

---

# Pemodelan Linear dan Pendugaan Pengaruh Kompetisi Antartanaman dalam Percobaan Lapangan

Dadan Kusnandar<sup>1</sup>, Naomi Nessyana Debatara<sup>2\*</sup> dan Nurfitri Imro'ah<sup>3</sup>

<sup>1,2,3</sup>Program Studi Statistika, Universitas Tanjungpura, Pontianak, Indonesia  
E-mail:dkusnand@untan.ac.id; naominessyana@math.untan.ac.id\*; nurfitriimroah18@gmail.com

---

## Abstrak

Model spasial dua dimensi digunakan untuk menduga pengaruh kompetisi antartanaman yang saling berdekatan. Data yang digunakan adalah data hasil percobaan pengaruh pemupukan terhadap produksi berat buah tandan segar kelapa sawit per pohon selama enam bulan. Model yang melibatkan pengaruh kompetisi antartanaman kemudian dibandingkan dengan model tanpa pengaruh kompetisi. Nilai MSE digunakan sebagai dasar perbandingan kedua model. Hasil penelitian menunjukkan tidak terdapat pengaruh perlakuan yang signifikan di dalam kedua model. Oleh karena itu tidak dilakukan perhitungan lebih lanjut untuk membandingkan pengaruh perlakuan. Hasil penelitian juga menunjukkan bahwa model biasa (model Anova) menghasilkan nilai MSE yang lebih kecil dari model dengan pengaruh kompetisi. Jarak tanam yang lebar (9m) pada perkebunan kelapa sawit telah secara efektif mengurangi pengaruh kompetisi antartanaman.

---

## Abstract

Two-dimensional spatial models are used to predict the influence of inter-plant competition. The data are obtained from experimental trial to investigate the effect of fertilization on the production of oil palm fresh fruit bunches per tree for the period of six months. Model involving the influence of inter-plant competition are then compared with models without the influence of competition. The comparison was based on the MSE of the models. Both model showed no significance of the treatment effects, hence no further calculation was carried out to compare the treatment effects. The study also showed that the ordinary model (Anova model) resulted in a smaller MSE than the competition model. The 9m spacing between trees seems to have effectively reduced the competition effect between the neighboring trees.

---

## Informasi Artikel

### Sejarah Artikel:

Diajukan 7 Des 2018

Diterima 18 Des 2018

---

### Kata Kunci:

Pengaruh kompetisi

Analisis varians

Model spasial

Kelapa sawit

---

### Keyword:

Competition effects

Analysis of variance

Spatial model

Palm oil

---

## 1. Latar Belakang

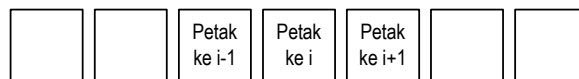
Pengamatan terhadap pengaruh interaksi antara tanaman dengan lingkungan di sekitarnya dan ketergantungan terhadap pengaruh spasial dalam percobaan lapangan, merupakan tantangan bagi para statistisi sejak beberapa dasawarsa yang lalu. Prinsip-prinsip pengacakan, pemblokkan dan pengulangan seperti yang diusulkan oleh R.A. Fisher pada tahun 1930an pada dasarnya merupakan usaha untuk mencoba mengeliminasi pengaruh-pengaruh tersebut.

Tanaman yang berdekatan pada umumnya akan terpengaruhi oleh lingkungan mikro yang relatif hampir sama dibandingkan dengan tanaman yang letaknya berjauhan, sehingga pengamatan terhadap tanaman yang berdekatan akan menghasilkan korelasi spasial yang bernilai positif. Di lain pihak, dengan bertambahnya usia tanaman pengaruh kompetisi antartanaman yang berdekatan akan semakin kuat, sehingga pengamatan yang dihasilkan cenderung mempunyai korelasi yang bernilai negatif [1]. Kedua fenomena tersebut dapat terjadi pada setiap percobaan lapangan dan hampir tidak mungkin untuk memisahkan keduanya.

