

# VALIDITAS DAN RELIABILITAS WARWICK-EDINBURG MENTAL WELL BEING SCALE

Hartanto\*

hartantopaud@unwidha.ac.id

## Abstrak

Penelitian ini melakukan uji validasi dan uji reliabilitas mengenai konsep kesejahteraan mental melalui skala well being Warwick-Edinburg. Kesejahteraan mental atau akrab disebut sebagai mental well being adalah kondisi seorang individu yang merasakan kenyamanan dalam mind setnya mengenai kondisi mentalnya. Oleh karena itu, kondisi kesejahteraan mental sifatnya flutuatif dan relative. Meskipun demikian menurut pandangan peneliti, tetap ada kemungkinan konstruk mengenai kesejahteraan mental ini dialami dan dirasakan sama lintas budaya dan beberapa tidak. Metode penelitian ini menggunakan tehnik *confirmatory factor analysis* untuk melakukan penyelidikan mengenai konstruk laten dalam kesejahteraan mental dan uji reliabilitas menggunakan *composite reliability* dari Raykov. Subjek berkisar 200 orang dengan latar belakang pendidikan mahasiswa dan pelajar, yang berusia remaja. Piranti lunak yang digunakan adalah R version 3.2.1 (2014-10-31) -- “Pumkin Helmet” dan Lisrel 8.8. Hasil penelitian menjelaskan bahwa ada beberapa indikator kesejahteraan mental yang tidak memnuhi standart dan gugur. Model dalam menjelaskan antara matrix kovarian data dengan teori juga terbilang kurang fit. Meskipun demikian uji reliabilitas tercapai koefisien yang signifikan dan layak.

**Keyword:** kesejahteraan mental, validitas, reliabilitas

---

\* **Hartanto** adalah Dosen Universitas Widya Dharma Klaten Jawa Tengah.

## PENDAHULUAN

Kiranya, sangatlah tepat jika WHO menegaskan bahwa definisi sehat tidak hanya mencakup kondisi fisik semata dan absennya penyakit, namun juga kondisi mental dan spiritual (Mason & Kearns, 2013), dengan kata lain konsep *well being* merupakan perjumpaan dari empat aspek utama: transendensi, psikologis, sosial dan subjektif *well being* (Zapalla, 2007; Angner, 2010). Dalam pandangan ilmu psikologi tradisional, keadaan sejahtera dan

kondisi mental yang sehat berarti menggambarkan kondisi absennya stress, rasa bersalah dan bahkan depresi serta penguasaan diri terhadap symptom – symptom negative lainnya (Shanafelt, Novotny, Johnson, Zhao, Steensema, Lacy, Rubin, & Sloan, 2005). Era psikologi positif menggeser paradigma tersebut dan melengkapi definisi *well being* sebagai titik keberfungsian secara optimal sisi-sisi dalam diri individu mencakup fisik, sosio-emotional, spiritual,

kognitif, dan perilaku (Wajsblat, 2011). Konsep *well being* merupakan meta-konsep dengan banyak mini-konsep didalamnya, secara global *well being* mencakup akan optimalisasi keberfungsian dalam berperilaku dan berpikir, kondisi kualitas hidup dan kondisi kesehatan fisik maupun mental (Bornstein, Davidson, Keyes, & Moore, 2003; Humphreys, Goodman, & Ogilvie, 2013; Tokuda, Doba, Butler, & Paasche-Orlow, 2009). Oleh karena itu riset dan pengembangan pengukuran skala mengenai *well being* menjadi sangat luas dan beragam (Moore, Bates, Brierley-Bowers, Taafe, & Clymer, 2012).

Dalam cakupan lebih luas kaidah *well being* juga berkorelasi dengan faktor ekonomi, sospol, budaya (Rentfrow, Mellander, & Florida, 2009; Jorgensen, Jamieson, & Martin, 2010) dan juga kondisi penegakan HAM dalam suatu wilayah (Talbot, 2010). Memang sejauh ini budaya dengan dimensi individualistik selalu memberi pijakan bagi banyak teori dalam ilmu sosial untuk berkembang dan berkreasi, tak terkecuali ilmu psikologi. Namun, seperti yang diketahui bahwa selain dimensi budaya individualistik juga dikenal dimensi budaya kolektif dimana mensyaratkan karakter masyarakat yang menjunjung tinggi etika kebersamaan dalam setiap sendi kehidupannya (Shiraev, & Levy, 2010). Dalam ilmu psikologi,

permasalahan muncul ketika acuan dalam beberapa konsep/alat ukur meniti hanya pada satu generalisasi (nomotetik) (Proctor, & Capaldi, 2006), yang tidak dipungkiri hal itu mengandung beberapa bias budaya, bahasa dan sistem kepercayaan (Jackson, 2006; Paddila & Borsato, 2008), dan tidak terkecuali juga dalam pembakuan alat ukur tentang kesehatan dan kesejahteraan mental (Newbigging, Bola, & Shah, 2008). Selain itu budaya dan bahasa juga berperan dalam mempengaruhi individu dalam menjawab dan memberikan respon terhadap pengukuran skala (Keith, 2011).

Pengembangan alat ukur terhadap kesejahteraan dan kesehatan mental WEMWBS (*Warwick-Edinburg Mental Well-Being Scale*) saat ini mulai dilakukan dalam ranah lintas budaya (Tennant, Hiller, Fishwick, PlattJoseph, Weich, Parkinson, Secker, & Stewart-Brown, 2007; Bartram, Yadegarfar, Sinclair, & Baldwin, 2011). Mengingat skala WEMWBS muncul dan dikembangkan di budaya barat, maka akan sedikit banyak berbeda jika diaplikasikan di budaya timur (Taggart, Friede, Weich, Clarke, Johnson, & Stewart-Brown, 2013). Hal tersebut yang juga akhirnya mendorong dilakukannya penelitian uji validitas dan reliabilitas skala WEMWBS dalam bahasa dan budaya Indonesia. Sejauh pengetahuan peneliti skala WEMWBS belum pernah dialih

bahasakan kedalam bahasa Indonesia, dan hal ini pula yang mendorong peneliti untuk sekaligus melakukan uji validasi dan reliabilitas WEMWBS dalam bahasa Indonesia melalui pendekatan analisis faktor konfirmatori dan model persamaan struktural dari Raykov. Penelitian ini sekaligus bertujuan untuk memverifikasi informasi tentang faktor-faktor atau komponen-komponen penyusun skala WEMWBS dalam bahasa Indonesia melalui pendekatan analisis faktor konfirmatori dan persamaan model struktural.

