

<http://www.jyu.fi/library/tutkielmat/450/>

**EKSPLORATIIVINEN FAKTORIANALYYSI RELIABILITEETTI-
ANALYYSISSA JA ASTEIKKOJEN KONSTRUOINNISSA**
Judoharjoittelun motivointitarkasteluja

Tilastotieteen pro gradu -tutkielma

Elokuu 1997

Pekka Kauppinen

Jyväskylän yliopisto

Tilastotieteen laitos

Eksploratiivinen faktorianalyysi reliabiliteettianalyysissa ja asteikkojen konstruoinnissa: judoharjoittelun motivoititarkasteluja

Pekka Kauppinen

Tilastotiede, elokuu 1997, Jyväskylän yliopisto.

73 sivua, 16 sivua liitteitä.

Tutkielmassa esitellään eksploratiivisen faktorianalyysin soveltuvuutta perusanalyysina reliabiliteettitarkasteluihin ja joihinkin mittarikonstruktioihin. Faktorianaalyysilla tuotetaan työn päätulokset, joita käytetään myös jatkotarkasteluissa.

Reliabiliteettitarkasteluiden etuna on analyysin robusti soveltuvuus perusmenetelmän tuloksista laadittujen mittarikonstruktioiden ja osaskaalojen teoreettisen parimmuuden arvioimiseen. Tulosten tilastollinen tulkinta ja sisältöteoreettinen tarkastelu jää yhä tutkijalle. Tutkijan tulee olla tarkkana, ettei hän erehdy korvaamaan esimerkiksi mallinsa faktoreita tai faktoripistemääriä epävalideilla mittarikonstruktiolla, vaikka reliabiliteettitarkastelut olisivatkin näennäisen onnistuneita.

Lisäksi suoritetaan eräitä keskiarvotestejä sekä tutkitaan mittarikonstruktioiden keskiarvoprofiilien yhdenmukaisuutta monimuuttujaiseen varianssianalyysiin kuuluvalla profiilianalyysilla. Analyysi soveltuu hyvin mahdollisen yhdysvaikutuksen testaukseen eri keskiarvoprofiileille, joiden tulee olla sisällöllisesti ja tulkinnallisesti aineistoon sopivia. Jos yhdysvaikutusta havaitaan, muuttujien tarkemmat tutkimukset tulee suorittaa esimerkiksi t-testeillä tai yksisuuntaisella varianssianalyysilla.

Aineistona on keväällä 1997 suoritetun seurakyselyn numeerisista vastauksista kerätty data. Tutkimuskohteena on Jyväskylän Jigotai ry:n judojaosto. Tulosten yleistettävyyteen on suhtauduttava varauksellisesti, koska aineiston koko on vain 39 havaintoa.

Asiasanat: faktorianalyysi, judo, mittarikonstruktio, reliabiliteetti, skaala

SISÄLLYS

1 JOHDANTO	1
2 FAKTORIANALYYSISTA	2
2.1 Eksploratiivinen faktorianalyysi	3
2.1.1 Faktoreiden lukumäärän arviointi	5
2.1.2 Faktorointi	5
2.1.3 Rotaatiot	7
2.1.4 Faktoripistemäärien estimoiminen	8
2.2 Konfirmatorinen faktorianalyysi	9
3 RELIABILITEETTIANALYYSISTA	11
3.1 Klassinen testiteoria	11
3.2 Rinnakkaismittarit	13
3.3 Reliabiliteettikerroin ja mittauksen keskivirhe	14
3.4 Mittarin pidentäminen ja reliabiliteettikerroin	16
3.5 Reliabiliteettikertoimen määrittäminen rinnakkaismittauksista	17
3.6 Klassisen testiteorian vaihtoehtoisia malleja	18
3.7 τ-ekvivalentit, olennaisesti τ-ekvivalentit sekä kongeneeriset mittarit	19
4 TAUSTAN JA AINEISTON KUVAUS	23
4.1 Budolajien taustasta	23
4.2 Judon tulo Suomeen	25
4.3 Judon periaatteita	25
4.4 Seuran historiaa	27
4.5 Tutkimuksen tausta ja aineiston kuvaus	28

5 AINEISTON ALUSTAVAT TARKASTELUT JA TULOKSET	29
5.1 Faktoreiden lukumäärän arviointi	29
5.2 Faktorointi eli faktoreiden eristäminen	30
5.3 Mallin tulkinta — muuttujien valinta eksploratiiviseen faktorimalliin	32
5.4 Faktoripistemäärien laskeminen	38
5.5 Yhteenveto eksploratiivisesta faktorianalyysistä	39
6 RELIABILITEETTITARKASTELUJA ERI MITTARI- KONSTRUOINNEILLA	41
6.1 Suorat summat ja Cronbachin α	42
6.2 Mittausmallit ja osaskaalojen reliabiliteetit	44
6.2.1 Suorat summat ja reliabiliteetti	45
6.2.2 Faktoripistemääräskaalat ja reliabiliteetti	46
6.3 Yhteenveto reliabiliteettitarkasteluista	47
7 KESKIARVOVERTAILUISTA	50
7.1 Muuttujien normaalisuustarkasteluista	52
7.2 Vertailu kahden riippumattoman ryhmän tapauksessa	54
7.3 Yksisuuntaisesta varianssianalyysistä	57
7.4 Kaksisuuntaisesta varianssianalyysistä	59
7.5 Profiilianalyysistä	61
8 YHTEENVETO	69
LÄHTEET	72
LIITTEET	

1 JOHDANTO

Tutkija saattaa usein kohdata tutkimuskohteen, josta hänellä ei ole lainkaan sopivaa tai muuten käyttökelpoista ennakkotietoa. Tutkimusaineistoon saadaan yleensä suurehko joukko havaittuja muuttujia, joiden keskinäistä rakennetta ei tunneta. Jos tutkija haluaa tarkastella vaikka aineistoon sopivaa korrelaatorakennetta, voi valittava analyysimenetelmä olla esimerkiksi faktorianalyysi.

Faktorianalyysi jaetaan perinteisesti eksploratiiviseen ja konfirmatoriseen faktorianalyysiin. Eksploratiivista menetelmää tulee käyttää aina, kun tutkijalla ei ole käytettävissään ennakkotietoa tai ennakkohypoteeseja tutkittavasta ilmiöstä tai tilanteesta. Käytännössä näin on lähes aina, ellei tutkimus ole jonkin toisen tutkimuksen jatkotutkimusta. Konfirmatorinen faktorianalyysi sitä vastoin edellyttää tutkijalta huomattavaa ennakkotietoa. Ennakkotietoa tarvitaan mm. mallien rakentamisessa sekä faktorimalleille tehtävissä rajoituksissa.

Tässä opinnäytetyössä keskitytään ensisijaisesti eksploratiivisen faktorianalyysin, koska käytettävissä ei ollut sopivaa ennakkotietoa judoharjoittelusta. Työ toteutettiin aivan alusta lähtien aloittaen kyselylomakkeen suunnittelusta, aineiston keruusta, aineiston koodauksesta jne. Aineiston ja taustan kuvaus esitetään luvussa 4. Tutkimuksessa käytiin täten läpi kaikki eksploratiivisen faktorianalyysin vaatimat toimenpiteet. Menetelmän pääasialliset teoreettiset tarkastelut esitetään luvussa 2 ja tutkimuksen päätulokset luvussa 5. Tulosten yhteydessä esitetään myös joitakin tarkennuksia tilastomatematiikan päätösten tueksi tai vertailemiseksi.

Toinen painoalue keskittyy reliabiliteettitarkasteluihin sekä erilaisiin mittariasteikkojen konstruointeihin. Klassisen testiteorian pääpiirteitä reliabiliteettimäärittelyneen esitellään luvussa 3 sekä eräitä mittaritarkasteluja luvussa 6. Lisäksi luvussa 7 suoritetaan joitakin keskiarvovertailuja. Lukujen 6 ja 7 yhteydessä esitetään myös joitakin syventäviä tarkennuksia päätösten tueksi.

Yhteenvedossa keskitytään keskeisten tulosten tiivistämiseen sekä joihinkin tilastotieteellisiin pohdintoihin analysoidun aineiston osalta. Lisäksi esitetään joitakin näkökulmia mahdollisille jatkotutkimuksille tai -tarkasteluille.

2 FAKTORIANALYYSISTA

Tässä luvussa esitellään suppeasti eksploraatiivisen ja konfirmatorisen faktorianaalyysin teoriaa. Työn muissa luvuissa syvennetään tarvittaessa teoriaa sekä pyritään muutenkin tuomaan esille tehtyjen päätösten tilastomatemaattiset perustelut.

Empiirisessä tutkimuksessa tutkijalla on yleensä suurehko määrä havaittuja muuttujia, joiden korrelaatorakennetta halutaan kuvata esimerkiksi faktorimallien avulla. Tutkija olettaa, että havaittujen muuttujien taustalla on joukko latenteja muuttujia, joiden tarkemmasta luonteesta hän ei kuitenkaan ole selvillä. Faktoreiden lukumäärä, latausten rakenteet sekä mahdolliset korrelaatorakenteetkin ovat tutkijalle tuntemattomia. Näin on aina, kun asiaa tai ilmiötä tutkitaan ensimmäistä kertaa. Toisin sanoen tutkijalla ei voi olla ennakkotietoa asiasta. (Leskinen 1987, 47 - 48.) Kuvatussa tilanteessa tutkijan on käytettävä klassista eksploraatiivista tutkimusmenetelmää, mikäli hän päätyy faktorianaalyysin käyttöön.

Sen sijaan konfirmatorisessa faktorianaalyysissä tutkija voi tehdä faktorimalliin tiettyjä rajoituksia. Mahdollisten rajoitusten tulee kuitenkin olla sisällöllisesti perusteltavissa malliin nähden. Mahdollisia rajoituksia voivat olla esimerkiksi olettamukset faktoreiden vaikutussuhteista joihinkin mallin muuttujiin tai oletamus tiettyjen faktoreiden keskinäisestä korreloimattomuudesta. Tilastollisten testien avulla pyritään jatkossa arvioimaan, *konfirmoiko* testattava aineisto laaditun mallin tai hypoteesin osalta. Konfirmatorinen faktorianaalyysi on luonteeltaan hypoteeseja *vahvistavaa* tai *kumoavaa* tutkimusta. (Nummenmaa ym. 1997, 263.)

2.1 Eksploratiivinen faktorianalyysi

Eksploratiivisen faktorianalyysin perusmalli voidaan esittää seuraavasti:

$$\mathbf{y} = \Lambda \boldsymbol{\eta} + \boldsymbol{\varepsilon}, \quad (2-1)$$

missä

\mathbf{y} -vektori sisältää havaitut, mitatut muuttujat (*variables*) y_i , $i = 1, 2, \dots, p$,

$\boldsymbol{\eta}$ -vektori sisältää latentit muuttujat, faktorit (*common factors*) η_j , $j = 1, 2, \dots, m$,

$\boldsymbol{\varepsilon}$ -vektori sisältää satunnaismuuttujat (*specific and error factors*) ε_i , $i = 1, 2, \dots, p$

ja

Λ -matriisi sisältää faktorilataukset (*factor loadings*) λ_{ij} , jossa $i = 1, 2, \dots, p$ ja

$j = 1, 2, \dots, m$.

Satunnaismuuttujat ε_i voidaan tulkita ns. uniikkifaktoreiksi (*unique factor*), jotka muodostuvat muuttujien mittausvirheistä ja muuttujakohtaisista erityisfaktoreista (Nummenmaa ym. 1997, 241; Harman 1967, 15 - 18). Mallissa (2—1) \mathbf{y} , $\boldsymbol{\eta}$ ja $\boldsymbol{\varepsilon}$ ovat sarakevektoreita ja Λ on $p \times m$ -matriisi. Jotta malli (2—1) olisi järkevä, vaaditaan lisäoletus $m < p$.

Lisäksi tehdään joitakin mallia (2—1) koskevia merkintöjä ja oletuksia. $E \eta_j \varepsilon_i = 0$, kaikille i, j , kun $i = 1, 2, \dots, p$, ja $j = 1, 2, \dots, m$, $E \varepsilon_i \varepsilon_j = 0$, kaikille i, j , kun $i \neq j$, $i, j = 1, 2, \dots, p$. Niin ikään merkitään faktoreiden $\boldsymbol{\eta}$ $m \times m$ -kovarianssimatriisia Ω :lla ja satunnaismuuttujien $\boldsymbol{\varepsilon}$ $p \times p$ -kovarianssimatriisia Θ :lla, mikä itse asiassa on diagonaalimatriisi $\text{diag}(\theta_i)$, $i = 1, 2, \dots, p$.

Leskisen (1987, 10 - 11) mukaan voidaan osoittaa, että satunnaisvektorin \mathbf{y} teoreettinen kovarianssimatriisi Σ on tällöin muotoa

$$\Sigma = \Lambda \Omega \Lambda^T + \Theta. \quad (2-2)$$

Faktorianalyysi on hyvin korrelaatiokeskeinen tutkimusmenetelmä, jossa havaittujen muuttujien y_i korrelaatiot pyritään selittämään faktorimallin avulla. Mikäli tutkijalla ei ole aikaisempia tutkimustuloksia tai muita sisällöllisiä tutkimushypoteeseja käytettävissään, joudutaan faktorianalyysissä käyttämään eksploratiivista menetelmää. Mallin rakentamisessa ei tehdä oletuksia tai rajoituksia latausmatriisin Λ osalta. Tällöin faktorimallit jakaantuvat kahteen ryhmään: suorakulmisiin (*orthogonal*) malleihin, jolloin kaikki faktorit ovat korreloimattomia, ja vinokulmisiin (*oblique*) malleihin, jolloin faktorit voivat korreloida keskenään. (Nummenmaa ym. 1997, 242 - 243.)

Eksploratiivisessa faktorianalyysissä joudutaan usein arvioimaan havaittujen muuttujien y_i sopivuutta mittaamaan faktoreita η_j . Tämän vuoksi eksploratiivista menetelmää käytettäessä voidaan havaittujen muuttujien lukumäärää joutua karsimaan, jotta saadaan parempi tai selkeämpi tulkinta tutkittaville faktoreille, latenttien muuttujien rypäille. "Suosituksena eksploratiivisen faktorianalyysin käytölle voidaan asettaa vaatimus, ettei analysoitavia havaittuja muuttujia y_i saa olla kohtuuttoman paljon, jolloin analyysit käyvät raskaiksi ja niiden tulkintojen sattumanvaraisuus ja subjektiivisuus lisääntyy." (Nummenmaa ym. 1997, 243.)

Kysymysten eli käytännössä havaittujen muuttujien suuri lukumäärä voi myös osoittaa tutkijalta heikohkoa perehtyneisyyttä tutkittavaan asiaan tai ilmiöön. Jos tutkimusongelmaa tai -kohdetta ei ole osattu rajata tai määritellä juuri mitenkään, niin kyselytutkimuksen kysymysten määrä voi kasvaa kymmeneen tai jopa satoihin kysymyksiin. Näin siitakin huolimatta, että tutkija on yleensä hyvin tietoinen vastausten luotettavuuden ongelmallisuudesta etenkin laajoissa tai mittavissa tutkimuksissa. Tutkimusongelman mukaan voinee muuttujien maksimimääräksi suositella 30 - 50 muuttujaa, ja havaintojen määrä saisi olla mielellään reilusti yli 100. (Nummenmaa ym. 1997, 243.)

Eksploratiivinen faktorianalyysi jaotellaan Nummenmaan ym. (1997, 243) mukaan seuraavasti:

- faktoreiden lukumäärän arviointi,
- faktorointi eli faktoreiden eristäminen,
- rotatointi ja tulkinnat ja
- faktoripistemäärien laskeminen.

2.1.1 Faktoreiden lukumäärän arviointi

Tutkimuksen peruslähtökohtana on useimmiten otoksesta estimoitu otoskorrelaatiomatriisi R (Leskinen 1987, 48). Mikäli faktoreiden lukumäärästä ei ole minikäänlaista ennakkokuvaa tai -arviota, voidaan faktoreiden lukumäärää arvioida otoskorrelaatiomatriisin R ominaisarvojen avulla. Faktoreiden lukumääräksi voidaan olettaa esimerkiksi yhtä monta kuin on ykköstä suurempia ominaisarvoja. Tietenkään tätä tulkintaa ei saa soveltaa aivan mekaanisesti; muitakin valintaperusteluita on löydettävissä.

