PROSIDING

SEMINAR NASIONAL PEMBELAJARAN MATEMATIKA BERBASIS ICT YANG MENYENANGKAN DAN BERKARAKTER

SENIN, 16 AGUSTUS 2011

Editor :

Hasratuddin
Muliawan Firdaus
Said Iskandar Al-Idrus

INFORMATION AND COMMUNICATIONS TECHNOLOGY (ICT) MERUPAKAN TUNTUTAN YANG HARUS DIBERLAKUKAN DALAM PROSES BELAJAR MENGAJAR MATEMATIKA DEMI MENUJU PEMBELAJARAN YANG EFEKTIF, EFISIEN DAN MENARIK

Diterbitkan oleh:

Universitas Negeri Medan (UNIMED)

Bekerjasama dengan

Ikatan Pascasarjna Pendidikan Matematika (IPPM) UNIMED

Editor

Hasratuddin

Muliawan Firdaus

Said Iskandar Al-Idrus

Tebal Buku

224 hal

Penerbit

Universitas Negeri Medan (UNIMED)

Cetakan Pertama, 2011

ISBN : 978-602-8848-49-7

Tim Penilai Makalah (*Reviewer*)

1. Prof. Dian Armanto, M.Pd., MA., M.Sc., Ph.D.
2. Prof. Dr. Sahat Saragih, M.Pd. (UNIMED)
3. Prof. Dr. Asmin, M.Pd. (UNIMED)
4. Prof. Dr. Tulus, M.Sc. – USU
5. Dr. Marwan Ramli (Unsyiah)

KATA PENGANTAR

Puji syukur kita panjatkan kepada Tuhan Yang Maha Kuasa, atas karuniaNya Prosiding Seminar Nasional Pembelajaran Matematika Berbasis ICT yang Menyenangkan dan Berkarakter dapat diterbitkan.

Kegiatan Seminar Nasional Pembelajaran Matematika Berbasis ICT yang Menyenangkan dan Berkarakter ini merupakan kegiatan yang dilaksanakan atas kerja keras oleh Prodi Pendidikan Matematika Pascasarjana dan Ikatan Pascasarjana Pendidikan Matematika Unimed. Seminar ini bertujuan untuk mendapatkan informasi tentang penggunaan ICT dalam pembelajaran matematika yang menyenangkan serta sebagai upaya dalam meningkatkan efisiensi serta efektifitas proses pembelajaran matematika di sekolah khususnya di Sumatera Utara.

Sesungguhnya telah disadari dan dirasakan betapa pentingnya peran ICT pada era globalisasi sekarang ini dalam bidang pendidikan dan pengajaran. Penerapan ICT memiliki keunggulan dalam menyediakan, mendapatkan serta mengolah informasi dalam pendidikan dan pengajaran secara cepat, tepat, mudah dan luas tanpa waktu dan tempat yang terbatas. Sedemikian, kegiatan ini diharapkan dapat menjadi wadah bagi para pendidik, peneliti dan pemerhati pendidikan demi kemajuan bangsa dalam bidang pembelajaran berbantuan ICT yang berkarakter.

Topik diskusi dalam seminar ini antara lain: Reformasi pembelajaran dalam konteks budaya yang berbeda, Penilaian dalam Pendidikan Matematika, Pembelajaran Matematika tingkat SD, SMP dan SMA/sederajat, Pembelajaran Matematika Berbahasa Inggeris, Pendidikan Guru dan Pengembangan Kemampuan Profesional Guru dan Dosen Matematika, Integrasi ICT dalam Pembelajaran Matematika berkarakter, Pemecahan Masalah Matematika, Pembelajaran Pola Berpikir Tingkat Tinggi dalam Matematika, Penelitian Pendidikan Matematika.

