BAB II
TINJAUAN PUSTAKA

2.1 Pendahuluan

Dalam ilmu statistik masalah yang melibatkan dua peubah yang ada atau diduga ada dalam suatu pertautan dibahas dalam analisis regresi, Model yang akan dibahas dalam skripsi ini adalah regresi linier sederhana.

Masalah dalam analisis regresi linier sederhana ini mencakup penaksiran dan pengujian hipotesis koefesien regresi. Untuk menaksir koefesien regresi telah dikenal suatu metoda yang sering kali digunakan, yaitu metoda kuadrat terkecil, sering kali dalam pengujian koefesien regresi linier sederhana kit dapat melakukannya dengan menggunakan statistik uji Student (t) atau analisis varians dengan uji F. Kedua statistik uji tersebut menganut asumsi bahwa galat harus berdistribusi normal, dengan rata-rata nol dan varian σ^2. Tetapi pada kenyataannya asumsi tersebut tidak selalu terpenuhi atau dengan kata lain data yang diperoleh dari hasil pengamatan tidak berasl dari populasi yang berdistrisi normal.

Karena data yang diperoleh dari hasil pengamatan tidak berasal dari distribusi normal, maka permasalahan analisis regresi dapat diselesaikan dengan mengunakan metoda statistik nonparametrik, seperti yang dikemukakan oleh metoda J.F. Lancaster dan Dana Quade (1985). Dengan statistik uji C yang merupakan gabungan dari Tau kendall adalah pengukur keeratan hubungan dua peubah acak dan statistik uji Tanda yang dilakukan berdasarkan tanda positif dan tanda negatif yang diperoleh dari selisih pengamatan. Persyaratan statistik uji yang diperlukan untuk metoda J.F. Lancaster dan Dana Quade adalah skala pengukuran paling sedikit ordinal.

2.2 Menaksir Koefesien Regresi Y atas X

Theil (1950) mengusulkan perkiraan Slope garis regresi sebagai median slope dari seluruh pasangan garis dari titik-titik dengan nilai x yang berbeda. Untuk satu pasangan (x_i, y_i) dan (x_j, y_j) slop-nya adalah :

$$b_{ij} = \frac{y_j - y_i}{x_j - x_i}$$

...(2.1)

Misalkan seluruh x_i berbeda ; lebih baik kiranya menyusun pengamatan dalam susunan yang menaik dari x. dengan jelas $b_{ij} = b_{ij}$ untuk seluruh i dan j, sehingga untuk n pengamatan ada $\frac{1}{2}n(n-1)$ dari b_{ij} yang berbeda secara aljabar dan lebih memungkinkan untk menuliskan dalam sebuah matriks segitiga atas :

$$\begin{matrix} b_{12} & b_{13} & b_{14} & \ldots\ldots\ldots\ldots & b_{1n} \\ & b_{23} & b_{24} & \ldots\ldots\ldots\ldots & b_{2n} \\ & & b_{34} & \ldots\ldots\ldots\ldots & b_{3n} \\ & & & \ldots\ldots\ldots\ldots & \\ & & & & b_{n-1,n} \end{matrix}$$

Matriks numerik yang dihitung mempunyai pola dan bahkan dengan program komputer yang tidak cocok, median biasanya mudah untuk menentukan n yang sedang tanpa menyusun lebih lanjut. Prosesnya agak mengigatkan untuk memperoleh penduga Hoges Lehmann dalam prosedur rank bertanda Wilcoxon.

Jika kita menotasikan penduga median dari β dengan $\tilde{b}$. Theil telah menyarankan perkiraan dari α dengan $\tilde{a}$, median dari seluruh n adalah :

$$a_1 = y_i - \tilde{b}x_i$$

...(2.2)

atau alternatifnya kita dapat memilih,

$$\tilde{a} = med(y_i) - \tilde{b}\, med(x_i)$$

...(2.3)

Dimana med (x_i) adalah median dari seluruh pengamatan. Jika kita menggunaka yang terakhir, garis yang kita cocokan tampak melalui median seluruh pengamatan, sedangkan garis kuadrat terkecil melalui rata-ratanya.

