

ANALISIS DATA HASIL PENGUJIAN MULTILOKASI PADI SAWAH MENGGUNAKAN MODEL AMMI

Analysis of Multi-Location Test of Wetland Rice Using AMMI Model

Idris dan Baharudin

Balai Pengkajian Teknologi Pertanian Sulawesi Tenggara
Jl. Prof. Muh. Yamin No. 89 Kendari 93114
Telp. (0401) 3125871, Fax. (0401) 3123180
e-mail : bahar161060@yahoo.com

(Makalah diterima 25 Maret 2014 – Disetujui 18 Juni 2015)

ABSTRAK

Hasil uji multilokasi genotipe padi dipengaruhi oleh faktor lokasi dan lingkungan. Penelitian ini bertujuan untuk menganalisis data hasil pengujian multilokasi padi sawah menggunakan model AMMI. Uji multilokasi dilaksanakan pada beberapa genotipe padi di Sulawesi Tenggara pada tahun 2010 di berbagai lokasi. Penelitian menggunakan rancangan acak kelompok dengan tiga ulangan. Hasil penelitian menunjukkan uji multilokasi pada berbagai lokasi memiliki efek utama dengan genotipe KUI1 dan KUI2. Pada uji biplot ditemukan S3393-2F-17-1-1 sebagai salah satu genotipe yang tidak stabil, sedangkan sisanya stabil. Pada genotipe G4(S3382-2D-PN-4-1), G5(S3382-2D-PN-6-3-3), G7(S3382-2D-PN-2D-1-1), G11(S3382-2D-1-1), G13 (Ciherang) dan G14 (Cisantana) juga relatif stabil. Beberapa genotipe dapat direkomendasikan sebagai genotipe potensi hasil tinggi karena produksi rata-rata lebih tinggi dibandingkan dengan rata-rata umum. Genotipe G3(S3381-2D-PN-27-2), G9(S4359-E-11-2), dan G12(IR64) sangat sesuai, tumbuh baik serta berdaya hasil tinggi pada lokasi A di Ladongi. Pada lokasi B di Wundulako, genotipe yang direkomendasikan adalah G11 (OBS-9595). Khusus pada lokasi C, di Lambuya, beberapa genotipe dapat tumbuh dengan baik, seperti G6 (S3382-2D-PN-17-3), G8 (S4690 G-KN-4-3), dan G14 (Cisantana).

Kata kunci: Model AMMI, multilokasi, padi sawah

ABSTRACT

Various study of multi-location test of rice genotypes was strongly influenced by field and environmental factors. This study aimed to implement and to identify wetland rice genotypes. Multi-location test was conducted on some rice genotypes in Southeast Sulawesi in 2010 at various locations. Randomized block design was used with three replications in different locations. Data were analyzed using AMMI model. Results showed that rice production had the main effect with the genotype of KUI 1 and KUI 2. Moreover, BILOT test found that the genotype 2 of S3393-2F-17-1-1 was the only one of unstable genotype, and the rest were stable genotype. Not surprisingly, genotype (G) 4 (S3382-2D-PN-4-1), G 5 (S3382-2D-PN-6-3-3), G 7 (S3382-2D-PN-2D-1-1), G 11 (S3382-2D-1-1), G13 (Ciherang) and G 14 (Cisantana) were relatively stable. Those genotypes could be recommended as the high potential yield due to higher average production compared with general average. This study also indicated that G 3 (S3381-2D-PN-27-2), G 9 (S4359-E-11-2), and G 12 (IR64) are very suitable for growing in location A at Ladongi. Moreover, in location B study suggested that G 11 (OBS-9595) should be recommended at Wundulako. Finally, in Lambuya, particularly in location C, study indicated that some genotypes can grow well, viz. G 6 (S3382-2D-PN-17-3), G 8 (S4690 G-KN-4-3) and G 14 (Cisantana).

Key words: AMMI Model, multi-location, rice paddy

PENDAHULUAN

Penelitian uji multilokasi atau lokasi ganda memegang peranan penting dalam pemuliaan tanaman dan penelitian lainnya di bidang agronomi. Gabungan bidang agronomi dan pemuliaan tanaman diperlukan dalam memperbaiki karakteristik tanaman dan uji stabilitas sebelum pelepasan suatu varietas. Melalui analisis biplot, jumlah anakan, bobot gabah isi dan gabah hampa, tinggi tanaman dan daya hasil tertinggi merupakan karakter yang saling berkorelasi kuat pada padi varietas Cimelati dan Inpari (Sa'diyah *et al.*, 2014).

Keberhasilan penelitian bergantung pada dua faktor, yaitu ketepatan dugaan hasil yang berkaitan dengan keakuratan percobaan dan ketepatan dugaan pengaruh lingkungan pada lokasi yang berkaitan dengan kemampuan peramalan lingkungan baru. Rekomendasi pengembangan varietas unggul baru memerlukan prediksi yang reliabel dan akurat terhadap produksi (Sumertajaya, 2007). Menurut Gauch (2006), percobaan multilokasi penting untuk mendapatkan genotipe yang beradaptasi spesifik pada lingkungan tertentu, atau genotipe yang stabil pada berbagai kondisi lingkungan. Informasi semacam ini dapat diperoleh dari beberapa percobaan.

Data di lapangan merupakan fungsi dari lokasi dan plot di lapangan. Menurut Gilmour *et al.* (1997), dari suatu metode analisis terdapat variasi spasial yang dimodelkan untuk menghasilkan pendugaan pengaruh perlakuan dengan akurasi dan presisi yang lebih baik dibandingkan metode tradisional, seperti rancangan acak kelompok. Menurut Cullis *et al.* (1998), untuk mengadopsi pendekatan tersebut dalam menganalisis suatu model campuran dapat menggunakan data MET.

Uji multilokasi suatu genotipe menunjukkan data yang saling berinteraksi (Cullis *et al.*, 2006). Faktor-faktor yang sering dilibatkan dalam uji multilokasi secara garis besar dapat dibedakan menjadi dua, yaitu genotipe dan lokasi (Zobel *et al.*, 1988). Model analisis yang digunakan untuk mengetahui interaksi tersebut adalah Analisis Ragam (ANOVA) dan Analisis Komponen Utama (AKU). Penggunaan kedua metode tersebut kurang efektif untuk menjelaskan lebih mendalam mengenai pola interaksi antara genotipe dan lokasi terutama struktur data yang kompleks.

Untuk memisahkan struktur peragam spasial pada setiap percobaan dapat dilakukan dengan tahap pertama untuk menghasilkan dugaan yang akurat pada rata-rata varietas (Smith *et al.*, 2001). Menurut Smith *et al.* (2001), pengembangan pendekatan tersebut menggunakan model multiplikatif untuk mengetahui pengaruh interaksi varietas dan lingkungan. Model ini memungkinkan untuk memisahkan ragam genotipe pada setiap percobaan dan memberikan suatu model *parsimonious* dan *interpretable*

model untuk suatu ragam genotipe antar pasangan dalam percobaan. Model genotipe dapat digunakan sebagai pengaruh random analog dari model efek utama aditif dan interaksi multiplikasi (*aditif main effect and multiplicative interaction* (AMMI)) (Gauch, 1992). Menurut Djufry dan Lestari (2012), analisis menggunakan AMMI juga untuk mengetahui stabilitas hasil dan adaptabilitas setiap galur. AMMI sangat efektif menjelaskan interaksi genotipe dengan lingkungan. Penguraian pengaruh interaksi dilakukan dengan model bilinear, sehingga kesesuaian tempat tumbuh bagi genotipe dapat dipetakan dengan jelas dalam pemetaan genotipe dan lingkungan secara simultan dengan menggunakan biplot. Menurut Crossa *et al.* (2002), pengujian beberapa genotipe pada beberapa lokasi yang berbeda menggunakan analisis linear dan bilinear biplot sangat sesuai untuk pengembangan varietas gandum. Menurut Min dan Saleh (2003), uji multilokasi terhadap stabilitas dan adaptabilitas genotipe pada lingkungan yang berbeda dapat digunakan sebagai dasar pengembangan varietas tertentu. Stabilitas genotipe padi berbeda nyata dengan genotipe padi ketiga yang paling stabil berdasarkan bobot 1000 butir (Sa'diyah, 2012). Uji stabilitas dan adaptabilitas beberapa genotipe padi di Sulawesi Tenggara sangat sesuai dengan keanekaragaman lingkungan dan pengembangan pada wilayah tertentu yang berbeda.