Akhirnya, kami mengucapkan terima kasih kepada semua pihak yang telah ikut berpartisipasi atas penyelenggaraan Seminar Nasional Pembelajaran Matematika Berbasis ICT yang Menyenangkan dan Berkarakter ini sehingga berhasil dengan baik, khususnya kepada Bapak Rektor UNIMED, Direktur Pascasarjana, Prodi Pendidikan Matematika dan Ikatan Pascasarjana Pendidikan Matematika Unimed dan Steering Committee serta semua panitia yang telah bekerja keras dalam mensukseskan kegiatan ini.

Sebagai manusia yang tak luput dari hilaf dan salah, bila ada kelemahan dan kekurangan atas penyelenggaraan Konferensi ini, kami mohon maaf.

Medan, 12 Agustus 2010

Editor

DAFTAR ISI

UJI NORMALITAS DAN HOMOGENITAS DALAM PENELITIAN KUANTITATIF

Zul Amry

Jurusan Matematika FMIPA Universitas Negeri Medan

Email: zul.amry@gmail.com

Abstrak

Normalitas dan homogenitas sangat diperlukan dalam penelitian kuantitaif, karena lazim dijadikan asumsi sebagai persyaratan untuk analisis data. Dalam artikel ini akan dipaparkan beberapa uji normalitas seperti uji Kolmogorov-Smirnov, uji Liliefors, uji Chi-kuadrat, uji Shapiro-Wilk, uji Cramer-Von Mises beserta konsep matematika yang mendasarinya dan uji homogenitas untuk dua populasi, sedangkan uji Barlett diterapkan untuk uji homogenitas dari beberapa populasi.

Kata kunci: distribusi normal, fungsi distribusi empiris, homogenitas, uji Barlett

PENDAHULUAN

Distribusi normal merupaka yang sangat penting dalam statistika khususnya statistika inferensial, karena banyak analisis statistik dalam penelitian kuantitatif umumnya dikembangkan dengan menggunakan asumsi normalitas pada populasinya; biasanya data-data atau statistik yang diperoleh dicocokkan dengan suatu distribusi normal. Terlebih-lebih dengan ditemukannya *teorema limit sentral*; suatu teorema yang menyatakan adanya pendekatan dari suatu distribusi terhadap distribusi normal, maka pemakaian distribusi normal pun semakin berkembang pesat, karena semakin banyak data-data dalam penelitian yang dapat memanfaatkan asumsi normalitas ini untuk keperluan analisis, disampng itu, distribusi-distribusi penting lain seperti distribusi t, distribusi F dan distribusi Chi-kuadrat yang banyak digunakan dalam analisis statistik, juga dikembangkan berdasarkan asumsi normalitas pada populasinya.

Dalam tahapan analisis terhadap data suatu penelitian lebih dari satu kelompok populasi, setelah asumsi normalitas masing-masing populasi dapat dipenuhi dan hipotesis statistik telah dirumuskan, tahap berikutnya adalah memilih statistik yang sesuai. Untuk memilih statistik inilah diperlukan persyaratan homogenitas dari populasi.

Uji Normalitas

Uji normalitas bertujuan untuk mengetahui apakah sampel yang digunakan berasal dari populasi yang berdistribusi normal atau tidak

Distribusi Normal

Definisi 1

Suatu variabel random X dikatakan berdistribusi normal dengan mean μ dan variansi σ^2, apabila mempunyai densitas:

$$f(x;\mu,\sigma)=\frac{1}{\sqrt{2\pi}.\sigma}e^{-\frac{1}{2}\left[\frac{x-\mu}{\sigma}\right]^2},$$

$$-\infty<x<\infty,\ -\infty<\mu<\infty,\ 0<\sigma<\infty$$

dengan transformasi $Z=\frac{X-\mu}{\sigma}$ persamaan diatas menjadi :

$$\phi(z)=\frac{1}{\sqrt{2\pi}}e^{-\frac{1}{2}z^2},\ -\infty<z<\infty,$$

yang disebut *distribusi normal baku*, dengan mean $\mu=0$ dan variansi $\sigma^2=1$.