2.3 Uji Hipotesis Regresi Liniar Sederhana dengan Parametrik

Dalam penelitian sering ingin mengetahui apakah koefesien-koefesien regresi linier populoasi, θ_1 dan θ_2 , mempunyai harga tertentu yang dihiposiskan ataukah tidak. Dengan demikian perlu diadakan pengujian terhadap hipotesis nol $H_0 : \theta_1 = \theta_{10}$ dengan θ_{10} dan θ_{20} harga-harga yang diketahui. Pertama-tama akan ditinjau mengenai pengujian hipotesis nol:

$H_0 : \theta_2 = \theta_{20}$, melawan salah satu alternatif

$H_1 : \theta_2 \neq \theta_{20}$, atau mungkin

$H_1 : \theta_2 < \theta_{20}$, atau

$H_1 : \theta_2 > \theta_{20}$,

Dengan asumsi-asumsi :

1. ε_i saling bebas, artinya berapapun harga ε_1 tidak akan mempengaruhi harga ε_2 dan seterusnya.
2. Untuk setiap harga X tertentu terdapat harga-harga Y yang mengikuti distribusi tertentu dengan varians yang sama/homogen.
3. ε_i harus mengikuti distribusi normal identik dengan rata-rata 0 dan varians σ^2

- *Catatan :*

a) *Asumsi 1 dan 2 berlaku kalau ingin mencari/menghintung persamaan regresi (b_0 dan b_1).*
b) *Jika akan menguji hipotesis syarat 1,2,3 harus dipenuhi dan $\varepsilon_i = y_i - y_1$*

Statistik uji yang digunakan adalah :

$$t = \frac{b - \theta_{20}}{b_b}$$

Dengan dk untuk distribusi t diambil (n-2). Kriteria pengujian, seperti biasa ditentukan oleh bentuk alternatif H_1 . untuk alternatif $\theta_2 \neq \theta_{20}$ Misalnya tolak hipótesis H_0 jika $t \geq t_1 - 1/2\alpha$ atau $t \leq t_1 - 1/2\alpha$ dengan distribusi t yang digunakan mempunyai dk = (n-2) dan α menyatakan taraf nyata pengujian.

Hal khusus dari $H_0 : \theta_2 = \theta_{20}$ ialah apabila $\theta_2 = 0$,jadi $H_0 : \theta_2 = 0$. dalam hal ini pengujian $H_0 : \theta_2 = 0$. Berarti pengujian bahwa Y independen dari pada X dalam pengertian linier. Ini berarti pula bahwa dalam hubungan linier tidak ada haga X yang dapat dipakai untuk meramalkan Y, atau untuk harga X berapapun, Y harganya tetap.

Uji independen antara X dan Y , tepatnya pengujian $H_0 : \theta_2 = 0$, dapat pula ditempuh dengan menggunakan análisis varians, dan untuk memudahkan, satuan-satuan yang perlu sebaiknya disusun dalam sebuah daftar sehingga didapat daftar análisis varians disingkat ANAVA. Sumber variasi yang diperlukan yaitu :

1. Jumlah kuadrat total/JK (T) = $\sum Y^2$
2. Jumlah kuadrat regresi $(b_0)/JK(b_0) = \frac{\sum Y^2}{n}$
3. Jumlah kuadrat regresi $(b_1/b_0)/JK(b_1/b_0) = \frac{b_1\left(\sum XY^2 - \left(\sum X\right)\left(\sum Y\right)\right)}{n}$
4. Jumlah kuadrat sisa $(S)/JK(S) = JK(T) - JK(b_0) - JK(b_1/b_0)$

