

PEMILIHAN PERAGAM SPASIAL MENGGUNAKAN MODEL LINEAR CAMPURAN

Mohammad Masjkur¹

¹Departemen Statistika FMIPA-IPB

Abstrak

Pada umumnya data hasil tanaman dan sifat-sifat tanah selalu berkorelasi spasial, sehingga perlu mempertimbangkan korelasi spasial untuk meningkatkan ketelitian percobaan. Tujuan penelitian mengetahui efektifitas dan efisiensi peragam spasial nearest neighbour dan semivariogram pada rancangan acak kelompok menggunakan model linear campuran. Penelitian menggunakan data percobaan pemupukan padi sawah pada daerah Karawang dan Kebumen. Di daerah Karawang perlakuan pemupukan terdiri dari 14 macam pemupukan, sedangkan di Kebumen terdiri dari 12 macam pemupukan dengan tiga ulangan. Di daerah Kebumen dilaksanakan selama dua musim tanam. Rancangan yang digunakan adalah rancangan acak kelompok (RAK). Hasil penelitian menunjukkan bahwa terdapat korelasi spasial hasil tanaman pada ketiga lokasi Karawang, Kebumen1 dan 2. Korelasi spasial terjadi pada jarak lebih pendek daripada lebar blok. Model terbaik pada ketiga lokasi Karawang, Kebumen1 dan 2 adalah model rancangan nearest neighbour (RNN). Hal ini ditunjukkan oleh nilai *Akaike Information Criteria (AIC)* model RNN lebih kecil daripada rancangan acak kelompok galat bebas (RAKGB) dan rancangan acak kelompok galat berkorelasi dengan model semivariogram (RAK GK). Rancangan RNN lebih efisien dibandingkan RAK GK dan RAK GB. Secara rata-rata besarnya ragam sisaan dapat dikurangi RNN dan RAK GK masing-masing adalah 51 dan 8 persen dibandingkan RAK GB. Rancangan RNN dan RAK GK juga cenderung meningkatkan peluang nyata pengaruh perlakuan dibandingkan dengan RAK GB.

Kata Kunci : Korelasi spasial, Kelompok, *Nearest neighbour*, Semivariogram, *AIC*.

1. Pendahuluan

1.1. Latar belakang

Sebagian besar percobaan lapangan agronomi menggunakan rancangan acak kelompok (van Es, 2007). Penggunaan kelompok rancangan ini pada dasarnya untuk mengendalikan keheterogenan spasial pada satu arah keragaman, sehingga diharapkan kondisi satuan percobaan di dalam kelompok relatif homogen, sedangkan antar kelompok heterogen. Penempatan perlakuan dilakukan secara acak pada masing-masing kelompok.

Analisis rancangan acak kelompok (RAK) didasarkan pada asumsi bahwa galat dari model di dalam kelompok menyebar bebas dan identik dengan ragam sama. Jika keragaman spasial masih terjadi di dalam kelompok, maka asumsi kebebasan dapat

tidak terpenuhi. Dengan demikian RAK kurang efisien pada perbandingan pengaruh perlakuan (Hong et al., 2005; Bullock and de-Boer, 2006).

Pada umumnya data hasil tanaman dan sifat-sifat tanah selalu berkorelasi spasial. Sifat-sifat fisik tanah, kelembaban dan status hara tanah beragam secara spasial pada hamparan lahan. Dengan demikian sangat mungkin pengamatan seperti hasil tanaman juga berkorelasi spasial dan mempunyai ragam heterogen (Hong et al., 2005; Bullock and de-Boer, 2006; Fagroud and Meirvenne, 2002).

Beberapa peneliti menyarankan perlunya mempertimbangkan korelasi spasial untuk meningkatkan ketelitian percobaan (Alizadeh, 2007; Campbell and Bauer, 2007). Campbell and Bauer (2007) menyarankan penggunaan analisis nearest neighbour atau metode spasial lainnya. Hong et al. (2005) mengajukan model semivariogram dari sisaan (*error*) sebagai kriteria pemilihan model terbaik dengan pendekatan model linear campuran.

