993.

Reliabiliteetin ja validiteetin analysointi konfirmatorisen faktorianalyysin avulla; sovellus koululaisten liikunta-aineistoon

Minna Kauppinen

Tilastotieteen pro gradu -tutkielma
27. toukokuuta 1998

Jyväskylän yliopisto
tilastotieteen laitos

Tiivistelmä

Minna Kauppinen: *Reliabiliteetin ja validiteetin analysointi konfirmatorisen faktorianalyysin avulla; sovellus koululiikunta-aineistoon*
Tilastotieteen pro gradu -tutkielma, Jyväskylän yliopisto, 27. toukokuuta 1998.
Sivuja 71, liitteitä 7.

Tutkimuksen tarkoituksena oli löytää sellaiset skaalat, jotka mahdollisimman hyvin mittaisivat tehtäväorientaatiota ja kilpailuorientaatiota. Tällöin myös mittarien reliabiliteetit ja validiteetit olisivat mahdollisimman hyvät. Reliabiliteetin ja validiteetin analysoinnissa käytettiin konfirmatorista faktorianalyysia, jonka tuloksena saadaan tarkempi skaala, ja siitä johtuen myös parempi testi kuin esimerkiksi reliabiliteettianalyysin avulla. Tutkielman aineistona oli Jyväskylän peruskoulun yhdeksäsluokkalaisille tehty kysely, joka koski heidän suhtautumistaan liikuntaan. Aineisto on kerätty Jyväskylän yliopiston liikuntapedagogiikan laitoksella. Aineistossa oli 520 havaintoa, joista oli tyttöjä 256, poikia 251 ja 13 havainnossa oli puuttuva tieto sukupuolen kohdalla.

Tutkimuksen tuloksena löydettiin sopivat testit, jotka sisälsivät kaikki mukana olleet osiot painotettuina, jolloin testin reliabiliteetti- ja validiteettiominaisuudet saatiin mahdollisimman hyviksi. Konfirmatorisen faktorianalyysin avulla löydettiin myös sekä tehtäväorientaatiossa että kilpailuorientaatiossa joidenkin osioiden taustalla vaikuttava piirre, jonka huomioiminen mallintamisessa kasvatti osiokohtaisia reliabiliteetteja. Ryhmävertailussa tyttöjen ja poikien välille ei löytynyt eroja latausten suhteen, joten samaa testiä voidaan käyttää molempien ryhmien testaamiseen.

Avainsanoja: reliabiliteetti, validiteetti, konfirmatorinen faktorianalyysi, mittari, tehtäväorientaatio, kilpailuorientaatio

Sisällys

Luku 1

Johdanto

Tutkittaessa jotakin abstraktia piirrettä tai ominaisuutta, jota ei voida suoraan mitata, käytetään apuna erilaisia mittareita. Jotta tällaisia mittareita voitaisiin käyttää, olisi tarkasti tutkittava niiden reliabiliteetti- ja validiteettiominaisuudet. Mittareiden käyttö siis edellyttää, että mittarin avulla tehtävä testi on toistettavissa, jolloin testi soveltuu useaan eri otokseen, ja että mittarilla todella mitataan sitä ominaisuutta, jota halutaankin mitata.

Tutkielmani perustuu mittaamisen teoriaan ja sen tarkoituksena on selvittää testin, mittarin, reliabiliteetti ja validiteetti käyttämällä apuna konfirmatorista faktorianalyysia. Tutkimusongelmana on löytää skaala, joka mittaa parhaiten latenttia muuttujaa ja antaa siis hyvät arvot reliabiliteetille ja validiteetille. Tutkielman teoriaosuus koostuu testiteoriasta, reliabiliteetista ja validiteetista sekä konfirmatorisesta faktorianalyysista. Teoreettinen viitekehys pohjautuu lähinnä Bollenin (1989) teokseen Structural Equations with Latent Variables sekä Leskisen (1987) Faktorianalyysiin. Tilastollisena menetelmänä tässä pro gradu -tutkielmassa on konfirmatorinen faktorianalyysi, joka tuottaa paremman skaalan testille kuin klassisessa testiteoriassa käytetty suora summa.

Tutkimuksen empiirisessä osassa tutkitaan aineistoa, joka koostuu Jyväskylän peruskoululaisille, 15–16 vuotiaille, tehdystä kyselystä. Kysely sisälsi kysymyksiä, jotka koskivat oppilaiden suhtautumista liikuntaan. Empiirisen osan taustalla on ajatus mittausmallista, jossa mittarin sisältämät y-osiot, y-muuttujat, mittaavat kahta latenttia piirrettä eli faktoria. Tieto kahdesta faktorista ja siitä, mitkä muuttujat mittaavat mitäkin faktoria, on saatu suorittamalla eksploratiivinen faktorianalyysi. Myös aikaisempi tutkimus sekä sisällöllisen teorian pohjalta tehty hypoteesi antavat samanlaisia viitteitä konfirmatorisen faktorianalyysin mallista. Näihin hypoteeseihin perustuen tutkimuksen tavoitteena on löytää mittarit, skaalat, jotka mittaisivat mahdollisimman hyvin latentteja piirteitä, eli tehtäväorientaatiota ja kilpailuorientaatiota.

Tämä pro gradu -tutkielma on tutkimushypoteeseja varmentava, sillä tässä tutkitaan sisällöllisen hypoteesin sopivuutta aineistoon. Tarkoituksena on siis tutkia kansainvälisen mittarin eli tavoiteorientaatiomittarin sopivuutta koululaisten asenteen mittaamiseen Suomessa.

Luku 2

Mittausmalli ja reliabiliteetti

Mittausmalli yhdistää mitattavan käsitteen yhteen tai useampaan latenttiin muuttujaan, jotka puolestaan ovat yhteydessä havaittuihin muuttujiin eli osioihin. Käsite, jota halutaan mitata, voi olla joko abstraktinen, esimerkiksi orientoituminen, tai konkreettinen, esimerkiksi ikä tai pituus. Havaitut muuttujat voivat olla esimerkiksi mielipidetiedusteluiden osioita tai eri tavoin mitattuja pituuksia. (Bollen 1989, 182.) Reliabiliteetti kuvaa mittarin yhdenmukaisuutta eli sitä, kuinka luotettavasti mittari mittaa latenttia muuttujaa (Bollen 1989, 206).

2.1 Klassinen mittausmalli

Mittaamisen ideana on, että halutaan mitata olemassa olevaa latenttia muuttujaa, jota ei voida suoraan havaita, vaan sen mittaamiseen tarvitaan useita havaittuja muuttujia, osioita. Tällöin käytetään ns. mittausmallia, joka koostuu havaituista muuttujista, latentista muuttujasta sekä mittaamiseen liittyvästä satunnaisesta mittausvirheestä. Se on muotoa

$$y_j = T + e_j \,, j = 1, ..., p, \tag{2.1}$$

jossa y_j on havaittu muuttuja, T on latentti muuttuja ja e_j on mittausvirhe. Mittausmallin oletuksena on, että mittausvirheen odotusarvo on nolla ($Ee_j = 0$), etteivät latentti muuttuja ja mittausvirhe korreloi ($\rho\ (T,e_j) = 0$) ja etteivät mittausvirheet korreloi keskenään ($\rho(e_j,e_k\ ) = 0$). Silloin havaitun muuttujan y_j varianssiksi saadaan

$$\mathrm{var}(y_j) = \mathrm{var}(T) + \mathrm{var}(e_j), \ j = 1, \ldots, p, \tag{2.2}$$

joka on johdettu yleisestä varianssin määritelmästä edellä olevat oletukset huomioiden:

$$\begin{aligned}
\mathrm{var}(y_j) &= Ey_j^2 - (Ey_j)^2 \\
&= E(T + e_j)^2 - (E(T + e_j))^2 \\
&= E(T^2 + 2Te_j + e_j^2) - (ET + Ee_j)^2 \\
&= ET^2 + 2E(Te_j) + Ee_j^2 - (ET)^2 - 2(ET)(Ee_j) - (Ee_j)^2 \\
&= ET^2 - (ET)^2 + Ee_j^2 - (Ee_j)^2 \\
&= \mathrm{var}(T) + \mathrm{var}(e_j).
\end{aligned}$$

Havaittujen muuttujien kovarianssit ovat silloin

$$\begin{aligned}
\mathrm{cov}(y_j, y_k) &= E(y_j - \mu_j)(y_k - \mu_k) \\
&= Ey_j y_k - Ey_j Ey_k \\
&= E[(T+e_j)(T+e_k)] - E(T+e_j)E(T+e_k) \\
&= E(T^2 + Te_j + Te_k + e_j e_k) - (ET+Ee_j)(ET+Ee_k) \\
&= ET^2 + ETe_j + ETe_k + Ee_j e_k - (ET)^2 - ETEe_k - ETEe_j \\
&= ET^2 - (ET)^2 \\
&= \mathrm{var}(T).
\end{aligned} \tag{2.3}$$

Samoin kovarianssin kaavasta saadaan johdettua havaitun muuttujan ja latentin muuttujan välinen kovarianssi:

$$\begin{aligned}
\mathrm{cov}(y_j, T) &= E(y_j T) - Ey_j ET \\
&= E[(T + e_j)T] - E(T+e_j)ET \\
&= E(T^2 + e_j T) - (ET+Ee_j)ET \\
&= ET^2 + ETe_j - (ET)^2 - Ee_j ET \\
&= ET^2 - (ET)^2 \\
&= \mathrm{var}(T).
\end{aligned} \tag{2.4}$$

Näiden edellä olevien varianssien ja kovarianssien avulla voidaan määritellä havaittujen muuttujien y_j reliabiliteetti. Reliabiliteetti kuvaa mittarin luotettavuutta ja tarkkuutta. Jos mittarilla on hyvä reliabiliteetti, niin saman mittarin tulisi antaa samankaltaisia tuloksia eri mittauksissa.

Määritelmä 2.1: Havaitun muuttujan reliabiliteetti on havaitun muuttujan ja latentin muuttujan korrelaation neliö:

$$\mathrm{rel}(y_j) = [\rho(y_j,T)]^2. \tag{2.5}$$

Sijoittamalla kovarianssit ja varianssit korrelaation kaavaan ja korottamalla se toiseen, reliabiliteetiksi saadaan

$$\begin{aligned}\mathrm{rel}(y_j) &= [\rho(y_j,T)]^2 \\ &= [\ \mathrm{cov}(y_j,T) \,/\, (\mathrm{var}(y_j)\mathrm{var}(T))^{1/2}\ ]^2 \\ &= [\ \mathrm{var}\ (T) \,/\, (\mathrm{var}(y_j)\mathrm{var}(T))^{1/2}\ ]^2 \\ &= \mathrm{var}(T) \,/\, \mathrm{var}\ (y_j),\end{aligned} \tag{2.6}$$

eli latentin muuttujan varianssin ja havaitun muuttujan varianssin suhde. Koska latentin muuttujan T varianssi voidaan kirjoittaa muodossa

$$\mathrm{var}(T) = \mathrm{var}(y_j) - \mathrm{var}(e_j), \tag{2.7}$$

niin reliabiliteetille saadaan myös esitys:

$$\mathrm{rel}(y_j) = 1 - \mathrm{var}(e_j) \,/\, \mathrm{var}(y_j). \tag{2.8}$$

Reliabiliteetin arvot vaihtelevat välillä [0,1]. Kun havaittu muuttuja mittaa hyvin latenttia muuttujaa, niin reliabiliteetin arvo on lähellä ykköstä. Jos mittausvirheen varianssi on nolla, reliabiliteetti saa arvon yksi, kun taas suurilla mittausvirheen varianssin arvoilla reliabiliteetin arvo on lähellä nollaa.

2.2 Kongeneeriset testit

Jos edellä käsiteltyä mallia yleistetään yhden faktorin malliin, niin laajempi mittausmalli on muotoa

$$y_j = a_j T + e_j \, , \; j = 1, \ldots, p, \tag{2.9}$$

jossa a_j :t ovat painokertoimia eli latauksia. Mallin oletukset ovat samat kuin edellä, mutta nyt latentin muuttujan varianssi skaalataan ykköseksi; var(T) = 1. Merkitään seuraavassa mittausvirheiden varriansseja v_j:llä; var(e_j) = v_j. Havaittujen muuttujien variansseiksi saadaan

$$\begin{aligned} \operatorname{var}(y_j) &= Ey_j^2 \\ &= E(a_j T + e_j)^2 \\ &= a_j^2 ET^2 + 2a_j ETe_j + Ee_j^2 \\ &= a_j^2 \operatorname{var}(T) + \operatorname{var}(e_j) \\ &= a_j^2 + v_j \, , \quad j = 1, \ldots, p \end{aligned} \tag{2.10}$$

ja vastaavalla tavalla kovariansseiksi

$$\operatorname{cov}(y_j \, , y_k) = a_j \, a_k \, , \text{ kun } j \neq k. \tag{2.11}$$

Leskisen (1987, 144–147) mukaan tällaiset havaitut muuttujat, testit, joissa sekä a_j:t että v_j:t ovat erisuuria, ovat kongeneerisia eli samansukuisia testejä. Niiden reliabiliteetit saadaan kaavasta

$$\operatorname{rel}(y_j) = a_j^2 \, / \, (a_j^2 + v_j \,). \tag{2.12}$$

Kongeneeristen testien erikoistapauksia ovat τ-ekvivalentit sekä paralleeliset testit. Jos mallin painokertoimet a_j ovat yhtä suuria (a_j = a), sanotaan testin olevan τ-ekvivalentti. τ-ekvivalenttien testien variansseiksi saadaan

$$\mathrm{var}(y_j) = a^2+v_j \tag{2.13}$$

ja kovariansseiksi

$$\mathrm{cov}(y_j,y_k) = a^2, \text{ kun } j \neq k. \tag{2.14}$$

Sen reliabiliteetit ovat muotoa

$$\mathrm{rel}(y_j) = a^2 / (a^2 + v_j). \tag{2.15}$$

Jos myös mittausvirheiden varianssit oletetaan yhtä suuriksi; $\mathrm{var}(e_j) = v_j = v$, niin tällöin testit ovat rinnakkaisia eli paralleelisia. Rinnakkaisissa testeissä havaittujen muuttujien varianssit ovat yhtä suuria;

$$\mathrm{var}(y_j) = a^2 + v, \tag{2.16}$$

ja samoin myös kovarianssit

$$\mathrm{cov}(y_j,y_k) = a^2, \text{ kun } j \neq k. \tag{2.17}$$

Tästä johtuen myös korrelaatiot ovat yhtä suuria $\rho(y_j,y_k) = \mathrm{var}(T)/\mathrm{var}(y)$. Paralleelisten testien reliabiliteetti saadaan kaavasta

$$\mathrm{rel}(y_j) = \mathrm{rel}(y_k) = a^2 / (a^2 + v). \tag{2.18}$$

2.3 Skaala ja reliabiliteetti

Asteikolla, skaalalla, tarkoitetaan osioiden $y_1, \ldots, y_p$ painotettua summaa eli lineaarikombinaatiota, kun osiot y_j mittaavat samaa latenttia ominaisuutta T. Asteikko S on muotoa

$$S=\sum_{1}^{p} c_j y_j = c_1 y_1 + \ldots + c_p y_p, \tag{2.19}$$

jossa c_j on painokerroin. Skaalan avulla reliabiliteetti kasvaa ja tilastolliset ominaisuudet paranevat. Samoin aineiston käsittely helpottuu, kun p kappaletta y-osioita saadaan tiivistettyä yhdeksi asteikoksi. Esimerkkinä klassisesta asteikosta voidaan pitää suoraa summaa, jossa jokaisen y-osion painokerroin on yksi. Sen yleisin reliabiliteettimitta on Cronbachin α, joka on muotoa

$$\alpha=\frac{p}{p-1}*\left(1-\frac{\sum_{1}^{p} var(y_j)}{var(S)}\right) \tag{2.20}$$

(Bollen 1989, 216).Yleisesti asteikon S reliabiliteetti on muotoa

$$\mathrm{rel}(S) = \rho^2(S,T)= [\mathrm{cov}(S,T)]^2 / [\mathrm{var}(S)\mathrm{var}(T)]. \tag{2.21}$$

Kun edelliseen kaavaan sijoitetaan latentin muuttujan ja asteikon välinen kovarianssi, joka voidaan esittää muodossa

$$\begin{aligned}\mathrm{cov}(S,T) &= E(ST) \\ &= E[(\textstyle\sum c_j\, y_j\,)T] \\ &= E[(\textstyle\sum c_j\, (a_jT+e_j)T] \\ &= \textstyle\sum c_j\, a_j\, E(T^2) + E(e_jT) \\ &= (\textstyle\sum c_j\, a_j)\, \mathrm{var}(T)\end{aligned} \tag{2.22}$$

sekä asteikon varianssi, joka voidaan esittää muodossa

$$\begin{aligned}\mathrm{var}(S) &= \mathrm{var}(\textstyle\sum c_j\, y_j) \\ &= \mathrm{var}(\textstyle\sum c_j\, (a_jT+e_j)) \\ &= E(\textstyle\sum c_j\, a_jT+\sum c_j\, e_j)^2 \\ &= (\textstyle\sum c_j\, a_j)^2\mathrm{var}(T) + \sum c_j^2\, \mathrm{var}(e_j),\end{aligned} \tag{2.23}$$

tulee reliabiliteetin kaavaksi

$$\mathrm{rel}(S) = (\sum c_j a_j)^2 \mathrm{var}(T) / [(\sum c_j a_j)^2 \mathrm{var}(T) + \sum c_j{}^2 \mathrm{var}(e_j)] \quad (2.24)$$

(Liukkonen & Leskinen, 1997). Tästä yleisestä reliabiliteetin kaavasta päädytään takaisin Cronbachin α-kertoimeen, kun kaikki lataukset a_j ovat yhtä suuria, esimerkiksi ykkösiä ($a_j = a_k = 1$, kun $j,k = 1,2,\ldots p$) eli testi on τ-ekvivalentti, ja kaikki asteikon painokertoimet c_j valitaan ykkösiksi ($c_j = c_k = 1$, kun $j = 1,2,\ldots,p$). Tällöin asteikon reliabiliteetiksi saadaan

$$\begin{aligned}
\mathrm{rel}(S) &= p^2 \mathrm{var}(T) / [\, p^2 \mathrm{var}(T) + \Sigma \mathrm{var}(e_j)] \\
&= p(p-1)p\, \mathrm{var}(T) / (p-1)\, [p^2 \mathrm{var}(T) + \Sigma \mathrm{var}(ej)] \\
&= [p/(p-1)]*[(p^2 \mathrm{var}(T) - p\, \mathrm{var}(T))/ \mathrm{var}(\Sigma y_j)] \\
&= [p/(p-1)]*[(p^2 \mathrm{var}(T) + \Sigma\, \mathrm{var}(e_j) - p\, \mathrm{var}(T) - \Sigma\, \mathrm{var}(e_j))/\mathrm{var}(\Sigma y_j)] \\
&= [p/(p-1)]*[(\mathrm{var}(\Sigma y_j) - [p\, \mathrm{var}(T) + \Sigma \mathrm{var}(e_j)]\,) / \mathrm{var}(\Sigma y_j)] \\
&= [p/(p-1)]*[1 - \Sigma \mathrm{var}(y_j) / \mathrm{var}(\Sigma y_j)] \\
&= [p/(p-1)]*[1 - \Sigma \mathrm{var}(y_j) / \mathrm{var}(S)], \qquad (2.25)
\end{aligned}$$

joka on sama kuin Cronbachin α-kerroin eli kaava 2.20. (Bollen 1989, 215–216). Jos lataukset a_j eivät kuitenkaan ole yhtä suuria, niin Cronbachin α aliestimoi asteikon reliabiliteettia (Liukkonen & Leskinen, 1997). Cronbachin α-kerrointa voidaankin pitää reliabiliteetin alarajana.