Untuk keperluan inferensi statistik, umumnya digunakan distribusi normal baku ini, karena nilai-nilai fungsi distribusinya yang sering diperlukan dalam penentuan daerah kritis dapat diperoleh langsung pada lampiran buku-buku statistika dalam bentuk tabel..

Fungsi Distribusi Empiris

Definisi 2

Jika X suatu variabel random dengan densitas $f(x;\theta)$, maka fungsi distribusi dari X didefinisikan dengan

$$F(x)=P[X\le x]=\begin{cases}\sum_{t\le x} f(t;\theta), & \text{jika X diskrit}\\ \int_{-\infty}^{x} f(t;\theta)\,dt, & \text{jika X kontinu}\end{cases}$$

Definisi 3

Jika $X_1, X_2, \ldots, X_n$ sampel random berukuran n dengan statistik order $X_{(1)}, X_{(2)}, \ldots X_{(n)}$, maka fungsi distribusi empirisnya didefinisikan dengan:

$$F_n(x) = \begin{cases} 0, \text{ jika } x < X_{(1)} \\ \dfrac{k}{n}, \text{ jika } X_{(k)} \le x \le X_{(k+1)} \\ 1, \text{ jika } x \ge X_{(n)} \end{cases}$$

Teorema Kekonvergenan

Pada dasarnya uji normalitas merupakan bentuk khusus dari 'goodness –of- fit test' suatu uji distribusi secara umum yang dikembangkan lewat konsep kekonvergenan dari fungsi distribusi empiris ke fungsi distribusi kumulatifnya yang berakibat pada kekonvergenan pada variabel randomnya.

Definisi 4

Barisan variabel random $X_1, X_2, \ldots, X_n$ dikatakan konvergen dalam peluang (konvergen dalam stokastik) ke X, jika:

$$\lim_{n \to \infty} P\left[\,|X_n - X| > \varepsilon\right] = 0,\ \forall \varepsilon > 0, \text{ ditulis } X_n \xrightarrow{P} X$$

Definisi 5

Fungsi distribusi $F_n(x)$ dikatakan dalam distribusi [konvergen secara lemah] ke F(x), jika

$$\lim_{n \to \infty} F_n(x) = F(x),\ \forall x, \text{ ditulis } F_n(x) \xrightarrow{w} F(x)$$

Definisi 6

Misalkan $X_1, X_2, \ldots, X_n$ variabel random yang bersesuaian dengan fungsi distribusi $F_1(x), F_2(x), \ldots, F_n(x)$. X_n dikatakan konvergen dalam distribusi ke X (ditulis $X_n \xrightarrow{d} X$), jika $F_n(x) \xrightarrow{w} F(x)$

Teorema 1

$$\text{Jika } X_n \xrightarrow{P} X \text{ maka } X_n \xrightarrow{d} X$$

Teorema 2 teorema Glivenko-Cantelli

Fungsi distribusi empiris $F_n(x)$ konvergen ke $F(x)$, yaitu, untuk setiap $\varepsilon > 0$,

$$\lim_{n \to \infty} P\left[\sup_{-\infty < x < \infty} | F_n(x) - F(x) | > \varepsilon \right] = 0$$

Berdasarkan definisi-definisi dan teorema-teorema diatas, yang perlu ditekankan sehubungan dengan tilisan ini adalah jika $F_n(x) \longrightarrow F(x)$ maka $X_n \longrightarrow X$.

Beberapa Uji Normalitas

Uji Kolmogorov-Smirnov

Dalam teori kekonvergenan telah ditunjukkan bahwa fungsi distribusi empiris konvergen ke fungsi distribusi sesungguhnya dengan kata lain bahwa fungsi distribusi sesungguhnya dari populasi dapat diestimasi oleh fungsi distribusi empiris yang berdasarkan pada sampel random. Pada bagian ini akan dibahas suatu cara untuk memutuskan apakah sampel yang digunakan berasal populasi dengan distribusi yang telah ditentukan sebelumnya, khususnya apakah sampel berasal dari populasi yang berdistribusi normal. Uji Kolmogorov-Smirnov mengembangkan prosedur statistik ini dengan menggu-nakan jarak tegak maksimum antara kedua fungsi distribusi tersebut.

