

ISSN : 2337-9057



PROSIDING

PERIODE DESEMBER 2012

**SEMINAR HASIL PENELITIAN
SAINS, EDUKASI DAN TEKNOLOGI INFORMASI
15 DESEMBER 2012**



**FAKULTAS MATEMATIKA DAN ILMU PENGETAHUAN ALAM
UNIVERSITAS LAMPUNG
2012**



DAFTAR ISI

	Halaman
Kelompok Matematika	
PERBANDINGAN SEGIEMPAT LAMBERT PADA GEOMETRI EUCLID DAN NON-EUCLID Anggun Novita Sari, Muslim Ansori dan Agus Sutrisno	1-6
Ruang Topologi T_0, T_1, T_2, T_3, T_4 Anwar Sidik, Muslim Ansori dan Amanto	7-14
PENERAPAN GRAF DEBRUIJN PADA KONSTRUKSI GRAF EULERIAN Fazrie Mulia, Wamiliana, dan Fitriani	15-21
REPRESENTASI OPERATOR HILBERT SCHMIDT PADA RUANG BARISAN Herlisa Angraini, Muslim Ansori, Amanto	22-27
ANALISIS APROKSIMASI FUNGSI DENGAN METODE MINIMUM NORM PADA RUANG HILBERT $C[a, b]$ (STUDI KASUS : FUNGSI POLINOM DAN FUNGSI RASIONAL) Ida Safitri, Amanto, dan Agus Sutrisno	28-33
Algoritma Untuk Mencari Grup Automorfisma Pada Graf Circulant Vebriyan Agung, Ahmad Faisol, Amanto	34-37
KEISOMORFISMAAN GEOMETRI AFFIN Pratiwi Handayani, Muslim Ansori, Dorrah Aziz	38-41
METODE PENGUKURAN SUDUT MES SEBAGAI KEBIJAKAN PENENTUAN 1 SYAWAL Mardiyah Hayati, Tiryono, dan Dorrah	42-44
KE-ISOMORFISMAAN GEOMETRI INSIDENSI Marlina, Muslim Ansori dan Dorrah Aziz	45-47
TRANSFORMASI MATRIKS PADA RUANG BARISAN \mathbb{R}^n Nur Rohmah, Muslim Ansori dan Amanto	48-53
KAJIAN ANALITIK GEOMETRI PADA GERAK MEKANIK POLISI TIDUR (POLDUR) UNTUK PENGGERAK DINAMO Nurul Hidayah Marfiatin, Tiryono Ruby dan Agus Sutrisno	54-56
<i>INTEGRAL RIEMANN FUNGSI BERNILAI VEKTOR</i> Pita Rini, Dorrah Aziz, dan Amanto	57-63
ISOMORFISME BENTUK-BENTUK GRAF <i>WRAPPED BUTTERFLY NETWORKS</i> DAN <i>GRAF CYCLIC-CUBES</i> Ririn Septiana, Wamiliana, dan Fitriani	64-71
Ring Armendariz Tri Handono, Ahmad Faisol dan Fitriani	72-77
PERKALIAN DAN AKAR KUADRAT UNTUK OPERATOR <i>SELF-ADJOINT</i> Yuli Kartika, Muslim Ansori, Fitriani	78-81

Kelompok Statistika

APROKSIMASI DISTRIBUSI <i>T-STUDENT</i> TERHADAP <i>GENERALIZED LAMBDA DISTRIBUTION</i> (GLD) BERDASARKAN EMPAT MOMEN PERTAMANYA Eflin Marsinta Uli, Warsono, dan Widiarti	82-85
ANALISIS CADANGAN ASURANSI DENGAN METODE ZILLMER DAN NEW JERSEY Eva fitrilia, Rudi Ruswandi, dan Widiarti	86-93
PENDEKATAN DISTRIBUSI GAMMA TERHADAP <i>GENERALIZED LAMBDA DISTRIBUTION</i> (GLD) BERDASARKAN EMPAT MOMEN PERTAMANYA Jihan Trimita Sari T, Warsono, dan Widiarti	94-97
PERBANDINGAN ANALISIS RAGAM KLASIFIKASI SATU ARAH METODE KONVENSIONAL DENGAN METODE ANOM Latusiania Oktamia, Netti Herawati, Eri Setiawan	98-103
PENDUGAAN PARAMETER MODEL POISSON-GAMMA MENGGUNAKAN ALGORITMA EM (<i>EXPECTATION MAXIMIZATION</i>) Nurashri Partasiwi, Dian Kurniasari dan Widiarti	104-109
KAJIAN CADANGAN ASURANSI DENGAN METODE ZILLMER DAN METODE KANADA Roza Zelvia, Rudi Ruswandi dan Widiarti	110-115
ANALISIS KOMPONEN RAGAM DATA HILANG PADA RANCANGAN <i>CROSS-OVER</i> Sorta Sundry H. S, Mustofa Usman dan Dian Kurniasari	116-121
PENDEKATAN DISTRIBUSI GOMPERTZ PADA CADANGAN ASURANSI JIWA UNTUK METODE ZILLMER DAN ILLINOIS Mahfuz Hudori, Rudi Ruswandi dan Widiarti	122-126
KAJIAN RELATIF BIAS METODE <i>ONE-STAGE</i> DAN <i>TWO-STAGE CLUSTER SAMPLING</i> Rohman, Dian Kurniasari dan Widiarti	127-130
PERBANDINGAN UJI HOMOGENITAS RAGAM KLASIFIKASI SATU ARAH METODE KONVENSIONAL DENGAN METODE ANOMV Tika Wahyuni, Netti Herawati dan Eri Setiawan	131-136
PENDEKATAN DISTRIBUSI KHI-KUADRAT TERHADAP <i>GENERALIZED LAMBDA DISTRIBUTION</i> (GLD) BERDASARKAN EMPAT MOMEN PERTAMANYA Tiyas Yulita, Warsono dan Dian Kurniasari	137-140