*Well being* diartikan sebagai kondisi puncak manusia memperoleh keadaan baik dan sejahtera (Snyder & Lopez, 2002), oleh Edward Deci dan Richard Ryan (teori determinasi diri), kondisi *well being* diartikan sebagai kebahagiaan maksimal dari rasa pencapaian individu. Hal ini berasal dari domain individu seseorang yang merupakan menifestasi dari rasa aktualisasi diri, dan motivasi internalnya (Ryan & Deci, 2000; Ryan & Huta, 2009).

Salah satu skala pengembangan dari afeksi *well being* adalah PANAS. Skala PANAS menjadi sangat populer karena bias sosial rendah, dan memiliki konsistensi reliabilitas yang tinggi dalam penelitian lintas budaya. Penggabungan dari sisi kognitif dan afeksi selanjutnya dirumuskan sebagai kondisi mental yang sejahtera atau mental *well*

*being*. Pengembangan dan pengukuran skala WEMWBS terbilang sangat baru dan belum banyak dilakukan pembakuan dalam penelitian lintas budaya.

Validitas sejatinya berafiliasi dengan ketepatan dan kesesuaian (Anastasi & Urbina, 1997). Maksudnya adalah dalam suatu test yang diciptakan dengan tujuan untuk melakukan suatu pengukuran, maka konsep validitas adalah syarat mutlak yang harus dimiliki alat test tersebut (Ubina, 2004). Berangkat dari teori tersebut maka para ahli pun sepakat – tentunya dari bermacam – macam disiplin ilmu – bahwa konsep validitas merupakan derajat sejauh mana suatu tes dapat mengukur apa yang hendak diukur (Sawilowsky, 2007; Sireci, 2007), oleh karena itu studi validitas menjadi point yang sangat penting untuk selanjutnya menjaga kredibilitas ilmiah penilaian pendidikan dan psikologis (Sireci, 2007). Pendekatan dalam melakukan validitas konstruk dibagi 2, yaitu : a) pendekatan *multitrait-multimethod*, b) analisis faktor eksploratori maupun konfirmatori.

Ide utama dalam konsep reliabilitas adalah pencapaian keajegan dalam setiap melakukan pengukuran. Reliabilitas disebut sebagai property dari skor (*score properties*), bukan sebagai property dari alat test itu sendiri (*test properties*), dimana skor yang

didapat dari analisis suatu test dapat bervariasi antara satu dengan yang lain tergantung faktor – faktor yang mempengaruhinya (metode dan karakteristik subjek) (Feldt & Brennan, 1989). Posisi reliabilitas sama pentingnya dengan validitas dalam tiap alat ukur. Suatu alat ukur yang *reliable* dapat mempertahankan konsistensi pengukurannya dalam suatu rentang waktu, dan juga antar penilai (rater) (Robert, 2006).

Analisis faktor berkaitan dengan validitas konstruk, dimana penggunaan tehnik analisis faktor dapat digunakan untuk melakukan uji validitas konstruk pada suatu alat ukur. Analisis faktor adalah sebuah prosedur dalam mengidentifikasi dan mengelompokkan item ataupun variabel dalam sebuah penelitian karena konstruk yang mirip. Kemiripan antar butir dinyatakan dengan tingginya korelasi antar aitem. Dalam analisis faktor, dikenal dua istilah konstruk yaitu konstruk empirik dan konstruk laten (McGrath, 2011). Walaupun sejatinya analisis faktor diperuntukkan terhadap analisis mengenai permodelan variabel laten (*latent – variable model*) (Gorard & Taylor, 2004). Namun kedudukan analisis faktor menjadi sangat penting, ketika bisa digunakan untuk menguji validitas konstruk suatu alat test/skala, walaupun ada tehnik lain yang bisa digunakan, yaitu dengan *multi trait – multi method matrix* namun tehnik itu terlalu “mewah”

dengan harus melakukan pembakuan pola matriks dan memenuhi syarat validitas diskriminan dan validitas konvergen, yang ternyata hanya sedikit peneliti dan ilmuwan yang pernah melakukan (Rao, & Sinharay, 2007; Phye, Robinson, & Levin, 2005). Teknisnya, sebelum melakukan CFA lebih dahulu memperhatikan mengenai asumsi dan syarat apa saja yang diperlukan, seperti misalnya konsep teoritik ketika akan melakukan CFA haruslah kuat dan fundamental, selain itu juga spesifikasi permodelan, jumlah sample, tehnik melakukan estimasi dan terakhir jenis parameter apa yang dipakai juga harus adekuat untuk menunjang hasil yang baik dan diterima (Thompson, 2004). Namun masalah muncul jika ternyata asumsi normalitas tidak terpenuhi, Menyikapi hal tersebut akhirnya Joreskog dan Sorbom (2004), dalam bukunya memberikan suatu tehnik alternative, yaitu dengan menambah jumlah matrix asymptotic covarian (*asymptotic covariance matrix*) kedalam metode yang pertama tadi, yaitu *maximum likelihood*. Transformasi itu menghasilkan estimasi yang tahan terhadap sebaran data tidak normal (*robust maximum likelihood*).