Selama empat dasawarsa terakhir berbagai metode telah diajukan dalam usaha untuk mengeliminasi pengaruh lingkungan mikro tersebut (misalnya [2] dan [3]). Wilkinson, *et al*

mengembangkan analisis *Nearest Neighbour* (NN) untuk memperbaiki metode sebelumnya dan berhasil menghilangkan bias yang dihasilkan [2]. Sedangkan Cullis dan Gleeson mengembangkan prosedur analisis spasial satu dimensi ke analisis spasial dua dimensi dengan memodelkan galat percobaan [3]. Metode-metode pendekatan yang diajukan pada umumnya dilakukan melalui pemodelan pengaruh galat percobaan bagi setiap individu/satuan percobaan [3], [4], [5]. Grondona, *et al* menerapkan prosedur analisis spasial dua dimensi terhadap galat percobaan dari percobaan lapangan dengan rancangan blok tak lengkap. Hasil penelitiannya menunjukkan bahwa analisis spasial lebih efisien dalam mengurangi variasi residual daripada analisis blok tak lengkap [4]. Sedangkan Gilmour, *et. al* melakukan identifikasi model dari variasi spasial dalam galat dari percobaan lapangan. Hasil penelitiannya menunjukkan bahwa, walaupun tidak ada satu modelpun yang cukup layak untuk semua percobaan lapangan, namun model AR yang terpisah dapat digunakan [5].

Penerapan metode spasial terhadap pengaruh galat percobaan menjadi tidak relevan ketika digunakan untuk melakukan pemodelan pengaruh kompetisi antar tanaman. Hal ini terjadi karena kompetisi antartanaman tidak hanya mempengaruhi galat percobaan saja, tetapi dapat mempengaruhi nilai pengamatan setiap individu secara keseluruhan. R.A. Kempton pada tahun 1982 mengajukan metode untuk mengatasi pengaruh kompetisi antar petak percobaan, dimana petak-petak percobaan tersebut disusun berdampingan dalam suatu baris tunggal (Gambar 1)[6].



**Gambar 1** Petak percobaan dalam satu baris tunggal.

Dalam situasi yang paling sederhana, dimana setiap petak hanya berkompetisi dengan petak yang paling dekat dengannya, model yang diajukan [6] adalah sebagai berikut:

$$y_{ik} = \rho \left( \frac{1}{2} y_{i-1} + \frac{1}{2} y_{i+1} \right) + \beta_k + e_{ik} \quad (1)$$

dimana  $y_{ik}$  adalah pengamatan dalam petak ke- $i$  ( $i = 1, \dots, n$ ) yang mendapat pengaruh perlakuan ke- $k$  ( $k = 1, \dots, t$ );  $\rho$  adalah pengaruh kompetisi antartanaman;  $\beta_k$  adalah pengaruh perlakuan ke- $k$  yang merupakan pengaruh tetap (*fixed effect*); dan  $e_{ik}$  adalah pengaruh galat acak (*random error*) yang diasumsikan berdistribusi Normal dengan rata-rata sama dengan nol dan varians sama dengan  $\sigma^2$ .

Model dalam Persamaan (1) dapat dituliskan dalam bentuk matriks sebagai berikut:

$$\mathbf{y} = \rho \mathbf{W}\mathbf{y} + \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{e} \quad \text{atau} \quad (\mathbf{I} - \rho \mathbf{W})\mathbf{y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{e} \quad (2)$$

dimana  $\rho$  adalah pengaruh kompetisi antar tanaman;  $\mathbf{I}$  adalah matriks identitas berukuran  $n \times n$ ;  $\mathbf{W}$  adalah matriks pembobot berukuran  $n \times n$  dengan elemen  $w_{i,i-1} = w_{i,i+1} = \frac{1}{2}$  dan  $w_{i,j} = 0$  untuk  $i, j$  lainnya;  $\boldsymbol{\beta}$  adalah vektor pengaruh tetap berukuran  $t \times 1$  dengan matriks insiden  $\mathbf{X}$  yang bersesuaian yang berukuran  $n \times t$  dan  $\mathbf{e}$  adalah vektor galat acak berukuran  $n \times 1$ .