Toinen hyvin looginen valintaperustelu tai -näkökulma faktoreiden lukumäärälle voi olla selvä katkoskohta ominaisarvojen suuruuksissa. Faktoreiden lukumäärää voidaan myös arvioida tilastollisella χ^2 -testillä, mikäli tutkijalla on perusteita olettaa, että muuttujajoukko y_i noudattaa moniulotteista normaalijakaumaa. Tällöin faktorointimenetelmäksi tulee valita suurimman uskottavuuden menetelmä (*maximum likelihood solution*). (Nummenmaa ym. 1997, 244.)

2.1.2 Faktorointi

Oletetaan, että faktoreiden lukumääräksi valitaan m . Faktoroinnilla, faktoreiden eristämällä (*extraction*), tarkoitetaan menetelmää, jolla faktorilataukset johdetaan alustavassa ratkaisussa. Yleisimpiä menetelmiä ovat pääakseliratkaisu (*principal axis solution*) sekä suurimman uskottavuuden menetelmä (*maximum likeli-*

hood solution). Jo pelkällä faktoroinnilla saadaan mallin kannalta lopullisia tuloksia, jotka koskevat havaittujen muuttujien y_i kykyä selittää k kappaletta faktoreita. Tätä kykyä nimitetään kommunaliteetiksi (*communality*) ja merkitään symbolilla h_i^2 . (Nummenmaa ym. 1997, 244.)

Kommunaliteetti saadaan kullekin muuttujalle y_i kaavasta

$$h_i^2 = \sum_{j=1}^m \lambda_{ij}^2, \quad i = 1, 2, \dots, p, \quad (2-3)$$

missä λ_{ij} on muuttujan y_i lataus j :nnellä faktorilla η_j ja m on mallissa olevien faktoreiden lukumäärä. Kommunaliteettien koko on rajoitettu välille 0 - 1. Mitä lähempänä ykköstä kommunaliteetin arvo on, sitä paremmin sitä vastaava muuttuja mittaa faktorirakennetta. Pelkkä faktorointi harvoin tuottaa helposti tulkittavaa latausrakennetta, joten eksploratiivisen faktorianalyysin seuraava vaihe on faktoreiden rotaatiot. (Nummenmaa ym. 1997, 244.)

Rotointi ei vaikuta muuttujien y_i kommunaliteetteihin (vrt. 5.2 Faktorointi eli faktoreiden eristäminen). Rotaatiot eivät vaikuta myöskään pelkän faktoroinnin tuottamiin otoskorrelaatiomatriisiin R sovitteisiin, jotka saadaan seuraavasti:

$$R = A A^T \quad (2-4)$$

Laskemalla edelleen näiden avulla residuaalit

$$R - R \quad (2-5)$$

voidaan arvioida myös faktoreiden lukumäärän riittävyyttä valitussa mallissa. Jos jäännökset ovat hyvin suuria, niin faktoreiden lukumäärää tulisi ehkä lisätä.

2.1.3 Rotaatiot

Rotaatioiden avulla pyritään faktoriratkaisua, latausmatriisia Λ , modifioimaan sisällöllisesti helpommin tulkittavaan muotoon. Tarkoituksena on löytää sellainen latausmatriisiesitys, että hypoteettisesti samaan ryhmään kuuluvat muuttujat saavat suhteellisesti korkeampia latauksia samalta faktorilta. Rotaatioilla eli faktoriakseleiden kiertämisillä etsitään selkeintä tulkintaa latausmatriisille, jonka tulkinnan avulla uudet faktorit nimetään. Pääakselifaktorointi tuottaa lähes aina ensimmäiseksi faktoriksi tulkinnallisesti lähes mahdottoman tuloksen, joten ainakin yksi rotatointi on tarpeen. (Nummenmaa ym. 1997, 245.) Käytännössä tämä merkitsee sitä, että sisällöllisesti toisilleen täysin vieraat muuttujat voivat saada samalle faktorille erittäin korkeita painokertoimia. Luonnollisesti tällaisen mallin selittäminen ja jatkoanalysointi on vaikeaa, usein jopa mahdotonta.

Rotaatiomenetelmät jaetaan kahteen ryhmään, suorakulmisiin (*orthogonal*) ja vinokulmisiin (*oblique*) rotaatioihin. Tunnetuin suorakulmaisista menetelmistä on *varimax*-rotaatio. *Varimax*-rotaatiossa pyritään saamaan latausmatriisiin vain hyvin suuria lähellä ykköstä olevia latauksia tai hyvin pieniä lähellä nollaa olevia latauksia. Tulkinnaltaan tämä vastaa Thurstonen esittämää yksinkertaisen latausrakenteen periaatetta. (Nummenmaa ym. 1997, 245.)

Varimax-menetelmässä faktorit ovat korreloimattomia. Tällöin latausmatriisi Λ on täsmälleen sama kuin muuttujien y_i ja faktoreiden η_j välinen korrelaatiomatriisi. Eli lataukset λ_{ij} ovat havaittujen muuttujien y_i ja faktoreiden η_j välisiä korrelaatiokertoimia. (Nummenmaa ym. 1997, 245.)

Vinokulmaisissa rotaatioissa sallitaan myös faktoreiden korrelointi. Eräs käytetyimmistä menetelmistä on *oblimin*-rotaatio. Myös tässä menetelmässä pyritään yksinkertaiseen latausrakenteeseen. Lataukset λ_{ij} (SPSS-tulosteessa *pattern matrix*) **eivät ole** enää havaittujen muuttujien y_i ja faktoreiden η_j välisiä *suoria korrelaatioita*, vaan korrelaatiot lasketaan latausten λ_{ij} ja faktoreiden η_j korrelaatioiden

avulla (*structure matrix*). (Nummenmaa ym. 1997, 245 - 246.)

Huomattakoon lisäksi, että tilastollisen teorian kannalta rotaatiot ovat samanarvoisia. Rotaatiot tuottavat täsmälleen samat otoskorrelaatiomatriisin sovitteet R kuin alustava ratkaisukin. Toinen huomionarvoinen seikka on, että rotaatiot tuottavat aina latausten etumerkkiä vailla olevan yksikäsitteisen ratkaisun. Etumerkkien vaihto faktoreilla ei siten vaikuta sisällöllisiin tulkintoihin mitenkään, vain tarkastelun suunta vaihtuu positiivisesta negatiiviseen ja päinvastoin. (Nummenmaa ym. 1997, 246.)

Todetaan vielä, että tutkijan olisi työnsä alussa huomattavasti perustellumpaa käyttää rotatointiin mieluummin *oblimin*- kuin *varimax*-menetelmää, vaikka jälkimmäinen onkin saavuttanut laajaa suosiota etenkin käytäytymistieteissä. Onhan faktoreiden mahdollinen *todistettu* korreloimattomuus huomattavasti parempi peruste *varimax*-rotatoinnin käyttämiselle kuin pelkkä etukäteen ajateltu väittäjä, "faktorit eivät saa korreloida". (Nummenmaa ym. 1997, 247.)

2.1.4 Faktoripistemäärien estimoiminen

Oletetaan, että eksploratiivisessa faktorianalyysissä on saatu tilastollisesti ja tulokinnallisesti kelvollinen ratkaisu. Jos faktoreita halutaan myös jatkossa käyttää analysointiin, niille täytyy faktorimallin avulla ratkaista arvot havainnoittain. Näin estimoituja *uusia* faktoreita kutsutaan *faktoripistemäärämuuttujiksi*. (Leskinen 1987, 60 - 61; Nummenmaa ym. 1997, 248.)

Faktoripistemäärien estimoiminen ei ole tavanomaista tilastollista estimointia, koska nyt estimoidaan faktoreiden, satunnaismuuttujien arvoja, eikä kiinteitä parametreja. Lisävaikeuden estimointiin tuo faktorimallin luonne. Havaittujen muuttujien y_i , $i = 1, 2, \dots, p$, lukumäärä on p kappaletta, kun taas latenteja muuttujia on yhteensä $m+p$ kappaletta, faktoreita η_j , $j = 1, 2, \dots, m$, on m kappaletta ja

satunnaismuuttujia ε_i , $i = 1, 2, \dots, p$, p kappaletta. Todellisia faktoripistemääriä ei siten voida mallin (2—1) avulla tuottaa, vaan niiden sijasta on tyydyttävä estimoituihin faktoripistemäärämuuttujiin $\hat{\eta}_j$, $j = 1, 2, \dots, m$. Yleisin tapa faktoripistemäärien estimoimiseksi on regressiomenetelmä. (Leskinen 1987, 60 - 61.)

Leskisen (1987, 61) mukaan voidaan osoittaa, että faktoripistemäärät voidaan ratkaista regressiomenetelmällä seuraavasti:

$$\hat{\eta} = \Omega \Lambda^T \Sigma^{-1} \mathbf{y} . \quad (2—6)$$

Faktoripistemäärien estimaatit saadaan tällöin kaavasta

$$\hat{\eta} = \Omega \Lambda^T [\Lambda \Omega \Lambda^T + \Theta]^{-1} \mathbf{y} , \quad (2—7)$$

kun faktorit ovat korreloituneita ja kaavasta

$$\hat{\eta} = \Lambda^T [\Lambda \Omega \Lambda^T + \Theta]^{-1} \mathbf{y} , \quad (2—8)$$

kun faktorit ovat korreloimattomia.

2.2 Konfirmatorinen faktorianalyysi

Tarkastellaan edelleen faktorimallia (2—1):

$$\mathbf{y} = \Lambda \boldsymbol{\eta} + \boldsymbol{\varepsilon} .$$

Konfirmatorisessa faktorimallissa voidaan rajoituksia tehdä useammalla eri tavalla. Kaikkien mahdollisten rajoitusten yhtäaikainen käyttö ei kuitenkaan ole mielekäästä. Rajoitukset voivat kohdistua esimerkiksi

- latausmatriisiin Λ , jossa osa latauksista λ_{ij} vakioidaan ykkösiksi tai nolliksi,
- faktoreiden kovarianssimatriisiin Ω , joka voi olla joko rajoittamaton tai jossa faktoreiden varianssit on kiinnitetty ykkösiksi, jolloin kyseessä on faktoreiden korrelaatiomatriisi ja
- satunnaismuuttujien ϵ_i ominaisuuksiin. (mm. Leskinen 1987, 66; Nummenmaa ym. 1997, 264.)

Konfirmatorisilla malleilla voidaan testata tilastollisesti ennalta asetettuja hypoteeseja. Vaikka näiden mallien käyttämisessä edellytetäänkin selvää ennakkotietoa aineistosta, niin myös konfirmatorinen faktorianalyysi voi tuottaa uutta tietoa tutkittavasta aineistosta. Esimerkiksi sellaista informaatiota, jota ei etukäteen osattu formuloida konkreettisiksi tutkimushypoteeseiksi. Toisaalta voi osoittautua, että testattava malli ei ole riittävä selittämään aineistoa, joten mallia modifioimalla voitaneen löytää tarkempi malli kuvaamaan selitettävää ilmiötä. (Leskinen 1987, 66 - 67.)

Konfirmatorinen faktorianalyysi voidaan Leskisen (1987, 66, 68) mukaan jakaa viiteen päävaiheeseen:

- mallin spesifiointi,
- mallin identifiointitarkastelut,
- mallin parametrien estimoinnit,
- mallia koskevien hypoteesien testaus ja
- mallin riittävyystarkastelut.

Erityisesti tutkimushypoteesit olisi voitava muotoilla siten, että niistä voidaan määritellä *identifioituvia* faktorimalleja. Tässä työssä ei kuitenkaan tarkastella konfirmatorisia faktorimalleja, koska otoskoko N on niinkin pieni kuin 39.

3 RELIABILITEETTIANALYYSISTA

Edeltävässä luvussa todettiin, että eksploratiivista faktorianalyysia seuraa usein konfirmatorinen faktorianalyysi. Jatkotarkasteluita voidaan suorittaa myös muilla menetelmillä kuten esimerkiksi reliabiliteettianalyysilla.

3.1 Klassinen testiteoria

Klassisessa testiteoriassa eli samansukuisten (*kongeneeristen*) ja rinnakkaisten (*parallel*) mittausten teoriassa oletetaan implisiittisesti seuraavat väittämät tosiksi:

- mittaväline eli mittari mittaa vain yhtä muuttujaa tai ominaisuutta kerrallaan,
- mittari mittaa vähintään välimatka-asteikon tasolla ja
- mitta-asteikko on tai voidaan olettaa jatkuvaksi. (Konttinen 1981, 24 - 25.)

Lisäksi klassisessa testiteoriassa on neljä perusolettamusta, joita pidetään joko aksioomina tai määritelmänä. Nämä olettamukset ovat Nummenmaan ym. (1997, 180), Konttisen (1981, 25) ja Carminesin & Zellerin (1983, 29 - 30) mukaan seuraavat:

Määritelmä 3.1

$$y_i = T_i + \varepsilon_i, \quad (3-1)$$

kun $i = 1, 2, \dots, p$, ja missä y_i on henkilön (i):nessä mittauksessa saama havaittu mittaluku (*observerd score*), T_i todellinen mittaluku (*true score*) ja ε_i samaan mittaustapahtumaan liittyvä mittausvirhe (*random error*).

Määritelmä 3.2

Virhekomponenttien keskiarvo (*mean error*) $E(\varepsilon_i) = 0$, kaikille $i = 1, 2, \dots, p$. Mittausvirhe on harhaton eli se lisää tai vähentää mittausvirhettä yhtä usein sekä ylös- että alaspäin.

Määritelmä 3.3

Todellinen komponentti ja virhekomponentti ovat toisistaan riippumattomia eli T_i :n ja ε_i :n välinen korrelaatio $\rho(T_i, \varepsilon_i) = 0$, kaikille $i = 1, 2, \dots, p$.

Määritelmä 3.4

Virhekomponentit ovat korreloimattomia. i :n mittauksen virhe ei vaikuta j :n mittaukseen. Siis $\rho(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0$, kaikille i, j , kun $i \neq j$, $i, j = 1, 2, \dots, p$.

Edellä esitetyn perusteella voidaan Nummenmaan ym. (1997, 181) ja Carminesin & Zellerin (1983, 30 - 31) mukaan osoittaa, että havaittujen ja todellisten mittalukujen odotusarvot ovat yhtä suuret eli

$$E(y) = E(T) , \quad (3-2)$$

ja että kaavasta (3-1) johdetuille variansseille pätee

$$\text{var}(y) = \text{var}(T) + \text{var}(\varepsilon) . \quad (3-3)$$

Havaitun pistemäärän varianssi on todellisen pistemäärän varianssin ja virhevari-anssin summa. Virhevari-anssin neliöjuuri $s(\varepsilon)$ on mittausvirheen keskihajonta eli mittauksen keskivirhe (*standard error of measurement*).

Klassisessa testiteoriassa kaavan (3-1) mukaiset virhetermit ε_i , $i = 1, 2, \dots, p$, eivät sisällä lainkaan systemaattista virhettä (*nonrandom error, systematic biasing*

effect) vaan ainoastaan satunnaisvirheen (*random error*) (vrt. mm. Konttinen 1981, 25 - 26; Carmines & Zeller 1983, 13 - 15, 31).

3.2 Rinnakkaismittarit

Rinnakkaismittareiden osamääritelmiä ovat:

Määritelmä 3.5

Jokaisen henkilön todellinen mittaluku on sama kaikissa rinnakkaismittareissa eli $T_{ig} = T_{ih} = \dots = T_i$, kaikille i, g, h , kun $g \neq h$ ja $i, g, h = 1, 2, \dots, p$.

Määritelmä 3.6

Jokaisen rinnakkaismittarin mittausvirheen keskihajonta on yhtä suuri eli $s(\epsilon_g) = s(\epsilon_h) = \dots = s(\epsilon)$, kaikille i, g, h , kun $g \neq h$ ja $i, g, h = 1, 2, \dots, p$.