Selain itu langkah selanjutnya adalah menentukan jenis parameter. Hoper, Coughlan dan Mullen, (2008) membagi jenis parameter untuk menilai sebuah model cocok dan fit

untuk dianalisis menjadi 3, yaitu parameter kecocokan absolute, parameter kecocokan inkremental, dan parameter kecocokan parsimoni. Parameter kecocokan absolute berguna untuk menentukan prediksi model keseluruhan terhadap kecocokan antara matrix korelasi dengan covarian. Parameter kecocokan absolute terdiri dari model *Root Mean Square Error of Approximation* (RMSEA), *Chi – Square* ( $x^2$ ), *Goodness of Fit Statistic* (GFI), *Adjusted of Goodness of Fit Statistic* (AGFI), *Root Mean Square Residual* (RMR) dan terakhir *Standardised Root Mean Square Residual* (SRMR). Selanjutnya parameter kecocokan inkremental berguna dalam membandingkan struktur model yang dirangkai dengan model dasar atau model standard (*null model*). Parameter kecocokan inkremental terdiri dari *Normed – Fit Index* (NFI) dan *Comparative Fit Index* (CFI). Parameter yang terakhir adalah parameter kecocokan parsimoni yang mengaitkan derajat kecocokan model dengan jumlah parameter yang diestimasi. Parameter ini terdiri dari *Parsimony Goodness-of-Fit Index* (PGFI) dan *Parsimonious Normed Fit Index* (PNFI). Begitu banyak estimasi yang harus dilakukan untuk mendapatkan hasil yang optimal, namun ada beberapa estimasi yang menurut para ahli, wajib dilaporkan dalam penelitian analisis faktor konfirmatori, yaitu ukuran

kecocokan *Chi – Square*, *degree of freedom*, *p – value*, RMSEA, CFI dan SRMR (Kline, 2011).

Model persamaan struktural (SEM), merupakan salah satu teknik untuk melakukan analisa variable latent seperti halnya analisis faktor dan teori respon item. SEM merupakan teknik analisis statistic yang mampu menganalisis secara serempak pola hubungan antara konstruk laten dan indikatornya, konstruk laten terhadap yang lain serta menghitung kesalahan pengukuran (*measurement error*). SEM adalah gabungan evolusi dari analisis persamaan regresi berganda (*statistic/structural model*) dan permodelan analisis faktor (*psychometric properties/measurement model*) (Hair, Anderson, Thatam, & Black. 1995).

Penelitian ini menggunakan pendekatan model persamaan structural dari Raykov untuk mengukur koefisien reliabilitas alat ukur *Warwick – Edinburg Mental Well Being*. Reliabilitas komposit Raykov merupakan jenis reliabilitas gabungan dari tiap – tiap variable laten/indikator, yang berawal dari perhitungan matematis dalam mencari koefisien dari reliabilitas yang tahan pelanggaran asumsi. Rumus matematik yang sering dipakai untuk menghitung reliabilitas komposit dengan structural model adalah sebagai berikut :

$$\rho_c = \frac{(\sum\lambda)^2}{[(\sum\lambda)^2 + \Sigma(\Theta)]}$$

$\rho$ = Reliabilitas komposit,

$\lambda$ = loading indikator, dan

$\Theta$ = error variance indikator

Pendekatan Raykov diambil karena perhitungan reliabilitas yang tahan akan pelanggaran asumsi. Biasanya analisis yang banyak dilakukan dalam penelitian untuk mencapai kelayakan koefisien reliabilitas adalah dengan melakukan analisis *cronbach Alpa*. Meskipun mencukupi untuk nilai praktis dan efisiensi, namun ternyata *cronbach Alpa* memiliki beberapa kelemahan. Apalagi ketika asumsi utama dalam penggunaan *cronbach Alpa* secara periodik dilanggar. Asumsi utama penggunaan *cronbach Alpa* adalah norma *essentially tau equivalent* dan error yang tidak berhubungan (*uncorrelated error*) dalam suatu administrasi alat test (Raykov, 1997a; Raykov, 2007; Socan, 2000; Sijtsma, 2009). Sejatinya *cronbach alpha* berdiri diatas asumsi bahwa proporsi setiap aitem (*faktor loading*) adalah parallel dan sejajar, dan error dari setiap aitem bersifat independent (*uncorrelated*) (Graham, 2006). Konsistensi koefisien cronbach alpa sangat bergantung pada asumsi dasar diatas, yang apabila dilanggar maka hasil reliabilitas yang dihasilkan akan bias/nilai dibatas estimasi terendah (*lower-bound estimates*). Subjek yang sama, waktu yang sama dan mengukur atribut yang sama,

namun mempunyai dua item tes yang saling paralel satu sama lain akan menghasilkan nilai skor murni yang konstan, walaupun varian kesalahan belum tentu sama.

Selain itu asumsi yang kedua, pemakaian *cronbach alpha* menuntut tidak tercapainya kovalen error antar item, jika dilihat teknisnya, konsistensi internal *cronbach alpha* adalah konsistensi antar item dalam tes, dengan melihat korelasi antar item dengan item total. Jadi analisisnya menggunakan distribusi varians antar item tes bukan skor tes. Dalam analisis reliabilitas suatu alat test permasalahan muncul ketika, suatu alat tes diberikan secara satu kali administrasi, memiliki karakteristik item yang hampir sama (sehingga jawaban yang akan dipilih cenderung karena kesesuaian bahasa antar item), dan karakteristik individu yang merespon beberapa item secara normative dan selalu mengikuti jawaban dan logika dari item yang sebelumnya, maka koefisien *cronbach alpa* akan menjadi bias (karena error antar item menjadi berkorelasi) dan otomatis hal itu yang nantinya akan menghasilkan error yang berkorelasi. Dalam ilmu psikologi dan bidang pengukuran akan selalu ada bermacam cara untuk menghasilkan error yang saling berkorelasi. Error berkorelasi dapat diantisipasi dengan melakukan analisis struktural antar variabel laten dan mempresisikan model estimasi (*advanced step*).