D. Kusnandar dan N.W. Galwey tahun 2009 menerapkan model kompetisi antartanaman pada hutan tanaman *Pinus pinaster* Aitdi Australia Barat yang ditanam dengan jarak tanam berbentuk bujursangkar berukuran  $3\text{m} \times 3\text{m}$ . Model yang digunakan adalah perluasan dari model pada persamaan (2) ke dalam model spasial dua dimensi dengan melibatkan empat pohon kompetitor yang paling berdekatan dengan pohon yang diamati. Hasil penelitiannya menunjukkan bahwa pengaruh kompetisi antartanaman secara konsisten menjadi semakin kuat dengan semakin bertambahnya usia tanaman [7].

Penelitian ini bertujuan untuk mendapatkan model kompetisi antartanaman. Model kompetisi yang digunakan merupakan perluasan dari persamaan (2) ke dalam model spasial dua

dimensi ketika jarak tanam individu tidak lagi berbentuk bujursangkar tetapi berbentuk jajaran genjang.

## 2. Tinjauan Pustaka

Pengaruh kompetisi antartanaman biasanya terjadi ketika ketersediaan sumber makanan, seperti cahaya atau unsur hara, menjadi sangat terbatas dan tanaman tersebut harus berbagi makanan dengan tanaman di sekitarnya [8]. Fenomena ini umumnya timbul ketika usia tanaman tersebut semakin tua dan memerlukan jumlah makanan yang lebih banyak. Pemodelan linear dalam menganalisis hasil suatu percobaan telah dilakukan oleh beberapa peneliti terdahulu. Asumsi klasik yang biasa digunakan bahwa nilai pengamatan suatu individu bersifat bebas dari nilai pengamatan individu yang lainnya tidak selalu bisa dipenuhi karena adanya kemungkinan autokorelasi. Pemodelan pengaruh autokorelasi positif antarindividu biasanya dilakukan melalui pemodelan terhadap galat percobaan untuk setiap individu di dalam percobaan [4],[5],[6].

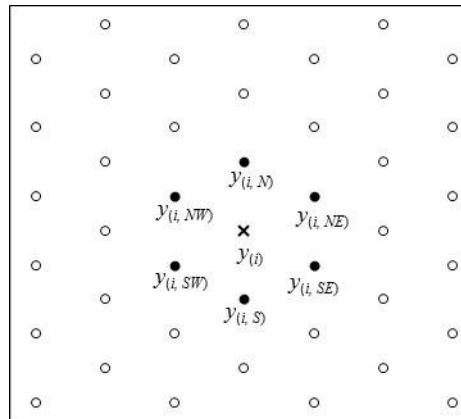
Kompetisi antartanaman yang berdekatan dapat terjadi seiring dengan bertambahnya umur tanaman. Ketersediaan sumber makanan menjadi tidak mencukupi. Hal ini dapat menimbulkan pengaruh autokorelasi negatif antartanaman yang berdekatan. Berbeda dengan pengaruh autokorelasi positif, pemodelan pengaruh kompetisi antartanaman yang berdekatan pada umumnya diasumsikan berpengaruh terhadap setiap nilai pengamatan dan tidak terhadap galat percobaan [1], [9].

Pemodelan terhadap pertumbuhan diameter pohon untuk distribusi geografis suatu jenis hutan alam campuran dilakukan di Chile [10]. Pemodelan dilakukan dengan membandingkan dua prosedur pemilihan variabel, yaitu *cross-validation* dan *LASSO regression*. Sejumlah kecil prediktor berhasil menjelaskan sebagian besar pertambahan tahunan dalam diameter, terutama variabel yang terkait dengan kompetisi baik pada tingkat pohon maupun tegakan.

Penggunaan indeks kompetisi individual pohon untuk memodifikasi struktur bahan bakar dan mengubah lingkungan dalam rangka mengurangi bahaya kebakaran pada hutan jenis konifer di West Montana, AS [11]. Hasil penelitiannya menunjukkan bahwa persaingan adalah penentu pertumbuhan yang penting di hutan-hutan ini dan bahwa persaingan bervariasi secara lokal, dengan kepadatan pohon yang bervariasi dan struktur tegakan yang relatif kompleks menciptakan kondisi lingkungan yang heterogen.

