

**PENGGUNAAN UJI F DALAM MENGUJI KESAMAAN
RATAAN POPULASI PADA DATA YANG
BERDISTRIBUSI LOGNORMAL**

Oleh

Timbul Pardede

Universitas Terbuka

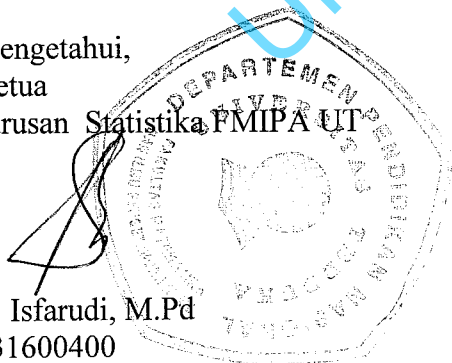
**FMIPA
UNIVERSITAS TERBUKA
2005**

PENGGUNAAN UJI F DALAM MENGUJI KESAMAAN RATAAN POPULASI PADA DATA YANG BERDISTRIBUSI LOGNORMAL

Universitas Terbuka

Mengetahui,
Ketua

Jurusan Statistika FMIPA UT



Ir. Isfarudi, M.Pd
131600400

Pondok Cabe Mei 2005

Disusun Oleh,

Timbul Pardede
131957295

PENGGUNAAN UJI F DALAM MENGUJI KESAMAAN RATAAN POPULASI PADA DATA YANG BERDISTRIBUSI LOGNORMAL

Latar Belakang

Analisis Varians (ANOVA) merupakan teknik umum yang dapat digunakan untuk menguji hipotesis kesamaan rata-rata dua atau lebih populasi. Uji statistik yang digunakan dalam ANOVA ini adalah uji F. Uji F adalah suatu metode uji statistik yang dapat digunakan untuk menguji kesamaan rata-rata dua atau lebih populasi, apabila asumsi distribusi kenormalan datanya dipenuhi. Jika asumsi distribusi kenormalan tidak dipenuhi dan uji F tetap dilakukan untuk menguji kesamaan rata-rata populasinya, kemungkinan kesimpulan yang diperoleh kurang valid. Para peneliti yang menggunakan ANOVA sering mengabaikan asumsi distribusi kenormalan datanya, sehingga kesimpulan yang diperoleh mungkin akan menghasilkan kesimpulan yang kurang tepat.

Pada Umumnya, jika data tidak berdistribusi normal maka proses yang dilakukan sebelum melakukan pengujian adalah dengan melakukan transformasi data atau melakukan pengujian dengan uji non parametrik. Salah satu transformasi yang dilakukan adalah dengan mentransformasikan data kedalam bentuk distribusi lognormal. Tentu saja dengan melakukan transformasi logaritma, data yang akan diuji tidak dapat langsung digunakan dengan uji F. Oleh karena itu perlu ada suatu kajian mengenai seberapa signifikan data yang berdistribusi lognormal masih dapat menggunakan uji F dalam menguji kesamaan rata-rata populasi.

Tujuan

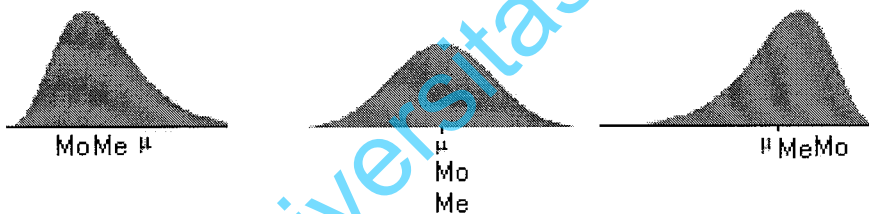
Makalah ini bertujuan untuk mengetahui seberapa signifikan data yang berdistribusi lognormal masih dapat menggunakan uji F dalam menguji kesamaan rata-rata populasi.