## **METODE PENELITIAN**

Subjek penelitian ini secara keseluruhan berjumlah sebanyak 200 orang. Hal itu termasuk adekuat, mengingat dalam SEM jumlah sampel yang tepat (*appropriate*) untuk dilaksanakannya analisis adalah dengan memenuhi formula 10 sampai 15 subjek sampel per variable indikator, jadi ketika jumlah variable indikator sebanyak 14, maka jumlah subjek sampel sebanyak 200 adalah memenuhi kriteria (Sacolo, Chung, Chu, Liao, Hua – Chen, Liang-Ou, I Chang, & Chou, 2013).

Instrumen yang jelas dipakai dalam riset ini adalah skala *Warwick – Edinburg Mental Well Being* dalam bahasa Indonesia yang dilakukan adaptasi dari skala *Warwick – Edinburg Mental Well Being* versi bahasa Inggris yang dikembangkan oleh Warwick dan Edinburg. Skala tersebut dikembangkan untuk memenuhi kebutuhan akan instrument singkat yang mengukur komponen dari WEMWBS.

Instrumen WEMWBS ini berbentuk skala likert dengan lima alternatif jawaban yang menunjukkan tingkat kesesuaian subjek terhadap pernyataan. Berbeda dengan skala likert yang pada umumnya diisi dengan memberikan tanda centang (v) pada kolom jawaban, pada skala ini subjek diminta untuk memberikan angka didepan setiap pernyataan yang ada. Norma penilaian mengenai

instrument WEMWBS bergerak dari sangat sesuai, sesuai, jarang, tidak sesuai dan sangat tidak sesuai.

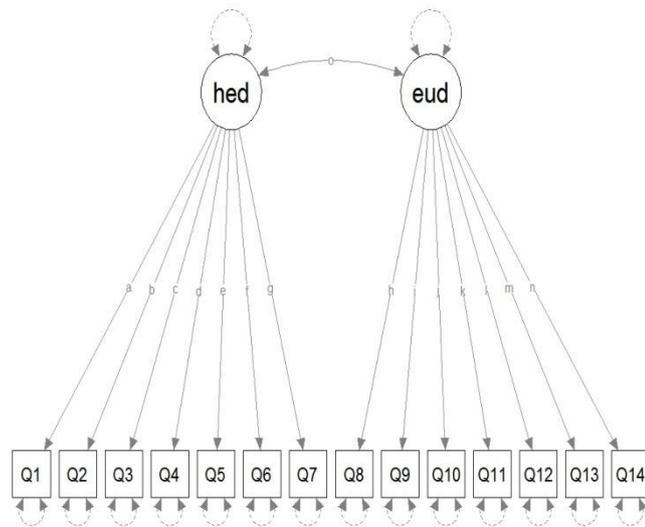
Pengujian validitas konstruk yang akan dilakukan dalam penelitian ini menggunakan tehnik analisis faktor konfirmatori. Tehnik CFA peneliti menggunakan piranti lunak R, sedangkan pengujian reliabilitas data menggunakan piranti lunak LISREL 8.80 (Joreskog & Sorbon, 2006).

## **HASIL DAN PEMBAHASAN**

Uji prasyarat analisis dilakukan terlebih dahulu dengan menguji sebaran data untuk mencapai sebaran normal. Sebuah data dikatakan mempunyai sebaran yang normal apabila memiliki nilai p lebih dari 0.05 dari *skewness* dan *kurtosis* dalam uji normalitas multivariate (Viera, 2011).

### **Analisis Model CFA**

Model yang akan diestimasi akan diuji melalui persamaan model structural dengan menggunakan piranti lunak R Core Team. Analisis data secara default menggunakan metode estimasi *Maximum Likelihood* (ML). Parameter yang digunakan untuk menguji ketepatan model adalah *Chi-square*, derajat kebebasan, nilai p dan RMSE, CFI, SRMR serta GFI. Model secara keseluruhan analisis faktor konfirmatori dapat dilihat pada gambar dibawah ini :



Gambar 1. Analisis Faktor Konfirmatori WEMWBS

R menggunakan *packages* untuk menjalankan fungsinya dalam menganalisa data. *Packages* didapat dari open-source pada ahli statistik. Pada dasarnya R berbasis *command line interface*, jadi untuk mengeluarkan image untuk

menggambarkan model CFA agak susah, walaupun dengan bantuan Analisis antara *image* yg muncul dan data tersaji secara terpisah, oleh karena itu peneliti sajikan mengenai notasi angka sebagaimana dibawah ini :

```
> summary(CFA.fit, standardized=TRUE)
lavaan (0.5-17) converged normally after 89 iterations

Number of observations                200

Estimator                            ML
Minimum Function Test Statistic      173.516
Degrees of freedom                    76
P-value (Chi-square)                 0.000

Parameter estimates:

Information                            Expected
Standard Errors                        Standard

Latent variables:
hedo =~
  Q1 (a) 1.000
  Q2 (b) 4.932 3.661 1.347 0.178 0.091 0.113
  Q3 (c) 4.098 3.113 1.316 0.188 0.372 0.363
  Q4 (d) 4.763 3.576 1.332 0.183 0.433 0.424
  Q5 (e) 5.768 4.261 1.354 0.176 0.524 0.587
  Q6 (f) 5.761 4.258 1.353 0.176 0.524 0.579
  Q7 (g) 5.512 4.087 1.349 0.177 0.501 0.532
euda =~
  Q8 (h) 1.000
  Q9 (i) 0.402 0.156 2.570 0.010 0.246 0.238
  Q10 (j) 0.620 0.168 3.695 0.000 0.379 0.367
  Q11 (k) 0.441 0.153 2.886 0.004 0.269 0.272
  Q12 (l) 0.533 0.154 3.449 0.001 0.325 0.336
  Q13 (m) -0.199 0.143 -1.396 0.163 -0.122 -0.124
  Q14 (n) 0.033 0.123 0.264 0.792 0.020 0.023

Covariances:
hedo ~~
  euda (o) 0.045 0.034 1.334 0.182 0.813 0.813
```