Asteikko ja reliabiliteetti saadaan määritettyä faktorianalyysin avulla; lataukset a_j ovat faktorilatauksia ja asteikon painokertoimet c_j ovat faktoripistemäärämuuttujan estimaatteja. Painokertoimet saadaan kaavasta

$$\hat{c} = \hat{\Phi} \hat{A}^T \hat{\Sigma}^{-1} , \qquad (2.26)$$

jossa $\hat{\Phi}$ on faktoreiden kovarianssimatriisin estimaatti ja $\hat{\Lambda}$ on latausmatriisin estimaatti (Bollen 1989, 305). Kaavassa oleva $\hat{\Sigma}$ on kovarianssimatriisin sovite, joka on muotoa

$$\Sigma = \hat{A}\hat{\Phi}\hat{A}' + \hat{V} \quad , \tag{2.27}$$

jossa $\hat{V}$ sisältää mittausvirheiden varianssiestimaatit (Leskinen 1987, 89). Reliabiliteetti on maksimissaan, kun faktorianalyysin estimointi on suoritettu suurimman uskottavuuden menetelmällä.

2.4 Klassisista reliabiliteettikertoimista

Edellä esitellyn Cronbachin α-kertoimen lisäksi on myös muita klassisia reliabiliteetin arvioimismenetelmiä. Keskeisimpiä menetelmiä ovat esimerkiksi uusintamittaus, vaihtoehtoinen mittaus sekä puolitusmenetelmä.

Carminesin ja Zellerin (1983, 37–40) mukaan eräs helppo tapa mitata empiirisen mittarin reliabiliteettia on tehdä uusintamittaus, jolloin sama testi toistetaan samoille henkilöille jonkin ajan kuluttua. Tällöin on kolme oletusta: 1) latentti muuttuja on molemmissa sama, eli ilmiö ei saa muuttua testausten välisenä aikana, 2) testit ovat rinnakkaisia, eli niiden lataukset ja mittausvirheiden varianssit ovat yhtä suuria, ja 3) mittausvirheet eivät korreloi keskenään. Jos oletukset ovat voimassa, niin tällöin havaitun muuttujan reliabiliteetti on eri mittauskerroilla saatujen havaittujen muuttujien välinen otoskorrelaatio. Uusintamittauksessa voi ilmetä kuitenkin ongelmia, mikäli testausten väli on hyvin lyhyt. Tällöin henkilö muistaa edellisen testauksen kysymykset sekä omat vastauksensa ja vastaa uusintamittauksessa saman suuntaisesti. Tällaisessa tapauksessa reliabiliteetti tulee yliestimoiduksi.

Toinen klassinen menetelmä reliabiliteetin mittaamiselle on niin sanottu vaihtoehtoinen mittaus. Carminesin ja Zellerin (1983, 40–41) mukaan vaihtoehtoinen mittaus muistuttaa uusintamittausta siinä suhteessa, että molemmissa tapauksissa testi suoritetaan kaksi kertaan samoille henkilöille. Myös oletukset, että latentti muuttuja pysyy samana eri mittauskerroilla ja etteivät mittausvirheet korreloi keskenään, ovat molemmissa menetelmissä samat. Menetelmät eroavat siinä, että vaihtoehtoisessa mittauksessa mitataan siis molemmilla mittauskerroilla samaa latenttia ilmiötä, mutta testit ovat erilaiset. Tällöin reliabiliteetti on eri mittauskerroilla saatujen havaittujen muuttujien välinen korrelaatio. Vaihtoehtoisessa mittauksessa ei esiinny muistivaikutusta.

Kolmas klassinen menetelmä on puolitusmenetelmä, joka voidaan määrittää yhden mittauksen perusteella. Carminesin ja Zellerin (1983, 41–43) mukaan siinä osiot, havaitut muuttujat, jaetaan kahteen eri osaan, ja niistä muodostetaan kaksi skaalaa S_1 ja S_2, jotka mittaavat samaa latenttia muuttujaa. Tällöin näiden skaalojen välinen korrelaatio kuvaa yhden puolikkaan reliabiliteettia, jolloin koko asteikon S reliabiliteetti saadaan Spearmanin (1910) ja Brownin (1910) kaavasta

$$rel(S) = \frac{2rel(S_1)}{1+rel(S_1)} = \frac{2rel(S_2)}{1+rel(S_2)} . \tag{2.28}$$

Puolitusmenetelmän oletuksena on, että puolitettuihin skaaloihin liittyvien mittausvirheiden varianssit ovat yhtä suuret, jolloin myös skaalojen varianssit ovat yhtä suuret.

Luku 3

Validiteetti

Määritelmän mukaan testi, mittari, on validi, jos se mittaa sitä mitä sen on tarkoitus mitata. Testin validiteetti on ominaisuus, jota ei voida täysin todistaa, mutta on olemassa menetelmiä, joiden avulla sitä voidaan mitata (Bollen 1989, 185). Tilastollisesti validiteetti merkitsee testin harhattomuutta. Validiteetti voidaan jakaa neljään eri lajiin: sisältövaliditeetti, kriteerivaliditeetti, rakennevaliditeetti sekä convergent- ja discriminant-validiteetti, joista kukin ilmaisee sen, kuinka hyvin mittari vastaa mitattavaa käsitettä. Sisältövaliditeetti on laadullinen ominaisuus, joka perustuu testin käsitteeseen, sisältöön, kun taas muiden validiteettien perustana on empiirinen tutkimus (Bollen 1989, 185).

3.1 Sisältövaliditeetti (content validity)

Sisältövaliditeetti kuvaa testin laadullista validiteettia. Siinä tutkija ratkaisee tutkimukseen liittyvän teoreettisen määritelmän perusteella, kattaako testi sisällöllisesti tutkimusalueeksi rajatun alueen. (Bollen 1989, 185.)

Bollenin (1989, 185–186) mukaan, jotta saataisiin hyvä sisältövaliditeetti, on tutkittavan käsitteen teoreettisen määritelmän perustuttava yleisestä, useasta tutkimuksesta peräisin olevaan lähtökohtaan, eikä pelkästään yksittäisessä tutkimuksessa esiin tulleeseen ajatukseen. Hänen mukaansa toinen ehto hyvälle sisältövaliditeetille on, että teoreettisesta määritelmästä selviää tutkittavan käsitteen dimensio, sillä kutakin dimensiota tulisi kuvata omalla latentilla muuttujalla.

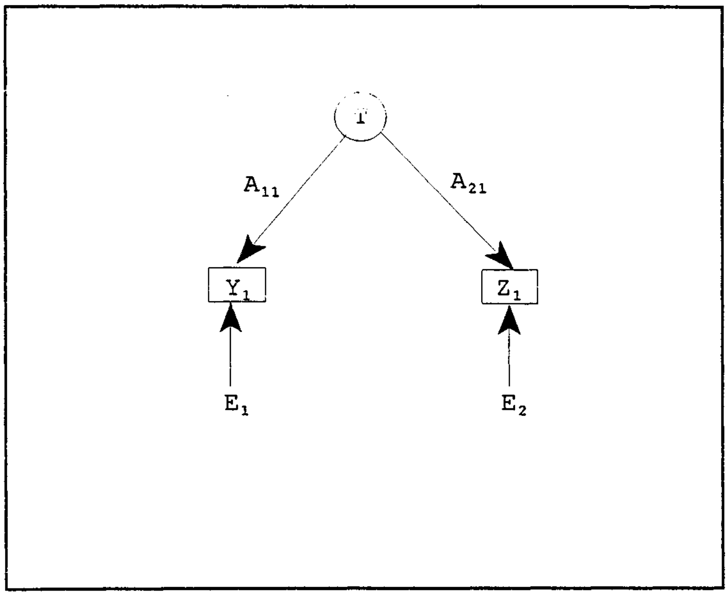
3.2 Kriteerivaliditeetti (criterion related validity)

Kriteerivaliditeetti kuvaa mittarin ja kriteerimuuttujan vastaavuutta, jota mitataan yleensä niiden välisellä korrelaatiolla (Bollen 1989, 186). Jotta kriteerivaliditeettia voidaan arvioida, tarvitaan ns. kriteerimuuttuja, jonka on todettu mittaavan hyvin latenttia piirrettä. Kriteerimuuttuja kuvaa ns. vertailustandardia, johon havaittua muuttujaa, mittaria, verrataan (Bollen 1989, 186). Tällaista mittarin ja kriteerimuuttujan välistä korrelaatiokerrointa sanotaan validiteettikertoimeksi.

Yhden havaitun muuttujan ja yhden latentin muuttujan tapauksessa mittausmalli sekä siihen liittyvä mittari ja kriteerimuuttuja voidaan esittää rakenneyhtälömuodossa

$$\begin{aligned} y_1 &= a_{11}\,T + e_1 \\ z_1 &= a_{21}\,T + e_2, \end{aligned} \tag{3.1}$$

jossa y_1 on havaittu muuttuja ja z_1 on kriteerimuuttuja, johon mittaria verrataan. Vastaava mittausmallitilanne on esitetty graafina kuviossa 3.1, tosin parametreja on merkitty nyt isoilla kirjaimilla.



Kuvio 3.1 *Kriteerivaliditeetin tapaus; rakenneyhtälömallissa mukana yksi havaittu muuttuja ja yksi kriteerimuuttuja.*

Yleisesti validiteettikerroin saadaan havaitun muuttujan ja kriteerimuuttujan välisestä korrelaatiosta

$$\mathrm{val}(y) = \rho(y,z). \tag{3.2}$$

Yhden havaitun muuttujan (kaava 3.1) tilanteessa korrelaatio saadaan kaavasta

$$\rho(y_1,z_1) = \frac{a_{11}a_{21}\phi_{11}}{\sqrt{var(y_1)var(z_1)}} \,, \tag{3.3}$$

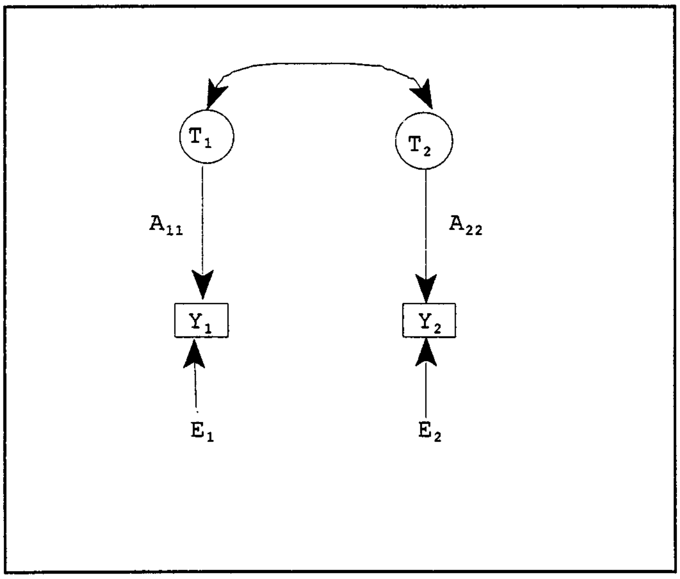
jossa ϕ_{11} on latentin muuttujan varianssi. Mittarin validiteetin suuruuteen vaikuttavat siis sekä havaitun muuttujan ja latentin muuttujan että kriteerimuuttujan ja latentin muuttujan väliset lataukset, eikä siis pelkästään se, kuinka hyvin havaittu muuttuja mittaa latenttia muuttujaa (Bollen 1989, 187–188).

Koska validiteettikertoimeen vaikuttaa mittausvirheen varianssin lisäksi kriteerimuuttujan virhe, voidaan kriteerimuuttujan valinnalla vaikuttaa validiteetin suuruuteen ilman, että mittaria muutetaan. Kriteerivaliditeetin käyttöä vaikeuttaa myös se, että kriteerimuuttujaa ei voida aina määrittää (Bollen 1989, 188.)

3.3 Rakennevaliditeetti (construct validity)

Rakennevaliditeettia käytetään yleensä silloin, kun sisältövaliditeettia ei tunneta tai kun hyvää kriteerimuuttujaa ei ole olemassa. Rakennevaliditeetti, joka perustuu testien välisiin korrelaatioihin, ilmaisee, onko testin relaatio muihin havaittuihin muuttujiin teoreettisen ennusteen mukainen (Bollen 1989, 188).

Rakennevaliditeettia käytetään esimerkiksi faktorianalyysissa, ja se perustuu kahteen eri mittauskertaan; y_1 on aikaisempi mittaus ja y_2 on mittari, jonka validiteettia arvioidaan. Graafi vastaavasta rakenneyhtälötilanteesta on kuviossa 3.2, mutta nyt parametreja on merkitty isoilla kirjaimilla.



Kuvio 3.2 *Rakennevaliditeetin tapaus; kaksi eri mittauskertaa, joissa molemmissa on yksi mittari.*

Rakennevaliditeetti on aikaisemman mittauksen ja arvioitavan mittarin välinen korrelaatio:

$$\mathrm{val}(y_2) = \rho(y_2, y_1). \tag{3.4}$$

Korrelaatio voidaan esittää myös muodossa

$$\rho(y_2,y_1) = (\mathrm{rel}(y_2)\ \mathrm{rel}(y_1))^{½}\, \rho(T_2,T_1)$$
$$= \rho(y_2,T_2)\ \rho(y_1,T_1)\ \rho(T_2,T_1), \tag{3.5}$$

jossa T_1 on kyseisen mittauksen latentti muuttuja ja T_2 on aikaisemman mittauksen latentti muuttuja (Bollen 1989, 189).

Rakennevaliditeettiin vaikuttavat siis mittarin ja latentin muuttujan välisen korrelaation lisäksi aikaisemman mittauskerran mittarin ja latentin muuttujan välinen korrelaatio sekä latenttien muuttujien välinen korrelaatio. Tämän perusteella rakennevaliditeetin tulkinta ei ole täysin selkeää, sillä se ei kuvaa ainoastaan sitä, kuinka hyvin mittari mittaa kyseistä latenttia muuttujaa, vaan siihen vaikuttaa myös aikaisempi mittauskerta (Bollen 1989, 190).

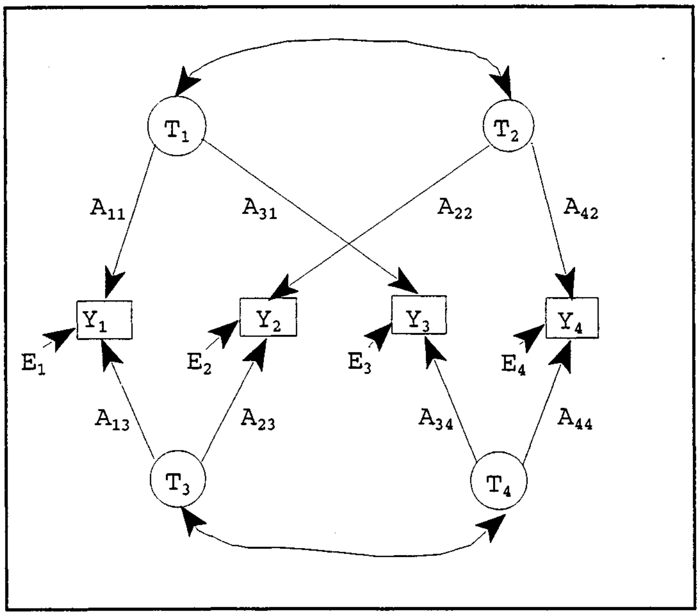
3.4 Convergent- ja discriminant-validiteetti

Bollenin (1989, 191) mukaan convergent- ja discriminant-validiteetit soveltuvat monimutkaisempiin rakenneyhtälöihin, esimerkiksi multitrait-multimethod -tapaukseen, eli tilanteeseen, jossa vähintään kaksi piirrefaktoria konstruoidaan kahden tai useamman menetelmäfaktorin avulla. Convergent- ja discriminant-validiteettien arvioiminen perustuu piirteiden korrelaatioihin ja menetelmien korrelaatioihin. Tällöin on kuitenkin oletuksena, että piirrefaktorit eivät korreloi menetelmäfaktoreiden kanssa.

Bollenin (1989, 191) mukaan convergent-validiteetin edellytyksenä on, että mittareiden, jotka mittaavat saamaa latenttia piirrettä, korrelaatioiden tulisi olla riittävän korkeita ja tilastollisesti merkitseviä. Convergent-validiteetti kuvaa mittarin korrelaatiota eri menetelmien välillä.

Discriminant-validiteetille puolestaan on Bollenin (1989, 191) mukaan kaksi edellytystä. Ensinnäkin convergent-validiteettien tulisi olla suurempia kuin vastaavan mittarin ja muiden mittareiden, jotka mittaavat eri piirrettä ja eri menetelmää, väliset korrelaatiot. Toinen edellytys on, että convergent-validiteetin korrelaatioiden tulisi olla suurempia kuin eri piirteitä, mutta samaa menetelmää, mittaavien mittareiden väliset korrelaatiot.

Multitrait-multimethod -rakenneyhtälömalli, jossa on kaksi piirrefaktoria ja kaksi menetelmäfaktoria, on esitetty graafina kuviossa 3.3. Muuttujat Y_1 ja Y_3 mittaavat latenttia piirrettä T_1 sekä muuttujat Y_2 ja Y_4 mittaavat latenttia piirrettä T_2. Piirrefaktorit voivat korreloida keskenään. T_3 ja T_4 ovat menetelmiä, jotka myös voivat korreloida keskenään. Piirteet T_1 ja T_2 eivät saa kuitenkaan korreloida menetelmien T_3 ja T_4 kanssa.



Kuvio 3.3 *Multitrait-multimethod -rakenneyhtälömalli, jossa on kaksi piirrettä ja kaksi menetelmää.*

Bollenin (1989, 192) mukaan vastaavan rakenneyhtälömallin convergent-validiteetti voidaan esittää muodossa

$$\rho(y_1,y_2)=\frac{cov(y_1,y_2)}{[var(y_1)var(y_2)]^{1/2}}$$

$$= a_{11}\, a_{31} + a_{13}\, a_{34}\, \rho(T_3,T_4), \qquad (3.6)$$

jolloin on oletettu, että kaikki varianssit on standardoitu ykkösiksi. Kaavasta nähdään, että convergent-validiteetti ei siis riipu ainoastaan piirteen T_1 vaikutuksesta muuttujiin y_1 ja y_3, vaan siihen vaikuttavat myös menetelmien välinen korrelaatio sekä niiden vaikutus muuttujiin y_1 ja y_3.

Vastaavan multitrait-multimethod -rakenneyhtälömallin piirrefaktoreiden ja menetelmäfaktoreiden korrelaatiomatriisi on esitetty taulukossa 3.1. Taulukossa lihavoidut korrelaatiot ovat convergent-validiteettikorrelaatioita. Tällöin discriminant-validiteettiin liittyvän ensimmäisen edellytyksen perusteella korrelaatioiden $\rho(y_1,y_3)$ ja $\rho(y_2,y_4)$ täytyy olla suurempia kuin korrelaatiot $\rho(y_1,y_4)$ ja $\rho(y_2,y_3)$. Vastaavasti toisen edellytyksen perusteella korrelaatioiden $\rho(y_1,y_3)$ ja $\rho(y_2,y_4)$ täytyy olla suurempia kuin korrelaatiot $\rho(y_1,y_2)$ ja $\rho(y_3,y_4)$.

Taulukko 3.1 *Havaittujen muuttujien korrelaatiomatriisi kahden piirrefaktorin ja kahden menetelmäfaktorin tapauksessa.*

	Menetelmä 1		**Menetelmä 2**	
Menet. 1	y_1	y_2	y_3	y_4
y_1	1			
y_2	$\rho(y_1,y_2)$	1		
Menet. 2				
y_3	$\boldsymbol{\rho(y_1,y_3)}$	$\rho(y_2,y_3)$	1	
y_4	$\rho(y_1,y_4)$	$\boldsymbol{\rho(y_2,y_4)}$	$\rho(y_3,y_4)$	1

3.5 Muita validiteetteja

Koska edellä esitellyt klassiset validiteetit eivät välttämättä kuvaa kovin hyvin todellista mittarin ja latentin muuttujan välistä validiteettia, on validiteetin määrittämiselle esitetty vaihtoehtoisia tapoja. Nämä menetelmät perustuvat korrelaatioiden sijasta rakenneyhtälöihin (Bollen 1989, 194–197).