Analisis ragam merupakan suatu model aditif yang hanya menerangkan keefektifan pengaruh utama. Analisis ragam mampu menguji interaksi tetapi tidak mampu menentukan pola genotipe, atau lingkungan untuk meningkatkan interaksi. Analisis komponen utama hanya efektif menjelaskan pengaruh interaksi tanpa menerangkan pengaruh utamanya. Metode analisis lain secara konsep sudah diketahui sejak lama, tetapi baru mulai mendapat banyak tanggapan setelah diperkenalkan ulang dan diperluas oleh Zobel *et al.* (1998). Menurut Zobel *et al.* (1998), metode AMMI memiliki beberapa hal yang memberi kesempatan untuk diungkapkan melalui Analisis Percobaan Multilokasi Tanaman Padi Sawah. AMMI dengan menggunakan biplot dapat meringkas pola hubungan antar genotipe, antar lingkungan dan antara genotipe dengan lingkungan (Kempton, 1984; Zobel *et al.*, 1988; Crossa *et al.*, 1991). Manfaat menggunakan analisis model AMMI adalah untuk menjelaskan interaksi antara genotipe dan lingkungan.

Penelitian bertujuan untuk menganalisis data hasil pengujian genotipe padi sawah pada lokasi ganda menggunakan model analisis AMMI.

METODE PENELITIAN

Penelitian dilaksanakan pada tahun 2010 di Sulawesi Tenggara. Data yang digunakan adalah produksi

beberapa tanaman padi sawah dari Balai Pengkajian Teknologi Pertanian (BPTP) Sulawesi Tenggara. Genotipe tanaman padi yang diuji sebanyak 14 varietas (Tabel 1) pada beberapa lokasi, diantaranya Kabupaten Konawe, Kecamatan Lambuya, Kabupaten Kolaka Timur, Kecamatan Ladongi, Kabupaten Kolaka, dan Kecamatan Wundulako.

Uji Multilokasi

Penelitian dilaksanakan pada berbagai lokasi dan diamati selama satu tahun menggunakan rancangan acak kelompok dalam tiga ulangan.

Model percobaan adalah sebagai berikut :

$$y_{ijk} = \mu + E_i + G_j + B_{k(i)} + (EG)_{ij} + \varepsilon_{ijk} \dots\dots(i)$$

dimana :

- y_{ijk} : respon dari lokasi ke-*i* pada genotipe ke-*j* dalam kelompok ke-*k*
- μ : nilai rata-rata umum
- E_i : pengaruh lokasi ke-*i*, $i = 1, 2, \dots, l$
- $B_{k(i)}$: pengaruh kelompok ke-*k* tersarang pada lokasi ke-*i*, $k = 1, 2, \dots, r$
- G_j : pengaruh genotipe ke-*j*, $j = 1, 2, \dots, g$
- $(EG)_{ij}$: pengaruh interaksi lokasi ke-*i*, pada genotipe ke-*j*
- ε_{ijk} : pengaruh sisaan lokasi ke-*i*, pada genotipe ke-*j* dalam kelompok ke-*k*

Pengujian Asumsi

Secara visual terdapat ketakaditifan pada plot sisaan terhadap nilai dugaan. Menurut Montgomery (1991), kurva linier menunjukkan pola ketakaditifan. Pengujian ketakaditifan dapat dilakukan dengan uji Tukey yang merupakan metode dengan memisahkan komponen jumlah kuadrat simpangan dan derajat bebas satu (Steel Robert dan Torrie James, 1977, 1997). Statistik uji Tukey adalah sebagai berikut:

$$JK_{nonaditif} = \frac{\left(\sum_{i,j} (\bar{Y}_i - \bar{Y}_{..})(\bar{Y}_j - \bar{Y}_{..})Y_{ij} \right)}{r \sum_i (\bar{Y}_i - \bar{Y}_{..})^2 \sum_j (\bar{Y}_j - \bar{Y}_{..})^2}$$

$$F_{hitung} = \frac{JK_{nonaditif}}{KT_{galat}}$$

Apabila $F_{hitung} \leq F_{\alpha(1,db \text{ sisaan})}$ maka keaditifan model dapat diterima, sedangkan yang lainnya menolak keaditifan model.

Metode Analisis AMMI

Analisis AMMI adalah suatu teknik analisis data pada percobaan dua faktor dengan pengaruh utama perlakuan bersifat aditif, sedangkan pengaruh interaksi menggunakan metode dengan model Bilinier. Model AMMI dapat digunakan untuk menganalisis percobaan pada setiap lokasi ganda. Pada dasarnya analisis AMMI menggabungkan analisis ragam aditif terhadap pengaruh utama perlakuan dengan analisis komponen utama ganda dan model bilinier pada pengaruh interaksi (Zobel *et al.*, 1988; Crossa *et al.*, 1991). Analisis biplot merupakan upaya untuk memberikan peragaan secara grafis dari matriks data X dalam suatu plot dengan menumpang tindihkan vektor-vektor baris matriks X (gambaran objek) dengan vektor-vektor yang mewakili kolom matriks X atau hasil dari setiap peubah. Pada peragaan ini diharapkan diperoleh hasil tentang objek, terutama kedekatan antar objek dan peubah, baik terhadap keragaman maupun korelasi, serta keterkaitan antara objek dengan setiap peubah.

Pemodelan Analisis AMMI

Pemodelan Bilinier terhadap pengaruh interaksi genotipe dengan lokasi dalam analisis adalah sebagai berikut :

1. Langkah pertama menyusun pengaruh interaksi dalam bentuk matriks dimana genotipe (baris) x lokasi (kolom), sehingga matriks ini berorder pada a x b.

$$\gamma = \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \dots & \gamma_{1b} \\ \dots & \dots & \dots \\ \gamma_{a1} & \dots & \gamma_{ab} \end{bmatrix}$$

2. Langkah selanjutnya dilakukan penguraian Bilinier terhadap matriks pengaruh interaksi

$$\begin{aligned} \gamma_{ij} &= \sum_{n=1}^m \sqrt{\lambda_n} \phi_{in} \rho_{jn} + \delta_{je} \\ &= \sqrt{\lambda_1} \phi_{i1} \rho_{j1} + \sqrt{\lambda_2} \phi_{i2} \rho_{j2} + \dots + \sqrt{\lambda_n} \phi_{in} \rho_{jn} + \delta_{ij} \end{aligned}$$

dan model AMMI secara lengkap dapat disajikan dalam rumus sebagai berikut :

$$y_{ijk} = \mu + E_i + G_j + B_{k(i)} + \sum_{n=1}^m \sqrt{\lambda_n} \phi_{in} \rho_{jn} + \delta_{ij} + \varepsilon_{ijk}$$

