongkol di seleksi di atas meja cahaya untuk memperoleh genotipe opaque (oo), sekaligus untuk membuktikan hipotesis H_0 dari hukum Mendel. Ratio non opaque/opaque biji-biji dapat dievaluasi dengan menggunakan sebaran Khi-kwadrat (χ^2).

Menurut Mood *et al.* (1974) bahwa sebaran Khi-kwadrat adalah:

$$f(x) = \frac{1}{\Gamma(k/2)} (0,5)^{k/2} x^{k/2-1} e^{-(1/2)x} I_{(0, \infty)}(x) \text{ ruang parameter } k = 1, 2, \dots$$

$$= 0 \text{ untuk selainnya}$$

$$E(x) = k \text{ (nilai harapan)}$$

$$E(x-\mu)^2 = E x^2 - E(x)E(x) = 2k \text{ (ragam)}$$

$$\text{Fungsi Pembangkit Moment} = E(e^{tx}) = [1/(1-2t)]^{k/2}$$

Penerapan sebaran χ^2 dapat dikembangkan dengan formula yang dikemukakan oleh Winchester (1951); Mendenhall dan Scheaffer (1973) bahwa untuk menguji hipotesis $H_0: \alpha_1 = \alpha_2$ vs. $H_1: \alpha_1 \neq \alpha_2$ digunakan formula:

$$\chi^2 = \sum [(o_i - e_i)^2 / e_i] \sim \chi^2_{(\alpha(r-1)(c-1))} \text{ : dimana } o_i \text{ : hasil observasi dan } e_i \text{ : nilai harapan observasi.}$$

Jika jika χ^2_{hit} d" $\chi^2_{tab(r-1,c-1)}$ terima H_0 , berarti ratio segregasi sesuai dengan hukum Mendel

$$\chi^2_{hit} > \chi^2_{tab(r-1,c-1)} \text{ tolak } H_0$$

Penerimaan hipotesis H_0 diartikan hasil persilangan mengikuti hukum Mendel, sedangkan penolakan H_0 berarti tidak mengikuti hukum Mendel. Menurut Ott (1984) hipotesis hukum Mendel adalah:

$$H_0: (\alpha_1 + \alpha_2) = 0,75 \text{ dan } \alpha_3 = 0,25$$

H_1 : paling kurang ada salah satu sekatan yang tidak sama dengan 0,75 atau 0,25

$(\alpha_1 + \alpha_2)$: phenotype dominan (OO, Oo)

α_3 : phenotype resessif (oo)

Menurut Bender (1982) penetapan hukum Mendel yaitu H_0 : Ratio phenotype dominan dan resessif = 3: 1, vs. H_1 : Ratio phenotype dominan dan resessif $\neq$ 3: 1

atau ratio gen resessif (oo): dominan (OO, Oo) = 1: 3. Data diambil pada benih opaque, dengan skor 2 dan 3 atau 40-60% opaque, sedangkan tembus cahaya (translucent) skor 5. Hasil hitungan di meja cahaya, serta ratio benih opaque dan tembus cahaya disajikan pada Tabel 65, yang menyajikan nilai harapan dari total benih setiap famili, nilai statistik χ^2_{hit} , serta kesimpulan penerimaan hipotesis H_0 . Segregasi biji dari masing-masing tongkol jumlah benih opaque berkisar 9-60 biji, sedangkan biji tembus cahaya (translucent) 125-406 biji per tongkol. Ratio terendah benih opaque terhadap translucent 0,05% dan tertinggi 28,85% pada famili (CML161xMr14)-17 dan (CML161xMr14)-30.

Hasil pengujian menunjukkan bahwa terdapat dua famili yang segregasi biji non opaque vs opaque mengikuti hukum Mendel, yakni (CML161xMr14)-2 dan (CML161xMr14)-30. Terdapat 26 famili yang ternyata tidak mengikuti hukum Mendel. Hal ini dapat diartikan bahwa cukup sulit untuk memperoleh benih opaque pada generasi F2 yang diperoleh dari kawin diri.

Benih opaque adalah benih yang kualitas proteinnya (lisin dan triptofan) dua kali lebih banyak dibandingkan benih yang non opaque. Jagung QPM Srikandi Kuning-1 mempunyai kadar lisin dan triptofan masing-masing 0,459% dan 0,085%, sedangkan varietas Lamuru sebagai jagung normal adalah 0,274% dan 0,056%. Standfield (1991) menyatakan bahwa jika terjadi persilangan dari tetua tanaman yang warna bunga hitam (dominan) x putih

(resessif) , maka pada F2 hasil persilangan sendiri akan diperoleh peluang 0,25 putih (bb) dan 0,75 hitam (BB, Bb). Pada persilangan diri (*selfing*) generasi F2 akan diperoleh biji F3 dengan ratio komposisi gen 9: 3: 3: 1. Dilaporkan Serra (1965) bahwa ratio generasi F2 pada tetua warna bunga merah (*resessif*) dan putih (*dominan*) dapat dihasilkan peluang 0,25 merah dan putih, serta 0,50 merah muda (*pink*).

Tabel 65. Ratio Jumlah benih opaque (oo) dan translucent atau non opaque (OO, Oo) serta χ^2_{hit} dan kriteria penerimaan H_0 .

Famili F2	o_i & e_i	Opaque (oo)	Translucent (OO,Oo)	Ratio	χ^2_{hit}	Kesimpulan
(CML161xMr14)-1	o_i	17	329	5,16	74,45	Tolak H_0
	e_i	86	259			
(CML161xMr14)-2	o_i	60	214	28,04	1,41	Terima H_0
	e_i	69	206			
(CML161xMr14)-3	o_i	45	263	17,11	17,73	Tolak H_0
	e_i	77	231			
(CML161xMr14)-4	o_i	21	406	5,17	91,84	Tolak H_0
	e_i	107	320			
(CML161xMr14)-5	o_i	37	222	16,67	15,85	Tolak H_0
	e_i	65	194			
(CML161xMr14)-8	o_i	19	214	8,87	35,26	Tolak H_0
	e_i	58	175			
(CML161xMr14)-10	o_i	34	352	9,65	53,97	Tolak H_0
	e_i	97	289			
(CML161xMr14)-11	o_i	17	301	5,64	65,51	Tolak H_0
	e_i	80	239			
(CML161xMr14)-12	o_i	24	188	12,76	21,15	Tolak H_0
	e_i	53	159			
(CML161xMr14)-13	o_i	24	290	8,27	48,01	Tolak H_0
	e_i	79	236			
(CML161xMr14)-14	o_i	30	344	8,72	57,50	Tolak H_0
	e_i	94	281			
(CML161xMr14)-16	o_i	32	245	13,06	26,71	Tolak H_0
	e_i	69	208			
(CML161xMr14)-17	o_i	12	250	0,05	58,26	Tolak H_0
	e_i	66	197			
(CML161xMr14)-19	o_i	21	248	8,47	41,41	Tolak H_0
	e_i	67	202			
(CML161xMr14)-20	o_i	9	302	2,98	81,05	Tolak H_0
	e_i	78	233			
(CML161xMr14)-21	o_i	30	260	11,54	33,21	Tolak H_0
	e_i	72	218			
(CML161xMr14)-29	o_i	12	125	9,60	19,27	Tolak H_0
	e_i	34	103			
(CML161xMr14)-30	o_i	76	260	28,85	1,22	Terima H_0
	e_i	83	251			

Translucent: dominan

Opaque: resessif

Sumber: Yasin dan Kasim 2005

Contoh berikut disadur dari data Winchester (1951). Pada persilangan diploid antara F1 dari populasi Maros Sintetik-2 (AABB: biji putih, tipe mutiara) x Pulut (aabb: bening, gigi kuda) diharapkan ratio phenotype akan mengikuti hukum Mendel yakni 9: 3: 3: 1, atau $H_0: \alpha_i = \text{ratio } 9: 3: 3: 1$ vs. H_1 tidak sama. Data tipe biji setelah tongkolnya di klassifikasi sebagai berikut:

Tabel 66. Karakter biji dari hasil persilangan perbaikan jagung pulut.

Karakter biji	freq.O _i	E _i
Putih, mutiara	315	313
Putih gigi kuda	101	104
Bening, mutiara	102	104
Bening, gigi kuda	32	35
Jumlah	556	556

freq.: banyaknya biji teramati

Sumber: Yasin dan Kasim 2005

$$\chi^2 = (315-313)^2/313 + (101-104)^2/104 + (102-104)^2/104 + (32-35)^2/35 = 0,5103$$

$\chi^2_{\text{tab}(r-1, c-1)} = 7,815$ atau terima H_0 , artinya ratio segregasi biji F2 hasil persilangan dari entri diploid diterima mengikuti hukum segregasi Mendel.