3.5.1 Standardoimaton validiteettikerroin

Eräs tärkeä validiteetin mitta, joka kuvaa suoraa relaatiota havaitun muuttujan ja latentin muuttujan välillä, on niiden välinen lataus a_{ji}. Muutos latentissa piirteessä T_i $(i = 1,...,m)$ välittyy mittariin y_j latauksen a_{ji} avulla, joten lataus on linkki latentin muuttujan ja mittarin välillä. (Bollen 1989, 197.)

Lataukset ovat standardoimattomia kertoimia, joten ne eivät ole yhteismitallisia. Ne ovat kuitenkin hyödyllisiä esimerkiksi tehtäessä ryhmävertailuja, sillä validiteetin vertailun eri ryhmien välillä voi tehdä vertaamalla vastaavien latauksien yhtäsuuruutta.

3.5.2 Standardoitu validiteettikerroin

Bollenin (1989, 199) mukaan standardoitu validiteettikerroin määritellään kertomalla latentin muuttujan ja siitä riippuvan havaitun muuttujan keskihajontojen suhde niiden välisellä latauksella. Kaavamuodossa se voidaan esittää seuraavasti

$$a^s_{ji} = a_{ji}\left[\frac{\phi_{ii}}{var\ (y_j)}\right]^{1/2} . \tag{3.7}$$

Standardoitu validiteettikerroin ilmaisee odotetun muutoksen muuttujan y_j keskihajonnassa, kun latentin muuttujan T_i keskihajonnassa $(\phi_{ii})^{½}$ tapahtuu muutos.

Standardoidut validiteettikertoimet ovat yhteismitallisia, joten ne mahdollistavat latentin muuttujan vaikutuksen vertailun eri havaittuihin muuttujiin. Samoin jos havaittu muuttuja riippuu useasta latentista muuttujasta, niin eri latenttien muuttujien suhteellista vaikutusta voidaan verrata standardoidun validiteettikertoimen avulla. (Bollen 1989, 200.)

3.5.3 Uniikki validiteettivarianssi

Bollenin (1989, 200) mukaan uniikki validiteettivarianssi määrittää sen osan havaitun muuttujan varianssista, joka johtuu latentista muuttujasta. Kaavana se voidaan esittää muodossa

$$U(y_j,T_i) = R^2(y_j) - R^2\,(y_j,T_i), \tag{3.8}$$

jossa $R^2(y_j)$ ja $R^2\,(y_j,T_i)$ ovat reliabiliteetteja. $R^2(y_j)$ on mallin tuottama selitysaste, joka on kaikkien mallin muuttujien selittämä osuus havaitun muuttujan varianssista. $R^2(y_j,T_i)$ puolestaan on sellaisen mallin, josta on poistettu latentti muuttuja T_i, tuottama reliabiliteetti, eli muiden kuin latentin muuttujan T_i selittämä osuus havaitun muuttujan varianssista.

Uniikki validiteettikerroin poikkeaa edellä olevasta standardoimattomasta ja standardoidusta validiteettikertoimesta siinä, että se on vertailukelpoinen muiden vastaavien kertoimien kanssa. Tämä johtuu siitä, että uniikki validiteettikerroin perustuu selitysasteiden erotukseen ja näin ollen se voi saada arvoja väliltä [0,1].

Usean latentin muuttujan mallissa saattaa kuitenkin tulla ongelmia kertoimen tulkinnassa, jos latentit muuttujat korreloivat keskenään. Tällaisessa mahdollisen multikollineaarisuuden tapauksessa uniikki validiteettikerroin voi jäädä alhaiseksi, vaikka latentit muuttujat selittäisivät suuren osan havaitun muuttujan varianssista, koska tällöin ei tiedetä mikä korreloivista latenteista muuttujista varianssin aiheuttaa. (Bollen 1989, 204.)

3.5.4 Multikollineaarisuuden aste

Bollenin (1989, 205) mukaan edellä mainittu multikollineaarisuuden ongelma voidaan ratkaista selvittämällä ns. kollineaarisuuden aste. Se saadaan selville määrittämällä latentin muuttujan T_i selitysaste, kun T_i muodostetaan ennusteena muiden havaittuun muuttujaan vaikuttavien latenttien muuttujien avulla. Selitysaste saadaan laskettua kaavasta

$$R^2(T_i) = \frac{\sigma_{TT_{(i)}} \Phi^{*}{}_{(i)}^{-1} \sigma'_{TT_{(i)}}}{\phi_{ii}} , \tag{3.9}$$

jossa $\sigma_{TT(i)}$ on matriisi, jossa on mukana latentin muuttujan T_i ($i = 1,\ldots,m$) ja muiden havaittuun muuttujaan vaikuttavien latenttien muuttujien väliset kovarianssit, $\Phi^*_{(i)}$ on vastaavien latenttien muuttujien kovarianssimatriisi, jossa ei ole mukana latenttia muuttujaa T_i ja ϕ_{ii} on latentin muuttujan T_i varianssi.

Kahden latentin muuttuja tapauksessa kaava 3.9 yksinkertaistuu muotoon

$$R^2(T_i) = \frac{\phi_{12}^2}{\phi_{11}\phi_{22}} . \tag{3.10}$$

Toisin sanoen kyseessä on latenttien muuttujien T_1 ja T_2 välinen korrelaatio. Kollineaarisuusastetta voidaan siis käyttää apuna tulkittaessa uniikki varianssikerrointa; uniikki varianssikertoimen pienuus voidaan ehkä selittää suurella kollineaarisuusasteella. (Bollen 1989, 206.)

Luku 4

Konfirmatorinen faktorianalyysi

Konfirmatorisessa faktorianalyysissa latenttia piirrettä, faktoria, pyritään tarkastelemaan ja mallintamaan faktorirakenteella, joka perustuu sisällöllisen tutkimusteorian pohjalta tehtyyn teoreettiseen hypoteesiin. Siinä tutkijalla on ennakkoon käsitys faktoreiden lukumäärästä, minkä hän on voinut muodostaa joko sisällöllisen teorian pohjalta tai esimerkiksi sovittamalla aineistoon eksploratiivista faktorianalyysia. Konfirmatorisilla faktorimalleilla testataan siis ennalta asetettujen tutkimushypoteesien sopivuutta aineistoon (Leskinen 1987, 67).

4.1 Konfirmatorisen faktorimallin rakentaminen

Leskisen (1987, 66) mukaan konfirmatoristen faktorimallien käyttö vaatii tutkimusotetta, jossa tutkimusongelmat ja niitä koskevat hypoteesit ovat selkeästi rajattuja. Faktorimalli konstruoidaan siten, että se on parametrien suhteen rajoitettu, mikä tarkoittaa, että jotkut latauksista tai kovariansseista ovat vakioita tai parametrien välillä on relaatioita, esimerkiksi ne voivat olla yhtä suuria.

Kofirmatorisen faktorimallin rakentaminen voidaan jakaa viiteen eri vaiheeseen: 1) mallin spesifiointi, 2) mallin identifioituvuustarkastelu, 3) parametrien estimointi, 4) hypoteesien testaus ja 5) mallin riittävyystarkastelut. Kun näiden vaiheiden kautta on löydetty sopiva faktorimalli, niin sen jälkeen mallille voidaan laskea faktoripistemäärämuuttujat.

4.1.1 Mallin spesifiointi

Mallin spesifioinnilla eli täsmentämisellä tarkoitetaan faktorimallin valintaa tutkimushypoteesin pohjalta (Leskinen 1987, 68). Spesifiointivaiheessa määritellään latentit muuttujat ja havaitut muuttujat sekä näiden väliset suhteet.

Usean faktorin perusmalli on muotoa

$$\mathbf{y} = \mathbf{Af} + \mathbf{e}, \tag{4.1}$$

jossa $\mathbf{y}$ on havaittujen muuttujien (p kappaletta) vektori $[y_1, y_2, ..., y_p]^T$, $\mathbf{f}$ on faktorivektori, jossa on m kappaletta faktoreita (m<p) $\mathbf{f} = [f_1, f_2, ..., f_m]^T$, $\mathbf{e}$ on jäännöstermien vektori $[e_1, e_2, ..., e_p]^T$ ja $\mathbf{A}$ on pxm latausmatriisi. Spesifiointivaiheessa valitaan mitkä parametreista estimoidaan sekä mitkä asetetaan vakioiksi.

Konfirmatorisessa faktorianalyysissa latausmatriisiin $\mathbf{A}$ pyritään tekemään rajoituksia siten, että kukin muuttuja saa latauksia vain yhdelle faktorille; muut lataukset asetetaan nolliksi. Alla on esimerkki latausmatriisista $\mathbf{A}$ mittausmallitilanteessa, jossa muuttujat y_1 ja y_2 mittaavat latenttia muuttujaa T_1, muuttujat y_3 ja y_4 mittaavat latenttia muuttujaa T_2 ja muuttujat y_5 ja y_6 mittaavat latenttia muuttujaa T_3:

$$\mathbf{A} = \begin{bmatrix} a_{11} & 0 & 0 \\ a_{21} & 0 & 0 \\ 0 & a_{32} & 0 \\ 0 & a_{42} & 0 \\ 0 & 0 & a_{53} \\ 0 & 0 & a_{63} \end{bmatrix}.$$

4.1.2 Mallin identifioituvuustarkastelut

Parametrien identifioituvuus, ja siis koko mallin identifioituvuus ovat lähtökohtana mallin parametrien estimoinnille. Jotta malli olisi estimoitavissa, sen on siis oltava identifioituva.

Määritelmä 4.1: Faktorimallin yksittäinen parametri on identifioituva, jos se on ratkaistavissa teoreettisen kovarianssimatriisin määrittämien yhtälöiden avulla. Jos kaikki parametrit ovat identifioituvia, niin koko faktorimalli on identifioituva.

Koska mittausmallissa latausmatriisi on rajoitettu, eli kukin muuttuja latautuu vain yhdelle faktorille, se on aina identifioituva, kun faktorin varianssit on kiinnitetty.

4.1.3 Parametrien estimointi

Mallin parametrien estimoinnin lähtökohtana on spesifioitu malli, jonka parametrit ovat identifioituvia. Estimoinnin tarkoituksena on löytää tuntemattomille parametreille arvot siten, että ne mahdollisimman hyvin vastaisivat mallin parametrien arvoja tutkittavassa perusjoukossa. Parametrien estimoinnissa pyritään tuottamaan kovarianssimatriisille Σ sovite, joka kuvaisi mahdollisimman hyvin otoskovarianssimatriisia S, johon on kerätty tyhjentävästi otoksen antama informaatio perusjoukon teoreettisesta kovarianssimatriisista. Kovarianssimatriisin Σ sovite muodostetaan latausmatriisin estimaatin $\hat{\Lambda}$, faktoreiden kovarianssimatriisin estimaatin $\hat{\Phi}$ ja mittausvirheiden varianssiestimaattien avulla. $\hat{\Sigma}$ on esitetty edellä kaavassa 2.27. (Leskinen 1987, 89.)

Konfirmatorisessa faktorianalyysissa parametrien estimointimenetelmiä on useita. Mahdollisia estimointimenetelmiä ovat esimerkiksi pienimmän neliösumman (ULS-) menetelmä, yleistetty pienimmän neliösumman (GLS-) menetelmä ja suurimman uskottavuuden (ML-) menetelmä.

ULS-menetelmässä minimoidaan funktio

$$F(A, \Phi, V) = ½ \, tr \, [\Sigma (A, \Phi, V) - S]^2, \tag{4.2}$$

jossa tr on matriisin jälki. ULS-menetelmässä ei ole jakaumaoletusta, mutta se ei myöskään ole kovin kehittynyt menetelmä.

GLS-menetelmässä on myös väljät jakaumaoletukset, mutta se on käyttökelpoisempi menetelmä kuin ULS-menetelmä. GLS-menetelmässä minimoidaan funktio

$$F(A, \Phi, V) = ½ \, tr \, [(I - S^{-1} \Sigma (A, \Phi, V)^2]. \tag{4.3}$$

Su-estimoinnissa oletuksena on, että havaitut muuttujat noudattavat normaalijakaumaa ja otoskoon on oltava riittävän suuri. Su-estimoinnissa minimoidaan funktio

$$F(A, \Phi, V) = \ln|\Sigma (A, \Phi, V)| - \ln|S| + tr \, [\Sigma^{-1} (A, \Phi, V) S] - p, \tag{4.4}$$

jossa $|\Sigma (A, \Phi, V)|$ on matriisin determinantti ja p on havaittujen muuttujien lukumäärä.

4.1.4 Hypoteesien testaus

Konfirmatorisessa faktorianalyysissa hypoteesien testauksessa oletetaan, että havaitut muuttujat noudattavat p-ulotteista normaalijakaumaa ($y_j \sim N_p (\mathbf{0}, \Sigma)$) ja että otoskoko on riittävän suuri. Nollahypoteesina on, että valittu faktorimalli on oikea. Se voidaan esittää muodossa

$$H_0\colon \Sigma = A\Phi A^T + V,$$

eli faktorimalli on olemassa. Sen vastahypoteesina on, että Σ:lla ei ole mitään rakennetta, mikä voidaan esittää muodossa

$$H_1\colon \Sigma = [\sigma_{jk}],$$

eli ei ole olemassa faktorimallia.

Hypoteesien testauksessa käytetään uskottavuussuhteen testifunktiota, joka voidaan esittää muodossa

$$-2\ln\lambda = (N-1)\ F(\hat{A},\hat{\Phi},\hat{V})\ , \tag{4.5}$$

jossa λ on uskottavuusfunktion maksimi estimoitavien parametrien A, Φ ja V suhteen hypoteesin H_0 ollessa voimassa jaettuna uskottavuusfunktion maksimilla estimoitavien parametrien σ_{jk} suhteen hypoteesin H_1 ollessa voimassa.

Nollahypoteesin ollessa voimassa uskottavuussuhteen testi noudattaa asymptoottisesti χ^2-jakaumaa. χ^2-testin vapausasteet saadaan kaavasta

$$df = ½\, p\, (p+1) - t, \tag{4.6}$$

jossa p on kovarianssimatriisin Σ yhtälöiden lukumäärä ja t on estimoitavien parametrien lukumäärä. Jotta testi olisi käyttökelpoinen, on estimoitavien parametrien lukumäärän t oltava pienempi kuin ½p(p+1) eli otoskovarianssimatriisin alkioiden lukumäärä (Leskinen 1987, 116). Tämä ehto toteutuu, mikäli malli on identifioituva.

χ^2-arvoa vastaava p-arvo ilmaisee todennäköisyyden, että estimoitu χ^2-testisuureen arvo on pienempi kuin todellinen χ^2-arvo samoilla vapausasteilla. p-arvo kuvaa siis estimoidun mallin merkitsevyystasoa H_0:n ollessa voimassa, kun se on laskettu yleistä vastahypoteesia ($H_1:\Sigma = [\sigma_{jk}]$) vastaan (Leskinen 1987, 116). Pienillä p-arvoilla nollahypoteesi hylätään, eli malli ei ole riittävä, mutta suuret p-arvot kuvaavat mallin hyvää yhteensopivuutta aineistoon.

χ^2-testi on vain yksi yhteensopivuuden mittari konfirmatorisen faktorianalyysin mallin rakentamisessa, joten yksistään siitä saadun p-arvon perusteella mallia ei tulisi hylätä tai hyväksyä. Usein jos N on hyvin suuri, esimerkiksi $N > 500$, niin χ^2-testi hylkää hyvin herkästi estimoidun mallin aineistoon sopimattomana, vaikka poikkeamat kovarianssimatriisin sovitteen ja otoskovarianssimatriisin välillä olisivat merkityksettömän pieniä. Tämä johtuu siitä, että χ^2-testisuure riippuu otoskoosta N. (Leskinen 1987, 122.) Tästä syystä mallin rakentamisessa tulisi huomioida myös muut malliin liittyvät yhteensopivuuden tunnusluvut, esimerkiksi normeerattu yhteensopivuusindeksi (normed fit index eli NFI), joka perustuu χ^2-testisuureisiin, mutta josta on poistettu otoskoon N vaikutus. NFI voi saada arvoja väliltä [0,1], eli mitä suurempi NFI:n arvo on sitä paremmin malli sopii aineistoon. Leskisen (1987, 124) mukaan eräs alaraja mallin riittävyydelle on NFI:n arvo 0.9, eli jos NFI-arvo on alle 0.9, niin estimoitu malli ei ole NFI-indeksin mielessä riittävä.

4.1.5 Mallin riittävyystarkastelut

Konfirmatorisessa faktorianalyysissa mallin rakentaminen aloitetaan mahdollisimman yksinkertaisesta rakenteesta. Riittävyystarkastelujen perusteella malliin lisätään tarvittava määrä parametreja estimoitavaksi, jotta mallista saadaan riittävä. LISREL-ohjelmassa konfirmatorisen faktorianalyysin mallia koskevat riittävyystarkastelut ovat hyvin monipuolisia. Tarkastelut voidaan jakaa neljään ryhmään: 1) koko mallia koskevat tarkastelut, 2) muuttujakohtaiset tarkastelut, 3) parametrikohtaiset tarkastelut ja 4) havaintokohtaiset tarkastelut (Leskinen 1987, 127).

Koko malliin liittyviä tarkasteluja ovat edellä mainitut χ^2-testi ja NFI-indeksi sekä yhteensopivuusindeksi (goodness of fit index eli GFI). GFI ei riipu otoskoosta N ja se on suhteellisen robusti havaittujen muuttujien normaalijakaumasta poikkeaville jakaumille (Leskinen 1987, 128). GFI voi saada arvoja väliltä (0,1]. Samoin kuin NFI, myös GFI on sitä suurempi mitä paremmin malli sopii aineistoon. Käytännössä, jotta mallia voitaisiin pitää riittävänä, GFI:n alaraja on 0.9 (Leskinen 1987, 128). Keskimääräistä jäännöskorrelaatiota mittaava indeksi SRMR (standardized root mean square residual) on myös koko mallia koskeva riittävyysmitta. SRMR-indeksillä ei ole tiettyä arvoaluetta, vaan sitä tulkitaan suhteessa havaittuihin kovariansseihin ja varriansseihin. SRMR-indeksin tulisi kuitenkin olla mahdollisimman pieni. RMSEA-tunnusluku (root mean square error of approximation), joka on populaatioon liittyvä virhe jaettuna vapausasteilla, on myös koko mallia koskeva riittävyystarkastelu. Jotta malli olisi riittävä, olisi RMSEA:n oltava pienempi kuin 0.05, mutta jos RMSEA on alle 0.08, voidaan mallia kuitenkin pitää kohtalaisena (Jöreskog & Sörbom 1993, 124).

Muuttujakohtaisiin tarkasteluihin voidaan käyttää riittävyysindeksiä $R^2(y_j)$ (squared multiple correlation), joka voidaan tulkita havaitun muuttujan reliabiliteetti- tai kommunaliteettikertoimeksi. Riittävyysindeksit kuvaavat kuinka hyvin kukin havaittu muuttuja y_j toimii faktoreiden mittaamisessa (Leskinen 1987, 129). Riittävyysindeksi voi saada arvoja väliltä [0,1], eli jos arvo on lähellä ykköstä, muuttuja mittaa hyvin faktoria, latenttia piirrettä. Jos jonkin havaitun muuttujan riittävyysindeksi on lähellä nollaa, niin Leskisen (1987, 130) mukaan joko kyseinen muuttuja ei toimi lainkaan faktorin indikaattorina, jolloin se on poistettava mallista, tai malli on spesifioitu väärin kyseisen muuttujan suhteen, jolloin malli on modifioitava uudelleen.