Keterangan: $g = 1, 2, \dots, a$; $e = 1, 2, \dots, b$; $n = 1, 2, \dots, m$

- m : banyaknya KUI yang nyata pada taraf 5%, dimana :
- y_{ijk} : respon dari lokasi ke- i pada genotipe ke- j dalam kelompok ke- k
- μ : nilai rata-rata umum
- E_i : pengaruh lokasi ke- i , $i = 1, 2, \dots, l$
- $B_{k(i)}$: pengaruh kelompok ke- k tersarang pada lokasi ke- i , $k = 1, 2, \dots, r$
- G_j : pengaruh genotipe ke- j , $j = 1, 2, \dots, g$
- $\sqrt{\lambda_i}$: nilai singular untuk komponen bilinear ke- n , $\lambda_1 \geq \lambda_2 \geq \dots \geq \lambda_n$
- S_{in} : pengaruh ganda lokasi ke- i melalui komponen bilinear ke- n
- V_{jn} : pengaruh ganda genotipe ke- j melalui komponen bilinear ke- n
- δ_{in} : pengaruh sisaan lokasi ke- i pada genotipe ke- j dalam kelompok ke- k
- n : banyaknya KUI yang dipertahankan dalam model

Pendugaan Parameter

Pada pemodelan ini, pengaruh aditif genotipe dan lingkungan dihitung sebagaimana umumnya pada analisis ragam. Pengaruh ganda genotipe dan lingkungan serta interaksi dilakukan dengan penguraian nilai singular terhadap matriks dugaan pengaruh interaksi (Z) dan Z didefinisikan sebagai:

$$Z_{ij} = y_{ij} + \hat{\mu} - \hat{E}_i - \hat{G}_j$$

dimana :

- y_{ij} = rata-rata respon genotipe ke- i di lokasi ke- j
- $\hat{\mu}$ = penduga nilai tengah bagi μ
- $\hat{\alpha}_i$ = penduga bagi α_i
- $\hat{\beta}_j$ = penduga bagi β_j

Penguraian Nilai Singular

Penguraian nilai singular matriks dugaan pengaruh interaksi yang digunakan untuk menduga pengaruh interaksi genotipe dan lokasi. Penguraian dilakukan dengan memodelkan matriks tersebut sebagai perkalian matriks :

$$Z = U L A' \dots \dots \dots (iv)$$

Dimana Z adalah matriks data terpusat, berukuran $g \times l$; L adalah matriks diagonal akar ciri positif dari $Z'Z$

berukuran $m \times m$. Kolom-kolom matriks A adalah vektor ciri dari matriks $Z'Z$, A adalah matriks ortonormal dengan rumus sebagai berikut :

$$U = Z A L' \dots \dots \dots (v)$$

Nilai Komponen AMMI

Pengaruh ganda lokasi ke- i melalui unsur-unsur matriks A dan baris ke- i kolom ke- n , sedangkan nilai pendugaan pada pengaruh ganda genotipe ke- j adalah elemen dari matriks U pada baris ke- j kolom ke- n . Unsur-unsur diagonal matriks L merupakan penduga untuk λ_n . Dengan mendefinisikan λ^k ($0 \leq k \leq l$) adalah sebagai matriks diagonal yang terdiri atas unsur-unsur diagonal berupa elemen-elemen matriks L^k . Demikian juga matriks L^{1-k} dan $G = U L^k$, serta $H = A L^{1-k}$, maka hasil penguraian nilai singular dapat dibuat rumus dalam bentuk :

$$Z = G H' \dots \dots \dots (vi)$$

Hal ini untuk menduga nilai komponen setiap genotipe pada kolom-kolom matriks G dan dugaan nilai komponen lokasi pada kolom-kolom matriks H . Nilai k yang digunakan pada analisis AMMI adalah $1/2$.

Penentuan Banyaknya Komponen AMMI

Metode AMMI dalam pengujian multilokasi disajikan pada Lampiran 1 (Sumertajaya, 2007). Metode yang digunakan untuk menentukan banyaknya komponen utama interaksi (KUI) yang dipertahankan dalam model AMMI (Gauch, 1992; Sumertajaya, 1998) yaitu:

1. Metode Keberhasilan Total (MKT)

Metode ini menguraikan komponen bilinear menjadi beberapa komponen utama interaksi (KUI). KUI yang digunakan sebanyak KUI yang nyata pada taraf uji F. Jumlah kuadrat KUI ke- n adalah perkalian dari banyaknya ulangan dengan akar ciri ke- n ($r\lambda_n$) dengan derajat bebas tiap-tiap KUI adalah $t + s - 2n - 1$. Komponen yang tidak nyata dimasukkan ke dalam komponen sisaan.
2. Metode Keberhasilan Ramalan (MKR)

Metode keberhasilan ramalan berhubungan erat dengan kemampuan suatu model dugaan untuk memprediksi data lain yang sejenis, tetapi tidak digunakan untuk membangun model tersebut (data validasi). Penentuan banyak sumbu komponen utama berdasarkan metode keberhasilan ramalan ini dilakukan dengan validasi silang, yaitu membagi data menjadi dua kelompok. Satu kelompok untuk membangun model pada kelompok lain yang dapat digunakan untuk validasi (menentukan selisih jumlah kuadrat). Hal ini dapat dilakukan secara berulang-ulang pada setiap ulangan dengan membangun model di berbagai sumbu komponen utama. Banyaknya komponen utama yang terbaik adalah rata-rata akar kuadrat tengah yang diperoleh dari selisih data validasi paling kecil. Kesesuaian model dilihat dari RMS sisaan yaitu rata-rata simpangan tidak dapat diterangkan oleh model.

Model yang sesuai adalah model dengan nilai RMS sisaan kurang dari 5% (Gauch, 1992).

Interpretasi Model AMMI

Biplot pada analisis AMMI berupa biplot antara nilai komponen utama pada interaksi pertama dengan rataan respon (AMMI1). Biplot antara merupakan nilai komponen utama interaksi pertama dan nilai komponen utama interaksi kedua (AMMI2).

Kestabilan genotipe diuji dengan pendekatan selang kepercayaan sebaran normal ganda yang berbentuk elips pada skor KUI. Jika koordinat suatu genotipe semakin dekat dengan pusat koordinatnya berarti semakin stabil pada setiap perubahan lokasi. Persamaan elips dapat disajikan sebagai berikut :

$$R_1 = \sqrt{\lambda_1} \sqrt{\frac{P(N-1)}{N(N-P)} F_\alpha(P, N-P)} \dots\dots\dots(vii)$$

$$R_2 = \sqrt{\lambda_2} \sqrt{\frac{P(N-1)}{N(N-P)} F_\alpha(P, N-P)}$$

Dimana :

- R_1 : jari-jari panjang; λ_2 : akar ciri kedua
- R_2 : jari-jari pendek; P : banyak peubah yang digunakan
- λ_1 : akar ciri pertama; N : banyaknya pengamatan
- $F_\alpha(P, N - P)$: nilai sebaran F dengan $db1 = P$ dan $db2 = N - P$ pada taraf $\alpha = 5\%$

Kode Lokasi dan Genotipe

Kode lokasi dan genotipe pada 14 varietas padi sawah dapat dilihat pada Tabel 1 dan Tabel 2.

Prosedur Penelitian

1. Melakukan analisis ragam gabungan dengan terlebih dahulu menguji asumsi keaditifan, kebebasan dan keacakan, serta kehomogenan dan kenormalan sisaan.
2. Menyusun analisis ragam data penuh untuk menguji pengaruh genotipe, lingkungan dan interaksi genotipe dengan lingkungan.
3. Melakukan analisis AMMI dengan menguraikan pengaruh interaksi menjadi KUI-KUI. Pemilihan sumbu optimal menggunakan MKT (Metode Keberhasilan Total). Model AMMI terbaik yang diperoleh selanjutnya digunakan untuk menduga pengaruh interaksi genotipe dengan lokasi, kemudian menginterpretasikan model melalui biplot AMMI2, serta menentukan genotipe stabil dan spesifik dengan selang kepercayaan normal ganda yang berbentuk elips.

