ISSN: 2339-2541
JURNAL GAUSSIAN, Volume 3, Nomor 3, Tahun 2014, Halaman 411 - 420
Online di: http://ejournal-s1.undip.ac.id/index.php/gaussian

PENDEKATAN REGRESI POLINOMIAL ORTHOGONAL UNTUK MENENTUKAN KADAR SALINITAS DAN KONSENTRASI LARUTAN KITOSAN PADA PEMBUATAN ANTIBAKTERI

Haryanti Novitasari[1], Triastuti Wuryandari[2], Sugito[3]

[1]Mahasiswa Jurusan Statistika FSM Universitas Diponegoro
[2,3]Staf Pengajar Jurusan Statistika FSM Universitas Diponegoro

ABSTRACT

Indonesia is one of the countries with big marine resource. It can cause increased marine waste, such as the shells. Shells can be processed into chitosan. Chitosan has the benefits with high economic value, one of the benefit is became a source of natural antibacterial. Antibacterial test of the chitosan and salinity of the *S. aureus* bactery indicating inhibition zone formation. The larger inhibition zone indicated that antibacterial produced is better. To optimize the level of salinity and concentration of chitosan so this is used polynomial orthogonal regression approach. This approach can be done on design with the quantitative factors and it have same distance. Determination of the degree of polynomial orthogonal based on orthogonal contrasts that have significant factor of salinity and concentration of chitosan, then it can be determined the shape of regression equation. From the that equation can be determined the extreme points using a differential count. When return to the form of the design it can be determined in what levels of salinity and concentration of chitosan that can maximize the inhibition zone in millimeters. After optimization obtained maximum value of salinity is 18,2846375915% and concentration of chitosan is 1,999699328% with assessment of inhibition zone of antibacterial for *S. aureus* is 1,72486650 mm.

Keywords : chitosan, salinity, inhibition zone, quantitative factors, polynomial orthogonal, orthogonal contrast

1. PENDAHULUAN

Indonesia merupakan negara kepulauan penghasil sumberdaya kelautan yang sangat besar. Sumberdaya laut dapat diolah menjadi bahan makanan instan atau siap pakai. Hal tersebut menyebabkan hasil limbah baik berupa padat, cair maupun gas di Indonesia semakin meningkat. Limbah dan hasil perikanan makin meningkat disebabkan oleh dua faktor yaitu hasil tangkapan sumberdaya laut yang semakin meningkat dan pola hidup konsumen yang lebih memilih produk siap pakai. Salah satu limbah padat yang paling banyak dijumpai di hampir seluruh negara di dunia adalah limbah cangkang kerang.

Menurut Prasetya *et al.* (2010) kerang merupakan salah satu sumberdaya yang berasal dari perikanan tangkap, yang mempunyai potensi besar dan nilai ekonomis yang tinggi, namun belum dimanfaatkan secara optimal. Salah satu spesies kerang yang dapat dimanfaatkan adalah kerang simping yang bernama latin *Amusium sp.* Untuk meningkatkan nilai ekonomis dari limbah kerang banyak dilakukan penelitian maupun uji coba oleh beberapa peneliti agar dapat memaksimalkan pengolahan limbah kerang. Salah satunya adalah penelitian aktivitas antibakteri kitosan dari cangkang kerang simping pada kondisi lingkungan yang berbeda yang dilakukan oleh Sulistiyoningrum *et al.* (2013).

Uji antibakteri kitosan terhadap *e.coli* dan *S. aureus* menunjukkan adanya pembentukan zona hambat pada media yang digunakan. Semakin besar zona hambatnya semakin baik antibakteri tersebut. Zona hambat yang besar menunjukkan bahwa antibakteri memiliki kualitas yang baik, maka diperlukan suatu pendekatan untuk mengetahui salinitas dan konsentrasi larutan kitosan dengan kadar berapa agar menghasilkan zona hambat yang bagus. Pada penelitian yang dilakukan oleh Sulistiyoningrum *et al.* (2013), salinitas dan konsentrasi larutan kitosan yang digunakan memiliki faktor kuantitatif dan jarak antar taraf faktor sama yaitu 40%; 30%; 20% dan 10% untuk salinitas dengan jarak antar taraf faktor 10% dan konsentrasi larutan kitosan 1%; 0,75%; 0,5% dan 0,25% dengan jarak antar taraf faktor 0,25% maka untuk menghasilkan zona hambat maksimum digunakan pendekatan regresi polinomial orthogonal. Pendekatan ini hanya dapat digunakan untuk percobaan dengan faktor kuantitatif dan berjarak sama.