Andaikan X_1, X_2, ... , X_n sampel random berukuran n dari suatu populasi dengan fungsi distribusi $F(x)$ yang tidak diketahui dan andaikan pula $F_0(x)$ suatu fungsi distribusi tertentu [dalam bahasan ini $F_0(x)$ fungsi distribusi normal, dengan $X \sim N(\mu, \sigma^2)$], kemudian akan diuji:

$$H_0: F(x) = F_0(x)$$

lawan

$$H_1: F(x) \neq F_0(x)$$

Uji Kolmogorov- Smirnov mengharuskan menghitung fungsi distribusi empiris $F_n(x)$ berdasarkan sampel random X_1, X_2, ... , X_n, kemudian menggunakan statistik:

$$D_n = \sup |F_n(x) - F_0(x)|$$

dimana D_n adalah jarak tegak maksimum antara fungsi distribusi empiris $F_n(x)$ dengan fungsi distribusi $F_0(x)$ yang dihipotesiskan. Selanjunya, mengingat bahwa $F_n(x) \xrightarrow{P} F_0(x)$, $\forall x$ dan teorema Glivenko-Cantelli juga menunjukkan bahwa $F_n(x)$ konvergen ke $F_0(x)$. Jadi, dibawah H_0, D_n diharapkan sangat kecil $[n \to \infty,\ D_n \to 0]$ artinya $F_n(x)$ makin mirip ke $F_0(x)$ apabila n makin besar. Sedangkan untuk sampel besar, aproksimasi fungsi distribusi untuk distribusi sampling D_n adalah

$$L(z) = \lim_{n \to \infty} it\ P\left(D_n \le \frac{z}{\sqrt{n}} \right)$$

$$= 1 - 2\sum_{i=1}^{\infty} (-1)^{i-1}\, 2 i^2 z^2$$

nilai-nilai fungsi L(z) ini telah ditabulasi oleh Smirnov dan dipublikasikan tahun 1948 (Gibbons, 2005) dan beberapa aproksimasi nilai kritis untuk uji hipotesisnya dengan taraf-kepercayaan α pada $D_{n,\,\alpha} = \frac{z_\alpha}{\sqrt{n}}$ adalah sebagai berikut:

$P(D_n > z_\alpha / \sqrt{n})$	0,20	0,15	0,10	0,05	0,01
z_α	1.07	1,14	1,22	1,36	1,63

nilai aproksimasi $D_{n,\,\alpha}$ ini umumnya digunakan untuk n > 40 (Conover, 1999). Selanjut-nya dengan mengunakan tabel diatas, tolak H_0 pada tarap kepercayaan α, jika $D_n > D_{n,\varepsilon}$

Secara teori prosedur uji Kolmogorof-Smirnov dapat digunakan untuk munguji H_0 [F(x); $X \sim N(\mu, \sigma^2)$] untuk parameter μ dan σ^2 diketahui, khususnya untuk $X \sim N(0,1)$, tetapi dalam praktek biasanya μ dan σ^2 tidak diketahui. Penyesuaian prosedur ini kemu-dian dikembangkan oleh Lilliefors.

Uji Lilliefors

Uji normalitas Lilliefors menggunakan fungsi distribusi dari distribusi normal yang baku dengan memanfaatkan sifat $\frac{X-\mu}{\sigma} \sim N(0,1)$ apabila $X \sim N(\mu,\sigma^2)$.

