

**ANALISIS INTERAKSI GENOTIP × LINGKUNGAN MENGGUNAKAN
*STRUCTURAL EQUATION MODELING***

I Made Sumertajaya¹, Ahmad Ansori Matjijik², I Gede Nyoman Mindra Jaya³

¹Departemen Statistika, FMIPA Institut Pertanian Bogor

²Guru Besar Statistika, FMIPA Institut Pertanian Bogor

³Mahasiswa S2 Statistika, Sekolah Pascasarjana Institut Pertanian Bogor

Abstract

Additive Main Effect and Multiplicative Model (AMMI Model) nowadays is used to asses in plant breeding, especially to asses the Genotype × Environment Interaction (GEI) on multi-environment trial. The presence of genotype × environment interaction (GEI) creates difficulties in modeling complex trait that involve sequence biological process. Coupling Structural equation modeling with AMMI was developed to analyzed genotype × environment interaction (GEI). Structural equation modeling allows us to account for underlying sequential process in plant development by incorporating intermediate variables associated with those processes in the model. With this method we can incorporating genotypic and environmental covariate in the model and explain how those covariates influence grain yield. SEM-AMMI useful when both environments and genotype are fixed and the purpose of the multi-environment trials (MET) is to assess the combined effect genotypic and environmental covariate on yield and yield components

Keywords : AMMI Model, Structural equation modeling

LATAR BELAKANG

Percobaan multilokasi merupakan percobaan yang sering dilakukan dalam penelitian pemuliaan tanaman untuk mengkaji interaksi genotip × lingkungan (*Genotype × Environmental Interaction = GEI*). *GEI* dapat dinyatakan sebagai perubahan keragaman dari beberapa genotip pada beberapa lingkungan berbeda. Kajian ini penting dalam pemuliaan tanaman karea hasilnya dapat digunakan untuk menduga dan menyeleksi genotip-genotip yang berpenampilan stabil (*stability of genotype*) pada berbagai lingkungan berbeda atau beradaptasi pada suatu lingkungan spesifik (*adaptation of genotypes to specific environmental*).

Daya hasil merupakan karakteristik yang sangat kompleks yang merupakan akumulasi respon terhadap kondisi lingkungan selama tahapan perkembangan dari sejumlah komponen daya hasil yang saling terkait sehingga dibutuhkan pemahaman aspek fisiologis yang mendasari *GEI* dalam upaya menemukan varietas unggulan.

Melalui pemahaman konsep ini, maka dalam upaya menemukan varietas unggulan harus dimulai dengan memperhatikan faktor-faktor *genotypic* (respon dari genotip) dan lingkungan sebagai salah satu elemen yang bertanggung jawab atas signifikansi *GEI* pada daya hasil dengan mempertimbangkannya sebagai penyebab *GEI* selama proses perkembangan secara bertahap dari sejumlah komponen daya hasil yang saling terkait, dan menghubungkannya dengan daya hasil.

Beberapa metode statistik telah dikembangkan untuk mengkaji *GEI*, namun sedikit sekali metode yang melibatkan proses fisiologis, faktor-faktor *genotypic* dan lingkungan dalam menjelaskan *GEI* karena umumnya dalam pemuliaan tanaman daya hasil yang menjadi pusat perhatian dari para pemulia. Namun, jika hanya memperhatikan daya hasil dalam analisis *GEI* tentunya tidak cukup dalam pemilihan varietas unggulan yang stabil pada berbagai lokasi yang berbeda, sehingga dibutuhkan suatu metode yang efektif untuk menjelaskan efek dari faktor-faktor *genotypic* dan lingkungan terhadap *GEI* dalam mempengaruhi daya hasil.

Tai (1979) menyatakan sangatlah penting untuk mempertimbangkan keterkaitan antara proses fisiologis ketika memodelkan *GEI*. Hasil observasi menunjukkan bahwa hasil *GEI* untuk daya hasil meningkat ketika proses fisiologis untuk genotip yang berbeda menunjukkan respon yang berbeda terhadap faktor-faktor lingkungan. Tai menggunakan analisis jalur untuk menjelaskan keterkaitan proses fisiologis terhadap *GEI* untuk daya hasil. Pendekatan ini memiliki keterbatasan karena tidak mampu menjelaskan pengaruh dari variabel eksogenus seperti iklim dan faktor genetik terhadap *GEI* untuk daya hasil ataupun *GEI* untuk komponen daya hasil. Sehingga dibutuhkan suatu metode yang memungkinkan memberikan penjelasan pengaruh dari faktor-faktor *genotypic* dan lingkungan terhadap signifikansi *GEI* untuk daya hasil dan *GEI* untuk komponen daya hasil.

Additive main effects and multiplicative interaction model (AMMI model) merupakan suatu metode multivariat yang relatif baru digunakan akhir-akhir ini dalam penelitian pemuliaan tanaman untuk mengkaji *GEI* pada suatu percobaan multilokasi. Gauch dan Zobel (1990) mengemukakan bahwa model *AMMI* merupakan suatu model gabungan dari pengaruh aditif pada analisis ragam dan pengaruh multiplikatif pada analisis komponen utama. Melalui *AMMI*, matriks residual sebagai penyimpangan dari

model aditif didekomposisi dengan menggunakan *singular value decomposition (SVD)* untuk mendapatkan bagian multiplikatif dari model (Gabriel, 1978). *Singular value decomposition* memusatkan pola utama dari variasi residual kedalam sedikit komponen utama dan sisanya adalah *noise*. Dengan cara ini, bagian multiplikatif pada *AMMI* dapat mempartisi data ke dalam pola model interaksi penuh dengan mempertimbangkan sedikit komponen utama dan membuang *noise* untuk ketepatan prediksi (Gauch and Zobel 1996). Romogosta *et al.* (1993) menemukan model *AMMI* dengan dua komponen memiliki kemampuan paling akurat dalam melakukan prediksi dan memiliki kemudahan dalam interpretasi.