2. TINJAUAN PUSTAKA

2.1. Rancangan Faktorial dengan Rancangan Dasar RAKL

Rancangan percobaan yang melibatkan dua faktor atau lebih dan unit percobaannya tidak homogen dan memerlukan pengelompokan satu arah disebut rancangan faktorial RAKL. Model Liniernya:

$$Y_{ijk} = \mu + \alpha_i + \beta_j + \rho_k + (\alpha\beta)_{ij} + \varepsilon_{ijk} \qquad (1)$$

dengan : *i=1,2,…a*; *j=1,2,…,b* dan k*=1,2,…,r*

Y_{ijk} = pengamatan pada kelompok ke-k yang mendapat perlakuan faktor A taraf ke-i dan faktor B taraf ke-j

μ = rataan umum

α_i = pengaruh faktor A taraf ke-i

β_j = pengaruh faktor B taraf ke-j

ρ_k = pengaruh kelompok ke-k

$(\alpha\beta)_{ij}$ = pengaruh interaksi faktor A taraf ke-i dan faktor B taraf ke-j

ε_{ijk} = komponen galat, asumsi $\varepsilon_{ijk} \sim \text{NID}(0, \sigma^2)$.

Diambil model tetap dengan asumsi:

$\sum_{i=1}^{a} \alpha_i = 0$, $\sum_{j=1}^{b} \beta_j = 0$, $\sum_{i=1}^{a} (\alpha\beta)_{ij} = \sum_{j=1}^{b} (\alpha\beta)_{ij} = 0$, $\sum_{i=1}^{a} \sum_{j=1}^{b} (\alpha\beta)_{ij} = 0$, $\sum_{k=1}^{r} \rho_k = 0$

Uji hipotesis:

a. Hipotesis mengenai efek kelompok:
   $H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \ldots.. = \rho_r$
   H_1 : paling sedikit ada satu k dengan $\rho_k \neq 0$.
b. Hipotesis mengenai efek utama:
   $H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = \ldots.. = \alpha_a$
   H_1 : paling sedikit ada satu i dengan $\alpha_i \neq 0$.
   $H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \ldots.. = \beta_b$
   H_1 : paling sedikit ada satu j dengan $\beta_j \neq 0$.
c. Hipotesis mengenai efek interaksi:
   $H_0 : (\alpha\beta)_{11} = (\alpha\beta)_{12} = \ldots.. = (\alpha\beta)_{ab}$
   H_1 : paling sedikit ada pasangan (i,j) dengan $(\alpha\beta)_{ij} \neq 0$.

Estimasi parameter dari persamaan (1) diperoleh dari metode kuadrat terkecil, diperoleh:

$$\hat{\mu} = \bar{Y}_{...}$$
$$\hat{\alpha}_i = \bar{Y}_{i..} - \bar{Y}_{...}$$
$$\hat{\beta}_j = \bar{Y}_{.j.} - \bar{Y}_{...}$$
$$\hat{\rho}_k = \bar{Y}_{..k} - \bar{Y}_{...}$$
$$\widehat{(\alpha\beta)}_{ij} = \bar{Y}_{ij.} - \bar{Y}_{i..} - \bar{Y}_{.j.} + \bar{Y}_{...}$$
$$\hat{\varepsilon}_{ijk} = (\bar{Y}_{ijk} - \bar{Y}_{...}) - (\bar{Y}_{ij.} - \bar{Y}_{...}) - (\bar{Y}_{..k} - \bar{Y}_{...})$$

Dengan menggunakan pemecahan jumlah kuadrat diperoleh:

$$JKT = \sum_{i=1}^{a}\sum_{j=1}^{b}\sum_{k=1}^{r}(Y_{ijk} - \bar{Y}_{...})^2$$
$$JKA = \sum_{i=1}^{a}\sum_{j=1}^{b}\sum_{k=1}^{r}(\bar{Y}_{i..} - \bar{Y}_{...})^2$$
$$JKB = \sum_{i=1}^{a}\sum_{j=1}^{b}\sum_{k=1}^{r}(\bar{Y}_{.j.} - \bar{Y}_{...})^2$$
$$JKK = \sum_{i=1}^{a}\sum_{j=1}^{b}\sum_{k=1}^{r}(\bar{Y}_{..k} - \bar{Y}_{...})^2$$
$$JKAB = \sum_{i=1}^{a}\sum_{j=1}^{b}\sum_{k=1}^{r}\left(\bar{Y}_{ij.} - \bar{Y}_{i..} - \bar{Y}_{.j.} - \bar{Y}_{...}\right)^2$$
$$JKG = \sum_{i=1}^{a}\sum_{j=1}^{b}\sum_{k=1}^{r}\left((\bar{Y}_{ijk} - \bar{Y}_{...}) - (\bar{Y}_{ij.} - \bar{Y}_{...}) - (\bar{Y}_{..k} - \bar{Y}_{...})\right)^2$$

Tabel analisis ragam untuk rancangan faktorial RAKL:

Sumber Keragaman	Derajat Bebas	Jumlah Kuadrat	Kuadrat Tengah	F Hitung
Kelompok	r-1	JKK	KTK	KTK/KTG
Faktor A	a-1	JKA	KTA	KTA/KTG
Faktor B	b-1	JKB	KTB	KTB/KTG
Faktor A*B	(a-1)(b-1)	JKAB	KTAB	KTAB/KTG
Galat	(ab-1)r-1)	JKG	KTG	
Total	a.b.r-1	JKT		

2.2. Asumsi

Asumsi-asumsi yang harus dipenuhi untuk rancangan faktorial model tetap RAKL adalah galat dalam model tersebut berdistribusi normal diuji menggunakan uji Kolmogorov Smirnov, independen diuji menggunakan nilai Durbin Watson untuk autokorelasi serta galat dalam percobaan homogen diuji menggunakan uji Bartlett.