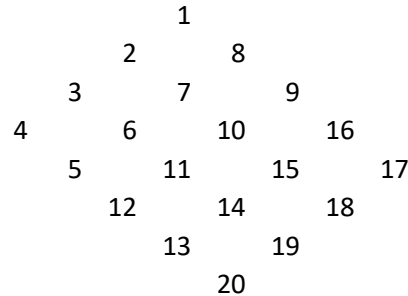
## 3. Prosedur Percobaan

Dalam penelitian ini, pemodelan pengaruh kompetisi dilakukan pada tanaman kelapa sawit. Berbeda dengan tanaman hutan atau tanaman perkebunan lainnya yang biasanya ditanam dalam plot berbentuk bujursangkar, tanaman kelapa sawit ditanam dalam plot berbentuk jajaran genjang. Setiap individu mempunyai enam kompetitor yang merupakan individu-individu yang terletak paling berdekatan dengan individu yang diamati. Gambar 2 menunjukkan posisi suatu individu  $y_{(i)}$  (ditandai dengan  $\times$ ) dengan ke enam kompetitornya, yaitu  $y_{(i, N)}$ ,  $y_{(i, NE)}$ ,  $y_{(i, SE)}$ ,  $y_{(i, S)}$ ,  $y_{(i, SW)}$ , dan  $y_{(i, NW)}$  (masing-masing ditandai dengan  $\bullet$ ), sedangkan individu lainnya ditandai dengan  $\circ$ .



**Gambar 2** Posisi suatu individu (x) dengan enam kompetitornya (●).

Data yang digunakan di dalam penelitian ini merupakan bagian dari data hasil percobaan berbagai jenis dan dosis pupuk terhadap tanaman kelapa sawit. Dalam penelitian ini, analisis data difokuskan pada percobaan dengan rancangan acak kelompok dengan tiga taraf pemupukan K, yaitu pemberian pupuk MOP (*Muriate of Potash*) yang mengandung 60%  $K_2O$ . Dosis yang digunakan adalah 0,75; 2,5 dan 6 kg/pohon/tahun. Percobaan diulang tiga kali. Terdapat sembilan plot berbentuk jajaran genjang yang masing-masing terdiri atas 20 pohon per plot dengan jarak tanam antarpohon 9 m. Setiap plot dikelilingi dengan parit isolasi sedalam 1,5m. Konvensi penomoran pohon di dalam setiap plot disajikan di dalam Gambar 3. Variabel yang diamati adalah data produksi berat tandan buah segar per pohon selama enam bulan.



**Gambar 3** Konvensi penomoran pohon kelapa sawit di dalam setiap plot.

Berdasarkan rancangan percobaan yang digunakan, yaitu Rancangan Acak Kelompok, maka model konvensional bagi percobaan ini adalah sebagai berikut (lihat misalnya [12]):

$$y_{ijk} = \mu + r_i + \beta_k + e_{i(k)} + \eta_{j(ik)} \quad (3)$$

dimana  $y_{ijk}$  adalah pengamatan berat tandan buah segar dari pohon ke  $j$  ( $j = 1, 2, \dots, 20$ ) dalam blok/kelompok ke  $i$  ( $i = 1, 2, 3$ ) yang mendapat perlakuan pemupukan ke  $k$  ( $k = 1, 2, 3$ );  $r_i$  adalah blok/kelompok ke  $i$ ;  $\beta_k$  adalah pengaruh perlakuan ke  $k$ ;  $e_{i(k)}$  adalah pengaruh galat percobaan; dan  $\eta_{j(ik)}$  adalah pengaruh galat sampling. Galat percobaan diasumsikan berdistribusi Normal dengan rata-rata sama dengan nol dan varians  $\sigma^2$ ; galat sampling diasumsikan berdistribusi Normal dengan rata-rata sama dengan nol dan varians  $\sigma_n^2$  serta  $e_{i(k)}$  dan  $\eta_{j(ik)}$  bersifat saling bebas.