Dapat diketahui bahwa uji ketepatan model menghasilkan *Chi-square* = 173.51, *df* = 76, nilai *p* = 0.00, dan RMSEA = 0.080. *Chi-square* ( $\chi^2$ ) berguna untuk menguji seberapa dekat kecocokan (*closed-fit*) antara matrik kovarian model dengan matrik kovarian sample data. Nilai *Chi-square* ( $\chi^2$ ), derajat kebebasan (*df*) yang rendah, serta tingkat signifikansi yang besar atau sama dengan 0.05 ( $p > 0.05$ ) menunjukkan bahwa tidak ada perbedaan secara statistik antara matrik input yang diprediksi dengan matrik yang sebenarnya. Pada model di atas nilai *Chi-square* dan derajat kebebasan masih tergolong tinggi yakni ( $\chi^2$ ) sebesar 173.51 serta (*df*) sebesar 76, sehingga menghasilkan nilai *p* yang signifikan ( $p > 0.05$  = 0.00). Hal tersebut menunjukkan bahwa terdapat ketidakcocokan antara model atau teori yang diuji dengan data matrix yang ada. However, ini tidak berarti model ini tidak berguna karena dari sini bisa dilihat mengenai kemungkinan jenis sample, besar kecilnya dan pelanggaran asumsi. Ini menarik karena hasil dari RMSEA (*Root Mean Square Error of Approximation*) yang merupakan uji ketepatan yang menjelaskan residual yang terdapat di dalam suatu model mencapai derajat yang *good fit*. Logikanya, nilai yang diharapkan dari RMSEA sangatlah kecil. Pada penelitian ini model yang dianalisis memiliki nilai RMSEA 0.080 yang

menunjukkan bahwa terdapat kecocokan antara model atau teori yang diuji dengan data yang ada. Selain itu nilai CFI sebesar 0,77, SRMR sebesar 0,09, serta GFI sebesar 0,84 menunjukkan bahwa model yang diestimasi mendekati derajat fit model. Berdasarkan indeks ketepatan model yang secara keseluruhan tidak terpenuhi, maka dapat disimpulkan bahwa model yang disusun kurang sesuai dengan teori yang ada. Solusi yang bisa digunakan adalah menggunakan saran dari *modificationIndexs*, namun oleh Joreskog dan Sorbom, penggunaan *modificationIndexs* dianggap tehnik yang kurang diminati apabila teori dasar yang mendukungnya tidak ada. Selain itu *modificationIndexs* dalam R, tidak memberikan *syntax command line* bagaimana tata cara melakukan modifikasi (Beaujean, 2014).

Tokoh seperti Kenny, Kashy, dan Bolger (1998) serta Harrington (2009) juga mengemukakan bahwa memodifikasi model dengan menghubungkan dan melepaskan kesalahan pengukuran sehingga tercapai 1 konstruk baru sebaiknya dihindari terutama apabila teori yang mendasarinya tidak kuat. Meskipun demikian terdapat 1 aitem (aitem 13) yang kesalahan pengukurannya saling berhubungan sehingga dicapai hasil yang negatif. Brown (2006), menjelaskan bahwa kesalahan pengukuran yang saling berhubungan antar aitem dapat disebabkan

beberapa hal, yakni, aitem-aitem yang penyekorannya dibalik, aitem-aitem yang hampir sama frase atau kalimatnya (sehingga subjek akan menjawab mengikuti alur logika item

yang terdahulu), aitem-aitem yang mempunyai *social desirability tinggi*, dan aitem-aitem yang susah dimaknai.

```
> fitMeasures(CFA.fit)
npar          fmin          chisq          df
29.000      0.434      173.516      76.000
pvalue    baseline.chisq    baseline.df    baseline.pvalue
0.000      394.843      91.000      0.000
cfi          tli          nnfi          rfi
0.679      0.616      0.616      0.474
nfi          pnfi          ifi          rni
0.561      0.468      0.694      0.679
logl    unrestricted.logl    aic          bic
-3713.758    -3627.000      7485.516      7581.167
ntotal          bic2          rmsea          rmsea.ci.lower
200.000      7489.292      0.080      0.064
rmsea.ci.upper    rmsea.pvalue          rmr          rmr_nomean
0.096      0.001      0.072      0.072
srmr          srmr_bentler    srmr_bentler_nomean    srmr_bollen
0.078      0.078      0.078      0.078
srmr_bollen_nomean    srmr_mplus          srmr_mplus_nomean    cn_05
0.078      0.078      0.078      113.210
cn_01          gfi          agfi          pgfi
125.003      0.889      0.847      0.644
mfi          ecvi
0.784      1.158

> parameterEstimates(CFA.fit, standardized = TRUE, ci = FALSE)
lhs op  rhs label  est  se  z pvalue std.lv std.all std.no
1 hedo =~ Q1    a  1.000 0.000  NA  NA  0.091  0.113  0.113
2 hedo =~ Q2    b  4.932 3.661  1.347  0.178  0.448  0.520  0.520
3 hedo =~ Q3    c  4.098 3.113  1.316  0.188  0.372  0.363  0.363
4 hedo =~ Q4    d  4.763 3.576  1.332  0.183  0.433  0.424  0.424
5 hedo =~ Q5    e  5.768 4.261  1.354  0.176  0.524  0.587  0.587
6 hedo =~ Q6    f  5.761 4.258  1.353  0.176  0.524  0.579  0.579
7 hedo =~ Q7    g  5.512 4.087  1.349  0.177  0.501  0.532  0.532
8 euda =~ Q8    h  1.000 0.000  NA  NA  0.611  0.609  0.609
9 euda =~ Q9    i  0.402 0.156  2.570  0.010  0.246  0.238  0.238
10 euda =~ Q10   j  0.620 0.168  3.695  0.000  0.379  0.367  0.367
11 euda =~ Q11   k  0.441 0.153  2.886  0.004  0.269  0.272  0.272
12 euda =~ Q12   l  0.533 0.154  3.449  0.001  0.325  0.336  0.336
13 euda =~ Q13   m -0.199 0.143 -1.396  0.163 -0.122 -0.124 -0.124
14 euda =~ Q14   n  0.033 0.123  0.264  0.792  0.020  0.023  0.023
15 hedo =~ euda  o  0.045 0.034  1.334  0.182  0.813  0.813  0.813
16 Q1 =~ Q1     0.637 0.064  9.952  0.000  0.637  0.987  0.987
17 Q2 =~ Q2     0.543 0.063  8.601  0.000  0.543  0.730  0.730
18 Q3 =~ Q3     0.911 0.097  9.429  0.000  0.911  0.868  0.868
19 Q4 =~ Q4     0.857 0.093  9.178  0.000  0.857  0.821  0.821
20 Q5 =~ Q5     0.522 0.065  8.001  0.000  0.522  0.655  0.655
21 Q6 =~ Q6     0.545 0.067  8.089  0.000  0.545  0.665  0.665
22 Q7 =~ Q7     0.636 0.075  8.507  0.000  0.636  0.717  0.717
23 Q8 =~ Q8     0.634 0.100  6.329  0.000  0.634  0.629  0.629
24 Q9 =~ Q9     1.004 0.104  9.672  0.000  1.004  0.943  0.943
25 Q10 =~ Q10   0.921 0.101  9.134  0.000  0.921  0.865  0.865
26 Q11 =~ Q11   0.911 0.095  9.564  0.000  0.911  0.926  0.926
27 Q12 =~ Q12   0.830 0.089  9.296  0.000  0.830  0.887  0.887
28 Q13 =~ Q13   0.946 0.095  9.915  0.000  0.946  0.985  0.985
29 Q14 =~ Q14   0.736 0.074  9.997  0.000  0.736  0.999  0.999
30 hedo =~ hedo 0.008 0.012  0.685  0.493  1.000  1.000  1.000
31 euda =~ euda 0.373 0.110  3.390  0.001  1.000  1.000  1.000
> |
```