Mittareiden rinnakkaisuuden osamääritelmistä voidaan johtaa mm. seuraavat kolme lausetta:

Lause 3.1 Rinnakkaismittareilla havaittujen pistemäärien keskiarvot ovat keskenään yhtä suuria ja samalla yhtä suuria todellisten arvojen keskiarvojen kanssa eli

$$E(y_g) = E(y_h) = E(T_g) = E(T_h) . \quad (3-4)$$

Lause 3.2 Rinnakkaismittareilla todellisten pistemäärien keskihajonnat ovat keskenään yhtä suuria eli

$$s(T_g) = s(T_h) = \dots = s(T) . \quad (3-5)$$

Lause 3.3 Rinnakkaistestien havaittujen pistemäärien keskihajonnat ovat keskenään yhtä suuria eli

$$s(y_g) = s(y_h) = \dots = s(y) . \quad (3-6)$$

Lauseen 3.3 kaavassa (3—6) sovelletaan kaavan (3—2) tietoa havaittujen ja todellisten mittalukujen odotusarvojen yhtäsuuruudesta. (Konttinen 1981, 28 - 30.)

3.3 Reliabiliteettikerroin ja mittauksen keskivirhe

Reliabiliteettikerroin (rel) määritellään havaitun ja todellisen pistemäärän välisen korrelaatiokertoimen neliöksi eli

$$rel = \rho^2 (T,y) . \quad (3-7)$$

Voidaan osoittaa, että reliabiliteettikerroin on yhtä suuri kuin mittarin todellisen ja havaitun varianssin suhde eli

$$rel = \rho^2(T,y) = \frac{var(T)}{var(y)} . \quad (3-8)$$

Edelleen

$$rel = 1 - \frac{var(\varepsilon)}{var(y)} . \quad (3-9)$$

Reliabiliteettikerroin siis ilmaisee, kuinka suuren osan todelliset pistemäärät selittävät havaittujen muuttujien varianssista. Toisin sanoen havaitun muuttujan y reliabiliteettikerroin on sitä vastaavan todellisen mittaluvun T mitta tai mittaamiskyvyn estimaatti. (Nummenmaa ym. 1997, 181 - 182; Konttinen 1981, 30 - 31; Car-

mines & Zeller 1983, 31.) Teoreettisesti reliabiliteetin suuruus on suljetulla välillä [0,1], vaikka se käytännössä onkin avoimella välillä (0,1).

Edellä määritelty reliabiliteettikerroin on teoreettinen käsite, joka soveltuu muihinkin testiteorioihin. Reliabiliteettikerrointa ei voida määrittää suoraan, koska mittarin todellisia pistemääriä ei tunneta. Rinnakkaismittausten tapauksessa sille voidaan edellä esitetyn perusteella johtaa kaava:

$$\text{rel} = \rho^2(T,y) = \rho(y_j, y_k), \quad (3-10)$$

jossa y_j on yhden mittauksen havaittu pistemäärä ja vastaavasti y_k on sen rinnakkaismittauksen havaittu pistemäärä. Mittauksen *reliabiliteettikerroin on yhtä suuri kuin kahden rinnakkaismittauksen havaittujen pistemäärien välinen korrelaatiokerroin*. Kerroin osoittaa samalla kertaa molempien mittarien reliabiliteetin. (Konttinen 1981, 31; Nummenmaa ym. 1997, 182.)

Edelleen voidaan esittää, että mittauksen keskivirhe (mittausvirheiden keskihajonta, *standard error of measurement*) saadaan arvioituksi reliabiliteettikerroimen avulla:

$$s_e = s_y \sqrt{1 - \text{rel}}. \quad (3-11)$$

Klassisen testiteorian tulokset pätevät riippumatta muuttujien jakaumista. (Nummenmaa ym. 1997, 182.) Kaikki teoreemat siis pätevät mille tahansa jakaumalle, kunhan tehdyt oletukset ovat muuten voimassa. Jakaumaoletusten kautta voidaan löytää monia käytännön sovelluksia (vrt. Konttinen 1981, 35 - 36).

3.4 Mittarin pidentäminen ja reliabiliteettikerroin

Mittausvirhettä voidaan pienentää ja vastaavasti reliabiliteettia suurentaa toistamalla mittausta. Sama vaikutus saadaan pidentämällä mittaria esimerkiksi lisäämällä osioita tai käyttämällä mittalukuna useamman rinnakkaismittauksen mittalukujen summaa (tai keskiarvoa eli summa jaettuna mittausten lukumäärällä). Voidaan osoittaa, että p -kertaiseksi pidennetyn mittarin reliabiliteetti muuttuu seuraavan ns. *Spearman-Brownin kaavan* mukaan

$$rel(p) = \frac{p \, rel(1)}{1 + (p-1) \, rel(1)}, \quad (3-12)$$

jossa $rel(1)$ on yhden mittauksen reliabiliteetti ja $rel(p)$ on p :n mittauksen summan (tai keskiarvon) reliabiliteettikerroin. (Nummenmaa ym. 1997, 182 - 183.)

Kaavaa (3—12) voidaan soveltaa silloinkin, kun p on desimaali- tai murtoluku, ja riippumatta siitä, onko p suurempi vai pienempi kuin yksi. Kaava sopii siis sekä testin pidentämiseen että lyhentämiseen. Täten sillä voidaan estimoida myös kahden osatestin välinen keskimääräinen korrelaatio, jos osatehtävät voidaan olettaa rinnakkaismittareiksi. Tällöin p :n paikalle sijoitetaan luku $1/n$ eli osioiden lukumäärän n käänteisluku. (Konttinen 1981, 41.)

Spearman-Brownin kaava on hyvin käyttökelpoinen edellyttäen, että mittari todellakin voidaan jakaa *rinnakkaisiin* osiin. Usein mittari jaetaan kahteen osaan, esimerkiksi *split-half*-kertoimella: parilliset toiseen osioon, parittomat toiseen (*even-odd*-kerroin). Mittari voidaan kuitenkin jakaa kuinka moneen osaan tahansa. Tällöin tehtäväksi tulee osioiden rinnakkaisuuden varmistaminen jollakin seuraavasta neljästä tavasta:

1. otetaan kukin osio vuorollaan kuhunkin osamittariin,

2. valitaan osiot kuhunkin mittariin satunnaisesti,
3. yritetään saada osamittarit osio osiolta rinnakkaisiksi (*matched parallel tests*) ja
4. jaetaan mittari jollakin edellä mainituista keinoista osiin ja kukin esitetään erikseen.

Jos osioiden rinnakkaisuus on voimassa, voidaan koko mittarin reliabiliteettikerroin estimoida luotettavasti. Ellei rinnakkaisuutta voida taata, on syytä käyttää jotain muuta menetelmää (esimerkiksi alfa-kerrointa). (Konttinen 1981, 41.)

3.5 Reliabiliteettikertoimen määrittäminen rinnakkaismittauksista

Reliabiliteettikertoimen suuruus voidaan määrittää joko rinnakkaismittauksista tai jakamalla mittari useampaan osamittariin. Menetelmiä on useita ja rinnakkaismittauksia voidaan Nummenmaan ym. (1997, 184) ja Konttisen (1981, 33) mukaan tuottaa mm. seuraavilla tavoilla:

- rinnakkaisversioiden metodi,
- toistomittaukset,
- split-half -metodi ja
- rinnakkaisarviointien metodi.

Mittausten rinnakkaisuus voi tarkoittaa useita eri asioita. Tästä johtuen reliabiliteettikertoimet kuvaavat hyvin erilaisia mittausvirheiden lähteitä. Tutkijan onkin aina ensin selvitettävä, mitkä virhelähteet ovat merkityksellisiä tutkimusongelmien kannalta tai mitkä niistä voivat vaikuttaa tuloksiin. Tämän jälkeen tutkija voi yrittää tuottaa sellaiset rinnakkaismittaukset, jotka voivat paljastaa kyseisten virhelähteiden suuruuden. (Nummenmaa ym. 1997, 185.)

Milloin mittarit ovat rinnakkaisia?

Lause 3.4 *Mittarin kaikilla rinnakkaisversioilla on sama validiteettikerroin. Sen suuruus on suoraan verrannollinen mittarin todellisen pistemäärän validiteettikertoimeen ja mittarin reliabiliteettikertoimen neliöjuureen. (Konttinen 1981, 32.)*

Edellä esitetystä lause 3.4 sekä kaavat (3—4), (3—6) ja (3—10) tulkintoineen osoittavat ne ehdot, jolloin mittareita voidaan pitää rinnakkaisina:

Mittaukset ovat rinnakkaisia, jos niiden havaittujen pistemäärien keskiarvot, hajonnat ja mittareiden pistemäärien väliset korrelaatiokertoimet ovat yhtä suuret, ja lisäksi mittareiden validiteettiker-
toimet eli korrelaatiokertoimet ovat muihin mittareiden pistemää-
riin nähden yhtä suuret. (Nummenmaa ym. 1997, 185; Konttinen
1981, 33.)

3.6 Klassisen testiteorian vaihtoehtoisia malleja

Edellä esitettiin, että klassinen testiteoria edellyttää kuusi perus- tai lisäoletusta, joita kuitenkin käsitellään kuten aksioomia tai määritelmiä (määritelmät 3.1 - 3.6). Sama teoria voidaan esittää myös toisin. Edellä esitettiin testiteoriaa virhekomponentin määritelmän avulla. Vastaavat teoreettiset tarkastelut voidaan esittää myös todellisen mittaluvun määritelmään nojautuen (vrt. Konttinen 1981, 43 - 45). Siten itse teoria ei oleellisesti muutu mihinkään — vain tarkastelutapa muuttuu.

Vaihtoehtoisia teorioita enempää esittelemättä totean, että jälkimmäisessä tarkastelutavassa virhekomponentista ei oleteta muuta kuin, mitä määritelmässä 3.1 todettiin. Mallintamisen kannalta tämän teorian tarkastelutapa on hyvin robusti virhekomponenttiin nähden. (Ks. Konttinen 1981, 44.) Toisaalta jälkimmäinen lähestymistapa ei vaadi lainkaan oletuksia henkilöiden keskiarvoista, hajonnoista eikä korrelaatiosta. Riittää, että henkilö, jonka pistemääriä tarkastellaan, oli satun-

naisesti valittu, ja että henkilönsisäiset oletukset on hyväksytyt. (Ks. Konttinen 1981, 44 - 45.)

Jos oletukset väljentyvät vielä koskemaan sekä havaitun että todellisen komponentin keskiarvoa siten, että keskiarvojen yhtä suuruudesta luovutaan, saadaan *olennaisesti rinnakkaisia* mittareita. Mittarien tuottamat mittaluvut eivät ole suoraan vertailukelpoisia muiden tulosten kanssa, vaan mittareita on ensin verrannettava eli tehtävä yhteismitallisiksi. (Konttinen 1981, 45.)

3.7 τ -ekvivalentit, olennaisesti τ -ekvivalentit sekä kongeneeriset mittarit

τ -ekvivalentit ja olennaisesti τ -ekvivalentit mittarit ovat astetta lievempiä oletustensa suhteen kuin rinnakkaiset ja olennaisesti rinnakkaiset mittarit. Täten ne myös sopivat useammin mittareiden teoreettisiksi malleiksi kuin edellä käsitellyt mittarit. Molempia nimitetään yhteisesti ekvivalenteiksi mittareiksi.

Määritelmä 3.7

Kaksi mittaria ovat *τ -ekvivalentteja*, jos henkilön todellinen pistemäärä on mittareissa sama, vaikka mittauksen keskivirheet ovat mahdollisesti erisuuria eli $T_{im} = T_{in}$ ja mahdollisesti $s(\epsilon_m) \neq s(\epsilon_n)$.

Määritelmä 3.8

Kaksi mittaria ovat *olennaisesti τ -ekvivalentteja*, jos henkilön todellinen pistemäärä yhdessä niistä on sama kuin hänen todellinen pistemääränsä toisessa mittarissa vakiolla korjattuna, vaikka mittauksen keskivirheet ovat mahdollisesti erisuuria eli $T_{im} = T_{in} + v_{in}$ ja mahdollisesti $s(\epsilon_m) \neq s(\epsilon_n)$.

Ekvivalenttien mittareiden oletetaan mittaavan vain yhtä ominaisuutta, mutta mittarin tarkkuus eli keskivirhe voi vaihdella. Lisäksi olennaisesti τ -ekvivalenttien

mittareiden mitta-asteikon nolllapiste voi vaihdella. Tarkkaan ottaen määritelmät voivat koskea vain muuttujia, kuten y_i , T_i ja ε_i , mutta eivät mittavälineitä. (Konttinen 1981, 45 - 46.)

Määritelmä 3.9

Kaksi mittaria ovat *kongeneerisiä*, jos henkilön todellinen pistemäärä yhdessä niistä on lineaarista muunnosta vaille sama kuin hänen todellinen pistemääränsä toisessa mittarissa eli

$$T_{im} = c_{in} + b_{in} T_{in}.$$

Mittauksen keskivirheet voivat olla erisuuria.

Saman mittarin kongeneeriset mittarit mittaavat samaa ominaisuutta, mutta niiden nolllapisteet ja mittayksiköt voivat vaihdella. (Konttinen 1981, 50.)

Ekvivalentteihin mittareihin pätevät klassisen testiteorian perusoletukset 1 - 4 eli määritelmät 3.1 - 3.4. Kun mittausvirheet oletetaan kuitenkin erisuuriksi, niin ekvivalenttien mittareiden havaittujen pistemäärien hajonnat ja varianssit ovat erisuuria. Tällöin mittareiden väliset korrelaatiotkaan eivät enää ole yhtä suuria. (Konttinen 1981, 46.)

Rinnakkaismittausten tapauksessa johdettiin kaava (3—10):

$$rel = \rho^2(T,y) = \rho(y_j,y_k).$$

Tämä ei enää päde ekvivalenteille eikä kongeneerisille mittareille. Myöskään Spearman-Brownin kaava ei ole enää voimassa.

Ekvivalenteille mittauksille voidaan johtaa seuraava reliabiliteettikertoimen estimaatti. Estimaattia kutsutaan *Cronbachin α -kerroimeksi*:

$$rel(p) = \alpha = \frac{p}{p-1} \left(1 - \frac{\text{Osioiden varianssien summa}}{\text{Osioiden summan varianssi}} \right). \quad (3—13)$$

Kaavassa (3—13) oletetaan, että käytettävissä on p kappaletta rinnakkaisia tai τ -ekvivalenttia mittaria tai mittausta. *Osioiden varianssien summa* tarkoittaa p :n mittarin varianssien summaa eli $\sum s_i^2$, kun $i = 1, 2, \dots, p$. *Osioiden summan varianssi* tarkoittaa p :n mittarin mittalukujen summapistemäärän (tai keskimääräisen pistemäärän) varianssia. (Nummenmaa ym. 1997, 186.)

Edellä α on jo sellaisenaan p :n mittarin summapistemäärän reliabiliteettikertoimen estimaatti eikä siihen pidä enää soveltaa Spearman-Brownin kaavaa. Mikäli osamittarien mittaluvut saavat vain kaksi arvoa (esimerkiksi 0 tai 1), niin saatua kerrointa kutsutaan *Kuder-Richardson 20* -kertoimeksi. Mikäli mittarit ovat hyvin eripituisia, voidaan reliabiliteettikertoimen estimoimiseen tarvita muita kaavoja (ks. esimerkiksi Kontinen 1981, 50 - 51). (Nummenmaa ym. 1997, 186 - 187.)

Osoitetaan seuraavana, että τ -ekvivalenteille testeille skaalan S reliabiliteetti

$$\text{rel}(S) = \rho^2(S, T) = \alpha, \quad (3—14)$$

jossa $S = \sum y_i$, kun $i = 1, 2, \dots, p$ ja T on havaittujen muuttujien todellinen pistemäärä (vrt. mm. Bollen, 1989, 215 - 216).