Kelompok Kimia

TRANSESTERIFIKASI MINYAK SAWIT DENGAN METANOL DAN KATALIS HETEROGEN BERBASIS SILIKA SEKAM PADI ($MgO-SiO_2$) EviRawati Sijabat, Wasinton Simanjuntak dan Kamisah D. Pandiangan	141-147
EFEK PENAMBAHAN SENYAWA EKSTRAK DAUN BELIMBING SEBAGAI INHIBITOR KERAK KALSIUM KARBONAT ($CaCO_3$) DENGAN METODE <i>UNSEEDED EXPERIMENT</i> Miftasani, Suharso dan Buhani	148-153
EFEK PENAMBAHAN SENYAWA EKSTRAK DAUN BELIMBING WULUH SEBAGAI INHIBITOR KERAK KALSIUM KARBONAT ($CaCO_3$) DENGAN METODE <i>SEEDED EXPERIMENT</i> PutriFebriani Puspita, Suharso dan Buhani	154-160

IDENTIFIKASI SENYAWA AKTIF DARI KULIT BUAH ASAM KERANJI (<i>Dalium indum</i>) SEBAGAI INHIBITORKOROSIBAJA LUNAK Dewi Kartika Sari, Ilim Wasinton dan Simanjuntak	161-168
TransesterifikasiMinyakSawitdenganMetanoldanKatalisHeterogenBerbasis SilikaSekamPadi(TiO_2/SiO_2) Wanti Simanjuntak, Kamisah D. Pandiangan dan Wasinton Simanjuntak	169-175
UJI PENDAHULUAN HIDROLISIS ONGGOK UNTUK MENGHASILKAN GULA REDUKSI DENGAN BANTUAN ULTRASONIKASI SEBAGAI PRAPERLAKUAN Juwita Ratna Sari dan Wasinton Simanjuntak	176-182
STUDI FORMULASI PATI SORGUM-GELATIN DAN KONSENTRASI <i>PLASTICIZER</i> DALAM SINTESA BIOPLASTIK SERTA UJI <i>BIODEGRADABLE</i> DENGAN METODE FISIK Yesti Harryzona dan Yuli Darni	183-190

Kelompok Fisika

Pengaruh Variasi Suhu Pemanasan Dengan Pendinginan Secara Lambat Terhadap Uji <i>Bending</i> Dan Struktur Mikro Pada Baja Pegas Daun AISI 5140 Adelina S.E Sianturi, Ediman Ginting dan Pulung Karo-Karo	191-195
PengaruhKadar $CaCO_3$ terhadapPembentukanFaseBahanSuperkonduktorBSCCO-2212 denganDopingPb (BPSCCO-2212) Ameilda Larasati, Suprihatin dan Ediman GintingSuka	196-201
Variasi Kadar $CaCO_3$ dalamPembentukanFaseBahanSuperkonduktor BSCCO-2223 dengan Doping Pb (BPSCCO-2223) Fitri Afriani, Suprihatin dan Ediman Ginting Suka	202-207
Sintesis Bahan Superkonduktor BSCCO-2223 Tanpa Doping Pb Pada Berbagai Kadar $CaCO_3$ Heni Handayani, Suprihatin dan Ediman Ginting Suka	208-212
Pengaruh Variasi Waktu Penarikan dalam Pembuatan Lapisan Tipis TiO_2 dengan Metode Pelapisan Celup Dian Yulia Sari dan Posman Manurung	213-218
Pengaruh Suhu Sintering terhadap Karakteristik Struktur dan Mikrostruktur Komposit Aluminosilikat $3Al_2O_3 \cdot 2SiO_2$ Berbahan Dasar Silika Sekam Padi Fissilla Venia Wiranti dan Simon Sembiring	219-225
Sintesisdan KarakterisasiTitaniaSilikadenganMetode Sol Gel Revy Susi Maryanti dan Posman Manurung	226-230
Uji Fotokatalis Bahan TiO_2 yang ditambahdengan SiO_2 padaZatWarnaMetilenBiru Violina Sitorus dan Posman Manurung	231- 236
KARAKTERISTIK STRUKTUR DAN MIKROSTRUKTUR KOMPOSIT $B_2O_3-SiO_2$ BERBASIS SILIKA SEKAM PADI DENGAN VARIASI SUHU KALSINASI Nur Hasanah, Suprihatin, dan Simon Sembiring	237-241
RANCANG BANGUN DAN ANALISIS ALAT UKUR MASSA JENIS ZAT CAIR BERBASIS MIKROKONTROLER ATMega8535 Prawoto, Arif Surtono, dan Gurum Ahmad Pauzi	242-247