HASIL DAN PEMBAHASAN

Analisis Ragam Awal

Hasil uji keaditifan menggunakan uji Tukey menghasilkan nilai F-hitung 3,36. Angka ini kurang dari nilai $F_{0.05(1.84)} = 3,97$, yang berarti asumsi keaditifan model terpenuhi. Plot antara sisaan dengan urutan data tidak

Tabel 1. Kode genotipe 14 varietas padi sawah yang diuji dengan menggunakan model AMMI

Kode	Genotipe	Kode	Genotipe
1	S3423 E-KN-4	8	S4690 G-KN-4-3
2	S3393-2F-17-1-1	9	S4359 E-11-2
3	S3381-2D-PN-27-2	10	S3381-2D-PN-38-3-2
4	S3382-2D-PN-4-1	11	OBS 9595
5	S3382-2D-PN-6-3-3	12	IR 64
6	S3382-2D-PN-17-3	13	Ciherang
7	S3382-2D-PN-2D-1-1	14	Cisantana

Tabel 2. Kode dan lokasi uji multilokasi tanaman padi sawah di Sulawesi Tenggara

Kode	Lokasi	Kode	Lokasi	Kode	Lokasi
A	Kabupaten Kolaka Timur, Kecamatan Ladongi	B	Kabupaten Kolaka, Kecamatan Wundulako	C	Kabupaten Konawe, Kecamatan Lambuya

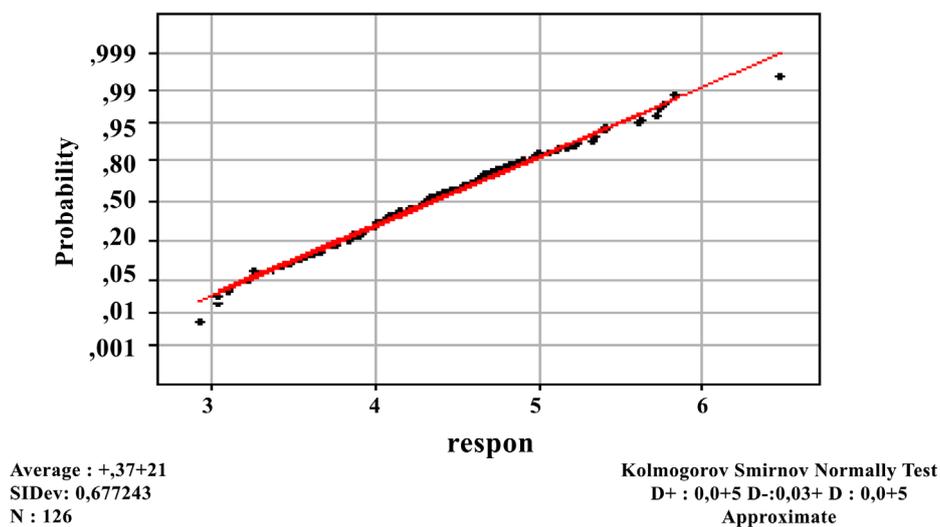
membentuk suatu pola atau hubungan tertentu. Metode ini sangat efisien untuk mendapatkan hasil penggabungan respon antara plot sisaan dengan urutan data. Hal ini menunjukkan asumsi kebebasan dan keacakan sisaan dapat terpenuhi (Gambar 1).

Dari pengujian pada kenormalan sisaan diperoleh nilai $p = 0,15$ (Gambar 2), dimana nilai p lebih dari $\alpha = 0,05$, maka asumsi pada kenormalan sisaan dapat terpenuhi. Menurut Sungkawa (2009), dalam analisis yang sah dan handal perlu analisis normalitas data dengan jelas terhadap peubah respon, dimana nilai pengamatan berada dalam garis regresi sehingga nilai residualnya sama dengan nol. Semakin kecil variasi residu maka nilai ragamnya tidak terlalu besar dan garis regresinya semakin handal. Pada saat pengujian kehomogenan ragam sisaan menggunakan uji Barlett diperoleh nilai $p = 0,441$, sehingga asumsi keragaman sisaan juga dapat terpenuhi (Gambar 3).

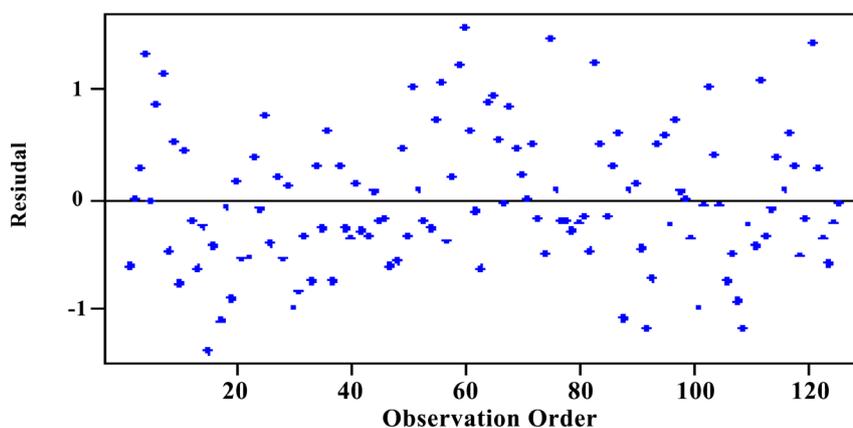
Analisis Ragam Gabungan

Hasil analisis ragam gabungan dari faktor lokasi, genotipe dan interaksinya disajikan pada Tabel 3. Lokasi, genotipe dan interaksinya berpengaruh nyata pada taraf $\alpha = 0,05$. Bila nilai koefisien keragaman dalam suatu penelitian semakin tinggi maka unit percobaan yang digunakan semakin tidak homogen (Gomez dan Gomez, 1995).

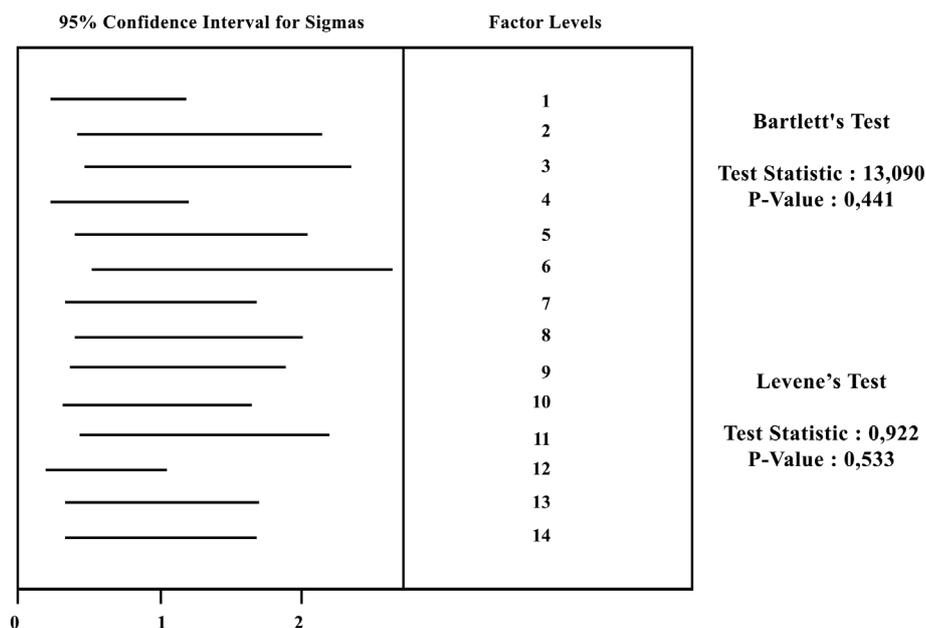
Analisis AMMI juga merupakan gabungan dari pengaruh aditif pada analisis ragam dan pengaruh multiplikatif pada AKU (Mattjik dan Sumertajaya, 2006). Menurut Sa'diyah (2003) dan Sumertajaya (2005), pengembangan metode penggabungan respons dapat dilakukan menggunakan beberapa atau semua komponen utama sebagai pembobot. Hasil analisis ragam gabungan sebelum analisis ragam AMMI juga memperlihatkan genotipe, lokasi dan interaksi, dengan hasil nilai P kurang