Metode *Factorial Regression (FR)* dan *Partial Least Square (PLS)* telah digunakan untuk memodelkan *GEI* dengan memasukkan kovariat *genotypic* dan lingkungan, namun gagal menjelaskan keterkaitan antar variabel penelitian (Dugana, 2004). Metode baru dikemukakan oleh Dugana sebagai perbaikan dari metode-metode yang telah ada yaitu menggunakan *Structural equation modeling (SEM)*. *SEM* merupakan sebuah pendekatan dalam melakukan analisis secara simultan untuk sebuah sistem persamaan yang mana setiap persamaan menjelaskan hubungan sebab – akibat antara variabel yang dimasukkan dalam sistem. *SEM* dapat digunakan untuk memodelkan keterkaitan antara komponen daya hasil dan menghubungkannya dengan daya hasil. *SEM* juga dapat menguji model dengan beberapa variabel dependen, memasukkan kekeliruan pengukuran dan mampu melakukan pengujian koefisien *path* secara parsial.

TUJUAN PENELITIAN

Menerapkan analisis *Structural equation modeling* dalam menganalisis Interaksi Genotip × lingkungan dengan melibatkan faktor-faktor *genotypic* dan lingkungan.

BAHAN DAN METODE

Data Eksperimen

Data yang digunakan dalam penelitian ini adalah data pemuliaan Jagung Hibrida yang dilakukan dari tanggal 23 Juli 2006 sampai 10 April 2007 yaitu pada musim hujan dan kemarau. Percobaan ini menggunakan 7 galur Jagung Hibrida Harapan dan 5 galur Jagung Hibrida Komersial yang ditanam pada 18 kondisi lokasi tersebar di 6 Propinsi.

Tabel 1. Deskripsi Lokasi Penelitian

No	Propinsi	Kecamatan	Desa	Elevasi (m)	Musim 2006/2007	
					Kemarau	Hujan
1	Jawa Barat	Cigombong	Ciburuy	521		L1
2	Jawa Barat	Bogor Barat	Pabuaran	260	L11	
3	Jawa Tengah	Banyodono	Nagru Aru	196	L12	
4	Jawa Tengah	Banyodono	Ketaon	190		L2
5	Jawa Tengah	Gemblengan	Kalikotes	190	L13	
6	Jawa Timur	Ambulu	Pontang	10	L17	
7	Jawa Timur	Kedung Mulyo	Brodot	60		L7
8	Jawa Timur	Tajinan	Jambu Timur	465	L18	
9	Jawa Timur	Tumpang	Wringinsongo	540		L8
10	Lampung	Ratu Nuban	Sido waras	35		L6
11	Lampung	Metro Timur	Yoso Mulyo	50	L16	L5
12	Sulawesi Selatan	Barru	Kemiri	45		L3
13	Sulawesi Selatan	Moncongloe	Moncongloe Bulu	17		L4
14	Sumatera Utara	Namo Rambe	Kuta Tengah	95	L14	L9
15	Sumatera Utara	Binjai	Sambirejo	35	L15	
16	Sumatera Utara	Sei Rampah	Cempedak Lobang	65		L10

Tabel 2. Jenis Galur

No.	Galur/varietas	Asal	Kelompok
A	BIO 9900	Bioseed	Hybrid
B	BIO 1263	Bioseed	Hybrid
C	BIO 1169	Bioseed	Hybrid
D	BC 42521	Bioseed	Hybrid
E	BC 42683	Bioseed	Hybrid
F	BC 41399	Bioseed	Hybrid
G	BC 2630	Bioseed	Hybrid
H	BC 42882 –A	Bioseed	Hybrid
I	BIO 9899	Bioseed	Hybrid
J	BISI – 2	PT. BISI	Hybrid
K	P – 12	PT. Dupont	Hybrid
L	C 7	PT. Monsanto	Hybrid

Dalam penelitian ini, variabel-variabel yang akan diambil adalah :

Tabel 3. Variabel yang Diamati

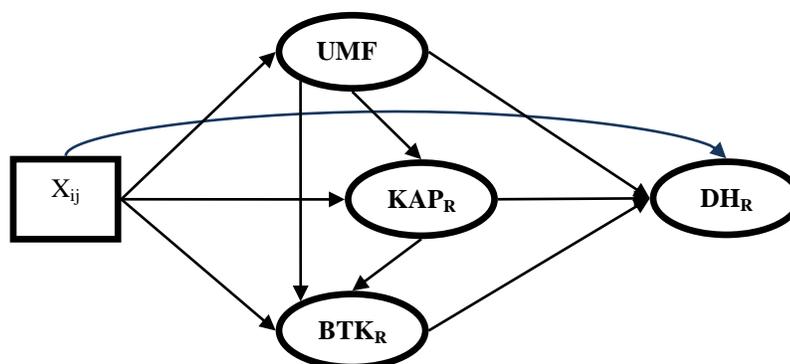
Variabel Yang Diamati	Satuan
Umur Masak Fisiologis (UMF)	Hari
Kadar Air saat panen (KAP)	Ml
Berat Tongkol (BTK)	Gram/Tkl
Daya Hasil (DH)	Ton/Ha
Tinggi Lokasi (TL)	M
Musim (M)	0=Kemarau 1=Hujan

Metode Analisis

Beberapa tahapan analisis dilakukan dalam penelitian ini meliputi analisis ragam dengan pendekatan *ANOVA* klasik, melakukan pemodelan pengaruh interaksi dengan metode *AMMI*. Melalui metode *AMMI* diperoleh variabel latent endogen yang akan digunakan dalam analisis *Structural equation modeling*. *SEM* digunakan untuk melihat bagaimana pengaruh dari komponen daya hasil terhadap daya hasil (DH_R , UMF_R , KAP_R , dan BTK_R), dan interaksi kovariat galur dengan kovariat faktor-faktor lokasi (X_{ij}) terhadap komponen daya hasil dan daya hasil sendiri.