1.2. Tujuan Penelitian

Penelitian ini bertujuan mengetahui efektifitas dan efisiensi peragam spasial nearest neighbour dan semivariogram pada rancangan acak kelompok menggunakan model linear campuran.

2. Tinjauan Pustaka

2.1. Model Linear Campuran

Model linear campuran dirumuskan sebagai berikut :

$$y = \mathbf{X}\beta + \mathbf{Z}u + \varepsilon \quad (1)$$

dimana y vektor N pengamatan, β vektor pengaruh tetap, u vektor pengaruh acak, ε vektor sisaan, X dan Z adalah matriks rancangan. Pengaruh acak u menyebar Normal dengan rata-rata 0 dan matriks ragam \mathbf{G} . Sebaran dari sisaan ε adalah normal dengan rata-rata 0 dan ragam \mathbf{R} .

Asumsi dasar dari model ini adalah bahwa u dan ε tidak berkorelasi dan nilai harapannya adalah nol. Jika ragam dari pengaruh acak $\text{var}(u) = \Sigma_u$ dan $\mathbf{V}_1 = \text{var}(\mathbf{Z}u) = \mathbf{Z}\Sigma_u\mathbf{Z}'$ dan ragam dari galat $\mathbf{V}_2 = \text{var}(\varepsilon)$, maka ragam dari y adalah $\text{var}(y) = \mathbf{V}_1 + \mathbf{V}_2$.

Dengan demikian setiap korelasi dari pengamatan dapat dispesifikasikan dalam V_2 dan/atau V_1 (Stroup et al., 2002; Hong et al., 2005).

2.2. Rancangan Acak Kelompok

Pada rancangan acak kelompok klasik, diasumsikan galat dalam blok menyebar bebas dan identik dimana $V_1 = Z \sum u Z'$ dan $V_2 = \sigma^2 I_n$ dimana I_n menunjukkan $n \times n$ matriks identitas. Konsekuensinya setiap korelasi spasial pengamatan dicerminkan hanya pada V_1 .

2.3. Pendekatan *Nearest Neighbour*

Model *nearest neighbor* adalah sebagai berikut,

$$Y_{ij} = \mu + \tau_{ij} + \theta z_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (2)$$

Dimana Y adalah pengamatan, μ menunjukkan rata-rata umum, τ_{ij} menunjukkan pengaruh perlakuan, z_{ij} adalah gugus sisaan sekitarnya yang tegak lurus dengan y_{ij} , θ adalah koefisien kemiringan analisis peragam antara sisaan galat dari pengamatan y_{ij} dengan z_{ij} sekitarnya. Perbedaan sisaan galat dinyatakan sebagai,

$$r_{ij} = y_{ij} - Y_k \quad (3)$$

dimana Y_k adalah rata-rata umum perlakuan ke- k . Rataan sisaan *nearest neighbor* untuk y_{ij} ditentukan dengan,

$$y_{ij} = (r_{i,j-1} + r_{i,j+1} + r_{i-1,j} + r_{i+1,j})/4 \quad (4)$$

Struktur model *nearest neighbour* pada persamaan 2 adalah bentuk analisis ragam yang umum digunakan untuk menguji perbedaan perlakuan pada percobaan lapangan pertanian. Persamaan (2) dapat dirampatkan menjadi model linear umum,

$$y = X\beta + \varepsilon \quad (5)$$

dengan menambahkan z_{ij} pada matriks $n \times k$ peubah penjelas X atau dalam bentuk model linear campuran sebagai berikut,

$$y = X\beta + Zu + \varepsilon \quad (6)$$

dimana parameter peragam u adalah rata-rata parameter sisaan sekitar tegak lurus dari pengamatan y_{ij} . Parameter u menerangkan sisaan galat yang disebabkan oleh struktur spasial (Lambert et al., 2003; Bullock and de-Boer, 2006).