ANALISIS BAWAH PERMUKAAN KELURAHAN TRIKORA KABUPATEN NGADA NTT MENGUNAKAN METODE GPR (<i>Ground Penetrating Radar</i>) DAN GEOLISTRIK R. Wulandari, Rustadi dan A. Zaenudin	248-250
Analisis Fungsionalitas Na ₂ CO ₃ Berbasis CO ₂ Hasil Pembakara Tempurung Kelapa RizkySastia Ningrum, Simon Sembiring dan	251-256

PERBANDINGAN UJI HOMOGENITAS RAGAM KLASIFIKASI SATU ARAH METODE KONVENSIONAL DENGAN METODE ANOMV

Tika Wahyuni¹, Netti Herawati², Eri Setiawan³

Jurusan Matematika FMIPA, Unila, Bandar Lampung, Indonesia¹
Wahyunitika54@yahoo.com

Jurusan Matematika FMIPA, Unila, Bandar Lampung, Indonesia²
Jurusan Matematika FMIPA, Unila, Bandar Lampung, Indonesia³

Abstrak

Untuk menguji kesamaan dari beberapa nilai tengah secara sekaligus diperlukan sebuah teknik analisis yang disebut analisis ragam. Salah satu asumsi yang mendasari analisis ragam adalah ragam galat yang homogen. Keheterogenan ragam galat dapat mengakibatkan respons yang tidak stabil dari beberapa perlakuan tertentu yang mengakibatkan keragaman galat dan berdampak serius terhadap kepekaan hasil pengujian analisis. Penelitian ini bertujuan membandingkan uji homogenitas ragam menggunakan Uji *Bartlett's* dan Uji *Levene's* dengan metode ANOMV. Dari hasil penelitian diperoleh bahwa metode ANOMV memberikan hasil sama dengan Uji *Bartlett's* dan Uji *Levene's* tetapi lebih mudah interpretasi karena disajikan dalam bentuk grafik.

Kata kunci: Homogenitas ragam, Uji *Bartlett's*, Uji *Levene's*, metode ANOMV

I. Pendahuluan

Teknik analisis ragam merupakan salah satu cara analisis untuk melihat perbedaan rata-rata perlakuan. Teknik analisis ini didasarkan pada beberapa asumsi yang harus dipenuhi yaitu pengaruh perlakuan dan lingkungan bersifat aditif, galat percobaan memiliki ragam yang homogen, tidak ada korelasi antar galat, serta galat percobaan menyebar normal. Keheterogenan ragam galat dapat mengakibatkan respon yang tidak stabil dari beberapa perlakuan tertentu, hal ini terjadi bila nilai tengah satu atau dua perlakuan lebih tinggi dari yang lainnya. Jika hubungan fungsional diketahui, maka transformasi dapat ditentukan sehingga akan membuat galat tersebut mempunyai ragam homogen. Dengan demikian analisis ragam dapat dilakukan pada data transformasi (Mattjik dan Sumertajaya, 2000).

Penyimpangan terhadap satu atau lebih asumsi di atas dapat mempengaruhi tingkat nyata terhadap penyimpangan sesungguhnya dari hipotesis nol. Misalkan saja dalam kasus galat percobaan tidak memenuhi asumsi kenormalan, tingkat nyata sesungguhnya biasanya lebih besar daripada yang dinyatakan. Dengan kata lain terlalu sering dikatakan berbeda nyata padahal sesungguhnya tidak (Montgomery, 2005).

Penelitian ini akan dilakukan perbandingan analisis ragam klasifikasi satu arah dengan menggunakan metode konvensional yaitu Uji *Bartlett's* dan Uji *Levene's* terhadap metode ANOMV.

II. LANDASAN TEORI

2.1 Analisis Ragam (Anara)

Anara adalah suatu metode untuk menguraikan keragaman total data menjadi komponen-komponen yang mengukur berbagai komponen keragaman. Asumsi-asumsi yang mendasari Anara adalah:

- 1) Pengaruh perlakuan dan pengaruh lingkungan yang bersifat aditif
Bila asumsi tidak terpenuhi maka perlu dilakukan transformasi data.
- 2) Galat percobaan memiliki ragam yang homogen. Komponen galat yang berasal dari perlakuan harus menduga ragam populasi yang sama. Keheterogenan ragam galat dapat mengakibatkan respon yang tidak stabil dari beberapa perlakuan tertentu. Bila nilai tengah satu atau dua perlakuan lebih tinggi dari yang lainnya dan keragamannya juga lebih tinggi dari yang lainnya, maka akan mengakibatkan keragaman galat yang tidak homogen.
- 3) Galat percobaan yang saling bebas
Peluang bahwa galat dari salah satu pengamatan yang mempunyai nilai tertentu haruslah tidak bergantung dari nilai-nilai galat untuk pengamatan yang lain. Salah satu cara untuk mencapai sifat saling bebas adalah dengan melakukan pengacakan terhadap objek pengamatan.
- 4) Galat percobaan menyebar normal
Asumsi ini berlaku terutama untuk pengujian hipotesis, dan tidak diperlukan pada pendugaan komponen ragam. Jika hasil dari kurva yang menggambarkan galat percobaan ternyata menjulur ke

kanan atau ke kiri, komponen galat dari perlakuan cenderung merupakan fungsi nilai tengah perlakuan. Ini akan mengakibatkan ragam tidak homogen. Jika hubungan fungsional diketahui, maka transformasi dapat ditentukan sehingga akan membuat galat tersebut menyebar mendekati sebaran normal. Dengan demikian analisis ragam dapat dilakukan pada data transformasi (Mattjik dan Sumertajaya, 2000).

