Media Statistika

p-ISSN 1979 – 3693 e-ISSN 2477 – 0647
MEDIA STATISTIKA 12(1) 2019: 100-116
http://ejournal.undip.ac.id/index.php/media_statistika

METODE *DIAGONALLY WEIGHTED LEAST SQUARE* (DWLS) PADA *STRUCTURAL EQUATION MODELLING* UNTUK DATA ORDINAL: STUDI KASUS DARI PENGGUNA JASA KERETA API MAJAPAHIT MALANG – PASAR SENEN

Isnayanti[1], Abdurakhman[2]
[1]Program Studi S2 Matematika, Universitas Gadjah Mada
[2]Departemen Matematika, Universitas Gadjah Mada

e-mail: isnayanti@mail.ugm.ac.id

DOI: 10.14710/medstat.12.1.100-116

Article Info:
Received: 13 May 2019
Accepted: 22 July 2019
Available Online: 24 July 2019

Keywords: SEM, *Diagonally Weighted least Square*, *Ordinal*, *polychoric correlation*, LISREL

Abstract: Structural Equation Modelling (SEM) is used to examine the relationship between complex variables to obtain a comprehensive picture of the overall model. The basic assumptions in SEM are continuous data types and multivariate normality distributed. But in some studies on social sciences, educational sciences, and medical sciences, the data used usually comes from ordinal variables in the form of a Likert scale which causes data to be not multivariate normal distribution. Diagonally Weighted Least Square (DWLS) is one method that can be used to overcome this problem. In this paper, ordinal data analysis will be conducted on SEM using polychoric correlation data with the DWLS method to compare the results of the suitability of the model with the Maximum Likelihood (ML) method. The discussion is complemented by a case study of the effect of service quality on customer satisfaction and loyalty of Majapahit Railway service in Malang-Pasar Senen.The results showed that the proposed model fit after modification model based on the criteria of 'goodness of fit' with chi-square value T=15.24, P-value=0.5785, RMSEA=0.000, GFI=0.99, AGFI=0.97, NNFI =1.03, CFI=1.00, PNFI=0.53.

1. PENDAHULUAN

Structural Equation Modelling (SEM) atau model persamaan struktural merupakan gabungan dari dua metode statistik yang terpisah yaitu analisis faktor yang dikembangkan dalam ilmu psikologi dan psikometri serta model persamaan simultan (*simultaneous equation modelling*) yang dikembangkan dalam ilmu ekonometrika (Ghozali, 2011). Skrondal dan Hesketh (2004) mengatakan bahwa SEM mempunyai dua komponen model utama, yaitu model pengukuran dan model struktural. Model pengukuran merupakan suatu model yang menghubungkan variabel *observed* atau indikator dengan variabel laten (*unobserved*). Sedangkan model struktural merupakan hubungan antar variabel laten yang dibentuk dari variabel indikator.

Menurut Hair, Anderson, Tatham & Black (1998) membagi beberapa tahapan pendekatan standar dalam pemodelan persamaan struktural antara lain spesifikasi model, identifikasi model, estimasi parameter model, uji kecocokan model dan modifikasi model. Dalam estimasi parameternya, SEM pada umumnya menggunakan struktur kovariansi. Oleh karena itu, model SEM dikenal sebagai model struktur kovariansi atau lebih populer dikenal sebagai LISREL (*Linear Structural Relationship*). Tujuan estimasi parameter ini adalah untuk menghasilkan matriks kovariansi model yang konvergen pada matriks kovariansi sampel yang diobservasi. Dalam mengambil keputusan yang tepat pada metode estimasi apa yang akan digunakan sangat mempengaruhi hasil yang diperoleh pada penelitian yaitu hasil parameter model, nilai kesalahan standar serta indeks kecocokan model.

Asumsi yang mendasar pada SEM adalah jenis data kontinu dan terdistribusi normalitas multivariat. Tetapi dalam banyak penelitian baik dalam perilaku sosial, pendidikan, maupun ilmu medis seringkali data berasal dari variabel ordinal dengan pengamatan dalam bentuk diskrit. Contoh variabel tersebut adalah item sikap, skala Likert, skala penilaian dan sejenisnya. Kasus khusus ketika subjek diminta untuk melaporkan beberapa sikap dalam skala seperti tidak setuju, kurang setuju, cukup setuju, setuju, sangat setuju untuk melaporkan tingkat kualitas pelayanan terhadap kepuasan dan loyalitas pelanggan yang dipandang sebagai variabel ordinal dengan skala Likert lima poin yaitu 1, 2, 3, 4, 5.

Terdapat dua pendapat dalam menetapkan perlakuan terhadap observasi menggunakan data ordinal. Jöreskog dan Sörbom (2002) berpendapat bahwa data ordinal (termasuk skala Likert) harus diperlakukan sebagai data ordinal dan tidak boleh diperlakukan sebagai data kontinu. Disisi lain, Chou, Bentler, dan Satorra (1991) adalah pihak yang membolehkan penggunaan skala Likert sebagai data kontinu sehingga dapat langsung dianalisis dengan menggunakan data mentah dengan menggunakan metode *Maximum Likelikood* (ML) dan melakukan koreksi atas beberapa bias yang mungkin timbul. Jöreskog dan Sörbom (2002) menyatakan bahwa penggunaan data mentah dalam SEM dengan menggunakan metode ML untuk data ordinal adalah *non-sense*.

Muthén (1984) dan Jöreskog (1990) menyatakan bahwa data ordinal dapat dijadikan sebagai data kontinu berdistribusi normal dengan mencari parameter *threshold* masing-masing data. Kemudian mencari korelasi polikorik (*polychoric correlation*) antar variabel ordinal dibawah asumsi distribusi normal standar bivariat (Olsson, 1979). Pada tahap selanjutnya, menganalisis model SEM dengan pendekatan analisis stuktural kovarians melalui metode estimasi *Diagonally Weighted Least Square (*DWLS). Dalam menganalisa data sampel yang tidak terpengaruh oleh dilanggarnya asumsi normalitas multivariat dapat menggunakan metode DWLS.

Kereta Api merupakan salah satu moda transportasi yang memiliki karakteristik dan keunggulan khusus, yaitu dapat mengangkut orang ataupun barang dalam jumlah banyak, mempunyai faktor keamanan yang tinggi, rendah polusi, hemat energi, hemat penggunaan ruang, serta lebih efisien dibandingkan dengan transportasi darat lainnya yang digunakan untuk angkutan jarak jauh dan daerah yang padat lalu lintasnya. Sehubungan dengan pentingnya peran perkeretaapian sebagai sarana transportasi yang ideal, maka yang perlu ditingkatkan adalah meningkatkan pelayanan di dalam Kereta Api agar lebih efektif dan efisien. Salah satunya adalah peningkatan pelayanan pada Kereta Api Majapahit yang merupakan Kereta Api kelas ekonomi AC yang dioperasikan pada tahun 2012 sebagai pengganti dari Kereta Api Bisnis Matarmaja relasi Malang-Pasar Senen. Kereta Api Ekonomi AC Majapahit yang telah diresmikan Pemerintah belum mampu menjawab kebutuhan masyarakat, hal ini dibuktikan dengan jumlah penumpang yang mengalami penurunan dan masih banyaknya pengaduan dari masyarakat tentang kinerja PT. KAI. Kinerja Penyedia jasa tersebut akan menjadi penilaian masyarakat dalam mempersepsikan pelayanan yang berdampak pada kepuasan dan loyalitas (Anggorowati dan Malkamah).