4. Sebaran Exponensial, Gamma dan Beta untuk seleksi famili jagung (*Distributin of exponential, gamma and beta on selection of maize family*)

Teori Peluang. Parameter khusus dari suatu peubah sebaran dapat dibedakan atas dua yakni sebaran diskrit, dan sebaran kontinu. Sebaran Exponensial, Gamma, dan Beta termasuk sebaran kontinu. Parameter adalah indeks besaran kuantitas dari suatu fungsi kepekatan. Parameter sebaran exponensial adalah λ dengan karakter $\lambda > 0$, serta peubah acak x $(0-\infty)$. Sebaran Peluang adalah fungsi gugus yang memetakan unsur dari aljabar sigma $(\sigma, \mathcal{E})$ terhadap gugus bilangan nyata, dapat ditulis $P: \mathcal{E} \rightarrow \mathbb{R}$ dipetakan ke bilangan nyata $\mathbb{R}$. Syarat yang harus dipenuhi: 1). $P(A) \geq 0$, untuk setiap $A \in \mathcal{E}$. 2). $P(\Omega) = 1$, dan 3) additif- σ ; jika $\{A_j, A_j \in \mathcal{E}, A_i \text{ potongan } A_j = \emptyset, i \neq j, j = 1, 2, 3, \dots\}$ sehingga $p(U_j) = \sum p(A_j), j = 1, \infty$. Karakter sebaran yang dimaksudkan adalah nilai harapan, ragam dan fungsi pembangkit moment. Pembuktian sah sebagai fungsi peluang jika integral sebaran peubah acaknya sama dengan satu, jika $\neq 1$ sebaran tidak sah sebagai fungsi peluang.

Teori peluang dewasa ini sangat maju seiring dengan kemajuan *software* sehingga mencari nilai peluang suatu kejadian yang peubah acaknya mengikuti sebaran tertentu sangat mudah. Teori peluang memberikan

amanah bahwa sistem perjudian dimanapun akan membawa dampak merugikan, peluang untuk kembali dengan harapan menang sangat kecil, kecuali bandarnya. Berikut ini disajikan penelusuran karakter tiga sebaran kontinu berupa nilai harapan, ragam dan fungsi pembangkit moment dari sebaran Exponensial, Gamma, dan Beta. Fuller (1976); Hogg dan Craig (1970) menyatakan bahwa nilai tengah atau nilai harapan contoh adalah penduga tak bias bagi nilai tengah populasi (μ) atau sama dengan rata-ran kovarians statis dari deret waktu, rata-ran $\bar{x}_i = n^{-1} \sum x_i$, ($i = 1, \dots, n$), dan nilai tengah populasi $\mu = \lim_{n \rightarrow \infty} (\bar{x}_i)$.

Sebaran Exponensial. dapat dituliskan yakni: $f(x) = \lambda e^{-\lambda x}$, $x \in \mathbb{R}_+$, peubah acak: $0 < \infty$, ruang parameter $\lambda > 0$. Pembuktian sebaran exponensial sah sebagai fungsi peluang adalah: $\int_0^\infty \lambda e^{-\lambda x} dx = \Gamma(2) = 1$, sah sebagai fungsi peluang (Γ :gamma). Sebaran ini sering digunakan untuk membuat model dimana peubah acak berdasarkan waktu. Beck *et al.* (1996) menggunakan model sebaran exponensial untuk mengetahui hubungan antara asi (*anthesis silking interval*) terhadap hasil tanaman jagung, yakni $y = e^{1.2, 48 \cdot 1.18^{(asi+1)}}$ asi:peubah acak selisih antara umur waktu berbunga jantan dan betina, hari

Selanjutnya dapat diketahui nilai harapan $E(x)$, ragam $\sigma^2(x)$, dan fungsi pembangkit moment sebagai berikut:

$$\begin{aligned} E(x) &= \int_0^\infty x \lambda e^{-\lambda x} dx = \lambda \int_0^\infty x e^{-\lambda x} dx \\ &\quad \text{jika } p = \lambda x; x = p/\lambda; dx = (1/\lambda)dp \\ &= \lambda \int_0^\infty (p/\lambda) e^{-p} (1/\lambda) dp \\ &= 1/\lambda \int_0^\infty p e^{-p} dp \quad \int_0^\infty p e^{-p} dp = \Gamma(2) = 1 \\ &= 1/\lambda \text{ (nilai harapan)} \\ E(x^2) &= \int_0^\infty x^2 \lambda e^{-\lambda x} dx = \lambda \int_0^\infty x^2 e^{-\lambda x} dx \\ &= \lambda \int_0^\infty (p/\lambda)^2 e^{-p} (1/\lambda) dp \\ &= (1/\lambda^2) \int_0^\infty p^2 e^{-p} dp \quad \int_0^\infty p^2 e^{-p} dp = \Gamma(3) = 2! = 2 \\ &= 2/\lambda^2 \\ \sigma^2(x) &= E(x^2) - E(x).E(x) = (2/\lambda^2) - (1/\lambda)(1/\lambda) \\ &= 1/\lambda^2 \text{ (ragam)} \\ M_{(x)}(t) &= E(e^{tx}) \\ &= \int_0^\infty e^{tx} \lambda e^{-\lambda x} dx = \lambda \int_0^\infty e^{tx-\lambda x} dx \\ &= \lambda \int_0^\infty e^{-(\lambda-t)x} dx \\ &\quad \text{jika } p = (\lambda-t)x; x = p/(\lambda-t); dx = 1/(\lambda-t)dp \\ &= \lambda \int_0^\infty e^{-p} \cdot 1/(\lambda-t) dp \\ &= \lambda/(\lambda-t) \int_0^\infty e^{-p} dp, \quad \int_0^\infty e^{-p} dp = 1 \\ &= \lambda/(\lambda-t), t < \lambda \text{ fungsi pembangkit moment} \end{aligned}$$

Sebaran Gamma. dikenal yakni $f(x) = \lambda^r/\Gamma_{(r)} \cdot x^{r-1}e^{-\lambda x}$, τ_{R+} dimana x , peubah acak: $0-\infty$, ruang parameter $\lambda > 0$ dan $r > 0$. Pembuktian sah sebagai fungsi peluang:

$$\begin{aligned}\Sigma f x_i &= \int \lambda^r/\Gamma_{(r)} \cdot x^{r-1}e^{-\lambda x} dx = \lambda^r/\Gamma_{(r)} \cdot \int x^{r-1}e^{-\lambda x} dx \\ &\text{jika } p = \lambda x; x = p/\lambda; dx = 1/\lambda \cdot dp \\ &= \lambda^r/\Gamma_{(r)} \cdot \int p^{r-1}/\lambda^{r-1}e^{-p}(1/\lambda) dp = 1/\Gamma_{(r)} \cdot \int p^{r-1}e^{-p} dp \\ &= \Gamma_{(r)}/\Gamma_{(r)} = 1, \text{ sah sebagai fungsi peluang}\end{aligned}$$

Nilai harapan, ragam, serta fungsi pembangkit moment sebaran gamma dapat diketahui yakni:

$$\begin{aligned}E(x) &= \int x \lambda^r/\Gamma_{(r)} \cdot x^{r-1}e^{-\lambda x} dx = \lambda^r/\Gamma_{(r)} \cdot \int x^r e^{-\lambda x} dx \\ &\text{jika } p = \lambda x; x = p/\lambda; dx = (1/\lambda) dp \\ &= \lambda^r/\Gamma_{(r)} \cdot \int p^r/\lambda^r e^{-p} 1/\lambda \cdot dp \\ &= \lambda^r/\Gamma_{(r)} \cdot \int p^r e^{-p} dp \quad \int p^r e^{-p} dp = \Gamma_{(r+1)} \\ &= \Gamma_{(r+1)}/\lambda \Gamma_{(r)} = r/\lambda \text{ (nilai harapan)} \\ E(x^2) &= \int x^2 \lambda^r/\Gamma_{(r)} \cdot x^{r-1}e^{-\lambda x} dx = \lambda^r/\Gamma_{(r)} \cdot \int x^{r+1} e^{-\lambda x} dx \\ &= \lambda^r/\Gamma_{(r)} \cdot \int p^{r+1} e^{-\lambda x} dx \\ &= \lambda^r/\Gamma_{(r)} \cdot \int x^{r+1}/\lambda^{r+1} e^{-p} dp \\ &= \lambda^r/\lambda^{r+2} \Gamma_{(r)} \cdot \int p^{r+1}/\lambda^{r+1} e^{-p} dp \\ &= \Gamma_{(r+2)}/\lambda^2 \Gamma_{(r)}, \text{ ambil } r = 3. \text{ maka } E(x^2) = r(r+1)/\lambda^2 \\ \sigma^2(x) &= E(x^2) - E(x) \cdot E(x) = r(r+1)/\lambda^2 - (r/\lambda)(r/\lambda) \\ &= r(r+1)/\lambda^2 - r^2/\lambda^2 \\ &= r(r+1) - r^2/\lambda^2 = r/\lambda^2 \text{ (ragam)} \\ M_{(x)}(t) &= E(e^{tx}) \\ &= \int e^{tx} \lambda^r/\Gamma_{(r)} \cdot x^{r-1}e^{-\lambda x} dx = \lambda^r/\Gamma_{(r)} \cdot \int e^{(t-\lambda)x} x^{r-1} dx \\ &\text{Misalkan } p = (t-\lambda)x, x = p/(t-\lambda) \text{ maka } dx = 1/(t-\lambda) dp \\ &= \lambda^r/\Gamma_{(r)} \cdot \int e^p [p/(t-\lambda)]^{r-1} \cdot 1/(t-\lambda) \cdot dp \\ &= \lambda/(\lambda-1)^r, t < \lambda \text{ fungsi pembangkit moment}\end{aligned}$$