**Uji Reliabilitas Komposit**

Berdasarkan nilai pada matrik *lambda X* dan *theta delta* (karena tidak membutuhkan variable eksogen), maka perhitungan untuk reliabilitas komposit dilakukan sebagai berikut :

Reliable Composit

Standardized Solution

LAMBDA-X

hedo euda

Q1	0.09	--
Q2	0.45	--
Q3	0.37	--
Q4	0.43	--
Q5	0.53	--

Q6	0.52	--
Q7	0.50	--
Q8	--	0.61
Q9	--	0.25
Q10	--	0.38
Q11	--	0.27
Q12	--	0.33
Q13	--	-0.12
Q14	--	0.02

PHI

hedo euda

hedo	1.00	
euda	0.81	1.00

Reliable Composit  
Completely Standardized Solution

	LAMBDA-X	
	hedo	euda
Q1	0.11	--
Q2	0.52	--
Q3	0.36	--
Q4	0.42	--
Q5	0.59	--
Q6	0.58	--
Q7	0.53	--
Q8	--	0.61
Q9	--	0.24
Q10	--	0.37
Q11	--	0.27
Q12	--	0.34
Q13	--	-0.12
Q14	--	0.02

Komposit reliabilitas terkadang juga disebut sebagai konstruk reliabilitas (*construct reliability*). Menurut Raykov, tingkat cut-off untuk dapat memberikan keputusan bahwa reliabilitas komposit cukup bagus adalah 0.6.

Reliabilitas komposit variable hedonic dihitung sebagai berikut :

$$\rho = \frac{(\sum\lambda)^2}{(\sum\lambda)^2 + \sum(\Theta)}$$

$$\frac{(3.1)^2}{(3.1)^2 + (3.6)} = 0.756$$

Reliabilitas komposit untuk variable latent hedonic reliable dengan pencapaian koefisien 0.756 (p-values  $\geq 0.6$ ).

$$\rho = \frac{(\sum\lambda)^2}{(\sum\lambda)^2 + \sum(\Theta)}$$

$$= \frac{(2.83)^2}{(2.83)^2 + (4.26)} = 0.651$$

Reliabilitas komposit untuk variable latent eudamonic reliable dengan pencapaian koefisien 0.631 (p-values  $\geq 0.6$ ).

## ANALISIS DAN PEMBAHASAN

*Confirmatory Factor Analysis* adalah tehnik untuk melakukan konfirmasi mengenai konsistensi suatu teori dan konstruk. Penelitian ini dilakukan untuk mengetahui konsistensi dari WEMWBS secara *cross culture*. Beberapa indikator bahkan memiliki faktor loading yang kurang dalam menjelaskan kesejahteraan mental dari sisi psikis (eudemonic). Model ini menguji satu jenis model saja dengan menggunakan satu jenis syntax dalam membuat model pengukuran, (hanya mengkorelasikan antara hedonis dengan 7 indikatornya, dan eudemonic dengan 7 indikatornya). Kemungkinan pengembangan model masih terbuka dengan melakukan cross path terhadap indikator hedo dengan variabel latent eudemonic.

Diatas sudah dijelaskan bahwa memodifikasi model (walaupun fit antara teori dengan model) dengan membiarkan terjadi kovalen error antar item, sebisa mungkin dihindari jika teorinya tidak kuat (*robust*). Beberapa item yang memiliki faktor loading yang rendah kurang bisa menjelaskan aspek kesejahteraan mental dari sisi psikis. Item yang

kurang tepat dalam mengukur konstruk eudemonic, karena perbedaan persepsi dan budaya pada item eudemonic mengenai kesejahteraan yang berhubungan dengan kondisi psikologis. Pada Negara berkembang, konsep sejahtera secara psikologis kurang “diminati”, kebanyakan konsep sejahtera dikorelasikan dengan pencapaian, dan kekayaan (materi). Selain itu dimensi budaya kita juga mengatur mengenai ekspresi tentang emosi yang akan dikeluarkan. Item – item dengan wording, merasa percaya diri, merasa berenergi, merasa hebat dan dicintai adalah suatu ekspresi emosi yang kurang lazim ditemui dalam budaya kita dan cenderung ditekan (*culture display rule dan feeling display rule*).

