

**Pembolehubah Pendam Teguh dalam Model Persamaan
Berstruktur Kuasa Dua Terkecil Separa**
*(Robust Latent Variables in The Partial Least Squares Structural
Equation Model)*

Zulkifley Mohamed¹ & Kamarulzaman Ibrahim²

¹Department of Mathematics, Faculty of Science and Technology
Universiti Pendidikan Sultan Idris, 35900 Tanjong Malim, Perak, Malaysia

²Fakulti Sains dan Teknologi, Universiti Kebangsaan Malaysia,
43650 Bangi Selangor, Malaysia

Abstrak

Model Persamaan Berstruktur (MPB) secara khususnya sesuai digunakan bagi memodelkan hubungkait antara konstruk bersandar dan tak bersandar berbilang secara serentak. MPB mampu menjawab set persoalan kajian yang berhubungkait secara komprehensif dan sistematik kebiasaannya dengan menggunakan dua pendekatan, iaitu, MPB berdasarkan anggaran kebolehdajadian maksimum (MPB-AKM) dan kuasa dua terkecil separa (MPB-KTS). Bagi membangunkan MPB yang melibatkan konstruk pendam psikologi. Konstruk pendam psikologi perlu dianggarkan. Diketahui daripada beberapa kajian, data psikologi tidak bertaburan secara normal, dan wujud multikolinearan antara pembolehubah penunjuk yang membentuk pembolehubah konstruk tersebut. Dalam kajian ini, didapati bahawa wujud multikolinearan antara pembolehubah penunjuk dalam konstruk psikologi. Pendekatan MPB-AKM mengandaikan data bertaburan secara multivariat normal. Walau bagaimanapun pendekatan MPB-KTS adalah bebas-taburan, di samping tidak memerlukan andaian yang ketat berbanding pendekatan MPB-AKM. Justeru itu, MPB-KTS adalah lebih sesuai digunakan. Walau bagaimanapun, MPB-KTS sensitif terhadap kewujudan data pencilan. Kajian ini menambah baik kaedah penganggaran pembolehubah pendam apabila wujudnya data pencilan dengan menggunakan MPB-KTS melalui penggunaan varians-kovarians teguh.

Kata kunci: Model persamaan berstruktur, kuasa dua terkecil separa, varians-kovarians teguh

Abstract

Structural Equation Modelling (SEM) is particularly suitable to answer a set of interrelated research questions in a systematic and comprehensive analysis by

modelling the relationships among multiple independent and dependent constructs simultaneously using two approaches, namely, SEM based on Maximum Likelihood Estimator (MLE) (SEM-MLE) and Partial Least Squares (PLS) (SEM-PLS). To develop SEM which involved the latent psychology constructs, the latent psychology constructs are needed to be estimated. It is known from various studies, that psychology data is not normally distributed, moreover there exists a multicollinearity among the manifest variables that are used in estimating the constructs. In this study, it is found that there are multicollinearity among the manifest variables. The SEM-MLE approach assumes that observations are governed by multivariate normal distribution. However, SEM-PLS is a distribution-free, thus, requires much less stringent assumptions than the SEM-MLE approach, and thus, SEM-PLS is preferably to be used. However, SEM-PLS is sensitive in the presence of outliers, therefore, this study seeks to improve the method of estimation of latent constructs with the presence of outliers by using SEM-PLS through robust variance-covariance.

Keywords: Structural equation model, partial least squares, robust variance-covariance

Pengenalan

Bagi membangunkan MPB, pendekatan yang sering digunakan adalah berdasarkan Anggaran Kebolehdjian Maksimum (MPB-AKM) Loehlin, (2004) dan Jöreskog dan Sörbom, (2006), dan Kaedah Kuasa Dua Terkecil Separa (MPB-KTS) Wold, (1983), Lohmoller, (1989), Tenenhaus *et al.* (2005) dan Vinzi *et al.* (2008). Walau bagaimanapun, jika wujud data pencilan dalam kalangan pembolehubah penunjuk, ini akan memberi kesan kepada anggaran pemberat matriks penentuan varians-kovarians yang diperolehi daripada matriks pembolehubah penunjuk. Ini adalah kerana anggaran pemberat yang diperolehi dengan menggunakan kaedah KTS adalah berdasarkan matriks pepenjuru varians-kovarians konvensional, yang mana menurut Hubert dan Branden (2003), varians-kovarians konvensional dipengaruhi oleh data pencilan. Kaedah yang sering digunakan bagi menunjukkan kesan data pencilan terhadap matriks varians-kovarians adalah melalui fungsi pengaruh. Jika fungsi pemberat dalam fungsi pengaruh merupakan satu fungsi menurun maka fungsi pengaruh adalah terbandung. Ini bermakna fungsi pengaruh bagi varians-kovarians yang terbandung tidak dipengaruhi oleh data pencilan. Menurut Croux dan Haesbroeck (1996, 2000) fungsi pengaruh bagi matriks varians-kovarians konvensional tidak terbandung, ini bermakna matriks varians-kovarians konvensional dipengaruhi oleh data pencilan. Justeru itu, satu kaedah yang teguh terhadap data pencilan perlu digunakan bagi mendapatkan matriks varians-kovarians yang akan digunakan dalam MPB-KTS. Kertas kerja ini mengenengahkan pendekatan teguh melalui penggunaan varians-kovarians teguh dalam membangunkan MPB-KTS. Matriks varians-kovarians

teguh diperolehi melalui kaedah penentuan kovarians minimum (Hubert *et al.*, 2004, 2005).