Universitas Terbuka

Tinjauan Pustaka

Kemiringan (*skewness*)

Kemiringan (*skewness*) adalah derajat atau ukuran ketaksimetrisan suatu sebaran data. Ada tiga jenis kemiringan sebaran data yaitu simetris, miring ke kiri dan miring ke kanan. Sebaran data yang simetris akan menunjukkan letak nilai rata-rata, media dan modulus berimpit (berkisar pada satu titik) dan memiliki koefisien kemiringan sama dengan nol. Sebaran data yang miring ke kanan mempunyai nilai modulus paling kecil dan rata-rata paling besar dan memiliki koefisien kemiringan yang positif. Sedangkan sebaran data yang miring ke kiri akan mempunyai nilai modulus paling besar dan rata-rata paling kecil dan memiliki koefisien kemiringan yang negatif.



Gambar 1. kemiringan positif, kemiringan sama dan kemiringan negatif

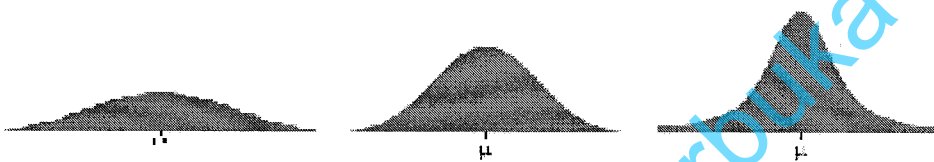
Kemiringan variabel random x yang dinotasikan dengan α_3 dihitung dengan rumus :

$$\alpha_3 = skew(x) = \frac{E[(x - \mu)^3]}{\sigma^3} = \frac{\mu_3}{(\mu_2)^{3/2}}$$

dimana $\mu_n = E[(x - \mu)^n]$ adalah momen sentral ke- n untuk variabel random x .

Kurtosis

Kurtosis adalah derajat atau ukuran tinggi rendahnya puncak suatu sebaran data terhadap sebaran kenormalan data. Ada tiga jenis derajat kurtosis, yaitu Leptokurtosis (sebaran yang mempunyai puncak relatif tinggi), Metokurtosis (sebaran data yang mempunyai puncak normal) dan Platikurtosis (sebaran yang mempunyai puncak relatif rendah atau mendatar).



Gambar 2. kurtosis rendah, kurtosis normal dan kurtosis tinggi

Kurtosis variabel random x yang dinotasikan dengan α_4 dihitung dengan rumus :

$$\alpha_4 = kurt(x) = \frac{E[(x - \mu)^4]}{\sigma^4} = \frac{\mu_4}{(\mu_2)^2}$$

Distribusi Lognormal

Jika x adalah variabel acak yang berdistribusi normal dengan rata-rata μ dan varians σ^2

$N(\mu, \sigma^2)$, maka $y=e^x$ berdistribusi lognormal dengan fungsi kepadatan peluang :

$$f(y) = \begin{cases} \frac{e^{-(\ln y - \mu)^2 / (2\sigma^2)}}{y\sigma\sqrt{2\pi}} & , y > 0 \\ 0 & , \text{lainnya} \end{cases}$$