Gambar 1. Plot antara sisaan dengan urutan data pada peluang normal bagi hasil respon



Gambar 2. Plot model metode keacakan terhadap sisaan



Gambar 3. Uji kehomogenan ragam bagi respon

Tabel 3. Analisis ragam gabungan uji multilokasi genotipe dan lokasi tanaman padi sawah

Sumber	db	JK	KT	F-Hitung	P
Genotip	13	8,584	0,660	2,25	0,014
Lokasi	2	2,923	1,462	4,98	0,009
Interaksi	26	21,180	0,815	2,78	0,000
Sisaan	84	57,332	0,293		
Total	125				

atau sama dengan 0,01. Menurut Gaffar (2012), pada hasil uji biplot genotipe jagung berpengaruh nyata pada semua lokasi dan pada analisis gabungan interaksi G x E berpengaruh nyata, sehingga ditemukan genotipe yang stabil dengan rata-rata hasil 6,673 t/ha. Hasil Penelitian Crossa *et al.* (2002) tentang uji kombinasi regresi, sidik ragam komponen utama dan linear bilinear biplot pada beberapa genotipe gandum dan lokasi berbeda menunjukkan interaksi yang nyata. Komponen utama biplot untuk mendapatkan calon varietas pada berbagai lokasi. Interpretasi analisis AMMI menggunakan biplot dapat menjelaskan lebih efektif jika ada pengaruh dan pola interaksi genotipe dengan lingkungan (Suwardi, 2001).

Hal ini terlihat pada nilai F_{hitung} , dimana hasil analisis ragam gabungan menunjukkan interaksi antara genotipe dengan lingkungan dan nyata pada semua respon. Hal ini berarti pengaruh lingkungan pada berbagai genotipe memberikan hasil yang berbeda. Menurut Ganefianti *et al.* (2009), terdapat interaksi antara genotipe dengan lingkungan berdasarkan analisis ragam gabungan,

baik pada percobaan tahun pertama maupun tahun kedua dan mampu menjelaskan keragaman lebih dari 99% serta terdapat tiga genotipe cabai yang stabil pada tiga lokasi yang berbeda. Pada tanaman jagung, model AMMI 2 mampu menerangkan keragaman pengaruh interaksi sebesar 88,50% (Sujiprihati *et al.*, 2006). Menurut Tifariartha *et al.* (2011), varietas yang memiliki kemampuan beradaptasi dengan lingkungan sangat diinginkan pengguna, karena memenuhi standar mutu, toleran pada lingkungan tercekam bahkan tahan hama dan penyakit serta dapat memperbaiki stabilitas produksi. Dengan adanya interaksi antara genotipe dan lokasi yang nyata, perlu dilakukan penelusuran terhadap sifat interaksi antara kedua faktor tersebut. Pertumbuhan tanaman padi sangat baik pada lokasi ketiga di Lambuya, sedangkan genotipe 8 (S4690 G-KN-4-3) mempunyai rata-rata hasil paling rendah dibanding lokasi lainnya. Pengujian 10 genotipe padi pada dua musim dan empat lokasi yang berbeda menghasilkan pola interaksi yang nyata dengan lingkungan, kesesuaian genotipe dengan lingkungan, nilai nominal, stabilitas dan adaptabilitas

genotipe serta pola hubungan lingkungan dengan genotipe (Suwanto, 2010). Gambar 4 memperlihatkan genotipe 11 (OBS 9595) mempunyai nilai rata-rata dengan hasil paling tinggi.

Analisis AMMI

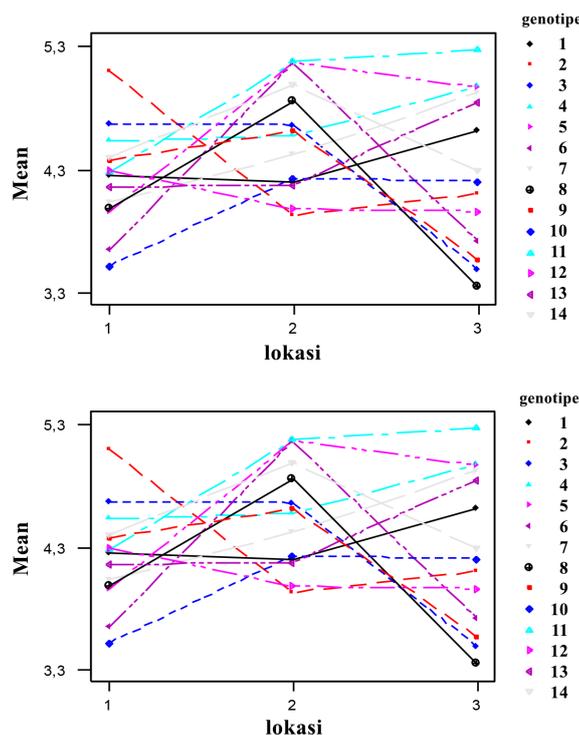
Penguraian bilinear terhadap matriks pengaruh interaksi dari data hasil padi diketahui nilai singular (akar ciri) 3,82876, 3,11766 dan 0,0016780 yang berarti terdapat kontribusi terhadap masing-masing komponen dengan jumlah kuadrat 55,09%, 44,88% dan 0,03%. Pada nilai singular tersebut terlihat komponen yang dapat dipertimbangkan untuk model AMMI, yaitu komponen ke-1 sampai ke-3. Berdasarkan nilai kontribusi keragaman tersebut, dua komponen pertama

memiliki peranan yang dominan dalam menerangkan keragaman pengaruh interaksi yang lebih dari 99%. Penguraian nilai singular matriks merupakan pengaruh interaksi yang dapat digunakan untuk menduga pengaruh interaksi antara genotipe dengan lingkungan (Suwardi, 2001). Pendugaan dengan menggunakan model AMMI lebih tepat karena mendekati nilai yang sebenarnya dibandingkan dengan model ANOVA. Menurut Samonte *et al.* (2005), penggunaan model AMMI lebih baik dan akurat karena mendekati hasil riil pengamatan.

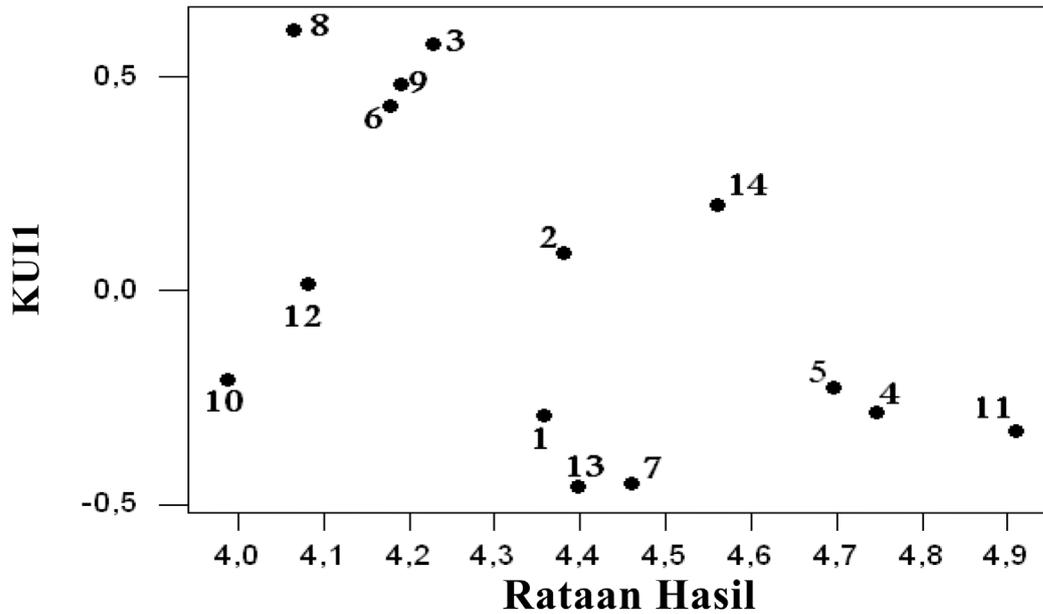
Berdasarkan metode keberhasilan total diperoleh dua komponen yang nyata, yaitu pada nilai F 0,925 dan 0,97 dan nilai peluang masing-masing 0,000 dan 0,001. Hal ini berarti data hasil padi dapat dijelaskan dengan Model AMMI2 (Tabel 4).