Bollenin (1989, 215) mukaan

$$\text{rel}(S) = \rho_{S,T}^2 = \frac{p^2 \text{var}(T)}{\text{var}(S)}. \quad (3—15)$$

Edelleen

$$\begin{aligned} \text{rel}(S) &= \frac{p^2 \text{var}(T)}{\text{var}(S)} \\ &= \frac{p(p-1) p \text{var}(T)}{(p-1) \text{var}(S)} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&= \frac{p}{p-1} \frac{p^2 \operatorname{var}(T) - p \operatorname{var}(T)}{\operatorname{var}(S)} \\
&= \frac{p}{p-1} \frac{p^2 \operatorname{var}(T) + \sum_{i=1}^p \operatorname{var}(\varepsilon_i) - p \operatorname{var}(T) - \sum_{i=1}^p \operatorname{var}(\varepsilon_i)}{\operatorname{var}(S)} \\
&= \frac{p}{p-1} \frac{\operatorname{var}(S) - [p \operatorname{var}(T) + \sum_{i=1}^p \operatorname{var}(\varepsilon_i)]}{\operatorname{var}(S)} \\
&= \frac{p}{p-1} \left(1 - \frac{\sum_{i=1}^p \operatorname{var}(y_i)}{\operatorname{var}(S)} \right). \tag{3—16}
\end{aligned}$$

On muistettava, että α -kerroin ei ole yleisessä kongeneeristen testien tapauksessa reliabiliteettikerroin siten kuin se luvun 3.3 alussa kaavassa (3—8) määriteltiin. Kaavassa (3—8) kerroin on todellisen ja havaitun pistemäärän välisen korrelaatiokerroimen neliö, mutta nyt α on reliabiliteettikerroimen alarajan estimaatti. Jos p :lle mittarille pystyttäisiin konstruoimaan täsmälleen p :n mittainen rinnakkaismittari, niin tällöin reliabiliteettikerroin olisi yhtä suuri kuin rinnakkaismittareiden havaittujen pistemäärien välinen korrelaatiokerroin. Tätä malliajattelua hyväksikäyttäen Cronbachin alfaa yritetään estimoida, vaikka toista rinnakkaismittaria ei olisi edes tuotettu. Toisin sanoen α :n estimoinnissa joudutaan käyttämään mittarin 'sisäistä' informaatiota, jolloin α itse asiassa osoittaa vain sitä, kuinka voimakkaasti p kappaletta osamittaria korreloivat keskenään. Siten alfaa nimitetään myös *sisäisen johdonmukaisuuden kertoimeksi (coefficient of internal consistency)*. (Nummenmaa ym. 1997, 187.)

4 TAUSTAN JA AINEISTON KUVAUS

Tässä luvussa esittelen lyhyesti judoon liittyvää taustatietoutta sekä kerron, miten aineistoni on hankittu. Työni on ensisijaisesti tilastotieteen opinnäytetyö, joten olen koettanut välttää liiallista filosofointia. Filosofisiin tulkintoihin palaan suppeasti luvussa 7.

4.1 Budolajien taustasta

Judoon keskittyvän työni ohella valotan hieman budolajeja yleensä. Lähes kaikki budolajit (vrt. seuraava kappale) ovat alkuperältään Kaakkois- ja Itä-Aasiasta. Budolajit (*budo sports*) olivat länsimaissa suhteellisen tuntemattomia aina II maailmansodan loppumiseen saakka. Poikkeuksena olivat Englanti, Saksa ja Ranska sekä Yhdysvallat, joihin judo tuli jo tämän vuosisadan alussa. (Marwood 1995, 8; Kokkonen 1994, 9; Myllylä & Pilviö 1994, 10.)

Budo on yleis- tai yhteisnimitys kaikille *japanilaisille* kamppailulajeille, joista tunnetuimpia ovat judo, ju-jutsu, aikido ja karate (Niiniketo 1982, 23). Jos Niiniketon esittämää määritystä halutaan tulkita ahtaasti, niin siten esimerkiksi muualla Aasiassa kehitetyt *itämaiset kamppailu-* tai *taistelulajit (martial arts)*, kuten *kung fu* tai *tai chi*, eivät olisi budolajeja. Toisaalta kirjoittajan omaksuma tulkinta lienee jo muutenkin vakiintunut suomen kieleen; budolajit on *itämaisten itsepuolustus- ja taistelulajien yhteisnimitys* (Sorsa & Turtia 1996, 42).

Budolajien synnystä ei ole varmaa tietoa. Varhaisimmat japanilaislähteet kertovat jiu-jitsulle hyvin läheisen lajin sumon eli sumopainin iäksi noin 2 000 vuotta. Tämä on kuitenkin karkea arvio, koska tiedot jiu-jitsun (eli ju-jitsun) iästä ovat epätarkkoja. Jiu-jitsuun sisältyvät taidot olivat japanilaisen sotilasluokan eli samurait-

ten ase taistelussa vihollista vastaan. Näitä taitoja pyrittiin kaikin mahdollisin keinoin salaamaan jopa muilta japanilaisilta. Oppi periytyi sukupolvelta toiselle tarkoin vartioitujen sopimusten mukaisesti.

Kulttuurillisesti Japani oli hyvin pitkään täysin suljettu saarivaltio. Vasta kommodori Perryn (1794 – 1858) vaikutuksesta Japani avasi Deshiman saarella olevan kauppapaikan lisäksi myös muita satamiaan ulkomaalaisille kauppaluksille. Deshiman saarella kävi vain kaksi kauppalaivaa vuodessa, ja saarella eläneet hollantilaisetkin elivät lähes vankeudessa. Poliittisen suunnanmuutoksen kautta oppi salaisimmistakin budolajeista, kuten myös jiu-jitsusta, levisi vähitellen Japanin ulkopuolelle. (Jensen 1993, 9.)

Budolajeille on ominaista askeettinen ja kurinalainen elämäntapa ja elämänfilosofia. Lisäksi kaikkiin itämaisiin taistelulajeihin liittyy läheisesti bushidohenki (*bushido*). Bushido tarkoittaa vapaasti käännettynä budosoturin tietä — bu tarkoittaa *martial arts* (itämaisen kamppailulajin harrastaja), *shi warrior* (soturi) ja *do the way* (tie). Bushido sisältää seitsemän hyvettä: oikea asenne, rohkeus, lähimmäisenrakkaus, mielen tyyneys, oikeudenmukaisuus, kunniantunto ja uskollisuus. Tärkein soturin ja siten myös budoharrastajan ominaisuus on mainittu ensimmäisenä. Ilman oikeata asennetta kaikki harjoittelu on turhaa. (Deshimaru (1988) Perämäen (1994, 4) mukaan.) Esimerkkinä oikeasta asenteesta voisi olla eräs zen-munkkien periaatteista, "yksi ainoa asia kerrallaan täysin keskittyneesti" (Jensen 1993, 7). Sama ajatus voidaan esittää näinkin: "mitä teetkin, niin tee se juuri niin hyvin kuin osaat ja pystyt".

Toinen piirre budolajeissa on uskonnollissävyytteinen mietiskely tai uskontofilosofia. Usein lähdekirjallisuudessa mainitaan budolajien läheinen suhde zen-filosofiaan, zen-uskontofilosofiaan tai zenbuddhismiin. Lienee makuasia, miten asiaa tulkitaan. Kulttuuriantropologisesti siinä tuskin juuri erehdytään vaikka käsitteet yhdistettäisiinkin.

Kuinka paljon bushidon tai zenin henki sitten hallitsee eri budolajien harrastusta? Tämä riippuu hyvin paljon koulukunnan suuntauksesta sekä ohjaajista. Myös harrastajien halu ymmärtää lajiaan sekä sen velvoitteita vaikuttaa henkiseen ilmapiiriin. Merkityksetöntä ei ole myöskään harrastajien asenne lajiaan ja muita harrastajia kohtaan. On täysin eri asia vain puhua vakuuttavasti ja uskottavasti jostakin teoreettisesta ajatusmallista kuin uskoa, elää ja toimia tämän mallin mukaisesti kaikkialla missä sattuu liikkumaan.

4.2 Judon tulo Suomeen

Suomeen varhaisimmat budolajit tulivat 1950-luvulla. Judotoiminnan voidaan katsoa alkaneen Suomessa 1950-luvun puolivälissä Japanin lähetystösihteerin Shimegi Tagamin toimesta. Tagami aloitti tuolloin judon opetuksen Helsingissä. Ensimmäisten oppilaiden joukossa olivat mm. Väinö Haukka, josta tuli Suomen ensimmäinen mustan vyön haltija, sekä Torsten Muren, jonka vetämänä Suomen judoliitto perustettiin vuonna 1958. (Myllylä & Pilviö 1994, 10.)

4.3 Judon periaatteita

Suomessa harrastetaan Kodokan judoa ja kilpaillaan Kodokan judon sääntöjen mukaan. Jigoro Kano kehitti judon jiu-jitsun pohjalta 1880-luvulla. Kano perusti vuonna 1882 Kodokanin judoinstituutin, jossa tutkittiin ja laadittiin judon koulutukselliset tavoitteet. Nämä tavoitteet kirjattiin Kodokanissa noin vuonna 1887. (Kodokan Judo (1964) Kokkosen (1994, 9) mukaan.)

Kanon kehittämässä Kodokan judossa on kaksi tärkeätä ja samalla ohjaavaa perusajatusta. Ensimmäinen ajatus on *maksimaalisen tehon periaate*. Voima, liike ja toiminta suunnataan mahdollisimman tehokkaasti juuri siihen suuntaan, jossa

tehokkuus saavuttaa maksiminsa. Toinen ajatus on *yhteisen hyvän periaate*. Tällä tarkoitetaan sitä, että vaikka kilpailijat *taistelevatkin* toisiaan vastaan, he silti kouluttavat ja opettavat toinen toisiaan. Judon henkinen päämäärä toteutuu vasta silloin, kun judoka osaa soveltaa filosofiaansa jokapäiväisessä elämässään eikä vain dojolla. (Jensen 1993, 11.)

Judon tunnetuimmat pääperiaatteet voidaan mielestäni esittää kolmena harrastajalle asetettuna päätavoitteena. Nämä ovat *fyysisen kunnon lisääminen ja motorisen kehityksen edistäminen (varmistaminen), henkisen voiman ja teknisen taidon hallitseminen niin harjoittelussa kuin kilpailussakin sekä henkisen kestävyyyden voimistaminen kaikissa tilanteissa*. Usein nämä tavoitteet esitetään hieman toisin. Jensen (1993, 10 - 11) esimerkiksi esittää asian näin: "Judon avulla pyritään 1. fyysiseen kehitykseen, 2. tekniseen kehitykseen, jonka sovellus tapahtuu ottelussa, ja 3. henkiseen kehitykseen." Edelleen Jensen päätteli, että kolmas kehityksen vaihe saavutetaan vasta kahden edellisen kehitysvaiheen jälkeen.

Katson kuitenkin edellisessä kappaleessa esittämäni formuloinnin paremmin kuvastavan lajille tyypillisten ominaisuuksien ja vaatimusten sekä lajin harrastajalta vaadittavien henkisten ja fyysisten ominaisuuksien välisiä kausaliteetteja. Täten judo on paljon muutakin kuin vain pelkkä kilpailulaji tai osa ikivanhaa taistelulajia. Valitettavan usein judoa tarkastellaan vain puhtaasti urheilun näkökulmasta ja urheilun kilpailullisista vaatimuksista lähtien. Usein saatetaan unohtaa judon henkisen kasvatuksen ja kehityksen merkitys harrastajalleen. Siten judolla on myös merkittävä sosiaalinen ja kasvattava aspekti nyky-yhteiskunnassa.

Jigoro Kano harjoitteli aluksi jiu-jitsua useammankin mestarin kanssa. Kanon harjoittellessa jiu-jitsua hänen huomionsa ja ihmettelynsä kiinnittyi jiu-jitsun hyvinkin puutteellisiin tekniikoihin. Jopa eri kouluilla oli omat variaationsa. Hän kyseenalaisti tai kritisoi jiu-jitsun näennäisen taidokkaita mutta päämäärättömiä tekniikoita. Hänen suurimmat ihmettelynsä kohdistuivat siihen, ettei jiu-jitsussa ole yksittäistä tai yhteistä periaatetta, jota voidaan soveltaa kaikissa tilanteissa. (Jensen 1993, 10; Marwood 1995, 8 - 9; Kokkonen 1994, 8 - 9.)

Tarkoitukseni on ollut valaista joitakin näkökulmia budolajien sekä judon taustasta, jotta lukija voisi helpommin seurata niitä ilmiöitä ja tapahtumia, joiden katson olevan tutkimukseni päätelmien kannalta oleellisia. Aihetta pyrin käsittelemään Kodokan judon hengessä.

4.4 Seuran historiaa

Jyväskylän Jigotai ry. on Keski-Suomen suurin ja vanhin budolajien erikoisseura, jonka lajivalikoimaan kuuluvat nykyään aikido, judo, ju-jutsu, karate sekä taiji. Seura perustettiin vuonna 1970, jolloin toiminta keskittyi judoon. Judon alkusäys näkyy myös seuran nimessä *jigotai*. Jigotai tarkoittaa budoterminä erästä judon perustajan Jigoro Kanon suosimaa puolustusasentoa. (Roiko-Jokela 1990, 4.)

Seuran toiminta laajeni perustamisen jälkeen. Karatejaosto aloitti toimintansa vuonna 1974 ja ju-jutsu tuli mukaan keväällä 1981. Aikidon harjoittelu aloitettiin vuonna 1985 Jyväskylän yliopistolla toimineessa Campus Do -seurassa. (Roiko-Jokela 1990, 4.) Campus Do:n aikidokat liittyivät keväällä 1993 Jigotaihin aikidojaostoksi. Vuonna 1996 Jigotain toimintaan tuli uutena lajina Yang-tyylin taiji.

Jigotai ei ole pyrkinyt erikoistumaan mihinkään budolajiin erityisesti, vaan on aina mahdollisuuksiensa mukaan pyrkinyt edistämään lajejaan tarkoituksen ja kysynnän mukaan. Seuraan ei myöskään pyritä houkuttelemaan junioreita muista seuroista; seura tarjoaa yhteistyötä alueen muille seuroille. Joidenkin kanssa tässä on onnistuttukin. (Roiko-Jokela 1990, 51 - 52.)

4.5 Tutkimuksen tausta ja aineiston kuvaus

Aloitin tämän työn Jyväskylän yliopiston täydennyskoulutuskeskuksen järjestämän Tietotyön yrittäjäkoulutus -kurssin (25.3. - 15.9.97) ohessa. Sovin Jigotain judojaoston puheenjohtajan Heikki Roiko-Jokelan kanssa mahdollisuudesta tehdä pro gradu -tutkielma seurakyselynä judojaoston sisällä. Keskustelimme puheenjohtajan kanssa alustavasti tutkimustavastani sekä kysymysteni sisällöstä. Kysymykseni muotoutuivat jatkossa hieman erilaisiksi kuin olin alun perin suunnitellut. Työn ohjauksen alustavan ja varmistavan keskustelun kävin tilastotieteen laitoksella professori Esko Leskisen kanssa. Aloitin työni viikolla 13/1997 kyselylomakkeiden suunnittelulla (ks. liitettä 1a).

Jaoin kyselylomakkeet yhtä kappaletta lukuun ottamatta *henkilökohtaisesti* seuran harjoitusvuoroilla 5.4. – 29.4.1997. Lomakkeen sai yhteensä 87 henkilöä. Lomakkeiden saaneista 79 oli jaoston omia judojäseniä ja 8 seuran ulkopuolisia aikuisjudokoita. Jatkoin huhtikuun 24. päivänä vastausaikaa 14.5. asti (vrt. liitettä 1b).

Sain vastauksia 16.5.1997 mennessä yhteensä 40 kappaletta, joista 12 oli palautettu harjoitusten yhteydessä ja 27 postitettu. Palautusprosentti oli 46. Vastauksista hyväksyin tutkimukseen 39 kappaletta. Hylkäsin yhden vastauslomakkeen liian monen puuttuvan havainnon vuoksi. Koodasin ja syötin aineiston suoraan SPSS -ohjelmistolle (muuttujat 1 – 20). Muuttujalista esitetään liitteessä 2. Aineistoa muokkasin mahdollisimman vähän ja senkin perustellusti, aineistomuokkaukset esitetään liitteessä 3.

5 AINEISTON ALUSTAVAT TARKASTELUT JA TULOKSET

Käytettävissä ei ole aineistoon sopivaa ennakkotietoa eikä -hypoteeseja, joten tutkimus aloitetaan klassisesta, eksploratiivisesta faktorimallin rakentamisesta. Mallista käytetään myös nimitystä rajoittamaton (*unrestricted*) faktorimalli. Eksploratiivista ratkaisua etsittäessä ei etukäteiskiinnitysten käyttö ole mielekästä.