Berdasarkan latar belakang masalah di atas, artikel ini membahas metode DWLS pada model persamaan struktural untuk data ordinal dengan studi kasus pengaruh kualitas pelayanan terhadap kepuasan pelanggan dalam membentuk loyalitas pelanggan jasa Kereta Api Majapahit Relasi Malang-Pasar Senen menggunakan data *polychoric correlation* dengan metode DWLS dan akan dibandingkan hasil pada data mentah menggunakan metode ML dengan bantuan *software* LISREL 8.80. Kemudian dilakukan uji kecocokan model (*goodness of fit*) untuk evaluasi model.

2. TINJAUAN PUSTAKA

2.1. Data Ordinal

Suatu obervasi pada data ordinal menggambarkan respon terhadap satu set kategori terurut dan memiliki peringkat. Data ordinal tidak memiliki *origin* atau satuan pengukuran. Penggunaan data ordinal sebagai variabel observasi ordinal dalam model persamaan struktural membutuhkan teknik khusus dibandingkan menggunakan data kontinu (Jöreskog dam Sörbom, 2002).

Misalkan z_j merupakan variabel observasi ordinal ke-*j*, untuk $j = 1,2,..,p$. Dimana *z* adalah variabel observasi ordinal yang akan dianalisis yaitu variabel observasi ordinal untuk model pengukuran variabel eksogen *x* dan variabel endogen *y*. Menurut Muthén (1984) dan Jöreskog (1990), mengasumsikan bahwa suatu variabel kontinu berdistribusi normal (*normally distributed continuous variables*) z_j^*, untuk variabel observasi ordinal ke-*j* yang berkorespodensi, z_j. Jika variabel observasi ordinal ke-*j* berdistribusi normal maka $z_j^* = z_j$ atau dapat ditulis $z_j^* = \{z_1, z_2, .., z_p\}$. Variabel z_j^* ini menunjukkan perilaku yang melatarbelakangi respon terurut terhadap variabel observasi ordinal z_j dan diasumsikan memiliki rentang dari $-\infty$ sampai $+\infty$. Menurut Wallentin, Jöreskog, dan Luo (2010), variabel z_j^* tidak dapat diobservasi (*unobservable*), hanya variabel ordinal z_j yang diobservasi (*observed*). Pemodelan pada variabel z_j^* berasal dari variabel observasi ordinal z_j. Jika variabel observasi ordinal ke-*p* sebanyak m_j kategori, untuk suatu himpunan parameter $\tau_a^{(j)}$ berlaku:

$$z_j = a \iff \tau_{a-1}^{(j)} < z_j^* < \tau_a^{(j)}, \qquad a = 1,2,..,m_j \tag{1}$$

Dengan

$$\tau_0^{(j)} = -\infty, \qquad \tau_1^{(j)} < \tau_2^{(j)} < \cdots < \tau_{m_j-1}^{(j)}, \qquad \tau_{m_j}^{(j)} = +\infty \tag{2}$$

τ adalah parameter *threshold*.

2.2. Korelasi Polikorik (*Polychoric Correlation*)

Korelasi polikorik (*polychoric correlation*) merupakan suatu ukuran yang menyatakan hubungan antara dua variabel observasi ordinal, di mana dua variabel observasi tersebut memiliki paling tidak tiga kategori (Roscino dan Pollice, 2006). Penelitian yang dilakukan oleh Jöreskog dan Sörbom (1996) menunjukkan bahwa korelasi polikorik adalah korelasi terbaik untuk data ordinal ketika normalitas bivariat yang mendasarinya berlaku.

Olsson (1979) memberikan penjelasan bagaimana cara menghitung korelasi polikorik untuk data ordinal. Misalkan variabel z_j dan z_k adalah dua variabel observasi ordinal sebanyak m_j dan m_k kategori. Distribusi marjinal antara kedua variabel tersebut dapat diringkas dalam tabel kontingensi berikut:

$$\begin{pmatrix} n_{11}^{(jk)} & n_{12}^{(jk)} & \cdots & n_{1m_k}^{(jk)} \\ n_{21}^{(jk)} & n_{22}^{(jk)} & \cdots & n_{2m_k}^{(jk)} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ n_{m_j1}^{(jk)} & n_{m_j2}^{(jk)} & \cdots & n_{m_jm_k}^{(jk)} \end{pmatrix} \tag{3}$$

Misalkan untuk variabel observasi ordinal z_j dengan kategori $a = 1,2,..,m_j$ dan z_k dengan kategori $b = 1,2,...,m_k$. Dari persamaan (3), dimana $n_{ab}^{(jk)}$ adalah jumlah kasus yang diamati dengan kategori a pada variabel z_j dan kategori b pada variabel z_k. Berdasarkan teori Muthén (1984), dua variabel kontinu yaitu z_j^* untuk variabel z_j dan variabel kontinu z_k^* untuk variabel z_k. Selanjutnya Olsson (1979) mengasumsikan bahwa variabel kontinu z_j^* dan z_k^* adalah berdistribusi normal standar bivariat dengan koefisien korelasi polikorik ρ_{jk}. Korelasi polikorik adalah korelasi ρ_{jk} dalam distribusi normal bivariat dari variabel kontinu z_j^* dan z_k^*.

Diberikan suatu parameter *threshold* yang mengkategorikan variabel ordinal menjadi variabel kontinu, yaitu

$$\tau_j = \left(\tau_1^{(j)}, \tau_2^{(j)}, \dots, \tau_{m_j-1}^{(j)}\right), \quad j = 1,2,..,p \tag{4}$$

$$\tau_k = \left(\tau_1^{(k)}, \tau_2^{(k)}, \dots, \tau_{k-1}^{(k)}\right), \quad k = 1,2,..,q \tag{5}$$

dengan τ_j: *threshold* untuk variabel z_j^* dan τ_k: *threshold* untuk variabel z_k^*

Dalam parameterisasi standar, *threshold* dapat diestimasi dengan mencari invers dari fungsi distribusi kumulatif normal standar Φ^{-1}. Jika ukuran sampel adalah *n* dan n_a merupakan jumlah kasus dalam kategori $a = 1,2,..,m_j$, maka *threshold* τ_j dapat diestimasi dengan formula berikut:

$$\hat{\tau}_0^{(j)} = \Phi^{-1}(0) = -\infty \tag{6}$$

$$\hat{\tau}_1^{(j)} = \Phi^{-1}\left(\frac{n_1}{n}\right) \quad (7)$$

$$\vdots$$

$$\hat{\tau}_{m_j-1}^{(j)} = \Phi^{-1}\left(\frac{n_1 + n_2 + \cdots + n_{m_j-1}}{n}\right) \quad (8)$$

$$\hat{\tau}_{m_j}^{(j)} = \Phi^{-1}(1) = \infty \quad (9)$$

Dan untuk *threshold* τ_k dapat pula diestimasi menggunakan formula pada persamaan (6), (7), (8), dan (9).

