

KORELASI POLISERIAL UNTUK PENDUGAAN PARAMETER *STRUCTURAL EQUATION MODELING* (SEM)

Oleh :
Nur Rusliah *)
Prof. Dr. Dra. Susanti Linuwih, M.Stat
Dra. Kartika Fitriyani, M.Si.

ABSTRAK

Structural Equation Modelling (SEM) adalah suatu teknik analisis multivariabel yang dapat digunakan untuk mendeskripsikan keterkaitan hubungan linear secara simultan variabel-variabel pengamatan, yang sekaligus melibatkan variabel laten yang tidak dapat diukur secara langsung. Pada umumnya, SEM mengasumsikan bahwa variabel pengamatan adalah variabel kontinu yang berdistribusi multinormal. Padahal dalam penelitian pemasaran maupun penelitian sosial sering dijumpai bahwa jenis data pengamatan dapat berupa variabel tak kontinu maupun variabel kontinu. Oleh karena itu bila digunakan prosedur pendugaan umum, diduga hasilnya akan bias. Penelitian ini bertujuan untuk mencari penduga korelasi poliserial, sebagai ukuran asosiasi antara data tak kontinu (ordinal) dengan data kontinu dan membandingkan bias yang ditimbulkan oleh penggunaan korelasi poliserial pada pendugaan parameter SEM dibandingkan dengan penggunaan korelasi produk momen Pearson.

Dengan menggunakan metode Maksimum Likelihood, bentuk pendugaan korelasi poliserial adalah:

$$\hat{r} = \frac{\sum_{k=1}^n z_k}{n \left(t_j + t_{j-1} - \left[\frac{f(t_j^*)t_{j-1} + f(t_{j-1}^*)t_j}{f(t_j^*) - f(t_{j-1}^*)} \right] \right)}$$

Hasil simulasi menunjukkan bahwa untuk model SEM yang diacu dari penelitian Wheaton et al. (1977), secara keseluruhan penggunaan matriks korelasi poliserial pada pendugaan parameter SEM untuk data berskala ordinal berdistribusi Uniform Diskrit (5) dan data kontinu berdistribusi Normal Standart lebih tidak berbias dibandingkan penggunaan matriks korelasi produk momen khususnya jumlah sampel kurang dari N=175. Jika jumlah sampel N=325 atau lebih, penggunaan korelasi poliserial dan korelasi produk momen Pearson pada pendugaan parameter SEM akan menghasilkan bias yang relatif sama. Korelasi poliserial lebih cocok digunakan pada pendugaan parameter SEM karena secara keseluruhan variansi dugaan parameter SEM oleh korelasi poliserial lebih kecil dibandingkan korelasi pearson..

Kata kunci: *Korelasi Poliserial, Structural Equation Modelling (SEM), Maksimum Likelihood.*

*) Mahasiswa S2 Statistika ITS

I. PENDAHULUAN

1.1. Latar Belakang

Structural Equation Modelling (SEM) adalah suatu teknik analisis multivariabel yang dapat digunakan untuk mendeskripsikan keterkaitan hubungan linear secara simultan variabel-variabel pengamatan, yang sekaligus melibatkan variabel laten yang tidak dapat diukur secara langsung. Model yang merupakan penggabungan teknik analisis faktor (*Factor Analysis*) dan analisis jalur (*Path Analysis*) ini telah dimanfaatkan secara luas guna memecahkan berbagai masalah ilmu-ilmu pemasaran, sosial dan ilmu-ilmu perilaku. Seperti studi tentang pengaruh waktu tunggu dengan kepuasan pelayanan (Pruyn dan Smidts, 1998), pengaruh kepuasan kerja terhadap kinerja pegawai (Kushariyanti, 2003). Bahkan model ini juga dapat diterapkan dalam perumusan perencanaan pembangunan ekonomi nasional. Berbagai faktor sumberdaya alam, sumberdaya manusia, teknologi dan kapasitas terpasang sebagai modal dasar pembangunan dapat dimodelkan dengan SEM.

Dalam proses pendugaan parameternya, SEM menggunakan matriks *covarians*. Oleh karena itu, model lebih populer dikenal dengan model LISREL (*Linear Structural Relationships*). Pada umumnya, SEM mengasumsikan bahwa variabel-variabel pengamatan adalah variabel kontinu yang berdistribusi multinormal. Dalam hal ini, dasar pendugaan parameter model menggunakan matriks *covarians*, tetapi dapat juga menggunakan matriks korelasi produk momen Pearson. Sementara dalam penelitian pemasaran maupun penelitian sosial sering dijumpai bahwa jenis data pengamatan dapat berupa variabel tak kontinu maupun variabel kontinu, karena biasanya data dikumpulkan melalui kuesioner dengan skala ordinal, interval dan rasio. Oleh karena itu, bila digunakan prosedur pendugaan umum, diduga hasilnya akan bias. Beberapa literatur menyebutkan bahwa ukuran korelasi antara data ordinal dengan data kontinu dapat digunakan korelasi poliserial (Drasgow, 1985; dan Jöreskog dan Sörbom, 1996a).

Penelitian tentang penggunaan matriks korelasi polikhorik, sebagai ukuran asosiasi data ordinal, untuk pendugaan parameter SEM sudah dilakukan oleh Suwarno (2001), dengan hasil bahwa dengan menggunakan matriks korelasi polikhorik untuk pendugaan parameter SEM lebih tidak berbias dibandingkan menggunakan matriks korelasi produk momen Pearson. Sebagai kelanjutan dari penelitian tersebut, maka pengkajian tentang bentuk pendugaan korelasi poliserial dan bias yang ditimbulkan oleh penggunaan korelasi poliserial untuk pendugaan parameter SEM akan dilakukan dalam penelitian ini.

1.2. Permasalahan

Dari uraian yang melatarbelakangi penelitian ini, maka permasalahan yang ingin diangkat adalah

1. Bagaimana bentuk pendugaan korelasi poliserial, sebagai ukuran asosiasi antara data ordinal dan data kontinu dengan metode Maksimum Likelihood.
2. Bagaimana bias yang ditimbulkan oleh penggunaan korelasi poliserial pada pendugaan parameter SEM dibandingkan dengan penggunaan korelasi produk momen Pearson.

1.3. Tujuan

Berdasarkan rumusan permasalahan diatas, maka tujuan yang ingin adalah:

1. Mengetahui bentuk pendugaan korelasi poliserial dengan metode Maksimum Likelihood.

2. Membandingkan bias yang ditimbulkan oleh penggunaan korelasi poliserial pada pendugaan parameter SEM dengan penggunaan korelasi produk momen Pearson dengan cara simulasi.