Andaikan $X_1, X_2, \ldots, X_n$ sampel random berukuran n dari suatu populasi dengan fungsi distribusi F(x) yang tidak diketahui. Berdasarkan data sampel, akan diuji apakah F(x) fungsi distribusi normal atau tidak lewat hipotesis:

$H_0 : F(x) = \Phi\left[\frac{x-\mu}{\sigma}\right]$ lawan $H_1 : F(x) \neq \Phi\left[\frac{x-\mu}{\sigma}\right]$

Uji normalitas Lilliefors terlebih dahulu membakukan $X_1, X_2, \dots, X_n$ menjadi $Z_1, Z_2, \dots, Z_n$ dimana $Z_i = \frac{X_i - \mu}{\sigma}$; μ dan σ masing-masing diestimasi oleh $\overline{X}$ dan S, dengan :

$$\overline{X} = \frac{\sum_{i=1}^{n} X_i}{n} \text{ dan } S^2 = \frac{\sum_{i=1}^{n}(X_i - \overline{X})}{n-1}.$$

Selanjutnya, uji Lilliefors menggunakan statistik:

$$D_n = \sup \left| F_n(z) - \Phi(z) \right|$$

dimana $F_n(z)$ adalah fungsi distribusi empiris dari $Z_1, Z_2, \dots, Z_n$. dan untuk menguji hipotesis diatas pada taraf kepercayaan α digunakan nilai kritis $D_{n,\alpha}$. dan beberapa nilai aproksimasi $D_{n,\alpha}$ yang sering digunakan untuk n>30 (Conover, 1999) adalah :

α	0, 01	0,05	0,10
$D_{n,\alpha}$	$1,0310/\sqrt{n}$	$0,8860/\sqrt{n}$	$0,8050/\sqrt{n}$

Uji Chi-kuadrat

Andaikan $X_1, X_2, \dots, X_n$ sampel random berukuran n dari suatu populasi dengan fungsi distribusi F(x) yang tidak diketahui, kemudian akan diuji :

$$H_0 : F(x) = F_0(x)$$

lawan

$$H_1 : F(x) \neq F_0(x)$$

dimana $F_0(x)$ fungsi distribusi normal, dengan $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, parameter μ dan σ^2 tidak diketahui. Untuk keperluan pengujian ini, dilakukan langkah-langkah sebagai berikut:

- Data sampel disusun dalam daftar distribusi frekwensi yang terdiri atas k
- buah interval $I_1, I_2, \dots, I_k$ dan tiap kelas interval ini berpeluang memuat
- variabel random, dengan fungsi distribusi F(x); $P(X \in I_i) = p_i$, $i=1, 2, \dots, k$
- • Andaikan $O_1, O_2, \dots, O_k$ masing-masing menyatakan banyaknya data yang

- teramati pada interval $I_1, I_2, \ldots, I_k$ berdasarkan $X_1, X_2, \ldots, X_n$, maka vektor $\mathbf{O} = (O_1, O_2, \ldots, O_k)$ berdistribusi multinomial

$$P(O_1=o_1, O_2=o_2, \ldots, O_k=o_k) = \frac{n!}{\prod_{i=1}^{k} o_i} . \prod_{i=1}^{k} p_i^{o_i}$$

dengan $\sum_{i=1}^{k} o_i = n$, $\sum_{i=1}^{k} p_i = 1$, $E(O_i) = n\,p_i = e_i$ dan $Var(O_i) = n\,p_i\,(1 - p_i)$

- Selanjutnya untuk uji kecocokan, dilakukan dengan membandingkan frekwensi hasil observasi dengan frekwensi harapan (frekwensi teoritis), dengan menggunakan statistik:

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^{k} \frac{(o_i - e_i)^2}{e_i} \sim \chi^2(k-3)$$

dengan o_i = frekwensi hasil observasi pada interval ke i

e_i = frekwensi hasil observasi pada interval ke i

dan keputusan tentang hipotesis; tolak H_0 pada taraf kepercayaan α, apabila $\chi^2 > \chi^2_{1-\alpha}(n)$ ($\chi^2_{1-\alpha}(n)$ adalah nilai kritis)