Lebih dari itu peneliti melihat dengan kaca mata filosofis, dengan melihat kualitas faktor loading yang hanya sebesar 0.65 (terbesar), bisa diambil kesimpulan secara statistic bahwa indikator – indikator ini lemah dalam menjelaskan aspek kesejahteraan mental, namun kalkulasi perhitungan mental tidak berhenti disitu saja, jika indikator kesejahteraan mental tidak valid dalam menjelaskan aspek kesejahteraan mental dilapangan maka dapat diambil dua kesimpulan. 1) indikator tersebut berbeda dengan indikator kesejahteraan yang dipahami oleh subjek selama ini, yang kedua adalah 2) indikator mengenai kesejahteraan mental ini

memang sedang absen atau sedang tidak dialami oleh sebagian besar subjek selama 2 minggu berturut – turut, dengan kata lain kondisi kesejahteraan mentalnya ketika mengisi data penelitian adalah rendah. Jika seperti itu maka indikator kesejahteraan mental tidak mengukur apa yang seharusnya diukur, seperti halnya mengukur kecemasan individu yang hidup didesa dengan memakai tolak ukur skala kecemasan individu yang tinggal di kota.

Perbandingan penggunaan software komersil dengan freeware open-source ternyata tidak melihat perbedaan yang sangat jauh. Koefisien dari beberapa tehnik analisis memperlihatkan open source R tidak berbeda jauh dengan Lisrel, dengan kata lain R mampu mengimbangi ketepatan dan reliabilitas dalam analisis data terhadap software komersil.

Analisis model pengukuran dan model struktural dari WEMWBS adaptasi ke bahasa Indonesia tidak seluruhnya valid merepresentatitkan dua faktor hedonic dan eudemonic. Aitem yang tidak mengukur dengan tepat faktor eudamonic, karena perbedaan persepsi dan budaya mengenai kesejahteraan mental secara psikologis. Sedangkan aitem yang tidak mengukur dengan tepat faktor hedonic, karena dimungkinkan aitem tersebut dapat membentuk konstruk baru.

## DAFTAR PUSTAKA

- Anatasi, A., & Urbina, S. 1997. *Psychological Testing* (7th edition). New York: Macmillan
- Angner, E. 2011. Subjective well – being. *The Journal of Socio-Economics* 39 (2010) 361–368.
- Bartram, D, J. Yadegarfar, G. Sinclair, J, M, A. & Baldwin, D, S. 2011. Validation of the Warwick–Edinburgh Mental Well-being Scale (WEMWBS) as an overall indicator of population mental health and well-being in the UK veterinary profession. *The Veterinary Journal* 187 (2011) 397–398.
- Bornstein, M, H. Davidson, L. Keyes, C, L, M. & Moore, K, A. 2003. *Well-Being – Positive Development Accros The Life Course*. Mahwah, New Jersey. Lawrence Erlbaum Associates, Inc.
- Brown, T, A. 2006. *Conformatory Factor Analysis for Applied Research*. The Guilford Press. America, USA.
- Feldt, L. S., & Brennan, R. L. 1989. Reliability. In R. H. Linn (Ed.), *Educational measurement* (3rd ed.). New York: Macmillan.
- Gorard, S. & Taylor, C. 2004. *Combining Methods in Educational and Social Research*. USA. Open University Press McGraw-Hill Education.
- Graham, J, M. 2006. Congeneric and (Essentially) Tau-Equivalent Estimates of Score Reliability What They Are and How to Use Them. *Educational and Psychological Measurement*. Volume 66, Number 6, December 2006 930-944
- Hair, J.F, R.E. Anderson, R.L. Thatam, & W.C. Black. 1995. *Multivariate Data Analysis With Reading*, 4th edition. Englewood Cliffs, NJ: Prentice Hall.
- Harrington, D. 2009. *Confirmatory Factor Analysis*. New York: Oxford University Press.
- Hooper, D., Coughlan, J., & Mullen, M. 2008. Structural Equation Modelling : Guidelines for Determining Model Fit Structural equation modelling : guidelines for determining model fit. *Journal of Business Research*, 6, 53-60.
- Humphreys, D, K. Goodman, A. & Ogilvie, D. 2013. Associations between active commuting and physical and mental wellbeing. *Preventive Medicine*, 57, (2013), 135 – 139.
- Jackson, Y. 2006. *Encyclopedia of Multicultural Psychology*. Thousand Oaks, California. Sage Publication, Inc.
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. 2004. *LISREL 8: User's Reference Guide*. Chichago: Scientific Software International.

- Jorgensen, B, S. Jamieson, R, D, & Martin, J, F. 2010. Income, sense of community and subjective well-being: Combining economic and psychological variables. *Journal of Economic Psychology* 31 (2010) 612 – 623.
- Keith, K, D. 2011. *Cross-Cultural Psychology - Contemporary Themes and Perspectives*. Wiley – Blackwell. A John Wiley & Sons, Ltd., Publication
- Kenny, D. A., Kashy, D. A., & Bolger, N. 1998. Data analysis in social psychology. In D. Gilbert, S. Fiske, & G. Lindzey (Eds.), *The handbook of social psychology* (Vol. 1, 4th ed., pp. 233-265). Boston, MA: McGraw-Hill.
- Kline, R. B. 2011. *Principles and Practice of Structural Equation Modeling* (3rd ed). In David A. Kenny (Eds.), *Methodology in the Social Sciences*. New York: The Guilford Press.
- Mason, P. & Kearns, A. 2013. Physical activity and mental wellbeing in deprived neighbourhoods. *Mental Health and Physical Activity*, 6 (2013), 111 – 117.
- McGrath, R, E. 2011. *Quantitative Model of Psychology*. USA. Washington D. C. American Psychological Association, Press.
- Moore, M. Bates, M, Brierley-Bwers, P. Taafe, P, & Clymer, R. 2012. *Well Being and Its Measurement*. Defence Centers of Excellent for Psychological Health and Traumatic Brain Injures.
- Newbigging K, Bola M, Shah A: Scoping exercise with Black and minorityethnic groups on perceptions of mental wellbeing in Scotland. Scotland: NHSHealth; 2008. <http://www.healthscotland.com/documents/2803.aspx>.
- Padilla, A. M., & Borsato, G. N. 2008. Issues in Culturally Appropriate Psychoeducational Assessment. In L. A. Suzuki, & J. G. Ponterotto (Eds.), *Handbook Of Multicultural Assessment : Clinical, Psychological, and Educational Applications* (3rd ed., pp. 5-21). New Jersey: John Willey & Sons.
- Proctor, R, W. & Capaldi, E, J. 2006. *Why Science Matters – Understanding The Methods of Psychological Research*. USA. Blackwell Publishing.
- Phye, G, D. Robinson, D, H. & Levin, J, R. 2005. *Empirical Methods for Evaluating Educational Interventions*. San Diego, USA. Elsevier Academic Press.
- Rao, C, R. & Sinharay, S. 2007. *The Handbook of Statistics on Psychometrics – Volume*