2.2 Homogenitas Ragam

Dalam analisis ragam, komponen galat yang berasal dari perlakuan harus menduga ragam populasi yang sama. Keheterogenan ragam galat dapat mengakibatkan respons yang tidak stabil dari beberapa perlakuan tertentu. Kadang-kadang bila nilai tengah satu atau dua perlakuan lebih tinggi dari yang lainnya dan keragamannya juga lebih tinggi dari yang lainnya. Akan mengakibatkan keragaman galat yang tidak homogen.

Menurut Montgomery (2005) dan Stell and Torrie (1995), asumsi kehomogenan ragam mengharuskan bahwa perbedaan perlakuan yang diaplikasikan setiap unit tidak merubah keragaman hasil, tetapi merubah rataannya. Oleh karena itu asumsi tersebut merupakan suatu hal yang perlu diuji hipotesisnya. Asumsi tersebut diperlukan untuk mengasumsikan bahwa ragam dari semua kelompok percobaan adalah sama.

2.3 Beberapa Uji Umum untuk Homogenitas Ragam

Untuk menguji:

$$H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \dots = \sigma_k^2$$

H_1 : Paling sedikit satu ragam yang tidak sama

1. Uji Bartlett's

Prosedur pada uji *Bartlett's* diperoleh dengan menggunakan pendekatan sebaran khi kuadrat dengan $(k-1)$ derajat bebas.

Uji *Bartlett's* diperoleh dengan memisalkan s_t^2 sebagai penduga bagi σ^2 yang diperoleh dari m pengulangan dengan $n_t - 1$ derajat bebas.

$$B = \frac{[\sum_{i=1}^y (r_i - 1)] \ln(s^2) - \sum_{i=1}^y (r_i - 1) \ln(s_i^2)}{c}$$

(Steel dan Torrie, 1995).

2. Uji Levene's

Nilai F hitung dari uji *Levene's* diperoleh dari hasil transformasi selisih kuadrat dari masing-masing sampel data dengan nilai rata-rata setiap perlakuan.

Untuk tiap pengamatan dari j_{th} ulangan menggunakan transformasi berikut ini:

$$Z_{it} = |y_{it} - \bar{y}_i|$$

dengan,

y_{it} = nilai sampel tiap perlakuan

\bar{y}_i = rata-rata sampel tiap perlakuan

pada analisis ragam:

JKT = JKK + JKG sama dengan

$$\sum_{i=1}^v \sum_{t=1}^{r_i} (z_{it} - \bar{z})^2 = r_i \sum_{i=1}^v (\bar{z}_i - \bar{z})^2 + \sum_{i=1}^v \sum_{t=1}^{r_i} (z_{it} - \bar{z}_i)^2$$

dengan $\sum_{i=1}^v (\bar{z}_i - \bar{z})^2$ dan $\sum_{i=1}^v \sum_{t=1}^{r_i} (z_{it} - \bar{z}_i)^2$ adalah saling bebas, dengan membagi kedua ruas dengan σ^2 maka diperoleh :

$$\frac{\sum_{i=1}^v \sum_{t=1}^{r_i} (z_{it} - \bar{z})^2}{\sigma^2} = \frac{\sum_{i=1}^v (\bar{z}_i - \bar{z})^2}{\sigma^2} + \frac{\sum_{i=1}^v \sum_{t=1}^{r_i} (z_{it} - \bar{z}_i)^2}{\sigma^2}$$

$$X^2(n-1) = X^2(v-1) + X^2(n-v)$$

Dari persamaan di atas statistik F didefinisikan sebagai berikut:

$$F = \frac{\sum_{i=1}^v r_i (\bar{z}_i - \bar{z})^2 / (v-1)}{\sum_{i=1}^v \sum_{t=1}^{r_i} (z_{it} - \bar{z}_i)^2 / (n-v)}$$

\bar{z}_i = rata-rata data tiap perlakuan yang ditransformasi

\bar{z} = rata-rata dari semua rata-rata tiap perlakuan dengan $(v-1)$ dan $(n-v)$ derajat bebas (Phill, 1999)