dengan

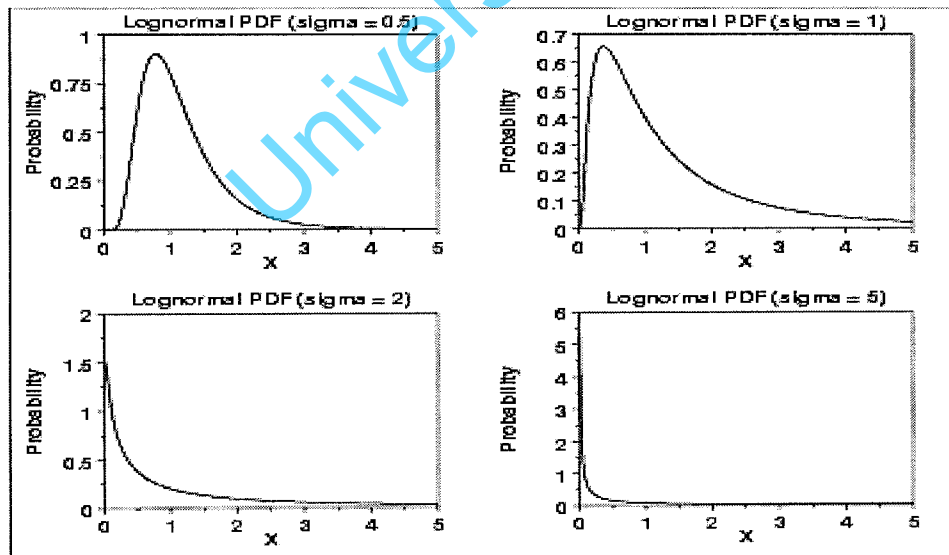
$$\text{rataan } e^{\mu+(\sigma^2/2)}$$

$$\text{varians } (e^{\sigma^2} - 1)e^{2\mu+\sigma^2}$$

$$\text{kemiringan } \alpha_3 = (e^{\sigma^2} + 2)\sqrt{e^{\sigma^2} - 1}$$

$$\text{kurtosis } \alpha_4 = e^{4\sigma^2} + 2e^{3\sigma^2} + 3e^{2\sigma^2} - 6$$

Kemiringan dan kurtosis distribusi lognormal tidak dipengaruhi oleh μ melainkan dipengaruhi oleh σ . Semakin kecil nilai σ (mendekati nol) maka distribusi lognormal semakin mendekati distribusi normal, sebaliknya semakin besar nilai σ maka semakin besar pula kemiringan dan kurtosis data. Berikut ini adalah plot fungsi kepekatan peluang (pdf) distribusi lognormal untuk 4 nilai σ .



Gambar 1. Distribusi lognormal dengan nilai $\sigma = 0.5$, $\sigma = 1$, $\sigma = 2$, $\sigma = 5$.

Uji F

Uji F adalah suatu uji hipotesisi yang digunakan untuk menguji kesamaan rata-rata beberapa populasi, yaitu $H_0 : \mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_k$ dengan tandingan H_1 : paling sedikit ada satu $\mu_i \neq \mu_j$ dengan $i \neq j$. Statistik uji adalah :

$$F_{hitung} = \frac{MST}{MSE}$$

dengan

$$MST = \left(\frac{n}{k-1} \sum_{j=1}^k (\bar{X}_{j.} - \bar{X}_{..}) \right)^2$$

$$MSE = \left(\frac{1}{k(n-1)} \sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^n (X_{ij} - \bar{X}_{..}) \right)^2$$

$$\bar{X}_{j.} = \frac{\sum_{i=1}^n X_{ij}}{n} \quad \text{dan} \quad \bar{X}_{..} = \frac{\sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^n X_{ij}}{n.k}$$

k = banyak kelompok atau populasi

n = ukuran sampel

Jika $F_{hitung} > F_{\alpha, k-1, k(n-1)}$, maka H_0 ditolak pada taraf nyata α

Uji F ini dapat digunakan apabila asumsi kenormalan dipenuhi oleh distribusi data yang akan diuji, karena distribusi F itu merupakan ratio dua distribusi chi-kwadrat dan distribusi chi-kwadrat merupakan jumlah kuadrat dari variabel acak yang mempunyai distribusi normal standart .

Suatu uji hipotesis dikatakan masih cukup baik untuk suatu distribusi tertentu, apabila nilai α untuk uji tersebut masih dekat dengan nilai α yang telah ditetapkan.

Bahan dan Metode

Bahan atau data yang digunakan dalam penelitian ini adalah data hasil simulasi yang dibangkitkan dengan menggunakan perangkat lunak program Minitab 11.12.

Data bangkitan terdiri dari tiga distribusi lognormal, yaitu untuk menguji kesamaan rata-rata tiga populasi, yaitu $H_0 : \mu_1 = \mu_2 = \mu_3$ dengan tandingan H_1 : paling sedikit ada satu $\mu_i \neq \mu_j$ dimana $i \neq j$.