5. Jumlah kuadrat galat $(G)/JK(G) = \dfrac{\left\{\sum Y^2 - \left(\sum Y\right)^2\right\}}{n}$

6. Jumlah kuadrat tuna cocok (TC)/JK(TC) = JK(S) – JK(G)

Daftar Anava Untuk Regresi Linier Sederhana

Sumber variasi	dk	JK	RJK	F
Total	n	JK(T)		
Koefesien reg (b_0)	1	JK(b_0)	JK(b_0)	
Koefesien reg (b_0/b_1)	1	JK(b_0/b_1)	JK(b_0/b_1)	JK(b_0/b_1)
Sisa	n-2	JK(S)	$\frac{JK(S)}{n-2}$	JK(S)
Tuna cocok (TC)	k-2	JK(TC)	$\frac{JK(TC)}{k-2}$	$\frac{RJK(TC)}{RJK(G)}$
Galat	n-k	JK(G)	$\frac{JK(G)}{n-k}$	

Kriteria uji yang digunakan adalah uji F yang mana:

Tolak H_0 jika F_{hitung} > dari $F_{(\alpha, k-2, n-k)}$ dan terima H_0 dalam hal lainnya.

2.4 Pengujian Hipotesis – Hipotesis tentang α dan β

Para peneliti sering menguji hipotesis-hipotesis tentang salah satu atau kedua parameter α dan β. dalam bagian ini, kita membicarakan sebuah metoda untuk menguji secara serentak hipotesis nol yang menyatakan bahwa $\alpha = \alpha_0$ dan $\beta = \beta_0$ serta dua buah metoda untuk menguji hipotesis nol bahwa $\beta = \beta_0$

2.4.1 Metoda Brrown – Mood

Metoda untuk menguji hipotesis-hipotesis tentang α dan β berikut ini dikemukakan oleh Brown dan Mood. Adapun penggunaan metoda ini harus memenuhi suatu asumsi, yaitu : Data untuk analisis terdiri atas n pasangan hasil pengamatan (X_1, Y_1), (X_2, Y_2),….. (X_n, Y_n) Dengan variable-variabel X dan Y yaitu kontinyu, dan masing-masing hasil pengamatan (X_i, Y_i) diperoleh dari pengukuran terhadap unit asosiasi yang sama.

Hipotesisnya adalah : $H_0 : \alpha = \alpha_0, \beta = \beta_0$, melawan

$$H_1 : \alpha \neq \alpha_0, dan / atau \beta \neq \beta_0$$

Dengan statistik ujinya :

$$X^2 = \frac{8}{n}\left[\left(n_1 - \frac{n}{4}\right)^2 + \left(n_2 - \frac{n}{4}\right)^2\right]$$

Yang mana : n_1 = banyaknya titik diatas garis regresi yang dihipotesiskan dan disebelah kiri garis vertical yang ditarik melalui median nilai-nilai X. n_2 = banyaknya titik diatas garis regresi yang dihipotesiskan dan disebelah kanan garis vertikal yang ditarik melalui median nilai-nilai X, yang kurang lebih memiliki distribusi kai-kuadrat dengan derajat bebas dua bila H_0 benar dan n tidak terlalu kecil. Tate dan Clelland mengungkapkan bahwa aproksimasi tersebut biasanya berhasil dengan baik bila n sekitar 10 atau lebih. Kaidah pengambilan keputusan, jika nilai X hasil perhitungan lebih besar daripada nilai kai-kuadrat dalam tabel untuk derajat bebas dua dan nilai taraf nyata yang telah ditentukan, kita dapat menolak hipotesis nol pada taraf nyata tersebut.

Untuk penyeragaman dan kontinuitas serta relevannya teori dan aplikasi untuk uji tanda sampel tunggal pada X^2 penyesuaian dilakukan agar relevan dengan metoda baru yang akan digunakan adapun koreksi statistik uji yang relevan ialah:

$$L_t = \frac{[1+\text{sgn}(R_i)]}{2}$$

...(2.4) Dimana : $R_i = y_i - \hat{y}_i$

$$\text{sgn}(R_i) = \begin{cases} +1, & jika\ \ y_i > y_j \\ 0, & jika\ \ y_i = y_j \\ -1, & jika\ \ y_i < y_j \end{cases}$$