Hogg dan Craig (1970) menguraikan jika $\lambda > 0$, maka fungsi Gamma $\Gamma(\lambda) = \int_0^\infty x^{\lambda-1} e^{-x} dx$, $x(0, \infty)$ jika $\lambda = 1$ maka Gamma satu $\Gamma(1) = \int_0^\infty e^{-x} dx = 1$, dan jika $\lambda > 1$ maka:

$$\begin{aligned}\Gamma(\lambda) &= (\lambda-1) \int_0^\infty x^{\lambda-2} e^{-x} dx = (\lambda-1) \Gamma(\lambda-1). \text{ Dapat dibuktikan bahwa:} \\ \Gamma(\lambda) &= (\lambda-1)(\lambda-2) \dots (3)(2)(1)\Gamma(1) = (\lambda-1)!\end{aligned}$$

Sebaran Beta, atau Tak lengkap Beta (*Incomplete Beta*) adalah sebaran yang peubah acaknya terdiri dalam interval nol dan satu. Model dapat ditulis yakni:

$$f(x) = [1/B(a,b)] \cdot x^{(a-1)}(1-x)^{(b-1)} \mid_{(0,1)} (x). \text{ Ruang parameter } a, \text{ dan } b > 0$$

Dapat dibuktikan sah sebagai fungsi peluang yakni:

$$\Sigma f_{x_i} = \int f(x) dx = \int [1/B(a,b)] \cdot x^{(a-1)}(1-x)^{(b-1)} dx, x=(0,1)$$

$$\text{Definisi } B(a,b) = [\Gamma a \cdot \Gamma b / \Gamma(a+b)], \Gamma a = (a-1)!$$

$$\Sigma f_{x_i} = 1, \text{ sah fungsi peluang}$$

$$\begin{aligned} E(x) &= \int x f(x) dx, \text{ peubah acak } x: 0,1 = \int x [1/B(a,b)] \cdot x^{(a-1)}(1-x)^{(b-1)} dx \\ &= [1/B(a,b)] \int x \cdot x^{(a-1)}(1-x)^{(b-1)} dx \\ &= [1/B(a,b)] \int x^a (1-x)^{(b-1)} dx \\ &= [1/B(a,b)] B(a+1,b) \\ &= a/(a+b), \text{ Nilai harapan} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} E(x^2) &= \int x^2 f(x) dx = \int x^2 [1/B(a,b)] \cdot x^{(a-1)}(1-x)^{(b-1)} dx \\ &= [1/B(a,b)] \int x^{a+1} (1-x)^{(b-1)} dx \\ &= [1/B(a,b)] B(a+2,b) = B(a+2,b)/B(a,b) \\ &= [(a+1)/(a+b)] \cdot [a/(a+b)] = a(a+1)/[(a+b)(a+b+1)] \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \sigma^2(x) &= E(x^2) - E(x) \cdot E(x) = [a(a+1)/(a+b)(a+b+1)] - [a/(a+b)]^2 \\ &= [a(a+1)/(a+b)(a+b+1)] - [a^2/(a+b)^2] \\ &= [a^2 + a^2 + a^2b + ab - a^3 - a^2b - a^2]/[(a+b)^2 \cdot (a+b+1)] \\ &= ab/[(a+b)^2 \cdot (a+b+1)], \text{ Ragam} \end{aligned}$$

$$M_{(x)}(t) = E(e^{tx})$$

Menurut Mood *et al.* (1950) bahwa fungsi pembangkit moment untuk sebaran Beta tidak tersedia. Dapat diuraikan bahwa turunan pertama dari fungsi pembangkit moment saat $t=0$ adalah sama dengan nilai harapan $E(x)$, dan turunan kedua saat $t=0$ adalah $E(x^2)$, sehingga nilai ragam juga dapat diperoleh melalui turunan pertama dan kedua dari fungsi pembangkit moment saat $t=0$.

5. Nilai tengah dan Ragam contoh (*Means and Varians Sample*)

Parameter nilai tengah μ dan ragam σ^2 dari suatu peubah dalam populasi famili jagung perlu diketahui untuk menjadi alternatif apakah layak untuk dipilih (*selected*) atau tidak terpilih (*unselected*). Suatu peubah dari famili atau populasi yang mempunyai bobot biji lebih tinggi dari rata-rata populasi dengan ragam contoh lebih kecil, maka famili menjadi alternatif pilihan untuk diambil sifat terbaiknya dalam kegiatan rekombinasi.

Kedua parameter dapat diduga dengan:

$\mu = E(x)$, x : peubah acak dan n : ukuran contoh. $E(x)$: nilai harapan = $\Sigma x_i/n$.

$\sigma^2 = Ex^2 - E(x).E(x)$, ada dua macam penduga ragam σ^2 yang didasarkan pada nilai tengah contoh yakni:

$$\sigma_x^2 = 1/n [\Sigma x_i^2 - (\Sigma x_i)^2/n] \text{ dan } S_x^2 = 1/(n-1) [\Sigma x_i^2 - (\Sigma x_i)^2/n]$$

Penduga S_x^2 lebih baik digunakan dari pada σ_x^2 selanjutnya dapat dibuktikan bahwa $S_x^2 = n/(n-1)\sigma_x^2$. Perbedaan karakter nilai tengah dan ragam contoh atas satu populasi, atau antara dua populasi dapat ditelusuri melalui uji hipotesis sebaran *t-student*. Menurut Steel dan Torrie (1981) bahwa pengujian hipotesis H_0 terhadap μ dapat dihitung dengan formula: $t_{hit} = (x - \mu)/(s/\sqrt{n})$ dengan db. = $n-1$, dan apabila t_{hit} lebih kecil dari t_{tab} maka hipotesis H_0 diterima. Mathai (1967) menyatakan bahwa kisaran nilai tengah populasi μ yakni batas limit bawah dan batas limit atas dapat dihitung dengan sebaran *t-student* kisaran 100 $(1-\alpha)\%$, dimana $(1-\alpha)$ adalah koefisien kepercayaan (*confidence coefficient*). Selanjutnya dikemukakan bahwa jika ragam kedua populasi belum diketahui maka hipotesis H_0 dapat dihitung dengan uji sebaran *t-student*. Menurut Mendenhall dan Scheaffer (1973) bahwa elemen uji adalah hipotesis H_0 , hipotesis alternatif H_1 , statistik uji dan daerah penolakan. Bila terjadi H_0 ditolak padahal H_0 benar, maka kejadian tersebut disebut salah jenis pertama (α). Karakter nilai tengah (μ) dan ragam (σ^2), kisaran $p(x-1,96.S_e < \mu < x+1,96.S_e)$ serta $p[(n-1)S^2/\chi_u^2 < \sigma^2 < (n-1)S^2/\chi_\mu^2]$ pada taraf kepercayaan 95% disajikan sebagai berikut. Pengujian hipotesis μ dengan sebaran *t-student* dan σ^2 ditest dengan χ^2 (*Khi-kuadrat*).

Tahapan analisis

a. Pengujian nilai tengah (μ)

Hipotesis $H_0: \mu_1 = \mu_2$ vs. $H_1: \mu_1 \neq \mu_2$

Penolakan hipotesis H_0 dihitung dengan formula:

$$t_{hit} = (x_1 - x_2)/S_{x1-x2}, \text{ dengan db.} = (n_1 + n_2 - 2)$$

$$S_{x1-x2} = \sqrt{S^2 [(n_1 + n_2)/(n_1 \cdot n_2)]}$$

$$S^2 = [(\Sigma x_1^2 - (\Sigma x_1)^2/n_1) + (\Sigma x_2^2 - (\Sigma x_2)^2/n_2)] / (n_1 + n_2 - 2)$$

jika $t_{hit} \leq t_{tab}$ terima H_0 dan jika $t_{hit} > t_{tab}$ tolak H_0

b. Pendugaan kisaran nilai tengah (μ)

Kisaran nilai tengah diduga pada taraf nyata 95% dengan menggunakan formula yang dikemukakan oleh Lindgram dan Berry (1981):

$$p(x - 1,96.S_e < \mu < x + 1,96.S_e) = 0.95$$

$x - 1,96.S_e$: batas bawah, dan $x + 1,96.S_e$: batas atas sebaran *t-student*

$$S_e = S/\sqrt{n}, n < 30$$

c. Pegujian ragam (σ^2)

Ragam kedua tetua Bima-1 belum diketahui kesamaannya dan uji hipotesis menggunakan sebaran F (*Fisher distribution*) yakni