HIPOTESIS PENELITIAN

Hipotesis yang diajukan dalam penelitian ini adalah bahwa daya hasil dapat dijelaskan oleh komponen daya hasil yaitu umur masak fisiologis, kadar air saat panen dan berat tongkol. Kemudian masing-masing komponen daya hasil dan daya hasil itu sendiri dapat dijelaskan oleh interaksi faktor-faktor lingkungan dan genetik. Hipotesis penelitian di atas dapat digambarkan dalam diagram alur sebagai berikut :



Gambar 1. Hipotesis Penelitian

TAHAPAN ANALISIS

Tahap Pertama

Pada tahap pertama, data dianalisis dengan analisis ragam klasik untuk memperoleh gambaran tentang pengaruh utama dan pengaruh interaksi dari galur dan lokasi terhadap komponen daya hasil (UMF , KAP , BT) daya hasil (DH), dengan model RAL nya adalah :

$$y_{ger} = \mu + \alpha_g + \beta_e + \gamma_{ge} + \varepsilon_{ger} \quad (1)$$

Jika dalam analisis ini ditemukan adanya pengaruh interaksi antara lingkungan dengan galur, maka analisis akan diteruskan pada tahap ke dua.

Tahap Kedua

Pemodelan Analisis AMMI

Pada tahap kedua dilakukan analisis *AMMI* dengan tujuan menjelaskan interaksi perlakuan dengan lokasi, dan mendapatkan nilai komponen *AMMI* yang akan digunakan sebagai skor faktor endogen untuk analisis *SEM*. Untuk mendapatkan skor faktor endogen, dilakukan dengan menggunakan pendekatan Penguraian nilai singular (*SVD*).

Penguraian Nilai Singular

Penguraian Nilai Singular (*Singular Value Decomposition*) untuk matriks pengaruh interaksi **Z** sebagaimana dikemukakan oleh Greenacre (1984) adalah memodelkan matriks tersebut sebagai berikut:

$$\mathbf{Z} = \mathbf{U} \mathbf{L} \mathbf{A}' \quad (2)$$

Tujuan dari penguraian nilai singular ini adalah untuk mendapatkan faktor skor genotypic dan faktor skor lingkungan.

Penentuan Banyak Komponen AMMI

Penentuan banyak komponen *AMMI* digunakan metode *Postdictive success* berhubungan dengan kemampuan suatu model yang tereduksi untuk menduga data yang digunakan dalam membangun model tersebut. Salah satu penentuan banyaknya komponen berdasarkan *Postdictive success* adalah berdasarkan banyaknya sumbu tersebut yang nyata pada uji F analisis ragam.

Intepretasi Model AMMI

Alat yang digunakan untuk menginterpretasi hasil dari metode *AMMI* adalah biplot. Pada penelitian pemuliaan tanaman dikenal dengan istilah GGE biplot (*Genotype vs Genotype* × *Environment biplot*). Pada dasarnya metode ini merupakan upaya untuk memberikan peragaan grafik dari suatu matriks dalam suatu plot dengan menumpangtindihkan vektor-vektor dalam ruang berdimensi dua. Vektor-vektor yang dimaksud yaitu vektor yang mewakili nilai skor komponen lingkungan.

Tahap Ketiga

Memodelkan Pengaruh Komponen Daya Hasil Dan Kovariate Lingkungan × Genetik Terhadap Daya Hasil dengan Analisis SEM.

Karena tujuan kita adalah memodelkan daya hasil *GEI*, nilai daya hasil dan komponen daya hasil residual (DH_R , UMF_R , KAP_R , dan BT_R) digunakan sebagai variabel endogen (Y). Residual diperoleh dari hasil pengurangan nilai observasi dengan nilai dugaan efek utama galur dan lokasi. Variabel eksogen (X_{ij}) merupakan hasil perkalian antara kovariat galur ke- i dan kovariat lokasi ke- j . Karena daya hasil dan komponen daya hasil merupakan nilai residual, maka variabel eskogen (X) juga harus disesuaikan terhadap efek utama lokasi dan genotip dengan mengalikan nilai X dengan $(I-Pz)$ dimana Z adalah matriks rancangan dari efek utama galur dan lokasi, dan $Pz=Z(Z'Z)^{-1}Z'$ (Dhungana, 2004). Kita mengasumsikan bahwa variabel X diukur tanpa kesalahan pengukuran.

SEM-AMMI adalah model *structural equation modeling* dengan komponen multiplikatif *GEI* sebagai varaibel laten). Msalkan Y_1 , Y_2 , Y_3 , dan Y_4 masing-masing adalah matriks dugaan residual DH_R , UMF_R , KAP_R , dan BT_R dengan ordo masing-masin $n \times p$ diman n adalah banyaknya genotip dan p adalah banyaknya lokasi. Setiap matriks residual dapat didefinisikan menggunakan matriks *singular value decomposition (SVD)*.

$$Y_i = U_i \Omega_i V_i + e_i \quad (3)$$

dengan :

Y_i : $n \times p$ matriks residual variabel ke- i

U_i : $n \times k$ matriks eigen vektor k pertama yang terkait dengan n genotipe

Ω_i : $k \times k$ matriks diagonal nilai eigen k pertama dari nilai singular Y_i dengan elemen diagonal λ_i dimana $\lambda_1 \geq \lambda_2 \geq \dots \geq \lambda_k$

V_i : $k \times p$ matriks eigen vektor k pertama yang terkait dengan p lokasi

Kita asumsikan bahwa $U_i \Omega_i V_i$ adalah nilai *GEI* sebenarnya dari variabel ke- i dengan k komponen pertama ditentukan berdasarkan pada proporsi jumlah kuadrat *GEI* yang ingin dijelaskan. Matriks Y_i dalam persamaan (3) dikonversi ke vektor kolom dengan menggunakan operator **vec** dan produk **konecker** (Harville, 1997) :

$$\text{Vec}(Y_i) = (V_i' \otimes U_i) \text{vec}(\Omega_i) + \text{vec}(e_i) \quad (4)$$

dengan :

$\text{vec}(\mathbf{Y}_i)$: kolom \mathbf{Y}_i disusun menjadi vektor kolom $np \times 1$