MPB-KTS yang dibangunkan adalah bagi menganggar prestasi akademik. MPB yang dibentuk mengengahkan hubungan bersebab konstruk psikologi kecerdasan emosi (KE), kemahiran pengurusan (KP), kebolehan kognitif (KK) dan prestasi akademik (PA). Konstruk KE melibatkan lima pengukuran utama iaitu Dalam Perorangan, Antara Perorangan, Pengurusan Tekanan, Keluwesan, dan Kecenderungan Umum. Konstruk KP pula diwakili oleh lima pengukuran utama iaitu Dalam Perorangan, Merancang dan Mengelola, Kepemimpinan, Mengurus Perubahan, dan Orientasi Keputusan. Konstruk KK melibatkan tiga pengukuran taakulan verbal dan tiga pengukuran taakulan matematik. Akhir sekali konstruk prestasi akademik diwakili oleh purata nilai gred (PNG). Bagi memperlihatkan penambahbaikan MPB-KTS Teguh, perbandingan dilakukan dengan model bebas seperti yang dicadangkan oleh Lohmoller, (1989).

Objektif

Objektif bagi kertas kerja ini adalah

- (i) Kajian ini menambah baik kaedah penganggaran pembolehubah pendam apabila wujudnya data pencilan dengan menggunakan MPB-KTS. Penambahbaikan MPB-KTS adalah dalam aspek penentuan matrik data varians-kovarians, iaitu dengan menggantikan matriks data varians-kovarians konvensional dengan matriks data varians-kovarians teguh.
- (ii) Membentuk MPB-KTS Teguh melalui data psikologi.
- (iii) Menunjukkan kelebihan MPB-KTS Teguh berbanding MPB-KTS.

Kaedah

Salah satu kaedah bagi membangunkan MPB adalah berdasarkan MPB-KTS. Menurut Chin *et al.* (1996) dan Temme *et al.* (2006), MPB-KTS sesuai digunakan untuk membangunkan sesuatu model bagi menunjukkan hubungan berstruktur antara pembolehubah pendam. Penggunaan MPB-KTS seperti yang disarankan oleh Chin adalah berdasarkan pertimbangan berikut:

- (i) Pembangunan model teoritikal yang melibatkan pembolehubah pendam;
- (ii) Kemungkinan wujudnya masalah multikolineran antara pembolehubah penunjuk;
- (iii) Sesuatu kajian yang dilakukan hendaklah mengambil kira ralat pengukuran dalam pembolehubah penunjuk;
- (iv) Masalah data tidak bertaburan secara normal;
- (v) Saiz sampel yang kecil;

- (vi) Menilai kesahan dan kebolehppercayaan konstruk yang digunakan berdasarkan teori yang mendasarinya; dan
- (vii) Kewujudan pengukuran berbentuk reflektif, iaitu setiap pembolehubah pendam dicerap secara tidak langsung oleh sekumpulan pembolehubah penunjuk, dan pengukuran berbentuk formatif, iaitu setiap pembolehubah pendam dijana oleh pembolehubah penunjuk.

Walaupun kaedah kuasa dua kecil separa sesuai digunakan bagi membangunkan MPB, tetapi jika wujud data pencilan, maka akan wujud kepincangan di dalam model yang dihasilkan. Justeru, matriks varians-kovarians teguh digunakan dalam kaedah kuasadua kecil separa bagi menganggar pembolehubah pendam seperti yang disyorkan oleh Hubert dan Branden (2003) dan Hubert *et al.* (2005). Hasil daripada gabungan ini dinamai kaedah kuasa dua terkecil separa teguh.

Pembentukan model PA yang dibincangkan dalam kertas kerja ini adalah berdasarkan saranan sarjana psikologi, pengurusan dan pendidikan, iaitu BarOn (1997), Butcher dan Harvey (1998), Church dan Waclawski (1999), Feist dan Barron (1996), Iversen (2000), Langley (2000), Sternberg *et al.* (1998, 2002) dan Tucker (2000).

Bagi model-model KE, KP dan KK pula, kajian yang dilakukan menggunakan model KE BarOn (1997, 2000), KP Cameron (1997) dan KK NTS Mohd. Nawi *et al.* (2001). Ketiga-tiga model dipilih berdasarkan konsep yang bersifat khusus bagi mengukur KE, KP dan KK.

Menganggar Pembolehubah Pendam dengan Menggunakan Varians-Konvarians Teguh

Bagi memperolehi anggaran pembolehubah pendam teguh (ξ_T), kajian yang dilakukan menggunakan kaedah teguh dalam memperolehi kovarians seperti yang disyorkan oleh Rousseeuw *et al.* (1999) dan Hardin (2004). Kaedah bagi memperolehi varians-kovarians teguh (σ) ini dinamai penentu kovarians minimum (PKM). Kaedah PKM adalah bagi mendapatkan $h > n/2$ cerapan daripada n cerapan yang memiliki penentu kovarians terkecil. Kebiasaannya h ditentukan sebanyak $\lceil \alpha n \rceil$. α mewakili nisbah cerapan sempadan bawah. Nilai yang sering digunakan bagi adalah 0.5 atau 0.75 bagi memastikan anggaran yang diperolehi teguh terhadap data pencilan (Hubert *et al.*, 2003). Anggaran bagi matriks kovarians dan min dengan menggunakan kaedah PKM adalah seperti berikut:

Katakan $\mathbf{x}^T = [x_1 \ x_2 \ \dots \ x_n]$ dengan $\mathbf{x}_i^T = [x_{i1} \ x_{i2} \ \dots \ x_{ip}]$ merupakan vektor rawak berdimensi p . Katakan h iaitu ($h \leq n$) merupakan cerapan yang memiliki penentu kovarians paling minimum. Dan katakan H adalah subset kepada h . Min dan varians PKM ditakrifkan sebagai:

$$\bar{M}_i = \frac{1}{h-1} \sum_{k \in H} x_{ki} ; \sigma_{ij} = \frac{1}{h-1} \sum_{j \in H} (x_{ki} - \bar{M}_i)(x_{kj} - \bar{M}_j) \text{ untuk } i=1,2,\dots,p \text{ dan } j=1,2,\dots,p.$$

Matriks min dan kovarians berdimensi p ditulis sebagai $\overline{\mathbf{M}}^T = [\overline{M}_1 \overline{M}_2 \dots \overline{M}_p]$; dan $\boldsymbol{\sigma} = (\sigma_{ij})$ matriks bersaiz $p \times p$. Maka untuk menganggar vektor eigen teguh pertama γ_{T1} yang diperlukan bagi menganggar pembolehubah pendam teguh ζ_T , nilai eigen teguh pertama λ_{T1} , adalah diperlukan. Ia diperolehi dengan menyelesaikan penentu $|\boldsymbol{\sigma} - \lambda_{T1}\mathbf{I}| = 0$. Seterusnya nilai vektor eigen teguh γ_{T1} diperolehi dengan menyelesaikan persamaan $(\boldsymbol{\sigma} - \gamma_{T1}\mathbf{I})\mathbf{x} = 0$. Anggaran bagi pembolehubah pendam teguh ditulis sebagai $\hat{\zeta}_T = \gamma_{T1}^T \mathbf{x}$.

Model Dalaman dan Luaran MPB-KTS Teguh

Model MPB prestasi akademik yang dibangunkan adalah berdasarkan kaedah kuasa dua terkecil separa (MPB-KTS) konvensional. Manakala bagi menambah baik MPB-KTS konvensional, MPB-KTS Teguh. Kaedah anggaran parameter dalam MPB-KTS konvensional dan MPB-KTS Teguh adalah sama kecuali anggaran parameter MPB-KTS konvensional adalah berdasarkan matriks varians-kovarians konvensional manakala anggaran parameter MPB-KTS Teguh adalah berdasarkan matriks varians-kovarians teguh.

Terdapat dua model yang perlu dianggarkan dalam MPB-KTS. Model-model tersebut adalah model dalaman dan model luaran. Model dalaman diwakili oleh sistem persamaan berstruktur manakala model luaran diwakili oleh sistem persamaan pengukuran. Model dalaman ditulis sebagai

$$\boldsymbol{\eta}_t = \mathbf{A}_t \boldsymbol{\eta}'_t + \boldsymbol{\Omega}_t \boldsymbol{\zeta}_t + \boldsymbol{\zeta} \quad (1)$$

dengan $\boldsymbol{\eta}_t$ vektor lajur $k \times 1$ bagi pembolehubah pendam endogen teguh; \mathbf{A}_t matriks $k \times k$ bagi pekali regresi berganda teguh yang menyukat sumbangan pembolehubah endogen teguh terhadap pembolehubah endogen teguh yang lain bagi model dalaman; $\boldsymbol{\eta}'_t$ vektor lajur $k \times 1$ bagi pembolehubah pendam endogen teguh yang lain daripada $\boldsymbol{\eta}_t$ bagi model dalaman; $\boldsymbol{\Omega}_t$ matriks $k \times j$ bagi pekali regresi berganda teguh yang menyukat sumbangan pembolehubah eksogen teguh terhadap pembolehubah endogen teguh model dalaman; $\boldsymbol{\zeta}_t$ vektor lajur $j \times 1$ bagi pembolehubah pendam eksogen teguh model dalaman; dan $\boldsymbol{\zeta}_t$ vektor lajur $k \times 1$ bagi ralat penganggaran.

Manakala model pengukuran, iaitu persamaan yang menunjukkan hubungan antara pembolehubah penunjuk teguh $\mathbf{x}_t = [x_{1t} x_{2t} \dots x_{p_t}]^T$ dengan pembolehubah pendam eksogen teguh $\boldsymbol{\zeta}_t = [\zeta_{1t} \zeta_{2t} \dots \zeta_{jt}]^T$ ditulis sebagai:

$$\mathbf{x}_t = \boldsymbol{\omega}_t \boldsymbol{\xi}_t + \boldsymbol{\delta}_t \tag{2}$$

dengan \mathbf{x}_t vektor lajur $p \times 1$ bagi pembolehubah penunjuk teguh; $\boldsymbol{\omega}_t$ matriks $p \times j$ bagi pekali korelasi antara pembolehubah pendam penunjuk teguh dengan pembolehubah eksogen teguh; $\boldsymbol{\xi}_t$ vektor lajur $j \times 1$ bagi pembolehubah pendam eksogen teguh; $\boldsymbol{\delta}_t$ vektor lajur $p \times 1$ bagi ralat pengukuran pembolehubah penunjuk teguh.

Anggaran Pembolehubah Pendam Teguh Model Luaran dan Dalaman MPB-KTS Teguh

Anggaran pembolehubah pendam teguh model luaran MPB-KTS Teguh adalah sama dengan anggaran yang dilakukan dalam MPB-KTS. Walau bagaimanapun, berdasarkan MPB-KTS Teguh, setiap pembolehubah penunjuk dan pembolehubah pendam didarabkan dengan pemberat. Tujuan mendarabkan pemberat adalah bagi mengeluarkan kes yang mengandungi data pencilan. Jika wujud data pencilan, nilai pemberat adalah sifar, manakala jika tidak wujud data pencilan nilai pemberat adalah bersamaan 1. Pembolehubah-pembolehubah penunjuk dengan pemberat bersamaan satu sahaja yang akan digunakan bagi membangunkan MPB-KTS Teguh. Penganalisan sebegini pernah dilakukan oleh Hubert dan Branden (2003) melalui analisis regresi teguh.