2.4. Pendekatan Geostatistik

Pendekatan geostatistik merupakan pendugaan parameter struktur spasial peragam. Pemodelan tersebut meliputi penyuaian semivariogram pada proses spasial data untuk mendapatkan dugaan parameter. Secara umum, geostatistik menekankan pendugaan sifat-sifat pada lokasi tertentu. Diasumsikan bahwa proses spasial mengikuti sebaran normal serta rataan fungsi respons adalah linear. Pendekatan ini secara eksplisit menangani galat yang berkorelasi spasial (Lambert *et al.*, 2003; Bullock and de-Boer, 2006).

Pada persamaan 1, jika model tanpa nugget (*no-nugget*) digunakan untuk menggambarkan peragam spasial, $V_2 = \sigma^2 W$, dimana W adalah $n \times n$ matriks peragam spasial dengan elemen ke- ij didefinisikan sebagai fungsi dari jarak (h_{ij}) antara lokasi i dan j . Jika model dengan nugget digunakan untuk menggambarkan peragam spasial, $V_2 = I_n \sigma_g^2 + \sigma^2 W$. Nugget $I_n \sigma_g^2$ adalah disebabkan keragaman nyata pengamatan pada jarak dekat/nol dan atau galat pengukuran (*measurement error*). Beberapa fungsi peragam spasial isotropik adalah *spherical*, *Gaussian*, *exponential*, *power* dan *linear*.

Pada pendekatan ini, korelasi spasial pengamatan digambarkan pada V_1 dan V_2 . Model RAK dengan galat bebas merupakan model reduksi dari RAK dengan galat berkorelasi, karena jika tidak ada korelasi spasial, maka W akan menjadi I_n .

3. Data dan Metode

Penelitian ini menggunakan data percobaan pemupukan padi sawah pada daerah Karawang dan Kebumen. Di daerah Karawang perlakuan pemupukan terdiri dari 14 macam pemupukan, sedangkan di Kebumen terdiri dari 12 macam pemupukan dengan tiga ulangan. Di daerah Kebumen dilaksanakan selama dua musim tanam. Rancangan yang digunakan adalah rancangan acak kelompok (RAK).

Data hasil setiap percobaan dianalisa dengan model spasial sebagai berikut,

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

dimana Y_{ij} adalah hasil padi (ku/ha) pada plot ke- j blok ke- i atau plot ij , suku $\mu + \tau_{k(ij)}$ menunjukkan rataan pengaruh pemupukan ke- k pada plot ij , T_{ij} menunjukkan pengaruh keragaman spasial pada plot tersebut, dan ε_{ij} adalah sisaan acak. Model dasar adalah analisis ragam RAK. Dalam hal ini pengaruh spasial T_{ij} dianggap konstan pada semua plot pada blok yang sama, yaitu $T_{ij} = \beta_i$ (pengaruh blok ke- i).

Untuk rancangan acak kelompok nearest neighbour (RAKNN), digunakan prosedur papadakis untuk menghitung pengaruh spasial dari plot sekitar, tetapi pengaruh blok β_i tetap dipertahankan. Dengan demikian $T_{ij} + \varepsilon_{ij}$ pada persamaan di atas menjadi $\beta_i + bX_{ij} + e_{ij}$ pada analisis RAKNN, dimana X_{ij} = peragam spasial, b = koefisien regresi dari X_{ij} dan $e_{ij} = Y_{ij} - Y_k$ dimana Y_k adalah rata-rata pemupukan pada plot ij . Nilai $X_{ij} = e_{ij} - (e_{i,j-1(r)} + e_{i,j-1(c)} + e_{i,j+1(r)} + e_{i,j+1(c)})/4$. Posisi empat plot sekitar adalah masing-masing satu di kiri, kanan, atas dan bawah dari plot.

Untuk rancangan acak kelompok galat berkorelasi (RAKGGK) digunakan lima fungsi peragam spasial isotropik yaitu, spherical, exponential, gaussian, linear dan power. Pendugaan model digunakan prosedur kemungkinan maksimum terkendala (REML) model linear campuran. Pemilihan model semivariogram terbaik menggunakan kriteria *Akaike's Information Criteria (AIC)*.