Ketiga data hasil bangkitan dibuat dengan berbagai macam kondisi distribusi lognormal, yaitu dengan mengubah bentuk sebaran datanya. Perubahan bentuk sebaran data dilakukan dengan cara mengubah kemiringan dan kurtosis. Oleh karena kemiringan dan kurtosis pada distribusi lognormal tidak dipengaruhi oleh μ , melainkan dipengaruhi oleh σ maka perubahan sebaran data lognormal dilakukan dengan cara mengubah nilai σ . Apabila nilai σ semakin kecil (mendekati nol) maka distribusi lognormal akan mendekati distribusi normal. Untuk itu nilai σ diambil mulai dengan 0.1 dengan pertambahan 0.1 hingga uji F tidak layak digunakan lagi untuk distribusi data tersebut. Karena μ tidak berpengaruh terhadap distribusi kemiringan dan kurtosis distribusi lognormal, maka nilai μ diambil dengan nilai yang tetap ($\mu = 0$).

Nilai α yang akan dicobakan adalah 1%, 5% dan 10%. Apabila nilai α yang telah ditetapkan dekat dengan nilai α dugaan ($\hat{\alpha}$) maka uji F masih layak digunakan untuk menguji kesamaan rata-rata populasi (ukuran dekat di sini adalah bila nilai $\hat{\alpha}$ dibulatkan hingga 2 desimal akan sama dengan nilai α).

Untuk melihat pengaruh banyak/ukuran data pada setiap simulasi, maka dicobakan beberapa ukuran data, yaitu 10, 20, 50, 100, 200, 400 dan 1000. Hal ini dilakukan berdasarkan pada teori dalil limit pusat yang menyatakan bahwa rata-rata sampel yang terdiri dari n variabel acak yang berdistribusi tidak normal, akan tetapi menyebar secara identik dan independen secara stokastik, maka sebaran data akan semakin mendekati distribusi normal dengan bertambah besarnya ukuran sampel.

Universitas Terbuka

Hasil dan Pembahasan

Pendugaan nilai $\hat{\alpha}$ dengan $\alpha = 1\%$

Dari hasil simulasi yang telah dilakukan nilai dugaan α untuk ukuran sampel $n=10$ menunjukkan bahwa uji F masih dapat digunakan untuk menguji kesamaan dua atau lebih rata-rata populasi yang menyebar log-normal apabila nilai σ tidak lebih dari 1.2 dengan koefisien kemiringan $\alpha_3 = 11.16$ dan kurtosis $\alpha_4 = 515.17$. Untuk $n=20$ nilai dugaan α mendekati nilai α yang telah ditetapkan apabila nilai σ tidak lebih dari 1,4 dengan koefisien kemiringan $\alpha_3 = 22.47$ dan kurtosis $\alpha_4 = 3401.02$. Demikian seterusnya hingga ukuran sampel $n=1000$, nilai dugaan α masih dekat dengan nilai α yang telah ditetapkan apabila nilai σ tidak lebih dari 2.3 dengan koefisien kemiringan $\alpha_3 = 2814.40$ dan kurtosis $\alpha_4 = 156336832$ (lihat Tabel-1 dan lampiran 1). Hal ini berarti apabila nilai σ lebih besar dari 2.3 untuk ukuran sampel $n=1000$, maka uji F tidak baik lagi digunakan untuk menguji kesamaan dua atau lebih rata-rata populasi yang berdistribusi lognormal.

Apabila dilihat dari ukuran sampel, semakin besar ukuran sampel maka semakin besar pula batas nilai σ yang dapat digunakan untuk menguji kesamaan dua atau lebih rata-rata populasi. Hal ini sesuai dengan teori limit pusat yang menyatakan semakin besar ukuran sampel maka sebaran data akan semakin mendekati distribusi normal.