Eksploratiivisessa faktorianalyysissä estimointiin käytiin SPSS for Windows 6.1 -version *Factor*-ohjelmaa (SPSS Inc. 1992, Norušis 1994). Otokorrelaatiomatriisin sovitteet R eivät muutu käytettiin pä sitten ortogonaalista *varimax*- tai vinokulmaista *direct oblimin* -rotatointimenetelmää. Edellisessä menetelmässä faktorit oletetaan korreloimattomiksi, jälkimmäisessä faktoreiden korrelointi sallitaan.

Mallintamiseen otetaan mukaan alkuperäisestä muuttujalistasta muuttujat 6 – 14 sekä 16 – 21 (ks. liitettä 2). Huomattakoon, että muuttujat 15 ja 16 (UKEMI, UKEMI_2) ovat itse asiassa samoja, jälkimmäisessä mittarin suunta on vain päinvastainen edelliseen nähden. Lisäksi puuttuville havainnoille on valittu korvaavaksi estimaatiksi moodi — onhan se tyypillisin vastausarvoista (ks. liitettä 3).

5.1 Faktoreiden lukumäärän arviointi

Mallia alustavasti tutkittaessa lähtökohdaksi valitaan otoksesta saatava estimoitu otokorrelaatiomatriisi R . Analysointimenetelmäksi valitaan *pääakselimenetelmä* (*principal axis factoring, PAF*). Alustava faktoreiden lukumäärän arviointi suoritetaan ilman rotatointia iteroivaa pääakselimenetelmää käyttäen. Saatu otokorrelaatiomatriisi R esitetään liitteessä 4.

Otokorrelaatiomatriisista havaitaan, että muuttujilla LEIKKI, RANDOR_M ja RANDOR_P ovat suhteellisen vähäiset lataukset (korrelaatiot) muihin havaittuihin

muuttujiin nähden. Itseisarvoiltaan jokaisen äskeisen muuttujan yksittäinen korrelaatio on alle 0.33. Jatkossa lienee perusteltua jättää nämä muuttujat tutkittavan aineiston ulkopuolelle.

Alustavista tuloksista (*initial statistics*) voitaneen päätellä, että aineistoa voidaan jatkossa kuvata kolmella faktorilla. Ovathan kolme suurinta ominisarvoa (*eigenvalue*) — 4.52, 1.68, 1.55 — selvästi muita suurempia ja niiden tuottama selityksaste kokonaisvariانسista noin 51,7 %. Loput yli ykkösen olevat ominisarvot ovat suuruudeltaan 1.29, 1.26 sekä 1.07. (Ks. liitettä 4.)

Jatkossa lienee tarpeetonta analysoida *varimax*-menetelmän tuottamaa ratkaisua lainkaan, sillä aineistoon mahdollisesti sopivat faktorit epäilemättä korreloivat. Tutkimukseen valitut kysymykset oli aseteltu siten, että yleisestä harjoituskokemuksesta ja harjoituskäyttäytymisestä saadaan vastauksissa toisiinsa liittyvää informaatiota. On varmasti täysin perusteltua odottaa, että muuttujien taustalla vaikuttavat latentit muuttujat eli faktorit ovat korreloituneita, koska saadut vastaukset epäilemättä liittyvät hyvin läheisesti toisiinsa. Sen sijaan korreloinnin voimakkuudesta ei luonnollisestikaan voi etukäteen olla tarkempaa tietoa.

5.2 Faktorointi eli faktoreiden eristäminen

Kolmen faktorin tapauksessa etsitään alustavaa ratkaisua latausmatriisille Λ . Faktoroinnissa käytetään edelleen iteratiivista pääakselimenetelmää. Edellä esitettyjen syiden takia rotatoinnissa käytetään jo nyt *direct oblimin* -menetelmää, jolloin faktorit saavat korreloida keskenään. Kun iterointi on suoritettu loppuun ja latausmatriisille saatu alustava ratkaisu, voidaan havaittujen muuttujien kommunaliteettien perusteella arvioida muuttujien tarpeellisuutta itse faktorimalliin (Leskinen 1987, 50 - 51). Tärkeimmät alustavat tulokset esitetään liitteessä 5.

Näyttää ilmeiseltä, että aiemmin mainitut kolme muuttujaa, LEIKKI, RANDOR_M

ja RANDOR_P, voidaan jättää alustavan eksploratiivisen faktorimallin ulkopuolelle. Muuttujien LEIKKI, RANDOR_M ja RANDOR_P kommunaliteetit ovat selvästi alle 0.10. Myöskään alustavassa faktorimallissa nämä muuttujat eivät saaneet merkittäviä latauksia. Itseisarvoltaan suurin lataus on noin 0.22 (ks. liitettä 5). Lisäksi olettaimus faktoreiden keskinäisestä korreloinnista oli oikea. Korrelaatioiden itseisarvot ovat välillä 0.19 – 0.30 (ks. liitettä 5).

Lisäksi vaikuttaa siltä, että edellä mainitut havaitut muuttujat eivät ehkä tuo lisäinformaatiota faktoreiden tulkintaan. Täten *direct oblimin* -menetelmä tulee suorittaa uudelleen ilman LEIKKI, RANDOR_M ja RANDOR_P -muuttujien vaikutusta dataan.

Mainittakoon, että myöskään UKEMI_2 -muuttujan kommunaliteetti (0.18) ei ole kovin korkea. Muuttujan mukanaoloa mallissa voidaan perustella esimerkiksi *ukemin* käytännön merkityksestä judoharrastajalleen. Ukemin hallinta on välttämätöntä jokaiselle judokalle, sillä ilman sitä judoka ei osaa kaatua eikä näin ollen voi toimia esimerkiksi heitoissa *ukena*. Toisaalta ukemimuuttujan sisältämä informaatio sekä sen mahdollisesti tuoma *asennekuva* saattaa olla hyödyksi mallia edelleen kehitettäessä.

Todettakoon, että faktoroinnin yhteydessä estimoitavat muuttujien kommunaliteetit eivät enää muutu jatkorotatoinneissa alustavan — ja siten jo hyväksytyyn — latausratkaisun jälkeen. Latausmatriisin alustava ratkaisu ei useinkaan ole sisällöllisesti kovin helposti tulkittavissa, joten uusintarotointi on usein lähes välttämätöntä. (Leskinen 1987, 52 - 53.)

Direct oblimin -rotointi toistetaan pääakselimenetelmällä. Saatava ratkaisu on tämän työn eksploratiivisen faktorimallin perusta — vain tarkemmat tulkinnat puuttuvat.

5.3 Mallin tulkinta — muuttujien valinta eksploratiiviseen faktorimalliin

Tässä luvussa esitellään eksploratiivisen faktorimallin alustavia tuloksia sekä lopulliset tulokset. Tulosteet saatiin pääakselimenetelmää (*principal axis solution*) käyttäen, jonka jälkeen suoritettiin *direct oblimin* -rotointi.

Tuloste 5.1. Havaittujen muuttujien otoskorrelaatiomatriisi, $N = 39$.

	APU_OHJ	KERTAUS	O_HALLIN	O_PERUST	PERUSTEK	RASITUS	UKEMI_2
APU_OHJ	1.00000						
KERTAUS	.11722	1.00000					
O_HALLIN	.59497	.29379	1.00000				
O_PERUST	.24594	.39276	.19255	1.00000			
PERUSTEK	.36870	.35597	.12865	.40257	1.00000		
RASITUS	.26741	.29198	.21493	.44359	.20420	1.00000	
UKEMI_2	.32613	-.01181	.20475	.11242	.08791	.24407	1.00000
UUTTA	.37007	.26646	.30709	.47666	.20303	.51258	.15094
VASTATTU	.45909	.34223	.39702	.50539	.52345	.25387	.26207
VENYTYS	-.00518	.48157	.33122	.35945	-.16755	.04842	.00760
VYO_KOEV	.17233	.29675	.11489	.23081	.58438	-.00485	-.13390
YSTAVALL	.49361	.44597	.43467	.58742	.56540	.32437	.03588

	UUTTA	VASTATTU	VENYTYS	VYO_KOEV	YSTAVALL
UUTTA	1.00000				
VASTATTU	.40106	1.00000			
VENYTYS	.24105	.18726	1.00000		
VYO_KOEV	.03099	.47017	-.00682	1.00000	
YSTAVALL	.39044	.65436	.15052	.45639	1.00000

Determinant of Correlation Matrix = **.0050552**

Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy = **.73548**

Bartlett Test of Sphericity = 175.36361, Significance = **.00000**

Edellä olevassa tulosteessa on tutkimukseeni valittujen muuttujien otoskorrelaatiomatriisi. Yhdenkään muuttujan kohdalla kaikki korrelaatiot eivät enää ole kovin pieniä — itseisarvoltaan pienin muuttujakohtainen maksimikorrelaation arvo on .326 muuttujalla UKEMI_2. Determinantin arvo on .005, KMO-mitan arvo .735 sekä Bartletin testisuureta vastaava p -arvo .000, jotka ilmaisevat korreloituneisuutta muuttujien välillä. Faktorianalyysin suorittamiselle on näiden tulosten perusteella hyvät edellytykset.

Tilastolliset "merkitsevyysarviot" kaksisuuntaisessa Fisherin p -arvon testissä tulosten 5.1 korrelaatioille ovat (tilastollisesti erittäin merkitsevät korrelaatiot on lihavoitu tulosteessa):

- kun $r \geq .3244$, niin $.01 < p \leq .05$,
- kun $r \geq .4347$, niin $.001 < p \leq .01$ ja
- kun $r \geq .5126$, niin $p \leq .001$.

Kaikille tilastollisesti erittäin merkitseville korrelaatioille löytyy sisällöllisesti helppo tulkinta. Kaikki lihavoidut korrelaatiot muuttujien välillä liittyvät tavalla tai toisella judon opetukseen ja ovat siten hyvin merkityksellisiä lajin harrastajalle. Muuttujien PERUSTEK ja VYO_KOEV korrelointi on merkitykseltään jopa triviaali; perustekniikka on hallittava ennen vyökoetta.

Taulukko 5.1. Eksploratiivisen faktorianalyysin alustavat tunnusluvut.

Variable	Communality	*	Factor	Eigenvalue	Pct of Var	Cum Pct
APU_OHJ	.55639	*	1	4.38657	36.6	36.6
KERTAUS	.50640	*	2	1.66033	13.8	50.4
O_HALLIN	.52240	*	3	1.45956	12.2	62.6
O_PERUST	.58147	*	4	1.11981	9.3	71.9
PERUSTEK	.61963	*	5	.79390	6.6	78.5
RASITUS	.42010	*	6	.64277	5.4	83.9
UKEMI_2	.27590	*	7	.47450	4.0	87.8
UUTTA	.42702	*	8	.41978	3.5	91.3
VASTATTU	.59552	*	9	.34719	2.9	94.2
VENYTYS	.56030	*	10	.26333	2.2	96.4
VYO_KOEV	.47710	*	11	.24795	2.1	98.5
YSTAVALL	.66080	*	12	.18430	1.5	100.0

Korrelaatiomatriisin ominaisarvojen — kolme kappaletta on huomattavasti yli ykkösen — perusteella valittu faktoreiden lukumäärä näyttää sopivalta. Ominaisarvojen suuruuksissa näyttää olevan selvä katkoskohta kolmanneksi ja neljänneksi suurimman ominaisarvon välillä, joka osaltaan myös vahvistaa edellä tehtyä päätöstä.

Taulukko 5.2. Rotatoimaton faktorimatriisi A, pääakselimenetelmä (principal axis solution).

	Factor 1	Factor 2	Factor 3
YSTAVALL	.82086	-.13949	-.05503
VASTATTU	.76615	-.11122	.03380
O_PERUST	.66752	.14213	-.14077
PERUSTEK	.63808	-.53337	-.03679
APU_OHJ	.60357	-.00310	.49367
UUTTA	.55742	.29128	.14970
KERTAUS	.55351	.15899	-.39743
O_HALLIN	.52095	.24077	.18280
RASITUS	.45813	.20646	.18450
VENYTYS	.30577	.62760	-.45802
VYO_KOEV	.47110	-.52409	-.31448
UKEMI_2	.21355	.14820	.39210

Alustava rotatoimaton latausmatriisi näyttää tulkinnallisesti aika hankalalta. Rotatoiminnan matemaattinen merkitys eksploraatiivisessa tutkimuksessa perustuu siihen, ettei faktorimallin latausmatriisi ole yksikäsitteinen. Rotatoiminnalla saatavat ratkaisut ovat aineiston kannalta samanarvoisia — usein ratkaisuista valitaankin tulkinnallisesti helpoin tai käyttökelpoisin. (Leskinen 1987, 53.)

Tulkinnassa on erityisesti huomioitava, että koska käytettävissä ei ollut ennakkotai vertailevaa tietoa, niin esitettävät faktorinimitykset ovat vain kirjoittajan *subjektiivisiä näkemyksiä* latenteista muuttujista. Jatkotarkasteluissa, tavallisimmin *konfirmatoristen faktorimallien*, tai kuten tässä työssä *reliabiliteettitarkastelujen* yhteydessä, voidaan faktorit joutua nimeämään uudelleen.

Taulukko 5.3. Muuttujien kommunaliteetit eli reliabiliteetit.

Variable	Communality	*	Factor	Eigenvalue	Pct of Var	Cum Pct
APU_OHJ	.60802	*	1	3.93723	32.8	32.8
KERTAUS	.48961	*	2	1.23775	10.3	43.1
O_HALLIN	.36277	*	3	.97928	8.2	51.3
O_PERUST	.48560	*				
PERUSTEK	.69298	*				
RASITUS	.28655	*				
UKEMI_2	.22131	*				
UUTTA	.41797	*				
VASTATTU	.60050	*				
VENYTYS	.69715	*				
VYO_KOEV	.59550	*				
YSTAVALL	.69630	*				

UKEMI_2 -muuttujan kommunaliteetti .22 on suhteellisen pieni, mutta edellä esitetyn teorian vaatimuksesta muuttujaa ei poisteta mallista. "Mainittakoon, että edellä olevan taulukon ominaisarvoilla ei ole enää mitään käyttöä rotaation jälkeen, ainoastaan summaprosentilla 51.3 on tulkinnallista merkitystä." (Vrt. Nummenmaa ym. 1997, 251.)

Seuraavassa taulukossa on tämän analyysin päätulos eli *direct oblimin* -rotaation tuottamat lataukset. Aineistoa tulkitessa on 2. ja 3. faktorin etumerkit vaihdettu tulkinnallisemman ratkaisun löytämiseksi. Tämä ei ole ristiriidassa faktorianalyysin teorian kanssa (vrt. Nummenmaa ym. 1997, 246). (Vrt. liitettä 3.)

Taulukko 5.4. Direct oblimin -rotaation tuottama latausratkaisu A.

	Kilpailu Factor 1	Maltti Factor 2	Kunto Factor 3
APU_OHJ	.73191	.20279	-.18109
UUTA	.51651	.03143	.26120
O_HALLIN	.50853	.04303	.19094
UKEMI_2	.50023	-.11823	-.11702
RASITUS	.46584	.03520	.14700
PERUSTEK	.10143	.82550	-.15813
VYO_KOEV	-.21998	.80428	.00022
YSTAVALL	.31931	.60536	.18567
VASTATTU	.37840	.52376	.12484
VENYTYS	-.01614	-.21485	.86321
KERTAUS	-.00557	.30294	.56405
O_PERUST	.26807	.30631	.39990

Aineistoa edelleen tulkitessa voidaan latenttien muuttujien olettaa olevan jonkinlaisia motivaatiofaktoreita — väittämät 6 – 21 olivat harjoitusten sisältöön kohdistuvia mielipidemittareita (ks. liitettä 2). Hypoteettisesti ensimmäinen faktori voidaan tulkita *kilpailevan ja edistyvän henkilön* (lyhyesti *kilpailu*), toinen *perusteellisen ja harkitsevan henkilön* (*maltti*) ja kolmas *turvallisen harjoittelun ja fyysisen edistyksen* (*kunto*) faktoriksi.

Kukin muuttuja sijoittuu selvästi vain yhdelle faktorille yhtä poikkeusta (VASTATTU, .38) lukuun ottamatta. VASTATTU-muuttuja näyttää selittävän lievästi myös toista eli malltifaktoria. Kuitenkin ns. yksinkertaisen latausrakenteen periaate toteutuu hyvin, samoin mallin selkeys.