2.3. Uji Perbandingan Ganda Duncan (DMRT, *Duncan Multiple Range Test*)

Dalam uji perbandingan berganda Duncan bertujuan untuk mengetahui pengaruh perlakuan dan kelompok terhadap hasil percobaan. Hipotesis dalam pengujian ini adalah:

$H_0 : \mu_i = \mu_j ;\ i \neq j$

$H_1 : \mu_i \neq \mu_j ;\ i \neq j$

Langkah-langkah pengujian beda jarak nyata Duncan ini adalah:

1. Urutkan rata-rata perlakuan dari yang terkecil sampai yang terbesar.
2. Menentukan nilai galat baku rerata umum: $S_{\bar{Y}} = \sqrt{\frac{KTG}{r}}$ untuk uji lanjut efek interaksi

   $S_{\bar{Y}} = \sqrt{\frac{KTG}{br}}$ untuk uji lanjut efek faktor A

   $S_{\bar{Y}} = \sqrt{\frac{KTG}{ar}}$ untuk uji lanjut efek faktor B
3. Menentukan nilai jarak nyata terdekat Duncan

   $R_p = r_{p;db.g;\alpha} \times S_{\bar{y}}$

   Harga $r_{p;db.g}$ diperoleh dari tabel untuk pembanding Duncan, p= 2, 3, …, a-1 dengan a adalah banyaknya perlakuan yang dibandingkan.
4. Menurut Hanafiah dan Sukamto (1991) uji beda rerata ini dilakukan menurut jarak (*p*) bedanya masing-masing.

   Status beda nilai rerata tersebut diuji menurut kaidah keputusan:

   $$\text{jika } d_{hitung} \begin{cases} \leq R_p, \text{ terima } H_0 \\ > R_p, \text{ tolak } H_0 \end{cases}$$

   d_{hitung} = selisih dua rata-rata

2.4. Koefisien Keragaman

Derajat ketepatan dalam suatu percobaan dapat dilihat dari nilai koefisien keragamannya. Koefisien keragaman atau biasa disebut KK merupakan indeks keterandalan yang baik bagi suatu percobaan. Menurut Hanifiah dan Sukamto (1991) dapat dikatakan bahwa jika KK makin kecil berarti derajat kejituan dan keandalan akan makin tinggi dan makin tinggi pula validitas kesimpulan yang diperoleh. Koefisien keragaman (KK) didefinisikan sebagai berikut:

$$KK = \frac{\sqrt{KTG}}{\overline{Y}_{\dots}} \times 100\%$$

dimana: KK = Koefisien Keragaman

KTG = Kuadrat Tengah Galat

$\overline{Y}_{\dots}$ = Rataan dari hasil percobaan

2.5. Polinomial Orthogonal

Pada percobaan rancangan faktorial metode polinomial orthogonal digunakan untuk mendeteksi pengaruh utama dan interaksi yang terjadi di dalam percobaan tersebut. Selain itu polinomial orthogonal juga dapat digunakan sebagai penentu nilai optimum dari masing-masing faktor atau variabel bebas agar hasilnya maksimal atau baik. Metode polinomial orthogonal ini hanya dapat diterapkan pada percobaan-percobaan dengan taraf faktor kuantitatif dan berjarak sama. Persamaan polinomial orthogonal dapat dituliskan sebagai berikut:

$$Y_j = \alpha_0 + \alpha_1 P_1(X_j) + .. + \alpha_q P_q(X_j) + \varepsilon_j \qquad j = 1, 2, .., n \tag{2}$$

Dengan P_i(X) adalah polinomial dalam X dari ordo ke-i, untuk i = 1, 2, . . ., q.

Beberapa polinomial orthogonal menurut Gaspersz (1995) dapat diberikan sebagai berikut:

$$P_0(X) = 1$$

$$P_1(X) = \lambda_1 \left(\frac{X - \overline{X}}{D}\right)$$

$$P_2(X) = \lambda_2 \left[\left(\frac{X - \overline{X}}{D}\right)^2 - \left(\frac{n^2 - 1}{12}\right)\right]$$

$$P_3(X) = \lambda_3 \left[\left(\frac{X - \overline{X}}{D}\right)^3 - \left(\frac{3n^2 - 7}{20}\right)\left(\frac{X - \overline{X}}{D}\right)\right]$$

$$P_4(X) = \lambda_4 \left[\left(\frac{X - \overline{X}}{D}\right)^4 - \left(\frac{3n^2 - 13}{14}\right)\left(\frac{X - \overline{X}}{D}\right)^2 + \left(\frac{3(n^2 - 1)(n^2 - 9)}{560}\right)\right]$$