Tabel 4. Hasil analisis ragam AMMI2 uji multilokasi genotipe tanaman padi sawah

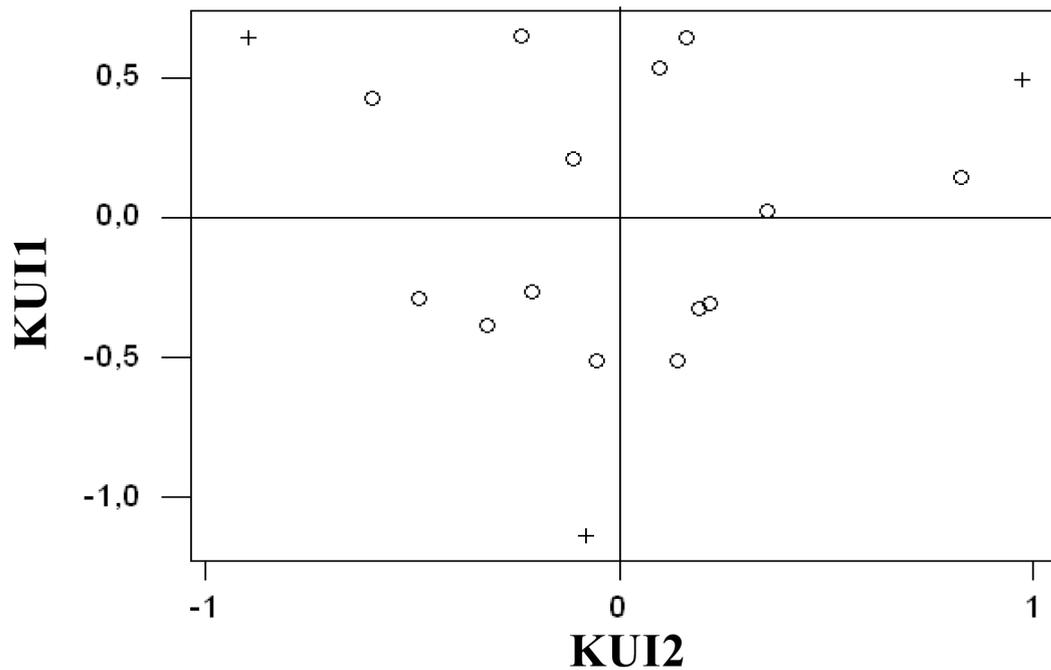
Sumber	Db	JK	KT	F-Hitung	P
Genotipe	13	8,584	0,660	2,25	0,014
Lokasi	2	2,923	1,462	4,98	0,009
Interaksi	26	20,77	0,88	2,78	0,000
KUI1	13	11,47	0,84	0,925	0,000
KUI2	11	9,3	0,293	0,97	0,001
Sisaan	84	24,646			
Total	125	57,332			



Gambar 4. Plot interaksi antara genotipe tanaman padi dengan lokasi penelitian



Gambar 5. Biplot antara nilai komponen pertama dengan rata-rata hasil produksi genotipe tanaman padi



Gambar 6. Biplot antara KUI1 dengan KUI2 pada genotipe tanaman padi

Dengan menggunakan metode keberhasilan total 2 maka komponen utama yang dihasilkan semuanya nyata, sehingga tidak ada komponen sisaan. Oleh karena itu model AMMI2 sesuai untuk menduga hasil padi pada penelitian ini, karena nilai RMS sisaan 0% atau semakin mendekati 0,0. Menurut Tifariartha *et al.* (2011), semakin dekat jarak titik suatu genotipe terhadap sumbu (0,0), maka genotipe tersebut dapat memberikan hasil yang konsisten pada berbagai lokasi tertentu.

Interpretasi AMMI

Nilai KUI1 dan KUI2 pada genotipe dan lokasi terdapat pada Lampiran 1 dan 2. Genotipe-genotipe yang interaksinya kecil terhadap lokasi mempunyai nilai KUI1 mendekati nol. Demikian juga lokasi KUI1 mendekati nol, sehingga dapat berinteraksi kecil dengan genotipe. Gambar 3 menunjukkan genotipe 12 (IR 64) berinteraksi kecil dengan lokasi. Analisis ini merupakan suatu

metode yang dapat digunakan untuk melihat kesesuaian konfigurasi terhadap konfigurasi yang lain dalam satu ukuran yang digunakan untuk menggambarkan kesamaan bentuk kedua konfigurasi yang dibandingkan (Mattjik, 1998). Genotipe yang terletak dalam satu kuadran dengan lokasi, berarti termasuk genotipe yang spesifik (Hadi dan Sa'diyah, 2004).

Genotipe berinteraksi positif dengan lokasi jika nilai KUI1 mempunyai notasi yang sama, sebaliknya bila notasinya berbeda. Lokasi A di Ladongi dan lokasi B di Wundulako berinteraksi positif dengan genotipe G2 (S3393-2F-17-1-1), G3 (S3381-2D-PN-27-2), G6 (S3382-2D-PN-17-3), G8 (S4690 G-KN-4-3), G9 (S4359 E-11-2), G12 (IR 64) dan G14 (Cisantana). Genotipe pada notasi yang berbeda dan berinteraksi negatif adalah genotipe G1 (S3423 E-KN-4), G4 (S3382-2D-PN-4-1), G5 (S3382-2D-PN-6-3-3), G7 (S3382-2D-PN-2D-1-1), G10 (S3381-2D-PN-38-3-2), G11 (OBS 9595) dan G13 (Ciherang).

Gambar 3 menunjukkan G3 (S3381-2D-PN-27-2), G9 (S4359 E-11-2), G12 (IR 64) sangat sesuai di lokasi A di Ladongi. Pada lokasi B di Wundulako, genotipe yang sesuai adalah G5 (S3382-2D-PN-6-3-3), G7 (S3382-2D-PN-2D-1-1), G10 (S3381-2D-PN-38-3-2) dan G11 (OBS 9595). Pada lokasi C di Lambuya, genotipe yang sesuai G6 (S3382-2D-PN-17-3), G8 (S4690 G-KN-4-3) dan G14 (Cisantana).

Perhitungan selang kepercayaan normal ganda bagi genotipe pada taraf nyata 0,05 dapat menghasilkan bentuk elips dengan jari-jari panjang sebesar 0,78 dan jari-jari pendek 0,74. Gambar 3 juga memperlihatkan genotipe yang berada di luar elips, yaitu G2 (S3393-2F-17-1-1) yang berarti rata-rata hasilnya tidak stabil, sedangkan genotipe lainnya stabil. Genotipe G11 (S3382-2D-PN-2D-1-1), G4 (S3382-2D-PN-4-1), G5 (S3382-2D-PN-6-3-3), G14 (Cisantana), G7 (S3382-2D-PN-2D-1-1) dan G13 (Ciherang) relatif stabil dan mempunyai rata-rata hasil di atas rata-rata umum (Lampiran 1). Biplot antara nilai komponen pertama dan rata-rata hasil padi (Gambar 5 dan 6).