2.4 Analisa Rata-rata untuk Ragam (ANOMV)

Metode ini dilakukan dengan mengubah ANOM menjadi uji skala dengan mentransformasi pengamatan X_{ij} kedalam persamaan dibawah :

$$Y_{ij} = (X_{ij} - \bar{X}_i)^2$$

diasumsikan X_{ij} berdistribusi $N(\mu_i, \sigma_i^2)$ misal

$$\sigma_i^2 = \sigma^2 + \alpha_i \quad (1)$$

dengan $\sum_{i=1}^n \alpha_i = 0$

Misal \hat{Y}_i, \bar{Y} , dan $V_i = \hat{Y}_i - \bar{Y}$. \hat{Y}_i adalah penduga maksimum likelihood dari σ_i^2 , \bar{Y} , adalah penduga dari σ^2 dan V_i adalah penduga dari α_i sehingga :

$$\hat{Y}_i = \frac{n-1}{n} S_i^2$$

$$\bar{Y} = \frac{n-1}{n} \bar{S}^2$$

$$V_i = \frac{n-1}{n} (S_i^2 - \bar{S}^2)$$

S_i^2 adalah penduga takbias dari σ_i^2 dan \bar{S}^2 adalah rata-rata k ragam sampel. Karena tidak ada kesesuaian ukuran antara ragam sampel dengan rata-rata k ragam yang sangat besar maka kita

mempunyai penduga dari σV_i , standar deviasi dari V_i . Untuk populasi normal.

$$var(S_i^2) = \frac{2\sigma^4}{n-1}$$

Maka,

$$\begin{aligned} var(V_i) &= var\left[\left(\frac{n-1}{n}\right)(S_i^2 - \bar{S}^2)\right] \\ &= \left(\frac{n-1}{n}\right)^2 var(S_i^2 - \bar{S}^2) \\ &= \left(\frac{n-1}{n}\right)^2 \left[\left(\frac{k-1}{k}\right)^2 + \frac{k-1}{k^2}\right] \end{aligned}$$

$$var(S_i^2) = \left(\frac{n-1}{n^2}\right)\left(\frac{k-1}{k}\right)2\sigma^4$$

Sehingga diperoleh,

$$\sigma V_i = \frac{\sigma^2}{n} \sqrt{\frac{2(k-1)(n-1)}{k}}$$

Karena \widehat{S}^2 penduga tak bias dari σ^2 maka:

$$\hat{\sigma} V_i = \frac{\widehat{S}^2}{n} \sqrt{\frac{2(k-1)(n-1)}{k}}$$

$\hat{\sigma} V_i$ adalah penduga tak bias bagi σV_i . Kita anggap:

$$\begin{aligned} G_i &= \frac{V_i}{\hat{\sigma} V_i} \\ &= \frac{\frac{n-1}{n}(S_i^2 - \bar{S}^2)}{\frac{\widehat{S}^2}{n} \sqrt{\frac{2(k-1)(n-1)}{k}}} \\ &= \frac{S_i^2 - \bar{S}^2}{\widehat{S}^2 C} \end{aligned} \quad (2)$$

$$\text{dimana } C = \sqrt{\frac{2(k-1)}{k(n-1)}}$$

$\widehat{S}^2 C$ adalah penduga tak bias dari standar deviasi dari persamaan (2). G_i diasumsikan dari model (1), $E(S_i^2) = \sigma_i^2 = \sigma^2 + \alpha_i$,

$$\begin{aligned} E(\bar{S}^2) &= \left(\frac{1}{k}\right) \sum_{j=1}^k E(S_j^2) \\ &= \left(\frac{1}{k}\right) \sum_{j=1}^k (\sigma^2 + \alpha_j) \\ &= \sigma^2 \end{aligned}$$

karena $S_i^2 - \bar{S}^2$ merupakan penduga tak bias dari α_i , didapat persamaan:

$$\begin{aligned} G_i &= \frac{S_i^2 - \bar{S}^2}{\widehat{S}^2 C} = \frac{S_i^2}{\widehat{S}^2 C} - \frac{1}{C} \\ &= \frac{k S_i^2}{c \sum_{j=1}^k S_j^2} - \frac{1}{c} \\ &= \frac{k}{c} \left(N_i - \frac{1}{k}\right) \end{aligned}$$

$$\text{dimana } N_i = \frac{S_i^2}{\sum_{j=1}^k S_j^2}$$

G_i (terjadi jika ragam sampel relatif besar dibandingkan rata-rata k ragam) setara dengan proporsi ragam total yang disumbangkan dari i

ragam sampel lebih besar $1/k$, proporsi yang diduga ketika hipotesis homogenitas ragam adalah benar. Pengamatan serupa dapat membuat nilai G_i kecil. Karena G_i adalah fungsi linier dari N_i , maka untuk setiap batas keputusan G_i setara dengan batas keputusan dari N_i . Kita sebut dengan analisis rata-rata untuk ragam (ANOMV). Nilai kritisnya disimbolkan dengan α , k , dan ν (derajat bebas) yang membangun garis keputusan.

$$\begin{aligned} UDL &= U_{\alpha,k,\nu} k \bar{S}^2 \\ CL &= \bar{S}^2 \end{aligned}$$

$$LDL = L_{\alpha,k,\nu} k \bar{S}^2 \quad (3)$$

terhadap garis dari ragam sampel S_i^2 . Hipotesis homogenitas ragam di tolak jika ada ragam sampel S_i^2 berada di luar garis keputusan. (Wludyka and Nelson, 1997).