Dalam analisis regresi, kita biasanya lebih tertarik pada β, yakni condong garis regresi populasi. Apabila kita hanya ingin menguji hipotesis nol tentang β- misalnya, $H_0 : \beta = \beta_0$ Yang diperlawankan terhadap $H1 : \beta \neq \beta_0$ Kita boleh menggunakn prosedur yang diusulkan olaeh Brown dan Mood. Statistik uji yang digunakan adalah :

$$X_b^2 = \frac{16}{n}\left(n_1 - \frac{n}{4}\right)^2$$

...(2.5)

Yang mana n_1 adalah banyaknya titik yang terletak diatas garis $Y = a + \beta_0 X$ Dan disebelah kiri median nilai-nilai X. Jika H_0 benar, statistik uji ini kurang lebih memiliki distribusi kai-kuadrat dengan derajat bebas satu, asalkan n cukup besar.Tate dan Clelland menganjurkan penggunaan aproksimasi kai-Kuadrat ini untuk n = 20 atau lebih besar.

2.4.2 Metoda Theil

Sebuah metode lain untuk menguji $H_0 : \beta = \beta_0$ telah diusulkan oleh Theil. Metode Theil ini disusun berdasarkan statistik Tau Kendal, yang mempunyai asumsi-asumsi sebagai berikut :

1. Model yang sesuai untuk ini adalah ; $Y_i = \alpha + \beta X_i + e_i,\ \ i = 1,2,3,.....,n$
2. Dengan X_i adalah kostanta-kostanta yang diketahui dan α serta β adalah parameter-parameter yang diketahui.

3. Untuk masing-masing nilai X_i terdapat sebuiah subpopulasi nilai-nilai Y.
4. Y_i adalah harga yang teramati dari variable Y yang acak dan kontinyu untuk nilai X_i.
5. Semua nilai X_i berbeda (tidak ada angka sama), dan kita menetapkan $X_1<X_2<\ldots<X_n$
6. Nilai-nilai e_i saling independen dan berasal dari populasi kontinyu yang sama .

Hipotesis-hipotesis :

A. (Dua-sisi) : $H_0 : \beta = \beta_0 \quad H_1 : \beta \neq \beta_0$

B. (Satu-sisi) : $H_0 : \beta \leq \beta_0 \quad H_1 : \beta > \beta_0$

C. (Satu-sisi) : $H_0 : \beta \geq \beta_0 \quad H_1 : \beta < \beta_0$

Statistik uji :

Sebagaimana yang telah dijelaskan, karena prosedur yang digunakan adalah prosedur yang disusun berdasarkan statistik Tau Kendall, maka statistik ujinya adalah statistik uji Tau Kendall yaitu:

$$\hat{\tau} = \frac{S}{n(n-1)/2}$$

…(2.6)

Dimana S=P –Q

P adalah banyaknya perbandingan $(Y_i - \beta_0 X_i, Y_j - \beta_0 X_j)$ yang berurutan wajar, dan Q banyaknya perbandingan seperti diatas yang berurutan terbalik.

Kaidah pengambilan keputusan

Kaidah pengambilan keputusan untuk ketiga pasangan hipotesis diatas adalah sebagai berikut :

A. (Dua-sisi) : Tolak H_0 pada taraf nyata α jika nilai $\hat{\tau}$ hasil perhitungan positif dan lebih besar $\tau*$ dalam tabel untuk n dan $\alpha/2$, atau negative dan lebih kecil daripada negative nilai $\tau*$untuk n dan $\alpha/2$
B. (Satu-sisi) : Tolak H_0 pada taraf nyata α jika nilai $\hat{\tau}$ hasil perhitungan positif dan lebih besar $\tau*$ dalam tabel untuk n dan α
C. (Satu-sisi) : Tolak H_0 pada taraf nyata α jika nilai $\hat{\tau}$ hasil perhitungan lebih kecil daripada negative nilai $\tau*$ untuk n dan α

2.5 UJi Tanda untuk Sampel Tunggal

Uji tanda boleh jadi merupakan prosedur yang tertua dari semua prosedur nonparametrik. Prosedur ini disebut uji tanda, karena seperti yang akan kita lihat, data untuk analisis kita ubah menjadi serangkaian tanda plus atau jumlah tanda minus. Dengan demikian statistic uji yang digunakan adlah jumlah tanda plus atau julah tanda minus.