1.4. Manfaat Penelitian

Penelitian ini diharapkan dapat memberikan manfaat dalam mengembangkan wawasan analisis Statistika, terutama yang berkaitan dengan korelasi poliserial dan *Structural Equation Modelling* (SEM).

1.5. Batasan Penelitian

Penelitian ini menggunakan data hasil pembangkitan yang terdiri atas tiga variabel laten dan enam variabel pengamatan, dimana distribusi dari tiga variabel pengamatan adalah Uniform Diskrit (5) dan tiga sisanya berdistribusi Normal Standart. yang didasarkan dari hasil penelitian Wheaton *et al.* (1977), diacu dalam Joreskog & Sorbom (1996a).

II. METODE PENELITIAN

1. Mengetahui pendugaan korelasi poliserial:

- Menentukan *join density function* n pengamatan dari sebuah sampel (x_i, d_i) adalah:

$$f(x_k, d_k) = f(x_k) \Pr(D = d_k | x_k)$$

$$\text{Dimana } f(x_k) = \frac{1}{\sqrt{2ps}} \exp \left[-\frac{1}{2} \left(\frac{x_k - m}{s} \right)^2 \right]$$

- Menentukan fungsi likelihood

$$L = \prod_{k=1}^n f(x_k) \cdot \Pr(D = d_k | x_k)$$

$$L = \prod_{i=1}^n \frac{1}{\sqrt{2ps}} \exp \left[-\frac{1}{2} \left(\frac{x_k - m}{s} \right)^2 \right] [f(t_j^*) - f(t_{j-1}^*)]$$

- Menentukan penduga korelasi poliserial dengan memaksimumkan $l = \log L$ yang berkaitan pada parameter ρ .

2. Membandingkan bias yang ditimbulkan oleh penggunaan korelasi poliserial pada pendugaan parameter SEM dengan penggunaan korelasi produk momen Pearson dengan cara simulasi.

1. Membangkitkan data:

§ Menentukan matriks korelasi populasi.

§ Membangkitkan data berskala pengukuran ordinal berdistribusi uniform diskrit (5) dan data berskala normal standart dengan menggunakan matriks korelasi populasi dengan ukuran sampel $N = 25, 50, 75, 175, 325$ dan 500. Data ordinal dibuat dengan 5 kategori yaitu skor 1, 2, 3, 4, 5 dengan peluang terpilihnya masing-masing kategori adalah sama, sehingga peluangnya masing-masing adalah 1/5.

§ Pembangkitan diulang sebanyak 600 kali untuk masing-masing ukuran sampel.

Proses pembangkitan data dengan bantuan program PRELIS 2.30 (Joreskog & Sorbom, 1996b) dalam paket program LISREL 8.30

2. Mendapatkan matriks korelasi poliserial dan Pearson dari data hasil bangkitan dengan bantuan paket program PRELIS 2.30.
3. Menggunakan matriks korelasi poliserial untuk menduga parameter SEM.
4. Menghitung taksiran bias pendugaan, dimana bias adalah selisih antara nilai harapan suatu statistik dengan parameternya. Misalkan T adalah statistik yaitu penduga parameter q , maka bias dugaan parameter q dilambangkan dengan $b(q)$ dapat dinyatakan dengan: $b(q) = E(T) - q$, dengan $E(T)$ menunjukkan nilai harapan atau nilai tengah dari T.
5. Menghitung rata-rata taksiran bias pendugaan.
6. Menghitung variansi taksiran bias pendugaan.
7. Mengulangi langkah 3 sampai 6 untuk korelasi pearson.
8. Membandingkan rata-rata taksiran bias, yang lebih dekat dengan nol menunjukkan metode yang digunakan lebih baik.
9. Membandingkan variansi taksiran bias, variansi yang lebih kecil menunjukkan metode yang digunakan lebih baik.
10. Melakukan langkah-langkah di atas untuk beberapa ukuran contoh.
11. Melakukan pengujian hipopenelitian antara rata-rata taksiran bias penduga parameter yang dihasilkan oleh penggunaan korelasi poliserial dengan korelasi pearson untuk semua ukuran sampel

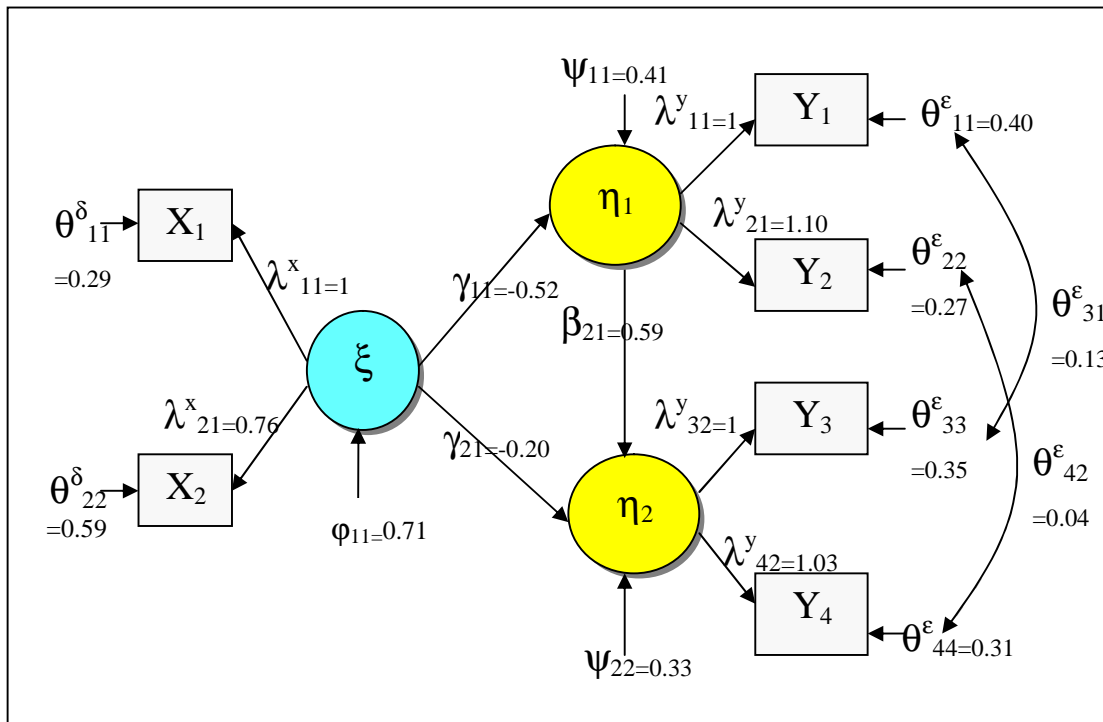
Data adalah data simulasi hasil bangkitan komputer, dengan ciri data berupa data ordinal dan data kontinu. Sebagai dasar pembangkitan data, digunakan model dari hasil penelitian Wheaton et al. (1977), diacu dalam Joreskog & Sorbom (1996a) yang digambarkan oleh diagram lintas yang terdapat pada Gambar 1. Alasan digunakannya model ini adalah kelengkapan dan kesederhanaannya. Lengkap dalam artian, model ini memuat variabel laten eksogen dan endogen. Sedangkan sederhana karena model ini hanya terdiri atas enam variabel pengamatan (Y_1, Y_2, Y_3, Y_4, X_1 dan X_2) dan tiga variabel laten (ξ, η_1 dan η_2). Adapun spesifikasi parameter model bersesuaian dengan diagram lintas pada Gambar 3.1. adalah:

$$\Lambda_y = \begin{bmatrix} I_{11}^y & 0 \\ I_{21}^y & 0 \\ 0 & I_{32}^y \\ 0 & I_{42}^y \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1.00 & 0 \\ 1.10 & 0 \\ 0 & 1 \\ 0 & 1.03 \end{bmatrix}, \quad \Lambda_x = \begin{bmatrix} I_{11}^x \\ I_{21}^x \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1.00 \\ 0.76 \end{bmatrix}, \quad B = \begin{bmatrix} 0 & 0 \\ b_{21} & 0 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & 0 \\ 0.59 & 0 \end{bmatrix}$$

$$\Gamma = \begin{bmatrix} g_{11} \\ g_{21} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -0.52 \\ -0.20 \end{bmatrix}, \quad \Psi = \text{diag}(y_{11}, y_{22}) = \text{diag}(0.41, 0.33),$$

$$\Phi = j_{11} = 0.71, \quad \Theta_d = \text{diag}(q_{11}^d, q_{22}^d) = \text{diag}(0.29, 0.59), \text{ dan}$$

$$\Theta_e = \begin{bmatrix} q_{11}^e & & & \\ 0 & q_{22}^e & & \\ q_{31}^e & 0 & q_{33}^e & \\ 0 & q_{42}^e & 0 & q_{44}^e \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.40 & & & \\ 0 & 0.27 & & \\ 0.13 & 0 & 0.35 & \\ 0 & 0.04 & 0 & 0.31 \end{bmatrix}$$



Gambar 1 : Diagram Lintas Model

III. HASIL PENELITIAN DAN PEMBAHASAN

3.1. Penduga Korelasi Poliserial

Korelasi poliserial adalah suatu ukuran keeratan antara dua variabel yaitu variabel ordinal dan variabel kontinu. Korelasi ini adalah generalisasi dari korelasi biserial yang diestimasi dari dua buah data, dimana salah satunya merupakan variabel normal yang telah mengalami *polychotomized* menjadi r kategori yang terurut dan variabel lainnya adalah variabel normal yang tidak ditransformasi.

Untuk mendapatkan penduga korelasi poliserial, digunakan metode maximum likelihood (ML). Misalkan x_i merupakan pengamatan yang berupa variabel kontinu yang berdistribusi normal dan d_i adalah pengamatan yang berupa variabel ordinal sehingga *joint density function* n pengamatan dari sebuah sampel (x_i, d_i) adalah

$$f(x_k, d_k) = f(x_k) \Pr(D = d_k | x_k)$$

$$= \frac{1}{\sqrt{2\pi}s} \exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{x_k - m}{s}\right)^2\right] \cdot (\Phi(t_j^*) - \Phi(t_{j-1}^*)) \quad j=1,2,\dots,s$$

Dimana $t_j^* = \frac{t_j - rz_k}{(1 - r^2)^{1/2}}$

Sehingga fungsi likelihood yang terbentuk adalah:

$$L = \prod_{k=1}^n \frac{1}{\sqrt{2\pi s}} \exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{x_k - m}{s}\right)^2\right] \left[\Phi\left(\frac{t_j - rz_k}{\sqrt{1-r^2}}\right) - \Phi\left(\frac{t_{j-1} - rz_k}{\sqrt{1-r^2}}\right) \right]$$

Selanjutnya menentukan penduga korelasi poliserial dengan memaksimumkan $l = \log L$ yang berkaitan pada parameter ρ . Diperoleh hasil sebagai berikut:

$$\frac{\partial l}{\partial r} = \sum_{k=1}^n \left\{ \frac{1}{\Pr(d_k | x_k)} \frac{1}{(1-r^2)^{3/2}} \left[f(t_j^*)(t_j r - z_k) - f(t_{j-1}^*)(t_{j-1} r - z_k) \right] \right\} = 0$$

Selanjutnya melakukan penyederhanaan dengan cara menambahkan persamaan berikut:

$$f(t_j^*)(t_{j-1} r - z_k) - f(t_{j-1}^*)(t_j r - z_k) - f(t_j^*)(t_{j-1} r - z_k) + f(t_{j-1}^*)(t_j r - z_k) = 0$$

Persamaan (4.2) akan menjadi

$$\frac{1}{(1-r^2)^{3/2}} \left[\sum_{k=1}^n \frac{(f(t_j^*) - f(t_{j-1}^*)) \left((t_j r - z_k) + (t_{j-1} r - z_k) \right) - f(t_j^*)(t_{j-1} r - z_k) + f(t_{j-1}^*)(t_j r - z_k)}{f(t_j^*) - f(t_{j-1}^*)} \right] = 0$$

Akan didapatkan penduga korelasi poliserial sebagai berikut:

$$\hat{r} = \frac{\sum_{k=1}^n z_k}{n \left(t_j + t_{j-1} - \frac{f(t_j^*)t_{j-1} + f(t_{j-1}^*)t_j}{f(t_j^*) - f(t_{j-1}^*)} \right)}$$

3.2. Simulasi

Simulasi dilakukan untuk membandingkan taksiran bias yang timbulkan oleh penggunaan korelasi poliserial dan korelasi produk momen pearson pada pendugaan parameter SEM. Adapun yang dilakukan dalam simulasi adalah pembangkitan data, membentuk korelasi poliserial dan korelasi pearson yang digunakan untuk menduga parameter Model Struktural dan Model Pengukuran.