Pemilihan Interaksi Khas antara Genotipe dengan Lingkungan

Suatu genotipe dan lingkungan tertentu dikatakan berinteraksi secara khas apabila nilai interaksi genotipe dan lokasi lebih besar dibandingkan dengan interaksinya pada lokasi lain. Interaksi suatu genotipe dengan lokasi sangat besar dibanding interaksinya dengan genotipe lain. Jika hanya menggunakan dua komponen yang berbeda, maka perbandingan keduanya secara mudah dapat diperlihatkan pada biplot. Berdasarkan biplot AMMI 2 penerapan respon terhadap varietas stabil maupun spesifik tidak berbeda dengan hasil varietas

stabil maupun spesifik pada tiap respon asal (Pasca *et al.*, 2008). Analisis AMMI sangat sesuai untuk mendeteksi kestabilan setiap percobaan multilokasi jika ragam genotipe pada biplot lebih kecil. Menurut Novianti *et al.* (2010), hasil kestabilan analisis AMMI menggunakan *resampling bootstrap* hampir sama dengan analisis AMMI biasa, dalam hal ini pada genotipe G3 (B10531E-KN-14-3-0-L-R-B376-1), G4 (OBS 1735/PSJ), G12 (Ciherang) dan G14 (Cimelati).

Interaksi genotipe dan lokasi yang diperhatikan dalam pemilihan secara khas antara genotipe dan lingkungan terlihat 'tidak stabil'. Genotipe dan lokasi yang stabil berarti tidak memberikan tanggapan yang khas terhadap lokasi tertentu. Interaksi yang khas diperoleh pada genotip G2 (S3393-2F-17-1-1) dengan lokasi A yang diuji di Ladongi Kabupaten Kolaka Timur.

KESIMPULAN DAN SARAN

Uji multilokasi pada berbagai lokasi memiliki efek utama dengan genotipe KUI1 dan KUI2. Pada uji biplot ditemukan genotipe S3393-2F-17-1-1 yang tidak stabil, sedangkan sisanya stabil. Genotipe G4 (S3382-2D-PN-4-1), G5 (S3382-2D-PN-6-3-3), G7 (S3382-2D-PN-2D-1-1), G11 (S3382-2D-1-1), G13 (Ciherang) dan G14 (Cisantana) relatif stabil.

Beberapa genotipe dapat direkomendasikan dengan potensi hasil tinggi karena hasil rata-rata lebih tinggi dibandingkan dengan rata-rata umum. Genotipe G3 (S3381-2D-PN-27-2), G9 (S4359-E-11-2), dan G12 (IR64) sangat sesuai dan cukup baik serta berdaya hasil tinggi pada lokasi A di Ladongi. Pada lokasi B di Wundulako direkomendasikan G11 (OBS-9595). Khusus pada lokasi C, di Lambuya, beberapa genotipe dapat tumbuh dengan baik, seperti G6 (S3382-2D-PN-17-3), G8 (S4690 G-KN-4-3) dan G14 (Cisantana).

Perlu penelitian lanjutan untuk mengetahui hasil padi yang diuji pada beberapa lokasi di kabupaten lainnya di Sulawesi Tenggara.

DAFTAR PUSTAKA

- Crossa, J., P. N. Fox, W. H. Feiffer, S. Rajaram and H. G. Gauch. 1991. AMMI Adjustment for Statistical Analysis Of An International Wheat Yield Trial. *Theoretical and Applied Genetics* (81):27-37.
- Crossa, J., P. L. Cornelius and W. Yan. 2002. Biplots of linear bilinear models for studying cross over G x E interaction. *Crop Science* 42: 619-633.
- Cullis, B. R., B. J. Gogel, A. P. Verbyla, and R. Thompson. 1998. Spatial analysis of multi environment early generation trials. *Biometrics* 54: 1-18.

- Cullis, B. R., A. Smith and N. Coombes. 2006. On the design of early generation variety trials with correlated data. *Journal Agric. Biol. Environ. Stat.* 11:(in press).
- Dufry, F. dan M. S. Lestari. 2012. Stabilitas hasil dan adaptabilitas genotipe jagung hibrida toleran kekeringan menggunakan metode *Additive Main Effect Multiplecative Interaction* (AMMI). BPTP. sulawesi selatan. *Jurnal Informatika Pertanian* 21(1):51-97.
- Gaffar, M. Y. H., S. B. Santoso dan Sri Sunarti. 2012. Analisis stabilitas hasil dengan model eberhart-russells dan biplot pada UML jagung QPM. *Jurnal Informatika Pertanian* 21 (2):89-94.
- Ganefianti, D. W., D. Suryati dan Hasannudin. 2009. Analisis stabilitas hasil enam genotipe cabai menggunakan metode *Additive Main Effect Multiplicative Interaction* (AMMI). *Akta Agrosia* 12 (2):147-154.
- Gauch, H. G. 1992. *Statistical analysis of regional yield trials: AMMI analysis of factorial designs.* Elsevier Science Publishers B. V. Amsterdam-London-New York-Tokyo 1992.
- Gauch, H. G. 2006. Statistical analysis of yield trials by AMMI and GGE. *Crop Sci.* 46:1488-1500.
- Gilmour, A. R., B. R. Cullis and A. P. Verbyla. 1997. Accounting for natural and extraneous variation in the analysis of field experiments. *Journal Agric. Biological and Environmental Statistics* (2):269-273.
- Gomez, K. A. dan Gomez, A. A. 1995. *Prosedur Statistik untuk Penelitian Pertanian.* Endang Sjamsuddin dan Justika S, Baharsjah, penerjemah. Jakarta: UI Press.
- Hadi, A. F. dan S. Halimatus. 2004. Model AMMI untuk analisis interaksi genotipe lokasi. *Jurnal Ilmu Dasar* 5(1): 33-41.
- Kempton, R. A. 1984. The use of biplots in interpreting variety by environment interactions. *Journal of Agricultural Science* 103:123-135.
- Mattjik, A. A. 1998. Aplikasi analisis pengaruh utama aditif dan interaksi ganda (UAIG) pada data simulasi. *Forum Statistika Komputasi* 3(1): 20-26.
- Mattjik, A. A. dan I. M. Sumertajaya. 2006. *Rancangan Percobaan dengan Aplikasi SAS dan Minitab jilid I, Edisi 2.* IPB Press, Bogor.
- Min, T. and G. B. Saleh. 2003. Phenotypic stability of selected tropical maize genotypes at four location. *Asian Journal of Plant Science* 2(10):743-747.
- Montgomery, J. D. 1991. *Design and analysis of experiment. introduction to statistical quality control (2nd Edition). Toward an Economic Analysis.* Journal American Ecobomic Association 702 p.
- Novianti, P., A. A. Mattjik dan I.M. Sumertajaya. 2010. Pendugaan kestabilan genotipe pada model AMMI menggunakan metode *Resampling Bootstrap*. *Forum Statistika dan Komputasi* 1 (1):28-35.
- Pasca, P. M., L. A. Soehono dan R. Fitriani. 2008. Metode Penggabungan Respon Komponen Utama dan Jarak Hoteling pada Analisis AMMI dengan Respon Berskala Campuran. Jurusan Matematika, F.MIPA, Universitas Brawijaya. Hlm. 221-224.
- Sa'diyah, H. 2003. analisis multilokasi dengan multirespon menggunakan AMMI. *Jurnal Matematika FMIPA, Institut Pertanian Bogor.*
- Sa'diyah, H. 2012. Pendugaan non-parametrik dan analisis komponen terhadap stabilitas padi sawah (*Oryza Sativa*). *Statistika* 12(2):103-108.
- Sa'diyah, H., R. Sitaresmi dan D. F. Hadi. 2014. karakterisasi galur harapan padi sawah hasil penelitian konsorsium padi nasional. *Bionatura-Jurnal Ilmu-ilmu Hayati dan Fisik* 16(3):164-167.
- Samonte, S. O. P. B., L. T. Wilson, A. M. McClung and J. C. Medley. 2005. Targeting cultivar on to rice growing environment using AMMI and SREG GGE biplot analysis. *Crop Sci.* 45:2414- 2424.
- Smith, P.J, M. P. Battaglia, V.J. Huggins, D. C. Hoaglin, A. S. Roden, M. Khare, T.M. Ezzati-Rice, and R. A. Wright. 2001. Overview of the sampling design and statistical methods used in the national immunization survey. *Am J. Prev Med* 20 (4):17-24.
- Sumertajaya, I. M. 1998. Perbandingan model AMMI dan regresi linier untuk menerangkan pengaruh interaksi percobaan lokasi ganda. Tesis. Bogor : Institut Pertanian Bogor.
- Sumertajaya, I. M. 2005. Kajian pengaruh inter blok dan interaksi pada uji lokasi ganda dan respon ganda. *Jurnal Matematika FMIPA Institut Pertanian Bogor.*
- Sumertajaya, I. M. 2007. Analisis Statistik Interaksi Genotype Dengan Lingkungan. Departemen Statistiska Fakultas Matematika dan IPA. Institut Pertanian Bogor. 33 hlm.
- Sungkawa, I. 2009. Pendeteksian pencilan (*Outlier*) dan residual pada regresi linier. *Jurnal Informatika Pertanian* 18(2):95-106.
- Steel Robert, C. D. and H. Torrie James. 1977. *Principles and Procedures of Statistics.* New York. Mc Graw 1960. 39: 252 p.
- Steel Robert, C. D. and H. Torrie James. 1997. *Principles and Procedures of Statistics: a Biometrical Approach.* Gramedia. Robert George Douglas Steel, James Hiram Torrie, David A. Dickey McGraw-Hill, 1997. 666 p.
- Sujiprihati, S., M. Syukur dan R. Yuniarti. 2006. Analisis stabilitas hasil tujuh populasi jagung manis menggunakan metode *Additive Main Effect Multiplicative Interaction* (AMMI). *Bul. Agron.* 34(2):93-97.
- Suwardi. 2001. Metode AMMI pada model campuran. *Jurnal Matematika FMIPA, Institut Pertanian Bogor.*