Hipotesis $H_0: E(S_1^2) = E(S_2^2)$ vs. $H_1: E(S_1^2) \neq E(S_2^2)$

Penolakan hipotesis H_0 dihitung dengan formula:

$$F_{hit} = S_1^2 / S_2^2, \text{ jika nilai } S_1^2 > S_2^2 \text{ dan dibalik jika nilai } S_2^2 > S_1^2 \\ \text{pada db.} = (n_1-1), (n_2-1)$$

jika $F_{hit} \leq F_{tab}$ terima H_0 dan jika $F_{hit} > F_{tab}$ tolak H_0

d. Pendugaan kisaran ragam (σ^2)

Kisaran ragam pada taraf 95% diduga dengan sebaran χ^2 (*Khi-kuadrat*). Menurut Ott (1984) bahwa besaran $(n-1)s^2/\sigma^2$ menyebar secara χ^2 dengan derajat bebas $n-1$, dan dapat digunakan untuk menduga kisaran ragam yakni:

$$p[(n-1)S^2/\chi^2_u < \sigma^2 < (n-1)S^2/\chi^2_l] = 0.95$$

dimana χ^2_u : batas ujung kanan sebaran χ^2 pada db. = $n-1$

dan χ^2_l batas ujung kiri pada db. = $n-1$

Penelitian untuk mengetahui karakter nilai tengah (μ) dan ragam (σ^2) dari inbrida CML161 vs. CML165 sebagai tetua betina, disilangkan terhadap tetua Bima-1 (MR4 dan MR14) sebagai pejantan. Ragam kedua populasi CML161 dan CML165 belum diketahui kesamaannya sehingga uji H_0 dapat menggunakan sebaran *t-student*. Bima-1 adalah jagung hibrida silang tunggal yang tetuanya berasal dari MR4xMR14. Bima-1 dimuliakan untuk menjadi hibrida berprotein tinggi dengan donor asal CIMMYT, yakni CML161 dan CML165. Kedua inbrida mengandung gen o_2 sebagai sumber gen jagung berkualitas protein tinggi. Kegiatan persilangan dari CML161 dan CML165 terhadap MR4 dan MR14 ingin diketahui nilai tengah dan ragam contoh, apakah terdapat perbedaan terhadap tongkol yang dihasilkan. Setiap tongkol adalah famili generasi F1. Adanya perbedaan karakter pada peubah hasil memberikan indikasi galur CML mana yang paling baik pasangannya terhadap tetua Bima-1. Tetua Bima-1 yakni MR4 dan MR14 ditanam secara berselang-seling dengan CML161 dan CML165 sebanyak empat baris. Jarak 75x25 cm satu tanaman per rumpun, dipupuk Urea-SP36-KCl (200-150-100) kg/ha, penyiangan dan pengendalian opt dilakukan semaksimalnya. Persilangan secara manual, tetua pejantan dari MR4, MR14 sedangkan betina CML16, CML165. Saat panen dipilih tongkol sebagai famili F1 dari tanaman sehat, sinkron masa berbunga, tidak ada serangan OPT, tidak cacat, kelobot

tertutup rapat, dan tongkol berisi penuh. Peubah yang diamati per tongkol adalah: X_1 = diameter. tongkol, X_2 = panjang tongkol, X_3 = jumlah biji, X_4 = bobot biji. Statistik uji terhadap hipotesa digunakan sebaran *t-student* pada derajat bebas $db. = n_1 + n_2 - 2$. Data pengamatan disajikan pada Tabel 67 untuk persilangan CML161xMR4 vs. CML165xMR4, dan Tabel 68 untuk CML161xMR14 vs. CML165xMR14. Pada Tabel 67 dan 68 disajikan sandi/notasi untuk setiap peubah guna pengujian hipotesis μ dan σ^2 serta uji statistik.

Tabel 67. Komponen hasil persilangan CML161 dan CML165 terhadap MR4.

No	CML161xMR14				CML165xMR4			
	(Y ₁₁)	(Y ₁₂)	(Y ₁₃)	(Y ₁₄)	(Y ₂₁)	(Y ₂₂)	(Y ₂₃)	(Y ₂₄)
1	4,6	13,5	434	103,9	4,1	16,5	420	72,2
2	4,9	20,0	496	125,6	5,3	15,8	464	135,8
3	4,4	17,5	264	64,4	4,7	12,5	420	110,4
4	4,9	16,0	396	151,8	4,7	15,5	280	70,2
5	4,7	19,0	406	90,4	4,8	20,0	434	125,4
6	5,0	19,0	496	139,2	4,5	14,5	448	88,8
7	4,6	17,5	360	98,8	4,0	17,5	390	71,0
8	4,7	16,3	396	137,8	3,0	17,5	464	125,4
9	4,8	18,0	364	89,6	4,3	20,0	360	70,8
10	4,5	18,5	432	114,4	4,7	15,0	490	93,4
11	4,5	17,5	434	138,2	5,1	19,0	384	73,6
12	5,1	18,3	384	115,4	4,6	16,0	448	107,4
13	5,2	17,5	464	73,6	4,4	14,5	434	94,2
14	4,8	18,0	490	106,6	4,7	15,9	486	77,8
15	4,8	17,0	308	89,6	4,3	15,0	464	85,0
16	4,8	18,0	336	118,0	4,6	16,5	384	73,2
17	5,0	18,0	378	119,0	4,6	17,0	420	96,4
18	4,9	15,0	350	95,6	4,3	15,2	420	99,6
19	5,0	19,3	322	116,2	4,8	16,5	322	82,6
20	4,8	18,5	336	116,4	4,7	16,0	352	69,8
21	4,7	17,0	434	99,2	4,5	18,0	456	74,0
22	4,9	17,5	434	135,0	5,0	12,0	490	120,0
23	4,9	15,0	288	114,0	4,5	10,0	204	77,0
24	4,9	15,0	406	62,6	4,4	18,0	434	111,8
25	-	-	-	-	3,4	13,2	378	123,2
26	-	-	-	-	4,5	15,7	378	108,6
27	-	-	-	-	3,3	18,0	434	102,6
28	-	-	-	-	4,3	15,8	294	109,6
29	-	-	-	-	4,6	18,8	288	80,5

$X_{11}=X_{21}$: diameter tongkol (cm)

$X_{12}=X_{22}$: panjang tongkol (cm)

$X_{13}=X_{32}$: jumlah biji/tongkol

$X_{14}=X_{24}$: bobot biji/tongkol (g)

$Y_{11}=Y_{21}$: diameter tongkol (cm)

$Y_{12}=Y_{22}$: panjang tongkol (cm)

$Y_{13}=Y_{32}$: jumlah biji/tongkol

$Y_{14}=Y_{24}$: bobot biji/tongkol (g)

Tabel 68. Komponen hasil persilangan CML161 dan CML165 terhadap MR14.

No	CML161xMR14				CML165xMR14			
	(Y ₁₁)	(Y ₁₂)	(Y ₁₃)	(Y ₁₄)	(Y ₂₁)	(Y ₂₂)	(Y ₂₃)	(Y ₂₄)
1	4,9	22,2	432	169,4	4,8	21,5	360	139,4
2	4,8	20,0	406	145,0	5,1	21,5	434	141,6
3	4,8	21,0	378	108,4	5,0	20,0	264	80,6
4	4,4	18,0	434	111,4	5,3	14,0	350	80,2
5	4,9	18,5	462	120,6	4,9	20,0	378	136,0
6	4,6	20,0	378	98,2	5,1	19,5	434	135,6
7	5,0	20,0	480	154,0	5,1	15,5	476	103,4
8	4,5	15,0	406	196,0	5,0	22,0	420	106,6
9	4,6	19,0	260	90,2	5,2	21,5	294	121,0
10	4,7	18,5	378	123,4	5,4	22,5	416	12,8
11	4,9	19,0	448	149,4	5,3	22,0	384	99,6
12	4,5	16,0	364	92,8	4,8	18,0	476	102,0
13	5,0	15,5	406	116,2	4,9	16,5	512	114,2
14	3,4	13,2	378	122,6	5,1	20,0	462	124,0
15	4,9	25,0	406	141,6	5,1	17,5	302	88,6
16	4,6	12,5	324	114,4	4,9	14,7	288	88,0
17	4,7	14,5	378	122,4	5,2	20,0	448	122,0
18	4,9	20,0	480	124,2	5,2	19,0	308	129,2
19	4,2	19,0	272	122,0	5,0	12,5	406	136,2
20	4,7	17,0	462	78,4	4,8	21,5	308	97,6
21	5,0	19,0	408	127,6	5,3	22,5	336	48,8
22	-	-	-	-	6,3	19,5	352	102,0
23	-	-	-	-	5,2	19,0	252	96,0
24	-	-	-	-	5,3	21,0	336	79,2
25	-	-	-	-	4,8	21,0	464	96,2

Y₁₁=Y₂₁: diameter tongkol (cm)Y₁₂=Y₂₂: panjang tongkol (cm)Y₁₃=Y₃₂: jumlah biji/tongkolY₁₄=Y₂₄: bobot biji/tongkol (gr)

Berikut analisis setiap hipotesis serta nilai selang kepercayaan pada taraf 95%.

a. Nilai tengah contoh

Karakter peubah berupa jumlah, nilai tengah, ragam, dan simpangan baku untuk setiap hasil persilangan disajikan pada Tabel 69. Analisis menunjukkan bahwa terdapat perbedaan nyata pada persilangan CML161xMR4 vs. CML165xMR4 pada peubah diameter tongkol (X_{11} vs. X_{21}), panjang tongkol (X_{12} vs. X_{22}) dan bobot biji (X_{14} vs. X_{24}) sedangkan jumlah biji (X_{13} vs. X_{23}) menunjukkan tidak berbeda nyata.