3.2.1. Pembangkitan Data

Hasil pembangkitan data diperoleh sejumlah 3600 gugusan data, dimana dari enam ukuran sampel yang berbeda ($N = 25, 50, 75, 175, 325$ dan 500) masing-masing diulang sebanyak 600 kali. Gugusan data tersebut digunakan untuk memperoleh matriks korelasi poliserial yang selanjutnya disingkat PLS dan matriks korelasi pearson yang selanjutnya disingkat PRS. Kemudian dari matrik korelasi PLS digunakan untuk menduga parameter SEM dan dicari rata-rata taksiran biasnya, begitu juga dengan matrik korelasi pearson.

3.2.2. Model Struktural

Parameter model struktural yang diduga adalah b_{21} (BE21), g_{11} (GA11), g_{21} (GA21), j_{11} (PH11), y_{11} (PS11) dan y_{22} (PS22). Nilai taksiran bias beserta variansinya dan hasil uji-T data berpasangan untuk membandingkan penggunaan PLS dan PRS dalam pendugaan parameter SEM terdapat pada Tabel 1 sampai Tabel 6.

Nilai taksiran bias untuk b_{21} pada Tabel 1, PLS terlihat lebih mendekati nilai nol dibandingkan PRS, ini berarti PLS lebih kecil taksiran biasnya, tetapi pada $N=325$ keatas taksiran bias yang dihasilkan keduanya hampir sama. Berdasarkan hasil pengujian dengan $\alpha = 5\%$ menunjukkan bahwa hanya pada $N=25$ terdapat perbedaan yang signifikan antara taksiran bias dugaan parameter hasil PLS dengan PRS. Dalam hal variansi, semakin besar ukuran sampel semakin kecil variansi pendugaan baik oleh PLS maupun PRS. Variansi pendugaan oleh PLS lebih kecil pada ukuran sampel $N=25, 50$ dan 175 . Dengan demikian dapat disimpulkan bahwa untuk ukuran sampel $N=325$ keatas penggunaan PLS dan PRS tidak ada perbedaan yang signifikan tetapi PRS memberikan variansi lebih kecil, sehingga PRS lebih disarankan.

Tabel 1. Taksiran bias dan variansi dugaan parameter untuk berbagai ukuran sampel (N) untuk parameter-parameter b_{21} (BE21) dan hasil uji-T data berpasangan.

JUMLAH SAMPEL	VARIANSI		TAKSIRAN BIAS (BE21)		P-VALUE
	PLS	PRS	PLS	PRS	
N=25	0,724626	0,975774	0,01323	0,063177	0,045*
N=50	0,140707	0,150274	0,00861	0,014002	0,617
N=75	0,046317	0,043747	0,001545	0,018568	0,088
N=175	0,014037	0,015169	-0,00167	0,006369	0,596
N=325	0,007393	0,007187	0,000272	0,005282	0,504
N=500	0,004938	0,004785	0,001158	0,005092	0,421

Ket: * : Terdapat perbedaan yang signifikan antara taksiran bias dugaan parameter hasil PLS dan PRS dengan $\alpha = 5\%$

Perilaku taksiran bias untuk g_{11} menunjukkan bahwa hasil PRS dan PLS terdapat perbedaan pada ukuran sampel $N=175$ ke bawah. Diketahui bahwa PLS lebih kecil dalam menghasilkan taksiran bias. Hasil pengujian di Tabel 2 menunjukkan bahwa tidak ada perbedaan yang signifikan antara taksiran bias dugaan parameter hasil PLS dan PRS untuk ukuran sampel $N=325$ keatas. Selain itu variansi dugaan parameter oleh PLS lebih kecil dibandingkan PRS. Dengan demikian, penggunaan PLS disarankan untuk ukuran sampel $N=175$ ke bawah, sedangkan untuk $N=325$ keatas PRS lebih disarankan.

Tabel 2. Taksiran bias dan variansi dugaan parameter untuk berbagai ukuran sampel (N) untuk parameter-parameter g_{11} (GA11) dan hasil uji-T data berpasangan.

JUMLAH SAMPEL	VARIANSI		TAKSIRAN BIAS (GA11)		P-VALUE
	PLS	PRS	PLS	PRS	
N=25	0,282431	0,348158	0,319874	0,322077	0,050*
N=50	0,0749358	0,086845	0,165927	0,19877	0,022*
N=75	0,04406	0,045445	0,041721	0,044834	0,002*
N=175	0,017693	0,018432	0,007575	0,007788	0,035*
N=325	0,008889	0,008138	0,003279	0,003585	0,785
N=500	0,005796	0,005319	0,00186	0,002235	0,742

Ket: * : Terdapat perbedaan yang signifikan antara taksiran bias dugaan parameter hasil PLS dan PRS dengan $\alpha = 5\%$

Disimpulkan dari Tabel 3, untuk parameter g_{21} , PLS dengan PRS menghasilkan taksiran bias yang hampir sama, kecuali pada N=25. Dalam hal variansi dugaan parameter yang terdapat pada Tabel 3, PLS lebih kecil variansinya dibandingkan PRS untuk ukuran sampel N=175 kebawah.

Tabel 3. Taksiran bias dan variansi dugaan parameter untuk berbagai ukuran sampel (N) untuk parameter-parameter g_{21} (GA21) dan hasil uji-T data berpasangan.

JUMLAH SAMPEL	VARIANSI		TAKSIRAN BIAS (GA21)		P-VALUE
	PLS	PRS	PLS	PRS	
N=25	0,818701	1,195425	-0,03851	-0,00405	0,045*
N=50	0,137372	0,190364	-0,00506	-0,00262	0,218
N=75	0,041526	0,04821	-0,00351	0,002554	0,163
N=175	0,015817	0,015817	-0,00248	-0,00248	0,843
N=325	0,007636	0,007476	0,00282	0,001469	0,817
N=500	0,005207	0,004804	0,002769	0,001675	0,907

Ket: * : Terdapat perbedaan yang signifikan antara taksiran bias dugaan parameter hasil PLS dan PRS dengan $\alpha = 5\%$

Tabel 4 sampai Tabel 6 menunjukkan nilai taksiran bias dugaan parameter untuk matriks covarians bagi x dan h yaitu parameter Φ dan Ψ . Untuk parameter j_{11} , pada Tabel 4, hasil pengujian menunjukkan tidak terdapat perbedaan taksiran bias antara PLS dan PRS untuk ukuran sampel N=325 keatas. Variansi dugaan parameter semakin kecil seiring semakin besarnya ukuran sampel.