Pendugaan nilai $\hat{\alpha}$ dengan $\alpha = 5\%$

Dari hasil simulasi yang telah dilakukan nilai dugaan α untuk ukuran sampel $n=10$ menunjukkan bahwa uji F masih dapat digunakan untuk menguji kesamaan dua atau lebih rata-rata populasi yang menyebar log-normal apabila nilai σ tidak lebih dari 0.6

dengan koefisien kemiringan $\alpha_3 = 2.26$ dan kurtosis $\alpha_4 = 10.27$. Untuk $n=20$ nilai dugaan $\hat{\alpha}$ mendekati nilai α yang telah ditetapkan apabila nilai σ tidak lebih dari 0.7 dengan koefisien kemiringan $\alpha_3 = 2.89$ dan kurtosis $\alpha_4 = 17.79$. Demikian seterusnya hingga ukuran sampel $n=1000$, nilai dugaan $\hat{\alpha}$ masih dekat dengan nilai α yang telah ditetapkan apabila nilai σ tidak lebih dari 1.9 dengan koefisien kemiringan $\alpha_3 = 233.69$ dan kurtosis $\alpha_4 = 1972413$ (lihat Tabel-1 dan lampiran 2). Hal ini berarti apabila nilai σ lebih besar dari 1.9 untuk ukuran sampel $n=1000$, maka uji F tidak baik lagi digunakan untuk menguji kesamaan dua atau lebih rata-rata populasi yang berdistribusi lognormal.

Apabila dilihat dari ukuran sampel, semakin besar ukuran sampel maka semakin besar pula batas nilai σ yang dapat digunakan untuk menguji kesamaan dua atau lebih rata-rata populasi. Hal ini sesuai dengan teori limit pusat yang menyatakan semakin besar ukuran sampel maka sebaran data akan semakin mendekati distribusi normal.

Pendugaan nilai $\hat{\alpha}$ dengan $\alpha = 10\%$

Dari hasil simulasi yang telah dilakukan nilai dugaan $\hat{\alpha}$ untuk ukuran sampel $n=10$ menunjukkan bahwa uji F masih dapat digunakan untuk menguji kesamaan dua atau lebih rata-rata populasi yang menyebar log-normal apabila nilai σ tidak lebih dari 0.8 dengan koefisien kemiringan $\alpha_3 = 3.69$ dan kurtosis $\alpha_4 = 31.37$. Untuk $n=20$ nilai dugaan $\hat{\alpha}$ mendekati nilai α yang telah ditetapkan apabila nilai σ tidak lebih dari 1.2 dengan koefisien kemiringan $\alpha_3 = 11.16$ dan kurtosis $\alpha_4 = 515.17$. Demikian seterusnya hingga ukuran sampel $n=1000$, nilai dugaan $\hat{\alpha}$ masih dekat dengan nilai α yang telah ditetapkan apabila nilai σ tidak lebih dari 2.1 dengan koefisien kemiringan $\alpha_3 = 759.69$ dan kurtosis $\alpha_4 = 46943348$ (lihat Tabel-1 dan lampiran 3). Hal ini berarti

apabila nilai σ lebih besar dari 2.1 untuk ukuran sampel $n=1000$, maka uji F tidak baik lagi digunakan untuk menguji kesamaan dua atau lebih rata-rata populasi yang berdistribusi lognormal.

Apabila dilihat dari ukuran sampel, semakin besar ukuran sampel maka semakin besar pula batas nilai σ yang dapat digunakan untuk menguji kesamaan dua atau lebih rata-rata populasi. Hal ini sesuai dengan teori limit pusat yang menyatakan semakin besar ukuran sampel maka sebaran data akan semakin mendekati distribusi normal.

Tabel 1. Nilai σ yang dapat digunakan untuk menduga rata-rata populasi yang berdistribusi Log normal

α		N=10	N=20	N=50	N=100	N=200	N=500	N=1000
		1%	σ	1.2	1.4	1.5	1.6	1.8
	α_3	11.1638	22.4724	33.4680	51.6006	136.379	1439.03	2814.40
	α_4	515.168	3401.02	10075.3	32826.4	460311	259917537	156336832
5%	σ	0.6	0.7	0.9	1.2	1.3	1.8	1.9
	α_3	2.2601	2.8884	4.7453	11.1638	15.598	136.38	233.69
	α_4	10.273	17.79	57.4	515.2	1263	460311	1972413
10%	σ	0.8	1.2	1.4	1.5	1.7	1.8	2.1
	α_3	3.6893	11.1638	22.4724	33.4680	82.418	136.38	759.69
	α_4	31.368	515.17	3401.0	10075.3	117436	460311	46943348