Hal ini dapat diartikan bahwa galur CML161 memperlihatkan pengaruh tidak sama dengan CML165 sebagai tetua betina bila diserbuki oleh pejantan MR4, kecuali jumlah biji per tongkol. Berdasarkan nilai tengah contoh dari ketiga peubah yang berbeda nyata, dapat diketahui bahwa galur CML161 akan berpengaruh lebih baik dari CML165 terhadap MR4, sedangkan hasil persilangan terhadap MR14 tidak ada peubah yang memperlihatkan perbedaan nyata. Hasil pengujian hipotesis terhadap nilai tengah dari pasangan peubah disajikan sebagai berikut:

Tabel 69. Karakter contoh peubah hasil persilangan CML161xMR4 dan CML165xMR4.

Generasi F1	Hitungan	Diameter tongkol	Panjang tongkol	Jumlah biji per tongkol	Bobot biji per tongkol
<i>CML161xMR4</i> <i>n=24</i>		(X ₁₁)	(X ₁₂)	(X ₁₃)	(X ₁₄)
	Jumlah (ΣX_i)	115,4	416,9	9408,0	2615,3
	Nilai tengah ($\bullet$)	4,803	17,371	392,000	108,971
	Ragam (S_x^2)	0,038	2,442	4120,000	550,678
	Simpangan baku (S_x)	0,195	1,563	64,187	23,466
<i>CML165xMR4</i> <i>n=29</i>		(X ₂₁)	(X ₂₂)	(X ₂₃)	(X ₂₄)
	Jumlah (ΣX_i)	128,7	465,9	11640,0	2730,3
	Nilai tengah ($\bar{x}$)	4,438	16,065	401,379	94,148
	Ragam (S_x^2)	0,252	5,237	4927,172	310,556
	Simpangan baku (S_x)	0,502	2,288	70,194	20,262
<i>CML161xMR14</i> <i>n=21</i>		(Y ₁₁)	(Y ₁₂)	(Y ₁₃)	(Y ₁₄)
	Jumlah (ΣY_i)	98,0	382,9	8340	2628,2
	Nilai tengah ($\bullet$)	4,667	18,233	397,143	125,152
	Ragam (S_y^2)	0,130	9,039	3524,228	748,1316
	Simpangan baku (S_y)	0,361	3,006	59,364	27,352
<i>CML165xMR14</i> <i>n=25</i>		(Y ₂₁)	(Y ₂₂)	(Y ₂₃)	(Y ₂₄)
	Jumlah (ΣY_i)	128,1	482,7	9520	2704,8
	Nilai tengah ($\bullet$)	5,124	19,308	380,8	108,192
	Ragam (S_y^2)	0,093	7,713	5250,667	566,018
	Simpangan baku (S_y)	0,304	2,777	72,461	23,791

Tabel 70. Nilai statistik uji t-hitung pada taraf nyata 95% dan 99% dari hasil persilangan.

Pasangan peubah antara	<i>CML161xMR4 vs. CML165xMR4</i>	$t_{hit.}$
$X_{11} \text{ vs. } X_{21}$	$S_{x11-x21} = 0,108$	3,404**
$X_{12} \text{ vs. } X_{22}$	$S_{x12-x22} = 0,550$	2,373*
$X_{13} \text{ vs. } X_{23}$	$S_{x13-x23} = 18,635$	< 1,0
$X_{14} \text{ vs. } X_{24}$	$S_{x14-x24} = 6,004$	2,468*
	<i>CML161xMR14 vs. CML165xMR14</i>	$t_{hit.}$
$Y_{11} \text{ vs. } Y_{21}$	$S_{Y11-Y21} = 0,328$	1,393
$Y_{12} \text{ vs. } Y_{22}$	$S_{Y12-Y22} = 1,467$	< 1,0
$Y_{13} \text{ vs. } Y_{23}$	$S_{Y13-Y23} = 32,577$	< 1,0
$Y_{14} \text{ vs. } Y_{24}$	$S_{Y14-Y24} = 11,004$	1,541

*: berbeda nyata taraf uji 95%

**: berbeda sangat nyata taraf uji 99%

b. Kisaran nilai tengah contoh

Kisaran nilai tengah dari setiap peubah disajikan pada Tabel 71. Analisis menunjukkan bahwa kisaran berupa bobot biji per tongkol lebih tinggi pada CML165 dibanding CML161 pada kedua tetua Bima-1 inbrida MR4 dan MR14. Hal ini dapat diartikan bahwa CML 165 mempunyai produktifitas tinggi sebagai pasangan F1 (CML165xMR4) dibanding F1 (CML161xMR4). Sebaliknya tetua MR14 pasangan CML161 lebih tinggi dibanding CML165.

Tabel 71. Kisaran nilai tengah (μ) pada taraf kepercayaan 95%.

Persilangan	Batas bawah ($X - 1,96.Se$)	Batas atas ($X + 1,96.Se$)
CML161xMR4, n = 24		
X_{11}	4,730	4,886
X_{12}	16,745	17,996
X_{13}	366,319	417,68
X_{14}	99,582	118,359
CML165xMR4, n = 29		
X_{21}	4,510	4,821
X_{22}	16,947	19,519
X_{23}	371,751	422,534
X_{24}	113,454	136,851
CML161xMR14, n = 21		
Y_{11}	4,255	4,620
Y_{12}	15,232	16,898
Y_{13}	375,831	426,927
Y_{14}	86,773	101,523
CML165xMR14, n = 25		
Y_{21}	5,004	5,243
Y_{22}	18,219	20,396
Y_{23}	352,395	409,204
Y_{24}	98,965	117,518

c. Ragam contoh

Hasil uji sebaran F terhadap ragam contoh setiap peubah pada Tabel 72 berikut:

Tabel 72. Nilai statistik F_{hit} uji terhadap ragam contoh.

Pasangan peubah antara	<i>CML161xMR4 vs CML165xMR4</i>
X_{11} vs. X_{21}	1,288
X_{12} vs. X_{22}	2,144*
X_{13} vs. X_{23}	1,196
X_{14} vs. X_{24}	1,341
<i>CML161xMR4 vs CML165xMR4</i>	
Y_{11} vs. Y_{21}	1,405
Y_{12} vs. Y_{22}	1,172
Y_{13} vs. Y_{23}	1,489
Y_{14} vs. Y_{24}	1,322

*) berbeda nyata pada taraf 95%

Pada Tabel 72 terlihat bahwa ragam (σ^2) dari peubah panjang tongkol (X_{12} vs. X_{22}) memperlihatkan pengaruh nyata pada persilangan CML161xMR4, pasangan setiap peubah lain memperlihatkan keragaman sama. Berdasarkan hasil ini dapat diartikan bahwa galur CML165 mempunyai keragaman lebih tinggi dibanding CML161 jika disilangkan dengan MR4.

d. Kisaran ragam

Formula Ott (1984) sebaran χ^2 untuk kisaran ragam setiap persilangan disajikan pada Tabel 73 berikut:

Tabel 73. Kisaran nilai tengah (σ^2) pada taraf kepercayaan 95%.

Persilangan	Batas bawah (n - 1) S^2/χ^2_u	Batas atas (n - 1) S^2/χ^2_l
<i>CML161xMR4, n = 24</i>		
X_{11}	0,023	0,074
X_{12}	1,475	4,805
X_{13}	2488,726	8107,113
X_{14}	332,642	1083,594
<i>CML165xMR4, n = 29</i>		
X_{21}	0,076	0,271
X_{22}	5,290	8,849
X_{23}	2062,785	7349,185
X_{24}	437,893	1560,102
<i>CML161xMR14, n = 21</i>		
Y_{11}	0,159	0,455
Y_{12}	3,321	0,563
Y_{13}	3125,133	8904,288
Y_{14}	260,401	741,949
<i>CML165xMR14, n = 25</i>		
Y_{21}	0,056	0,179
Y_{22}	4,702	14,928
Y_{23}	3201,292	10160,389
Y_{24}	345,097	1095,422

Kisaran ragam dari persilangan MR4 menunjukkan CML161 mempunyai kisaran lebih sempit/kecil yakni (332,642-1083,594) dibanding CML165 (437,893-1560,102). Hal yang sama ditunjukkan juga bahwa pada MR14 persilangan CML161 mempunyai kisaran yang lebih kecil dari CML165. Berdasarkan peubah hasil bobot biji pada nilai tengah serta kisaran ragam yang diperoleh dapat diketahui bahwa untuk memperoleh hasil tinggi dapat digunakan CML161 sebagai induk betina dalam memperoleh generasi baru F1, pejantan MR4 atau MR14, kedua inbrida mempunyai kisaran ragam lebih kecil dibanding CML165.