Misalkan

$$\boldsymbol{\eta}_i = (\mathbf{V}'_i \otimes \mathbf{U}_i) \text{vec}(\boldsymbol{\Omega}_i) \quad (5)$$

Sehingga observasi dari genotip pada lokasi untuk variabel ke- i dituliskan sebagai berikut:

$$\mathbf{y}_i = \boldsymbol{\eta}_i + \boldsymbol{\varepsilon}_i \quad (6)$$

Selanjutnya untuk keempat variabel, model pengukuran dari \mathbf{y} dapat dituliskan sebagai berikut :

$$\mathbf{y} = \boldsymbol{\eta} + \boldsymbol{\varepsilon} \quad (7)$$

dengan :

$\mathbf{y} = (\mathbf{y}_1 \ \mathbf{y}_2 \ \mathbf{y}_3 \ \mathbf{y}_4)'$, $\boldsymbol{\eta} = (\boldsymbol{\eta}_1 \ \boldsymbol{\eta}_2 \ \boldsymbol{\eta}_3 \ \boldsymbol{\eta}_4)'$, vector residual $\boldsymbol{\varepsilon} = (\boldsymbol{\varepsilon}_1 \ \boldsymbol{\varepsilon}_2 \ \boldsymbol{\varepsilon}_3 \ \boldsymbol{\varepsilon}_4)'$ dan $E(\boldsymbol{\varepsilon})=0$, $E(\boldsymbol{\varepsilon} \boldsymbol{\varepsilon}')=\boldsymbol{\Theta}_\varepsilon$. Diasumsikan bahwa variabel eksogen (\mathbf{X}) diukur tanpa kesalahan pengukuran.

Model strukturalnya dapat dituliskan sebagai berikut :

$$\boldsymbol{\eta} = \mathbf{B}\boldsymbol{\eta} + \boldsymbol{\Gamma}\mathbf{X} + \boldsymbol{\zeta} \quad (8)$$

dengan :

\mathbf{X} : vektor ($s \times 1$) eksogenus

\mathbf{B} : matrik (4×4) koefisien yang menunjukkan hubungan antara variabel endogenus ($\boldsymbol{\eta}$)

$\boldsymbol{\Gamma}$: Matriks ($4 \times s$) koefisien hubungan antara endogenus ($\boldsymbol{\eta}$) dengan eksogenus (\mathbf{X})

$\boldsymbol{\zeta}$: vektor kolom (4×1) vektor kekeliruan yang terkait dengan variabel endogenus ($\boldsymbol{\eta}$)

Struktur Kovarians dan Pendugaan Parameter

Konsep pendugaan parameter dalam *SEM* adalah meminimumkan peredan antara kovarians observasi $\boldsymbol{\Sigma}$ dengan kovarians model $\boldsymbol{\Sigma}(\boldsymbol{\theta})$ (Bollen, 1989; Johnson and Wichern, 1996).

Misalkan $\boldsymbol{\Sigma}_{yy}$ (4×4), $\boldsymbol{\Sigma}_{xx}$ ($s \times s$), $\boldsymbol{\Sigma}_{yx}$ ($4 \times s$) masing-masing adalah matriks kovarians dari 4 variabel observasi endogenus (\mathbf{Y}), s variabel Eksogen (\mathbf{X}), dan perkalian silang matriks kovarians (\mathbf{Y} , \mathbf{X}). Dan $\boldsymbol{\Sigma}$ adalah matriks gabungan dengan ordo $(4+s) \times (4+s)$ sebagai berikut :

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \Sigma_{yy} & \Sigma_{yx} \\ \Sigma_{yx} & \Sigma_{xx} \end{bmatrix}$$

$\Sigma(\theta)$ adalah matriks kovarians Y dan X yang merupakan fungsi dari vektor parameter (θ)

Dengan menggunakan persamaan (7), (8) dan bentuk tereduksi dari persamaan (9) :

$$\eta = (\mathbf{I}-\mathbf{B})^{-1}(\Gamma\mathbf{X}+\zeta) \quad (9)$$

Sehingga partisi $\Sigma(\theta)$ yang sesuai dengan Σ adalah :

$$\Sigma_{yy}(\theta)=\mathbf{E}(\mathbf{Y}\mathbf{Y}')=(\mathbf{I}-\mathbf{B})^{-1}(\Gamma \Sigma_{xx} \Gamma' +\psi) [(\mathbf{I}-\mathbf{B})^{-1}]^{-1}+\Theta_{\varepsilon} \quad (10)$$

$$\Sigma_{yx}(\theta)=\mathbf{E}(\mathbf{Y}\mathbf{X}')=(\mathbf{I}-\mathbf{B})^{-1}\Gamma \Sigma_{xx} \quad (11)$$

$$\Sigma_{xx}(\theta)=\mathbf{E}(\mathbf{X}\mathbf{X}')=\Sigma_{xx} \quad (12)$$

Sehingga dapat dituliskan matriks $\Sigma(\theta)$ lengkapnya adalah :

$$\Sigma(\theta) = \begin{bmatrix} (\mathbf{I}-\mathbf{B})^{-1}(\Gamma \Sigma_{xx} \Gamma' +\psi)[(\mathbf{I}-\mathbf{B})^{-1}]^{-1}+\Theta_{\varepsilon} & (\mathbf{I}-\mathbf{B})^{-1}\Gamma \Sigma_{xx} \\ \Sigma_{xx} \Gamma' [(\mathbf{I}-\mathbf{B})^{-1}]' & \Sigma_{xx} \end{bmatrix} \quad (13)$$

Pendugaan Parameter :

Beberapa metode pendugaan parameter dikenal dalam *SEM* diantaranya adalah Pendugaan Maksimum Likelihood

$$F_{ML} = \log|\Sigma(\theta)| + tr[\mathbf{S}\Sigma^{-1}(\theta)] - \log|\mathbf{S}| - (p + q) \quad (14)$$

Uji Kesesuaian Model

Uji Keباikannya Suai Khi-Kuadrat

Ukuran kebaikan ini pada dasarnya merupakan pengujian seberapa dekat matriks hasil dugaan dengan matriks data asal dengan menggunakan uji khi-kuadrat. Hipotesis yang diuji adalah

$$H_0: \Sigma = \Sigma(\theta) \quad \text{lawan} \quad H_1: \Sigma \neq \Sigma(\theta)$$

Jika H_0 diterima pada taraf signifikan tertentu, maka dapat diambil kesimpulan bahwa model diterima. Statistik untuk menguji hipotesis tersebut adalah:

$$\chi^2 = (n-1)xF(\hat{\theta}) \quad (15)$$

Statistik tersebut mendekati distribusi khi-kuadrat. Jika nilai χ^2 lebih besar dari nilai kritis khi-kuadrat dengan taraf signifikansi $\chi^2(df, \alpha)$ maka H_0 ditolak.