Tabel 4. Taksiran bias dan variansi dugaan parameter untuk berbagai ukuran sampel (N) untuk parameter-parameter j_{11} (PH11) dan hasil uji-T data berpasangan.

JUMLAH SAMPEL	VARIANSI		TAKSIRAN BIAS (PH11)		P-VALUE
	PLS	PRS	PLS	PRS	
N=25	0,48315	0,573202	0,233088	0,302263	0,036*
N=50	0,28783	0,39408	0,149538	0,245506	0,005*
N=75	0,133619	0,156039	0,097874	0,155036	0,012*
N=175	0,027232	0,028059	0,021436	0,026083	0,312
N=325	0,011598	0,012024	0,00912	0,011088	0,425
N=500	0,007181	0,007615	0,002392	0,006055	0,684

Ket: * : Terdapat perbedaan yang signifikan antara taksiran bias dugaan parameter hasil PLS dan PRS dengan $\alpha = 5\%$

Perilaku taksiran bias untuk y_{11} , diketahui bahwa PLS lebih kecil dalam menghasilkan taksiran bias. Hasil pengujian di Tabel 5 menunjukkan bahwa tidak ada perbedaan yang signifikan antara taksiran bias dugaan parameter hasil PLS dan PRS untuk ukuran sampel N=325 keatas, sehingga dapat dikatakan bahwa penggunaan PLS dan PRS tidak berbeda. Selain itu

variansi dugaan parameter oleh PLS lebih kecil dibandingkan PRS. Dengan demikian, penggunaan PLS disarankan.

Tabel 5. Taksiran bias dan variansi dugaan parameter untuk berbagai ukuran sampel (N) untuk parameter-parameter y_{11} (PS11) dan hasil uji-T data berpasangan.

JUMLAH SAMPEL	VARIANSI		TAKSIRAN BIAS (PS11)		P-VALUE
	PLS	PRS	PLS	PRS	
N=25	0,319874	0,322077	0,114554	0,154966	0,022*
N=50	0,165927	0,19877	0,029479	0,058621	0,010*
N=75	0,041721	0,044834	0,011143	0,025559	0,047*
N=175	0,007575	0,007788	0,002467	0,004205	0,050*
N=325	0,003279	0,003585	-0,00106	0,003981	0,169
N=500	0,00186	0,002235	-0,00223	0,001374	0,497

Ket: * : Terdapat perbedaan yang signifikan antara taksiran bias dugaan parameter hasil PLS dan PRS dengan $\alpha = 5\%$

Disimpulkan dari Tabel 6, untuk parameter y_{22} PRS lebih baik dalam arti lebih kecil taksiran biasanya dibandingkan PLS, karena nilai taksiran bias hasil pendugaan dengan menggunakan PRS lebih dekat dengan nilai nol. Akan tetapi variansi dugaan parameter PLS lebih kecil dibandingkan PRS..

Tabel 6. Taksiran bias dan variansi dugaan parameter untuk berbagai ukuran sampel (N) untuk parameter-parameter y_{22} (PS22) dan hasil uji-T data berpasangan.

JUMLAH SAMPEL	VARIANSI		TAKSIRAN BIAS (PS22)		P-VALUE
	PLS	PRS	PLS	PRS	
N=25	0,185179	0,250167	0,063343	0,046122	0,041*
N=50	0,071028	0,080974	0,020609	0,006519	0,039*
N=75	0,023058	0,039204	0,000868	-0,0114	0,001*
N=175	0,006426	0,007702	-0,00381	-0,00778	0,05*
N=325	0,002856	0,00351	-0,00551	-0,00764	0,741
N=500	0,001627	0,002022	-0,0047	-0,00501	0,689

Ket: * : Terdapat perbedaan yang signifikan antara taksiran bias dugaan parameter hasil PLS dan PRS dengan $\alpha = 5\%$

3.2.3. Model Pengukuran

Parameter dalam model pengukuran adalah parameter I_{21}^y (LY21), I_{42}^y (LY42) dan I_{21}^x (LX21). Tampak dari Tabel 7 sampai Tabel 9 bahwa secara keseluruhan terdapat perbedaan yang nyata antara taksiran bias dugaan parameter model pengukuran yang di hasilkan oleh PLS dan PRS untuk ukuran sampel kecil yaitu N=75 kebawah. Sedangkan untuk N=175 keatas penggunaan PLS dan PRS relatif sama. Kondisi ini disebabkan bahwa semakin besar ukuran sampel, maka distribusi sampel akan mendekati normal, sehingga penggunaan PLS dalam

pendugaan parameter SEM tidak berbeda dengan penggunaan PRS. Variansi dugaan parameter semakin kecil dengan semakin besarnya ukuran sampel. Secara umum, variansi dugaan parameter oleh PLS relatif lebih kecil dibandingkan PRS.

Tabel 7. Taksiran bias dan variansi dugaan parameter untuk berbagai ukuran sampel (N) untuk parameter-parameter I_{21}^y (LY21) dan hasil uji-T data berpasangan.

JUMLAH SAMPEL	VARIANSI		TAKSIRAN BIAS (LY21)		P-VALUE
	PLS	PRS	PLS	PRS	
N=25	0,845016	0,838014	0,1286	0,21723	0,031*
N=50	0,312142	0,37647	0,0596	0,101536	0,822
N=75	0,144781	0,201707	0,01236	0,049362	0,617
N=175	0,039959	0,04465	0,021311	0,021944	0,596
N=325	0,015898	0,017313	0,0068	0,007213	0,088
N=500	0,009775	0,010437	0,0034	0,003621	0,505

Ket: * : Terdapat perbedaan yang signifikan antara taksiran bias dugaan parameter hasil PLS dan PRS dengan $\alpha = 5\%$

Perbandingan taksiran bias antara PLS dan PRS penduga parameter model pengukuran I_{21}^y dijelaskan pada Tabel 7. Tampak bahwa PLS terlihat lebih mendekati nilai nol dibandingkan PRS. Berdasarkan hasil pengujian dengan $\alpha = 5\%$, menunjukkan bahwa hanya pada N=25 tidak terdapat perbedaan yang signifikan antara taksiran bias dugaan parameter hasil PLS dengan PRS. Sementara untuk variansi dugaan parameter oleh PLS relatif lebih kecil dibandingkan PRS. Dengan demikian PLS lebih disarankan.