III. METODOLOGI PENELITIAN

3.1 Metode penelitian

Penelitian ini dilaksanakan dengan studi pustaka, yaitu dengan pengkajian secara teoritis dan praktik komputasi. Analisis menggunakan software *Statistical Analysis System (SAS) versi 9.0*.

Langkah-langkah yang dilakukan pada penelitian ini adalah :

1. Memeriksa kehomogenan ragam dari data real dan data simulasi dengan menggunakan uji *Barlett's* dan uji *Levene's*.
2. Menguji homogenitas ragam dengan metode ANOMV.
3. Membandingkan hasil uji pada langkah 1 dengan langkah 2.

3.2 Data Penelitian

Data yang digunakan dalam penelitian ini adalah data real hasil dari penelitian mahasiswa jurusan biologi yang memiliki ragam homogen dan ragam tidak homogen dan data simulasi.

Tabel 1. Data Jumlah Buah Tomat Pertanaman di bawah Pengaruh Lama Pemaparan Medan Magnet

Ulangan	Perlakuan				
	A	B	C	D	E
1	14	16	26	20	10
2	9	15	18	19	11
3	17	16	19	18	6
4	11	5	21	22	6
5	16	19	19	22	17

Sumber: Pratiwi (2011)

Tabel 2. Data Mentah Awal Terbentuknya Bunga (hari) Tanaman Tomat di bawah Pengaruh Lama Pemaparan Medan Magnet

Ulangan	Perlakuan				
	A	B	C	D	E
1	56	50	56	54	53
2	56	54	56	54	54
3	57	65	58	56	55
4	55	52	66	65	53
5	52	69	58	56	54

Sumber: Pratiwi(2011)

IV. HASIL DAN PEMBAHASAN

4.1 Data Real Dengan Ragam Homogen

A. Uji *Bartlett's* dan Uji *Levene's*

Dari hasil penelitian terhadap uji homogenitas ragam maka diperoleh hasil sebagai berikut:

Tabel 3. Hasil Uji Homogenitas Ragam dengan Uji *Bartlett's* dan Uji *Levene's*

Uji Homogenitas	<i>P-value</i>
<i>Bartlett's</i>	0.3700
<i>Levene's</i>	0.5917

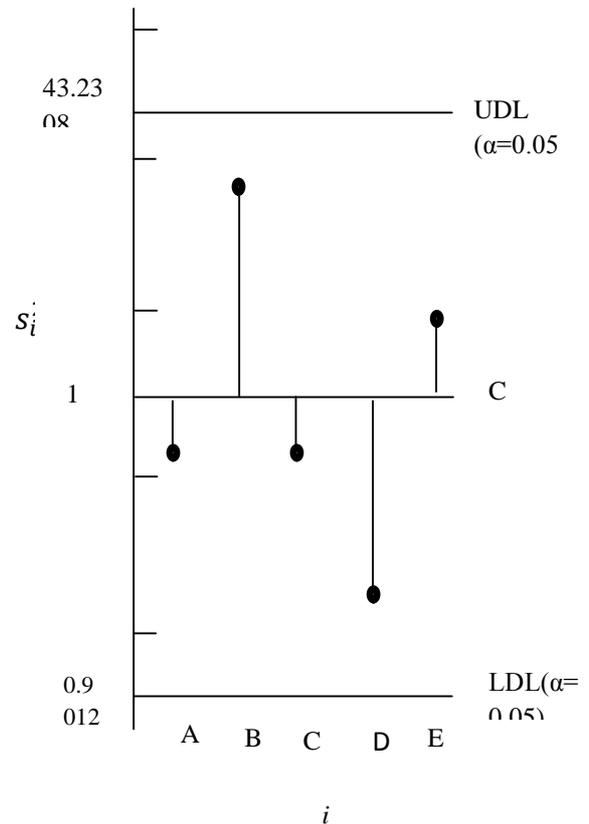
Dari Tabel 3 di atas dapat dilihat bahwa hasil uji *Bartlett's* dan uji *Levene's* menyatakan bahwa ragam dari data jumlah buah tomat pertanaman di bawah pengaruh lama pemaparan medan magnet homogen.

B. Metode ANOMV

Dengan menggunakan persamaan (3) sebagai uji homogenitas ragam dengan metode ANOMV diperoleh hasil sebagai berikut:

Tabel 4. Hasil Uji Homogenitas Ragam dengan Metode ANOMV

No.	Uji Homogenitas	UDL	CL	LDL
1	ANOMV	43.23	14.8	0.910



Gambar 1. Grafik ANOMV Jumlah Buah Tomat dengan (i, s_i^2)

Dari Gambar 1 diatas dapat dilihat bahwa ragam semua data masih berada diantara batas atas garis keputusan dan batas bawah garis keputusan. Maka dapat disimpulkan bahwa ragam data jumlah buah tomat pertanaman di bawah pengaruh lama pemaparan medan magnet bersifat homogen.