SOFTWARE

Untuk mempermudah perhitungan dalam penelitian ini, penulis menggunakan beberapa software yaitu Excel 2007, SAS 9.1 dan AMOS 7.0

HASIL DAN PEMBAHASAN

Melalui uji Levene’s diperoleh nilai statistik (t-student) sebesar 4.84 dengan nilai peluang nyata sebesar 0.000. Hasil pengujian ini menunjukkan bahwa data daya hasil jagung tidak homogen untuk setiap lokasi. Setelah dilakukan eksplorasi data ditemukan bahwa data daya hasil jagung pada Lokasi 1 (Bogor-Cigombang) dan data pada Lokasi 12 (Boyolali-Bonyodono) memiliki standar deviasi yang relatif berbeda sehingga diputuskan untuk memisahkan data pada dua lokasi ini dari analisis. Setelah dilakukan pemisahan, dilakukan pengujian ulang dengan diperoleh nilai statistik uji (t-student) 1.58 dengan peluang nyata 0.071. Nilai ini menunjukkan bahwa ragam daya hasil untuk ke 16 lokasi memenuhi asumsi kehomogenan ragam. Selanjutnya pengujian normalitas untuk residual dengan menggunakan statistik uji Shapiro-Wilks sebesar 0.997 dengan nilai peluang nyata sebesar 0.374. Hasil ini menunjukkan data memenuhi asumsi kenormalan. Sehingga, untuk data dari 16 lokasi sudah memenuhi asumsi kehomogenan ragam dan kenormalan.

Tabel 4. Hasil Analisis Ragam Untuk Data Produksi Jagung

Sumber Keragaman	Derajat Bebas	Jumlah Kuadrat	Kuadrat Tengan	F-Hitung	P
Genotip (G)	11	1.92	0.1742	11.1	0.00000
Lokasi (L)	15	66.29	4.4196	79.22	0.00000
Interaksi (G*L)	165	5.79	0.0351	2.24	0.00000
KUI 1	25	1.9	0.0761	4.85	0.00000
KUI 2	23	1.09	0.0475	3.03	0.00001
KUI 3	21	0.84	0.0399	2.54	0.00026
KUI 4	19	0.65	0.0343	2.19	0.00304
KUI 5	17	0.47	0.0279	1.78	0.02920
Simpangan	60	0.83	0.0138	0.88	0.72302
Galat	384	7.3075	0.01903	*	*
Total Terkoreksi	575	81.31	0.1414	*	*
Koef. Determinasi (R^2) = 0.9101 Koef. Keragaman (KK) = 12.49 Simpangan Baku galat (s) = 0.137949					

Analisis Interaksi Genotip × Lingkungan ... (I Gede Nyoman Mindra Jaya)

Dari hasil analisis ragam untuk daya hasil jagung dari 12 genotip pada 16 lokasi menunjukkan bahwa seluruh pengaruh utama (genotip dan lokasi) dan pengaruh interaksi genotip dengan lokasi berpengaruh nyata pada nilai peluang 0.0000. Hasil ini menunjukkan bahwa tingkat produksi jagung sangat dipengaruhi oleh faktor genotip dan lokasi. Jika dilihat dari sumbangan keragaman yang diberikan oleh masing-masing pengaruh terlihat pengaruh lokasi merupakan penyumbang keragaman produksi jagung terbesar, kemudian diikuti oleh faktor genotip kemudian interaksi genotip dengan lokasi. Dengan demikian tingkat produksi jagung akan sangat bergantung lokasi dimana jagung itu ditanam dan juga ditentukan oleh jenis genotip apa yang ditanam. Hasil ini juga terlihat dari respon lokasi yang sangat berfluktuatif yaitu berkisar 4.8588 ton/ha sampai 13.1254 ton/ha. Sedangkan respon genotip relatif seragam yaitu berkisar antara 8.887 ton/ha sampai dengan 10.126 ton/ha.

Secara deskriptif diketahui bahwa Lokasi 17 (Propinsi Jawa Timur, Kabupaten Jember Kecamatan Ambulu, Desa Pontang pada musim kemarau) yang memiliki tingkat produksi terbaik dengan tingkat produksi rata-rata mencapai 13,1254 ton/ha. Produksi terendah juga terdapat di Lokasi 18 (Propinsi Jawa Timur namun di kabupaten Malang, Kecamatan Tajinan desa Jambu Timur, pada musim kemarau) dengan rata-rata produksi jagung hanya sebesar 4.8588 ton/ha. Sedangkan genotip yang memberikan respon terbaik adalah BC 42521 dan yang terendah adalah genotip BIO 9900.