Asumsi-asumsi:

a. Sampel yang tersedia untuk analisis adalah sampel acak dari suatu populasi dengan median M yang belum diketahui.
b. Variabel yang kita minati diukur sekurang-kurangnya dengan skala ordinal.
c. Variabel yang kita minati kontinyu. Semua nilai sampel yang berjumlah n berturut-turut diberi notasi $X_1, X_2, \ldots, X_n$.

Hipotesis-hipotesis:

a. (Dua – sisi) : $H_0 : M = M_0$ $H_1 : M \neq M_0$

b. (Satu - sisi) : H_0 : $M \leq M_0$ $H_1 : M > M_0$

c. (Satu – sisi) : H_0 : $M \geq M_0$ $H_1 : M < M_0$

Statistik uji :

Catat semua tanda selisih yang diperoleh dari pengurangan masing-masing nilai sampel dengan median hipotesis M_0. Jadi catatlah tanda n buah selisih, $X_i - M_0$, dengan i= 1,2,3,...,n.

Jika hipotesis nol besar – yaitu, jika median populasi sungguh sama dengan M kita berharap bahwa sampel acak dari populasi tersebut memiliki tanda plus yang sama banyak dengan tanda minus bila bila ke-n buah selisih $X_i - M_0$ telah dihitung. kalau dari pengamatan kita mendapatkan suatu jumlah tanda, entah plus atau minus, yang cukup kecil, maka hipotesis nol A kita tolak, bila jumlah tanda plus yang cukup kecil, kita menolak hipotesis nol B, sedangan bila jumlah tanda plus yang cukup kecil, kita menolak hipotesis nol C. dengan demikian, statistik uji untuk hipotesis A adalah jumlah plus atau tanda minus, mana pun yang lebih kecil. Statisik uji untuk hipotesis B adalah jumlah tanda minus, danstatistik uji untuk hipotesis C adalah jumlah tanda plus.

Kaidah pengambilan keputusan:

Kaidah pengambilan keputusan untuk masing-masing hipotesis yang mungkin adalah sebagai berikut:

A. Tolaklah H_0 pada taraf nyata α jika peluang untuk mendapatkan tanda yang sama sedikit dengan (atau lebih sedikit dari) tanda yang jarang muncul dalam suatu sampel acak berukuran n, bila H_0 benar, adalah kurang dari atau sama dengan $\alpha/2$.

B. Tolaklah H_0 pada taraf nyata α jika peluang untuk mendaopatklan tanda minus yang sama sedikit (atau lebih sedikit dari) yang sungguh-sungguh teramati dalam suatu sampel acak berukuran n, bila H_0 benar, adalah kurang atau sama dengan α

C. Tolaklah H_0 pada taraf nyata α jika peluang untuk mendapatkan tanda plus yang sama sedikit dengan (atau lebih sedikit dari) yang sungguh-sungguh teramati, bila H_0 benar, adalah kurang dari atau sama dengan α

2.6 Koefesien Korelasi Tau Kendall

Koefesien korelasi Tau Kendall adalah sebuah ukuran keeratan. Symbol yang digunakan adalah τ untuk ukuran asosiasi ini bila mengacu pada populasi atau untuk menyatakan parameter populasi dan $\hat{\tau}$ untuk menyatakan statistik sampelnya.

Sasaran yang hendak dicapai apabila kita menggunakan $\hat{\tau}$. Kendall untuk maksud-maksud inferensi adalah menguji hipotesis nol yang menyatakan bahwa X dan Y bebas (yang secara tidak langsung menyatakan bahwa $\hat{\tau}$ = 0) ketika diperlawankan dengan salah satu dari hipotesis-hipotesis tandingan berikut : $\tau \neq 0,\quad \tau > 0,$ Atau $\tau < 0$ kita boleh menafsirkan hipotesis tandingan $\tau \neq 0$ sebagai pernyataan tentang adanya asosiasi antar X dan Y. dalam pada itu, kita menafsirkan $\tau > 0$ sebagai pernyataan untuk menunjukan adanya asosiasi yang lurus antara X dan Y, dan $\hat{\tau} < 0$ untuk menunjukan bahwa X dan Y berasosiasi secara invers.