Bagi menganggar pemberat teguh, katakan data untuk n kes dipertimbangkan. Jika terdapat j_p pembolehubah penunjuk, iaitu yang menghubungkan dengan pembolehubah pendam eksogen teguh ke- p , iaitu $X_p = [x_{1p} \ x_{2p} \ \dots \ x_{j_p p}]^T$, maka matriks data ini ditulis seperti berikut:

$$\begin{bmatrix} \xi_{p1t} & x_{11} & x_{21} & \dots & x_{j_p 1} \\ \xi_{p2t} & x_{12} & x_{22} & \dots & x_{j_p 2} \\ \vdots & \vdots & \vdots & & \vdots \\ \xi_{pn_t} & x_{1n} & x_{2n} & \dots & x_{j_p n} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} u_1 \xi_{p1} & u_1 x_{11} & u_1 x_{21} & \dots & u_1 x_{j_p 1} \\ u_2 \xi_{p2} & u_2 x_{12} & u_2 x_{22} & \dots & u_2 x_{j_p 2} \\ \vdots & \vdots & \vdots & & \vdots \\ u_n \xi_{pn} & u_n x_{1n} & u_n x_{2n} & \dots & u_n x_{j_p n} \end{bmatrix}$$

Bagi matriks di atas, $\mathbf{u} = [u_1 u_2 \dots u_n]^T$ adalah pemberat yang dicadangkan oleh Hubert dan Branden (2003) yang digunakan bagi memilih kes yang tidak mengandungi data pencilan. Iaitu, pemberat u_i untuk $i = 1, 2, \dots, n$ ditakrif sebagai:

$$u_i = \begin{cases} 1 & \text{jika } JT_i \leq \chi^2_{(p+q), 0.975}, \quad i = 1, 2, \dots, n \\ 0 & \text{sebaliknya.} \end{cases} \tag{3}$$

Pemberat bersamaan 1, bermaksud kes tersebut tidak mengandungi data pencilan. Oleh itu, matriks bagi pembolehubah pendam eksogen teguh dan pembolehubah penunjuk teguh di atas adalah bagi kes pemberat bukan sifar. Vektor min dan matriks varians-kovarians bagi pembolehubah pendam eksogen teguh ζ_{p_t} dan pembolehubah penunjuk X_p ditulis sebagai:

$$\boldsymbol{\mu}_t = \begin{bmatrix} \mu_{\zeta_{p_t}} \\ \mu_1 \\ \vdots \\ \mu_p \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_{\zeta_{p_t}} \\ \boldsymbol{\mu}_x \end{bmatrix} \text{ dan } \boldsymbol{\Sigma}_t = \left[\begin{array}{c|ccc} \sigma_{\zeta_{p_t}\zeta_{p_t}} & \sigma_{\zeta_{p_t}1} & \cdots & \sigma_{\zeta_{p_t}p} \\ \hline \sigma_{1\zeta_{p_t}} & \sigma_{11} & \cdots & \sigma_{1p} \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ \sigma_{p\zeta_{p_t}} & \sigma_{p1} & \cdots & \sigma_{pp} \end{array} \right] = \begin{bmatrix} \sigma_{\zeta_{p_t}\zeta_{p_t}} & \boldsymbol{\sigma}_{\zeta_{p_t}x}^T \\ \boldsymbol{\sigma}_{\zeta_{p_t}x} & \boldsymbol{\Sigma}_{xx} \end{bmatrix}$$

dengan $\mu_{\zeta_{p_t}}$ min bagi pembolehubah pendam eksogen teguh ke- p ; $\sigma_{\zeta_{p_t}\zeta_{p_t}}$ varians bagi pembolehubah pendam eksogen teguh ke- p ; $\boldsymbol{\mu}_x$ vektor lajur $j_p \times 1$ bagi min pembolehubah penunjuk; vektor lajur $j_p \times 1$ bagi kovarians antara pembolehubah pendam eksogen teguh ke- p ; dan pembolehubah penunjuk teguh $\boldsymbol{\Sigma}_{xx}$ matriks $j_p \times j_p$ bagi varians-kovarians pembolehubah penunjuk.

Berdasarkan min dan varians kovarians di atas, anggaran pemberat teguh

$\hat{\boldsymbol{\omega}}_t = [\hat{\omega}_{1_t} \hat{\omega}_{2_t} \dots \hat{\omega}_{p_t}]^T$ dengan menggunakan kaedah KTS teguh bagi kes reflektif diberi sebagai:

$$\hat{\boldsymbol{\omega}}_t = \mathbf{D}_{\boldsymbol{\Sigma}_{x_t x_t}}^{-\frac{1}{2}} \boldsymbol{\sigma}_{\zeta_t x_t} \boldsymbol{\sigma}_{\zeta_t \zeta_t}^{-\frac{1}{2}} \quad (4)$$

dengan $\boldsymbol{\omega}_t$ vektor lajur $p \times 1$ bagi anggaran pemberat pembolehubah pendam eksogen teguh bagi kes reflektif; $\mathbf{D}_{\boldsymbol{\Sigma}_{x_t x_t}}^{-\frac{1}{2}}$ matriks songsang pepenjuru $p \times p$ bagi sisihan piawai pembolehubah penunjuk teguh; $\boldsymbol{\sigma}_{\zeta_t x_t}$ vektor lajur $p \times 1$ bagi kovarians antara pembolehubah pendam eksogen teguh model dalaman dan pembolehubah penunjuk teguh; $\boldsymbol{\sigma}_{\zeta_t \zeta_t}^{-\frac{1}{2}}$ adalah sisihan piawai songsang pembolehubah pendam eksogen.