Kriteria untuk efisiensi rancangan RAKNN dan RAKGGK terhadap RAK adalah 1- SED_{adj}/SED_{rak} dimana SED_{adj} = rata-rata galat baku perbedaan pasangan perlakuan RAKNN atau RAKGGK dan SED_{rak} = rata-rata galat baku perbedaan pasangan perlakuan RAKGB. Pemilihan model rancangan terbaik menggunakan *AIC*.

4. Hasil dan Pembahasan

4.1. Pendekatan RAK

Hasil analisis menunjukkan bahwa pengelompokan berpengaruh nyata (nilai-P < 0.05) pada produksi padi pada lokasi Karawang dan Kebumen1, sedangkan pada lokasi Kebumen 2 tidak berpengaruh nyata (nilai-P >0.05) (Tabel 1). Hal ini menunjukkan bahwa pada lokasi Karawang dan Kebumen1 pengelompokan mempunyai proporsi dan mengendalikan secara nyata pengaruh keragaman spasial lahan percobaan terhadap produksi padi, sedangkan pada lokasi Kebumen2 pengelompokan tidak mengendalikan secara nyata keragaman spasial.

Tabel 1. Statistik RNN dan RAK

Lokasi	RAK	RNN
Karawang	0.0032a	0.0006a 0.0058b
Kebumen1	0.0059	<0.0001 <0.0001
Kebumen2	0.3534	0.0033 <0.0001

a = nilai-P pengaruh blok b = nilai-P pengaruh peragam NN

4.2. Pendekatan Nearest Neighbour

Hasil analisis model RNN menunjukkan bahwa pengaruh kelompok nyata pada ketiga lokasi Karawang, Kebumen1 dan 2 (nilai-P <0,05). Nampaknya terjadi peningkatan taraf nyata pengaruh kelompok pada model RNN dibandingkan dengan RAK pada ketiga lokasi. . Khususny pada lokasi Kebumen 2 pengaruh kelompok nyata (nilai-P = 0,0033) pada model RNN, sedangkan pada RAK tidak nyata (nilai-P = 0,3534) (Tabel 1).

Analisis peragam menunjukkan bahwa pengaruh peragam nearest neighbour nyata terhadap hasil padi pada ketiga lokasi Karawang, Kebumen1 dan 2 (Tabel 1). Nilai-P masing-masing < 0,05 yaitu 0,0058, <0,0001 dan <0,0001. Hal ini menunjukkan bahwa peragam nearest neighbour mempunyai proporsi nyata pada keragaman produksi padi. Pengelompokan saja nampaknya tidak cukup dalam mengendalikan keheterogenan spasial percobaan. Dengan demikian pada ketiga lokasi blok dan peragam NNA keduanya perlu dipertimbangkan dalam model analisis.

4.3. Pendekatan Semivariogram

Penyuaian semivariogram pada model RAKGK menunjukkan bahwa pengaruh blok tidak nyata pada ketiga lokasi Karawang, Kebumen1 dan 2. Hal ini berarti bahwa pengelompokan satu arah tidak dapat menggambarkan pola spasial keragaman sifat-sifat tanah pada lokasi tersebut.

Hasil uji parameter peragam model semivariogram menunjukkan bahwa pada lokasi Karawang terjadi korelasi spasial sisaan model RAK, yaitu pada model spasial spherical, exponential, linear dan power. Nilai-P bervariasi dari <0.0001 sampai dengan 0.0454 (Tabel 2). Penyuaian model semivariogram gaussian menghasilkan nilai dugaan parameter ~ 0 , sehingga model tersebut tidak digunakan. Model semivariogram terbaik adalah model power. Hal didasarkan pada nilai AIC dan nilai-P lebih kecil dari model lainnya. Korelasi spasial terjadi pada jarak 0.56 m. Hal ini berarti bahwa diperlukan jarak tersebut agar antar plot bersifat bebas. Jarak ini lebih kecil dari lebar blok (5m).