Tabel 4.1 menunjukkan bahwa interaksi antara jenis genotip dan lokasi tanam berpengaruh nyata terhadap produksi. Hasil tersebut berarti jenis genotip tertentu akan tumbuh baik pada lokasi tertentu tetapi tidak begitu halnya jika ditanam pada lokasi yang lain. Secara deskripsi dapat digambarkan bahwa untuk genotip BIO 9900 memberikan respon terbaik pada Lokasi -17 (Propinsi Jawa Timur, Kabupaten Jember Kecamatan Ambulu, Desa Pontang pada musim kemarau) namun kurang baik di Lokasi 18 (Jawa Timur, Kecamatan Tajinan, Desa Jambu Timur pada Musim Kemarau). Begitu juga untuk genotip BC 42521 juga memberikan respon yang tinggi pada Lokasi 17 (Propinsi Jawa Timur, Kabupaten Jember Kecamatan Ambulu, Desa Pontang pada musim kemarau) dan kurang baik pada Lokasi 18 (Jawa Timur, Kecamatan Tajinan, Desa Jambu Timur pada Musim Kemarau)

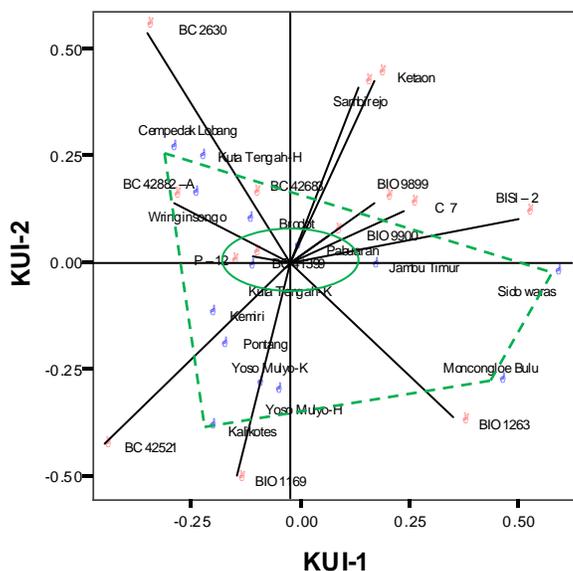
Jika dilihat dari hasil deskripsi di atas, khususnya untuk hasil produksi menurut lokasi, produksi rata-rata produksi jagung tertinggi dan terendah ada di propinsi Jawa Timur. Melihat fenomena ini tentunya dimungkinkan adanya faktor-faktor lingkungan yang berpengaruh terhadap produksi jagung semisal tinggi lokasi dan juga musim. Untuk kajian lebih lanjut analisis interaksi genotip dengan lokasi yang melibatkan pengaruh faktor lingkungan dan juga *genotypic* akan di bahwa pada topik selanjutnya yaitu *SEM-AMMI*.

Analisis AMMI

Penguraian bilinear terhadap matriks pengaruh interaksi dari data produksi jagung diperoleh 11 komponen utama interaksi (KUI) dengan nilai akar ciri masing-masing KUI adalah 0.634471, 0.364146, 0.279313, 0.217495, 0.158145, 0.104916, 0.060365, 0.048517, 0.031275, 0.021437, dan 0.009482. Kontribusi keragaman yang diterangkan oleh masing-masing komponen adalah 32.88%, 18.87%, 14.48%, 11.27%, 8.20%, 5.44%, 3.13%, 2.51%, 1.62%, 1.11%, dan 0.49%. Komponen utama interaksi yang nyata diperoleh dengan metode *Postdictive Success* menghasilkan lima komponen yang nyata dengan nilai F serta nilai peluangnya nyatanya masing-masing dapat dilihat pada Tabel 4.4. Hal ini berarti daya hasil dapat diterangkan dengan menggunakan model AMMI5, dimana pengaruh interaksi direduksi menjadi empat komponen. Dengan demikian model AMMI5 dapat menerangkan pengaruh interaksi sebesar 85,7%. Untuk keperluan analisis stabilitas dan daptabilitas, digunakan Biplot AMMI2 beserta selang kepercayaan elips. Biplot AMMI2 merupakan plot antara KUI1 dengan KUI2.

Perhitungan persamaan elips untuk daya hasil menghasilkan jari-jari panjang 0.153 dan jari-jari pendek 0.092. Terlihat genotip BIO 9900, BC 41399 dan P – 12 terletak di dalam ellips dengan genotip BC 41399 yang paling dekat dengan titik pusat (0.0). Hasil ini menunjukkan bahwa ketiga genotip tersebut stabil dengan genotip paling stabil adalah BC 41399. Biplot AMMI2 menunjukkan genotip yang berinteraksi khas dengan lokasi tertentu. Makin dekat jarak lokasi dengan genotip, atau semakin kecil sudut diantara keduanya maka makin kuat interaksinya.

Analisis Interaksi Genotip × Lingkungan ... (I Gede Nyoman Mindra Jaya)



Gambar 2. Biplot AMMI2 Daya Hasil (51.75%)

Dari gambar di atas terlihat bahwa genoti-genotip yang spesifik pada lokasi tertentu yaitu genotip BI01169 dan BC 42521 pada lokasi L13 (Kalikotes-Musim Kemarau). Genotip BIO 1263 pada lokasi 4 (Moncongloe Bulu-Musim Hujan). Selanjutnya Genotip BISI-2 pada lokasi 6 (Sidowaras – Musim Hujan). Genotip BC 2630 cocok pada lokasi 14 (Kuta Tengah – Musim Hujan) dan juga pada Lokasi L10 (Cempedak Lobang – Musim Hujan). Genotip BC 42882 cocok pada lokasi L8 (Wringin Solo – Musim Hujan).

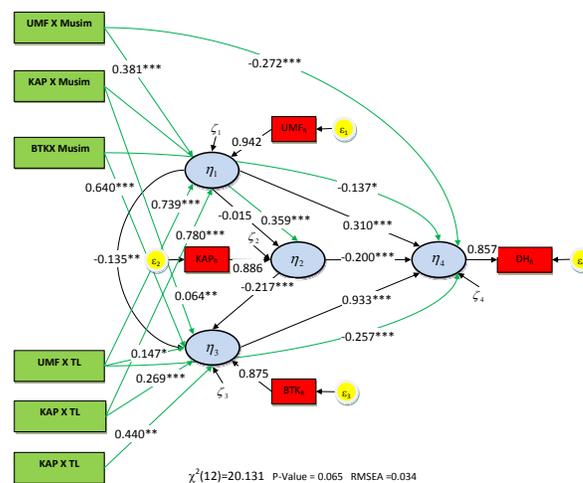
Structural equation modeling- AMMI

Struktural Equation Modeling merupakan satu teknik analisis statistik yang digunakan untuk mengkaji hubungan sebab akibat antara variabel penelitian yang memungkinkan memasukkan kekeliruan pengukuran dalam pemodelan suatu system persamaan. Melalui teknik ini juga dapat dilakukan analisis suatu sistem persamaan simultan dan memungkinkan melakukan pengujian koefisien arah secara parsial. Analisis *Struktural Equation Modeling* dicoba untuk dikombinasikan dengan pemodelan *AMMI* untuk membantu memberikan penjelasan faktor-faktor yang mempengaruhi signifikansi efek interaksi genotip × lokasi dimana faktor-faktor tersebut adalah komponen-komponen dari daya hasil dan juga faktor *genotypic* dan lingkungan yang