Tabel 8. Taksiran bias dan variansi dugaan parameter untuk berbagai ukuran sampel (N) untuk parameter-parameter I_{42}^y (LY42) dan hasil uji-T data berpasangan.

JUMLAH SAMPEL	VARIANSI		TAKSIRAN BIAS (LY42)		P-VALUE
	PLS	PRS	PLS	PRS	
N=25	0,783068	0,863671	0,162727	0,202646	0,046*
N=50	0,315068	0,365596	0,081592	0,13918	0,018*
N=75	0,137989	0,179041	0,045	0,098	0,002*
N=175	0,035602	0,040773	0,018	0,028	0,086
N=325	0,014154	0,017803	0,008	0,021	0,185
N=500	0,008778	0,010017	0,002766	0,014291	0,247

Ket: * : Terdapat perbedaan yang signifikan antara taksiran bias dugaan parameter hasil PLS dan PRS dengan $\alpha = 5\%$

Perilaku taksiran bias pada parameter I_{42}^y PLS lebih baik dalam arti lebih kecil taksiran biasnya dibandingkan PRS, karena nilai taksiran bias hasil pendugaan dengan menggunakan PLS lebih dekat dengan nilai nol. Dalam hal variansi dugaan parameter, PLS lebih kecil dibandingkan PRS, selengkapnya terdapat pada Tabel 8. Untuk ukuran sampel diatas N=175

penggunaan PLS dan PRS tidak berbeda, terlihat dari hasil pengujian dengan $\alpha = 5\%$ yang menyimpulkan hal tersebut.

Tabel 9. Taksiran bias dan variansi dugaan parameter untuk berbagai ukuran sampel (N) untuk parameter-parameter I_{21}^x (LX21) dan hasil uji-T data berpasangan.

JUMLAH SAMPEL	VARIANSI		TAKSIRAN BIAS (LX21)		P-VALUE
	PLS	PRS	PLS	PRS	
N=25	1,584384	1,183286	0,286411	0,549229	0,005*
N=50	0,326489	0,338178	0,065233	0,072533	0,084
N=75	0,104563	0,142596	0,007656	0,00891	0,223
N=175	0,025486	0,026316	0,00587	0,009647	0,16
N=325	0,011168	0,01263	0,004282	0,005199	0,711
N=500	0,007057	0,008021	0,00456	0,007136	0,856

Ket: * : Terdapat perbedaan yang signifikan antara taksiran bias dugaan parameter hasil PLS dan PRS dengan $\alpha = 5\%$

Perbandingan taksiran bias dugaan parameter I_{21}^x yang dihasilkan oleh PLS dan PRS dikatakan hampir sama dan tidak ada perbedaan di hampir semua ukuran sampel. Berdasarkan uji-T pada Tabel 9 menunjukkan bahwa hanya pada N=25 terdapat perbedaan yang signifikan antara taksiran bias dugaan parameter I_{21}^x yang dihasilkan oleh PLS dengan PRS. Untuk variansi dugaan parameter PLS lebih kecil dibandingkan PRS.

Tabel 10. Taksiran bias dan variansi dugaan parameter untuk berbagai ukuran sampel (N) untuk parameter-parameter q_{11}^e (TE11) dan hasil uji-T data berpasangan.

JUMLAH SAMPEL	VARIANSI		TAKSIRAN BIAS (TE11)		P-VALUE
	PLS	PRS	PLS	PRS	
N=25	0.28507	0.279644	-0.06051	-0.11904	0.041*
N=50	0.105163	0.087861	-0.02971	-0.05357	0.005*
N=75	0.050915	0.049454	-0.01304	-0.0279	0.025*
N=175	0.011605	0.012631	-0.00477	-0.00642	0.126
N=325	0.005649	0.006062	-0.00128	-0.00471	0.586
N=500	0.003614	0.003774	-6.6E-06	-0.00334	0.695

Ket: * : Terdapat perbedaan yang signifikan antara taksiran bias dugaan parameter hasil PLS dan PRS dengan $\alpha = 5\%$

Tabel 10 menunjukkan variansi dan nilai taksiran bias dugaan parameter q_{11}^e , serta hasil pengujian perbedaan taksiran bias antara PLS dan PRS. Diketahui bahwa terdapat perbedaan yang signifikan antara taksiran bias dugaan parameter q_{11}^e hasil PLS dan PRS di ukuran sampel N=75 kebawah. Variansi dugaan parameter oleh PLS lebih kecil pada ukuran sampel besar, diatas 175.

Tabel 11. Taksiran bias dan variansi dugaan parameter untuk berbagai ukuran sampel (N) untuk parameter-parameter q_{22}^e (TE22), dan hasil uji-T data berpasangan.

JUMLAH SAMPEL	VARIANSI		TAKSIRAN BIAS (TE22)		P-VALUE
	PLS	PRS	PLS	PRS	
N=25	0.318636	0.309316	-0.00856	-0.10196	0*
N=50	0.123607	0.146239	-0.0051	-0.04929	0*
N=75	0.059755	0.075408	-0.00423	-0.021	0,002*
N=175	0.017174	0.01878	-0.00486	-0.01085	0,031*
N=325	0.007907	0.008465	-0.00079	-0.00153	0.189
N=500	0.00494	0.005207	0.00071	0.001163	0.548

Ket: * : Terdapat perbedaan yang signifikan antara taksiran bias dugaan parameter hasil PLS dan PRS dengan $\alpha = 5\%$

Pada parameter q_{22}^e , hasil pengujian antara taksiran bias oleh PLS dan PRS pada Tabel 11 terdapat perbedaan yang signifikan di ukuran sampel 175 kebawah. Dari hasil taksiran bias oleh PLS lebih mendekati nol dibandingkan PRS, selain itu variansi pendugaan parameter lebih kecil PLS dibandingkan PRS. Dengan demikian PLS lebih baik digunakan daripada PRS.

Tabel 12. Taksiran bias dan variansi dugaan parameter untuk berbagai ukuran sampel (N) untuk parameter-parameter q_{33}^e (TE33) dan hasil uji-T data berpasangan.