Eksploratiivisessa faktorianalyysissä tulosten tulkinta perustuu paljolti vain rotaatioon latausmatriisiin. Lataukset ilmaisevat, miten kukin muuttuja korreloi latentteihin muuttujiin rotaation jälkeen. Ratkaisu ei tulkinnaltaan ole yksikäsitteinen, koska lataukset muuttuvat kun rotaatiomenetelmää vaihdetaan (vrt. Nummenmaa ym. 1997, 252).

Huomattakoon lisäksi, että edellisen taulukon 5.4 lataukset **eivät ole** havaittujen muuttujien ja faktoreiden välisiä korrelaatiokertoimia kuten asia olisi ollut *varimax*- eli suorakulmaisessa (*orthogonal*) rotatoinnissa. Havaittujen muuttujien y_i ja faktoreiden η_j väliset korrelaatiot lasketaan nyt latausten ja faktoreiden korrelaatioiden avulla (Nummenmaa ym. 1997, 245 - 246). Korrelaatiot esitetään seuraavassa taulukossa. Matriisista käytetään nimitystä rakennematriisi (*structure matrix*).

Taulukko 5.5. Faktoreiden rakennematriisi.

	Kilpailu	Maltti	Kunto
APU_OHJ	.74290	.36570	.05451
UUTA	.59204	.23998	.40060
O_HALLIN	.56940	.23243	.33108
RASITUS	.51329	.20199	.27437
UKEMI_2	.43701	-.00527	-.01779
PERUSTEK	.29395	.81607	.06636
VYO_KOEV	.00697	.74228	.13757
YSTAVALL	.53747	.74011	.41281
VASTATTU	.55802	.66055	.34743
VENYTYYS	.14358	-.01172	.80740
KERTAUS	.22385	.43707	.63551
O_PERUST	.45655	.47814	.54202

Rakennematriisin kertoimet ovat siis havaittujen muuttujien ja faktoreiden välisiä

korrelaatioita. Koska faktorit ovat korreloituneita, niin struktuurimatriisin estimaatit eroavat selvästi latausmatriisista Λ .

Tuloksista havaitaan, että yksikään faktori ei ole täysin selitettävissä vain omilla latauksillaan (vrt. taulukkoa 5.4 Direct oblimin -rotaation tuottama latausratkaisu Λ). Myös muita faktoreita selvästi *eniten* selittävät muuttujat näyttävät tuottavan huomattavaa lisäinformaatiota kullekin faktorille. Tulkinnallisesti tämä ei kuitenkaan ole ristiriidassa faktoreiden nimeämisen osalta. Sisällöllisesti on nimittäin täysin perusteltua odottaa, että kilpailufaktoria selittävät myös YSTAVALL-, VASTATTU- ja O_PERUST-muuttujat, sillä ne ovat omalta osaltaan hyvin saman sisältöisiä kuin kilpailufaktorin kolme muutakin opetuksellista muuttujaa, APU_OHJ, UUTTA ja O_HALLIN.

Vastaavasti myös malttifaktoriin voidaan hyvin luontevasti liittää KERTAUS- ja O_PERUST-muuttujat. Kuntofaktoriin sisältyy hyvin perustellusti UUTTA-muuttuja, sillä epäilemättä uuden asian mukanaolo kirvoittaa harjoituksissa väsyneenkin mielen. Sama tulkinta pätee varmaankin myös ystävällisyystekijään. Jos väsynyttä harrastajaa kohdellaan ystävällisesti, tämä epäilemättä motivoi harjoitteluun, vaikka voimat välillä tuntuvatkin katoavan.

Samansuuntaisia päätelmiä tukevat myös tulosten 5.1 korrelaatiomatriisin tarkastellut äskeisten ”harhautuneiden” muuttujien ja faktoria *eniten* selittävien muuttujien korrelaatioiden välillä. Esimerkiksi kilpailufaktorin lisämuuttujat YSTAVALL-, VASTATTU- ja O_PERUST korreloivat kohtalaisesti kilpailufaktoria *eniten* selittävien muuttujien — APU_OHJ, UUTTA, O_HALLIN, RASITUS ja UKEMI_2 — kanssa. Poikkeuksena on tietenkin viimeiseksi mainittu UKEMI_2-muuttuja (vrt. taulukon 5.3 tulosten tulkintaan).

Taulukko 5.6. *Faktoreiden korrelaatiomatriisi.*

	Kilpailu	Maltti	Kunto
Kilpailu	1.00000		
Maltti	.28211	1.00000	
Kunto	.25524	.24059	1.00000

Korrelaatiomatriisista nähdään, että faktororeiden välillä on lievää korrelointia, mikä olikin jo etukäteen odotettavissa. Vaikka korrelaatiot eivät ole kovin voimakkaita, niillä on selvästi vaikutusta mallin sisällölliseen tulkintaan, joka tulikin esille struktuurimatriisia tarkasteltaessa (vrt. taulukkoa 5.5 Faktoreiden rakenne-matriisi).

5.4 Faktoripistemäärien laskeminen

Taulukko 5.7. *Faktoripistemäärien painokerroinmatriisi.*

	Kilpailu	Maltti	Kunto
APU_OHJ	.41897	-.01864	-.11900
UUTTA	.17147	-.01183	.08924
O_HALLIN	.10888	-.01217	.00096
UKEMI_2	.12907	-.03436	-.03461
RASITUS	.14781	-.00881	.08471
PERUSTEK	-.02193	.38332	-.04769
VYO_KOEV	-.20479	.30096	.00889
YSTAVALL	.10828	.28105	.18151
VASTATTU	.18567	.13447	.02645
VENYTYYS	-.02017	-.04685	.61438
KERTAUS	-.00971	.05984	.19093
O_PERUST	.08045	.03498	.09621

Edellisessä taulukossa esitetään painokertoimet, joiden mukaan faktoripistemäärät voidaan laskea jokaiselle judokalle. Pistemäärät saadaan eri faktoreille seuraavasti (painokertoimet esitetään kahden desimaalin tarkkuudella, muuttujanimet kolmella alkukirjaimella):

$$\begin{aligned} \text{Kilpailu} = & .42 \text{ APU} + .17 \text{ UUT} + .11 \text{ O_H} + .13 \text{ UKE} + .15 \text{ RAS} - .02 \text{ PER} \\ & - .20 \text{ VYO} + .11 \text{ YST} + .19 \text{ VAS} - .02 \text{ VEN} - .01 \text{ KER} + .08 \text{ O_P} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{Malti} = & - .02 \text{ APU} - .01 \text{ UUT} - .01 \text{ O_H} - .03 \text{ UKE} - .01 \text{ RAS} + .38 \text{ PER} \\ & + .30 \text{ VYO} + .28 \text{ YST} + .13 \text{ VAS} - .05 \text{ VEN} + .06 \text{ KER} + .03 \text{ O_P} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{Kunto} = & - .12 \text{ APU} + .09 \text{ UUT} + .00 \text{ O_H} - .03 \text{ UKE} + .08 \text{ RAS} - .05 \text{ PER} \\ & + .01 \text{ VYO} + .18 \text{ YST} + .03 \text{ VAS} + .61 \text{ VEN} + .19 \text{ KER} + .10 \text{ O_P} \end{aligned}$$

Kilpailufaktoripistemäärään vaikuttavat merkittävimmin sitä eniten selittävät muuttujat, APU_OHJ, UUTTA, O_HALLIN, UKEMI_2 ja RASITUS, mutta myös muilla muuttujilla on jonkin verran merkitystä pistemääriä laskettaessa.

Taulukko 5.8. Faktoripistemäärämuuttujien estimoitu kovarianssimatriisi.

	Kilpailu	Malti	Kunto
Kilpailu	.79264		
Malti	.31619	.86239	
Kunto	.26657	.23716	.80515

Päädiagonaalilla olevat faktoripistemäärien varianssit ilmaisevat, kuinka hyvin estimoitu faktori selittää tai ennustaa todellista faktoria. Nämä tunnusluvut voidaan tulkita Nummenmaan ym. (1997, 253 - 255) mukaan myös faktoripistemääräskaalan reliabiliteettikertoimien estimaateiksi, joten $\text{rel}(\text{kilpailu}) = .79$, $\text{rel}(\text{malti}) = .86$ ja $\text{rel}(\text{kunto}) = .81$.

5.5 Yhteenveto eksploraatiivisesta faktorianalyysistä

Suoritetaan vielä lyhyehkö vertailu kahden eri analysointimenetelmän välillä. Ensimmäinen valituista menetelmistä on edelläkin esitelty pääakselimenetelmä (*principal axis factoring, PAF*). Toinen analysointimenetelmä on suurimman

uskottavuuden (*maximum likelihood solution, ML*) menetelmä. Rotatointi suoritetaan *direct oblimin* -menetelmällä. Valitaan faktoreiden lukumäärä kolmeksi molemmissa menetelmissä, lähtökohtana otoskorrelaatiomatriisi (ks. tulostetta 5.1).

Taulukko 5.9. Eksploratiiviset faktorirakenteet PAF:lla ja ML:lla, vinokulmainen rotaatio.

	Principal Axis Factoring				Maximum Likelihood			
	KILP	MALT	KUNT	h^2	KILP	MALT	KUNT	h^2
APU_OHJ	.73	.20	-.18	.61	.83	.15	-.16	.75
UUTTA	.52	.03	.26	.42	.37	.15	.23	.30
O_HALLIN	.51	.04	.19	.36	.67	-.05	.24	.56
UKEMI_2	.50	-.12	-.12	.22	.43	-.08	-.07	.16
RASITUS	.47	.04	.15	.29	.28	.19	.07	.17
PERUSTEK	.10	.83	-.16	.69	.04	.86	-.21	.72
VYO_KOEV	-.22	.80	.00	.60	-.13	.71	-.02	.45
YSTAVALL	.32	.61	.19	.70	.30	.63	.13	.68
VASTATTU	.38	.52	.12	.60	.31	.55	.14	.59
VENYTYS	-.02	-.21	.86	.70	.00	-.23	.95	.84
KERTAUS	-.01	.30	.56	.49	-.06	.37	.53	.49
O_PERUST	.27	.31	.40	.49	.09	.45	.38	.48

h^2 = kommunaliteetti

Faktoreiden korrelaatiomatriisit

Principal Axis Factoring				Maximum Likelihood			
KILP	1.00			KILP	1.00		
MALT	.28	1.00		MALT	.26	1.00	
KUNT	.26	.24	1.00	KUNT	.32	.24	1.00

Estimoitujen faktoripistemäärämuuttujien kovarianssimatriisit

Principal Axis Factoring				Maximum Likelihood			
KILP	.79			KILP	.86		
MALT	.32	.86		MALT	.24	.87	
KUNT	.27	.24	.81	KUNT	.35	.24	.83

Tulokset ovat hyvin pitkälle samansisältöisiä, joten päätelmä kolmen faktorin käytöstä lienee jatkoa ajatellen ollut oikea. UKEMI_2-muuttujan lisäksi myös RASITUS-muuttujan kommunaliteetti on aika pieni. Teorian kannalta molempien muuttujien mukanaolo on kuitenkin perusteltua.

6 RELIABILITEETTITARKASTELUJA ERI MITTARIKONSTRUOINNEILLA

Nummenmaan ym. (1997, 202) mukaan *Standards for Educational and Psychological Testing 1985* -julkaisu ei suoraan kerro, mikä on oikea tapa tulkita reliabiliteettikertoimia. Kyseissä julkaisussa ei anneta ohjeita kertoimen *hyvistä* tai *huonoista* tulkintamenetelmistä. Sitä vastoin siinä korostetaan mittarin *käytön kannalta relevanttien mittausvirheiden* suuruuden selvittämistä ja raportointia. "Jokaisesta pistemäärästä, osamittareiden pistemääristä sekä yhdistetyistä muuttujista tulisi ilmoittaa reliabiliteettitiedot ja mittausvirhe riittävän yksityiskohtaisesti, jotta mittarin käyttäjä voisi arvioida, onko mittari riittävän tarkka kyseiseen käyttöön."

Standardeissa todetaan edelleen, että reliabiliteetti on yleisluontoinen käsite. Reliabiliteettikertoimeksi voidaan kutsua useampaa eri kerrointa, kuten esimerkiksi kahden rinnakkaismittarin välistä korrelaatiokerrointa tai mittalukujen korrelaatiota toistomittauksen tuloksiin jne. Käyttökelpoisimmat tiedot lienevät eri virhelähteiden varianssikomponentit, koska näiden avulla myös muut mittarin käyttäjät voivat arvioida omaan tutkimustilanteeseensa sopivan kertoimen. Olennaista on myös, että mittauksen luotettavuutta selvitetään tehtävien päätelmien kannalta. (Nummenmaa ym. 1997, 202.)

Aiemmin mittausvirheitä ja reliabiliteettia saatettiin pitää mittareiden ominaisuuksina ja niitä käsiteltiin vain mittauksia esiteltäessä. Nyt virhelähteitä pidetään paremminkin vaihtoehtoisina tulkintoina ja siten niitä tulisi käsitelläkin. (Nummenmaa ym. 1997, 202 - 203.)

Estimoidusta α -kertoimesta yksinään ei voida päätellä, mittaavatko kaikki muuttajat yhtä ja samaa ominaisuutta. Se pitää selvittää jollakin muulla tavalla, esimerkiksi eksploratiivisella (kuten edellä) tai konfirmatorisella faktorianalyysillä. (Vrt. Nummenmaa ym. 1997, 216.)

Mitä mittarista kannattaa analysoida ja miten käytettävä analysointi voidaan yhdistää edellä esitettyyn teoriaan? Ovatko mittarilla saadut tulokset luotettavia? Johduko reliabiliteetin heikkous osioiden mittaussominaisuuksista? Vastaavatko tulokset mitatun ominaisuuden teoreettista jäsenystä? (Nummenmaa ym. 1997, 214.)

Seuraavaksi tarkastellaan eksploraatiivisella faktorianalyysillä tuotetun informaation pohjalta eri osaskaalavaihtoehtoja. Reliabiliteettitarkastelua suoritetaan mittarikonstruoinneille, joihin valitaan kohdassa 5.3 esitetyn faktoriratkaisun mukaiset muuttujat. Kohdassa 6.1 esitellään suorat summat sekä Cronbachin α -kertoimet. Sitä seuraava kohta esittelee mittausmalleja sekä suorien summien että faktoripistemääräskaalojen osalta. Yhteenveto esitetään kohdassa 6.3.

6.1 Suorat summat ja Cronbachin α

Osaskaalojen konstruoinnissa käytetään hyväksi eksploraatiivisen faktorianalyysin tuloksia. Kilpailuskaalan mittariin (kilpa_sk) valitaan sitä eniten selittävät muuttujat eli APU_OHJ, UUTTA, O_HALLIN, UKEMI_2 sekä RASITUS. Vastaavat yhdistelyt suoritetaan myös taulukoiden 6.2 ja 6.3 tuottamiseksi.

Taulukko 6.1. Kilpailumittarin reliabiliteettikerroin (kilpa_sk).

	Scale Mean if Item Deleted	Scale Variance if Item Deleted	Corrected Item- Total Correlation	Squared Multiple Correlation	Alpha if Item Deleted
APU_OHJ	18.1282	6.2726	.5762	.4296	.5608
O_HALLIN	17.8718	7.6410	.4860	.3630	.6146
RASITUS	18.2051	8.2726	.4294	.2927	.6412
UKEMI_2	18.6410	6.9730	.3220	.1352	.7060
UUTTA	18.4359	7.7260	.4476	.3290	.6286
Reliability Coefficients		5 items			
Alpha =	.6819	Standardized item alpha =	.7011		

Taulukosta 6.1 ilmenee, että Cronbachin alfan arvo on .68 (ja standardoituakin vain .70). Mittavirheiden osuus kokonaisvarianssista on yli puolet, joten ilman teoreettista viitekehystä UKEMI_2 -muuttujan pitämistä mittarin (tässä faktorimallin) mukana olisi pidettävä kyseenalaisena. (Vrt. Nummenmaa ym. 1997, 223.)

Ainakin teoriassa voisi ajatella vaihtoehdoisen mittarin rakentamista ilman UKEMI_2 -muuttujaa. Tällöin kaikki tarkastelut tulisi palauttaa taulukon 5.3 Muuttujien lopulliset kommunaliteetit, sisäisiin tarkasteluihin. Jos näin meneteltäisiin, saattaisi olla järkevää jättää myös RASITUS-muuttuja pois mallista, koska sen kommunaliteetti on vain .29 (vrt. lukua 5.5 Yhteenvedo eksploratiivisesta faktorianalyysistä). Toisaalta näin pienen data-aineiston karkea karsiminen vie helposti pohjan pois kaikelta analysoinnilta.