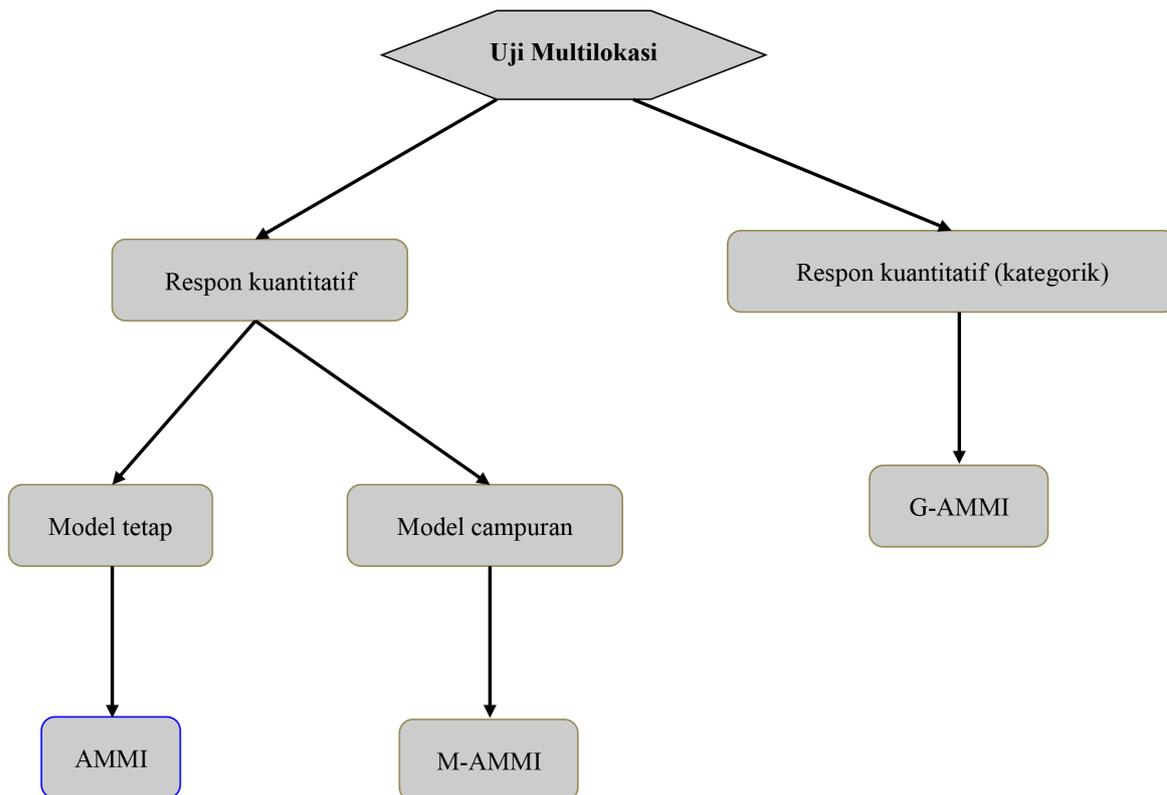
- Suwarto. 2010. Analisis stabilitas hasil dan adaptabilitas menggunakan analisis AMMI (Additive Main Effect and Multiplicative Interaction). *Agronomika* 10(1):88-96.
- Tifariartha, R. W., L. A. Soehono dan M. B. Mitakda. 2011. Perbandingan metode penggabungan respon analisis komponen utama dan range equalization pada analisis AMMI campuran. Jurusan Matematika, F.MIPA, Universitas Brawijaya. Hlm. 113-116.
- Zobel, R. W., S. A. El-Shaarawy, A. M. R. Abd El-bary, H. M. Hamoud and W. M.B. Yehia. 1998. 1704 Use of High Efficient AMMI Method to Evaluate New Egyptian Cotton Genotypes for Performance Stability. Cotton Research Institute, Giza, Egypt. 1-11 p.
- Zobel, R. W., Wright, M. J. and Gauch, H. G. 1988. Statistical analysis of a yield trial. *Agronomy Journal* 80:388-393.

Lampiran 1. Rataan hasil analisis AMMI dan hasil produksi untuk beberapa genotipe tanaman padi

No.	Galur/varietas	KUI1	KUI2	KUI3	Rataan hasil produksi
1	S3423 E-KN-4	-0,32635	0,190278	0,082308	4,357
2	S3393-2F-17-1-1	0,145652	0,826824	0,014088	4,38
3	S3381-2D-PN-27-2	0,642296	0,1631	0,054114	4,227
4	S3382-2D-PN-4-1	-0,30587	0,218404	0,053289	4,747
5	S3382-2D-PN-6-3-3	-0,28936	-0,48481	0,065548	4,697
6	S3382-2D-PN-17-3	0,429927	-0,59909	0,067435	4,177
7	S3382-2D-PN-2D-1-1	-0,51436	-0,05791	0,029611	4,46
8	S4690 G-KN-4-3	0,651085	-0,23652	0,004029	4,063
9	S4359 E-11-2	0,534013	0,096688	0,026762	4,19
10	S3381-2D-PN-38-3-2	-0,26231	-0,21081	-0,11039	3,987
11	OBS 9595	-0,3866	-0,32098	0,034179	4,91
12	IR 64	0,026809	0,35945	0,022255	4,08
13	Ciherang	-0,51371	0,139587	0,054693	4,397
14	Cisantana	0,210002	-0,11312	0,030468	4,56

Lampiran 2. Rataan hasil analisis AMMI dan hasil produksi tanaman padi pada beberapa lokasi di Sulawesi Tenggara

Lingkungan/Lokasi	Kode	KUI1	KUI2	KUI3	Rata-rata lokasi
Kab. Kolaka Timur, Kec. Ladongi	A	0,49561	0,97543	-0,11725	4,229
Kab. Kolaka, Kec. Wundulako	B	0,6433	-0,89851	-0,11649	4,584
Kab. Konawe, Kec. Lambuya	C	-1,13897	-0,08304	-0,11682	4,307



Gambar Lampiran 1. Metode AMMI dalam pengujian multilokasi (Sumertajaya, 2007)