Asumsi-asumsi:

a. Data yang tersedia merupakan sebuah sampel acak yang terdiri atas n pasangan hasil pengamatan (X_i,Y_i), entah angka atau bukan angka. Masing-masing pasangan hasil pengamatan diperoleh dari dua pengukuran yang dilakukan terhadap unit asosiasi yang sama.

b. Data sekurang-kurangnya diukur pada skala ordinal sehingga kita dapat memeringkat masing-masing nilai X dalam hubungannya dengan nilai-nilai X lain yang termati, dan masing-masing nilai y dalam hubungannya dengan nilai-nilai Y lain yang teramati.

Hipotesis-hipotesis:

a. (Dua – sisi)

$H_0 : X \ dan Y \ bebas$

$H_1 : \tau \neq 0$

b. (Satu - sisi)

$H_0 : X \ dan Y \ bebas$

$H_1 : \tau > 0$

c. (Satu – sisi)

$H_0 : X \ dan Y \ bebas$

$H_1 : \tau < 0$

Statistik uji :

Statistik uji disini, yang juga merupakan ukuran asosiasi dalam sampel, adalah :

$$\hat{\tau} = \frac{S}{n(n-1)/2}$$

Dengan n adalah banyaknya (X,Y) yang diamati (atau banyaknya peringkat). Untuk mendapatkan S, dan dengan sendirinya $\hat{\tau}$, kita bekerja dengan tahapan-tahapan sebagai berikut:

1. Susunlah pasangan-pasangan (X_i,Y_i) dalam sebuah kolom menurut besarnya nilai-nilai X, dari nilai X yang paling kecil. Disini kita mengatakan bahwa nilai-nilai X berada dalam urutan yang wajar (natural order).
2. Perbandingan setiap nilai-nilai Y, satu demi satu, dengan setiap nilai Y yang ada disebelah bawahnya. Dalam melakukan

perbandingan ini, kita mengatakan bahwa suatu pasangan nilai-nilai Y (Y yang diperbandingkan dan Y yang dibawahnya) berada dalam urutan yang wajar bila Y yang dibawah lebih besar dari Y yang diatasnya. Dslsm psds itu kita mengatakan bahwa suatu pasangan nilai-nilai Y yang berada dalam urutan terbalik (reverse natural order) bila Y yang dibawah lebih kecil dari pada yang diatasnya.

3. Tetapkan P sebagai banyaknya pasangan berurutan wajar dan Q banyaknya pasangan berurutan terbalik.
4. S = P – Q. dengan perkataan lain, S dalam persamaan … sama dengan beda atau selisih antara P dan Q.

2.7 Uji Hipotesis J.F Lancaster dan Dana Quade.

Uji J.F Lancaster dan Dana Quade adalah merupakan gabungan dari teori uji Tau Kendall dan teori uji Tanda. Dari penggabungan dua teori ini diharapkan dapat menghasilkan suatu metoda analisis untuk data dengan asumsi tertentu, dengan hasil yang lebih baik dari pada penggunaan metode yang sudah ada sebelumnya, (belum digabungkan). Gabungan dari kedua uji tersebut digunakan untuk model regresi linier, jadi uji nonparametrik J.F Lancaster dan Dana Quade adalah untuk suatu model linier sederhana.

Berdasarkan pada pendugaan kita mempunyai $y_i,\ i = 1,2,3,.....,n.$ mengikuti regresi llinier sederhana dengan model $y_i = a + \beta_{Xi} + \varepsilon_i$ dimana x_i adalah konstanta dan ε_i adalah variable acak dari suatu distribusi kontinyu dengan median = 0.