KESIMPULAN DAN SARAN

Kesimpulan

Dari hasil simulasi yang dilakukan diperoleh kesimpulan apabila nilai $\alpha=1\%$, uji F masih dapat digunakan untuk menguji kesamaan dua atau lebih rata-rata populasi yang berdistribusi lognormal dengan nilai standar deviasi σ tidak lebih dari 1.2 untuk ukuran sampel kecil ($n=10$), sedangkan untuk ukuran sampel yang semakin besar ($n=1000$) nilai standar deviasi σ tidak lebih dari 2.3

Untuk nilai $\alpha=5\%$, uji F masih dapat digunakan untuk menguji kesamaan dua atau lebih rata-rata populasi yang berdistribusi lognormal apabila nilai standar deviasi σ tidak lebih dari 0.6 untuk ukuran sampel kecil ($n=10$), sedangkan untuk ukuran sampel besar ($n=1000$), nilai standar deviasi σ tidak lebih dari 1.9.

Untuk nilai $\alpha=10\%$, uji F masih dapat digunakan untuk menguji kesamaan dua atau lebih rata-rata populasi yang berdistribusi lognormal apabila nilai standar deviasi σ tidak lebih dari 0.8 untuk ukuran sampel kecil ($n=10$), sedangkan untuk ukuran sampel besar ($n=1000$), nilai standar deviasi σ tidak lebih dari 2.1.

Saran

Untuk menguji kesamaan mean dari dua atau lebih populasi, sebaiknya terlebih dahulu diselidiki distribusi datanya. Apabila data tidak menyebar normal maka dapat dilakukan transformasi data seperti transformasi lognormal untuk memenuhi asumsi kenormalan data dengan memperhatikan keragaman data tersenut.

Universitas Terbuka

Daftar Pustaka

1. Awan M. Hayat (2001), *Effect of departures from standard assumptions used Analysis of Variance*, Journal of research (science) vol 12, No 2, pp 180-188, Bahauddin Zakariya University, Mutan, Pakistan, [URL] <http://www.bzu.edu.pk/jrscience/vol12no2/12.asp>
2. David M. Reineke (2003), *A Note on the Effect of **Skewness**, Kurtosis, and **Shifting** on One-Sample t and sign test*, Journal of Statistics Education, vol 11, no 3. [URL] <http://www.amstat.org/publications/jse/v11n3/reineke.html>.
3. Casela G. and Berger R. L.(1990), *Statistical Inference*, Wadsworth, Inc., Belmont, California.

Universitas Terbuka

Lampiran 1. Pendugaan nilai $\hat{\alpha}$ dengan $\alpha = 1\%$

Sigma	N=10	N=20	N=50	N=100	N=200	N=500	N=1000
0.1	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01
0.2	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01
0.3	0.01	0.01	0.01	0.01	0.00	0.01	0.01
0.4	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01
0.5	0.01	0.01	0.01	0.01	0.00	0.01	0.01
0.6	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01
0.7	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01
0.8	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01
0.9	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01
1.0	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01
1.1	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01
1.2	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01
1.3	0.00	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01
1.4	0.00	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01
1.5	0.00	0.00	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01
1.6	0.00	0.00	0.00	0.01	0.01	0.01	0.01
1.7	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	0.01	0.01
1.8	0.00	0.00	0.01	0.00	0.01	0.01	0.01
1.9	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.01	0.01
2.0	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	0.01
2.1	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.01	0.01
2.2	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	0.01
2.3	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01
2.4	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
2.5	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
2.6	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
2.7	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
2.8	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
2.9	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00
3.0	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