- 26.USA. 2007 Elsevier B.V. All rights reserved.
- Ryan, M, R. & Huta, V. 2009. Wellness of Healthy Functioning or Wellness as Happiness :the importance of eudemonic thinking. *The Journal of Postive Psychology* Vol 4, No.3, pp 202 – 204.
- Ryan, M, R. & Deci, E, L. 2000. The “What” and “Why” of Goal Pursuits: Human Needs and the Self-Determination of Behavior. *Psychological Inquiry*, 2000, Vol 11, No 4, pp 227 – 268.
- Raykov, T. 2007. Reliability if deleted, not ‘alpha if deleted’ : Evaluation of Scale Reliability Following Component Deletion. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology* (2007), 60, 201–216.
- Raykov, T. 1997. Estimation of composite reliability for congeneric measures. *Applied Psychological Measurement*, 21, 173–184.
- Robert, P. 2006. Reliability and validity in research. *Journal of Nursing Standard*. 20, 44, 41 – 45.
- Rentfrow, P, J. Mellander, C. & Florida, R. 2009. Happy States of America: A state-level analysis of psychological, economic, and social well-being. *Journal of Research in Personality* 43 (2009) 1073–1082.
- Sacolo, H, N. Chung, M, H. Chu, H. Liao, Y, M. Chen, C, H. Liang Ou, K. I Chang, L. & Chou, K, R. 2013. High Risk Sexual Behaviors for HIV among the In-School Youth in Swaziland: A Structural Equation Modeling Approach. *PLos ONE* July 2013 | Volume 8 | Issue 7 | e67289.
- Sawilowsky, S. S.2007. Construct Validity. In Neil J. Salkind (Eds.), *Encyclopedia of Measurement and Statistics*.(pp.178-180).
- Shanafelt, T, D. Novotny, P. Johnson, M, E. Zhao, X. Steensma, D, P. Lacy, M, Q. Rubin, J. & Sloan, J. 2005. The Well-Being and Personal Wellness Promotion Strategies of Medical Oncologists in the North Central Cancer Treatment Group. *Laboratory/Clinical Translational Research Oncology*, 2005 ; 68: 23–32.
- Shiraev, E, B. & Levy, D, A. 2010. *Cross – Cultural Psychology – Critical Thinking and Contemporary Application*. Boston, New York. Pearson Education, Inc., publishing as Allyn & Bacon.
- Sireci, S. G. 2007. Content Validity. In Neil J. Salkind (Eds.), *Encyclopedia of Measurement and Statistics* (pp.181-183). Thousand Oaks: Sage Publications.
- Snyder, C, R. & Lopez, S, J. 2002. *Handbook of Positive*

- Psychology. Oxford University Press
- Socan, G. 2000. Assesment of Reliability When Test Items Are Not Essentially t-Equivalent. *Developments in Survey Methodology Metodološki zvezki*, 15, Ljubljana: FDV, 2000.
- Taggart, F. Friede, T. Weich, S. Clarke, A. Johnson, M. & Stewart-Brown, S. 2013. Cross cultural evaluation of the Warwick- Edinburgh mental well-being scale (WEMWBS) – a mixed methods study. *Health and Quality of Life Outcomes*, 2013, 11:27.
- Talbott, W, J. 2010. *Human Right and Human Well Being*. Oxford, New York. Oxford University Press, Inc.
- Tennant, R. Hiller, L. Fishwick, R, Platt, S. Joseph, S, Weich S. Parkinson, J. Secker, J. & Stewart-Brown, S. 2007. The Warwick-Edinburgh Mental Well-being Scale (WEMWBS) : development and UK validation. *Health and Quality of Life Outcomes* 2007, 5:63.
- Thompson, B. 2004. *Exploratory and Confirmatory Factor Analysis – Understanding Concept and Applications*. Washington, D.C. American Psychological Association.
- Tokuda, Y. Doba, N. Butler, J, P. & Paasche-Orlow, M, K. 2009. Health literacy and physical and psychological wellbeing in Japanese adults. *Patient Education and Counseling* 75 (2009) 411–417.
- Urbina, S. 2004. *Essentials of Psychological Testing*. New Jersey: John Willey & Sons.
- Viera, A, L. 2011. *Interactive LISREL in Practice – getting started with a SIMPLIS approach*. Springer Heidelberg Dordrecht London New York.
- Wajsblat, L, L. 2011. *Positive Androgyny and Well Being : A Positive Psychological Perspective on Gender Role*. Dissertation, Hemstead, Hofstra University.
- Zapalla, C, R. 2007. *Well Being : The Correlation Between Self Transcendence, Psychological and Subjective Well Being*. Dissertation. Institute of Transpersonal Psychology Palo Alto, California October 25, 2007.