Berdasarkan hasil analisis ini dapat disimpulkan bahwa: Jika MR14 digunakan sebagai pejantan maka potensi hasil generasi F1 tidak berbeda nyata antara galur CML161 dan CML165, sedangkan jika MR4 sebagai pejantan dianjurkan menggunakan CML165 sebagai induk betina. Kisaran nilai tengah jumlah biji tertinggi adalah CML165xMR14 (375,831-426,927). Kesamaan ragam antara generasi F1 terdapat pada peubah panjang tongkol, berbeda nyata CML161 dan CML165 sebagai induk betina dan MR4 pejantan, pada generasi F1 kisaran ragam panjang tongkol 1,475-4,805 cm

6. Pengukuran penyebaran data untuk seleksi famili jagung ***(The measurement of data distribution for selecting maize family)***

Pada prosedur analisis statistika, ukuran pemusatan data, ukuran penyebaran data, pendugaan parameter, dan pengujian hipotesis dapat diterapkan untuk seleksi famili jagung. Seleksi famili diperlukan untuk memilih sejumlah tetua superior sebagai calon varietas (komposit atau sintetik). Tetua terpilih selanjutnya direkombinasi guna membentuk benih pemulia untuk diuji pada berbagai lingkungan apakah potensial untuk dilepas sebagai varietas baru OPV atau tidak. Model sebaran normal, *t-student*, dan χ^2 (Chi-kuadrat) dapat digunakan untuk mengetahui karakter famili yang diinginkan Pemulia. Sebaran normal baku (Z) telah mulai digunakan di CIMMYT dalam memilih famili dengan karakter tumbuh dan hasil secara serentak, *t-student* untuk mengetahui kesamaan nilai tengah contoh untuk satu atau dua varietas jagung terhadap karakter populasinya, dan Chi-kuadrat dapat digunakan untuk mengetahui sifat bawaan gen dari generasi terhadap tetuanya. Pendugaan parameter suatu fungsi peluang diperlukan dalam seleksi famili jagung yaitu untuk menentukan besaran peluang dari sequens peubah acak. Mendenhall dan Scheaffer (1973) mendefenisikan bahwa parameter adalah suatu konstanta yang ditentukan secara spesifik dari suatu fungsi kepekatan, dan dapat diketahui dengan cara menghitung kaedah integral dan differensial. Berikut disajikan penerapan model uji statistika pada berbagai kegiatan evaluasi famili jagung fungsional.

Ukuran Pemusatan. Ukuran pemusatan berupa rata-rata telah dikaji pada bab sebelumnya, termasuk ragam sebagai ukuran penyebaran data. Untuk seleksi famili jagung, ukuran pemusatan diperlukan guna mengetahui nilai rata-rata suatu peubah sebagai sifat genotipe yang dimiliki oleh famili tersebut, sedangkan ukuran penyebaran menunjukkan nilai simpangan baku atas kisaran terhadap rata-rata suatu peubah. Genotipe yang rata-rata hasilnya 5,0 t/ha, dengan nilai simpangan baku 200 kg, dapat diartikan bahwa genotipe tersebut mempunyai potensi hasil 4.800-5.200 kg/ha. Ukuran pemusatan dapat digolongkan atas rata-rata ($\bar{x}$), median ($me.$) dan modus ($mo.$). Rata-rata adalah $\sum x_i/n$; $me.$: data yang terletak ditengah setelah diranking; dan $mo.$: sequens data terbanyak, jika terdapat lebih dari satu data yang sama maka nilai $mo.$ lebih dari satu. Ukuran penyebaran yang penting adalah standar deviasi contoh; $s = \sqrt{1/n[\sum x_i^2 - (\sum x_i)^2/n]}$. Formula model ukuran pemusatan mengalami perubahan jika data telah disajikan dalam Tabel sebaran frekwensi yaitu:

$$\bar{x} = \sum f_i x_i / (\sum f_i) \quad me. = B_b + c.(d/f_m), \quad mo. = B_b + c [s_1/(s_1 + s_2)]$$

$\bar{x}$ = rata-rata; me = median; mo = modus

$$s = \sqrt{1/n[\sum f_i x_i^2 - (\sum f_i x_i)^2/n]}, \quad \sum f_i = n$$

ket.: B_b : batas kelas bawah untuk kelas median berada

c : interval nilai tengah kelas

d : selisih jumlah frekwensi pada letak median dengan jumlah frekwensi kelas sebelum median

f_m : frekwensi kelas dimana median berada

s_1 : frekwensi kelas terbanyak – kelas diatasnya

s_2 : frekwensi kelas terbanyak – kelas dibawahnya

Aplikasi formula telah digunakan pada percobaan evaluasi 100 famili S1 dari populasi “Maros Sintetik-1(S1)C1” bertujuan untuk memperoleh famili yang tahan atas kahat nitrogen (50 kg urea/ha), dilaksanakan di Bajeng-Gowa dalam musim hujan 2000/2001 metoda rancangan Latis Sederhana dua ulangan. Data dari 100 famili diperoleh rata-rata $\bar{x} = 3146$ kg/ha, median $me. = 3021,5$ dan terdapat tiga nilai modus (mo) = 3952, 2781, dan 2137 kg/ha. Sedangkan jika data disajikan dalam Tabel sebaran frekwensi dengan kisaran hasil 500 kg diperoleh rata-rata ($\bar{x}$) = 3144,5 kg/ha, modus (mo) = 3187,5 kg/ha, dan median (me) = 2866,7 kg/ha (Tabel 74).

Sebaran t-student. Keperluan seleksi dengan sebaran t, diterapkan untuk mengetahui apakah hipotesis H_0 ditolak atau diterima pada suatu peubah, misalnya famili yang telah terpilih apakah potensinya terbukti lebih baik dari karakter populasinya. Untuk membuktikan hipotesis ini dapat ditelusuri dengan uji sebaran t. Model sebaran-t dikenal juga dengan sebutan *t-student*.

Tabel 74. Sebaran frekuensi hasil (kg/ha) famili S1 Maros Sintetik-1.C1 pada kahat N (50 kg urea/ha). KP Bajeng 2000/2001.

Selang hasil (kg/ha)	Nilai - tengah (x_i)	Frekuensi (f_i)	Frekuensi-kumulatif	x_i^2	$f_i x_i^2$
1501-2000	1750,5	9	9	81	141.790,5
2001-2500	2250,5	18	27	324	729.162,0
2501-3000	2755,5	22	49	484	1.333.662,0
3001-3500	3255,5	20	69	400	1.302.220,0
3501-4000	3755,5	15	84	325	1.220.537,5
4001-4500	4255,5	7	91	49	208.519,5
4501-5000	4755,5	5	96	25	118.887,5
5001-5500	5255,5	1	97	1	5.255,5
5501-6000	5755,5	3	100	9	51.799,5

$n = 3f_i = 100$ famili S1

Sumber: Yasin dan Kasim 2000

(*t-student* adalah nama samaran dari W.S. Cossit 1908). Model sebaran-t sebagai berikut (Mood *et al.* 1974):

$f(x) = \Gamma[(k+1)/2] / [\Gamma(k/2)] \cdot 1/[\sqrt{k\pi}] \cdot 1/[(1+x^2/k)^{(k+1)/2}]$: Ruang Parameter:
 $k > 0$

$E(x) = \mu = 0, k > 1$ (nilai harapan)

$E(x-\mu)^2 = Ex^2 - E(x)E(x) = k/(k-2)$ (Ragam)

Fungsi Pembangkit Moment $E(e^{tx}) =$ tidak ada (*not exist*) $\Gamma =$ fungsi gamma;

$\Gamma\alpha = (\alpha - 1)!$

Pada sebaran-t, penduga ragam populasi σ^2 dapat dihitung dari ragam contoh (s^2) untuk $n \leq 30$, yakni $s^2 = 1/n[3xi^2 - (3xi)^2/n]$. Model sebaran t dapat digunakan untuk uji hipotesis nilai tengah populasi. Apakah nilai tengah contoh sama dengan nilai tengah populasi, atau $H_0: \mu = \mu_0$ vs. $H_1: \mu \neq \mu_0$ (μ_0 : nilai tengah contoh).

Formula untuk uji hipotesis adalah:

$t_{hit} = [x - \mu_0] / [s/\sqrt{n}]$ dengan kriteria jika $t_{hit} \leq t_{tab(n-1)}$ terima H_0

db = $n - 1$ jika $t_{hit} > t_{tab(n-1)}$ tolak H_0 (Steel and Torrie, 1981)

Hasil penelitian diperoleh rata-rata famili S1 dari populasi Maros Sintetik-1(S1)C1 adalah $x = 3146$ kg/ha dengan simpangan baku $s = 961$ kg/ha. Berdasarkan sifat populasi ini telah diketahui bahwa $\mu = 3000$ kg/ha, dan dari contoh 100 famili S1 yang dievaluasi dapat disimpulkan bahwa μ_0 dari

contoh dapat diterima sama dengan nilai tengah populasinya, sesuai nilai t_{hit} :

$$t_{hit} = (3146 - 3000)/(961/\sqrt{100}) = 1,519$$

$$t_{tab(n-1)} = t_{(5\%,99)} = 1,990$$

Disimpulkan bahwa $t_{hit} < t_{tab(5\%,99)}$ artinya rata-rata contoh yang diperoleh tidak berbeda nyata dengan rata-rata populasinya.