4.2 Data Simulasi Dengan Ragam Homogen

Dari hasil penelitian terhadap uji homogenitas ragam maka diperoleh hasil sebagai berikut:

Tabel 5. Hasil Uji Homogenitas Ragam dengan Uji *Bartlett's* dan Uji *Levene's*

Uji Homogenitas	<i>P-value</i>
<i>Bartlett's</i>	0.8643
<i>Levene's</i>	0.5618

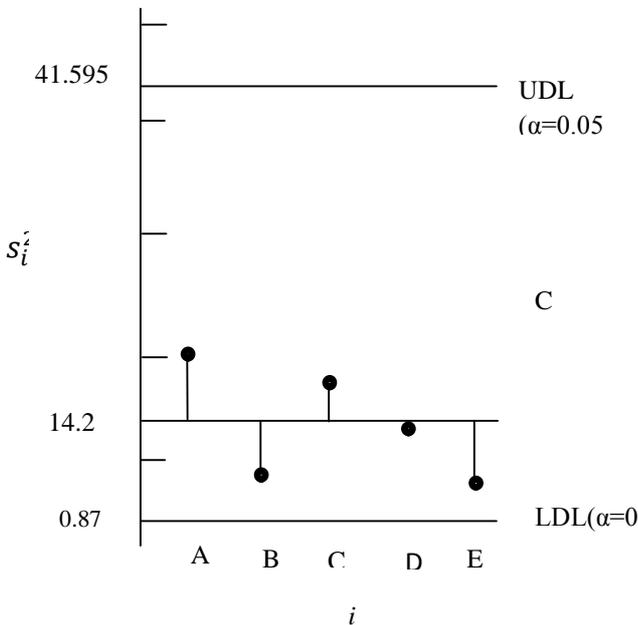
Dari Tabel 5 di atas dapat dilihat bahwa hasil uji *Bartlett's* dan uji *Levene's* menyatakan bahwa ragam dari data hasil simulasi pertama bersifat homogen.

B. Metode ANOMV

Dengan menggunakan persamaan (3) sebagai uji homogenitas ragam dengan metode ANOMV diperoleh hasil sebagai berikut:

Tabel 6. Hasil Uji Homogenitas Ragam dengan Metode ANOMV

No.	Uji Homogenitas	UDL	CL	LDL
1	ANOMV	41.5950	14.24	0.87576



Gambar 2. Grafik ANOMV Data Hasil Simulasi Pertama dengan (i, s_i^2)

Dari Gambar 2 diatas dapat dilihat bahwa ragam semua data masih berada diantara batas atas garis keputusan dan batas bawah garis keputusan. Maka dapat disimpulkan bahwa ragam dari data hasil simulasi pertama bersifat homogen.

4.3 Data Real Dengan Ragam Tidak Homogen

A. Uji *Bartlett's* dan Uji *Levene's*

Dari hasil penelitian terhadap uji homogenitas ragam maka diperoleh hasil sebagai berikut:

Tabel 7. Hasil Uji Homogenitas Ragam dengan Uji *Bartlett's* dan Uji *Levene's*

Uji Homogenitas	<i>P-value</i>
<i>Bartlett's</i>	0.0033
<i>Levene's</i>	0.011

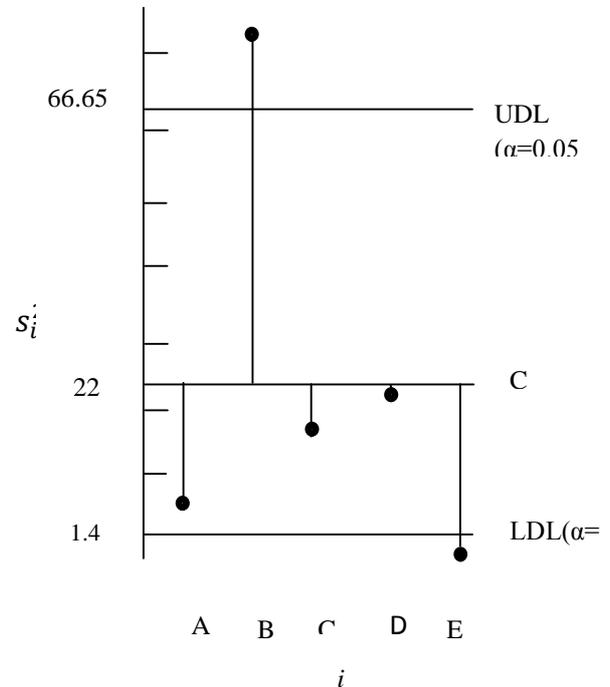
Dari Tabel 7 di atas dapat dilihat bahwa hasil uji *Bartlett's* dan uji *Levene's* menyatakan bahwa ragam dari data mentah awal terbentuknya bunga (hari) tanaman tomat di bawah pengaruh lama pemaparan medan magnet tidak homogen.

B. Metode ANOMV

Dengan menggunakan persamaan (3) sebagai uji homogenitas ragam dengan metode ANOMV diperoleh hasil sebagai berikut:

Tabel 8. Hasil Uji Homogenitas Ragam dengan Metode ANOMV

No.	Uji Homogenitas	UDL	CL	LDL
1	ANOMV	66.6572	22.82	1.4034



Gambar 3. Grafik ANOMV Data Mentah Awal Terbentuknya Bunga dengan (i, s_i^2)

Dari Gambar 3 diatas dapat dilihat bahwa ragam data mentah awal terbentuknya bunga (hari) tanaman tomat perlakuan 1 berada di luar batas bawah garis keputusan. Maka dapat bahwa ragam dari data mentah awal terbentuknya bunga (hari) tanaman tomat di bawah pengaruh lama pemaparan medan magnet tidak homogen.