Leskisen (1987, 130–133) mukaan parametrikohtaiset tarkastelut voidaan suorittaa sekä vapaasti estimoitujen, yhtä suurina estimoitujen että kiinnitettyjen parametrien osalta. Estimaattien arvojen tulee olla sekä sisällöllisen tulkinnan kannalta mielekkäitä että tilastotieteellisesti kelvollisia. Tilastotieteellisellä kelvollisuudella tarkoitetaan sitä, että faktoreiden varianssien estimaattien ja jäännösvarianssien estimaattien on oltava positiivisia ja faktoreiden välisten korrelaatiokertoimien estimaattien tulee olla välillä (-1,1). Lisäksi estimoitujen kovarianssimatriisien $\hat{\Phi}$ ja $\hat{V}$ tulee olla positiivisesti definiittejä. Mikäli mallissa on parametrien estimaatteja, jotka eivät täytä edellä olevia kelvollisuusehtoja, mallia ei saa käyttää. Parametrien estimaattien tulisi olla myös tilastollisesti merkitseviä. Vertaamalla parametrin estimaattia vastaavaan keskivirheeseen, saadaan t-arvo, jonka avulla voidaan arvioida parametrin nollasta eroavuutta. Parametri tulkitaan nollaksi, jos |t-arvo| < 2, eli menettely vastaa t-testin käyttöä likimain 5 %:n merkitsevyystasolla. Muiden kuin vapaasti estimoitujen parametrien kiinnitysten sopivuutta tarkastellaan modifikaatioindeksin avulla. Modifikaatioindeksi ilmaisee, kuinka paljon estimoidun mallin χ^2-testisuureen arvo vähintään pienenee, jos kyseessä oleva parametri vapautetaan estimoitavaksi. Parametrien vapautuksia siis tehdään yksi kerrallaan, kunnes malli on riittävä. Käytännössä modifikaatioindeksi on iso, jos se on suurempi kuin 7.88, joka vastaa χ^2-testin arvoa 0.5 %:n merkitsevyystasolla. Jokainen parametrin vapautus vähentää vapausastetta yhdellä.

Havaintokohtaiset, eli otoskovarianssien, otosvarianssien ja otoskorrelaatioiden, tarkastelut tehdään jäännösten avulla. Mikäli standardoidut jäännökset ovat itseisarvoltaan suurempia kuin 2, niin malli ei ole selittänyt kyseistä havaintoa kovin hyvin. Suurista jäännöksistä siis nähdään, mihin osaan aineistoa malli ei sovi.

4.1.6 Faktoripistemäärämuuttujien estimointi

Jos halutaan tietää latentin muuttujan arvo, eli halutaan tietää yksittäisten havaittujen muuttujien vaikutus latenttiin muuttujaan, niin se saadaan selville muodostamalla faktoripistemäärämuuttuja. Faktoripistemäärämuuttujat sisältävät kunkin siihen vaikuttavan havaitun muuttujan painokertoimen. Latentin muuttujan arvo saadaan siis selvitettyä painotettujen havaittujen muuttujien funktiona. (Bollen 1989, 305.) Faktoripistemäärämuuttujan kaava (2.26) on esitetty kohdassa 2.3.

Mittaamisen teoriaan liittyen faktoripistemäärämuuttujan arvot ovat skaalaa muodostettaessa havaittujen muuttujien painokertoimia. Faktoripistemäärämuuttujat siis lasketaan lopulliselle mallille, jolloin skaalan reliabiliteetti saadaan mahdollisimman suureksi.

4.2 Spesififaktorimallit

Leskisen (1989, 2–3) mukaan yleensä jäännöstermejä e_j käsitellään mittausvirheinä, jolloin ne ajatellaan keskenään korreloimattomiksi. Toisaalta konfirmatorisissa faktorimalleissa sallitaan myös se mahdollisuus, että osa e_j-termeistä korreloivat keskenään. Koska tilastollisen mallin oletuksena on mittausvirheiden korreloimattomuus, niin myös konfirmatorisessa faktorimalliajattelussa olisi luovuttava määrittelemästä korreloituneet jäännöstermit pelkiksi mittausvirheiksi. Tällöin eräs mahdollisuus olisi ajatella e_j-termit uniikkifaktoreiksi, jotka sisältävät mittausvirheen lisäksi myös spesififaktorikomponentin.

Jäännöstermin, uniikkifaktorin, jakaminen kahteen keskenään korreloimattomaan komponenttiin, eli spesififaktoriksi ja mittausvirheeksi, voidaan esittää kaavamuodossa seuraavasti

$$e_r = f_{sr} + \epsilon_r \,,\; r \in j,\, j=1,..,p, \tag{4.7}$$

jossa e_r on jäännöstermi, johon liittyy spesififaktori, f_{sr} on havaittuun muuttujaan y_r liittyvä spesififaktori ja ϵ_r on vastaava mittausvirhe. Spesififaktorirakenteen oletuksena on, että spesififaktori ja yleisfaktori eivät korreloi keskenään. Tällöin jäännöstermin e_r varianssiksi tulee

$$\mathrm{var}(e_r) = \mathrm{var}(f_{sr}) + \mathrm{var}(\epsilon_r). \tag{4.8}$$

Sijoittamalla kaava 4.8 havaitun muuttujan y_r varianssiin yhden faktorin mallissa tulee varianssiksi

$$\mathrm{var}(y_r) = a_{rk}^2\,\mathrm{var}(f) + \mathrm{var}(e_r) = a_{jr}^2\,\mathrm{var}(f) + \mathrm{var}(f_{sr}) + \mathrm{var}(\epsilon_r)\,. \tag{4.9}$$

Tällöin havaitun muuttujan y_r selitysasteeksi eli reliabiliteetiksi saadaan

$$R_{y\,r}^2 = \mathrm{rel}(y_r) = \mathrm{var}(y_r) - \mathrm{var}(\epsilon_r) = a_{r\,k}^2\,\mathrm{var}(f) + \mathrm{var}(f_{s\,r})\,, \tag{4.10}$$

jossa var(f) on yleisfaktorin selittämä osa havaitun muuttujan varianssista ja $\mathrm{var}(f_{sr})$ on spesififaktorin selittämä osa havaitun muuttujan y_r varianssista. Jos spesififaktorimalli on olemassa, eli spesififaktorin varianssi on tilastollisesti merkitsevä, niin niiden havaittujen muuttujien, jotka saavat latauksia spesififaktorille, reliabiliteetit ovat suurempia kuin vastaavan jäännöskovariansseja sisältävän mallin tuottamat reliabiliteetit. Tämä johtuu siitä, että havaitun muuttujan varianssiin vaikuttavan jäännösvarianssin osuutta, jota ei voida selittää, voidaan pienentää selittämällä osa siitä spesififaktorin varianssilla.

Leskisen (1989, 9) mukaan spesififaktorimallin käyttöä yleisen kovarianssirakennemallin sijasta voidaan perustella sillä, että mallien esitystavoissa voi olla mielekästä jakaa faktorit yleis- ja spesififaktoreihin niiden luonteen ja käytön kannalta. Silloin ensiksi määritetään yleisfaktorit, joiden avulla kuvataan suurin osa havaittujen y-muuttujien kovarianssirakenteesta. Spesififaktoreiden avulla kuvataan osa jäännösvariansseista, mutta niiden avulla voidaan kuvata myös se osa y-muuttujien kovariansseista, joka on jäänyt yleisfaktoreilta selittämättä. Toinen syy faktoreiden jaotteluun on, että esimerkiksi käyttäytymis- ja yhteiskuntatieteissä on hyvin vaikea esittää etukäteen hypoteeseja spesififaktoreiden olemassaolosta. Yleensä mallin rakentaminen aloitetaan yleisfaktorirakenteesta, jonka jälkeen tutkimalla jäännösten korreloituneisuutta saadaan viitteitä spesififaktorimallista.

4.3 Faktorimallien ryhmävertailu

Konfirmatorisella faktorianalyysilla saadun tilastollisen mallin avulla on mahdollista vertailla faktorirakenteen eroavuuksia eri ryhmien välillä. Sovittamalla eri ryhmiin samanaikaisesti faktorimalleja, joiden välillä on yhtäsuuruussidoksia, voidaan testata estimoitujen parametrien, esimerkiksi latausten, yhtäsuuruutta eri ryhmien välillä. Testauksessa käytetään χ^2-testiä. (Leskinen 1987, 187.)

Leskisen (1987, 191–192) mukaan yleisin menettely testata faktorimallia eri ryhmien välillä on testata aluksi latausmatriisien yhtäsuuruutta eri ryhmissä. Nollahypoteesina on silloin, että latausmatriisit ovat samat

$$H_0\text{: } A_1 = A_2 = \dots = A_G\,,$$

mitä testataan yleistä vastahypoteesia (H_1: ei ole olemassa faktorimallia) vastaan. Tällöin testataan samanaikaisesti saman faktorimalliesityksen voimassaoloa ja latausten yhtäsuuruutta eri ryhmissä.

Leskisen (1987, 192–194) mukaan toinen tapa on tutkia ensin faktorimallien sopivuutta kussakin ryhmässä erikseen. Näin saadaan ryhmäkohtaisesti tietoa faktorimallin riittävyydestä. Jos sama faktorimalli sopii kaikkiin ryhmiin, voidaan testata nollahypoteesia, että lataukset ovat yhtä suuria. Tällöin vastahypoteesina on, että faktorirakenteet ovat samat, mutta latausmatriisit ovat erisuuret. Tällaisessa tilanteessa käytetään χ^2-peräkkäistestiä, jonka testisuure saadaan edellisten testien testisuureiden erotuksena. Toisin sanoen testisuureesta, joka on saatu testattaessa latausten yhtäsuuruutta, vähennetään eri faktorimallien testauksessa saatu yhteinen testisuure. Testin vapausasteet saadaan vastaavalla tavalla edellisten testien vapausasteiden erotuksena.

Luku 5

Aineisto

Aineistona on Jyväskylässä peruskoulun yläasteen oppilaille tehty kysely, joka koskee heidän suhtautumistaan liikuntaan. Oppilaat olivat yhdeksäsluokkalaisia eli iältään 15–16-vuotiaita. Aineiston otoskoko on 520 havaintoa, joista tyttöjä on 256, poikia 251 ja 13 havainnossa sukupuolen kohdalla on puuttuva tieto. Aineisto on kerätty Jyväskylän yliopiston liikuntapedagogiikan laitoksella (Jaakkola & Sepponen, 1997).

5.1 Tavoiteorientaatiomittari

Tämän pro gradu -tutkielman aineisto koostuu tavoiteorientaatio-osasta, joka on suomennos Perception of Success Questionnaire (POSQ) -mittarista (Jaakkola & Sepponen, 1997). Mittari sisältää 12 osiota, y-muuttujaa, jotka ovat

A1. Voitan toiset

A2. Olen paras

A3. Yritän kovasti

A4. Huomaan todella kehittyväni

A5. Pärjään paremmin kuin toiset

A6. Näytän toisille olevani paras

A7. Voitan vaikeudet

A8. Onnistun sellaisessa, mitä en ole aikaisemmin osannut

A9. Pärjään sellaisessa asiassa, mitä toiset eivät osaa

A10. Teen kaikken parhaani kykyni mukaan

A11. Saavutan itselleni asettamani tavoitteen

A12. Olen selvästi toisia parempi.

Jokainen y-muuttuja siis mittaa oppilaan omaa suhtautumista tai asennetta liikuntaan. Vastaukset noudattavat Likertin 5-luokkaista asteikkoa, eli muuttujat voivat saada arvoja 1-5 (1 = olen täysin eri mieltä, 2 = olen vähän eri mieltä, 3 = en osaa sanoa, 4 = olen vähän samaa mieltä, 5 = olen täysin samaa mieltä).

Konfirmatorisessa faktorianalyysissa tavoiteorientaatiomittarin muuttujat on jaettu sisällöllisten hypoteesien perusteella kahteen osaan, tehtäväorientaatiota ja kilpailuorientaatiota mittaavaan osaan. Osiot A1, A2, A5, A6, A9 ja A12 mittaavat kilpailuorientaatiota ja osiot A3, A4, A7, A8, A10 ja A11 mittaavat tehtäväorientaatiota (Jaakkola & Sepponen, 1997).

5.2 Korrelaatiomatriisit

Aineiston tilastollinen analyysi on suoritettu LISREL8-ohjelmalla (Jöreskog & Sörbom, 1993), jonka perustana on alkuperäisestä aineistosta laskettu korrelaatiomatriisi. Koska muuttujia voidaan pitää välimatka-asteikollisina, eli niiden välimatkat oletetaan tasaisiksi, voidaan muuttujat ajatella jatkuviksi. Tästä ajattelutavasta johtuen muuttujille on laskettu Pearsonin korrelaatiokertoimet. Korrelaatiomatriisi on laskettu PRELIS2-ohjelmalla (Jöreskog & Sörbom, 1993). Sukupuolen mukaan tehtyjä ryhmävertailuja varten aineisto on jaettu kahteen osaan; tytöt ja pojat, joille molemmille on muodostettu omat korrelaatiomatriisit.

Luku 6

Konfirmatorinen faktorianalyysi tutkimusaineistolle

Tavoiteorientaatiomittariaineistoa tutkittiin konfirmatorista faktorianalyysia apuna käyttäen. Estimointimenetelmänä oli yleistetty pienimmän neliösumman menetelmä eli GLS-menetelmä, koska muuttujat eivät olleet normaalisti jakautuneita.

Aineistoon sovitettiin ensin kahden faktorin, tehtäväorientaatio- ja kilpailuorientaatiofaktorin, mallia, joka ei kuitenkaan ollut riittävä; χ^2-testin arvo oli 235.05 vapausastein 53, jolloin p-arvoksi tuli 0.0. Modifikaatioindeksin mukaan malliin täytyisi tehdä useita jäännöskovarianssien vapautuksia, ennen kuin malli saataisiin sopivaksi. Vapautuksien jälkeen rakenteesta tulisi todella monimutkainen, jolloin sisällöllinen tulkinta vaikeutuisi. Koska faktoreiden välinen korrelaatio oli melko pieni (0.23), suoritettiin kaksi erillistä konfirmatorista faktorianalyysia, joissa molemmille faktoreille sovitettiin yhden faktorin mallia. Tässä on kuitenkin huomattava, että vaikka faktoreiden välinen korrelaatio on pieni, niin se on kuitenkin tilastollisesti merkitsevä. Tilastollinen merkitsevyys saattaa tässä tapauksessa johtua suuresta otoskoosta ($n = 520$). Tulosteet kahden faktorin mallista ovat liitteenä 1.

6.1 Tehtäväorientaatiofaktori

Tehtäväorientaatiomittariin sovitettiin aluksi perusrakennemallia, jossa kaikki y-osiot latautuvat yhdelle faktorille ja jäännösten ei anneta korreloida. Tämä malli ei ollut riittävä, sillä χ^2-testin arvoksi saatiin 79.43 vapausastein 9, jolloin p-arvo oli 0.0. Tosin esimerkiksi NFI (normed fit index) -tunnusluvun mukaan malli olisi aineistoon sopiva, sillä tunnusluvun arvo oli 0.98. Tehtäväorientaatiofaktorin LISREL-tulosteet ovat liitteenä 2.

Suorittamalla suuruusjärjestyksessä modifikaatioindeksin ehdottamia vapautuksia jäännösten välille, löytyi lopulta tilastollisesti riittävä malli. Kun malliin oli lisätty kolme jäännöskovarianssien vapauttamista, χ^2-arvoksi saatiin 11.77 vapausastein 6. Mallin p-arvoksi tuli 0.067, eli malli on riittävä. Myös muut tunnusluvut viittaavat mallin hyvään sopivuuteen, taulukko 6.1.

On kuitenkin huomattava, että vaikka malli on tilastollisesti sopiva, niin sisällöllinen tulkinta tulee sitä vaikeammaksi, mitä useampia jäännöskovarianssien vapautuksia on mukana. Tässäkin tapauksessa, kun on kolme jäännöskovarianssin vapautusta, on jo mietittävä, onko malli sisällöllisesti järkevä, eli ovatko jäännöskovarianssit selitettävissä.

Taulukko 6.1 *Tehtäväorientaatiofaktori; yhteensopivuuden tunnuslukuja mallille, jossa jäännöskovariansseja (3 kpl) on vapautettu.*

```
GOODNESS OF FIT STATISTICS

CHI-SQUARE WITH 6 DEGREES OF FREEDOM = 11.77 (P = 0.067)
ROOT MEAN SQUARE ERROR OF APPROXIMATION (RMSEA) = 0.016
MODEL AIC = 41.77
ROOT MEAN SQUARE RESIDUAL (RMR) = 0.016
STANDARDIZED RMR = 0.016
GOODNESS OF FIT INDEX (GFI) = 0.99
NORMED FIT INDEX (NFI) = 1.00
COMPARATIVE FIT INDEX (CFI) = 1.00
INCREMENTAL FIT INDEX (IFI) = 1.00
RELATIVE FIT INDEX (RFI) = 0.99
CRITICAL N (CN) = 742.18
```

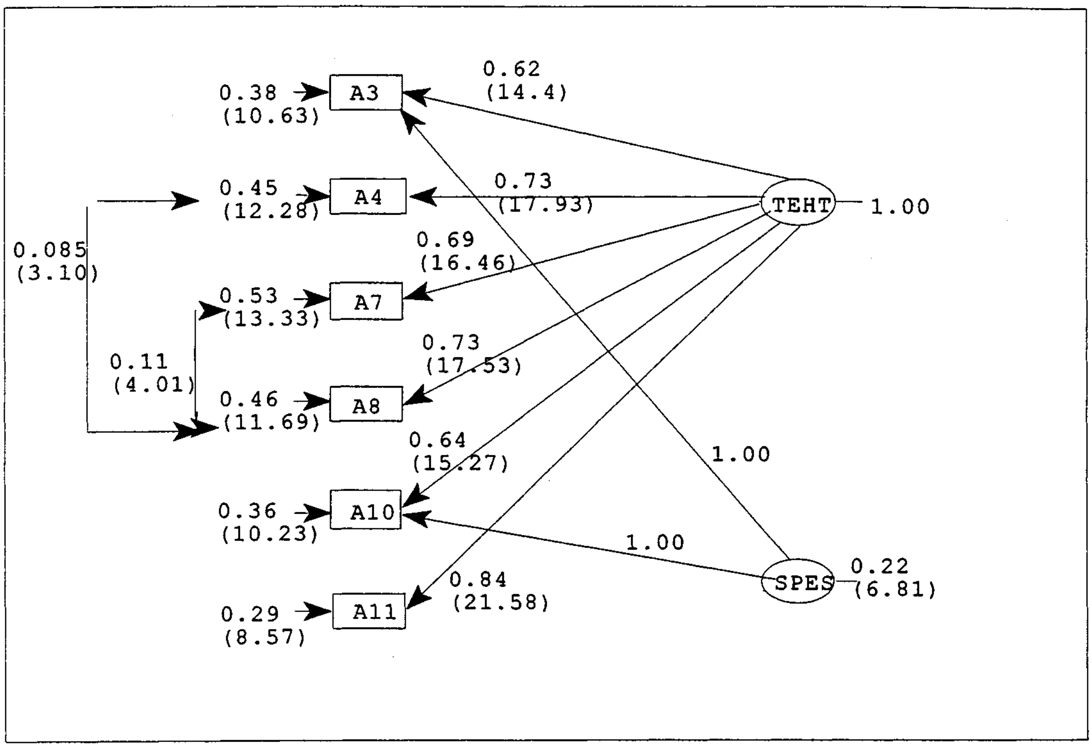
Valitun mallin latausten yhtäsuuruutta testattiin χ^2-testin avulla. Tällöin kaikkien muuttujien latauksiksi tuli 0.7. Testin nollahypoteesina on, että uusi malli (lataukset yhtä suuria) on oikea. Vastahypoteesina on, että edellinen malli (lataukset erisuuria) on oikea. Testauksessa χ^2-testin arvoksi saatiin 22.4 vapausastein 5, jolloin p-arvo on 0.000, joten muuttujat, testit, eivät ole τ-ekvivalentteja eli lataukset eivät ole yhtä suuria. Malliksi siis valitaan edellä esitetty malli, jossa on mukana kolme jäännöskovarianssin vapautusta.

6.1.1 Spesififaktorimalli tehtäväorientaatiofaktorille

Aineistoon sovitettiin vielä spesififaktorimallia, jossa osioiden A3 ja A10 välinen jäännöskovarianssi on korvattu spesififaktorilla, mutta muut jäännöskovarianssien vapautukset ovat ennallaan (tulosteet liitteenä 3). Ideana on, että osioiden taustalla oleva yhteinen latentti piirre, joka aiheuttaa jäännöskovarianssien nollasta eroavuuden, kuvataan spesififaktorilla. Tällöin estimoidaan spesififaktorin varianssi, jonka perusteella tutkitaan spesififaktorin tilastollista merkitsevyyttä. Mallissa faktoreille asetetaan rajoituksia; spesififaktori ja tehtäväorientaatiofaktori eivät saa korreloida ja spesififaktorin lataukset kiinnitetään ykkösiksi.