Maka korelasi polikorik ρ_{jk} dapat diestimasi dengan memaksimumkan fungsi *log likelihood* dari distribusi multinomial, dapat ditulis sebagai berikut:

$$\ln L(\rho_{jk} \,|\hat{\tau}_j, \hat{\tau}_k) = \sum_{a=1}^{m_j} \sum_{b=1}^{m_k} n_{ab}^{(jk)} \ln \pi_{ab}^{(jk)}(\rho_{jk} \,|\hat{\tau}_j, \hat{\tau}_k) \quad (10)$$

dengan $\pi_{ab}^{(jk)}$ adalah probabilitas observasi yang termasuk dalam kategori a pada variabel z_j dan dalam kategori b pada variabel z_k. Karena proporsi sampel adalah $p_{ab}^{(jk)} = \frac{\pi_{ab}^{(jk)}}{n}$, dengan n banyaknya sampel, sehingga korelasi polikorik ρ_{jk} dapat diestimasi menggunakan persamaan (11) berikut,

$$\ln L(\rho_{jk} \,|\hat{\tau}_j, \hat{\tau}_k) = n \sum_{a=1}^{m_j} \sum_{b=1}^{m_k} p_{ab}^{(jk)} \ln \pi_{ab}^{(jk)}(\rho_{jk} \,|\hat{\tau}_j, \hat{\tau}_k) \quad (11)$$

dimana:

$$\pi_{ab}^{(jk)}(\rho_{jk} \,|\hat{\tau}_j, \hat{\tau}_k) = \Pr[z_j = a, z_k = b] = \Pr[\tau_{a-1}^{(j)} < z_j^* < \tau_a^{(j)}, \tau_{b-1}^{(k)} < z_k^* < \tau_b^{(k)}] \quad (12)$$

$$= \int_{\tau_{a-1}^{(j)}}^{\tau_a^{(j)}} \int_{\tau_{b-1}^{(k)}}^{\tau_b^{(k)}} \phi_2(u, v\,; \rho)\, du\, dv$$

dan

$$\phi_2(u, v\,; \rho) = \frac{1}{2\pi\sqrt{(1-\rho^2)}} e^{-\frac{1}{2(1-\rho^2)}(u^2 - 2\rho uv + v^2)} \quad (13)$$

untuk $-\infty < u < \infty,\ -\infty < v < \infty$ dan $-1 < \rho < 1$.

$\phi_2(u, v\,; \rho)$ adalah fungsi densitas distribusi normal standar bivariat dengan koefisien korelasi *initial* $\rho = 0{,}5$.

2.3. Model Persamaan Struktural untuk Data Ordinal

Model persamaan struktural untuk data ordinal secara umum terdiri dari dua komponen yaitu model pengukuran dan model struktural. Dalam bentuk umum model persamaan struktural didefinisikan sebagai berikut. Misalkan vektor random $\boldsymbol{\eta}' = (\eta_1, \eta_2, ..\eta_m)$ dan $\boldsymbol{\xi}' = (\xi_1, \xi_2, ..\xi_n)$ berturut-turut adalah variabel laten endogen dan variabel laten eksogen yang membentuk persamaan simultan dengan sistem hubungan persamaan linear sebagai berikut

$$\boldsymbol{\eta} = \boldsymbol{\alpha} + \boldsymbol{B\eta} + \boldsymbol{\Gamma\xi} + \boldsymbol{\zeta} \quad (14)$$

Dimana $\boldsymbol{\alpha}$ adalah vektor variabel laten mean untuk $\boldsymbol{\eta}$ berukuran $m \times 1$, $\boldsymbol{B}$ adalah matriks koefisien struktural untuk hubungan antar variabel laten endogen $\boldsymbol{\eta}$ berukuran $m \times m$ dengan elemen diagonalnya nol ($|\boldsymbol{I} - \boldsymbol{B}| \neq 0$), $\boldsymbol{\Gamma}$ adalah matriks koefisien struktural untuk hubungan antara variabel laten eksogen $\boldsymbol{\xi}$ dan variabel laten endogen $\boldsymbol{\eta}$ berukuran $m \times n$, $\boldsymbol{\zeta}$ adalah vektor berukuran $m \times 1$ dengan $E(\boldsymbol{\zeta}) = 0$ dan $Cov(\boldsymbol{\zeta}) = \boldsymbol{\Psi}$ (yaitu matriks diagonal dari variansi residual untuk $\boldsymbol{\eta}$ berukuran $m \times m$), dengan asumsi *error term* $\boldsymbol{\zeta}$ tidak berkorelasi dengan semua *error term* lainnya dan variabel laten $\boldsymbol{\xi}$ (Bollen, 1989).
Bentuk persamaan (14) dapat diuraikan menjadi

$$\boldsymbol{\eta} = \boldsymbol{\alpha} + \boldsymbol{B\eta} + \boldsymbol{\Gamma\xi} + \boldsymbol{\zeta} \qquad (15)$$

$$(\boldsymbol{I} - \boldsymbol{B})\boldsymbol{\eta} = \boldsymbol{\alpha} + \boldsymbol{\Gamma\xi} + \boldsymbol{\zeta}$$

$$\boldsymbol{\eta} = (\boldsymbol{I} - \boldsymbol{B})^{-1}(\boldsymbol{\alpha} + \boldsymbol{\Gamma\xi} + \boldsymbol{\zeta})$$

Vektor random $\boldsymbol{\eta}$ dan $\boldsymbol{\xi}$ tidak dapat diukur secara langsung, kedua vektor tersebut dapat diukur melalui indikatornya (variabel observasi) yaitu variabel $\boldsymbol{y}^* = (y_1, y_2, \dots, y_p)$ dan $\boldsymbol{x}^* = (x_1, x_2, \dots, x_q)$. Sehingga model pengukuran untuk variabel $\boldsymbol{y}^*$ dan $\boldsymbol{x}^*$ dinyatakan sebagai berikut:

$$\boldsymbol{y}^* = \boldsymbol{\Lambda}_{y^*}\boldsymbol{\eta} + \boldsymbol{\epsilon} \qquad (16)$$

$$\boldsymbol{x}^* = \boldsymbol{\Lambda}_{x^*}\boldsymbol{\xi} + \boldsymbol{\delta} \qquad (17)$$

Dimana, $\boldsymbol{y}^*$ adalah vektor variabel laten observasi ordinal yaitu variabel endogen y berukuran $p \times 1$, $\boldsymbol{x}^*$ adalah vektor variabel laten observasi ordinal yaitu variabel eksogen x berukuran $q \times 1$, $\boldsymbol{\Lambda}_{y^*}$ adalah matriks faktor loading untuk $\boldsymbol{y}^*$ berukuran berukuran $p \times m$, $\boldsymbol{\Lambda}_{x^*}$ adalah matriks faktor loading untuk $\boldsymbol{x}^*$ berukuran berukuran $q \times n$, $\boldsymbol{\eta}$ adalah vektor variabel laten endogen berukuran $m \times 1$, $\boldsymbol{\xi}$ adalah vektor variabel laten eksogen berukuran $n \times 1$ dengan $E(\boldsymbol{\xi}) = k$ dan $Cov(\boldsymbol{\xi}) = \boldsymbol{\Phi}$ (matriks varians kovarians dari variabel laten $\boldsymbol{\xi}$ berukuran $n \times n$), $\boldsymbol{\epsilon}$ adalah vektor kesalahan pengukuran pada $\boldsymbol{y}^*$ berukuran $p \times 1$ dengan $E(\boldsymbol{\epsilon}) = 0$ dan $Cov(\boldsymbol{\epsilon}) = \boldsymbol{\Theta}_{\epsilon}$ (matriks diagonal dari variansi residual untuk $\boldsymbol{y}^*$ berukuran $p \times p$, diasumsikan bahwa kesalahan pengukuran $\boldsymbol{\epsilon}$ tidak berkorelasi dengan semua kesalahan pengukuran dan variabel laten lainnya $\boldsymbol{\eta}$), $\boldsymbol{\delta}$ adalah vektor kesalahan pengukuran pada $\boldsymbol{x}^*$ berukuran $q \times 1$ dengan $E(\boldsymbol{\delta}) = 0$ dan $Cov(\boldsymbol{\delta}) = \boldsymbol{\Theta}_{\delta}$ (matriks diagonal dari variansi residual untuk $\boldsymbol{x}^*$ berukuran $q \times q$, diasumsikan bahwa kesalahan pengukuran $\boldsymbol{\delta}$ tidak berkorelasi dengan semua kesalahan pengukuran dan variabel laten lainnya $\boldsymbol{\xi}$), Dan juga diasumsikan bahwa $\boldsymbol{\epsilon}$ dan $\boldsymbol{\delta}$ tidak saling berkorelasi (Bollen, 1989).