Anggaran pemberat teguh $\hat{\boldsymbol{\omega}}_t = [\hat{\omega}_{1_t} \hat{\omega}_{2_t} \dots \hat{\omega}_{p_t}]^T$ dengan menggunakan kaedah KTS teguh bagi kes formatif diberi sebagai:

$$\hat{\boldsymbol{\omega}}_t = \boldsymbol{\Sigma}_{x_t x_t}^{-1} \boldsymbol{\sigma}_{\zeta_t x_t} \quad (5)$$

dengan $\boldsymbol{\omega}_t$ vektor lajur $p \times 1$ bagi anggaran pemberat pembolehubah pendam eksogen teguh; $\boldsymbol{\Sigma}^{-1}$ matriks songsang $p \times p$ bagi varians-kovarians pembolehubah

penunjuk teguh; $\sigma_{\xi_t x_t}$ vektor lajur $p \times 1$ bagi kovarians antara pembolehubah pendam eksogen teguh model dalaman dengan pembolehubah penunjuk teguh.

Kaedah penganggaran pembolehubah pendam model dalaman MPB-KTS Teguh adalah sama dengan penganggaran berdasarkan MPB-KTS. Pembolehubah pendam model dalaman boleh dibahagikan kepada dua jenis, iaitu pembolehubah pendam eksogen teguh dan pembolehubah pendam endogen teguh masing-masing diwakili oleh ξ_t dan η_t . Katakan data untuk n kes dipertimbangkan, dengan $\xi_t = [\xi_{1t}, \xi_{2t}, \dots, \xi_{jt}]^T$ pembolehubah pendam eksogen teguh dan satu pembolehubah endogen teguh, iaitu η_t . Matriks bagi pembolehubah pendam eksogen teguh dan endogen teguh ditulis seperti berikut:

$$\begin{bmatrix} \eta_{1t} & \xi_{11t} & \xi_{21t} & \cdots & \xi_{j1t} \\ \eta_{2t} & \xi_{12t} & \xi_{22t} & \cdots & \xi_{j2t} \\ \vdots & \vdots & \vdots & & \vdots \\ \eta_{nt} & \xi_{1nt} & \xi_{2nt} & \cdots & \xi_{jnt} \end{bmatrix}$$

Vektor min dan matriks varians-kovarians bagi pembolehubah pendam endogen teguh dan eksogen teguh ditulis sebagai:

$$\mu_t = \begin{bmatrix} \mu_{\eta_t} \\ \mu_{\xi_{1t}} \\ \vdots \\ \mu_{\xi_{jt}} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_{\eta_t} \\ \mu_{\xi_t} \end{bmatrix}$$

$$\Sigma_t = \begin{bmatrix} \sigma_{\eta_t \eta_t} & \sigma_{\eta_t \xi_{1t}} & \cdots & \sigma_{\eta_t \xi_{jt}} \\ \sigma_{\xi_{1t} \eta_t} & \sigma_{\xi_{1t} \xi_{1t}} & \cdots & \sigma_{\xi_{1t} \xi_{jt}} \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ \sigma_{\xi_{jt} \eta_t} & \sigma_{\xi_{1t} \xi_{jt}} & \cdots & \sigma_{\xi_{jt} \xi_{jt}} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma_{\eta_t \eta_t} & \sigma_{\eta_t \xi_t}^T \\ \sigma_{\eta_t \xi_t} & \Sigma_{\xi_t \xi_t} \end{bmatrix}$$

dengan μ_{η_t} min bagi pembolehubah pendam endogen teguh model dalaman; μ_{ξ_t} vektor lajur $j \times 1$ bagi min pembolehubah pendam teguh model dalaman; $\sigma_{\eta_t \xi_t}$ vektor lajur $j \times 1$ bagi kovarians antara pembolehubah pendam endogen teguh dengan pembolehubah eksogen teguh model dalaman; $\Sigma_{\xi_t \xi_t}$ matriks $j \times j$ bagi varians-kovarians pembolehubah pendam eksogen teguh model dalaman.

Anggaran pembolehubah pendam endogen teguh model dalaman, iaitu berdasarkan persamaan regresi linear ditulis sebagai:

(6)

$$\hat{\eta}_t = \zeta_t^T \hat{Q}_t$$

dengan $\hat{\eta}_t$ bagi anggaran pembolehubah pendam endogen teguh; ζ_t^T vektor baris $1 \times j$ bagi pembolehubah pendam eksogen teguh; $\sigma_{\eta_t \zeta_t}$ vektor lajur $j \times 1$ bagi anggaran pekali regresi linear berganda yang menyukat sumbangan pembolehubah pendam eksogen teguh terhadap pembolehubah pendam endogen teguh.

Anggaran pemberat, iaitu $\hat{Q}_t = [\hat{Q}_{1t} \hat{Q}_{2t} \dots \hat{Q}_{jt}]^T$ diberi sebagai:

$$\hat{Q}_t = \Sigma_{\zeta_t \zeta_t}^{-1} \sigma_{\eta_t \zeta_t} \quad (7)$$

dengan \hat{Q}_t vektor lajur $j \times 1$ bagi anggaran pemberat pembolehubah pendam endogen teguh model dalaman; $\Sigma_{\zeta_t \zeta_t}^{-1}$ matriks songsang $j \times j$ bagi varians-kovarians pembolehubah pendam eksogen teguh model dalaman; $\sigma_{\eta_t \zeta_t}$ vektor lajur $j \times 1$ bagi kovarians antara pembolehubah pendam endogen teguh dengan pembolehubah pendam eksogen teguh model dalaman.