Spesififaktorimallin χ^2-testin tulos sekä muut mallin hyvyyteen liittyvät tunnusluvut ovat samat kuin aiemmin valitussa mallissa. Tämä johtuu siitä, että kyseessä on edellisen mallin kanssa dataekvivalenttimalli. Myös lataukset (**Λ**) pysyvät samoina tehtäväorientaatiofaktorin osalta. Muuttujien selitysasteet ovat muutoin samat kuin aiemmin, mutta niiden muuttujien, joihin liittyy spesififaktori, selitysasteet eli reliabiliteetit ovat kasvaneet noin 20 %. Spesififaktorin varianssin t-arvo (6.81) osoittaa, että spesififaktori on tilastollisesti merkitsevä. Lisäksi muut mallin hyvyyteen liittyvät tunnusluvut ovat samat kuin aiemmin valitussa mallissa, joten malli on tilastollisesti sopiva aineistoon.

Koska malli ei tilastollisesti eroa edellä esitellystä mallista, spesififaktorimallin valintaan vaikuttaakin pääasiassa sisällöllinen tulkinta. Tässä tapauksessa myös sisällöllisen tulkinnan kannalta spesififaktorimalli on sopiva, sillä muuttujien perusteella spesififaktori voidaan nimetä yrittämiseksi. Graafi spesififaktorimallista on kuviossa 6.1. Siinä on esitetty myös parametrien estimaatit sekä niiden t-arvot.



Kuvio 6.1 *Spesififaktorimallin graafi sekä parametrien estimaatit tehtäväorientaatiofaktorille. Suluissa olevat luvut ovat kyseisen parametrin t-arvoja.*

Valitulle mallille muodostettiin faktoripistemäärämuuttuja, jonka avulla laskettiin skaalan reliabiliteetti. Reliabiliteetiksi saatiin 0.873. Tehtäväorientaatiofaktorille muodostettiin myös toinen skaala, suora summa, jolle laskettiin reliabiliteetti Cronbachin α-kertoimen avulla. Cronbachin α-kertoimeksi saatiin 0.867. Toisin sanoen konfirmatorisen faktorianalyysin avulla muodostetun skaalan reliabiliteetti on hieman suurempi kuin vastaavan suoran summan Cronbachin α-kerroin, joka ei teoreettisesti ole nyt oikea reliabiliteettikertoimen estimaattori, koska lataukset eivät olleet yhtä suuria.

6.2 Kilpailuorientaatiofaktori

Myös kilpailuorientaatiomittariin sovitettiin aluksi perusmallia, jossa jäännösten ei anneta korreloida. Kuten edellisessäkin faktorissa tämä malli ei kuitenkaan ollut riittävä, sillä χ^2-testin arvoksi saatiin 48.24 vapausastein 9, jolloin p-arvo oli 0.00. Suorittamalla suuruusjärjestyksessä modifikaatioindeksin ehdottamia vapautuksia jäännösten välille, päädyttiin tilastollisesti riittävään malliin. Kilpailuorientaatiofaktorin tulosteet ovat liitteenä 4.

Valittuun malliin sisältyy kaksi jäännöskovarianssien vapauttamista; muuttujien A1 ja A2 välille sekä muuttujien A5 ja A12 välille. Nämä vapauttamiset vaikuttavat tulkinnallisestikin järkeviltä, sillä A1 ja A2 mittaavat lähes samaa asiaa (A1=Voitan toiset, A2= Olen paras) samoin A5 ja A12 (A5=Pärjään paremmin kuin toiset, A12=Olen selvästi toisia parempi). Mallin χ^2-testin arvoksi tuli 12.47 vapausastein 7, jolloin p-arvo oli 0.086. Myös muut tunnusluvut kertovat mallin sopivuudesta aineistoon. Tunnusluvut ovat taulukossa 6.2.

Tällainen malli, jossa on vain kaksi jäännöskovarianssien vapautusta, ei ole vielä tulkinnallisesti liian monimutkainen, vaan tältäkin osin malli on hyvä.

Taulukko 6.2 *Kilpailuorientaatiofaktori; yhteensopivuuden tunnuslukuja mallille, jossa jäännöskovariansseja (2 kpl) on vapautettu.*

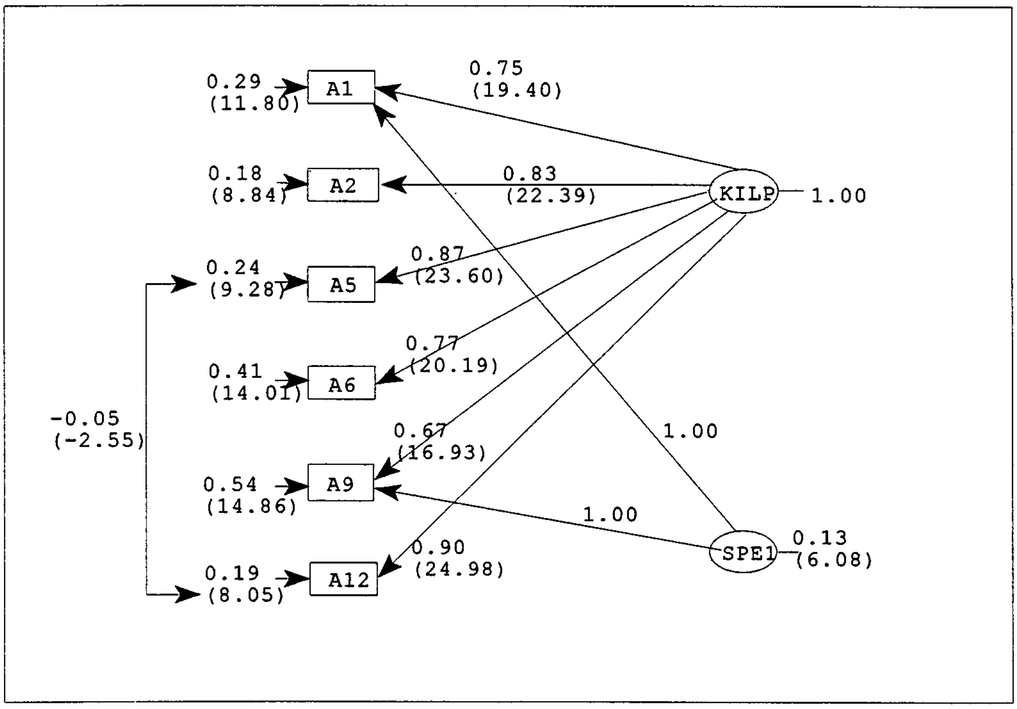
```
GOODNESS OF FIT STATISTICS

CHI-SQUARE WITH 7 DEGREES OF FREEDOM = 12.47 (P = 0.086)
ROOT MEAN SQUARE ERROR OF APPROXIMATION (RMSEA) = 0.039
MODEL AIC = 40.47
ROOT MEAN SQUARE RESIDUAL (RMR) = 0.013
STANDARDIZED RMR = 0.013
GOODNESS OF FIT INDEX (GFI) = 0.99
NORMED FIT INDEX (NFI) = 1.00
COMPARATIVE FIT INDEX (CFI) = 1.00
INCREMENTAL FIT INDEX (IFI) = 1.00
RELATIVE FIT INDEX (RFI) = 1.00
CRITICAL N (CN) = 770.08
```

Myös kilpailuorientaatiofaktorille tehtiin latausten yhtäsuuruuden testaus. Tällöin kaikki lataukset kiinnitettiin yhtä suuriksi, eli tässä tapauksessa arvoksi 0.76. Tulokseksi tuli, että nollahypoteesi hylätään ($\chi^2 = 35.47$, df = 5, p-arvo = 0.000), eli lataukset eivät ole yhtä suuria, testit eivät ole τ-ekvivalentteja. Sopiva malli on siis edellä esitetty malli, jossa jäännöskovariansseja on vapautettu, mutta lataukset ovat erisuuria.

6.2.1 Spesififaktorimalli kilpailuorientaatiofaktorille

Koska muuttujat, joiden välillä jäännökset saavat korreloida, mittaavat lähes samaa asiaa, voidaan olettaa, että jäännösten taustalla on spesififaktori. Tutkimuksessa testattiin myös tällaisen mallin olemassaoloa, missä muuttujien A1 ja A2 välinen jäännöskovarianssin vapautus korvataan spesififaktorilla SPE1, jonka varianssi estimoidaan. Spesififaktorimallin tulosteet ovat liitteenä 5. Graafi spesififaktorimallista on kuviossa 6.2, jossa on esitetty myös parametrien estimaatit sekä niiden t-arvot.



Kuvio 6.2 *Spesififaktorimallin graafi sekä parametrien estimaatit kilpailuorientaatiofaktorille. Suluissa olevat luvut ovat kyseisen parametrin t-arvoja.*

Tällöin mallin hyvyyden tunnusluvut ovat samat kuin aiemmin valitussa mallissa, eli malli sopii aineistoon. Myös lataukset (Λ) pysyvät samoina kilpailuorientaatiofaktorin osalta, mutta SPE1-spesififaktorin lataukset on kiinnitetty ykkösiksi. Spesififaktori ja kilpailuorientaatiofaktori eivät korreloi. Spesififaktorin varianssin (var(SPE1)=0.13) t-arvo, joka on 6.08, osoittaa, että spesififaktori on tilastollisesti merkitsevä, joten malli on tältäkin osin sopiva. Niiden y-muuttujien, joihin spesififaktorilla on latauksia, selitysasteet ovat tässä 13-14 % suurempia kuin jäännöskovarianssimallissa, muut selitysasteet ovat ennallaan.

Spesififaktorimalli on myös sisällöllisen tulkinnan kannalta sopiva, sillä muuttujien perusteella spesififaktori voidaan nimetä absoluuttiseksi paremmuudeksi.

Faktoripistemäärämuuttujan avulla muodostetulle skaalalle tuli reliabiliteetiksi 0.937. Kilpailuorientaatiofaktorille muodostetulle suoralle summalle laskettiin reliabiliteetti Cronbachin α-kertoimen avulla. α-kertoimeksi saatiin 0.912. Konfirmatorisen faktorianalyysin avulla muodostetulle skaalalle saadaan siis suurempi reliabiliteetti kuin suoran summan Cronbachin α-kerroin.

6.3 Ryhmävertailu

Tavoiteorientaatiolle tehtiin myös ryhmävertailuja jakamalla aineisto kahteen osaan sukupuolen perusteella, tyttöjä oli 256 ja poikia 251. Ryhmien välisiä mahdollisia eroavuuksia tutkittiin sovittamalla edellä esitettyjä spesififaktorimalleja molempiin ryhmiin. Vertailu tehtiin siis tutkimalla ryhmien välisten latausten yhtäsuuruutta. Tehtäväorientaatiofaktorin ryhmävertailun tulosteet ovat liitteenä 6 ja vastaavat kilpailuorientaatiofaktorin tulosteet liitteenä 7.

6.3.1 Ryhmävertailu tehtäväorientaatiofaktorille

Ensin sovitettiin mallia, jossa tehdään ryhmävertailu ilman rajoituksia. Tällöin otoskoko on 507 havaintoa, mutta mallin sovitus on tehty ryhmittäin. Ryhmään

2 (pojat), jonka otoskoko on 251 havaintoa, sovitettiin mallia, jossa on mukana spesififaktori, mutta ei yhtään jäännöskovarianssin vapautusta. Ryhmään 1 (tytöt), jonka otoskoko on 256 havaintoa, sovitettiin aikaisemmin valittua mallia, jossa on spesififaktorin lisäksi kaksi jäännöskovarianssin vapautusta. χ^2-testin arvoksi tuli 33.21 vapausastein 20.

Varsinaisessa ryhmävertailussa testattiin latausten yhtäsuuruutta sovittamalla samaa mallia, lukuun ottamatta jäännöskovariansseja, molempiin ryhmiin saman aikaisesti. Tällöin myös spesififaktorin varianssi sai vaihdella ryhmien välillä. χ^2-testin arvoksi tuli 35.88 vapausastein 26. Testi ryhmävertailulle, jossa nollahypoteesina on, että lataukset ovat yhtä suuria molemmissa ryhmissä, saadaan peräkkäistestin avulla. Peräkkäistestin χ^2-testisuureen arvoksi saadaan 2.67 vähentämällä edelliset χ^2-testisuureet toisistaan. Vastaavalla tavalla vapausasteiksi saadaan 6. Tällöin p-arvoksi tulee 0.85, eli nollahypoteesi jää voimaa, joten ryhmien välillä ei ole faktorilatausten suhteen eroja. Taulukossa 6.3 on esitetty yhtäsuuruusmallin tunnuslukuja.

Taulukko 6.3 *Ryhmävertailun (lataukset yhtä suuria) tunnuslukuja tehtäväorientaatiomittarille.*

```
                 GOODNESS OF FIT STATISTICS

  CHI-SQUARE WITH 26 DEGREES OF FREEDOM = 35.88 (P = 0.094)
   ROOT MEAN SQUARE ERROR OF APPROXIMATION (RMSEA) = 0.027
  90 PERCENT CONFIDENCE INTERVAL FOR RMSEA = (0.0 ; 0.048)
    P-VALUE FOR TEST OF CLOSE FIT (RMSEA < 0.05) = 0.97

                 INDEPENDENCE AIC = 3242.10
                     MODEL AIC = 67.88
           ROOT MEAN SQUARE RESIDUAL (RMR) = 0.041
                 STANDARDIZED RMR = 0.043

              GOODNESS OF FIT INDEX (GFI) = 0.97
                NORMED FIT INDEX (NFI) = 0.99
              COMPARATIVE FIT INDEX (CFI) = 1.00
              INCREMENTAL FIT INDEX (IFI) = 1.00
               RELATIVE FIT INDEX (RFI) = 0.99
                   CRITICAL N (CN) = 643.36
```

6.3.2 Ryhmävertailu kilpailuorientaatiofaktorille

Myös kilpailuorientaatiofaktorille suoritettiin latausten yhtäsuuruusvertailu ryhmittäin. Aluksi sovitettiin samaa mallia molempiin ryhmiin ilman yhtäsuuruusrajoituksia. Mallina oli spesififaktorimalli, jossa oli mukana yksi jäännöskovarianssin vapautus. χ^2-testisuureeksi tuli 29.10 vapausastein 20.

Testattaessa latausten yhtäsuuruutta eri ryhmien välillä, sovitettiin samaa mallia molemmille ryhmille saman aikaisesti. Latausten lisäksi myös vapautettu jäännöskovarianssi asetetaan yhtä suureksi molemmissa ryhmissä, mutta spesififaktorin varianssin suhteen ei asetettu rajoituksia. χ^2-testisuureeksi tuli 31.66 vapausastein 27.

Edellisistä testisuureiden arvoista saadaan peräkkäistestin tuloksena χ^2-testisuureen arvoksi 2.56. Vastaavasti vapausasteiksi saadaan 7, koska latausten yhtäsuuriksi asettamisesta saadaan 6 vapausastetta ja jäännöskovarianssin yhtäsuuruudesta saadaan 1 vapausaste. Tällöin p-arvoksi saadaan 0.92, eli nollahypoteesi jää voimaan, joten ryhmien välillä ei ole eroja faktorilatausten suhteen. Taulukossa 6.4 on esitetty tunnuslukuja latausten yhtäsuuruuden vertailussa käytetylle mallille.

Taulukko 6.4 *Ryhmävertailun (lataukset yhtä suuria) tunnuslukuja kilpailuorientaatiofaktorille.*

GOODNESS OF FIT STATISTICS
CHI-SQUARE WITH 27 DEGREES OF FREEDOM = 31.66 (P = 0.24)
ROOT MEAN SQUARE ERROR OF APPROXIMATION (RMSEA) = 0.018
90 PERCENT CONFIDENCE INTERVAL FOR RMSEA = (0.0 ; 0.041)
P-VALUE FOR TEST OF CLOSE FIT (RMSEA < 0.05) = 0.99
MODEL AIC = 61.66
ROOT MEAN SQUARE RESIDUAL (RMR) = 0.030
STANDARDIZED RMR = 0.031
GOODNESS OF FIT INDEX (GFI) = 0.97
NORMED FIT INDEX (NFI) = 1.00
COMPARATIVE FIT INDEX (CFI) = 1.00
INCREMENTAL FIT INDEX (IFI) = 1.00
RELATIVE FIT INDEX (RFI) = 0.99
CRITICAL N (CN) = 750.12

Luku 7

Johtopäätökset

Tutkielman tavoitteena oli siis löytää sellainen skaala, joka mittaisi mahdollisimman hyvin latenttia piirrettä. Konfirmatorisen faktorianalyysin avulla mittari saatiin tarkemmaksi kuin pelkän suoran summan avulla. Konfirmatorinen faktorianalyysi tuottaa siis tarkan skaalan, jossa jokaista havaittua muuttujaa painotetaan sen mukaan, kuinka suuri vaikutus sillä on latenttiin muuttujaan. Konfirmatorisen faktorianalyysin avulla saatiin myös selville muita havaittuihin muuttujiin vaikuttavia tekijöitä, joista ei ollut viitteitä tutkimusasetelmaa määritettäessä. Tällaiset tekijät, joista ei oltu aiemmin tiedetty, pystyttiin mallintamaan spesififaktorin avulla.

Tehtäväorientaatiofaktorille löydettiin siis malli, jossa oli mukana yhden spesififaktorin lisäksi kaksi jäännöskovarianssin vapautusta. Mukana ollut spesififaktori kuvasi mallissa yrittämistä. Tällöin yksittäisten osioiden reliabiliteetit olivat melko hyviä, sillä ne vaihtelivat välillä 0.47–0.71. Huonoin reliabiliteetti oli osiolla A7, voitan vaikeudet, ja paras reliabiliteetti oli osiolla A11, saavutan itselleni asettamani tavoitteen, eli A11 selittää parhaiten tehtäväorientaatiota. Osioiden, joihin vaikuttaa spesififaktori, reliabiliteetit olivat parempia kuin mallissa, jossa spesififaktoria ei ollut. Osiokohtaiset validiteetit olivat myös hyviä, sillä ne vaihtelivat välillä 0.62–0.84. Tämän perusteella voidaan sanoa, että mittarissa mukana olleet osiot mittaavat hyvin tehtäväorientaatiota. Koko skaalan reliabiliteetiksi saatiin 0.873, eli tältäkin osin voidaan sanoa, että mittari mittaa hyvin tehtäväorientaatiota.

Kilpailuorientaatiofaktorille saatiin malli, jossa yhden spesififaktorin, absoluuttinen paremmuus, lisäksi oli mukana vain yksi jäännöskovarianssin vapautus. Osioiden reliabiliteetit olivat myös tässä hyviä, sillä ne olivat 0.46–0.82. Paras reliabiliteetti oli muuttujalla A2, olen paras, ja huonoin reliabiliteetti muuttujalla A9, pärjään sellaisessa asiassa, mitä toiset eivät osaa. Kaikki havaitut muuttujat kannattaa siis pitää mukana mittarissa. Osioiden validiteetit olivat vielä parempia kuin tehtäväorientaatiofaktorilla, sillä huonoin validiteetti oli 0.67 ja paras 0.90. Osiot siis mittaavat hyvin kilpailuorientaatiota. Skaalan avulla lasketuksi koko mittarin reliabiliteetiksi saatiin 0.937, eli voidaan sanoa, että kyseisistä osioista koostuva mittari sopii hyvin mittaamaan kilpailuorientaatiota.

Ryhmävertailussa oltiin kiinnostuneita siitä, erosivatko tyttöjen ja poikien ryhmät toisistaan latausten suhteen. Tulokseksi saatiin, että ryhmien välillä ei ole eroja latausten suhteen, eli samaa mittaria ja muuttujien painotusta voidaan soveltaa sekä tyttöjen että poikien ryhmään tutkittaessa tehtävä- tai kilpailuorientaatiota.