Misalkan  $\rho$  adalah parameter pengaruh kompetisi antarindividu. Pengembangan Model (1) dan Model (3) ke dalam dimensi dua yang melibatkan enam kompetitornya dapat dinyatakan sebagai berikut:

$$y_{ijk} = \rho \left( \frac{1}{6} y_{(j,N)} + \frac{1}{6} y_{(j,NE)} + \frac{1}{6} y_{(j,SE)} + \frac{1}{6} y_{(j,S)} + \frac{1}{6} y_{(j,SW)} + \frac{1}{6} y_{(j,NW)} \right) + r_i + \beta_k + e_{i(k)} + \eta_{j(ik)} \quad (4)$$

dimana notasi yang digunakan di dalam persamaan (4) sama dengan dalam persamaan (3) dengan penambahan  $y_{(j,N)}, y_{(j,NE)}, \dots, y_{(j,NW)}$  adalah nilai pengamatan dari enam pohon kompetitor yang bertetangga dengan individu ke- $j$ . Jika nilai  $\rho$  diketahui, maka dapat ditentukan variabel  $x_{ijk} = y_{ijk} - \rho \left( \frac{1}{6} y_{(j,N)} + \frac{1}{6} y_{(j,NE)} + \frac{1}{6} y_{(j,SE)} + \frac{1}{6} y_{(j,S)} + \frac{1}{6} y_{(j,SW)} + \frac{1}{6} y_{(j,NW)} \right)$  yang nilai-nilainya merupakan gabungan dari nilai-nilai pengamatan  $y_{ijk}$ . Oleh karena itu, persamaan (4) dapat dituliskan sebagai berikut:

$$y_{ijk} - \rho \left( \frac{1}{6} y_{(j,N)} + \frac{1}{6} y_{(j,NE)} + \frac{1}{6} y_{(j,SE)} + \frac{1}{6} y_{(j,S)} + \frac{1}{6} y_{(j,SW)} + \frac{1}{6} y_{(j,NW)} \right) = r_i + \beta_k + e_{i(k)} + \eta_{j(ik)}$$

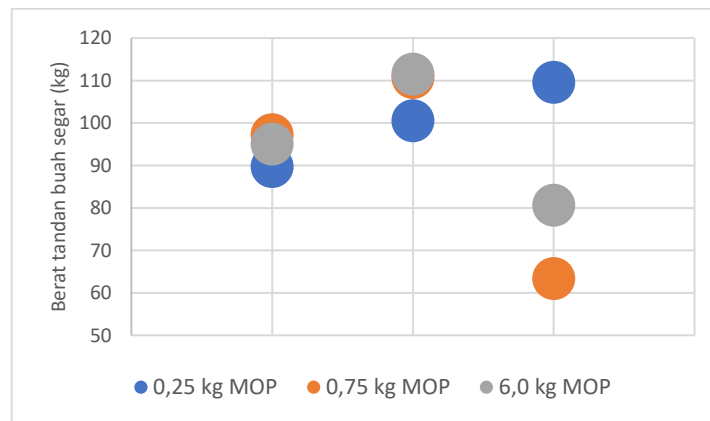
atau

$$x_{ijk} = r_i + \beta_k + e_{i(k)} + \eta_{j(ik)} \quad (5)$$

Persamaan (5) merupakan bentuk lain dari persamaan (3), sehingga pendugaan bagi parameter di dalam model dapat ditentukan dengan metode yang sama.

#### 4. Hasil dan Pembahasan

Data yang dianalisis dalam penelitian ini adalah berat tandan buah segar tanaman kelapa sawit sebagai akumulasi hasil panen selama enam bulan. Pengamatan terhadap data menunjukkan adanya keragaman yang cukup besar dalam berat tandan buah segar tanaman kelapa sawit dari satu pohon ke pohon lainnya. Rata-rata berat tandan buah segar yang dihasilkan disajikan di dalam Gambar 4.



**Gambar 4** Rata-rata berat tandan buah segar tiap perlakuan.

Keragaman data yang tinggi dari satu pohon ke pohon lainnya tidak hanya terjadi dalam satu perlakuan, tetapi juga terjadi di dalam setiap blok. Hal ini dapat menyebabkan tidak terdeteksinya pengaruh perlakuan (pemupukan MOP) di dalam percobaan ini. Analisis varians dengan menggunakan model dalam Persamaan (3) disajikan di dalam Tabel 2. Pengaruh Blok diperlakukan sebagai faktor acak dalam model ini.