Uji Shapiro-Wilk

Andaikan $X_1, X_2, \ldots, X_n$ sampel random berukuran n dari suatu populasi dengan fungsi distribusi F(x) yang tidak diketahui dan untuk menguji hipotesis:

$$H_0: F(x) = F_0(x)$$

lawan

$$H_1: F(x) \neq F_0(x)$$

dengan $F_0(x)$ fungsi distribusi normal, uji Shapiro-Wilk menggunakan statistik:

$$W = \frac{1}{\sum_{i=i}^{n} (X_i - \overline{X})^2} \left[\sum_{i=1}^{k} a_i \left(X_{(n-i+1)} - X_{(i)} \right) \right]^2$$

dimana $\overline{X}$ adalah mean sampel, $X_{(i)}$ statistik order sampel dari sampel terkecil sampai sampel terbesar ($X_{(1)} \leq X_{(2)} \leq \ldots \leq X_{(n)}$) dan $a_1, a_2, \ldots, a_k$ dengan $k \approx \frac{n}{2}$ adalah koefisien 'uji Shapiro-Wilk' yang umumnya sudah tersedia pada lampiran buku-buku statistika dalam bentuk tabel. Sedangkan keputusan tentang hipotesisnya pada taraf kepercayaan α adalah tolak H_0, apabila $W > W_{n,\alpha}$ ($W_{n,\alpha}$ adalah nilai kritis).

Uji Cramer-Von Mises

Selain dapat dipakai untuk uji distribusi Eksponensial dan distribusi Weibull, uji Cramer-Von Mises dapat pula digunakan untuk uji normalitas dengan menggunakan Estimator Maksimum Likelihood (MLE) dari parameter θ yang terdapat pada $F_0(x; \theta)$.

Andaikan $X_1, X_2, \ldots, X_n$ sampel random berukuran n dari suatu populasi dengan fungsi distribusi F(x) yang tidak diketahui. Untuk menguji hipotesis:

$$H_0: F(x) = F_0(x; \theta)$$

lawan

$$H_1: F(x) \neq F_0(x; \theta)$$

dimana $F_0(x; \theta)$ fungsi distribusi normal, dengan $\theta = (\mu, \sigma^2)$, uji Cramer-Von Mises meng- gunakan statistik:

$$CM = \frac{1}{12n} + \sum_{i=1}^{n} \left[F\left(x_{(i)}; \hat{\theta}\right) - \frac{i - 0,5}{n} \right]^2$$

dimana $\hat{\theta}$ MLE dari θ, yaitu $\hat{\theta} = (\hat{\mu}, \hat{\sigma}^2)$, dengan

$$\hat{\mu} = \overline{X} = \frac{\sum_{i=1}^{n} X_i}{n} \text{ dan}$$

$$\hat{\sigma}^2 = S^2 = \frac{\sum_{i=1}^{n} (X_i - \overline{X})^2}{n - 1}$$

dan keputusan tentang hipotesis, tolak H_0 pada teraf kepercayaan α,apabila $CM > CM_{n,\alpha}$ ($CM_{n,\alpha}$ adalah nilai kritis)

Uji Homogenitas

Uji homogenitas terhadap sampel bertujuan untuk menyimpulkan apakah kelompok-kelompok sampel yang digunakan berasal dari populasi yang bervariansi sama atau tidak.

Uji Homogenitas untuk Dua Kelompok Sampel

Misalkan $x_1, x_2, \ldots, x_{n1}$ dan $y_1, y_2, \ldots, y_{n2}$ adalah nilai observasi dari sampel random independen masing-masing berasal dari populasi normal $X \sim N(\mu_1, \sigma_1^2)$ dan $Y \sim N(\mu_2, \sigma_2^2)$ dengan variansi sampel σ_x^2 dan σ_y^2. Untuk menguji homogenitas antara populasi X dengan populasi Y, hipotesisnya adalah : $H_0 : \sigma_1^2 = \sigma_2^2$ vs $H_1 : \sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$, untuk mengujinya digunakan statistik F = $\frac{\text{Variansi sampel terbesar}}{\text{Variansi sampel terkecil}}$ dengan daerah kritis F > $F_{\frac{\alpha}{2}}(n_1 - 1, n_2 - 1)$ pada taraf kepercayaan α.