Selanjutnya menurut Steel and Torrie (1981) untuk menguji hipotesis antara dua nilai tengah contoh populasi dapat digunakan uji *t-student* dengan formula:

$$t_{hit} = (x_1 - x_2)/s_{y1-y2} \quad db = (n_1 - 1) + (n_2 - 1)$$

$$s_{x1-x2} = \sqrt{s^2[(n_1 + n_2)/n_1 \cdot n_2]}$$

$$s^2 = [3x_1^2 - (3x_1)^2/n_1 + 3x_2^2 - (3x_2)^2/n_2]/(n_1 - 1) + (n_2 - 1)$$

$$\text{kriteria jika } t_{hit} < t_{tab(n_1+n_2-2)} \text{ terima } H_0 \text{ dan jika } t_{hit} > t_{tab(n_1+n_2-2)} \text{ tolak } H_0$$

Penelitian pada populasi Bisma bahwa famili S2 dari Bisma(S2).C0 menunjukkan perbedaan nyata dengan famili S1, sesuai dengan statistik uji dari *t-student* berikut:

$$H_0: \mu_1 = \mu_2 \text{ vs. } H_1: \mu_1 > \mu_2 (\mu_{1,2}: \text{nilai tengah famili S1 dan S2})$$

$$\text{Diperoleh karakter untuk famili S1: } x_1 = 2990 \text{ kg/ha. Jumlah kuadrat (JK)} \\ = \Sigma x_1^2 - (\Sigma x_1)^2/n_1 = 2031,897 - (629,756)^2/210 = 143,361 \quad n_1 = 210 \text{ famili S1}$$

$$\text{Famili S2: } x_2 = 2403 \text{ kg/ha. Jumlah kuadrat (JK)} = \Sigma x_2^2 - (\Sigma x_2)^2/n_2 = \\ 1453,726 - (540,722)^2/210 = 61 \quad n_2 = 210 \text{ famili S2}$$

$$s^2 = (143,301 + 61,439)/(420 - 2) = 0,489$$

$$s_{x1-x2} = \sqrt{[0,489 ((420)/(210 \cdot 210))]} = 0,068$$

$$t_{hit} = (2,990 - 2,403)/0,068 = 8,632$$

$$t_{tab(n_1+n_2-2)} = 1,960$$

$t_{hit} > t_{tab(n_1+n_2-2)}$ artinya tolak H_0 dan dapat disimpulkan bahwa rata-rata hasil dari famili S1 nyata lebih tinggi dari famili S2. Berdasarkan hasil ini dapat juga diketahui bahwa nilai depressi silang dalam (*inbreeding*) famili S2 terhadap famili S1 Bisma.C0 adalah $(2990 - 2403)/2990 = 19,63\%$.

7. Pendugaan hasil (bobot biji) jagung (*Prediction on maize yield*)

Menduga hasil atau bobot biji jagung dapat dilakukan dengan beberapa metoda. Kesalahan menduga mengakibatkan entri tidak menggambarkan sifat genetik yang dipunyai. Pengambilan contoh/ubinan sangat berperan dalam menduga hasil. Kegiatan pemuliaan untuk jagung fungsional dalam menduga hasil dari ubinan terdiri atas: untuk evaluasi famili dilakukan pada plot tunggal panjang 5,0 m, evaluasi daya hasil pendahuluan/lanjutan pada plot dua baris, dan uji stabilitas pada plot empat baris. Penduga dari CIMMYT menekankan pada kadar air biji 15%, dan konstanta persentase biji (*shelling persentase*): 0,80 (Subandi *et al.* 1982).

Metoda pendugaan hasil jagung dilakukan dengan cara sebagai berikut:

1. CIMMYT

$$Y = [(10.000/LP) \times (100 - ka)/85] \times BP \times k$$

Y : hasil (ka. 15%), kg/ha

LP : luas ubinan, m²

Ka : kadar air saat panen, %

BP : bobot kupasan basah, kg

k : persentase biji (*shelling percentage*), dihitung dari 5 tongkol
(CIMMYT memberikan batasan – 0,80)

2. Metoda Lafitte, 1984

$$Y = A \times B \times C \times D$$

Y : Hasil (ka. 15%), kg/ha

A : Jumlah tanaman per ha

B : Jumlah tongkol per tanaman

C : Jumlah biji per tongkol

D : [1/(jumlah biji per kg)]

3. Konvensional

$$Y = [(10.000/LP) \times \text{bobot pipilan kering, kadar air 15\%}]$$

Penerapan ketiga metoda telah dilakukan sesuai data pada Tabel 75, dan dugaan hasil pada Tabel 76. Hasil menunjukkan bahwa metoda Lafitte memberikan nilai dugaan yang sama dengan cara konvensional, sedangkan dengan metoda CIMMYT terjadi kelebihan 17,1%. Kisaran hasil dengan

Tabel 75. Komponen peubah untuk menduga hasil jagung, ubinan 7,5 m².

Entri	Jumlah tanaman	Jumlah tongkol	Bobot basah (kg)	Jumlah biji panen	Jumlah biji/kg (ka 15%)	Bobot biji (kg)	Kadar air panen (%)
MS1(S1)C1	46	42	6,3	13.367	3.960	3,4	36,0
P2(S1)C8	44	43	4,9	11.857	3.705	3,2	25,8
SATP2(S2)C6	38	41	7,3	15.164	3.888	3,9	33,6
BK(S1)C1	49	52	7,1	14.422	3.897	3,7	36,0
BK(HS)C1	37	34	7,5	13.064	3.437	3,8	33,3
S97TEW.AyB	49	49	8,1	17.644	3.754	4,7	26,4
Kresna	44	50	7,5	18.279	4.154	4,4	28,3
Lamuru	44	43	9,0	15.700	3.340	4,7	33,4
Bisi 2	47	49	10,4	18.872	3.700	5,1	34,4
C7	42	48	11,5	24.289	3.855	6,3	32,5
Rataan	44,1	45,1	7,9	16.275	3.769	4,3	32,0
Sd.	4,1	5,5	1,9	3.645	242	0,9	3,8

Sumber: Yasin dan Kasim 2005.

Tabel 76. Pendugaan hasil jagung dengan tiga metoda.

Entri	Pendugaan hasil (kg/ha)			
	CIMMYT	Kelebihan,%	Lafitte	Konvensional
MS1(S1)C1	5.060	11,6	4.534	4.533
P2(S1)C8	4.563	6,9	4.267	4.267
SATP2(S2)C6	6.083	16,9	5.200	5.200
BK(S1)C1	5.702	15,6	4.934	4.933
BK(HS)C1	6.278	23,9	5.068	5.067
S97TEW.AyB	7.481	19,4	6.267	6.267
Kresna	6.748	15,0	5.867	5.867
Lamuru	7.522	20,0	6.267	6.267
Bisi 2	8.561	25,9	6.801	6.800
C7	9.741	15,9	8.401	8.400

Sumber: Yasin dan Kasim 2005

metoda CIMMYT 6,9-25,9%, terdapat pada entri Pool-2(S1)C8 dan BISI-2. Kelebihan hasil dengan metoda CIMMYT diduga karena penetapan konstanta pada persentase biji yaitu 0,80, tergolong tinggi, nilai 0,80 dapat dicapai bila lingkungan tumbuh optimal. Berdasarkan hasil ini disimpulkan bahwa metoda Lafitte memberikan dugaan yang sama dengan cara konvensional, sedangkan metoda CIMMYT terdapat kelebihan 17,1%. Keakuratan metode pendugaan CIMMYT dapat dicapai dengan menghitung persentase isi saat pelaksanaan panen.