Kesesuaian Model MPB-KTS Teguh

Bagi menguji kesesuaian model, kebolehpercayaan model pengukuran, dan kestabilan model, tiga pengukuran digunakan, iaitu:

(i) kebolehpercayaan komposit pembolehubah penunjuk Dillon-Goldstein,

$$\omega = \frac{\tau}{\tau + b - \beta^T \beta} \quad ; \text{ (jika } \omega \geq 0.70, \text{ diterima sebagai memiliki kebolehpercayaan}$$

komposit) dengan $\omega^T = [\omega_1 \omega_2 \dots \omega_j]$ adalah vektor kebolehpercayaan komposit pembolehubah penunjuk; $\tau = \beta^T L \psi$ dengan $\tau^T = [\tau_1 \tau_2 \dots \tau_j]$ vektor jumlah varians yang dikumpulkan oleh pembolehubah pendam daripada pembolehubah penunjuk;

$L^T = [1 \ 1 \ \dots \ 1]$; $\beta^T = [\beta_1 \ \beta_2 \ \dots \ \beta_j]$, $\beta_j^T = [\beta_{j1} \ \beta_{j2} \ \dots \ \beta_{ji}]$ vektor muatan komponen dengan j pembolehubah pendam yang dikaitkan dengan i pembolehubah penunjuk;

$$\psi = \text{var} [\zeta_{T1} \zeta_{T2} \dots \zeta_{Tj}] \text{ dengan } \text{var} (\zeta_{Tj}) \equiv \frac{1}{h-1} \sum_{j \in H} (\zeta_{Tji} - \bar{\zeta}_{Tj})^2 ; \bar{\zeta}_{Tj} = \frac{1}{h} \sum_{j \in H} \zeta_{Tji}$$

dan; b adalah parameter anggaran dalam regresi berganda.

- (ii) kebagusan model pengukuran (kebolehpercayaan pembolehubah pendam) Ekstrak Varians Purata Fornell dan Larcker,

$$\rho = \frac{\kappa}{\kappa + b - \beta^T \beta} \quad (\text{jika } \rho \geq 0.70 \text{ diterima sebagai memiliki kebagusan model}$$

pengukuran) dengan $\rho = [\rho_1 \rho_2 \dots \rho_j]^T$ vektor kebolehpercayaan pembolehubah

pendam teguh; $\kappa = \beta^T \beta \psi$; $\kappa = [\kappa_1 \kappa_2 \dots \kappa_j]^T$ vektor jumlah varians yang

dikumpulkan oleh pembolehubah pendam daripada pembolehubah penunjuk;

vektor muatan komponen dengan j pembolehubah pendam yang dikaitkan dengan i pembolehubah penunjuk:

$$\psi = \text{var} [\zeta_{T_1} \zeta_{T_2} \dots \zeta_{T_j}] \text{ dengan } \text{var} (\zeta_{T_j}) = \frac{1}{h-1} \sum_{j \in H} (\zeta_{T_{ji}} - \bar{\zeta}_{T_j})^2; \bar{\zeta}_{T_j} = \frac{1}{h} \sum_{j \in H} \zeta_{T_{ji}}$$

adalah parameter anggaran dalam regresi berganda.

- (iii) Indek kesahan silang (IKS) iaitu, sisihan kovarians model yang diuji berbanding model bebas. IKS yang kecil memperlihatkan kestabilan model yang dibina.

- (iv) Menguji Model Dalaman, dengan Model Dalaman MPB diuji berdasarkan nilai pekali penentu, pengujian adalah seperti berikut:

$R^2 = [R^2/p] / [(1-R^2)/(N-p-1)]$ bertaburan secara $F_{1,(N-p-1)}$ dengan R^2 adalah pekali penentuan; N adalah bilangan cerapan dan; p adalah bilangan parameter anggaran dalam garis regresi.

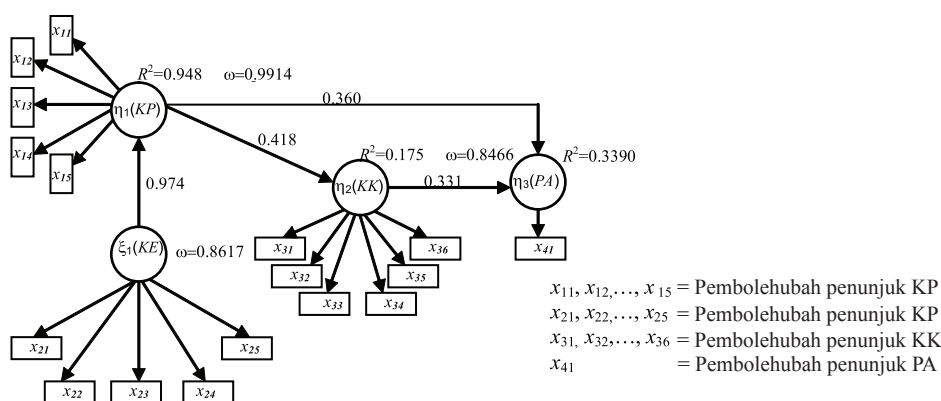
Instrumen KE, KP, KK dan Pemungutan Data