Edellä esiteltyjen tulosten perusteella POSQ-mittari soveltuu siis käytettäväksi koululaisten tavoiteorientaation mittaamiseen. Konfirmatorisen faktorimallin ja etenkin spesififaktorimallin käyttö tuotti mittarille hyvän reliabiliteetin ja validiteetin. Menetelmänä konfirmatorinen faktorianalyysi on ehkä monimutkaisempi kuin klassinen mittamalliajattelu, jossa eräs yleisin mittari on suora summa sekä sille laskettu Cronbachin α-kerroin, mutta tuloksena puolestaan on tarkemmat skaalat ja paremmat reliabiliteetit ja validiteetit.

Lähteet

Bollen, K. A. (1989): *Structural Equations with Latent Variables.* New York: John Wiley & Sons.

Brown, W. (1910): Some experimental results in the correlation of mental abilities. *British Journal of Psychology 3*: 296–322.

Carmines, E. G. & Zeller, R. A. (1983): *Reliability and validity assessment.* Beverly Hills: SAGE Publications, Inc.

Jaakkola, T. & Sepponen, K. (1997): *Tavoiteorientaation ja motivaatioilmaston yhteydet sisäiseen motivaatioon koululiikunnassa.* Jyväskylän yliopisto: Liikuntapedagogiikan pro gradu -tutkielma.

Jöreskog, K. G. & Sörbom, D. (1993): *LISREL8: Structural Equation Modeling with the SIMPLIS Command Language.* Chicago: Scientific Software International, Inc.

Leskinen, E. (1987): *Faktorianalyysi. Konfirmatoristen faktorimallien teoria ja rakentaminen.* Jyväskylä: Jyväskylän yliopiston tilastotieteen laitoksen julkaisuja 1/1987.

Leskinen, E. (1989): *Spesififaktoreiden mallintamisesta ja identifioituvuudesta kovarianssirakennemalleissa.* Jyväskylä: Jyväskylän yliopiston tilastotieteen laitoksen julkaisuja 5/1989.

Liukkonen, J. & Leskinen, E. (1997): *The reliability and validity of the children´s version of the Perception of Success Questionnaire.* Käsikirjoitus.

Spearman, C. (1910): Correlation calculated from faulty data. *British Journal of Psychology 3*: 271–295.

KAHDEN FAKTORIN MALLI


```
KONFIRMATORINEN FAKTORIANALYYSI LISREL8-OHJELMALLA
Observed Variables
A1 A2 A3 A4 A5 A6 A7 A8 A9 A10 A11 A12
Correlation Matrix from File c:\oma\minna\korra.pm
Sample Size 520
Latent Variables
KILP TEHT
Relationships
A1 A2 A5 A6 A9 A12 = KILP
A3 A4 A7 A8 A10 A11 = TEHT
LISREL OUTPUT: SS SC RS MI FS
Options GLS
Path Diagram
End of Problem
```

Sample Size = 520

CORRELATION MATRIX TO BE ANALYZED

	A1	A2	A3	A4	A5	A6
A1	1.00					
A2	0.75	1.00				
A3	0.03	-0.02	1.00			
A4	0.10	0.12	0.49	1.00		
A5	0.67	0.71	0.09	0.24	1.00	
A6	0.57	0.64	-0.07	0.06	0.65	1.00
A7	0.15	0.18	0.44	0.51	0.24	0.15
A8	0.10	0.13	0.42	0.62	0.20	0.05
A9	0.53	0.54	0.08	0.21	0.60	0.51
A10	-0.10	-0.12	0.62	0.47	0.00	-0.11
A11	0.09	0.12	0.50	0.61	0.17	0.03
A12	0.65	0.74	-0.05	0.12	0.72	0.70

	A7	A8	A9	A10	A11	A12
A7	1.00					
A8	0.61	1.00				
A9	0.27	0.24	1.00			
A10	0.44	0.44	0.08	1.00		
A11	0.57	0.63	0.15	0.55	1.00	
A12	0.18	0.10	0.59	-0.11	0.12	1.00

LISREL ESTIMATES (GENERALIZED LEAST SQUARES)

```
A1 = 0.74*KILP, Errorvar.= 0.30  , R² = 0.65
    (0.038)               (0.025)
     19.72                 12.23

A2 = 0.78*KILP, Errorvar.= 0.22  , R² = 0.74
    (0.036)               (0.019)
     21.95                 11.24

A3 = 0.61*TEHT, Errorvar.= 0.42  , R² = 0.46
    (0.041)               (0.034)
     14.61                 12.40

A4 = 0.68*TEHT, Errorvar.= 0.41  , R² = 0.53
    (0.040)               (0.031)
     17.00                 12.99

A5 = 0.79*KILP, Errorvar.= 0.26  , R² = 0.71
    (0.036)               (0.021)
     21.84                 12.24

A6 = 0.69*KILP, Errorvar.= 0.37  , R² = 0.56
    (0.039)               (0.028)
     17.88                 13.51

A7 = 0.69*TEHT, Errorvar.= 0.43  , R² = 0.53
    (0.040)               (0.033)
     17.11                 12.78
```

```
 A8 = 0.71*TEHT, Errorvar.= 0.33  , R² = 0.60
     (0.039)                (0.029)
      18.19                  11.59

 A9 = 0.66*KILP, Errorvar.= 0.46  , R² = 0.49
     (0.040)                (0.034)
      16.51                  13.66

A10 = 0.61*TEHT, Errorvar.= 0.35  , R² = 0.52
     (0.041)                (0.031)
      14.94                  11.19

A11 = 0.78*TEHT, Errorvar.= 0.32  , R² = 0.65
     (0.039)                (0.029)
      20.26                  11.35

A12 = 0.78*KILP, Errorvar.= 0.23  , R² = 0.73
     (0.036)                (0.020)
      21.89                  11.55


   CORRELATION MATRIX OF INDEPENDENT VARIABLES

               KILP        TEHT
            --------    --------
 KILP          1.00

 TEHT          0.23        1.00
             (0.05)
               4.33

                         GOODNESS OF FIT STATISTICS

        CHI-SQUARE WITH 53 DEGREES OF FREEDOM = 235.05 (P = 0.0)
           ESTIMATED NON-CENTRALITY PARAMETER (NCP) = 182.05

                   MINIMUM FIT FUNCTION VALUE = 0.45
           POPULATION DISCREPANCY FUNCTION VALUE (F0) = 0.35
        ROOT MEAN SQUARE ERROR OF APPROXIMATION (RMSEA) = 0.081
        P-VALUE FOR TEST OF CLOSE FIT (RMSEA < 0.05) = 0.0000011

              EXPECTED CROSS-VALIDATION INDEX (ECVI) = 0.55
                     ECVI FOR SATURATED MODEL = 0.30
                   ECVI FOR INDEPENDENCE MODEL = 22.51

CHI-SQUARE FOR INDEPENDENCE MODEL WITH 66 DEGREES OF FREEDOM = 11659.83
                        INDEPENDENCE AIC = 11683.83
                             MODEL AIC = 285.05
                           SATURATED AIC = 156.00
                        INDEPENDENCE CAIC = 11746.88
                            MODEL CAIC = 416.39
                          SATURATED CAIC = 565.80

                 ROOT MEAN SQUARE RESIDUAL (RMR) = 0.11
                        STANDARDIZED RMR = 0.14
                   GOODNESS OF FIT INDEX (GFI) = 0.92
              ADJUSTED GOODNESS OF FIT INDEX (AGFI) = 0.89
             PARSIMONY GOODNESS OF FIT INDEX (PGFI) = 0.63

                    NORMED FIT INDEX (NFI) = 0.98
                  NON-NORMED FIT INDEX (NNFI) = 0.98
               PARSIMONY NORMED FIT INDEX (PNFI) = 0.79
                  COMPARATIVE FIT INDEX (CFI) = 0.98
                  INCREMENTAL FIT INDEX (IFI) = 0.98
                    RELATIVE FIT INDEX (RFI) = 0.97

                        CRITICAL N (CN) = 177.30
```

MODIFICATION INDICES FOR LAMBDA-X

	KILP	TEHT
A1	- -	4.02
A2	- -	0.21
A3	0.01	- -
A4	3.05	- -
A5	- -	9.85
A6	- -	8.60
A7	10.08	- -
A8	2.68	- -
A9	- -	8.34
A10	13.16	- -
A11	0.01	- -
A12	- -	1.57

MODIFICATION INDICES FOR THETA-DELTA

	A1	A2	A3	A4	A5	A6
A1	- -					
A2	26.36	- -				
A3	5.75	0.25	- -			
A4	1.60	0.07	2.44	- -		
A5	0.17	2.48	0.79	7.97	- -	
A6	3.51	0.75	1.23	0.15	1.69	- -
A7	0.06	0.02	0.50	8.68	0.01	2.50
A8	0.74	0.66	6.80	6.03	0.04	1.31
A9	2.42	7.94	2.11	0.27	0.03	0.33
A10	5.27	0.45	33.14	3.83	0.15	0.55
A11	0.20	0.31	7.39	0.41	0.28	3.69
A12	12.41	0.43	0.30	0.05	0.02	6.03

	A7	A8	A9	A10	A11	A12
A7	- -					
A8	9.41	- -				
A9	2.64	5.17	- -			
A10	0.45	6.10	6.88	- -		
A11	0.26	0.12	6.28	5.28	- -	
A12	0.04	3.76	3.44	2.24	6.99	- -

MAXIMUM MODIFICATION INDEX IS 33.14 FOR ELEMENT (10, 3) OF THETA-DELTA

TEHTÄVÄORIENTAATIOFAKTORI

PERUSMALLI

```
KONFIRMATORINEN FAKTORIANALYYSI LISREL8-OHJELMALLA
Yksi faktori TEHT
Observed Variables
A1 A2 A3 A4 A5 A6 A7 A8 A9 A10 A11 A12
Correlation Matrix from File c:\oma\minna\korra.pm
Sample Size 520
Latent Variables
TEHT
Relationships
A3 A4 A7 A8 A10 A11 = TEHT
LISREL OUTPUT: SS SC RS MI FS
Options GLS
Path Diagram
End of Problem
```

```
LISREL ESTIMATES (GENERALIZED LEAST SQUARES)
      A3 = 0.68*TEHT, Errorvar.= 0.43  , R² = 0.52
          (0.041)             (0.035)
           16.72               12.24

      A4 = 0.75*TEHT, Errorvar.= 0.42  , R² = 0.57
          (0.039)             (0.032)
           19.06               13.05

      A7 = 0.71*TEHT, Errorvar.= 0.47  , R² = 0.52
          (0.040)             (0.035)
           17.84               13.47

      A8 = 0.78*TEHT, Errorvar.= 0.34  , R² = 0.64
          (0.039)             (0.030)
           20.15               11.31

     A10 = 0.70*TEHT, Errorvar.= 0.41  , R² = 0.54
          (0.040)             (0.034)
           17.35               11.96

     A11 = 0.80*TEHT, Errorvar.= 0.36  , R² = 0.64
          (0.038)             (0.029)
           20.94               12.35
```

```
                         GOODNESS OF FIT STATISTICS

        CHI-SQUARE WITH 9 DEGREES OF FREEDOM = 79.43 (P = 0.00)
            ESTIMATED NON-CENTRALITY PARAMETER (NCP) = 70.43
                   MINIMUM FIT FUNCTION VALUE = 0.15
           POPULATION DISCREPANCY FUNCTION VALUE (F0) = 0.14
         ROOT MEAN SQUARE ERROR OF APPROXIMATION (RMSEA) = 0.12
        P-VALUE FOR TEST OF CLOSE FIT (RMSEA < 0.05) = 0.0000010
             EXPECTED CROSS-VALIDATION INDEX (ECVI) = 0.20
                    ECVI FOR SATURATED MODEL = 0.081
                   ECVI FOR INDEPENDENCE MODEL = 5.81
 CHI-SQUARE FOR INDEPENDENCE MODEL WITH 15 DEGREES OF FREEDOM = 3003.90
                      INDEPENDENCE AIC = 3015.90
                          MODEL AIC = 103.43
                        SATURATED AIC = 42.00
                     INDEPENDENCE CAIC = 3047.42
                         MODEL CAIC = 166.48
                       SATURATED CAIC = 152.33
               ROOT MEAN SQUARE RESIDUAL (RMR) = 0.064
                       STANDARDIZED RMR = 0.070
                  GOODNESS OF FIT INDEX (GFI) = 0.95
             ADJUSTED GOODNESS OF FIT INDEX (AGFI) = 0.88
            PARSIMONY GOODNESS OF FIT INDEX (PGFI) = 0.41
                    NORMED FIT INDEX (NFI) = 0.97
                  NON-NORMED FIT INDEX (NNFI) = 0.96
               PARSIMONY NORMED FIT INDEX (PNFI) = 0.58
                  COMPARATIVE FIT INDEX (CFI) = 0.98
                   INCREMENTAL FIT INDEX (IFI) = 0.98
                    RELATIVE FIT INDEX (RFI) = 0.96
                       CRITICAL N (CN) = 142.57
```

```
MODIFICATION INDICES FOR THETA-DELTA
                A3         A4         A7         A8        A10        A11
          --------   --------   --------   --------   --------   --------
   A3         - -
   A4        2.28        - -
   A7        0.12       5.66        - -
   A8        8.73       6.05      12.28        - -
  A10       47.63       6.55       1.91       4.25        - -
  A11        7.52       1.02       0.03       0.02       2.93        - -

MAXIMUM MODIFICATION INDEX IS   47.63 FOR ELEMENT ( 5, 1) OF THETA-DELTA
```

MALLI, JOSSA MUKANA KOLME JÄÄNNÖSKOVARIANSSIN VAPAUTUSTA

```
KONFIRMATORINEN FAKTORIANALYYSI LISREL8-OHJELMALLA
Observed Variables
A1 A2 A3 A4 A5 A6 A7 A8 A9 A10 A11 A12
Correlation Matrix from File c:\oma\minna\korra.pm
Sample Size 520
Latent Variables
TEHT
Relationships
A3 A4 A7 A8 A10 A11 = TEHT
Set the error covariance between A3 and A10 free
Set the error covariance between A7 and A8 free
Set the error covariance between A4 and A8 free
LISREL OUTPUT: SS SC RS MI FS
Options GLS
Path Diagram
End of Problem
```

```
LISREL ESTIMATES (GENERALIZED LEAST SQUARES)

      A3 = 0.62*TEHT, Errorvar.= 0.60  , R² = 0.39
          (0.043)              (0.043)
           14.40                14.04

      A4 = 0.73*TEHT, Errorvar.= 0.45  , R² = 0.54
          (0.041)              (0.037)
           17.93                12.28

      A7 = 0.69*TEHT, Errorvar.= 0.53  , R² = 0.47
          (0.042)              (0.040)
           16.46                13.33

      A8 = 0.73*TEHT, Errorvar.= 0.46  , R² = 0.54
          (0.042)              (0.039)
           17.53                11.69

     A10 = 0.64*TEHT, Errorvar.= 0.58  , R² = 0.42
          (0.042)              (0.042)
           15.27                13.90

     A11 = 0.84*TEHT, Errorvar.= 0.29  , R² = 0.71
          (0.039)              (0.033)
           21.58                8.57

Error Covariance for A8 and A4 = 0.085
                                 (0.027)
                                  3.10
Error Covariance for A8 and A7 = 0.11
                                (0.028)
                                 4.01
Error Covariance for A10 and A3 = 0.22
                                 (0.033)
                                  6.81
```

GOODNESS OF FIT STATISTICS

CHI-SQUARE WITH 6 DEGREES OF FREEDOM = 11.77 (P = 0.067)
ESTIMATED NON-CENTRALITY PARAMETER (NCP) = 5.77
90 PERCENT CONFIDENCE INTERVAL FOR NCP = (0.0 ; 19.61)

MINIMUM FIT FUNCTION VALUE = 0.023
POPULATION DISCREPANCY FUNCTION VALUE (F0) = 0.011
90 PERCENT CONFIDENCE INTERVAL FOR F0 = (0.0 ; 0.038)
ROOT MEAN SQUARE ERROR OF APPROXIMATION (RMSEA) = 0.043
90 PERCENT CONFIDENCE INTERVAL FOR RMSEA = (0.0 ; 0.079)
P-VALUE FOR TEST OF CLOSE FIT (RMSEA < 0.05) = 0.57

EXPECTED CROSS-VALIDATION INDEX (ECVI) = 0.080
90 PERCENT CONFIDENCE INTERVAL FOR ECVI = (0.069 ; 0.11)
ECVI FOR SATURATED MODEL = 0.081
ECVI FOR INDEPENDENCE MODEL = 5.81

CHI-SQUARE FOR INDEPENDENCE MODEL WITH 15 DEGREES OF FREEDOM = 3003.90
INDEPENDENCE AIC = 3015.90
MODEL AIC = 41.77
SATURATED AIC = 42.00
INDEPENDENCE CAIC = 3047.42
MODEL CAIC = 120.58
SATURATED CAIC = 152.33

ROOT MEAN SQUARE RESIDUAL (RMR) = 0.016
STANDARDIZED RMR = 0.016
GOODNESS OF FIT INDEX (GFI) = 0.99
ADJUSTED GOODNESS OF FIT INDEX (AGFI) = 0.97
PARSIMONY GOODNESS OF FIT INDEX (PGFI) = 0.28

NORMED FIT INDEX (NFI) = 1.00
NON-NORMED FIT INDEX (NNFI) = 1.00
PARSIMONY NORMED FIT INDEX (PNFI) = 0.40
COMPARATIVE FIT INDEX (CFI) = 1.00
INCREMENTAL FIT INDEX (IFI) = 1.00
RELATIVE FIT INDEX (RFI) = 0.99

CRITICAL N (CN) = 742.18

MODIFICATION INDICES FOR THETA-DELTA

	A3	A4	A7	A8	A10	A11
A3	- -					
A4	5.99	- -				
A7	1.29	0.00	- -			
A8	1.63	- -	- -	- -		
A10	- -	0.89	0.00	0.74	- -	
A11	3.56	1.68	0.91	5.08	3.55	- -

MAXIMUM MODIFICATION INDEX IS 5.99 FOR ELEMENT (2, 1) OF THETA-DELTA

TEHTÄVÄORIENTAATIOFAKTORI, SPESIFIFAKTORIMALLI

```
KONFIRMATORINEN FAKTORIANALYYSI LISREL8-OHJELMALLA
Observed Variables
A1 A2 A3 A4 A5 A6 A7 A8 A9 A10 A11 A12
Correlation Matrix from File c:\oma\minna\korra.pm
Sample Size 520
Latent Variables
TEHT SPES
Relationships
A3 A4 A7 A8 A10 A11 = TEHT
A3 = 1*SPES
A10 = 1*SPES
Set the correlations of TEHT and SPES to 0
Set the error covariance between A7 and A8 free
Set the error covariance between A4 and A8 free
LISREL OUTPUT: SS SC RS MI FS
Options GLS
Path Diagram
End of Problem
```

```
Sample Size =    520

LISREL ESTIMATES (GENERALIZED LEAST SQUARES)

      A3 = 0.62*TEHT + 1.00*SPES, Errorvar.= 0.38  , R² = 0.61
          (0.043)                           (0.036)
           14.40                             10.63

      A4 = 0.73*TEHT, Errorvar.= 0.45  , R² = 0.54
          (0.041)              (0.037)
           17.93                12.28

      A7 = 0.69*TEHT, Errorvar.= 0.53  , R² = 0.47
          (0.042)              (0.040)
           16.46                13.33

      A8 = 0.73*TEHT, Errorvar.= 0.46  , R² = 0.54
          (0.042)              (0.039)
           17.53                11.69

     A10 = 0.64*TEHT + 1.00*SPES, Errorvar.= 0.36  , R² = 0.64
          (0.042)                           (0.035)
           15.27                             10.23

     A11 = 0.84*TEHT, Errorvar.= 0.29  , R² = 0.71
          (0.039)              (0.033)
           21.58                8.57

Error Covariance for A8 and A4 = 0.085
                                (0.027)
                                  3.10
Error Covariance for A8 and A7 = 0.11
                               (0.028)
                                 4.01

        COVARIANCE MATRIX OF INDEPENDENT VARIABLES

               TEHT        SPES
             --------    --------
               1.00        0.22
                          (0.03)
                           6.81
```