Diberikan $\boldsymbol{\theta}$ yang merupakan vektor parameter model. Maka struktur *mean* variabel $(\boldsymbol{y}^*, \boldsymbol{x}^*)$ dari model umum regresi struktural yang diparameterisasi dalam $\boldsymbol{\theta}$ dapat dinyatakan sebagai berikut.

$$E(\boldsymbol{\theta}) = \begin{bmatrix} E(\boldsymbol{y}^*) \\ E(\boldsymbol{x}^*) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_{y^*} \\ \mu_{x^*} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \boldsymbol{\Lambda}_{y^*}(\boldsymbol{I}-\boldsymbol{B})^{-1}(\boldsymbol{\alpha}+\boldsymbol{\Gamma k}) \\ \boldsymbol{\Lambda}_{x^*}\boldsymbol{k} \end{bmatrix} \quad (18)$$

Demikian pula, struktur kovarians model ini dapat dinyatakan sebagai berikut

$$\boldsymbol{\Sigma}^*(\boldsymbol{\theta}) = \begin{bmatrix} \boldsymbol{\Lambda}_{y^*}(\boldsymbol{I}-\boldsymbol{B})^{-1}(\boldsymbol{\Gamma\Phi\Gamma}'+\boldsymbol{\Psi})(\boldsymbol{I}-\boldsymbol{B})^{-1'}\boldsymbol{\Lambda}'_{y^*}+\boldsymbol{\Theta}_\epsilon & \boldsymbol{\Lambda}_{y^*}(\boldsymbol{I}-\boldsymbol{B})^{-1}\boldsymbol{\Gamma\Phi\Lambda}'_{x^*} \\ \boldsymbol{\Lambda}_{x^*}\boldsymbol{\Phi\Gamma}'(\boldsymbol{I}-\boldsymbol{B})^{-1'}\boldsymbol{\Lambda}'_{y^*} & \boldsymbol{\Lambda}_{x^*}\boldsymbol{\Phi\Lambda}'_{x^*}+\boldsymbol{\Theta}_\delta \end{bmatrix} \quad (19)$$

Tidak seperti model struktural dengan variabel observasi kontinu, varians kesalahan pengukuran (elemen diagonal $\boldsymbol{\Theta}_\epsilon$ dan $\boldsymbol{\Theta}_\delta$) tidak teridentifikasi. Varians dapat diidentifikasi dengan menstandarisasi variabel $\boldsymbol{y}^*$ dan $\boldsymbol{x}^*$ atau menstandarisasi kesalahan pengukuran $\boldsymbol{\epsilon}$ dan $\boldsymbol{\delta}$ (Muthén dan Muthén, 1998-2012). Untuk memperoleh matriks variabel laten, varians dari variabel $\boldsymbol{y}^*$ dan $\boldsymbol{x}^*$ diasumsikan memiliki varians sama dengan 1 ketika data observasinya ordinal. Oleh karena itu, $\boldsymbol{\Theta}_\epsilon$ dinyatakan sebagai

$$\boldsymbol{\Theta}_\epsilon = \boldsymbol{I} - diag(\boldsymbol{\Lambda}_{y^*}(\boldsymbol{I}-\boldsymbol{B})^{-1}(\boldsymbol{\Gamma\Phi\Gamma}'+\boldsymbol{\Psi})(\boldsymbol{I}-\boldsymbol{B})^{-1'}\boldsymbol{\Lambda}'_{y^*}+\boldsymbol{\Theta}_\epsilon) \quad (20)$$

dan $\boldsymbol{\Theta}_\delta$ dinyatakan sebagai

$$\boldsymbol{\Theta}_\delta = \boldsymbol{I} - diag(\boldsymbol{\Lambda}_{x^*}\boldsymbol{\Phi\Lambda}'_{x^*}) \quad (21)$$

Sebagai konsekuensinya, $\boldsymbol{\Sigma}^*(\boldsymbol{\theta})$ memiliki elemen diagonal sama dengan 1 karena direduksi sebagai matriks korelasi dari model yang dibangun. Selanjutnya, hubungan antara variabel laten ($\boldsymbol{\eta}$ dan $\boldsymbol{\xi}$) dan variabel $\boldsymbol{y}^*$ dan $\boldsymbol{x}^*$diestimasi melalui analisis matriks korelasi antara variabel $\boldsymbol{y}^*$ dan $\boldsymbol{x}^*$dengan menggunakan data observasinya ordinal. Tujuan proses estimasi untuk data ordinal adalah untuk menemukan model parameter $\boldsymbol{\Sigma}^*(\boldsymbol{\theta})$ sedekat mungkin dengan matriks korelasi polikorik sampel.

2.4. Metode *Diagonally Weighted Least Square* (DWLS)

Metode *Diagonally Weighted Least Square* (DWLS) atau disebut sebagai metode kuadrat terkecil terboboti diagonal diperoleh dengan mengimplementasikan diagonal bobot matrik **W** dari penduga **WLS** dengan meminimumkan fungsi:

$$F_{DWLS} = (\boldsymbol{s}-\boldsymbol{\sigma})'\boldsymbol{W}(\boldsymbol{s}-\boldsymbol{\sigma}) \quad (22)$$

dengan $\boldsymbol{s}$ merupakan vektor $p^* \times 1$ dari semua estimasi parameter model *unrestricted*, $\boldsymbol{\sigma}$ adalah vektor $p^* \times 1$ yang sesuai dari estimasi model terstandarisasi, dan $\boldsymbol{W}$ merupakan matriks diagonal terboboti berukuran $p^* \times p^*$ dimana elemen bobot diagonalnya adalah w_{ii}, untuk $i = 1,2,..,n$. Dalam hal ini, p^* didefinisikan sebagai $\frac{p(P+1)}{2}$ dan matriks $\boldsymbol{W} = (diag(\boldsymbol{G}))^{-1}$ dengan $\boldsymbol{G}$ merupakan matriks kovarians asimptotik dari $\boldsymbol{s}$ (Jöreskog dan Sörbom, 1996).

Penggunaan metode DWLS dalam estimasi parameter model persamaan struktural merupakan suatu metode yang tidak terpengaruh oleh dilanggarnya asumsi normalitas multivariat. Dalam situasi dimana asumsi normalitas multivariat dilanggar dan data bersifat ordinal, metode DWLS memberikan hasil estimasi parameter yang lebih akurat.

Misalkan dalam model regresi berganda $\boldsymbol{Y} = \boldsymbol{X\beta} + \boldsymbol{\epsilon}$, dengan asumsi semua komponen eror random berdistribusi independen dan identik dengan varians konstan $\boldsymbol{\epsilon} \sim N(0, \sigma^2 \boldsymbol{I})$. Ketika asumsi $Var(\boldsymbol{\epsilon}) = \sigma^2 \boldsymbol{I}$ dilanggar, maka estimator *Least Square* dari koefisien regresi kehilangan kemampuannya dalam meminimumkan varians dalam kelompok linear dan estimator tak bias. Pelanggaran asumsi seperti itu dapat muncul berbagai situasi yaitu komponen kesalahan random tidak independen dan varians dari komponen kesalahan random tidak konstan.

Metode DWLS ini dapat digunakan untuk mengestimasi parameter model dalam situasi tersebut dengan $Var(\boldsymbol{\epsilon}) = \sigma^2 \boldsymbol{\Omega}$, dimana $\boldsymbol{\Omega}$ merupakan matriks nonsingular, definit positif dan simetris. Jika komponen error $\boldsymbol{\epsilon}$ tidak berkorelasi dan memiliki varians yang berbeda maka,

$$Var(\boldsymbol{\epsilon}) = \sigma^2 \boldsymbol{\Omega} = \sigma^2 \begin{bmatrix} \frac{1}{w_{11}} & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \frac{1}{w_{22}} & 0 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \frac{1}{w_{nn}} \end{bmatrix}$$

$$Var(\boldsymbol{\epsilon}) = \sigma^2 \boldsymbol{\Omega} = \sigma^2 \begin{bmatrix} \frac{1}{w_{11}} & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \frac{1}{w_{22}} & 0 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \frac{1}{w_{nn}} \end{bmatrix} \tag{23}$$

Sehingga estimator DWLS untuk parameter $\boldsymbol{\beta}$ adalah

$$\widehat{\boldsymbol{\beta}} = (\boldsymbol{X}'\boldsymbol{W}\boldsymbol{X})^{-1}\boldsymbol{X}'\boldsymbol{W}\boldsymbol{Y} \tag{24}$$

dengan $w_{11}, w_{22}, \dots, w_{nn}$ adalah bobot diagonal.