4.4 Data Simulasi Dengan Ragam Tidak Homogen

A. Uji *Bartlett's* dan Uji *Levene's*

Berdasarkan hasil uji menggunakan data hasil simulasi kedua maka diperoleh hasil sebagai berikut:

Tabel 9. Hasil Uji Homogenitas Ragam dengan Uji *Bartlett's* dan Uji *Levene's*

Uji Homogenitas	<i>P-value</i>
<i>Bartlett's</i>	0.0026
<i>Levene's</i>	0.0008

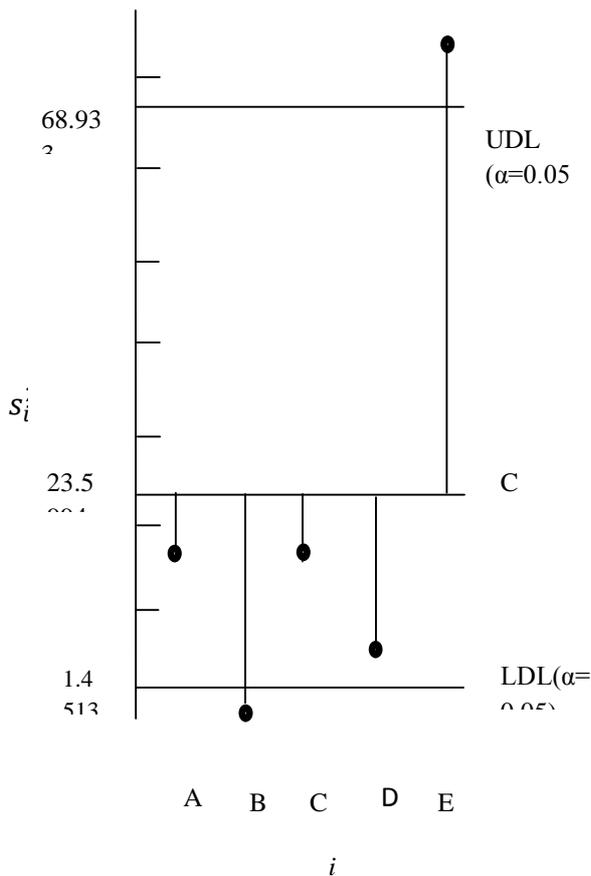
Dari Tabel 9 di atas dapat dilihat bahwa hasil uji *Bartlett's* dan uji *Levene's* menyatakan bahwa ragam dari data hasil simulasi kedua tidak homogen.

B. Metode ANOMV

Dengan menggunakan persamaan (3) sebagai uji homogenitas ragam dengan metode ANOMV diperoleh hasil sebagai berikut:

Tabel 10. Hasil Uji Homogenitas Ragam dengan Metode ANOMV

No.	Uji Homogenitas	UDL	CL	LDL
1	ANOMV	88.5063	30.3	0.8757



Gambar 4. Grafik ANOMV Data Hasil Simulasi Kedua dengan (i, s_i^2)

Dari Gambar 4 di atas dapat dilihat bahwa ragam data hasil simulasi kedua perlakuan 2 dan perlakuan 5 berada di luar batas bawah garis keputusan. Maka dapat disimpulkan bahwa ragam dari data hasil simulasi kedua tidak homogen.

IV. KESIMPULAN

Dari hasil penelitian dengan membandingkan uji homogenitas ragam klasifikasi satu arah metode konvensional dengan metode ANOMV dapat disimpulkan bahwa metode ANOMV memberikan hasil sama dengan Uji *Bartlett's* dan Uji *Levene's* tetapi lebih mudah interpretasi karena disajikan dalam bentuk grafik.

DAFTAR PUSTAKA

- Habing, B. 2004. *The Modified Levene Test*. University of South California, USA.
- Mattjik, A. A dan Sumertajaya, M. 2000. *Perancangan Percobaan Dengan SAS dan MINITAB*. IPB Press, Bogor.
- Montgomery, D.C. 2005. *Design and Analysis of Experiments*. John Willey & Sons, Inc., USA.
- Moser, B. K. 1994. *Linear Model: A Mean Model Approach*. Academic Press. New York.
- Phil, E. 1999. *Linear Statistical Model Checking Assumption*. Course note. Ucla Department of Education, California.
- Pratiwi, A. 2011. *Pengaruh Lama Pemaparan Medan Magnet Terhadap Produktivitas Tanaman Tomat (Lycopersicum esculentum Mill.)*. Skripsi. Jurusan Biologi FMIPA UNILA. Bandar Lampung.
- Steel, R.G.D dan Torrie, J.H. 1995. *Prinsip dan Prosedur Statistika*. Gramedia, Jakarta.
- Walpole, R. E. 1995. *Pengantar Statistika*. Gramedia, Jakarta
- Wludyka, P. S. dan Nelson, P. R. 1997. An analysis of Means Type Test for Variances From Normal Populations. *Technometrics* **30** (3):274-285.