GOODNESS OF FIT STATISTICS

CHI-SQUARE WITH 6 DEGREES OF FREEDOM = 11.77 (P = 0.067)
ESTIMATED NON-CENTRALITY PARAMETER (NCP) = 5.77
90 PERCENT CONFIDENCE INTERVAL FOR NCP = (0.0 ; 19.61)

MINIMUM FIT FUNCTION VALUE = 0.023
POPULATION DISCREPANCY FUNCTION VALUE (F0) = 0.011
90 PERCENT CONFIDENCE INTERVAL FOR F0 = (0.0 ; 0.038)
ROOT MEAN SQUARE ERROR OF APPROXIMATION (RMSEA) = 0.043
90 PERCENT CONFIDENCE INTERVAL FOR RMSEA = (0.0 ; 0.079)
P-VALUE FOR TEST OF CLOSE FIT (RMSEA < 0.05) = 0.57

EXPECTED CROSS-VALIDATION INDEX (ECVI) = 0.080
90 PERCENT CONFIDENCE INTERVAL FOR ECVI = (0.069 ; 0.11)
ECVI FOR SATURATED MODEL = 0.081
ECVI FOR INDEPENDENCE MODEL = 5.81

CHI-SQUARE FOR INDEPENDENCE MODEL WITH 15 DEGREES OF FREEDOM = 3003.90
INDEPENDENCE AIC = 3015.90
MODEL AIC = 41.77
SATURATED AIC = 42.00
INDEPENDENCE CAIC = 3047.42
MODEL CAIC = 120.58
SATURATED CAIC = 152.33

ROOT MEAN SQUARE RESIDUAL (RMR) = 0.016
STANDARDIZED RMR = 0.016
GOODNESS OF FIT INDEX (GFI) = 0.99
ADJUSTED GOODNESS OF FIT INDEX (AGFI) = 0.97
PARSIMONY GOODNESS OF FIT INDEX (PGFI) = 0.28

NORMED FIT INDEX (NFI) = 1.00
NON-NORMED FIT INDEX (NNFI) = 1.00
PARSIMONY NORMED FIT INDEX (PNFI) = 0.40
COMPARATIVE FIT INDEX (CFI) = 1.00
INCREMENTAL FIT INDEX (IFI) = 1.00
RELATIVE FIT INDEX (RFI) = 0.99

CRITICAL N (CN) = 742.18

KILPAILUORIENTAATIOFAKTORI

PERUSMALLI

```
KONFIRMATORINEN FAKTORIANALYYSI LISREL8-OHJELMALLA
Yksi faktori KILP
Observed Variables
A1 A2 A3 A4 A5 A6 A7 A8 A9 A10 A11 A12
Correlation Matrix from File c:\oma\minna\korra.pm
Sample Size 520
Latent Variables
KILP
Relationships
A1 A2 A5 A6 A9 A12 = KILP
LISREL OUTPUT: SS SC RS MI FS
Options GLS
Path Diagram
End of Problem
```

```
LISREL ESTIMATES (GENERALIZED LEAST SQUARES)
      A1 = 0.81*KILP, Errorvar.= 0.31  , R² = 0.67
          (0.037)              (0.025)
           21.75                12.54

      A2 = 0.87*KILP, Errorvar.= 0.22  , R² = 0.78
          (0.035)              (0.020)
           24.72                10.88

      A5 = 0.84*KILP, Errorvar.= 0.29  , R² = 0.71
          (0.036)              (0.022)
           23.17                12.96

      A6 = 0.76*KILP, Errorvar.= 0.40  , R² = 0.60
          (0.038)              (0.029)
           20.09                13.85

      A9 = 0.67*KILP, Errorvar.= 0.53  , R² = 0.46
          (0.040)              (0.036)
           16.81                14.70

     A12 = 0.86*KILP, Errorvar.= 0.24  , R² = 0.76
          (0.036)              (0.020)
           24.29                11.62
```

```
                         GOODNESS OF FIT STATISTICS

   CHI-SQUARE WITH 9 DEGREES OF FREEDOM = 48.24 (P = 0.00000023)
          ESTIMATED NON-CENTRALITY PARAMETER (NCP) = 39.24
                 MINIMUM FIT FUNCTION VALUE = 0.093
         POPULATION DISCREPANCY FUNCTION VALUE (F0) = 0.076
      ROOT MEAN SQUARE ERROR OF APPROXIMATION (RMSEA) = 0.092
       P-VALUE FOR TEST OF CLOSE FIT (RMSEA < 0.05) = 0.0032
           EXPECTED CROSS-VALIDATION INDEX (ECVI) = 0.14
                  ECVI FOR SATURATED MODEL = 0.081
                ECVI FOR INDEPENDENCE MODEL = 14.20
CHI-SQUARE FOR INDEPENDENCE MODEL WITH 15 DEGREES OF FREEDOM = 7355.81
                    INDEPENDENCE AIC = 7367.81
                        MODEL AIC = 72.24
                      SATURATED AIC = 42.00
                   INDEPENDENCE CAIC = 7399.34
                       MODEL CAIC = 135.29
                     SATURATED CAIC = 152.33
              ROOT MEAN SQUARE RESIDUAL (RMR) = 0.028
                     STANDARDIZED RMR = 0.029
                 GOODNESS OF FIT INDEX (GFI) = 0.97
            ADJUSTED GOODNESS OF FIT INDEX (AGFI) = 0.93
           PARSIMONY GOODNESS OF FIT INDEX (PGFI) = 0.42
                    NORMED FIT INDEX (NFI) = 0.99
                 NON-NORMED FIT INDEX (NNFI) = 0.99
              PARSIMONY NORMED FIT INDEX (PNFI) = 0.60
                 COMPARATIVE FIT INDEX (CFI) = 0.99
                 INCREMENTAL FIT INDEX (IFI) = 0.99
                  RELATIVE FIT INDEX (RFI) = 0.99
                     CRITICAL N (CN) = 234.09
```

```
THE MODIFICATION INDICES SUGGEST TO ADD AN ERROR COVARIANCE
 BETWEEN      AND      DECREASE IN CHI-SQUARE    NEW ESTIMATE
A2          A1                 29.0                 0.12
A9          A2                  9.3                -0.06
A12         A1                 12.9                -0.06
A12         A6                  9.6                 0.06

        MODIFICATION INDICES FOR THETA-DELTA

                  A1          A2          A5          A6          A9         A12
            --------    --------    --------    --------    --------    --------
      A1        - -
      A2      29.03         - -
      A5       0.16        2.57         - -
      A6       3.15        1.54        0.42         - -
      A9       0.76        9.33        4.78        0.55         - -
     A12      12.90        0.83        0.25        9.62        1.36         - -

MAXIMUM MODIFICATION INDEX IS   29.03 FOR ELEMENT ( 2, 1) OF THETA-DELTA
```

MALLI, JOSSA MUKANA KAKSI JÄÄNNÖSKOVARIANSSIN VAPAUTUSTA

```
KONFIRMATORINEN FAKTORIANALYYSI LISREL8-OHJELMALLA
Observed Variables
A1 A2 A3 A4 A5 A6 A7 A8 A9 A10 A11 A12
Correlation Matrix from File c:\oma\minna\korra.pm
Sample Size 520
Latent Variables
KILP
Relationships
A1 A2 A5 A6 A9 A12 = KILP
Set the error covariance between A1 and A2 free
Set the error covariance between A5 and A12 free
LISREL OUTPUT: SS SC RS MI FS
Options GLS
Path Diagram
End of Problem
```

```
LISREL ESTIMATES (GENERALIZED LEAST SQUARES)

      A1 = 0.75*KILP, Errorvar.= 0.43  , R² = 0.57
          (0.039)               (0.031)
           19.40                 13.90

      A2 = 0.83*KILP, Errorvar.= 0.32  , R² = 0.68
          (0.037)               (0.025)
           22.39                 12.50

      A5 = 0.87*KILP, Errorvar.= 0.24  , R² = 0.76
          (0.037)               (0.026)
           23.60                 9.28

      A6 = 0.77*KILP, Errorvar.= 0.41  , R² = 0.59
          (0.038)               (0.029)
           20.19                 14.01

      A9 = 0.67*KILP, Errorvar.= 0.54  , R² = 0.46
          (0.040)               (0.036)
           16.93                 14.86

     A12 = 0.90*KILP, Errorvar.= 0.19  , R² = 0.81
          (0.036)               (0.024)
           24.98                 8.05

Error Covariance for A2 and A1 = 0.13
                               (0.022)
                                 6.08
Error Covariance for A12 and A5 = -0.05
                                 (0.019)
                                  -2.55
```

```
                         GOODNESS OF FIT STATISTICS

              CHI-SQUARE WITH 7 DEGREES OF FREEDOM = 12.47 (P = 0.086)
                 ESTIMATED NON-CENTRALITY PARAMETER (NCP) = 5.47
              90 PERCENT CONFIDENCE INTERVAL FOR NCP = (0.0 ; 19.44)

                       MINIMUM FIT FUNCTION VALUE = 0.024
               POPULATION DISCREPANCY FUNCTION VALUE (F0) = 0.011
              90 PERCENT CONFIDENCE INTERVAL FOR F0 = (0.0 ; 0.037)
             ROOT MEAN SQUARE ERROR OF APPROXIMATION (RMSEA) = 0.039
             90 PERCENT CONFIDENCE INTERVAL FOR RMSEA = (0.0 ; 0.073)
               P-VALUE FOR TEST OF CLOSE FIT (RMSEA < 0.05) = 0.66

                  EXPECTED CROSS-VALIDATION INDEX (ECVI) = 0.078
             90 PERCENT CONFIDENCE INTERVAL FOR ECVI = (0.067 ; 0.10)
                        ECVI FOR SATURATED MODEL = 0.081
                      ECVI FOR INDEPENDENCE MODEL = 14.20

    CHI-SQUARE FOR INDEPENDENCE MODEL WITH 15 DEGREES OF FREEDOM = 7355.81
                           INDEPENDENCE AIC = 7367.81
                               MODEL AIC = 40.47
                             SATURATED AIC = 42.00
                          INDEPENDENCE CAIC = 7399.34
                              MODEL CAIC = 114.02
                            SATURATED CAIC = 152.33

                    ROOT MEAN SQUARE RESIDUAL (RMR) = 0.013
                            STANDARDIZED RMR = 0.013
                       GOODNESS OF FIT INDEX (GFI) = 0.99
                  ADJUSTED GOODNESS OF FIT INDEX (AGFI) = 0.98
                 PARSIMONY GOODNESS OF FIT INDEX (PGFI) = 0.33

                         NORMED FIT INDEX (NFI) = 1.00
                       NON-NORMED FIT INDEX (NNFI) = 1.00
                    PARSIMONY NORMED FIT INDEX (PNFI) = 0.47
                       COMPARATIVE FIT INDEX (CFI) = 1.00
                       INCREMENTAL FIT INDEX (IFI) = 1.00
                        RELATIVE FIT INDEX (RFI) = 1.00

                           CRITICAL N (CN) = 770.08
```

MODIFICATION INDICES FOR THETA-DELTA

	A1	A2	A5	A6	A9	A12
A1	- -					
A2	- -	- -				
A5	2.92	0.76	- -			
A6	0.16	0.41	2.10	- -		
A9	3.06	2.54	0.60	0.04	- -	
A12	5.40	2.07	- -	1.68	0.14	- -

MAXIMUM MODIFICATION INDEX IS 5.40 FOR ELEMENT (6, 1) OF THETA-DELTA

KILPAILUORIENTAATIOFAKTORI, SPESIFIFAKTORIMALLI

```
KONFIRMATORINEN FAKTORIANALYYSI LISREL8-OHJELMALLA
Observed Variables
A1 A2 A3 A4 A5 A6 A7 A8 A9 A10 A11 A12
Correlation Matrix from File c:\oma\minna\korra.pm
Sample Size 520
Latent Variables
KILP SPE1 SPE2
Relationships
A1 A2 A5 A6 A9 A12 = KILP
A1 = 1*SPE1
A2 = 1*SPE1
Set the Correlations of KILP - SPE2 to 0
Set the error covariance between A5 and A12 free
LISREL OUTPUT: SS SC RS MI FS
Options GLS
Path Diagram
End of Problem
```

```
LISREL ESTIMATES (GENERALIZED LEAST SQUARES)

      A1 = 0.75*KILP + 1.00*SPE1, Errorvar.= 0.29  , R² = 0.70
          (0.039)                            (0.025)
           19.40                              11.80

      A2 = 0.83*KILP + 1.00*SPE1, Errorvar.= 0.18  , R² = 0.82
          (0.037)                            (0.021)
           22.39                              8.84

      A5 = 0.87*KILP, Errorvar.= 0.24  , R² = 0.76
          (0.037)              (0.026)
           23.60                9.28

      A6 = 0.77*KILP, Errorvar.= 0.41  , R² = 0.59
          (0.038)              (0.029)
           20.19                14.01

      A9 = 0.67*KILP, Errorvar.= 0.54  , R² = 0.46
          (0.040)              (0.036)
           16.93                14.86

     A12 = 0.90*KILP, Errorvar.= 0.19  , R² = 0.81
          (0.036)              (0.024)
           24.98                8.05

Error Covariance for A12 and A5 = -0.05
                                  (0.019)
                                   -2.55

        COVARIANCE MATRIX OF INDEPENDENT VARIABLES

                KILP        SPE1
            --------    --------
                1.00        0.13
                          (0.02)
                            6.08

                     GOODNESS OF FIT STATISTICS

      CHI-SQUARE WITH 7 DEGREES OF FREEDOM = 12.47 (P = 0.086)
          ESTIMATED NON-CENTRALITY PARAMETER (NCP) = 5.47
       90 PERCENT CONFIDENCE INTERVAL FOR NCP = (0.0 ; 19.44)

                 MINIMUM FIT FUNCTION VALUE = 0.024
         POPULATION DISCREPANCY FUNCTION VALUE (F0) = 0.011
       90 PERCENT CONFIDENCE INTERVAL FOR F0 = (0.0 ; 0.037)
      ROOT MEAN SQUARE ERROR OF APPROXIMATION (RMSEA) = 0.039
      90 PERCENT CONFIDENCE INTERVAL FOR RMSEA = (0.0 ; 0.073)
        P-VALUE FOR TEST OF CLOSE FIT (RMSEA < 0.05) = 0.66
```

```
EXPECTED CROSS-VALIDATION INDEX (ECVI) = 0.078
90 PERCENT CONFIDENCE INTERVAL FOR ECVI = (0.067 ; 0.10)
ECVI FOR SATURATED MODEL = 0.081
ECVI FOR INDEPENDENCE MODEL = 14.20

CHI-SQUARE FOR INDEPENDENCE MODEL WITH 15 DEGREES OF FREEDOM = 7355.81
INDEPENDENCE AIC = 7367.81
MODEL AIC = 40.47
SATURATED AIC = 42.00
INDEPENDENCE CAIC = 7399.34
MODEL CAIC = 114.02
SATURATED CAIC = 152.33

ROOT MEAN SQUARE RESIDUAL (RMR) = 0.013
STANDARDIZED RMR = 0.013
GOODNESS OF FIT INDEX (GFI) = 0.99
ADJUSTED GOODNESS OF FIT INDEX (AGFI) = 0.98
PARSIMONY GOODNESS OF FIT INDEX (PGFI) = 0.33

NORMED FIT INDEX (NFI) = 1.00
NON-NORMED FIT INDEX (NNFI) = 1.00
PARSIMONY NORMED FIT INDEX (PNFI) = 0.47
COMPARATIVE FIT INDEX (CFI) = 1.00
INCREMENTAL FIT INDEX (IFI) = 1.00
RELATIVE FIT INDEX (RFI) = 1.00

CRITICAL N (CN) = 770.08
```

RYHMÄVERTAILU; TEHTÄVÄORIENTAATIOFAKTORI

2 RYHMÄÄ, EI RAJOITUKSIA

```
KONFIRMATORINEN FAKTORIANALYYSI LISREL8-OHJELMALLA
Group 2: Faktorimallin parametrien ryhmΣvertailu
Observed Variables
A1 A2 A3 A4 A5 A6 A7 A8 A9 A10 A11 A12
Correlation Matrix from File c:\oma\minna\korra2.pm
Sample Size 251
Latent Variables
TEHT SPES
Relationships
A3 A4 A7 A8 A10 A11 = TEHT
A3 = 1*SPES
A10 = 1*SPES
Set the correlations of TEHT and SPES to 0
LISREL OUTPUT: SS SC RS MI FS
Options GLS
Group 1: Faktorimallin parametrien ryhmΣvertailu
Correlation Matrix from File c:\oma\minna\korra1.pm
Sample Size 256
Relationships
A3 A4 A7 A8 A10 A11 = TEHT
A3 = 1*SPES
A10 = 1*SPES
Set the correlations of TEHT and SPES to 0
Set the error covariance of A7 and A8 free
Set the error covariance of A4 and A8 free
Set the variance of SPES free
LISREL OUTPUT: SS SC RS MI FS
Options GLS
End of Problem

Sample Size =    507
```

RYHMÄ 2: POJAT

CORRELATION MATRIX TO BE ANALYZED

	A3	A4	A7	A8	A10	A11
A3	1.00					
A4	0.51	1.00				
A7	0.38	0.43	1.00			
A8	0.45	0.55	0.52	1.00		
A10	0.62	0.48	0.40	0.45	1.00	
A11	0.47	0.55	0.51	0.63	0.47	1.00

RYHMÄ 1: TYTÖT

CORRELATION MATRIX TO BE ANALYZED

	A3	A4	A7	A8	A10	A11
A3	1.00					
A4	0.47	1.00				
A7	0.48	0.56	1.00			
A8	0.39	0.66	0.67	1.00		
A10	0.62	0.45	0.47	0.43	1.00	
A11	0.51	0.64	0.62	0.63	0.61	1.00

RYHMÄ 2: POJAT

```
 LISREL ESTIMATES (GENERALIZED LEAST SQUARES)

       A3  = 0.60*TEHT + 1.00*SPES, Errorvar.= 0.39  , R² = 0.61
            (0.061)                           (0.036)
             9.88                              10.60

       A4  = 0.72*TEHT, Errorvar.= 0.44  , R² = 0.54
            (0.058)              (0.036)
             12.51                12.22

       A7  = 0.65*TEHT, Errorvar.= 0.51  , R² = 0.45
            (0.060)              (0.038)
             10.90                13.18

       A8  = 0.76*TEHT, Errorvar.= 0.44  , R² = 0.57
            (0.056)              (0.035)
             13.60                12.39

      A10  = 0.61*TEHT + 1.00*SPES, Errorvar.= 0.35  , R² = 0.64
            (0.061)                           (0.035)
             9.97                              9.86

      A11  = 0.82*TEHT, Errorvar.= 0.28  , R² = 0.71
            (0.054)              (0.032)
             15.09                8.86


         COVARIANCE MATRIX OF INDEPENDENT VARIABLES

                TEHT          SPES
             --------      --------
                 1.00          0.24
                             (0.05)
                               5.21
```

RYHMÄ 1: TYTÖT

```
LISREL ESTIMATES (GENERALIZED LEAST SQUARES)

       A3  = 0.62*TEHT + 1.00*SPES, Errorvar.= 0.39  , R² = 0.60
            (0.061)                           (0.036)
             10.15                             10.60

       A4  = 0.75*TEHT, Errorvar.= 0.44  , R² = 0.56
            (0.056)              (0.036)
             13.22                12.22

       A7  = 0.72*TEHT, Errorvar.= 0.51  , R² = 0.51
            (0.057)              (0.038)
             12.66                13.18

       A8  = 0.72*TEHT, Errorvar.= 0.44  , R² = 0.54
            (0.058)              (0.035)
             12.48                12.39

      A10  = 0.67*TEHT + 1.00*SPES, Errorvar.= 0.35  , R² = 0.65
            (0.059)                           (0.035)
             11.36                             9.86

      A11  = 0.86*TEHT, Errorvar.= 0.28  , R² = 0.72
            (0.053)              (0.032)
             16.19                8.86

Error Covariance for A8 and A4 = 0.11
                                (0.031)
                                  3.53
Error Covariance for A8 and A7 = 0.15
                                (0.032)
                                  4.90
```