DWLS hanya menggunakan diagonal bobot dalam inversi nya. Metode ini dapat digunakan dengan ukuran sampel yang kecil, dan variabel observasinya ordinal. Kelemahan metode ini adalah jumlah variabel dalam model harus sedikit (kurang dari 20 variabel) (MÎndrilă, 2010).

3. METODE PENELITIAN

3.1. Data dan Sumber Data

Data yang digunakan untuk pemodelan dalam penelitian ini menggunakan sumber data sekunder yaitu data yang diperoleh dari penelitian Anggorowati dan Malkamah melalui penyebaran kuesioner dalam rangka analisis pengaruh kualitas pelayanan jasa Kereta Api terhadap kepuasan pelanggan dalam membentuk loyalitas pelanggan (studi kasus: Kereta Api Majapahit Relasi Malang –Pasar Senen) yang terdiri dari 200 pengguna jasa Kereta Api.

Instrumen yang digunakan oleh Anggorowati dan Malkamah adalah kuesioner yang disebarkan kepada pengguna jasa kereta Api Majapahit relasi Malang-Pasar Senen dengan memilih jawaban dari 15 pertanyaan sesuai dengan kondisi di lapangan dengan pilihan jawaban terdiri atas 5 *options* jawaban, yaitu skor 1: Tidak setuju, 2: Kurang setuju, 3: Cukup setuju, 4: Setuju dan 5: Sangat setuju.

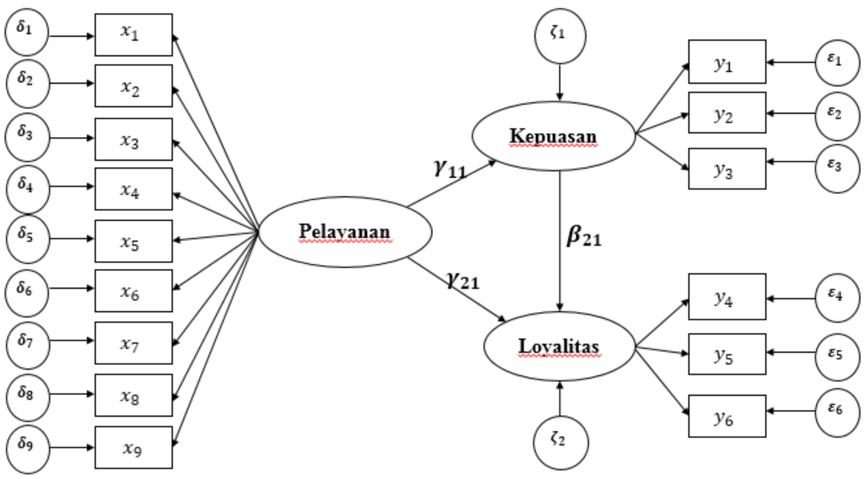
3.2. Hipotesis

Dengan memperhatikan permasalahan yang diteliti oleh Anggorowati dan Malkamah maka dalam artikel ini hipotesis yang digunakan adalah

1. Ada pengaruh yang positif antara kualitas pelayanan dengan kepuasan pelanggan jasa Kereta Api Majapahit Malang-Pasar Senen
2. Ada pengaruh yang positif antara kualitas pelayanan dengan loyalitas pelanggan jasa Kereta Api Majapahit Malang-Pasar Senen
3. Ada pengaruh yang positif antara kepuasan pelanggan dengan loyalitas pelanggan jasa Kereta Api Majapahit Malang-Pasar Senen.

3.3. Definisi Operasional Variabel

Variabel laten pelayanan mengukur tingkat kualitas pelayanan jasa Kereta Api Majapahit yang diukur dengan 9 indikator ($x_1 - x_9$) yaitu kejelasan informasi dan kecepatan pelayanan (x_1), kesesuaian dengan janji yang diberikan (x_2), ketepatan jadwal operasioanl Kereta Api (x_3), kondisi fasilitas sarana Kereta Api (x_4), kondisi dan kebersihan fasilitas di stasiun (x_5), perlengkapan darurat (x_6), kepedulian pegawai (x_7), kenyamanan dan keamanan stasiun (x_8) serta jaminan keselamatan (x_9). Variabel laten kepuasan untuk mengukur tingkat kepuasan pelanggan jasa Kereta Api Majapahit yang diukur dengan 3 indikator ($y_1 - y_3$) yaitu kesesuaian tarif dengan fasilitas (y_1), Kereta Api memenuhi harapan pelanggan (y_2) dan keterjangkauan harga tiket (y_3). Variabel laten loyalitas untuk mengukur tingkat loyalitas pelanggan jasa Kereta Api Majapahit yang diukur dengan 3 indikator ($y_4 - y_6$) yaitu pelanggan menikmati pelayanan (y_4), merekomendasikan dan mengatakan hal positif (y_5) dan kepuasan akan produk yang ditawarkan (y_6). Diagram konseptualnya ditampilkan dalam Gambar 1.



Gambar 1 Konseptual Diagram Jalur

3.4. Tahapan Pemodelan dengan DWLS untuk Data Ordinal

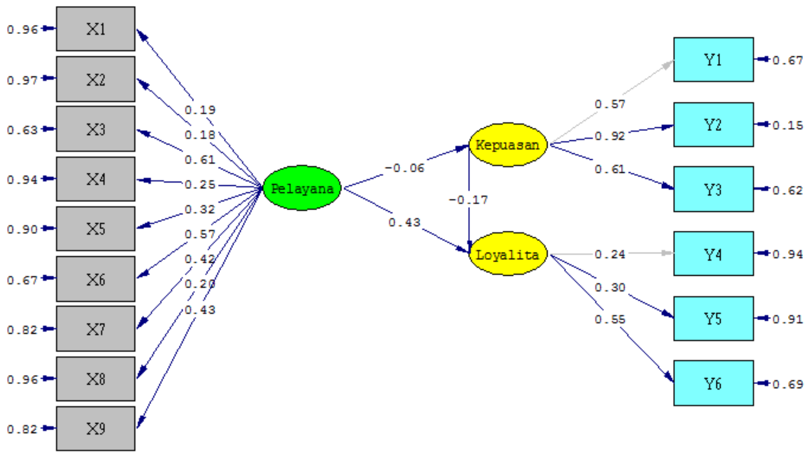
Berikut ini adalah langkah-langkah untuk melakukan pemodelan persamaan struktural dengan menggunakan metode *Diagonally Weighted Least Square* (DWLS) untuk data ordinal:

1. Mengkonversi data mentah (ordinal) ke *Polychoric Correlation* : estimasi *threshold* dan korelasi polikorik dengan bantuan PRELIS 2.80
2. Proksikan dengan penggunaan data matriks kovarians asimtotik (*asymptotic covariance matrix*) dengan bantuan PRELIS 2.80
3. Menyusun diagram Jalur (*Path diagram*)
4. Spesifikasi model: Konversi dari diagram jalur ke dalam persamaan matematis.
   a. Model persamaan pengukuran
   b. Model persamaan struktural
5. Identifikasi model
6. Estimasi parameter model: Metode DWLS menggunakan LISREL 8.80
7. Uji kecocokan model (*goodness of fit*)
8. Modifikasi model