$$P_5(X) = \lambda_5 \left[\left(\frac{X - \overline{X}}{D}\right)^5 - \left(\frac{5n^2 - 35}{18}\right)\left(\frac{X - \overline{X}}{D}\right)^3 + \left(\frac{15n^4 - 230n^2 + 407}{1008}\right)\right]$$

dimana λ_i adalah suatu konstanta yang membuat polinomial bernilai integer (bilangan bulat), dan n merupakan banyaknya taraf faktor kuantitatif X. Ada beberapa koefisien polinomial orthogonal dan nilai-nilai λ_i untuk ukuran n $\leq$ 10 yang telah ditemukan oleh Ronald A. Fisher dikemas dalam suatu tabel, sehingga apabila memerlukannya tidak perlu menghitung secara manual.

Pendugaan parameter untuk persamaan (2) menggunakan metode kuadrat terkecil, diperoleh hasil sebagai berikut:

$$\hat{\alpha}_0 = \frac{\sum_{ijk}^{abr} Y_{ijk}}{abr}$$

$$\hat{\alpha}_i = \frac{\sum_{j=1}^{n} P_i(X_j)Y_j}{\sum_{j=1}^{n}\{P_i(X_j)\}^2}$$

2.6. Polinomial Orthogonal dengan Dua Faktor Bertaraf Kuantitatif

Komponen-komponen polinomial dapat ditentukan dari taraf-taraf kuantitatif. Pada permasalahan dalam tugas akhir ini ada dua faktor, yaitu salinitas dan konsentrasi larutan kitosan masing-masing memiliki 4 taraf. Dengan polinomial orthogonal dapat dihitung efek linier, kuadratik, dan kubik dari kedua faktor ini sehingga dapat diketahui apakah salinitas dan konsentrasi larutan kitosan dapat mempengaruhi respon. Maka perlu dilakukan perhitungan jumlah kuadrat untuk masing-masing efek untuk mengetahui mana saja perlakuan yang signifikan dan tidak signifikan.

a. Jumlah kuadrat faktor utama menurut Montgomery (1991):

Jumlah Kuadrat A = $\left[\frac{\left(\sum_{i=1}^{a} c_i y_{i..}\right)^2}{ar\sum_{i=1}^{a} c_i^2}\right]$

Jumlah Kuadrat B = $\left[\frac{\left(\sum_{j=1}^{b} c_j y_{.j.}\right)^2}{br\sum_{j=1}^{b} c_j^2}\right]$

Dimana : c_i adalah koefisien polinomial orthogonal faktor A
c_j adalah koefisien polinomial orthogonal faktor B
r adalah banyaknya kelompok

b. Jumlah kuadrat faktor interaksi:

Menurut Montgomery (1991) untuk mendapatkan jumlah kuadrat faktor interaksi yang perlu dilakukan pertama kali adalah mencari nilai dari pengaruh faktor interaksi tersebut.

$pengaruh\ AB = \sum_{i=1,j=1}^{ab} c_{ij} y_{ij}$

Dimana : c_{ij} adalah koefisien interaksi polinomial orthogonal
y_{ij} adalah total perlakuan pada faktor interaksi A dan B

Nilai pengaruh dicari untuk mempermudah perhitungan jumlah kuadrat interaksinya. Perhitungan jumlah kuadrat interaksinya menurut Montgomery (1991) sebagai berikut:

Jumlah Kuadrat AB = $\left(\frac{\left(\sum_{i=1}^{a}\sum_{j=1}^{b} c_{ij} y_{ij}\right)^2}{r\sum_{i=1}^{a}\sum_{j=1}^{b} c_i^2}\right)$

2.7. Nilai Ekstrim Maksimum dan Minimum Fungsi Dua Variabel

Zona hambat maksimum dapat diperoleh ketika kadar salinitas dan konsentrasi larutan kitosan berada pada titik optimum. Langkah pertama yang harus dilakukan adalah mencari nilai ekstrim maksimum dan minimum dari persamaan polinomial orthogonal yang diperoleh. Definisi nilai ekstrim maksimum dan minimum lokal menurut Bradley dan Smith (1995) sebagai berikut:

Misalkan *f* adalah fungsi yang didefinisikan pada (x_0,y_0), maka:

(i) $f(x_0,y_0)$ adalah maksimum relatif jika $f(x,y) \leq f(x_0,y_0)$ untuk semua (x,y) adalah interval terbuka (x_0,y_0).

(ii) $f(x_0,y_0)$ adalah minimum relatif jika $f(x,y) \geq f(x_0,y_0)$ untuk semua (x,y) adalah interval terbuka (x_0,y_0).

(iii)Jika kedua-duanya adalah maksimum dan minimum relatif maka disebut ekstrim relative.