RYHMÄ 1: TYTÖT

COVARIANCE MATRIX OF INDEPENDENT VARIABLES

TEHT	SPES
1.00	0.19
	(0.04)
	4.41

RYHMÄT 1 & 2: TYTÖT JA POJAT

GOODNESS OF FIT STATISTICS

CHI-SQUARE WITH 20 DEGREES OF FREEDOM = 33.21 (P = 0.032)
CONTRIBUTION TO CHI-SQUARE = 18.31
PERCENTAGE CONTRIBUTION TO CHI-SQUARE = 55.13
ESTIMATED NON-CENTRALITY PARAMETER (NCP) = 13.21
90 PERCENT CONFIDENCE INTERVAL FOR NCP = (1.16 ; 33.13)

MINIMUM FIT FUNCTION VALUE = 0.066
POPULATION DISCREPANCY FUNCTION VALUE (F0) = 0.026
90 PERCENT CONFIDENCE INTERVAL FOR F0 = (0.0023 ; 0.066)
ROOT MEAN SQUARE ERROR OF APPROXIMATION (RMSEA) = 0.036
90 PERCENT CONFIDENCE INTERVAL FOR RMSEA = (0.011 ; 0.057)
P-VALUE FOR TEST OF CLOSE FIT (RMSEA < 0.05) = 0.85

EXPECTED CROSS-VALIDATION INDEX (ECVI) = 0.15
90 PERCENT CONFIDENCE INTERVAL FOR ECVI = (0.087 ; 0.15)
ECVI FOR SATURATED MODEL = 0.083
ECVI FOR INDEPENDENCE MODEL = 6.40

CHI-SQUARE FOR INDEPENDENCE MODEL WITH 30 DEGREES OF FREEDOM = 3218.10
INDEPENDENCE AIC = 3242.10
MODEL AIC = 77.21
SATURATED AIC = 84.00
INDEPENDENCE CAIC = 3304.84
MODEL CAIC = 192.24
SATURATED CAIC = 303.60

ROOT MEAN SQUARE RESIDUAL (RMR) = 0.029
STANDARDIZED RMR = 0.030
GOODNESS OF FIT INDEX (GFI) = 0.98
PARSIMONY GOODNESS OF FIT INDEX (PGFI) = 0.93

NORMED FIT INDEX (NFI) = 0.99
NON-NORMED FIT INDEX (NNFI) = 0.99
PARSIMONY NORMED FIT INDEX (PNFI) = 0.66
COMPARATIVE FIT INDEX (CFI) = 1.00
INCREMENTAL FIT INDEX (IFI) = 1.00
RELATIVE FIT INDEX (RFI) = 0.98

CRITICAL N (CN) = 572.20

LATAUSTEN YHTÄSUURUUDEN VERTAILU RYHMIEN VÄLILLÄ

```
KONFIRMATORINEN FAKTORIANALYYSI LISREL8-OHJELMALLA
Group 2: Faktorimallin parametrien ryhmΣvertailu
Observed Variables
A1 A2 A3 A4 A5 A6 A7 A8 A9 A10 A11 A12
Correlation Matrix from File c:\oma\minna\korra2.pm
Sample Size 251
Latent Variables
TEHT SPES
Relationships
A3 A4 A7 A8 A10 A11 = TEHT
A3 = 1*SPES
A10 = 1*SPES
Set the correlations of TEHT and SPES to 0
LISREL OUTPUT: SS SC RS MI FS
Options GLS
Group 1: Faktorimallin parametrien ryhmΣvertailu
Correlation Matrix from File c:\oma\minna\korra1.pm
Sample Size 256
Set the error covariance of A7 and A8 free
Set the error covariance of A4 and A8 free
Set the variance of SPES free
End of Problem
```

RYHMÄT 1 & 2: TYTÖT JA POJAT

```
LISREL ESTIMATES (GENERALIZED LEAST SQUARES)

      A3 = 0.60*TEHT + 1.00*SPES, Errorvar.= 0.39  , R² = 0.61
          (0.043)                           (0.036)
           13.91                             10.60

      A4 = 0.73*TEHT, Errorvar.= 0.44  , R² = 0.55
          (0.041)              (0.036)
           17.92                12.11

      A7 = 0.69*TEHT, Errorvar.= 0.50  , R² = 0.49
          (0.042)              (0.039)
           16.66                13.07

      A8 = 0.74*TEHT, Errorvar.= 0.43  , R² = 0.56
          (0.040)              (0.035)
           18.39                12.34

     A10 = 0.63*TEHT + 1.00*SPES, Errorvar.= 0.35  , R² = 0.65
          (0.042)                           (0.035)
           14.94                             9.86

     A11 = 0.83*TEHT, Errorvar.= 0.28  , R² = 0.71
          (0.039)              (0.032)
           21.31                8.97
```

RYHMÄ 2: POJAT

```
        COVARIANCE MATRIX OF INDEPENDENT VARIABLES

                TEHT        SPES
            --------    --------
                1.00        0.24
                          (0.05)
                            5.24
```

RYHMÄ 1: TYTÖT

```
Error Covariance for A8 and A4 = 0.11
                                (0.031)
                                  3.39
Error Covariance for A8 and A7 = 0.15
                                (0.032)
                                  4.84

        COVARIANCE MATRIX OF INDEPENDENT VARIABLES

               TEHT        SPES
           --------    --------
               1.00        0.19
                         (0.04)
                           4.51
```

RYHMÄT 1 & 2: TYTÖT JA POJAT

```
                         GOODNESS OF FIT STATISTICS

       CHI-SQUARE WITH 26 DEGREES OF FREEDOM = 35.88 (P = 0.094)
                    CONTRIBUTION TO CHI-SQUARE = 19.71
              PERCENTAGE CONTRIBUTION TO CHI-SQUARE = 54.93
             ESTIMATED NON-CENTRALITY PARAMETER (NCP) = 9.88
        90 PERCENT CONFIDENCE INTERVAL FOR NCP = (0.0 ; 29.75)

                    MINIMUM FIT FUNCTION VALUE = 0.071
            POPULATION DISCREPANCY FUNCTION VALUE (F0) = 0.020
          90 PERCENT CONFIDENCE INTERVAL FOR F0 = (0.0 ; 0.059)
         ROOT MEAN SQUARE ERROR OF APPROXIMATION (RMSEA) = 0.027
        90 PERCENT CONFIDENCE INTERVAL FOR RMSEA = (0.0 ; 0.048)
          P-VALUE FOR TEST OF CLOSE FIT (RMSEA < 0.05) = 0.97

              EXPECTED CROSS-VALIDATION INDEX (ECVI) = 0.13
        90 PERCENT CONFIDENCE INTERVAL FOR ECVI = (0.073 ; 0.13)
                     ECVI FOR SATURATED MODEL = 0.083
                    ECVI FOR INDEPENDENCE MODEL = 6.40

 CHI-SQUARE FOR INDEPENDENCE MODEL WITH 30 DEGREES OF FREEDOM = 3218.10
                       INDEPENDENCE AIC = 3242.10
                           MODEL AIC = 67.88
                         SATURATED AIC = 84.00
                      INDEPENDENCE CAIC = 3304.84
                          MODEL CAIC = 151.54
                        SATURATED CAIC = 303.60

                 ROOT MEAN SQUARE RESIDUAL (RMR) = 0.041
                        STANDARDIZED RMR = 0.043
                    GOODNESS OF FIT INDEX (GFI) = 0.97
              PARSIMONY GOODNESS OF FIT INDEX (PGFI) = 1.21

                      NORMED FIT INDEX (NFI) = 0.99
                    NON-NORMED FIT INDEX (NNFI) = 1.00
                 PARSIMONY NORMED FIT INDEX (PNFI) = 0.86
                    COMPARATIVE FIT INDEX (CFI) = 1.00
                    INCREMENTAL FIT INDEX (IFI) = 1.00
                      RELATIVE FIT INDEX (RFI) = 0.99

                        CRITICAL N (CN) = 643.36
```

RYHMÄVERTAILU; KILPAILUORIENTAATIOFAKTORI

2 RYHMÄÄ, EI RAJOITUKSIA

```
KONFIRMATORINEN FAKTORIANALYYSI LISREL8-OHJELMALLA
Group 1: Faktorimallin parametrien ryhmΣvertailu
Observed Variables
A1 A2 A3 A4 A5 A6 A7 A8 A9 A10 A11 A12
Correlation Matrix from File c:\oma\minna\korra1.pm
Sample Size 256
Latent Variables
KILP SPE1
Relationships
A1 A2 A5 A6 A9 A12 = KILP
A1 = 1*SPE1
A2 = 1*SPE1
Set the Correlations of KILP and SPE1 to 0
Set the error covariance between A5 and A12 free
LISREL OUTPUT: SS SC RS MI FS
Options GLS
Group 2: Faktorimallin parametrien ryhmΣvertailu
Observed Variables
A1 A2 A3 A4 A5 A6 A7 A8 A9 A10 A11 A12
Correlation Matrix from File c:\oma\minna\korra2.pm
Sample Size 251
Relationships
A1 A2 A5 A6 A9 A12 = KILP
A1 = 1*SPE1
A2 = 1*SPE1
Set the Correlations of KILP and SPE1 to 0
Set the error covariance between A5 and A12 free
Set the variance of SPE1 free
LISREL OUTPUT: SS SC RS MI FS
Options GLS
End of Problem
```

Sample Size = 507

RYHMÄ 1: TYTÖT

CORRELATION MATRIX TO BE ANALYZED

	A1	A2	A5	A6	A9	A12
A1	1.00					
A2	0.75	1.00				
A5	0.63	0.72	1.00			
A6	0.55	0.62	0.63	1.00		
A9	0.52	0.53	0.60	0.51	1.00	
A12	0.62	0.74	0.73	0.70	0.62	1.00

RYHMÄ 2: POJAT

CORRELATION MATRIX TO BE ANALYZED

	A1	A2	A5	A6	A9	A12
A1	1.00					
A2	0.72	1.00				
A5	0.69	0.65	1.00			
A6	0.51	0.61	0.60	1.00		
A9	0.50	0.50	0.54	0.44	1.00	
A12	0.65	0.72	0.67	0.65	0.52	1.00

RYHMÄ 1: TYTÖT

```
LISREL ESTIMATES (GENERALIZED LEAST SQUARES)

      A1 = 0.72*KILP + 1.00*SPE1, Errorvar.= 0.29  , R^2 = 0.70
          (0.056)                            (0.026)
           12.83                              11.21

      A2 = 0.82*KILP + 1.00*SPE1, Errorvar.= 0.19  , R^2 = 0.82
          (0.053)                            (0.022)
           15.58                              8.60

      A5 = 0.87*KILP, Errorvar.= 0.24  , R^2 = 0.76
          (0.052)              (0.028)
           16.85                8.58

      A6 = 0.76*KILP, Errorvar.= 0.44  , R^2 = 0.57
          (0.054)              (0.031)
           13.92                13.89

      A9 = 0.68*KILP, Errorvar.= 0.56  , R^2 = 0.46
          (0.056)              (0.038)
           12.12                14.66

     A12 = 0.90*KILP, Errorvar.= 0.19  , R^2 = 0.81
          (0.050)              (0.026)
           17.91                7.45

Error Covariance for A12 and A5 = -0.05
                                  (0.025)
                                   -2.13

        COVARIANCE MATRIX OF INDEPENDENT VARIABLES

               KILP        SPE1
            --------    --------
                1.00        0.16
                          (0.03)
                            4.90
```

RYHMÄ 2: POJAT

```
LISREL ESTIMATES (GENERALIZED LEAST SQUARES)

      A1 = 0.76*KILP + 1.00*SPE1, Errorvar.= 0.29  , R^2 = 0.71
          (0.055)                            (0.026)
           13.75                              11.21

      A2 = 0.80*KILP + 1.00*SPE1, Errorvar.= 0.19  , R^2 = 0.81
          (0.054)                            (0.022)
           14.79                              8.60

      A5 = 0.86*KILP, Errorvar.= 0.24  , R^2 = 0.75
          (0.053)              (0.028)
           16.19                8.58

      A6 = 0.73*KILP, Errorvar.= 0.44  , R^2 = 0.55
          (0.056)              (0.031)
           13.03                13.89

      A9 = 0.62*KILP, Errorvar.= 0.56  , R^2 = 0.41
          (0.059)              (0.038)
           10.53                14.66

     A12 = 0.89*KILP, Errorvar.= 0.19  , R^2 = 0.80
          (0.051)              (0.026)
           17.34                7.45
```

RYHMÄ 2: POJAT

```
Error Covariance for A12 and A5 = -0.08
                                  (0.028)
                                   -2.82

        COVARIANCE MATRIX OF INDEPENDENT VARIABLES

                KILP       SPE1
            --------   --------
                1.00       0.14
                          (0.03)
                           4.62
```

RYHMÄT 1 & 2: TYTÖT JA POJAT

```
                        GOODNESS OF FIT STATISTICS

  CHI-SQUARE WITH 20 DEGREES OF FREEDOM = 29.10 (P = 0.086)
              CONTRIBUTION TO CHI-SQUARE = 18.28
        PERCENTAGE CONTRIBUTION TO CHI-SQUARE = 62.83
       ESTIMATED NON-CENTRALITY PARAMETER (NCP) = 9.10
   90 PERCENT CONFIDENCE INTERVAL FOR NCP = (0.0 ; 27.59)

              MINIMUM FIT FUNCTION VALUE = 0.058
     POPULATION DISCREPANCY FUNCTION VALUE (F0) = 0.018
   90 PERCENT CONFIDENCE INTERVAL FOR F0 = (0.0 ; 0.055)
  ROOT MEAN SQUARE ERROR OF APPROXIMATION (RMSEA) = 0.030
  90 PERCENT CONFIDENCE INTERVAL FOR RMSEA = (0.0 ; 0.052)
    P-VALUE FOR TEST OF CLOSE FIT (RMSEA < 0.05) = 0.93

        EXPECTED CROSS-VALIDATION INDEX (ECVI) = 0.14
  90 PERCENT CONFIDENCE INTERVAL FOR ECVI = (0.085 ; 0.14)
               ECVI FOR SATURATED MODEL = 0.083
             ECVI FOR INDEPENDENCE MODEL = 12.93

CHI-SQUARE FOR INDEPENDENCE MODEL WITH 30 DEGREES OF FREEDOM = 6516.66
                    INDEPENDENCE AIC = 6540.66
                        MODEL AIC = 73.10
                      SATURATED AIC = 84.00
                   INDEPENDENCE CAIC = 6603.40
                       MODEL CAIC = 188.12
                     SATURATED CAIC = 303.60

          ROOT MEAN SQUARE RESIDUAL (RMR) = 0.029
                   STANDARDIZED RMR = 0.030
              GOODNESS OF FIT INDEX (GFI) = 0.98
        PARSIMONY GOODNESS OF FIT INDEX (PGFI) = 0.93

                NORMED FIT INDEX (NFI) = 1.00
              NON-NORMED FIT INDEX (NNFI) = 1.00
          PARSIMONY NORMED FIT INDEX (PNFI) = 0.66
              COMPARATIVE FIT INDEX (CFI) = 1.00
              INCREMENTAL FIT INDEX (IFI) = 1.00
               RELATIVE FIT INDEX (RFI) = 0.99

                   CRITICAL N (CN) = 653.03
```

LATAUSTEN YHTÄSUURUUDEN VERTAILU RYHMIEN VÄLILLÄ

```
KONFIRMATORINEN FAKTORIANALYYSI LISREL8-OHJELMALLA
Group 1: Faktorimallin parametrien ryhmΣvertailu
Observed Variables
A1 A2 A3 A4 A5 A6 A7 A8 A9 A10 A11 A12
Correlation Matrix from File c:\oma\minna\korra1.pm
Sample Size 256
Latent Variables
KILP SPE1
Relationships
A1 A2 A5 A6 A9 A12 = KILP
A1 = 1*SPE1
A2 = 1*SPE1
Set the Correlations of KILP and SPE1 to 0
Set the error covariance between A5 and A12 free
LISREL OUTPUT: SS SC RS MI FS
Options GLS
Group 2: Faktorimallin parametrien ryhmΣvertailu
Correlation Matrix from File c:\oma\minna\korra2.pm
Sample Size 251
Set the variance of SPE1 free
End of Problem
```

RYHMÄT 1 & 2: TYTÖT JA POJAT

```
LISREL ESTIMATES (GENERALIZED LEAST SQUARES)

      A1 = 0.74*KILP + 1.00*SPE1, Errorvar.= 0.29  , R² = 0.71
          (0.039)                            (0.026)
           18.81                              11.16

      A2 = 0.81*KILP + 1.00*SPE1, Errorvar.= 0.19  , R² = 0.81
          (0.038)                            (0.022)
           21.48                              8.64

      A5 = 0.85*KILP, Errorvar.= 0.25  , R² = 0.75
          (0.038)                (0.028)
           22.66                  8.74

      A6 = 0.75*KILP, Errorvar.= 0.43  , R² = 0.56
          (0.039)                (0.031)
           19.09                  13.82

      A9 = 0.65*KILP, Errorvar.= 0.55  , R² = 0.44
          (0.041)                (0.038)
           16.07                  14.64

     A12 = 0.89*KILP, Errorvar.= 0.20  , R² = 0.80
          (0.037)                (0.026)
           24.16                  7.60

Error Covariance for A12 and A5 = -0.06
                                  (0.021)
                                   -2.99
```

RYHMÄ 1: TYTÖT

```
        COVARIANCE MATRIX OF INDEPENDENT VARIABLES

               KILP        SPE1
            --------    --------
               1.00        0.15
                          (0.03)
                           4.89
```

RYHMÄ 2: POJAT

COVARIANCE MATRIX OF INDEPENDENT VARIABLES

KILP	SPEU
1.00	0.14
	(0.03)
	4.58

RYHMÄT 1 & 2: TYTÖT JA POJAT

GOODNESS OF FIT STATISTICS

CHI-SQUARE WITH 27 DEGREES OF FREEDOM = 31.66 (P = 0.24)
CONTRIBUTION TO CHI-SQUARE = 19.49
PERCENTAGE CONTRIBUTION TO CHI-SQUARE = 61.55
ESTIMATED NON-CENTRALITY PARAMETER (NCP) = 4.66
90 PERCENT CONFIDENCE INTERVAL FOR NCP = (0.0 ; 22.90)

MINIMUM FIT FUNCTION VALUE = 0.063
POPULATION DISCREPANCY FUNCTION VALUE (F0) = 0.0092
90 PERCENT CONFIDENCE INTERVAL FOR F0 = (0.0 ; 0.045)
ROOT MEAN SQUARE ERROR OF APPROXIMATION (RMSEA) = 0.018
90 PERCENT CONFIDENCE INTERVAL FOR RMSEA = (0.0 ; 0.041)
P-VALUE FOR TEST OF CLOSE FIT (RMSEA < 0.05) = 0.99

EXPECTED CROSS-VALIDATION INDEX (ECVI) = 0.12
90 PERCENT CONFIDENCE INTERVAL FOR ECVI = (0.071 ; 0.12)
ECVI FOR SATURATED MODEL = 0.083
ECVI FOR INDEPENDENCE MODEL = 12.93

CHI-SQUARE FOR INDEPENDENCE MODEL WITH 30 DEGREES OF FREEDOM = 6516.66
INDEPENDENCE AIC = 6540.66
MODEL AIC = 61.66
SATURATED AIC = 84.00
INDEPENDENCE CAIC = 6603.40
MODEL CAIC = 140.09
SATURATED CAIC = 303.60

ROOT MEAN SQUARE RESIDUAL (RMR) = 0.030
STANDARDIZED RMR = 0.031
GOODNESS OF FIT INDEX (GFI) = 0.97
PARSIMONY GOODNESS OF FIT INDEX (PGFI) = 1.25

NORMED FIT INDEX (NFI) = 1.00
NON-NORMED FIT INDEX (NNFI) = 1.00
PARSIMONY NORMED FIT INDEX (PNFI) = 0.90
COMPARATIVE FIT INDEX (CFI) = 1.00
INCREMENTAL FIT INDEX (IFI) = 1.00
RELATIVE FIT INDEX (RFI) = 0.99

CRITICAL N (CN) = 750.12