Pada lokasi Kebumen1 terjadi korelasi spasial sisaan model RAK, yaitu pada model spasial linear (Nilai-P = 0.0005). Korelasi spasial terjadi pada jarak 0.10 m

(Tabel 2). Hal ini berarti bahwa diperlukan jarak 0,10 m agar antar plot bersifat bebas. Jarak ini lebih kecil dari lebar blok pada lokasi Kebumen (15m). Penyuain model semivariogram spherical, exponential, dan gaussian menghasilkan nilai dugaan parameter ~ 0 , sedangkan model power tidak konvergen sehingga model tersebut tidak digunakan.

Pada lokasi Kebumen2 terjadi korelasi spasial sisaan model RAK, yaitu pada model spasial linear dan power (Nilai-P masing-masing 0.0005 dan 0.0026). Model semivariogram terbaik adalah model power. Hal didasarkan pada nilai AIC lebih kecil dari model linear. Korelasi spasial terjadi pada jarak 0.33 m (Tabel 2). Jarak ini lebih kecil dari lebar blok 15m. Model power menunjukkan korelasi spasial negatif antar plot. Hal ini berarti bahwa jika hasil padi suatu plot meningkat, maka hasilpadi pada plot sekitarnya cenderung menurun atau sebaliknya. Model semivariogram spherical, exponential, dan gaussian menghasilkan nilai dugaan parameter ~ 0 , sehingga model tersebut tidak dipilih.

Tabel 2. Statistik RAKGK

Lokasi	SPH	EXP	GAU	LIN	POW
Karawang	tn <i>a</i>	tn	tn	tn	tn
	0.0004 <i>b</i>	0.0454	tn	<0.0001	0.0033
	135.5 <i>c</i>	134.4	139.4	137.7	134.4
Kebumen1	tn	tn	tn	tn	tk
	tn	tn	tn	0.0005	
	732.2	732.2	732.2	743.1	-
Kebumen2	tn	tn	tn	tn	tn
	tn	tn	tn	0.0005	0.0026
	886.6	886.6	886.6	898.0	886.5

a = nilai-P pengaruh blok

b = nilai-P pengaruh peragam

c = nilai AIC

tn = tidak nyata

tk = tidak konvergen

4.4. Pengaruh model spasial terhadap nilai-P perlakuan

Pada lokasi Karawang penggunaan peragam spasial NN cenderung meningkatkan peluang nyata pengaruh perlakuan dibandingkan dengan rancangan acak kelompok. Pada lokasi Karawang dengan rancangan acak kelompok pengaruh perlakuan mempunyai nilai-P = 0.6728, namun dengan analisis NNA nilai-P pengaruh perlakuan menurun menjadi 0.2608. Pada lokasi Kebumen1 dan 2 dengan rancangan

acak kelompok pengaruh perlakuan masing-masing nilai-P adalah 0.0102 dan 0.0006, namun dengan analisis NNA pengaruh perlakuan mempunyai nilai-P lebih kecil, yaitu <0.0001 . (Tabel 3).

Tabel 3. Nilai-P Pengaruh Pemupukan pada RAK, RNN dan RAKGK

Lokasi	RAK	RNN	RAKGK
Karawang	0.6728	0.2608	0.3958
Kebumen1	0.0102	<0.0001	0.0039
Kebumen2	0.0006	<0.0001	<0.0001

Penggunaan model semivariogram power pada lokasi Karawang menghasilkan taraf nyata pengaruh perlakuan lebih kecil ($p=0,3958$) dibandingkan dengan $p=0.6728$ pada model RAK. Demikian juga halnya pada lokasi Kebumen1 dan 2. Penggunaan model semivariogram masing-masing linear dan power pada kedua lokasi menghasilkan taraf nyata pengaruh perlakuan lebih kecil ($p=0,0039$ dan <0.0001) dibandingkan dengan $p=0.0102$ dan 0.0006 pada model RAK. Hal ini disebabkan model RAK mengasumsikan korelasi spasial terjadi pada jarak lebih panjang daripada model korelasi linear semivariogram pada ketiga lokasi.