Taulukko 6.2. Malttimittarin reliabiliteettikerroin (maltt_sk).

	Scale Mean if Item Deleted	Scale Variance if Item Deleted	Corrected Item- Total Correlation	Squared Multiple Correlation	Alpha if Item Deleted
PERUSTEK	14.9744	5.3414	.6788	.4670	.7504
VYO_KOEV	15.0513	5.3131	.6010	.3827	.7967
VASTATTU	14.4872	6.0985	.6466	.4779	.7684
YSTAVALL	14.4103	6.3009	.6642	.4998	.7659
Reliability Coefficients		4 items			
Alpha =	.8170	Standardized item alpha =	.8258		

Cronbachin alfan arvo on nyt .82 (standardoituna .83). Reliabiliteettikerroin on huomattavan korkea, sillä osiossa on vain neljä muuttujaa. (Vrt. Nummenmaa ym. 1997, 223.)

Yhdenkään muuttujan poisjättäminen pelkän teknisen seikan vuoksi ei vaikuta mielekkäältä. Ainakaan teoriassa mittari ei enää parane, jätettiinpä siitä pois mikä tahansa muuttujista.

Jos muuttujat sopivat muuten sisällöllisesti hyvin yhteen, niin tämä faktori on tulkinnallisesti täysin oikea (nimitys voi tietenkin olla oikeastaan mikä tahansa, tutkijan subjektiivisuus).

Taulukko 6.3. Kuntomittarin reliabiliteettikerroin (kunto_sk).

	Scale Mean if Item Deleted	Scale Variance if Item Deleted	Corrected Item- Total Correlation	Squared Multiple Correlation	Alpha if Item Deleted
KERTAUS	8.8718	2.4831	.5348	.2873	.5185
VENYTYS	9.1538	2.5020	.5106	.2662	.5545
O_PERUST	8.7436	3.3009	.4368	.1920	.6500

Reliability Coefficients 3 items

Alpha = .6760 Standardized item alpha = .6770

Myös kolmannessa mittarissa alfan arvo on heikohko, .68 (standardoituna sama). Mittavirheiden osuus kokonaisvarianssista on nytkin yli puolet. (Vrt. Nummenmaa ym. 1997, 223.)

Tulokset ovat hyvin saman suuntaisia kuin taulukossa 6.1. Muuttujien väliset korrelaatiot ovat välillä .36 – .48, joten niidenkään kannalta ei ehkä ole aihetta lisätarkasteluun.

6.2 Mittausmallit ja osaskaalojen reliabiliteetit

Tarkastellaan edelleen faktorimallia (2—1) yhden faktorin tapauksessa. Seuraavat rajoitukset eli kiinnitykset ovat voimassa: jokaiselle skaalalle $\text{var}(\eta) = 1$ ja jännösvarianssien estimaatit $\text{var}(\epsilon_i)$ saadaan kommunaliteettien avulla kaavasta $\text{var}(\epsilon_i) = 1 - h_i^2$, kun $i = 1, 2, \dots, p$ (Leskinen 1987, 55 - 56).

Edellisestä seuraa, että havaittujen muuttujien skaala S voidaan esittää havaittujen muuttujien painotettuna summana

$$S = c_1 y_1 + c_2 y_2 + \dots + c_p y_p. \quad (6-1)$$

Kaavassa (6—1) kertoimet c_i , $i = 1, 2, \dots, p$, ovat skaalan S painokertoimia. Tarkasteltavassa tapauksessa $c_i = 1$, kaikille $i = 1, 2, \dots, p$. (Liukkonen & Leskinen 1997, 5.)

Skaalan S reliabiliteettikerroin voidaan määrittellä Liukkosen & Leskisen (1997, 5) mukaan seuraavasti:

$$rel(S) = \frac{\sum_{i=1}^p c_i \lambda_i^2 var(\eta)}{\sum_{i=1}^p c_i \lambda_i^2 var(\eta) + \sum_{i=1}^p c_i^2 var(\varepsilon_i)}. \quad (6-2)$$

6.2.1 Suorat summat ja reliabiliteetti

Seuraavaksi tarkastellaan kilpailu-, maltti- ja kuntomittareiden osaskaaloja suorien summien esityksenä. Suorissa summissa muuttujien painokertoimet c_i ovat ykkösiä. Suorat summat voidaan esittää seuraavasti:

$$\text{Kilpa}_{ss} = \text{APU_OHJ} + \text{UUTTA} + \text{O_HALLIN} + \text{UKEMI_2} + \text{RASITUS}$$

$$\text{Maltt}_{ss} = \text{PERUSTEK} + \text{VYO_KOEV} + \text{YSTAVALL} + \text{VASTATTU}$$

$$\text{Kunto}_{ss} = \text{VENYTYS} + \text{KERTAUS} + \text{O_PERUST}$$

Suorien summien tapauksessa reliabiliteettiestimointia ei voida suorittaa SPSS-ohjelmiston avulla, vaan ne on laskettava manuaalisesti.

Kaavaa (6—2) soveltaen saadaan seuraavat estimaatit suorasummamittarien reliabiliteeteiksi: $rel(S_{kilpa_{ss}}) = .7050$, $rel(S_{maltt_{ss}}) = .8433$ ja $rel(S_{kunto_{ss}}) = .7155$.

Reliabiliteettien estimoinnissa on käytetty taulukkojen 5.3 ja 5.4 tuloksia hyväksi.

6.2.2 Faktoripistemääräskaalat ja reliabiliteetti

Tarkastellaan lopuksi kilpailu-, maltti- ja kuntomittareiden osaskaaloja yhden faktorin tapauksessa. Analysointimenetelmänä käytetään suurimman uskottavuuden menetelmää (*maximum likelihood solution*). SPSS tulostaa faktoripistemäärämuuttujien estimoidusta kovarianssimatriisista mittarien parhaimman mahdollisen arvion eli optimaalisimman reliabiliteetin. (Liukkonen & Leskinen 1997, 6)

Reliabiliteeteiksi saadaan seuraavat estimaatit: $rel(S_{kilpa_{1f}}) = .7792$, $rel(S_{maltt_{1f}}) = .8337$ ja $rel(S_{kunto_{1f}}) = .6982$.

6.3 Yhteenveto reliabiliteettitarkasteluista

Edellä esitettiin kolme erilaista skaalakonstruktiota sekä niiden reliabiliteettien estimaatit. Esitän saadut tulokset tiivistetysti seuraavassa taulukossa (taulukko on vertailun vuoksi lisätty luvussa 5.4 esitetyt faktoripistemäärien reliabiliteetit):

Taulukko 6.4. Skaalakonstruktioiden estimoidut reliabiliteetit.

Mittari	Suorat summat, Cronbachin α	Suorat summat	Yhden faktorin mallit	Kolmen faktorin malli
Kilpailu	.6819	.7050	.7792	.7926
Maltti	.8170	.8433	.8337	.8624
Kunto	.6760	.7155	.6982	.8052

Taulukosta havaitaan, että α :n arvo on kaikilla mittareilla pienin, koska käytetyt testit olivat kongeneerisiä (lataukset λ_{ij} ovat keskenään erisuuria). Tulkinnallisesti oikeampi tapa reliabiliteetin estimoinnissa on käyttää mittausmallia ja suoraa summaa, koska kaavaa (6—2) sovellettaessa käytetään informaatiota myös latauksista λ_{ij} .

Tilastotieteen teorian mukaan yhden faktorin mallien (suurimman uskottavuuden menetelmä) pitäisi antaa esitetyistä skaalakonstruktioista optimaalisin tulos, joskin suorat summat näyttäisivät selittävän havaittuja muuttujia maltti- ja kuntomittarin osalta jopa paremmin. Tässä lienee kuitenkin laskentatekninen virhe, sillä kyseessä on ristiriita teorian kanssa.

Saaduista tuloksista nähdään, että kolmen faktorin mallin faktoripistemääräskaalojen reliabiliteetit ovat korkeimmat (pieninkin reliabiliteettiestimaatti on .79). Jatkok tarkasteluissa ja tuloksia tarkemmin analysoitaessa tulisi siten ehkä käyttää

faktoripistemäärämuuttujia, jotta tulosten luotettavuus ei kärsisi eikä aineistosta menetettäisi tarpeettomasti informaatiota. Tätä tulkintaa vahvistaa myös taulukon 5.5 yhteydessä tehdyt päätelmät. Päätös ei kuitenkaan ole tulkintojen kannalta helpoin vaihtoehto — näin ei ole etenkin silloin, kun yritetään selvittää monimutkaisempia muuttujien välisiä riippuvuuksia tai kausaaliteetteja.

Lopuksi esitetään vielä faktoripistemäärämuuttujien, suorasummamuuttujien sekä yhden faktorin mallin muuttujien välinen korrelaatiomatriisi. Faktoripistemäärämuuttujien nimet taulukossa 6.5 ovat KILPA, MALTT ja KUNTO, suorasummamuuttujien nimet KI_SS, MA_SS ja KU_SS sekä yhden faktorin mallin muuttujien nimet KI_1F, MA_1F ja KU_1F.

Taulukko 6.5. Faktoripistemäärä- ja skaalakonstruktioiden välinen korrelaatiomatriisi, N = 39.

	KILPA	MALTT	KUNTO	KI_SS	MA_SS	KU_SS	KI_1F	MA_1F	KU_1F
KIL	1.0000								
MAL	.3824	1.0000							
KUN	.3337	.2846	1.0000						
KI_	.9483	.3156	.2994	1.0000					
MA_	.4465	.9878	.3086	.3848	1.0000				
KU_	.3749	.3951	.9546	.3367	.4005	1.0000			
KI_	.9634	.3853	.3147	.9651	.4446	.3503	1.0000		
MA_	.5241	.9776	.3413	.4417	.9914	.4297	.4997	1.0000	
KU_	.3502	.3957	.9457	.3211	.3970	.9950	.3358	.4233	1.0000

Tilastolliset "merkitsevyyssarviot" yksisuuntaisessa Fisherin p-arvon testissä taulukon 6.5 korrelaatioille ovat:

- kun $r \geq .2846$, niin $.01 < p \leq .05$,
- kun $r \geq .3749$, niin $.001 < p \leq .01$ ja
- kun $r \geq .4997$, niin $p \leq .001$.

Taulukon 6.5 kaikki korrelaatiot ovat tilastollisesti ainakin melkein merkitseviä. Tulos oli odotettu, sillä korrelaatiomatriisin *muuttujat*, mittarikonstruktio, ovat itse asiassa eskploratiivisen faktorianalyysin faktoripistemäärämuuttujista suodattettuja mittarikehitelmiä tai -konstruktioivistelmia. Mittarikonstruktioissa on siis esitetty faktoripistemäärämuuttujien sisältämä informaatio hieman tiivistetyssä ja yksinkertaisemmassa muodossa.

Lihavoidut korrelaatiot — kaikki lähes ykkösiä — merkitsee teoreettisesti sitä, että haluttaessa niistä voidaan mitkä tahansa parit korvata vastaavilla mittaripareilla ilman suurempaa informaatiomenetystä. Tietenkin mittareiden vaihto täytyy tapahtua siten, että valitussa mittarikonstruktiossa kaikki mittarit ovat samaa tyyppiä.

E erityisen huomattavaa on, että suorasummamuuttujista malti- ja kuntomittarit voidaan korvata lähes suoraan yhden faktorin mallin vastaavilla mittareilla ja päin vastoin (mittareiden väliset korrelaatiot ovat niinkin korkeita kuin .9914 ja .9950). Käytännössä tämä merkitsee sitä, että näitä mittaripareja voidaan pitää identtisinä.

Lisäksi kun verrataan nyt esitettyjä tuloksia taulukon 6.4 tuloksiin, mittarikonstruktioiden estimoituihin reliabiliteetteihin, voitaneen todeta seuraavaa. Käytännössä ei liene kovin huomattavaa eroa lopputuloksissa ja niiden tulkinnoissa valittiinpa mittareiksi sitten suorasummamittarit, yhden faktorin mallin mittarit tai faktoripistemäärämuuttujat. Tosin viimeiseksi mainitut mittarit tuottavat hieman luotettavimmat ja siten ehkä myös tarkemmat estimaatit kuten jo aikaisemmin tuli todettua. Faktoripistemäärämuuttujissahan on koko aineisto tiivistettynä ja jopa standardoituna.

7 KESKIARVOVERTAILUISTA

Keskiarvojen vertailussa on aina kyse kahden tai sitä useamman ryhmän keskiarvojen erojen tilastollisesta testaamisesta. Vertailtavat ominaisuudet voivat vaihdella hyvinkin paljon. Tutkimus on relationaalista; tarkastellaan sitä, assosioituuko ryhmittelevä (riippumaton) muuttuja keskiarvojen pohjana olevaan (riippuvaan) muuttujaan vai ei. Tunnetuimpia keskiarvotestejä ovat mm. *t*-testi, yksi- ja kaksisuuntainen varianssianalyysi, monimuuttujainen varianssianalyysi sekä erottelu-analyysi. (Nummenmaa ym. 1997, 75.)

Tässä luvussa käytetään edellä luetelluista testeistä kolmea ensimmäistä sekä esitellään suppeasti profiilianalyysin käyttöä esimerkkien avulla.

t-testistä

Keskiarvojen vertailun *tilastollisista menetelmistä* tunnetuin on *t*-testi. Testi sopii hyvin esimerkiksi kahden ryhmän välisten erojen testaukseen tai samasta ryhmästä eri aikoina saatujen saman riippuvan muuttujan keskiarvojen vertailuun. Ryhmät voivat olla toisistaan (täysin) riippumattomia tai ne voivat olla jonkin kriteerimuuttujan osalta verrantamalla muodostettuja. Jälkimmäisessä tapauksessa käytetään joko korreloimattomien tai korreloivien keskiarvojen testejä *t*-arvon merkitsevyyden testaamiseen. Jos keskiarvojen mahdollisesta eroavuudesta ei ole etukäteen minkäänlaista perusteltua tietoa, käytetään aina kaksisuuntaista merkitsevyydestä. Sen sijaan jos ennakkotieto on hyvin perusteltavissa, voidaan käyttää myös yksisuuntaista testiä. (Nummenmaa ym. 1997, 77.)

t-testin oletuksena on, että muuttujat ovat välimatka- tai suhdeasteikolla mitattuja, muuttuja on normaalisti jakautunut eri perusjoukoissa sekä muuttujan varianssit ovat yhtä suuret eri perusjoukoissa. Käytännössä näistä vaatimuksista voidaan

jonkin verran joustaa ilman vakavampia seurauksia tulosten tulkinnassa. Jos jakaumat eivät ole lähelläkään normaalijakaumaa, niin analysoinnit tulee suorittaa ei-parametrisia testejä käyttäen. (Nummenmaa ym. 1997, 77.)

Yksisuuntaisesta varianssianalyysista

Jos verrataan useampaa kuin kahta keskiarvoa jonkin riippuvan muuttujan suhteen, kasvaa tarvittavien *t*-testien lukumäärä huomattavasti. Tällöin sopivampi tutkimusmenetelmä on *yksisuuntainen varianssianalyysi*. Menetelmän avulla tutkitaan, eroavatko tutkittavan muuttujan keskiarvot toisistaan eri ryhmissä. "Tilastotieteellisessä mielessä havaintoaineiston kokonaisvarianssi hajotetaan ryhmien sisäistä ja ryhmien välistä varianssia kuvaavaan osaan, joita vertailemalla tutkitaan kuuluvatko ryhmät samaan perusjoukkoon." Ryhmien välisen varianssin suhdetta ryhmien sisäiseen varianssiin nimitetään *F-suhteeksi*. Nollahypoteesin testaus perustuu *F*-jakaumaan. (Nummenmaa ym. 1997, 78.)