Lampiran 2. Pendugaan nilai $\hat{\alpha}$ dengan $\alpha = 5\%$

Sigma	N=10	N=20	N=50	N=100	N=200	N=500	N=1000
0.1	0.05	0.05	0.05	0.05	0.05	0.05	0.05
0.2	0.05	0.05	0.05	0.05	0.05	0.05	0.05
0.3	0.05	0.05	0.05	0.05	0.05	0.05	0.05
0.4	0.05	0.05	0.05	0.05	0.05	0.05	0.05
0.5	0.05	0.05	0.05	0.05	0.05	0.05	0.05
0.6	0.05	0.05	0.05	0.05	0.05	0.05	0.05
0.7	0.04	0.05	0.05	0.05	0.05	0.05	0.05
0.8	0.04	0.05	0.05	0.05	0.05	0.05	0.05
0.9	0.04	0.04	0.05	0.05	0.05	0.05	0.05
1.0	0.03	0.04	0.03	0.05	0.05	0.05	0.05
1.1	0.03	0.03	0.04	0.05	0.05	0.05	0.05
1.2	0.02	0.04	0.03	0.05	0.05	0.05	0.05
1.3	0.03	0.03	0.03	0.04	0.05	0.05	0.05
1.4	0.02	0.03	0.03	0.04	0.03	0.05	0.05
1.5	0.03	0.03	0.04	0.04	0.04	0.05	0.05
1.6	0.02	0.03	0.04	0.03	0.04	0.05	0.05
1.7	0.03	0.03	0.03	0.04	0.04	0.05	0.05
1.8	0.02	0.02	0.03	0.02	0.03	0.05	0.05
1.9	0.01	0.02	0.03	0.03	0.03	0.03	0.05
2.0	0.01	0.02	0.02	0.03	0.03	0.04	0.02
2.1	0.02	0.02	0.02	0.03	0.02	0.04	0.03
2.2	0.02	0.01	0.02	0.02	0.03	0.02	0.03
2.3	0.02	0.01	0.01	0.03	0.03	0.02	0.04
2.4	0.01	0.02	0.02	0.03	0.02	0.03	0.02
2.5	0.02	0.01	0.01	0.01	0.02	0.03	0.03
2.6	0.01	0.01	0.02	0.02	0.02	0.03	0.02
2.7	0.01	0.01	0.02	0.02	0.03	0.02	0.02
2.8	0.02	0.01	0.03	0.02	0.02	0.02	0.03
2.9	0.01	0.01	0.01	0.02	0.02	0.02	0.02
3.0	0.01	0.01	0.02	0.02	0.03	0.02	0.02

Lampiran 3. Pendugaan nilai $\hat{\alpha}$ dengan $\alpha = 10\%$

Sigma	N=10	N=20	N=50	N=100	N=200	N=500	N=1000
0.1	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10
0.2	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10
0.3	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10
0.4	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10
0.5	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10
0.6	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10
0.7	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10
0.8	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10
0.9	0.08	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10
1.0	0.08	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10
1.1	0.08	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10
1.2	0.06	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10
1.3	0.07	0.07	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10
1.4	0.05	0.06	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10
1.5	0.04	0.07	0.08	0.10	0.10	0.10	0.10
1.6	0.05	0.07	0.09	0.08	0.10	0.10	0.10
1.7	0.05	0.07	0.08	0.08	0.10	0.10	0.10
1.8	0.05	0.06	0.06	0.08	0.08	0.10	0.10
1.9	0.05	0.06	0.06	0.07	0.08	0.10	0.10
2.0	0.04	0.06	0.08	0.08	0.07	0.07	0.10
2.1	0.04	0.04	0.05	0.07	0.08	0.07	0.10
2.2	0.04	0.06	0.06	0.07	0.07	0.06	0.09
2.3	0.04	0.06	0.06	0.07	0.07	0.07	0.09
2.4	0.03	0.05	0.05	0.05	0.07	0.07	0.07
2.5	0.04	0.04	0.07	0.07	0.05	0.07	0.07
2.6	0.04	0.05	0.05	0.07	0.07	0.07	0.06
2.7	0.03	0.05	0.05	0.05	0.07	0.06	0.07
2.8	0.03	0.06	0.05	0.05	0.07	0.06	0.07
2.9	0.03	0.03	0.05	0.06	0.06	0.05	0.06
3.0	0.04	0.04	0.04	0.05	0.05	0.07	0.06