Menurut Bradley dan Smith (1995) maksimum dan minimum relatif dapat dicari apabila memenuhi syarat-syarat sebagai berikut:

Fungsi $f(x,y)$ mempunyai nilai ekstrim pada (x_0,y_0), $f_x = 0$, $f_y = 0$ ambil:

(i) Syarat perlu: $f_x = 0$ dan $f_y = 0$
dengan jenis ekstrimnya:
a. f(x,y) maksimum lokal bila $f_{xx} < 0$
b. f(x,y) minimum lokal bila $f_{xx} > 0$

(ii) Syarat Cukup: $D = f_{xx} \cdot f_{yy} - (f_{xy})^2 > 0$

Setelah syarat-syaratnya terpenuhi maka untuk menentukan mana titik yang maksimum relatif dan mana yang minimum relatif digunakan bantuan matriks Hessian. Matriks Hessian adalah matriks yang setiap elemennya dibentuk dari turunan parsial kedua suatu fungsi. Menurut Luknanto (2000) Matriks Hessian ukuran (2x2) dapat diberikan sebagai berikut:

$$H = \begin{bmatrix} h_{11} & h_{12} \\ h_{21} & h_{22} \end{bmatrix}$$

dengan: $h_{11} = f_{xx}$; $h_{12} = f_{xy}$; $h_{21} = f_{yx}$ dan $h_{22} = f_{yy}$

Kriteria maksimum dan minimum relatif dengan matriks Hessian:

(i) Maksimum relatif terjadi jika matriks H definit negatif, yaitu:
$h_{11} < 0$ dan $|H| > 0$

(ii) Minimum relatif terjadi jika matriks H definit positif, yaitu:
$h_{11} > 0$ dan $|H| > 0$

(iii)Titik pelana terjadi jika matriks H indefinit, yaitu:
$h_{11} < 0$ dan $|H| < 0$, atau
$h_{11} > 0$ dan $|H| < 0$

3. METODOLOGI PENELITIAN

3.1. Sumber Data

Data yang digunakan dalam penelitian adalah data sekunder yaitu data hasil penelitian aktivitas antibakteri kitosan dari cangkang kerang simping yang dilakukan oleh Sulistiyoningrum dkk, (2013). Penelitian dilakukan pada dua bakteri yaitu *e.coli* dan *S. aureus*. *E.coli* diuji dengan pH dan *S.aureus* diuji dengan salinitas. Pada penelitian ini yang digunakan hanya bakteri *S. aureus* dengan empat salinitas dan empat konsentrasi larutan kitosan. Data yang digunakan adalah data percobaan faktorial RAKL dua faktor dengan faktor A adalah salinitas dan faktor B adalah konsentrasi larutan kitosan dengan pengelompokan berupa penampang.

Keterangan:

S1 : 40%	K1: C1%
S2 : 30%	K2 : C0.75%
S3 : 20%	K3 : C0.5%
S4 : 10%	K4 : C0.25%

Dengan : S : Salinitas, K : Konsentrasi Larutan Kitosan

3.2. Langkah Analisis

Tahapan analisis yang digunakan untuk mencapai tujuan penelitian dalam penulisan tugas akhir ini diuraikan sebagai berikut:

1. Pembentukan analisis varian percobaan faktorial Rancangan Acak Kelompok Lengkap (RAKL).

2. Pengujian asumsi-asumsi hasil analisis ragam.
3. Penguraian analisis varian percobaan untuk memperoleh efek linier, kuadratik, dan kubik.
4. Pemilihan faktor-faktor yang signifikan dan tidak signifikan. Faktor signifikan dimasukkan pada model.
5. Pembentukan model polinomial orthogonal.
6. Penentuan nilai optimum untuk faktor A yaitu salinitas dan faktor B yaitu konsentrasi larutan kitosan.

4. HASIL DAN PEMBAHASAN

4.1. Tabel Analisis Varian untuk Rancangan Faktorial RAKL Dua Faktor

Sumber Keragaman	Derajat Bebas	Jumlah Kuadrat	Kuadrat Tengah	F Hitung	F Tabel
Kelompok	1	0,022	0,022	$3{,}860^{tn}$	$F_{1;15}(5\%) = 4{,}54$
Faktor A	3	2,775	0,925	$162{,}281^{*}$	$F_{3;15}(5\%) = 3{,}29$
Faktor B	3	0,823	0,274	$48{,}070^{*}$	$F_{3;15}(5\%) = 3{,}29$
Faktor A*B	9	0.830	0,092	$16{,}140^{*}$	$F_{9;15}(5\%) = 2{,}59$
Galat	15	0,086	0,0057		
Total	31	4,536			

* nyata pada taraf 5%
^{tn}tidak nyata pada taraf 5%

Tabel anova yang diperoleh menunjukkan bahwa variabel yang signifikan adalah faktor salinitas, faktor konsentrasi larutan kitosan dan interaksi pada taraf nyata 5% sedangkan untuk kelompok tidak signifikan.