JUMLAH SAMPEL	VARIANSI		TAKSIRAN BIAS (TE33)		P-VALUE
	PLS	PRS	PLS	PRS	
N=25	0.090897	0.0944	-0.15895	-0.2718	0*
N=50	0.038362	0.037668	-0.13333	-0.25029	0*
N=75	0.016683	0.020592	-0.12017	-0.17583	0,005*
N=175	0.005711	0.005725	-0.06844	-0.09353	0,012*
N=325	0.0026	0.002712	-0.0657	-0.06849	0.368
N=500	0.00161	0.00168	-0.06533	-0.06769	0.215

Ket: * : Terdapat perbedaan yang signifikan antara taksiran bias dugaan parameter hasil PLS dan PRS dengan $\alpha = 5\%$

Dari Tabel 12 yang menunjukkan variansi dan nilai taksiran bias dugaan parameter q_{33}^e (TE33) serta hasil pengujian perbedaan taksiran bias antara PLS dan PRS, bahwa terdapat perbedaan yang signifikan antara taksiran bias dugaan parameter q_{33}^e hasil PLS dan PRS di hampir semua ukuran sampel yang kurang dari N=175.

Tabel 13. Taksiran bias dan variansi dugaan parameter untuk berbagai ukuran sampel (N) untuk parameter-parameter q_{44}^e (TE44), dan hasil uji-T data berpasangan.

JUMLAH SAMPEL	VARIANSI		TAKSIRAN BIAS (TE44)		P-VALUE
	PLS	PRS	PLS	PRS	
N=25	0.307136	0.309898	-0.20484	-0.12334	0,001*
N=50	0.120543	0.135761	-0.11799	-0.03366	0,001*
N=75	0.047941	0.068518	-0.0819	0.007922	0,003*
N=175	0.014524	0.016271	0,03397	0.028254	0.066
N=325	0.006828	0.007795	0.030918	0.035846	0.247
N=500	0.004126	0.004621	0.040973	0.034861	0.185

Ket: * : Terdapat perbedaan yang signifikan antara taksiran bias dugaan parameter hasil PLS dan PRS dengan $\alpha = 5\%$

Hasil pengujian antara taksiran bias oleh PLS dan PRS tidak ada perbedaan yang signifikan pada N=175 keatas atau bisa disimpulkan bahwa penggunaan PLS dan PRS menghasilkan taksiran bias yang relatif sama pada ukuran sampel besar. Variansi pendugaan parameter semakin kecil untuk ukuran sampel yang semakin besar dan variansi oleh PLS lebih kecil dari PRS. Selengkapnya terdapat pada Tabel 13.

Tabel 14. Taksiran bias dan variansi dugaan parameter untuk berbagai ukuran sampel (N) untuk parameter-parameter q_{31}^e (TE31) dan hasil uji-T data berpasangan.

JUMLAH SAMPEL	VARIANSI		TAKSIRAN BIAS (TE31)		P-VALUE
	PLS	PRS	PLS	PRS	
N=25	0.108312	0.106375	-0.02607	-0.12924	0*
N=50	0.036965	0.048541	-0.02495	-0.11398	0*
N=75	0.020038	0.027232	-0.02008	-0.10731	0*
N=175	0.006539	0.007148	-0.00099	-0.08187	0*
N=325	0.002774	0.003336	0.000637	-0.06856	0*
N=500	0.001712	0.001954	0.00208	-0.04632	0*

Ket: * : Terdapat perbedaan yang signifikan antara taksiran bias dugaan parameter hasil PLS dan PRS dengan $\alpha = 5\%$

Tabel 14 menunjukkan perbandingan taksiran bias yang dihasilkan oleh PLS dan PRS pada pendugaan parameter q_{31}^e (TE31) untuk beberapa ukuran sampel. Terlihat bahwa antara taksiran bias oleh PLS lebih kecil dibandingkan PRS pada semua ukuran sampel. Diketahui bahwa variansi oleh PLS relatif lebih kecil sehingga penggunaan PLS lebih disarankan.

Tabel 15. Taksiran bias dan variansi dugaan parameter untuk berbagai ukuran sampel (N) untuk parameter-parameter q_{42}^e (TE42), dan hasil uji-T data berpasangan.

JUMLAH SAMPEL	VARIANSI		TAKSIRAN BIAS (TE42)		P-VALUE
	PLS	PRS	PLS	PRS	
N=25	0.309925	0.373279	0.144501	0.181682	0.454
N=50	0.135948	0.150846	0.183597	0.221996	0.513
N=75	0.057687	0.079606	0.203062	0.244519	0.269
N=175	0.017702	0.017983	0.251586	0.254552	0.659
N=325	0.00745	0.008232	0.254946	0.264091	0.784
N=500	0.004675	0.004845	0.258735	0.266805	0.895

Ket: * : Terdapat perbedaan yang signifikan antara taksiran bias dugaan parameter hasil PLS dan PRS dengan $\alpha = 5\%$

Tabel 15 menunjukkan bahwa nilai taksiran bias oleh PLS dan PRS hampir sama dan didukung oleh hasil uji-T data berpasangan dimana pada semua ukuran sampel disimpulkan tidak adanya perbedaan taksiran bias yang signifikan.

Tabel 16. Taksiran bias dan variansi dugaan parameter untuk berbagai ukuran sampel (N) untuk parameter-parameter q_{11}^d (TD11) dan hasil uji-T data berpasangan.

JUMLAH SAMPEL	VARIANSI		TAKSIRAN BIAS (TD11)		P-VALUE
	PLS	PRS	PLS	PRS	
N=25	0.501494	0.536816	-0.16958	-0.22248	0*
N=50	0.37589	0.26424	-0.14243	-0.16866	0*
N=75	0.142624	0.127245	-0.09531	-0.10104	0,005*
N=175	0.027836	0.029892	-0.02129	-0.02595	0.065
N=325	0.012022	0.011598	-0.00912	-0.01109	0.586
N=500	0.007615	0.007181	-0.00239	-0.00606	0.356

Ket: * : Terdapat perbedaan yang signifikan antara taksiran bias dugaan parameter hasil PLS dan PRS dengan $\alpha = 5\%$

Perbandingan nilai taksiran bias untuk pendugaan unsur-unsur Θ_d terdapat pada Gambar 16 dan 17. Tampak bahwa semakin besar ukuran sampel taksiran bias yang dihasilkan oleh PLS dan PRS mendekati nol. Pada parameter q_{11}^d terdapat perbedaan signifikan antara taksiran bias yang ditimbulkan oleh penggunaan matriks PLS dan PRS pada ukuran sampel kecil. Secara lengkap, variansi dan nilai taksiran bias dugaan parameter oleh matriks PLS dan PRS beserta uji-T dapat dilihat pada Tabel 16.