Bagi menghasilkan model PA berdasarkan MPB-KTS, data KE, KP, KK, dan PNG pelajar dipungut daripada 183 pelajar. KE yang digunakan adalah berdasarkan konsep dan instrumen yang dihasilkan oleh BarOn. KP pula merujuk kepada konsep dan instrumen yang dihasilkan oleh Cameron. Manakala KK adalah daripada instrumen NTS Mohd Nawi *et al.* KE BarOn dan KP Cameron yang digunakan diterjemah ke dalam bahasa Malaysia. Ujian kesahan kandungan telah dilakukan oleh pensyarah dalam bidang psikologi, penilaian, matematik, kaunseling, dan bahasa dari UPSI dan UiTM. Dalam kajian ini, *kesahan kandungan* instrumen dengan kaedah *kritikan luaran* digunakan. Kesahan sesuatu instrumen adalah berdasarkan pekali kesahan yang mengambil nilai purata dari skor kumulatif yang diperolehi daripada penilaian pakar (Mohamad Najib, 1999). Nilai pekali kesahan diantara 0.30 dan 0.40 kebiasaannya dikira tinggi dalam menentukan kesahan sesuatu instrumen kajian (Kaplan dan Saccuzzo, 1997). Dalam kajian ini, kaedah “*Thurstone*” digunakan bagi mendapatkan skor atas penilaian yang ditanda oleh pakar dalam borang penilaian.

Salah satu kriteria yang membolehkan instrumen kajian diterima adalah kebolehpercayaan. Kebolehpercayaan juga adalah satu pengukuran yang menunjukkan sejauhmana skor responden mempunyai skor sebenar (skor ralat kecil) yang mencerminkan sifat atau pernyataan diukur dengan nilai pekali *alpha cronbach* antara 0.00 dan 1.00 (Kaplan dan Saccuzzo). Bagi membolehkan item-item instrumen dalam kajian diterima, nilai *alpha cronbach* yang dicadangkan adalah melebihi 0.7 (Kaplan dan Saccuzzo; McLeod, 1994). Gay (1987) pula berpendapat nilai *alpha cronbach* 0.6 masih boleh lagi diterima dalam mengukur afektif yang selalu berubah-berubah.

Perbincangan

Nilai *kesahan kandungan* instrumen KK, KE, dan KP adalah di antara 0.8 dan 0.9. Dengan nilai pekali *alpha cronbach* bagi kesemua item KP, KE dan KK adalah di antara 0.6 dan 0.9. MPB PA berdasarkan teori psikologi KE, KP dan KP adalah seperti di Rajah 1.



Rajah 1 Model Persamaan Berstruktur

Dua model persamaan berstruktur berdasarkan kaedah kuasadua terkecil separa berjaya dibentuk. Model-model yang dimaksudkan adalah MPB-KTS dan MPB-KTS Teguh. Perbandingan dibuat berdasarkan cadangan Lohmoller bagi penerimaan sesuatu model persamaan berstruktur berdasarkan KTS. Perbandingan melibatkan (i) pengukuran kebolehpercayaan komposit pembolehubah penunjuk Dillon-Goldstien (ω); (ii) kebagusan model pengukuran (kebolehpercayaan pembolehubah pendam) Ekstrak Varians Purata Fornell dan Larcker (ρ); (iii) Indek kesahan silang bagi menguji kestabilan model. Nilai yang diperolehi dalam ketiga-tiga pengujian adalah seperti berikut:

Jadual 1 Perbandingan Model Bebas, Model Konvarians Empirikal dan Model Konvarians PKM

Model	Dillon-Goldstien (ω) (≥ 0.70) PA; KK; KE; KP	Fornell & Larcker (ρ)	Indek kesahan silang
MPB-KTS	1.000;0.8410;0.7431;0.8735	0.8311	71.59
MPB-KTS Teguh	1.000; 0.8466; 0.8617;0.9914	0.9027	33.81*

Daripada jadual di atas, jika dibandingkan diantara MPB-KTS dan MPB-KTS Teguh, didapati bahawa MPB-KTS Teguh adalah lebih baik. Ini memperlihatkan penambah baikan dengan kaedah PKM dalam pembentukan pembolehubah pendam teguh jika wujud data pencilan.

Dengan memperkenalkan kaedah PKM, bagi mendapatkan kovarians yang digunakan untuk membentuk pembolehubah pendam teguh, menghasilkan model PPB yang lebih baik. Ini ditunjukkan melalui nilai kebolehpercayaan komposit pembolehubah penunjuk Dillon-Goldstien (ω) iaitu melebihi 0.70; kebagusan model pengukuran (kebolehpercayaan pembolehubah pendam) Fornell dan Larcker (ρ) iaitu melebihi 0.70; dan Indek kesahan silang yang kecil.

Rujukan

- BarOn, R. (1997). *The Emotional Quotient Inventory (EQi): Technical Manual*. Toronto: Multi-Health Systems.
- BarOn, R. (2000). Emotional and Social Intelligence: Insights from The Emotional Quotient Inventory. In BarOn, R. & Parker, J.D.A. (Eds.). *The Handbook of Emotional Intelligence*, pp. 363-388. San Francisco: Jossey-Bass.
- Branden, K.V. & Hubert, M. (2003). Robustness Properties of a Robust SIMPLS Method. Department of Mathematics, Katholieke Universiteit Leuven, Belgium.
- Butcher, D. & Harvey, P. (1980). Meta-ability Development: A New Concept for Career Management. *Career Development International*, **3**(2): 75-78.
- Cameron, A. (1999). *Management Development Questionnaire*. Amherst: HRD Press.
- Cassel, C., Hackl, P., Westlund, A. H. (1999). Robustness of Partial Least-Squares Method for Estimating Latent Variable Quality Structures, *Journal of Applied Statistics*, **26**(4), 435-446.
- Cassel, C., Hackl, P., Westlund, A. H. (2000). On Measurement of Intangible Assets: A Study of Robustness of Partial Least Squares, *Total Quality Management & Business Excellence*, **11**(7), 897-907.
- Chin, W.W., Marcolin, B.L., Newsted, P.R. (1996). A Partial Least Squares Latent Variable Modeling Approach for Measuring Interaction Effects: Results from a Monte Carlo Simulation Study and Voice Mail Emotion/Adoption Study. *Proceedings of The Seventeenth International Conference on Information Systems*, Cleveland, Ohio.