4.2. Asumsi

Asumsi pertama yang harus dipenuhi adalah normalitas, dari analisis grafik diperoleh kesimpulan bahwa data menyebar di sekitar garis diagonal dan mengikuti arah garis diagonal maka asumsi normalitas terpenuhi dan diperkuat dengan uji formal menggunakan uji kolmogorov smirnov hasilnya data mengikuti distribusi normal.

Asumsi kedua yang harus dipenuhi adalah asumsi homogenitas varian, lewat grafik yang dibuat antara resisual dan fits diperoleh hasil bahwa data tidak membentuk pola tertentu maka asumsi homogenitas varian terpenuhi. Hal tersebut diperkuat dengan dilakukan uji formal menggunakan *Bartlett's Test* dan hasilnya varian residual homogen, maka asumsi terpenuhi.

Asumsi yang terakhir yaitu independensi galat, lewat grafik yang dibuat antara residual dan urutan datanya diperoleh kesimpulan bahwa data tidak membentuk pola tertentu maka asumsi terpenuhi. Hal tersebut diperkuat dengan dilakukannya uji formal yaitu uji autokorelasi dengan nilai durbin Watson 2,66809 kurang dari 4-dL maka tidak ada autokorelasi antar galat artinya asumsi independensi terpenuhi.

4.2 Uji Perbandingan Ganda Duncan (DMRT, *Duncan Multiple Range Test*)

Uji perbandingan ganda Duncan digunakan untuk mengetahui perbedaan dari masing-masing perlakuan tanpa memperhatikan jumlah perlakuannya. Uji lanjut ini tidak dilakukan pada interaksi karena tidak signifikan.

a. Uji Duncan untuk salinitas

$\overline{S}_{10\%}$	$\overline{S}_{20\%}$	$\overline{S}_{40\%}$	$\overline{S}_{30\%}$
0,4321	1,0096	1,1369	1,1533

b. Uji Duncan untuk konsentrasi larutan kitosan

$\overline{K}_{0,25\%}$	$\overline{K}_{0,5\%}$	$\overline{K}_{0,75\%}$	$\overline{K}_{1\%}$
0,7621	0,7906	1,0425	1,1367

c. Uji Duncan untuk interaksi salinitas dan kosentrasi larutan kitosan

S_1K_1	S_1K_2	S_1K_3	S_2K_1	S_2K_2	S_1K_4	S_3K_1	S_2K_3	S_4K_1	S_4K_2	S_2K_4	S_3K_2	S_3K_3	S_4K_3	S_4K_4	S_3K_4
0,00	0,00	0,80	0,92	0,93	0,93	1,05	1,06	1,07	1,10	1,12	1,13	1,13	1,17	1,20	1,29

4.3. Koefisien Keragaman

Koefisien keragaman atau biasa disebut KK merupakan indeks keterandalan yang baik bagi suatu percobaan, jika nilai KK semakin kecil maka menunjukkan keterandalan percobaan semakin tinggi dan sebaliknya.

$$KK = \frac{\sqrt{KTG}}{\bar{Y}_{...}} \times 100\%$$

$$KK = \frac{\sqrt{0,0057}}{0,933} \times 100\%$$

$$KK = 8,09\%$$

Nilai KK adalah 8,09% maka keterandalan percobaan uji pembuatan antibakteri S. *aureus* ini memiliki keterandalan relatif tinggi yaitu sebesar 8,09%.

4.4. Polinomial Orthogonal

Uji Pengaruh pada taraf nyata 5% diperoleh bahwa salinitas linier, kuadratik dan kubik nyata, untuk konsentrasi larutan kitosan linier dan kubik nyata sedangkan untuk interaksi ada empat yang tidak nyata atau tidak signifikan. Langkah selanjutnya adalah mencari nilai jumlah kuadrat masing-masing efek yaitu faktor salinitas linier, kuadratik, kubik dan konsentrasi larutan kitosan linier, kuadratik, dan kubik.

Tabel Anova untuk Salinitas dan Konsentrasi Larutan Kitosan Terhadap Zona Hambat Bakteri *S. aureus*.