Tabel 17. Taksiran bias dan variansi dugaan parameter untuk berbagai ukuran sampel (N) untuk parameter-parameter q_{22}^d (TD22), dan hasil uji-T data berpasangan.

JUMLAH SAMPEL	VARIANSI		TAKSIRAN BIAS		P-VALUE
	PLS	PRS	PLS	PRS	
N=25	0.481301	0.409952	-0.1468	-0.18019	0.206
N=50	0.076509	0.11128	-0.03133	-0.0549	0.365
N=75	0.02989	0.0412	-0.00578	-0.02484	0.33
N=175	0.009652	0.010873	-0.00591	-0.00618	0.054
N=325	0.00492	0.005695	-0.00455	-0.0045	0.123
N=500	0.003159	0.003682	-0.00516	-0.00429	0.986

Ket: * : Terdapat perbedaan yang signifikan antara taksiran bias dugaan parameter hasil PLS dan PRS dengan $\alpha = 5\%$

Secara visual pada Gambar 17, tampak berimpitnya grafik taksiran bias PLS dan PRS di semua ukuran sampel. Kondisi ini didukung data pada Tabel 17 menunjukkan bahwa nilai taksiran bias oleh PLS dan PRS hampir sama dan hasil uji-T data berpasangan dimana pada semua ukuran sampel disimpulkan tidak adanya perbedaan taksiran bias yang signifikan.

IV. KESIMPULAN DAN SARAN

4.1. Kesimpulan

Hasil penelitian ini dapat disimpulkan beberapa hal sebagai berikut:

1. Bentuk pendugaan korelasi poliserial, sebagai ukuran asosiasi antara data ordinal dan data kontinu adalah:

$$\hat{r} = \frac{\sum_{k=1}^n z_k}{n \left(t_j + t_{j-1} - \left[\frac{f(t_j^*)t_{j-1} + f(t_{j-1}^*)t_j}{f(t_j^*) - f(t_{j-1}^*)} \right] \right)}$$

2. Untuk model SEM yang diacu dari penelitian Wheaton et al. (1977), secara keseluruhan penggunaan korelasi poliserial pada pendugaan parameter SEM untuk data berskala ordinal berdistribusi Uniform Diskrit (5) dan data kontinu berdistribusi Normal Standart lebih tidak berbias dibandingkan penggunaan korelasi produk momen Pearson khususnya jumlah sampel kurang dari N=175.
3. Jika jumlah sampel N=325 atau lebih, penggunaan korelasi poliserial dan korelasi produk momen Pearson pada pendugaan parameter SEM akan menghasilkan bias yang relatif sama, sehingga dapat dikatakan tidak ada perbedaan yang berarti dari kedua matriks korelasi tersebut dalam menduga parameter SEM.
4. Jika variabel pengamatan merupakan data gabungan yang berskala ordinal berdistribusi Uniform dan data kontinu berdistribusi Normal, korelasi poliserial lebih cocok digunakan pada pendugaan parameter SEM karena secara keseluruhan variansi dugaan parameter SEM oleh korelasi poliserial lebih kecil dibandingkan korelasi pearson..

4.2. Saran

Penelitian-penelitian dengan metode SEM yang variabel pengamatannya merupakan gabungan data berskala ordinal berdistribusi Uniform dan data kontinu berdistribusi Normal, pendugaan parameter modelnya disarankan menggunakan matriks korelasi poliserial.

DAFTAR PUSTAKA

- Cox, N. R. 1974. Estimation of the Correlation between a Continuous and a Discrete Variable. *Biometrics*, 30: 171-178.
- Dragow, F. 1985. Polychoric and Polyserial Correlations. In Kotz, S., N.L. Johnson & C.B. Read. Ed. *Encyclopedia of Statistical Sciences*. New York: Wiley, Vol. 7: 68-74.
- Hair, J.F., R.E. Anderson, R.L. Tatham & W.C. Black. 1995. *Multivariate Data Analysis: with Readings*. Fourth Edition. New Jersey: Prentice Hall.
- Hamdan, M. A. 1970. The Equivalence of Tetrachoric and Maximum Likelihood Estimation of r in 2 x 2 Tables. *Biometrika*, 57: 347-355.
- Jöreskog, K.G. 2000a. Description of the LISREL model. <http://www.ssicentral.com/lisrel/define.htm>. [2 Agustus 2004].
- _____, 2000b. Latent Variable Scores and Their Uses. <http://www.ssicentral.com/lisrel/column6.pdf>. [22 September 2004].
- _____, 2000c. Computing Polychoric and Polyserial Correlations. <http://www.ssicentral.com/lisrel/pext.htm> [1 Oktober 2004].
- _____, dan D. Sörbom, 1996a. *LISREL 8: User's Reference Guide*. Chicago: Scientific Software International, Inc.
- _____, 1996b. *PRELIS 2: User's Reference Guide*. Chicago: Scientific Software International, Inc.
- Kusharyanti, Nining, 2003. *Penerapan Lisrel pada Faktor-Faktor Kepuasan Kerja yang berpengaruh terhadap Kinerja Pegawai di Kandatel Surabaya Timur* [Tugas Akhir]. Surabaya: Institut Teknologi Sepuluh Nopember, Program Strata Satu.
- Pruyn, Ad., dan Smidts, Ale., 1998. Effects of Waiting on Satisfaction with the Service Beyond Objective Time Measures, *International Journal of Research in Marketing*, Vol. 15: 321-334.
- Sharma, Subhash, 1996. *Applied Multivariate Techniques*. New York: John Wiley & Sons.
- Suwarno. 2000. *Pemodelan Persamaan Struktural untuk Ilmu-ilmu Sosial*. *Seminar Nasional 9 September 2000*. Bogor: Jurusan Statistika FMIPA-IPB.
- _____. 2001. *Analisis Peubah Ordinal pada Model Persamaan Struktural* [Penelitian]. Bogor: Institut Pertanian Bogor, Program Pascasarjana.
- Tallis, G. M. 1962. The Maximum Likelihood Estimation of Correlation from Contingency Tables. *Biometrics*, 18: 342-353.
- Tate, R. F. 1955. The Theory of Correlation between Two Continuous Variables when One is Dichotomized. *Biometrika*, 42: 205-216.