**Tabel 1** Analisis varians bagi berat tandan buah segar per pohon kelapa sawit

Sumber Keragaman	Derajat Bebas	Jumlah Kuadrat	Kuadrat Tengah	F hitung	Nilai- <i>p</i>
Pupuk MOP	2	2.726	1.363	0,26	0,785
Blok	2	16.111	8.056	1,52	0,322
Galat Percobaan	4	21.173	5.293	2,17	0,074
Galat Sampling	171	416.739	2.437		
Total	179	456.750			

Tabel 1 menunjukkan bahwa pemupukan MOP tidak memberikan pengaruh yang signifikan terhadap produksi berat tandan buah segar kelapa sawit. Hal ini ditunjukkan dengan nilai-*p* yang besar (nilai-*p* = 0,785). Koefisien keragaman bagi data tersebut adalah 51,76%. Deteksi terhadap kemungkinan adanya pengaruh kompetisi antartanaman dilakukan dengan menggunakan model dalam Persamaan (5). Nilai  $x_{ijk}$  dalam Persamaan (5) diperoleh dengan menentukan nilai  $\rho$  terlebih dahulu. Jika terdapat kompetisi antartanaman, maka pengaruh kompetisi cenderung akan membangkitkan korelasi negatif antartanaman yang berdekatan [1]. Oleh karena itu nilai  $\rho$  dapat dipilih  $-1 < \rho < 0$ . Nilai  $x_{ijk}$  kemudian dapat ditentukan sebagai berikut:

$$x_{ijk} = y_{ijk} - \rho \left( \frac{1}{6} y_{(j,N)} + \frac{1}{6} y_{(j,NE)} + \frac{1}{6} y_{(j,SE)} + \frac{1}{6} y_{(j,S)} + \frac{1}{6} y_{(j,SW)} + \frac{1}{6} y_{(j,NW)} \right)$$

dengan  $y_{(j,N)}, y_{(j,NE)}, \dots, y_{(j,NW)}$  adalah nilai pengamatan dari pohon-pohon yang berdekatan dengan posisi  $y_{ijk}$ . Dalam penelitian ini ditentukan beberapa nilai  $\rho$ , kemudian dengan menggunakan analisis varians dengan model (5), dipilih nilai  $\rho$  yang menghasilkan kuadrat tengah galat percobaan terkecil. Tabel 2 menyajikan ringkasan dari tabel analisis varians untuk berbagai nilai  $\rho$ .

**Tabel 2** Analisis varians dengan pengaruh kompetisi antartanaman

Sumber Keragaman	Derajat Bebas	Kuadrat tengah					
		$\rho = 0$	$\rho = -0,1$	$\rho = -0,3$	$\rho = -0,5$	$\rho = -0,7$	$\rho = -0,9$
Pupuk MOP	2	1.363	1.601	2.135	2.746	3.435	4.201
Blok	2	8.056	9.234	11.842	14.787	18.068	21.685
Galat Percobaan	4	5.293	6.465	9.160	12.327	15.964	20.072
Galat Sampling	171	2.437	2.419	2.411	2.442	2.512	2.620

Nilai  $\rho$  yang menghasilkan kuadrat tengah galat percobaan terkecil adalah ketika  $\rho = -0,1$ , sementara nilai  $\rho$  yang lainnya cenderung menghasilkan nilai kuadrat tengah galat percobaan yang semakin besar. Namun demikian, nilai kuadrat tengah galat percobaan yang dihasilkan ketika  $\rho = -0,1$  masih lebih besar dari nilai kuadrat tengah galat percobaan ketika model tidak menyertakan pengaruh kompetisi antartanaman. Data penelitian ini tidak menunjukkan adanya pengaruh kompetisi antartanaman. Hal ini mungkin terjadi karena jarak tanam kelapa sawit (9m) yang sudah sesuai dengan rekomendasi beberapa institusi penghasil benih mengenai pola tanam yaitu 8,8 m [14]. Jarak tanam yang lebar antartanaman kelapa sawit nampaknya telah secara efektif menghilangkan pengaruh kompetisi antartanaman dalam kebun kelapa sawit.