4. HASIL DAN PEMBAHASAN

4.1. Analisis Data

Tahapan awal dalam analisis data ordinal menggunakan metode DWLS adalah mengkonversi data ordinal ke dalam data *Polychoric Correlation* dan juga memproksikan dengan menggunakan data *asymptotic covariance matrix* dengan bantuan PRELIS 2.80. Dengan menggunakan softwere LISREL 8.80 diperoleh *path diagram* yang menvisualisasikan model SEM kedalam bentuk diagram jalur sehingga dapat memberikan suatu pandangan menyeluruh mengenai struktur model yang dibangun. Dari definisi operasional variabel di atas, maka diperoleh *path digram* sebagai berikut:



Gambar 2 *Estimate Basic Model*

Untuk melihat apakah model dapat dianalisis lebih lanjut, dilakukan identifikasi terhadap model yang dibentuk berdasarkan jumlah parameter yang diestimasi dan jumlah data yang tersedia dengan menghitung nilai derajat bebasnya. Diperoleh jumlah parameter yang harus diestimasi yaitu t = 33. Adapun derajat bebas dari model kualitas pelayanan jasa Kereta Api Majapahit Malang-Pasar Senen adalah $db = 87$. Karena jumlah parameter model yang diestimasi lebih sedikit dari banyak variabel observasi dan mempunyai derajat bebas yang positif, yaitu *db* = 87 > 0 maka model *over identified*. *Over-identified model* adalah model dengan jumlah parameter model yang diestimasi lebih kecil dari jumlah data yang diketahui.

4.2. Analisis Model Pengukuran

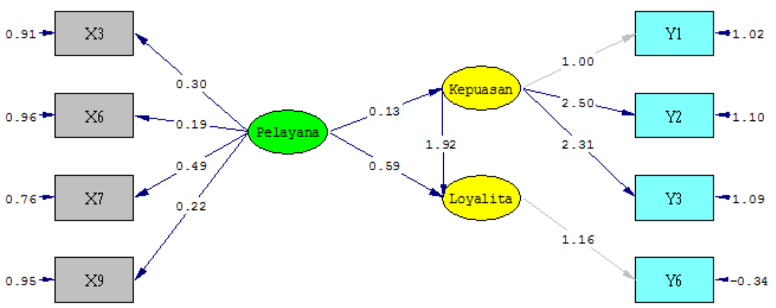
Dalam hal ini akan dilakukan evaluasi atau analisis terhadap model pengukuran yaitu hubungan antara variabel laten dan indikatornya. Tujuan dalam analisis model pengukuran ini adalah untuk menentukan validitas dan reabilitas indikator-indikator dari suatu variabel laten. Sifat *convergent validity* yang baik ditunjukkan dengan nilai *standardized loading factor* (λ) yang tinggi. Sujarweni (2018) menyarankan nilai $\lambda \geq 0{,}40$ menunjukkan sifat *convergent validity* yang baik telah dicapai.

Berdasarkan Gambar 2, diperoleh variabel indikator yang memiliki *standardized loading factor* (λ) $\geq$ 0,40 adalah variabel indikator $x_3, x_6, x_7, x_9, y_1, y_2, y_3, y_6$. Ini berarti bahwa variabel tersebut memiliki validitas yang tinggi. Sedangkan variabel yang memiliki *standardized loading factor* (λ)<0,40 adalah $x_1, x_2, x_4, x_5, x_8, x_6, y_3, y_4$ artinya variabel-variabel tersebut memiliki hubungan atau korelasi yang lemah dengan variabel laten. Selanjutnya untuk menguji reliabilitas pada model penelitian ini digunakan ukuran *construct realiability* (CR) dan ukuran *average variance extracted* (AVE). Hair, Anderson, Tatham & Black (1998) menyatakan nilai $CR \geq 0{,}7$ termasuk *good reliability*, sedangkan nilai CR di antara 0,6 dan 0,7 termasuk *acceptable reliability*, dengan catatan variabel-variabel indikator menunjukkan validitas yang baik dan nilai $AVE \geq 0{,}5$ menunjukkan *adequate convergence*. Didapatkan nilai CR pada masing-masing variabel laten adalah $CR_{pelayanan} = 0{,}57$, $CR_{kepuasan} = 0{,}75$ dan $CR_{Loyalitas} = 0{,}32$. Serta nilai AVE nya adalah $AVE_{pelayanan} = 0{,}15$, $AVE_{kepuasan} = 0{,}51$ dan $AVE_{Loyalitas} = 0{,}15$. Hal ini menunjukkan bahwa hanya variabel laten kepuasan yang mempunyai reabilitas yang baik.

Oleh karena itu, dilakukan respesifikasi dengan model *development strategy*, yaitu menghapus variabel-variabel yang memiliki korelasi yang lemah dengan variabel laten untuk dilakukan modifikasi model agar dapat ditemukan model yang memiliki kecocokan yang baik dengan data.

4.3. Modifikasi Model

Setelah dilakukan respesifikasi model, selanjutnya dilakukan modifikasi model. Sehingga model *path diagram* menjadi:



Gambar 3 *Estimate Basic Modification Model*

Setelah tahap pembentukan diagram jalur, dilakukan konversi dari diagram Gambar 3 kedalam persamaan matematis. Berikut ini model pengukuran untuk variabel eksogen (*x*):

$$\begin{bmatrix} x_3^* \\ x_6^* \\ x_7^* \\ x_9^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0{,}30 \\ 0{,}19 \\ 0{,}49 \\ 0{,}22 \end{bmatrix} [\xi_1] + \begin{bmatrix} \delta_3 \\ \delta_6 \\ \delta_7 \\ \delta_9 \end{bmatrix} \quad (25)$$

Dalam notasi matriks dapat ditulis sebagai

$$\boldsymbol{x}^*_{(4\times1)} = \boldsymbol{\Lambda}_{\boldsymbol{x}^*_{(4\times1)}} \boldsymbol{\xi}_{(1\times1)} + \boldsymbol{\delta}_{(4\times1)} \quad (26)$$

Model pengukuran untuk variabel endogen (*y*):

$$\begin{bmatrix} y_1^* \\ y_2^* \\ y_3^* \\ y_6^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1{,}00 & 0 \\ 2{,}50 & 0 \\ 2{,}31 & 0 \\ 0 & 1{,}16 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \eta_1 \\ \eta_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_1 \\ \epsilon_2 \\ \epsilon_3 \\ \epsilon_6 \end{bmatrix} \quad (27)$$

Dalam notasi matriks dapat ditulis sebagai

$$\boldsymbol{y}^*_{(4\times1)} = \boldsymbol{\Lambda}_{\boldsymbol{y}^*_{(4\times2)}} \boldsymbol{\eta}_{(2\times1)} + \boldsymbol{\epsilon}_{(4\times1)} \quad (28)$$

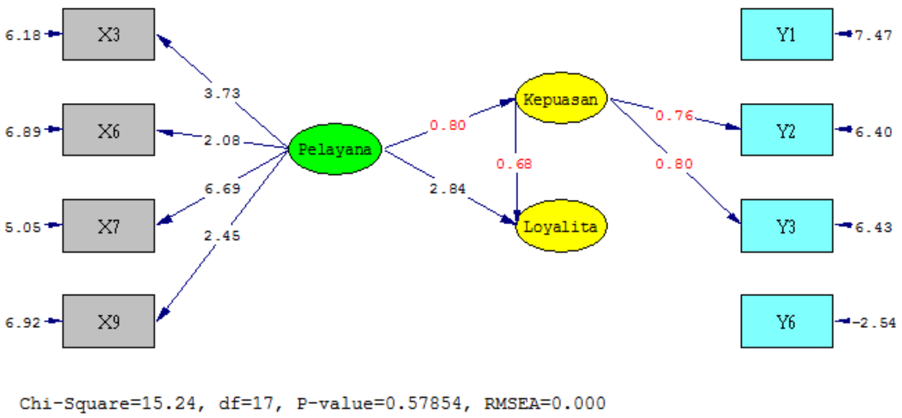
dengan η_1 kepuasan pelanggan, η_2 : loyalitas pelanggan dan ξ_1: pelayanan

Berdasarkan Gambar 3, diperoleh jumlah parameter yang harus diestimasi yaitu t = 19. Adapun derajat bebas dari model yang dimodifikasi adalah $db = 17$. Karena jumlah parameter model yang diestimasi lebih sedikit dari banyak variabel observasi dan mempunyai derajat bebas yang positif, yaitu db = 17 > 0 maka model *over identified*. Berikut ini nilai CR dan AVE masing-masing variabel laten.