selama ini dalam analisis interaksi genotip × lokasi sering terabaikan, dimana faktor-faktor tersebut dinilai memiliki peran penting dalam menjelaskan interaksi genotip × lingkungan khususnya dalam menemukan varietas unggulan.

Seperti yang telah dijelaskan pada bab sebelumnya bahwa dalam analisis *SEM* dilibatkan variabel eksogen dan variabel endogen. Variabel eksogen dalam kasus ini adalah kovariat *genotypic* × lokasi, sedangkan variabel endogennya adalah *GEI* untuk komponen daya hasil dan *GEI* untuk daya hasi. Komponen daya hasil yang dilibatkan adalah umur masak fisiologis, kadar air panend dan berat tongkol.

Skor untuk *GEI* yang merupakan skor faktor laten endogen dalam *SEM* diperoleh dari dekomposisi singular matriks interaksi yang merupakan nilai yang diperoleh dengan menghilangkan efek utama dalam analisis ragam. Melalui dekomposisi ini diperoleh skor *full* interaksi yang telah dipisahkan dari komponen *noise*. Skor *GEI* untuk komponen daya hasil dan daya hasil diperoleh dari lima komponen utama dari hasil pengujian *Postdictive Success*. Dari lima komponen utama yang terpilih dapat menjelaskan 94,2%, 88,6%, 87,5% dan 85,7% pengaruh interaksi untuk masing-masing *GEI* pada umur masak fisiologis (UMF), kadar air panen (KAP), berat tongkol (BTK) dan daya hasil (DY). Variabel eksogennya merupakan faktor *genotypic* × lingkungan diperoleh dari perkalian silang nilai komponen residual dengan nilai faktor lingkungan kemudian disesuaikan terhadap efek utama seperti pada penyesuaian untuk



Gambar 3. Diagram Lintas SEM-AMMI

Tabel 5. Nilai Kecocokan Model

Goodness of Fit Statistics			
Absolute fit measure	Nilai		Keterangan
Degrees of Freedom	12		Model Fit
Minimum Fit Function Chi-Square	20.131 (P = 0.065)	P<0.05	Model Fit
Goodness of Fit Index (GFI)	0.988	> 0.90	Model Fit
Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA)	0.034	<0.05	Model Fit

Melalui pendugaan dengan metode ADF menggunakan software AMOS 7 diperoleh model fit (*closed fit*) dengan data atau *covariance matriks observation fit* dengan *covariance matriks* prediksi yang ditunjukkan dengan nilai peluangnya nyata ChiSquare ($\chi^2(12)=20.131$, p-value=0.065, RMSEA =0.034) lebih kecil dari 0.05, dan juga nilai GFI, AGFI, NFI yang lebih besar dari 0.90. Pengujian koefisien jalur secara parsial menunjukkan bahwa hanya koefisien jalur dari *GEI* untuk usia masak fisiologis terhadap *GEI* untuk umur kadar air panen yang tidak signifikan.

Pemilihan variabel eksogen yaitu kovariate *genotypic* × lokasi yang dimasukkan ke dalam model dilakukan dengan prosedur *stepwise* yaitu memasukkan satu-persatu variabel eksogen ke dalam model kemudian dilakukan evaluasi model. Jika dengan memasukkan variabel eksogen tertentu variabel tersebut signifikan, maka variabel tersebut dipertahankan dalam model jika tidak variabel tersebut dikeluarkan dari model. Hasil analisis *SEM* diketahui bahwa signifikansi efek interaksi genotip x lokasi daya hasil dipengaruhi oleh *GEI* komponen daya hasil yaitu Umur Masak Fisiologis, Kadar Air Panen, dan Berat Tongkol dengan berat tongkol memberikan efek langsung terbesar dengan *standardized* efek masing-masing adalah 0.310, -0.200, 0.933. *GEI* untuk komponen daya hasil Umur Masak fisiologis memiliki efek langsung positif terhadap *GEI* daya hasil. Ini artinya bahwa untuk Umur Masak fisiologis di atas rata-rata maka akan memiliki daya hasil yang relative lebih banyak. Begitu juga *GEI* untuk berat tongkol. Namun, untuk *GEI* untuk komponen daya hasil Kadar Air Panen memiliki efek langsung negatif terhadap *GEI* untuk daya hasil. Hasil ini memberikan informasi bahwa jika kadar air panen di atas rata-rata maka daya hasil atau produksi jagung relative lebih sedikit. *GEI* untuk umur masak fisiologis yang memberikan efek tidak langsung melalui kadar air panen, dan berat tongkol sebesar -0.090. Tanda negatif ini terjadi karena melalui

kadar air panen yang memiliki efek negative pada daya hasil. Selanjutnya, kadar air panen juga memberikan efek tidak langsung terhadap *GEI* untuk daya hasil melalui berat tongkol dengan besar efek tidak langsungnya adalah -0.209. Total efek dari ketiga *GEI* untuk komponen daya secara berurutan adalah 0.241 dari *GEI* untuk Urm Masak Fisiologis, -0.413 dari *GEI* Kadar Air Panen, dan 0.921 dari *GEI* untuk berat tongkol. Dari model *SEM* ini juga dapat diketahui keragaman dari *GEI* untuk Umur Masak Fisiologis, *GEI* untuk Kadar Air Panen, dan *GEI* untuk berat tongkol secara berurutan adalah 0.874, 0.812, dan 0.767. Besarnya nilai ini menunjukkan bahwa model yang dianalisis dapat menjelaskan keterkaitan antara *GEI* untuk komponen daya hasil dan menjelaskan pengaruh faktor-faktor *genotypic* × lokasi terhadap *GEI* komponen daya hasil.