## 5. Kesimpulan

Penelitian ini telah berhasil mengembangkan model linear untuk mendeteksi adanya pengaruh

kompetisi antartanaman dengan memperluas model pengaruh kompetisi sebelumnya dari model satu dimensi menjadi model dengan dua dimensi. Penerapan model dua dimensi ke dalam tanaman kelapa sawit menghasilkan ketetangaan antar tanaman yang berdekatan berbentuk segi enam. Hal ini terjadi karena jarak tanam pohon kelapa sawit berbentuk jajaran genjang, tidak berbentuk bujursangkar atau persegi panjang seperti pada tanaman perkebunan/kehutanan lainnya. Jarak tanam yang lebar nampaknya telah secara efektif menghilangkan pengaruh kompetisi antartanaman.

Dalam penelitian ini, pengaruh kompetisi ( $\rho$ ) ditentukan secara *trial and error* semata-mata untuk keperluan praktis. Pendugaan bagi pengaruh kompetisi dapat dilakukan secara lebih akurat dengan menggunakan metode maksimum likelihood dalam dua tahap secara iteratif [13].

#### **Daftar Pustaka**

- [1] Bartlett, M. S. 1978. Nearest neighbour models in the analysis of field experiments. *J. R. Stat. Soc. Ser. B.* **40**: 147–174.
- [2] Wilkinson, G. N., Eckert, S. R., Hancock, T and Mayo, O. 1983. Nearest Neighbour (NN) analysis of field experiments. *J. R. Stat. Soc. Ser. B.* **45**: 151–211.
- [3] Cullis, B. R. and Gleeson, A. C. 1991. Spatial analysis of field experiments - An extension to two dimensions. *Biometrics.* **47**: 1449–1460.
- [4] Grondona, M. O., Crossa, J., Fox, P. N. and Pfeiffer, W. H. 1996. Analysis of variety yield trials using two-dimensional separable ARIMA processes. *Biometrics.* **52**: 763–770.
- [5] Gilmour, A. R., Cullis, B. R. and Verbyla, A. P. 1997. Accounting for natural and extraneous variation in the analysis of field experiments. *J. Agric. Biol. Environ. Stat.* **2**: 269–293.
- [6] Kempton, R. A. 1982. Adjustment for competition between varieties in plant breeding trials. *J. Agric. Sci. Cambridge.* **98**: 599 – 611.
- [7] Kusnandar, D and Galwey, N. W. 2009. A Linear Mixed Model for Two-Dimensional Competition between Neighbouring Trees in Forestry Trials: Model Testing in a Plantation of Maritime pine (*Pinus pinaster* Ait.) in Western Australia. *Proc. of the IMT-GT: International Conference on Mathematics, Statistics, and their Applications 2009*, pp. 322–327.
- [8] Magnussen, S. 1994. A method to adjust simultaneously for spatial microsite and competition effects. *Can. J. For. Res.* **24**: 985–995.
- [9] Kocher, S. D. and Harris, R. 2007. Tree Growth and Competition. *Univ. Calif. Agric. Nat. Resour.*, pp. 1–10.
- [10] Moreno, P. C., Palmas, S., Escobedo, F. J., Cropper, W. P. and Gezan, S. A. 2017. Individual-tree diameter growth models for mixed *Nothofagus* second growth forests in southern Chile. *Forests.* **8** (12): 1–19.
- [11] Contreras, M. A., Affleck, D. and Chung, W. 2011. Evaluating tree competition indices as predictors of basal area increment in western Montana forests. *For. Ecol. Manage.* **262** (11): 1939–1949.
- [12] Nugroho, S. 2008. *Rancangan Percobaan Dasar-Dasar*. Unib Press, Bengkulu.
- [13] Cressie, N. A. C. *Statistics for Spatial Data (revised edition)*. 2015. John Wiley & Sons, Canada.
- [14] Pahan, I. *Panduan Lengkap Kelapa Sawit*. 2008. Penebar Swadaya, Jakarta.