Uji Homogenitas untuk k Kelompok Sampel

Misalkan $X_1, X_2, \ldots, X_k$ adalah k populasi berdistribusi normal yang saling independen dan $x_{11}, x_{21}, \ldots, x_{n1}$ adalah nilai observasi dari sampel random $X_1 \sim N(\mu_1, \sigma_1^2)$, $x_{12}, x_{22}, \ldots, x_{n2}$ adalah nilai observasi dari sampel random $X_2 \sim N(\mu_2, \sigma_2^2)$ hingga $x_{1k}, x_{2k}, \ldots, x_{nk}$ adalah nilai observasi dari sampel random $X_k \sim N(\mu_k, \sigma_k^2)$ dan $\sum_{i=1}^{k} ni = N$. Untuk menguji homogenitas antara populasi-populasi X_1, X_2, hingga X_k hipotesisnya adalah:

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

lawan

H_1 : ada variansi yang tidak sama

sedangkan untuk menguji hipótesis ini digunakan statistik

$$B = 2.3026 \times \frac{q}{h} \sim \chi^2(k-1),$$

dimana nilai q dan h adalah:

$$q = (N-k)\log S_p^2 - \sum_{i=1}^{k}(ni-1)\log S_i^2 \text{ dan } h = 1 + \frac{1}{3(k-1)}\left(\sum_{i-1}^{k}\left(\frac{1}{ni-1} - \frac{1}{N-k}\right)\right)$$

dengan

$$S_p^2 = \frac{\sum_{i=1}^{k}(ni-1)S_i^2}{N-k} \text{ dan}$$

$$S_i^2 = \frac{\sum_{j=1}^{ni}(x_{ji} - \bar{x}_i)}{ni-1},$$

sedangkan daerah kritis untuk pengujian hipotesis ini pada taraf kepercayaan α adalah $B > \chi_\alpha^2(k-1)$.

PENUTUP

Uji normalitas merupakan kejadian khusus dari '*goodness-of-fit test*' yang analisisnya dilakukan melalui fungsi distribusi kumulatif dan fungsi distribusi empiris. Fungsi distribusi empiris dan statistik order merupakan materi penting yang diperlukan dalam pembahasan uji normalitas.

Diantara uji normalitas yang telah dibahas, uji Lilliefors dan uji chi-kuadrat merupakan uji yang sering digunakan; sebab, disamping lebih praktis, juga hanya memerlukan teori matematika maupun teori statistika yang relatif mudah dipahami.

Dalam pengujian hipotesis statistik pada uji homogenitas, populasi disimpulkan homogen sebagaimana yang umumnya diharapkan para peneliti apabila H_0 diterima, hal ini tentu saja diluar kelaziman dalam perumusan suatu hipotesis, sebab pada umumnya H_0 dirumuskan untuk ditolak.

DAFTAR PUSTAKA

Andeson, D. R., Sweeney, D. J. and William, T. A., (2009), *Statistics for Business and economics*, Macmillan Inc.

Bain, L. J, Engelhardt, M, (2006), *Introduction to Probability and Mathematical Statistics* 2^{nd}, Duxbury Press, Belmont, California.

Conover, W. J, (1999), *Practical Nonparametric Statistics*, Jhon Wiley & Sons, New-York

Gibbons, J. D. and Chakraborti, S., (2005), *Nonparametric Statistical Inference, Fourth Edition, Revised and Expanded*, Marcel Dekker Inc., New York

Ross, S., (2009), *Probability and Statistics for Engineers and Scientists, fourth edition*, Elsevier Inc., San Diego.

Schay, G., (2007), *Introduction to Probability with Statistical Applications*, Birkhauser, Boston.