Sumber Keragaman	Jumlah Kuadrat	Derajat Bebas	Kuadrat Tengah	F_{hitung}	F_{tabel}(5%)
Salinitas (A)	2,775	3	2,733	$162,281^*$	3,29
Linier (L)	(2,040)	(1)	(2,040)	$(359,97)^*$	(4,54)
Kuadratik (Q)	(0,706)	(1)	(0,706)	$(124,52)^*$	(4,54)
Kubik (K)	(0,0299)	(1)	(0,0299)	$(5,28)^*$	(4,54)
Konsentrasi (B)	0,823	3	0,756	$48,070^*$	3,29
Linier (L)	(0,757)	(1)	(0,757)	$(133,59)^*$	(4,54)
Kuadratik (Q)	(0,009)	(1)	(0,009)	$(1,52)^{tn}$	(4,54)
Kubik (K)	(0,058)	(1)	(0,058)	$(10,25)^*$	(4,54)
Interaksi (AB)	0,830	9	0,047	$16,140^*$	2,59
$AB_{L\times L}$	(0,444)	(1)	(0,444)	$(78,35)^*$	(4,54)
$AB_{L\times Q}$	(0,003)	(1)	(0,003)	$(0,58)^{tn}$	(4,54)
$AB_{L\times K}$	(0,105)	(1)	(0,105)	$(18,54)^*$	(4,54)
$AB_{Q\times L}$	(0,164)	(1)	(0,164)	$(28,97)^*$	(4,54)
$AB_{Q\times Q}$	(0,0000000 9)	(1)	(0,00000009)	$(0,00)^{tn}$	(4,54)
$AB_{Q\times K}$	(0,064)	(1)	(0,064)	$(11,35)^*$	(4,54)
$AB_{K\times L}$	(0,048)	(1)	(0,048)	$(8,52)^*$	(4,54)
$AB_{K\times Q}$	(0,0007)	(1)	(0,0007)	$(0,13)^{tn}$	(4,54)
$AB_{K\times K}$	(0,000008)	(1)	(0,000008)	$(0,00)^{tn}$	(4,54)
Kelompok	0,022	1	0,202	$3,860^{tn}$	4,54
Galat	0,086	15	0,051		
Total	4,536	31			

* nyata pada taraf 5%

tn tidak nyata pada taraf 5%

Diperoleh pendekatan persamaan polinomial orthogonal sebagai berikut.

$$y = \alpha_0 + \alpha_1 P_1(X_1) + \alpha_{11} P_2(X_1) + \alpha_{111} P_3(X_1) + \alpha_2 P_1(X_2) + \alpha_{222} P_3(X_2)$$
$$+\alpha_{12} P_1(X_1) P_1(X_2) + \alpha_{1222} P_1(X_1) P_3(X_2) + \alpha_{112} P_2(X_1) P_1(X_2)$$
$$+\alpha_{11222} P_2(X_1) P_3(X_2) + \alpha_{1112} P_3(X_1) P_1(X_2)$$

Dari tabel anova di atas faktor-faktor yang tidak signifikan akan dihilangkan dan tidak di tulis pada persamaan polinomial orthogonal. Hal tersebut dikarenakan faktor yang tidak siginifikan jelas tidak mempengaruhi respon. Berikut adalah perhitungan taksiran regresinya.

Faktor	Polinomial	db	JK	Koefisien	Taksiran Koefisien
A_L	$P_1(X_1)$	(1)	(2,040)	α_1	-0,226
A_Q	$P_2(X_1)$	(1)	(0,706)	α_{11}	-0,297
A_K	$P_3(X_1)$	(1)	(0,0299)	α_{111}	-0,028
B_L	$P_1(X_2)$	(1)	(0,757)	α_2	-0,137
B_K	$P_3(X_2)$	(1)	(0,058)	α_{222}	0,038
$A_L \times B_L$	$P_1(X_1)P_1(X_2)$	(1)	(0,444)	α_{12}	-0,023
$A_L \times B_K$	$P_1(X_1)P_3(X_2)$	(1)	(0,105)	α_{1222}	0,0115
$A_Q \times B_L$	$P_2(X_1)P_1(X_2)$	(1)	(0,164)	α_{112}	-0,032
$A_Q \times B_K$	$P_2(X_1)P_3(X_2)$	(1)	(0,064)	α_{11222}	0,020
$A_K \times B_L$	$P_3(X_1)P_1(X_2)$	(1)	(0,048)	α_{1112}	-0,008

Nilai-nilai koefisien tersebut kemudian dimasukkan pada pendekatan model yang didapat menggunakan MAPLE, dan diperoleh persamaan polinomial orthogonal sebagai berikut:

$$y = -263{,}2345 + 25{,}7506 X_1 + 320{,}5837 X_2 - 0{,}000213 X_1^3 X_2 - 0{,}32 X_1^2 X_2^2$$
$$+0{,}0427 X_1^2 X_2^3 + 0{,}80797 X_1^2 X_2 + 12{,}32 X_1 X_2^2 - 1{,}6427 X_1 X_2^3$$
$$-30{,}8546 X_1 X_2 - 0{,}68257 X_1^2 - 128{,}8 X_2^2 + 0{,}00044 X_1^3$$
$$+17{,}1733 X_2^3$$

Selanjutnya dicari nilai optimum dapat dilakukan dengan hitung diferensial dengan bantuan software MAPLE dengan variabel X_1 dan X_2 dimisalkan a dan b. Pertama yang harus dilakukan adalah mencari turunan pertama kemudian dari hasil turunan pertama tersebut akan diperoleh titik-titik kritis. Dari titik-titik kritis ini nantinya akan diperoleh nilai optimum dengan cara diturunkan sekali lagi. Untuk memeriksa nilai maksimum lokal atau minimum lokal dapat digunakan matrik Hessian, dengan syarat perlu turunan pertama dari fungsi untuk setiap variabel bebas harus sama dengan nol. Hasilnya sebagai berikut:

Nilai minimum relatif terjadi pada titik {17,72029248 ; 2,993193884} dengan nilai minimum relatif :

nilai_minimum_relatif = 1,02172347

Nilai maksimum relatif terjadi pada titik (18,284637591 ; 1,999699328) dengan nilai maksimum relatif :

nilai_maximum_relatif = 1,72486650

Dapat disimpulkan bahwa nilai maksimum yang diperoleh untuk zona hambat adalah sebesar 1,72486650 mm untuk X_1 (Salinitas) = 18,284637591% dan X_2 (Konsentrasi Larutan Kitosan) = 1,999699328%.