4.5. Pemilihan Model Terbaik

Pada ketiga lokasi Karawang, Kebumen1 dan 2 RNN menunjukkan efisiensi relatif lebih tinggi daripada RAK. Besarnya ragam sisaan dapat dikurangi masing-masing sebesar 11, 73 dan 69 persen. Adapun RAKGK menunjukkan efisiensi relatif lebih tinggi dari RAK pada lokasi Karawang dan Kebumen2 saja, sedangkan pada lokasi Kebumen1efisiensinya lebih rendah. Pada lokasi Karawang dan Kebumen2 besarnya ragam sisaan dapat dikurangi sebesar 19 dan 11 persen. Pada lokasi Kebumen1 ragam sisaan RAKGK lebih tinggi sebesar 7 persen daripada RAK. Secara rata-rata besarnya ragam sisaan dapat dikurangi RNN dan RAKGK masing-masing adalah 51 dan 8 persen dibandingkan RAK (Tabel 4). Hal ini menunjukkan bahwa RNN lebih efisien dibandingkan RAKGK dan RAK.

Tabel 4. Efisiensi Relatif NNA, RAKGK terhadap RAK

Lokasi	RNN	RAKGK
Karawang	11	19
Kebumen1	73	-7
Kebumen2	69	11
Rataan	51	8

Berdasarkan nilai AIC model terbaik pada ketiga lokasi Karawang, Kebumen1 dan 2 adalah model RNN. Hal ini ditunjukkan oleh nilai AIC RNN lebih kecil daripada RAK dan RAKGK (Tabel 5). Dengan demikian model rancangan terbaik dan efisien adalah RNN

Tabel 5. Nilai AIC RAK, RNN dan RAKGK

Lokasi	RAK	RNN	RAKGK
Karawang	139,4	132,4	134,4
Kebumen1	732,2	677,3	743,1
Kebumen2	886,6	838,1	886,5

5. Kesimpulan

Pada ketiga lokasi Karawang, Kebumen1 dan 2 galat dari model RAK berkorelasi spasial dan nilai dugaan jarak (*range*) lebih kecil dari lebar blok. Model rancangan RNN lebih baik dan efisien daripada RAK dan RAKGK. Model RNN mempunyai nilai AIC dan ragam sisaan lebih kecil daripada RAK dan RAKGK. Taraf nyata perlakuan RNN cenderung meningkat dibandingkan RAK dan RAKGK.

Daftar Pustaka

- Alizadeh, Kh. 2007. Stability analysis of safflower (*Carthamus tinctorius* L.) lines adaptability in dryland conditions in Iran. *Revista UDO Agrícola* 7 (1): 15-21.
- Campbell, B. T. and P. J. Bauer. 2007. Improving the precision of cotton performance trials conducted on highly variable soils of the southeastern USA coastal plain. *Plant Breeding* 126, 622—627
- Bullock, D. S. and J. L. DeBoer. 2006. Using Spatial Analysis to Study the Values of Variable Rate Technology and Information. Invited paper prepared for

- presentation at the International Association of Agricultural Economists Conference, Gold Coast, Australia, August 12-18, 2006
- Fagroud, M. and M. Van Meirvenne. 2002. Accounting for Soil Spatial Autocorrelation in the Design of Experimental Trials. *Soil Sci. Soc. Am. J.* 66:1134–1142.
- Hong, N., J. G. White, M. L. Gumpertz, R. Weisz. 2005. Spatial Analysis of Precision Agriculture Treatments in Randomized Complete Blocks: Guidelines for Covariance Model Selection. *Agron. J.* 97:1082–1096.
- Lambert, D. M., J. L. DeBoer, and R. Bongiovanni. 2003. Spatial Regression Models for Yield Monitor Data: A Case Study from Argentina. *Paper prepared for presentation at American Agricultural Economics Association Annual Meeting, Montreal, Canada.*
- Stroup, W. W. 2002. Power Analysis Based on Spatial Effects Mixed Models: A Tool for Comparing Design and Analysis Strategies in the Presence of Spatial Variability. *Journal of Agricultural, Biological, and Environmental Statistics*, Volume 7, Number 4, Pages 491–511.
- Van Es, H. M., C. P. Gomes, M. Sellman, and C. L. van Es. 2007. Spatially-Balanced Complete Block Designs for field experiments. *Geoderma* 140:346-352.