Kovariat *genotypic* × lokasi yang berpengaruh signifikan terhadap daya hasil adalah Umur Masak Fisiologi × Tinggi Tempat, Umur Masak Fisiologis × Musim, dan Berat Tongkol Musim. Hasil ini memberikan gambaran bahwa jagung dengan usia masak fisiologis yang relatif lama ditanam pada lingkungan dengan lokasi relatif tinggi maka akan berakibat pada daya hasil yang kurang baik. Begitu juga jika di tanam pada musim dimana hujannya relatif tinggi. Sedangkan jika untuk genotip jagung yang memiliki berat tongkol relatif berat jika di tanam pada lokasi dengan tingkat curah hujan yang tinggi maka daya hasil jagung akan relatif kurang baik. Secara keseluruhan, model *SEM* ini dapat menjelaskan keragaman dari *GEI* daya hasil sebesar 0.711. Nilai ini berarti bahwa faktor-faktor genotip × lingkungan khususnya umur masak fisiologis × tinggi lokasi, umur masak fisiologis × musim dan berat tongkol × musim, beserta *GEI* komponen daya memiliki peran penting dalam mempengaruhi daya hasil.

KESIMPULAN

Melalui *Struktural Equation Modeling* dapat dilakukan analisis *GEI* untuk daya hasil dengan memasukkan komponen daya hasil dan kovariat *genotypic* × lokasi yang berguna untuk mengidentifikasi faktor-faktor yang menyebabkan nyataanya efek interaksi genotip × lokasi dalam analisis Ragam *AMMI*.

Hasil analisis untuk data produksi jagung dengan 12 genotip yang ditanam pada 16 lokasi diketahui bahwa signifikansi efek interaksi genotip × lokasi dipengaruhi oleh

GEI komponen daya hasil yaitu Umur Masak Fisiologis, Kadar Air Panen, dan Berat Tongkol dengan berat tongkol memberikan efek langsung terbesar. *GEI* untuk komponen daya hasil Umur Masak fisiologis memiliki efek langsung positif terhadap *GEI* daya hasil. Ini artinya bahwa untuk Umur Masak fisiologis di atas rata-rata maka akan memiliki daya hasil yang relative lebih banyak. Begitu juga *GEI* untuk berat tongkol. Namun, untuk *GEI* untuk komponen daya hasil Kadar Air Panen memiliki efek langsung negative terhadap *GEI* untuk daya hasil. Hasil ini memberikan informasi bahwa jika kadar air panen di atas rata-rata maka daya hasil atau produksi jagung relative lebih sedikit.

Kovariat *genotypic* × lokasi yang berpengaruh signifikan terhadap daya hasil adalah Umur Masak Fisiologi × Tinggi Tempat, Umur Masak Fisiologi × Musim, dan Berat Tongkol Musim. Hasil ini memberikan gambaran bahwa jagung dengan usia masak fisiologis yang relatif lama ditanam pada lingkungan dengan lokasi relatif tinggi maka akan berakibat pada daya hasil yang kurang baik. Begitu juga jika di tanam pada musim dimana hujannya relatif tinggi. Sedangkan jika untuk genotip jagung yang memiliki berat tongkol relatif berat jika di tanam pada lokasi dengan tingkat curah hujan yang tinggi maka daya hasil jagung akan relatif kurang baik.

UCAPAN TERIMA KASIH

Tulisan ini bagian dari Hibah Penelitian Tim Pascasarjana yang didanai oleh Direktorat Jenderal Pendidikan Tinggi Nomor : 226/13.11/PL/2008 Tanggal : 02 April 2008.

DAFTAR PUSTAKA

- Aastveit H., and H. Martens. 1986. ANOVA Interactions Interpreted by Partial Least Squares Regression. *Biometrics* 42 : 829-844
- Alberts Martin J. A. 2004. *A Comparison of Statistical Method To Describe Genotype × Environment Interaction and Yield Stability In Multilocation Maize Trials*. Thesis. University of The Free State Bloemfontein
- Arbuckle. J.L. 2006. Amos™ 7.0 User's Guide, Amos Development Corporation, United States of America.

- Bollen, K.A. 1989. *Structural Equation With Latent Variables*. New York: John Wiley and Sons.
- Cambell, B. T. 2002. *Quantitative Trait Loci and Environmental Interactions Associated With Agronomic Performance of Wheat*. Ph.D. Dissertation. Nebraska: University of Nebraska-Lincoln.
- Dhungana, P. 2004. *Structural Equation Modeling of Genotype X Environment Interaction*. Ph. D. Dissertation. University of Nebraska-Lincoln, Lincoln, Nebraska.
- Ghozali, Imam. 2004. *Model Persamaan Structural Konsep dan Aplikasi dengan Program AMOS Versi 5.0*. Semarang: Badan Penerbit Universitas Diponegoro,
- Gauch, H.G. JR. 1982. Noise reduction by eigenvector ordination. *Ecology* 63:1643-1649
- Gauch, H.G. JR. 1982. Model selection and validation for yield trials with interaction. *Biometrics* 44: 705-715
- Joreskog, K. G. & Sorbom, D. 1989. LISREL 7 : User's reference guide. Scientific Software Inc., Mooresville, IN.
- Johnson, R.A. & D.W. Wichern. 1996. *Applied Multivariate Statistical Analysis 3rd ed.* New Jersey: Prentice-Hall.
- Mattjik, A.A. & Sumertajaya, I.M. 2000. *Perancangan Percobaan dengan Aplikasi SAS dan Minitab* jilid 1. Bogor: IPB Press.
- Tai, G.C.C. 1979. Analysis of Genotype-Environment Interactions of Potato Yield. *Crop Sci.* 19:434-438
- _____ 2002. *Manual SEM-AMOS*.