5. KESIMPULAN

Dari hasil analisis dan pembahasan yang telah dilakukan, dapat diperoleh beberapa kesimpulan, yaitu:

1. Tabel anova menunjukkan adanya pengaruh salinitas, konsentrasi larutan kitosan dan interaksi terhadap zona hambat bakteri *S. aureus*, sedangkan kelompok tidak signifikan mempengaruhi zona hambat. Model yang didapat adalah:

$$\begin{aligned} Zona\ Hambat = & -263{,}2345 + 25{,}7506X_1 + 320{,}5837X_2 \\ & -0{,}000213X_1^3X_2 - 0{,}32X_1^2X_2^2 + 0{,}0427X_1^2X_2^3 \\ & +0{,}80797X_1^2X_2 + 12{,}32X_1X_2^2 - 1{,}6427X_1X_2^3 \\ & -30{,}8546X_1X_2 - 0{,}68257X_1^2 - 128{,}8X_2^2 \\ & +0{,}00044X_1^3 + 17{,}1733X_2^3 \end{aligned}$$

   dengan: X_1 = Salinitas
   X_2 = Konsentrasi Larutan Kitosan
2. Setelah dilakukan optimasi diperoleh nilai maksimum untuk salinitas sebesar 18,284637591% dan konsentrasi larutan kitosan 1,999699328% dengan nilai dugaan zona hambat antibakteri S. *aureus* sebesar 1,72486650 mm.

6. DAFTAR PUSTAKA

Bradley, G.L. dan Smith, K.J. 1995. *Calculus*. New Jersey: Prentice Hall

Daniel, W.W. 1989. *Statistika Parametrik Terapan*. Alex Tri Kantjono W, Penerjemah. Jakarta: Gramedia. Terjemahan dari: *Applied Nonparametric Statistics*

Gaspersz, V. 1995. *Teknik Analisis Dalam Peneliti*. Tarsito. Bandung

Gomez, K.A. dan Gomez, A.A. 1995. *Prosedur Statistik Untuk Penelitian Pertanian*. Edisi Kedua. Jakarta: Penerbit Universitas Indonesia

Gujarati, D.N. 2003. *Basic Econometrics*. Fourth Edition. New York: McGraw-Hill

Hanifiah, K.A. dan Sukamto. 1991. *Rancangan Percobaan Teori dan Aplikasi*. Jakarta: PT Raja Grafindo Persada

Harini, N. Winarni, S. dan Setyaningsih, E., 2004. *Pemanfaatan Teknologi Pengolahan Limbah Kulit /Kepala Udang Menjadi Chitosan Untuk Ingredient Pembuatan Permen Di Home Industri Kebon Agung Kepanjen Malang*, Fak. Pertanian UMM, Malang. Jurnal Dedikasi Volume I No. 2 (Halaman 1-17)

Mattjik, A.A. dan Sumertajaya, M. 2000. *Perancangan Percobaan Dengan Aplikasi SAS dan Minitab*. Edisi Pertama. Bogor: Penerbit IPB PRESS

Luknanto, D. 2000. *Pengantar Optimasi Non Linier*. Yogyakarta: Fak. Teknik UGM

Montgomery, D.C. 1984. *Design And Analysis Of Experiment*. Second Edition. England: John Wiley & Sons Ltd.

Prasetya, J.D., Suprijanto, J., dan Hutabarat, J., 2010. *Potensi Kerang Simping (Amusium Pleuronectes) Di Kabupaten Brebes Jawa Tengah*. Prosiding Seminar Nasional Hasil Penelitian Perikanan dan Kelautan, Fak. Prodi Perikanan, UGM, Yogyakarta.

Sulistiyoningrum, R.S., Suprijanto, J., dan Sabdono, A., 2013. *Aktifitas Antibakteri Kitosan Dari Cangkang Kerang Simping Pada Kondisi Lingkungan Yang Berbeda : Kajian Pemanfaatan Limbah Kerang Simping*, Fak. Perikanan dan Ilmu Kelautan. Undip, Semarang. Journal Of Marine Research Volume 2 No. 4 (Halaman 1-9)

Widiharih, T., 2001. *Pendekatan Regresi Polinomial Orthogonal Pada Rancangan Dua Faktor*. Fak. Sains Dan Matematika. Undip, Semarang. Jurnal Matematika Dan Komputer Volume 4 No. 1 (Halaman 1-10)