Tabel 1 Nilai CR dan AVE masing-masing Variabel Laten

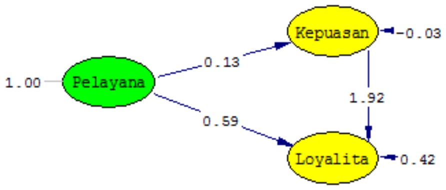
Variabel Laten	CR	AVE	Kesimpulan Reliabilitas
Pelayanan	0,28	0,103	tidak baik
Kepuasan	1,40	4,20	baik
Loyalitas	1,34	1,35	baik

Berdasarkan Tabel 1, dapat diketahui bahwa nilai CR≥ 0,70 dan AVE≥ 0,50 adalah variabel laten kepuasan dan loyalitas pelanggan. Dengan demikian, dapat disimpulkan bahwa reabilitas modifikasi model pengukuran adalah cukup baik, dan diperoleh *path diagram T-values* sebagai berikut:



Gambar 4 *Estimate Model T-Values* Setelah Modifikasi Model

Dari output *path diagram t-test* pada Gambar 4 menunjukkan hubungan antara variabel laten Pelayanan mempunyai hubungan yang signifikan dengan variabel observasi $x_{3,}$ x_6, x_7 dan x_9 (nilai t > 1,96), sedangkan pada variabel laten Kepuasan mempunyai hubungan yang signifikan dengan semua variabel observasinya yaitu $y_{1,}$, y_2 dan y_3 dan hubungan antara variabel laten Loyalitas mempunyai hubungan yang signifikan dengan variabel observasi y_6 $(t = -2{,}54 < -1{,}96)$. Hubungan kausal antara variabel laten ditampilan pada Gambar 5.



Gambar 5 *Estimate Basic Modification Model*

Berdasarkan Gambar 5 dapat dibentuk persamaan-persamaan struktural sebagai berikut.

Kepuasan = 0,13*Pelayanan+ 0,03 (29)

Loyalitas = 1,92*Kepuasan + 0,59*Pelayanan + 0,42 (30)

Kemudian, berdasarkan *path diagram* pada Gambar 3 diatas, dapat dibuat kesimpulan dari estimasi parameter menggunakan metode DWLS untuk data ordinal sebagai berikut

Tabel 2 Estimasi Parameter Variabel Observasi dengan Metode DWLS

Variabel Laten	Indikator	Estimasi	T-value
Pelayanan	x_3	0,30	3,73
	x_6	0,19	2,08
	x_7	0,49	6,69
	x_9	0,22	2,45
Kepuasan	y_1	1,00	-
	y_2	2,50	0,76
	y_3	2,31	0,80
Loyalitas	y_6	1,16	-

Tabel 3 Estimasi Parameter Antar Variabel Laten dengan Metode DWLS

	Kepuasan		Pelayanan	
	Estimasi	T-value	Estimasi	T-value
Kepuasan	-	-	0,13	0,80
Loyalitas	1,92	0,68	0,59	2,84

4.4. Uji Kecocokan Model (*Goodness of Fit*)

Setelah didapatkan hasil estimasi, langkah berikutnya adalah menilai kecocokan model. Uji kecocokan model SEM adalah untuk menguji apakah model SEM secara keseluruhan cocok/*fit* terhadap data sampel. Tabel 4 memberikan beberapa ukuran kecocokan model dengan metode DWLS.

Tabel 4 Uji *Goodness of Fit* dengan Metode DWLS

Ukuran Kecocokan	Nilai *Goodness of Fit*	*Cut off value*	Evaluasi model
Absolut	T=15,24 P-value = 0,5785 RMSEA= 0,000 GFI = 0,99	$T \leq \chi^2_{17;\,0,05}$= 27,587 $\geq$ 0,05 $\leq$ 0,08 $\geq$ 0,9	*good fit* *good fit* *good fit* *good fit*
Inkremental	AGFI = 0,97 NFI = 0,88 NNFI =1,03 CFI = 1,00	$\geq$ 0,9 $\geq$ 0,9 $\geq$ 0,9 $\geq$ 0,9	*good fit* *poor fit* *good fit* *good fit*
Parsimoni	PNFI = 0,53	0,50 $\leq$ PNFI $\leq$ 0,90	*marginal fit*

Dari hasil *uji goodness of fit* pada Tabel 4, menunjukkan bahwa model SEM setelah dilakukan modifikasi model adalah *fit*, artinya model didukung baik oleh data dan bagus digunakan untuk analisis. Menurut Jӧreskog dan Sӧrbom (2002) menyatakan bahwa penggunaan data mentah dalam SEM dengan menggunakan metode Maximum Likelihood (ML) untuk data ordinal adalah *non-sense*, maka peneliti melakukan pengolahan data mentah untuk menguji uji *goodness of fit* secara keseluruhan dengan metode ML dan membandingkannya dengan data *polychoric correlation* menggunakan metode DWLS.

Dari pengujian *goodness of fit* dengan metode ML pada data mentah, diperoleh model persamaan strukturalnya sebagai berikut:

$$\text{Kepuasan} = -1{,}77*\text{Pelayanan} - 2{,}15 \tag{31}$$

$$\text{Loyalitas} = 0{,}15*\text{Kepuasan} - 0{,}035*\text{Pelayanan} + 0{,}96 \tag{32}$$

Selanjutnya, menilai kecocokan model dengan metode ML. Uji kecocokan model SEM adalah untuk menguji apakah model SEM cocok/*fit* terhadap data sampel. Tabel 5 memberikan beberapa ukuran kecocokan model dengan metode ML.

Tabel 5 Uji *Goodness of Fit* dengan Metode ML

Ukuran Kecocokan	Nilai *Goodness of Fit*	*Cut off value*	Evaluasi model
Absolut	T=25,18 P-value = 0,091 RMSEA= 0,042 GFI = 0,97	$T \leq \chi^2_{17;\,0,05}$= 27,587 $\geq$ 0,05 $\leq$ 0,08 $\geq$ 0,9	*good fit* *good fit* *good fit* *good fit*
Inkremental	AGFI = 0,94 NFI = 0,74 NNFI =0,81 CFI = 0,88	$\geq$ 0,9 $\geq$ 0,9 $\geq$ 0,9 $\geq$ 0,9	*good fit* *poor fit* *poor fit* *poor fit*

Parsimoni	PNFI = 0,45	0,50 ≤ PNFI ≤ 0,90	*Poor fit*

Dari hasil *uji goodness of fit* dengan metode ML pada Tabel 5, menunjukkan bahwa model secara keseluruhan tidak cocok/*fit* terhadap data sampel, artinya model tidak didukung baik oleh data. Dengan beberapa indeks kecocokan model yang belum memenuhi kriteria yaitu NFI = 0,74< 0,9 , NNFI =0,81 < 0,9 , CFI = 0,88 < 0,9 dan PNFI = 0,45 < 0,50.