Hiposisnya adalah :

$$H_0 : \begin{pmatrix} \alpha \\ \beta \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \alpha_0 \\ \beta_0 \end{pmatrix} \ \ melawan\ \ H_1 : \begin{pmatrix} \alpha \\ \beta \end{pmatrix} \neq \begin{pmatrix} \alpha_0 \\ \beta_0 \end{pmatrix}$$

Adapun statistic uji yang digunakan adalah statistic uji C J.F Lancaster dan Dana Quade yaitu:

$$C = \frac{\left[9n(n-1)T^2\right]}{2(2n+5)} + \frac{(2L-n)^2}{n}$$

...(2.7)

Dalam hal ini :

$$T = \frac{2}{\left[n(n-1)\right]} \sum \sum_{i<j} \operatorname{sgn}\left[(R_i - R_j)(X_i - X_j)\right]$$

...(2.8)

Dimana untuk sgn $L_t = \frac{\left[1 + \operatorname{sgn}(R_i)\right]}{2}$ $= 1 \ jika \ R_i > 0$

$= 0 \ jika \ R_i < 0$

...(2.9)

Sisa ke-i : $R_i = y_i - a_0 - \beta_0 x_i$

Dimana untuk sgn $\left[(R_i - R_j)(X_i - X_j)\right]$ merupakan tanda untuk uji Kendall. Aturan untuk melihat selisih tanda yang ada pada X adalah :

$$\operatorname{sgn}(X_i - X_j) = \begin{cases} +1, \ jika \ X_i > X_j \\ 0, \ jika \ X_i = X_j \\ -1, \ jika \ X_i < X_j \end{cases}$$

Untuk sgn R_i pada L diperoleh dari $y_i - \hat{y}_i$ dimana untuk $\hat{y}_i$, diperoleh dari rumus regresi linier sederhana yaitu : $\hat{Y} = a + bx$ yang mana α ditaksir oleh a dan β ditaksir oleh b sehigga model diperoleh : $\hat{y}_i = a + bx_i$, kemudian cara perhitungan tandanya sama menggunakan aturan selisish diatras hamnya symbol X diganti dengan R yaitu:

$$\operatorname{sgn}(R_i - R_j) = \begin{cases} +1, \ jika \ R_i > R_j \\ 0, \ jika \ R_i = R_j \\ -1, \ jika \ R_i < R_j \end{cases}$$

Kaidah pengambilan keputusan untuk pengujian hipotesis tersebut diatas dilakukan sebagai berikut; untuk ukuran kecil, n ≤15 dengan taraf arti α maka Ho diterima jika C $_{hitung}$ < C $_{table}$, dalam hal lainnya ditolak.

Jika ukuran sampel kecil nilai-nilai kritis untuk berbagai taraf arti disajikan dalam table journal, lihat lampiran. Jika ukuran sampel relative besar, maka statistik:

$$Z_1 = \frac{(T - E_0(T))}{\sqrt{V_0(T)}}$$

...(2.10)

Akan mengikuti distribusi normal standar, dalam hal ini:

$E_0(T) = 0$ dan Variansnya $V_0(T) = \dfrac{2(2n+5)}{9n(n-1)}$

Demikian pula statistik :

$$Z_2 = \frac{(T - E_0(T))}{\sqrt{V_0(T)}}$$

...(2.11)

Akan mengikuti distribusi normal standar, dengan rata-rata $E_0(L) = n/2$ dan variansinya $V_0(L) = n/4$ berdasarkan persamaan (2.6.6) dan (2.6.6) diatas uji hipotesis Persamaaan (2.6.1) dapat digunakan statistic uji: $C = Z_1^2 + Z_2^2$ statistic uji C ini akan mendekati chi-kuadrat dengan derajat kebebasan 2. Untuk taraf keberartian α , tolak H_0 jika $C_{hitung} > X^2_{(2,\alpha)}$, dalam hal ini $X^2_{(2,\alpha)}$ diperoleh dari distribusi chi kuadrat. Menurut J.F Lancaster dan Dana Quade, uji C bila dibandingkan dengan uji klasik F relative lebih efesien.