- Church, A. H. & Waclawski, J. (1999). Influence behaviors and managerial effectiveness in lateral relations. *Human Resource Development Quarterly*, 10(1): 3-34.
- Croux, C. & Haesbroeck, G. (1996). Influence Function and Efficiency of Minimum Covariance Determinant Scatter Matrix Estimator. *Journal of Multivariate Analysis*, 71: 161-190.
- Croux, C., & Haesbroeck, G. (2000). Principal Component Analysis Based on Robust Estimators of The Covariance or Correlation Matrix: Influence Functions and Efficiencies. *Biometrika*, 87(3): 603- 618.
- Feist, G.J. & Barron, F. (1996). Emotional Intelligence and Academic Intelligence in Career and Life Success. Annual Convention of the American Psychology Society, San Fransisco.
- Gay, L.R. (1987). Selection of measurement instruments. Dlm. *Educational Research: Competencies for Analysis and Application*, Ed. ke-3. New York: Macmillan.
- Hardin, J. & Rocke, D. M. (2004). Outlier Detection in The Multiple Cluster Setting Using The Minimum Covariance Determinant Estimator. *Computational Statistics & Data Analysis*, 44(4): 625-638.
- Hubert, M., & Branden K.V. (2003). Robust Methods for Partial Least Squares Regression. *Journal of Chemometrics*, 17, 537-549.
- Hubert, M., Rousseeuw, P.J, & Aelst, S.V. (2004). Robustness. In. Sundt, B. & Teugels, J. (eds.). *Encyclopedia of Actuarial Sciences*, pp. 1515-1529. New York: John Wiley.
- Hubert, M., Rousseeuw, P.J., and Vanden Branden, K. (2005). ROBPCA: a New Approach to Robust Principal Component Analysis, *Technometrics*, 47, 64-79.
- Iversen, O.I. (2000). Managerial Competencies: An Investigation into The Importance of Managerial Competencies Across National Borders in Europe-Differences and Similarities. The 8th World Congress On Human Resource Management Paris, May.
- Jöreskog, K.G. & Sörbom, D. (2006). *Lisrel 8.8: A Guide to the Program and Applications*. Illionis: SPSS Inc.
- Kaplan, R. M. & Saccuzzo, D.P. (1997). *Psychological Testing: Principles, Applications and Issues*. Ed. ke-4. Belmont: Brooks.
- Langley, A. (2000). Emotional intelligence: A new evaluation for management development. *Career Development International*, 5(3): 177
- Loehlin, J.C. (2004). *Latent Variable Models*. Ed. ke-4. New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates
- Lohmoller, J.B. (1989). PLS-GUI: A Graphic User Interface for Lvpls (PLS 1.8 PC), Berlin.
- McLeod, J. (1994). *Doing Counselling Research*. London: Sage Publication.
- Mohamad Najib Abdul Ghafar. (1999). *Penyelidikan Pendidikan*. Skudai: Penerbit UTM.
- Mohd. Nawi Ab. Rahman. (2001). Nilai Tara Siswa. Kajian oleh Mohd. Nawi Ab. Rahman *et al.*. Pusat Penyelidikan dan Perundingan, Universiti Pendidikan Sultan Idris.
- Rousseeuw, P.J. (1984). Least Median of Squares Regression. *Journal of American Statistical Association*, 79, 871-880.
- Rousseeuw, P.J., & Van Zomeren, Driessen, K. (1999). A Fast Algorithm for the Minimum Covariance Determinant Estimator. *Technometrics*, 41, 212-223.
- Sternberg, R. J. & Hedlund, J. (2002). Practical intelligence, g and work psychology. *Human Performance*, 15(1/2): 143-160
- Sternberg, R.J., Bruce, T. (1998). Teaching for Successful Intelligence Raises School Achievement. *Phi Delta Kappan*, 79(9): 667-669.

- Temme, D., Henning, K.; & Lutz, H. (2006). *PLS Path Modeling– A Software Review*. SFB 649 Discussion Paper 2006-084. Berlin: Institute of Marketing, Humboldt-Universität zu Berlin, Germany.
- Tenenhaus, M., Vinzi, V. E., Chatelin, Y.-M., and Lauro, C. (2005). PLS Path Modeling. *Computational Statistics and Data Analysis*, 48(1):159–205.
- Tucker, M.L. (2000). Training tomorrow's leaders: Enhancing the Emotional Intelligence of Business Graduates. *Journal of Education for Business*, 75(6): 331-338.
- Vinzi, V.E, Chin, W.W., Henseler, J. & Wang, H. eds. (2008). *Handbook of Partial Least Squares: Concepts, Methods and Applications in Marketing and Related Fields. Series: Springer Handbooks of Computational Statistics*. New York: Springer-Verlag.
- Wold, H. (1983). *Soft Modeling: The Basic Design, and Some Extensions*. Dlm. K.G. Joreskog & H. Wold (pnyt.). *Systems Under Indirect Observation*. Amsterdam: North-Holland.