Hasil perbandingan metode DWLS dan ML ditampilkan pada Tabel 6. Evaluasi model SEM dengan penggunaan data mentah menggunakan metode ML diperoleh tidak *fit* karena ada sebanyak 4 kriteria *goodness of fit* yang belum memenuhi nilai *cut off value* yaitu nilai NFI< 0,9, NNFI<0,9, CFI<0,9 dan PNFI<0,50. Sedangkan model SEM dengan menggunakan metode DWLS untuk ordinal, diperoleh nilai $\mathrm{T} \leq \chi^2_{db;\alpha}$ dengan taraf signifikansi $\alpha = 0{,}05$, P-value ≥ 0,05, RMSEA≤ 0,08, GFI ≥ 0,9, AGFI≥ 0,9, NNFI ≥ 0,9, CFI≥ 0,9 dan 0,05 ≤ PNFI ≤ 0,90. Hanya nilai NFI yang belum memenuhi nilai *cut off value* yaitu NFI=0,88<0,9. Tetapi berdasarkan ukuran kecocokan model inkremental AGFI, NNFI dan CFI semua nilai *goodness of fit* sudah memenuhi kriteria. Oleh karena itu, dapat dikatakan bahwa berdasarkan ukuran kecocokan model inkremental model sudah *fit*. Apabila dilihat dari ukuran model absolut dan parsimoni model juga sudah *fit*. Sehingga dapat disimpulkan bahwa pengolahan data *polychoric correlation* menggunakan metode DWLS untuk data ordinal lebih cocok/*fit* terhadap data sampel dibandingkan menggunakan metode ML pada data mentah.

Tabel 6 Perbandingan Uji kecocokan Model pada Data Mentah Menggunakan ML dan Data Ordinal Menggunakan DWLS

Uji Kecocokan Model	Nilai Kecocokan Model		*Cut off value*
	DWLS	ML	
T (*chi-square*)	15,24	25,18	$\mathrm{T} \leq \chi^2_{db;\alpha} = 27{,}587$
P-value	0,5785	0,091	≥ 0,05
RMSEA	0,000	0,042	≤ 0,08
GFI	0,99	0,97	≥ 0,9
AGFI	0,97	0,94	≥ 0,9
NFI	0,88	0,74	≥ 0,9
NNFI	1,03	0,81	≥ 0,9
CFI	1,00	0,88	≥ 0,9
PNFI	0,53	0,45	0,05 ≤ PNFI ≤ 0,90

5. KESIMPULAN

Dari hasil analisis data ordinal dengan model kualitas pelayanan pengguna jasa Kereta Api Majapahit relasi Malang-Pasar senen yang diusulkan dalam studi kasus dinyatakan bahwa model *fit* setelah dilakukan modifikasi model sebanyak 8 variabel indikator. Dengan dipenuhinya kriteria uji *goodness of fit* pada ukuran kecocokan model, yaitu nilai *chi-square* T =15.24, P-value=0.5785, RMSEA=0.000, GFI=0.99, AGFI=0.97, NNFI =1.03, CFI=1.00, dan PNFI=0.53. Sedangkan menggunakan metode ML pada data mentah model belum *fit*. Sehingga dapat disimpulkan bahwa pengolahan data *polychoric* *correlation* menggunakan metode DWLS untuk data ordinal lebih cocok/*fit* terhadap data sampel dibandingkan menggunakan metode ML pada data mentah.

Terdapat pengaruh positif antara kualitas pelayanan terhadap kepuasan pelanggan dengan koefisien jalur 0,13 tetapi tidak signifikan (t = 0,80<1,96). Dengan kata lain, semakin baik kualitas pelayanan yang diberikan, maka pelanggan akan cenderung merasa puas terhadap pelayanan jasa Kereta Api tersebut. Dan terdapat pengaruh positif antara kepuasan terhadap loyalitas pelanggan dengan koefisien jalur 1,92 tetapi tidak signifikan (t = 0,68<1,96). Sedangkan kualitas pelayanan berpengaruh positif dengan koefisien jalur 0,59 dan signifikan secara statistik pada taraf signifikansi 5% terhadap loyalitas pelanggan (t =2,84 >1,96) artinya semakin baik kualitas pelayanan yang diberikan, maka pelanggan akan cenderung loyal terhadap pelayanan jasa Kereta Api Majapahit Malang-Pasar Senen.

DAFTAR PUSTAKA

Anggorowati, E.A. dan Malkamah, S. 2015. Analisis Pengaruh Kualitas Pelayanan Terhadap Kepuasan Dalam Membentuk Loyalitas Pelanggan Dengan Metode Structural Equation Modelling Serta Usulan Peningkatan Pelayanan Kereta Api (Studi Kasus : Kereta Api Majapahit Relasi Malang-Pasar Senen), *Tesis Magister Sistem dan Teknik Transportasi Universitas Gadjah Mada*, Tidak dipublikasikan.

Bollen, K. A. 1989. *Structural Equations With Latent Variables.* New York: Wiley.

Chou, C.P., Bentler, P.M., dan Satorra A. 1991. Scale Test Statistics and Robust Standar Errors for Non-formal Data in Covariance Structure Analysis: A Monte Carlo Study. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 44, 347 -357.

Wallentin, F., Jöreskog K.G., dan Luo, H. 2010. Confirmatory Factor Analysis of Ordinal Variables With Misspecified Models. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 17(3), 392-423.

Ghozali, I. 2011, *Model Persamaan Struktural Konsep dan Aplikasi dengan Program Amos 2.* Semarang: UNDIP**.**

Hair Jr., J. F., Anderson, R. E., Tatham, R. L., dan Black, W. C. 1998. *Multivariate Data Analysis: with Reading.* Fourth Edition. New Jersey: Prentice Hall.

Jöreskog, K.G. 1990. New Developments in Lisrel: Analysis of Ordinal Variables Using Polychoric Correlations and Weighted Least Square. *Quality and Quantity*, 24, 387-404.

Jöreskog, K.G. dan Sörbom, D. 1996. *PRELIS 2 User's Reference Guide: A Program for Multivariate Data Screening and Data Summarization a Preprocessor for LISREL*. Scientific Software International.

Jöreskog, K.G. dan Sörbom, D. 2002. *Structural equation Modelling for Ordinal Variables Using LISREL*. Scientific Software International.

MÎndrilă, D. 2010. Maximum Likelihood (ML) and Diagonally Weighted Least Square (DWLS) Estimation Procedures: A Comparison of Estimation Bias with Ordinal and Multivariate Non-normal Data. *International Journal of Digital Society* (IJDS), 1(1), 93-102.

Muthén, B.O. 1984. A General Structural Equation Model with Dichotomous, Ordered Categorical and Continuous Laten Variable Indicators. *Psychometrika*, 49, 115-132.

Muthén, L.K. dan Muthén, B. O. 1998-2012. *Mplus User's Guide: Statistical Analysis with Latent Variables*. Seventh Edition. Los Angeles., CA: Muthén & Muthén.

Olsson, U. 1979. Maximum Likelihood Estimation of The Polychoric Correlation Coefficient. *Psychometrika*, 44(4), 443-460.

Roscino, A. dan A. Pollice. 2006. A Generalization of The Polychoric Correlation Coeffiecient. *Data Analysis, Classification and The Forward Search*. Berlin: Springer,

Skrondal dan S. Rabe-Hesketh. 2004. *Generalized Latent Variable Modeling: Multilevel, Longitudinal, and Structural Equation Models*. Boca Raton. FL.: Chapman & Hall/CRC.,

Sujarweni, V.W. 2018. *Struktural Equation Modelling (SEM) dengan LISREL*. Yogyakarta: Pustaka Baru Press.