DAFTAR PUSTAKA

- Andayani, NN., M. Yasin HG., Musdalifah, Sigit B Santoso. 2012. Konsep usulan pelepasan varietas unggul hibrida QPM biji putih. Kelti Pemuliaan dan Plasma Nutfah. Balitsereal Maros.
- Barreto. H. J., G. O. Edmeades, S.C. Chapman, Y. J. Crossa. 1991. El diseno alfa-latice en fitomejaramiento y agronomia. Generation y Analisis. Publicado en Sintesis de Resultados Experimentales Del Prm 1992. Vol. 4(1993). p. 273-283.
- Beck, D., J. Betran, M. Banziger, G. Edmeades, J. M. Ribaut, M. Willcox, S. K. Vasal, and A. Ortega. 1996. Progress in developing drought and low soil nitrogen tolerance in maize. 51st Annual Corn & Sorghum Research Conference. CIMMYT El Batan. Mexico. p. 85.
- Bender. F. E., L. W. Douglass, A. Kramer. 1982. Statistical methods for food and agriculture. University of Maryland Avi Publishing Company, Inc. Westport. Connecticut. p 160.
- Bolanos. J. and G.O. Edmeades. 1996. The importance of the anthesis silking interval in breeding for drought tolerance in tropical maize. Proceedings of a Symposium. Developing Drought and Low N Tolerant Maize. March 25-29, 1996. CIMMYT El Batan. Mexico. p.355
- Bourlaug, N. 1992. Potential role of quality protein maize in Sub Saharan Africa. Department of Soils and Crops Texas A&M. University College Station. The American Association of Cereal Chemists St. Paul. Minnesota. USA:94-95.
- Claure, T. 1996. Mejoramiento de maiz para tolerancia a sequia en el chaco de Bolivia. Proceedings of a Symposium. Developing Drought and Low N Tolerant Maize. March 25-29, 1996. CIMMYT El Batan. Mexico. p.447.
- Cochran, W.G., and G.M. Cox. 1957. Experimental designs. 2nd John Wiley&Sons. New York. p.550.
- Cordova, H. 2001. The improvement and promotion of QPM In Selected Developing Countries. Final Progress Report. CYMMYT, El Batan, Mexico.
- Draper, N.R. and H. Smith. 1966. Applied regression analysis. University of Wisconsin. John Wiley & Sons, Inc. p. 169., 264.
- Edmeages, G.O., J. Bolanos, and S.C. Chapman. 1996. Value of secondary traits in selecting for drought tolerance in tropical maize. Proceedings of a Symposium. Developing Drought and Low N Tolerant Maize. March 25-29, 1996. CIMMYT El Batan. Mexico. p.222.

- Einsensmith, S. P., 1988 (in Bricker. B). User's Guide to MSTAT-C. A Software Program for the Design, Management, and Analysis of Agronomic Research Experiments. Michigan State University:1-12.
- Fisher, K. S., E.O. Johnson, and G.O. Edmeades. 1981. Breeding and selection for drought resistance in tropical maize. Maize Physiologist. CIMMYT. Asian Regional Maize Program. G.P.O.Boax 2453. Bangkok.
- Fuller, W.A. 1976. Introduction to Statistical Time Series. Iowa State University. John Wioley&Sons. p. 230.
- Gomez, A.K. and Gomez, A.A. 1984. Statistical procedures for agricultural research. 2nd edition. An International Rice Research Institute Book. New York. p. 39, 388.
- Graybill, F.A. 1975. Theory and application of the linier model. Colorado State University. Duxbury Press. North Scituate. Massachusetts. p. 23.
- Hallauer, A.R. and J.B. Miranda. Fo. 1988. Quantitative genetics in maize breeding. 2nd. Iowa State University Press/Ames. p. 407.
- Hogg, R.V. and A.T. Craig. 1970. Introduction to mathematical statistics. 3rd edition. The University of Iowa. Mac Millan Publishing Co., Inc. New York. p. 99.
- Kasim, F. dan Yasin H.G. M. 2002. Seleksi populasi jagung "Maros Sintetik 1" untuk lingkungan kahat N. Jurnal Stigma. Fakultas Pertanian Universitas Andalas 10(2):97-101.
- Kramer, C.Y. 1972. A first course in methods of multivariate analysis. Virginia Polytechnic Institute and State University Blackburg. Virginia. p.96.
- Laporan Kelti PML-PN. 2011. Penelitian UML calon hibrida jagung putih. Balitsereal. Maros.
- Li, C.C. 1976. Path analysis. Boxwood Pub. Colorado. USA.
- Mathai, A.M. 1967. Introduction to statistical mathematics. (Mathematics of Stochastic Variables). Assist Professor of Mathematics MCGill University. S. Chand & Co. New Delhi. p. 254.
- Mendenhall, W. and Scheaffer. R. 1973. Mathematical statistics and applications. University of Florida. Duxbury Press Scituate. Massachusctts. p. 327, 413-450, 501.
- Meseka, S.K., A. Menkir, A.E.S. Ibrahim, and S.O. Ajalan. 2006. Genetic analysis of performance of maize inbred lines selected for tolerance to drought under low nitrogen. MAYDICA. A Journal Devoted to Maize and Allied Species. Instituto Sperimentale pe la Cerealicoltura Section of Bergamo. Italy. Vol. 51 No. 3.

- Mood, A.M., Graybill F., and Boes, D.C. 1974. Introduction to the theory of statistics. 3rd. International Student Edition. p 107, 241.
- Morrison, D.F. 1976. Multivariate statistical methods. The Wharton School University of Pennsylvania. International Student Edition. McGraw-Hill. Kogakusha. LTD. p. 128.
- Nicholaides, III., and M.I. Piha. 1984. A new methodology to select cultivars tolerant to al and with hight yield potential. Sorghum for Acid Soil. Proceeding in Latin America held in Cali. Columbia. 28 May- 2 June 1984. p. 103.
- Ott, L. 1984. An introduction to statistical methods and data analysis. 2nd. Duxbury Press. Boston. p.181.
- Serra, J.A. 1965. Modern genetics. Lisbon University. Academic Press Inc. Fifth Avenue. New York. p. 46.
- Sharma, J.R. 2008. Statistical and biometrical techniques in palnt breeding. New Age International Publishers. Central Institute of Medicinal & Aromatic Plants. Lucknow-226015. New Delhi. p.265.
- Singh, R.K. and Chaudhary, R.D. 1985. Biometrical methods in quantitative genetic analysis. Kalyani Publishers. Kamia Nagar. India: p.253.
- Snedecor, G.W. 1946. Statistical methods. The Iowa State College Press. Iowa. p. 214.
- Stansfield, W.D. 1991. Theory and problems of genetics. 3 /ed. In Schaum's Outlines series. California Polytechnic State University. San Luis Obispo. p. 30
- Steel, R., G.D. and Torrie, J.H. 1981. Principles and procedures of statistics. A Biometrical Approach. Second Edition. International Student Edition. p.76, 88, 95, 196.
- Stoskopf, N.C., Tomes, D.T., and Christie B.R. 1993. Plant breeding. Westview Press. Oxford. p.475.
- Subandi, A. Sudjana, and Sujitno. 1982. Yield measurement in maize yield tests. Contributions. CRIFR. No. 67. Bogor Indonesia. p. 11.
- Weisberg, S. 1980. Aplied regression. University of Minnesota. John Wiley & Sons, Inc. p. 7, 40.
- Westcott, B. 1986. Some methods of analyzing genotype-environment interaction. The Genetical Society of Great Britain. Heredity. 56:243-253.
- Westgate, M.E. 1996. Physiology of flowering in maize: identifying avenues to improve kernel set during drought. Proceedings of a Symposium.

- Developing Drought and Low N Tolerant Maize. March 25-29, 1996. USDA-ARS, North Central Soil Conservation Research Lab. Morris. MN. USA. CIMMYT El Batan. Mexico. p.137.
- Winchester, A. M., 1951. Genetics. A Survey of the Principles of Heredity. Stetson University. p. 65, 153.
- Yasin, HG. M. dan F. Kasim. 2000. Evaluasi 200 famili S1 populasi AMATL(S1)C2 di lahan PMK desa Sidowaras Kab. Bandar-Lampung. Laporan Kelti Pemuliaan dan Plasma Nutfah. Balitjas Maros.
- Yasin, HG. M. dan F. Kasim. 2010. Model *ASI* populasi jagung POOL2 dan AMATL tercekam kekeringan dan lahan PMK. Kumpulan Populasi Jagung Khusus. Balitsereal Maros. Kelti Pemuliaan dan Plasma Nutfah. Balitsereal Maros.
- Yasin, HG. M. dan F. Kasim. 2005. Maize. Population History. Kumpulan Populasi Jagung. Balitjas Maros. Kelti Pemuliaan dan Plasma Nutfah. Balitjas Maros
- Yasin, HG. M., F. Kasim, A. Rahman, dan A. Fattah 2010. Maize: population history. Kumpulan Populasi Jagung Khusus. Balitsereal Maros. Kelti Pemuliaan dan Plasma Nutfah. Balitsereal Maros.
- Yasin, HG. M., F. Kasim, A. Rahman, dan A. Fattah. 2011. Maize. population history. Penerapan Design Khusus Jagung Fungsional. Kumpulan Populasi Jagung Khusus. Balitsereal Maros. Kelti Pemuliaan dan Plasma Nutfah. Balitsereal Maros.
- Yasin, HG. M., F. Kasim, M.J. Mejaya, A. Rahman, M.B. Pabendon, dan A.T. Dewi. 2008. Konsep usulan pelepasan varietas unggul hibrida QPM biji kuning. Kelti Pemuliaan dan Plasma Nutfah. Balitsereal Maros.
- Yasin, HG. M, R. Efendy dan M.J. Mejaya. 2007. Model eksponensial *ASI* famili S1 jagung pada lingkungan tercekam abiotik. Informatika Pertanian. 16(1): 957-966.
- Yasin, HG. M, Sumarno, dan A. Nur. 2014. Perakitan varietas unggul jagung fungsional. IAARD PRES. Pusat Penelitian dan Pengembangan Tanaman Pangan. Badan Penelitian dan Pengembangan Tanaman Pangan. Jakarta. p. 51.