Oletuksina ovat, että ryhmät ovat riippumattomia ja osaryhmien varianssit ovat yhtä suuret, riippuva muuttuja on normaalisti jakautunut sekä vähintään välimatka-asteikolla mitattu. Myös yksisuuntaisessa varianssianalyysissa perusoletuksista voidaan jonkin verran joustaa ilman vakavia seurauksia. — Jos eroja havaitaan, voidaan lisäksi tutkia, mitkä pareista eroavat toisistaan. Sen sijaan jos eroja ei havaita, niin myöskään keskiarvoparien merkitsevyyttä ei tulisi tutkia (ellei keskiarvojen tietyytyypisistä erosta ja suunnasta ole jo etukäteen perusteltua tietoa). (Nummenmaa ym. 1997, 78.)

Kaksisuuntaisesta varianssianalyysista

Kaksisuuntainen varianssianalyysi sopii keskiarvojen erojen testaukseen kun luokittelevia muuttujia on kaksi. Tuloksista tulee ensin tarkastaa mahdollisen *yhdysvaikutuksen* olemassaolon tilastollinen merkitsevyys. Jos tilastollista merkitsevyyttä ei ole, voidaan siirtyä jatkotarkasteluihin. — Jos taas tilastollista merkitsevyyttä ilmenee, ei jatkotarkasteluja tulisi enää suorittaa omavaikutuksen osalta.

Vähintään kaksisuuntaisessa testauksessa suositellaan yleensä keskiarvojen kuvaajien piirtämistä jo ennen analysointia, jotta nähdään, miten keskiarvot käyttäytyvät sekä onko niissä havaittavissa yhdysvaikutusta. (Nummenmaa ym. 1997, 78 - 79.)

7.1 Muuttujien normaalisuustarkasteluista

Ennen keskiarvovertailuja tulee muuttujien normaalijakautuneisuus tarkistaa luokittelevan muuttujan osalta eli ovatko havaitut muuttujat normaalisti jakautuneita eri sukupuolten osalta (tässä työssä). Vastaava tarkastelu tulee toistaa myös "jaetuissa" vyöarvoryhmissä: alemmat (valkoinen — vihreä) ja ylemmät väriyöt (sininen — musta).

Tuloksista valitaan mukaan vain ne, joille saadaan "selvästi" tilastollinen merkitsevyys tai lähes tilastollinen merkitsevyys, $.001 \leq p \leq .05$ tai $.05 < p \leq .10$. Jälkimmäisen tarkastelukriteerin mukaan ottaminen lienee perusteltua, koska kun otoskoko on näinkin pieni kuin 39, on tilastollisten merkitsevyyksien löytäminen datasta ilman spekulatiivisia muuttujayhdistelmiä aika vaikeaa.

Numeerisia muuttujia 6 – 14 ja 16 – 21 kannattaa tarkastella vain taustamuuttujien sukupuoli ja vyöarvo osalta (ks. liitettä 2). Kyselylomakkeen kolmannen ja neljännen sivun kysymyksiä sekä ensimmäisen sivun 5. kysymystä on luokittelemattomina muuttujina lähes mahdotonta testata tilastollisesti. Toisaalta myös vastausten epäyhtenäisyys johtaa helposti hyvin spekulatiivisiin tarkasteluihin.

Normaalisuusehto tarkastettiin Kolmogorov-Smirnovin testin (Nonparametrics; 1-sample K-S) NPAR TESTS -proseduurilla SPSS -versiolla 6.1 kaikille muuttujille 6 – 14 sekä 16 – 21 sukupuolen ja vyöarvojen osalta (luokitus kuten edellä). Seuraavan tulosteen avulla nähdään, miten muuttujan normaalisuusehdon voimassaolo tarkastettiin (tässä on vain osa SPSS-tulosteesta):

7.2 Vertailu kahden riippumattoman ryhmän tapauksessa

Keskiarvojen eroja testattiin t-testillä "lähes" sallituissa rajoissa eli muuttujien jakauman normalisuusehto oli voimassa ja muuttujat olivat välimatka-asteikolla mitattuja. Tulosteet 7.2 ja 7.3 sisältävät koosteen merkittävimmistä tuloksista.

Tuloste 7.2. Tilastollisesti merkitsevät tulokset (lihavoitu) sukupuolittain, t-testi, N = 39.

RANDOR_P Harjoituksissa on ollut riittävästi pystyrandoria

Variable	Number of Cases	Mean	SD	SE of Mean
mies	28	4.4286	1.230	.232
nainen	11	5.0909	.539	.163

Mean Difference = -.6623

Levene's Test for Equality of Variances: F= 6.872 P= **.013**

t-test for Equality of Means

Variances	t-value	df	2-Tail Sig	SE of Diff
Equal	-1.71	37	.095	.387
Unequal	-2.33	36.37	.025	.284

VENYTYS Harjoitusten alku- ja loppuvenyttelyt ovat olleet tehokkaita

Variable	Number of Cases	Mean	SD	SE of Mean
mies	28	4.0357	1.071	.202
nainen	11	4.7273	.905	.273

Mean Difference = -.6916

Levene's Test for Equality of Variances: F= .051 P= .823

t-test for Equality of Means

Variances	t-value	df	2-Tail Sig	SE of Diff
Equal	-1.89	37	.067	.366
Unequal	-2.04	21.62	.054	.340

Tulosteesta 7.2 havaitaan, että muuttujan RANDOR_P keskiarvo miehillä on 4.43 ja naisilla 5.09. Varianssien yhtäsuuruus testataan Levenen testillä, jossa *p*-arvo .013 viittaa varianssien erisuuruuteen 5 %:n merkitsevyydestä, joten keskiarvojen testauksessa käytetään modifioitua *t*-testiä (*variances unequal*). Testin *t*-arvo vapausasteilla 36.37 on -2.33, jolle *p*-arvo on .025. Tuloksen mukaan miesten ja naisten keskiarvot eroavat tilastollisesti melkein merkitsevästi toisistaan. (Vrt.

Nummenmaa ym. 1997, 86 - 88.) Tulos tarkoittaa käytännössä myös sitä, että jos H_0 -hypoteesi keskiarvojen yhtäsuuruudesta olisi kirjoitettu näkyviin, olisi se nyt hylätty. (Vrt. Nummenmaa ym. 1997, 42 - 43.)

Koska numeeriset mittarit mittasivat motivaatiokäyttäytymistä positiiviseen suuntaan (min 1, max 6) voidaan tuloksen katsoa implikoivan seuraavaa: naiset tuntevat saavansa harjoitella pystyrandoria tilastollisesti melkein merkitsevästi enemmän kuin miehet. Lisäpäätelmiin ilman jatkoanalysointeja ei ole mahdollisuutta, koska molempien ryhmien keskiarvot ovat selkeästi mittarin positiivisemmalla puolella (mittarin teoreettinen odotusarvo on 3.5).

Vastaavasti muuttujan VENYTYKS keskiarvo miehillä on 4.04 ja naisilla 4.73. Levenen testin p -arvo on .823, joten variansseja voidaan pitää yhtä suurina. Keskiarvojen testaukseen käytetään t -testiä (*variances equal*). Testin t -arvo vapausasteilla 21.62 on -2.04 , jolle p -arvo on .067. (Vrt. Nummenmaa ym. 1997, 86 - 88.)

Tulos on aika lähellä tilastollisesti melkein merkitsevän rajaa, joten tulos heikohkonakin otettiin tähän mukaan (vrt. taulukko 7.3). Lisäperusteluna on jatkoanalysointi luvussa 7.3 Yksisuuntaisesta varianssianalyysistä.

Tuloste 7.3. Tilastollisesti merkitsevät tulokset (lihavoitu) vyöasteittain, t-testi, N = 39.

PERUSTEK Saan harjoitella riittävästi perustekniikkaa salilla

Variable	Number of Cases	Mean	SD	SE of Mean
OBI >= 4	10	5.2000	.919	.291
OBI < 4	29	4.4828	1.022	.190

Mean Difference = .7172

Levene's Test for Equality of Variances: F= .204 P= .654

t-test for Equality of Means

Variances	t-value	df	2-Tail Sig	SE of Diff
Equal	1.96	37	.058	.366
Unequal	2.07	17.30	.054	.347

VENYTYS Harjoitusten alku- ja loppuvenyttelyt ovat olleet tehokkaita

Variable	Number of Cases	Mean	SD	SE of Mean
OBI >= 4	10	3.3000	.949	.300
OBI < 4	29	4.5517	.910	.169

Mean Difference = -1.2517

Levene's Test for Equality of Variances: F= .011 P= .918

t-test for Equality of Means

Variances	t-value	df	2-Tail Sig	SE of Diff
Equal	-3.71	37	.001	.337
Unequal	-3.64	15.12	.002	.344

YSTAVALL Harjoitusten vetäjät ovat olleet ystävällisiä minua kohtaan

Variable	Number of Cases	Mean	SD	SE of Mean
OBI >= 4	10	5.6000	.699	.221
OBI < 4	29	5.1034	.817	.152

Mean Difference = .4966

Levene's Test for Equality of Variances: F= .607 P= .441

t-test for Equality of Means

Variances	t-value	df	2-Tail Sig	SE of Diff
Equal	1.71	37	.095	.290
Unequal	1.85	18.17	.080	.268

Tulosteesta 7.3 ilmenee, että kaikkien kolmen Levenen testin p -arvot ovat aika korkeita, joten jokaisessa taulukon keskiarvojen osatessissä käytetään t -testiä (*variances equal*). Tulosteen ainut tilastollisesti merkitsevä tulos koskee VENYTYS-muuttujaa. Levenen testin p -arvo on .918, ja siten variansseja voidaan siis pitää yhtä suurina. Keskiarvojen testauksessa t -arvoksi saadaan 1.71 vapausasteilla

37, mikä vastaa p -arvoa .001. Tulos on siis tilastollisesti erittäin merkitsevä.

Tulkinnallisesti tulos merkitsee sitä, että keskiarvoja koskeva 0-hypoteesi, keskiarvot ovat yhtä suuria, on hylättävä. Keskiarvojen suuruutta tarkastelemalla havaitaan, että ylempien vöiden keskiarvo on selvästi pienempi kuin alemmilla vöillä. Ylempien vöiden keskiarvo on jopa alle mittarin odotusarvon. Tulos merkitsee, että ylempien vöiden haltijat pitävät harjoitusten alku- ja loppuvenyttelyjä tehottomina verrattuna alempiin vöihin (vrt. liitettä 2, vyöarvoluokitus). Vaikka tämäkin tulos on tilastollisesti erittäin merkitsevä, ei lisäpäätelmiä voi suoraan tehdä. Toisaalta, koska ylempien vöiden tuottama informaatio jää jopa alle odotusarvon, saattaa tuloksella olla laajempaakin merkitystä.

Sen sijaan osatesteissä PERUSTEK ja YSTAVALL -muuttujien kohdalla ei ole kyse tilastollisesti merkitsevistä tuloksista: molempien testien p -arvot ovat melko lähellä tilastollisesti melkein merkitsevän rajaa (.058 ja .095). Kuitenkin myös näissä testeissä keskiarvot eroavat toisistaan, mutta ei merkitsevästi.

7.3 Yksisuuntaisesta varianssianalyysistä

"Kun vertailtavia ryhmiä on useampia kuin kaksi, on yhden ryhmittelevän tekijän tilanteessa käytettävä yksisuuntaista varianssianalyysia" (Nummenmaa ym. 1997, 89). Mallintamisen tarkka teoreettinen tausta jakaumaoletuksineen sivuutetaan (ks. mm. Nummenmaa ym. 1997, 89 - 93). Hypoteeseista voidaan todeta kuitenkin, että jos H_0 -hypoteesi hyväksytään eli odotusarvoja voidaan pitää kaikissa ryhmissä yhtä suurina, niin jatkoanalyysija ei enää tulisi tehdä. (Nummenmaa ym. 1997, 89.)

Muuttuja OBI luokitellaan uudelleen siten, että frekvenssiluokka 0 saa arvon 1, luokat 1 - 3 arvon kaksi ja luokat 4 - 7 arvon 3 (frekvenssiluokat 8 ja 9 olivat havainnottomia ja ne koodataan komennolla ELSE -> Copy, datassa ei ole puuttu-

via havaintoja; vrt. liitettä 3). Uutta muuttujaa nimitetään KOKEMUS-muuttujaksi, jonka luokka-arvoja nimitetään edellä mainitussa järjestyksessä Novice, Advanced sekä Expert. Novice-luokan frekvenssi on 15, Advanced-luokan 14 ja Expert-ryhmällä frekvenssi on 10, mikä ilmenee myös seuraavassa tulosteessa.

Nummenmaan ym. (1987) mukaan yksisuuntainen varianssianalyysi voidaan esimerkiksi SPSS-ohjelmistoa käyttämällä toteuttaa parhaiten ONEWAY-ohjelmalla. Monivertailutestinä voidaan käyttää esimerkiksi LSD-testiä (*least-significant difference, LSD*). Saatu tulos esitetään tulosteessa 7.4.

Tuloste 7.4. Muuttujan VENYTYS keskiarvovertailut judokokemuksittain.

Variable	VENYTYS	... alku- ja loppuvenyttelyt ovat olleet tehokkaita					
By Variable	KOKEMUS	OBI-mjan fixaus 3-luokkaiseksi					
Analysis of Variance							
	Source	D.F.	Sum of Squares	Mean Squares	F Ratio	F Prob.	
	Between Groups	2	13.5659	6.7830	8.3178	.0011	
	Within Groups	36	29.3571	.8155			
	Total	38	42.9231				
Group	Count	Mean	Standard Deviation	Standard Error	95 Pct Conf Int	for Mean	
Novice	15	4.8000	.9411	.2430	4.2788 TO	5.3212	
Advanced	14	4.2857	.8254	.2206	3.8091 TO	4.7623	
Expert	10	3.3000	.9487	.3000	2.6214 TO	3.9786	
Total	39	4.2308	1.0628	.1702	3.8862 TO	4.5753	
Levene Test for Homogeneity of Variances							
	Statistic	df1	df2	2-tail Sig.			
	.2492	2	36	.781			
Multiple Range Tests: LSD test with significance level .05							
(*) Indicates significant differences which are shown in the lower triangle							
	Mean	KOKEMUS	E A N				
	3.3000	Expert					
	4.2857	Advanced	*				
	4.8000	Novice	*	*			

Tulosteesta 7.4 havaitaan, että tyytyväisyys harjoitusten venyttelyihin eroaa tilastollisesti merkitsevästi henkilöillä, joilla on erilainen judokokemus. Toisin sanoen hypoteesi H_0 keskiarvojen yhtäsuuruudesta hylätään. F -testin testisuureen arvo vapausasteilla (2,36) on $F(2,36) = 8.3178$ ja p -arvo .0011. F -testin tulos ei vielä ilmaise, missä ryhmissä erot ovat, vaan erojen tutkimiseen käytetään esimerkiksi äskeistä LSD-testiä (*least-significant difference*). (Vrt. Nummenmaa ym. 1997, 89, 92 - 93.)

Monivertailutestin tuloksesta havaitaan edelleen, että myös KOKEMUS-muuttujan ryhmien väliset erot ovat tilastollisesti ainakin 5 %:n tasolla merkitseviä. Edelleen havaitaan, että KOKEMUS-osamittareiden varianssit ovat Levenen testin mukaan yhtä suuria, joten myös keskiarvojen merkitsevyystarkastelut ovat voimassa. (Vrt. Nummenmaa ym. 1997, 92 - 93.)

Tulosteesta havaitaan, että sekä aloittelijoiden (novice) että hieman edistyneempien judokoiden (advanced) tyytyväisyys alku- ja loppuvenyttelyihin eroaa ainakin tuon 5 %:n merkitsevyydellä kokeneempien judokoiden (expert) mielipiteestä. Tässä saatu tulos myös vahvistaa jo edellä luvussa 7.2 tulosteesta 7.3 tulkittua tulosta, että kokeneemmat judokat pitävät venyttelyjä tehottomina. Keskiarvoja tarkastelemalla voinee todeta, että venyttelyn merkitys näyttää selvästi korostuvan tai venyttelyn merkitys näytetään paremmin ymmärtävän kokemuksen karttuessa.

7.4 Kaksisuuntaisesta varianssianalyysista

Suoritetaan vastaavat tarkastelut kuin edellä luvussa 7.2 mutta hieman laajentaen. Tarkasteluihin liitetään sukupuolen (S_P) mahdollisesti tuoma yhdysvaikutus KOKEMUS-muuttujaan nähden (tai lisäksi) kuten analysoitavan VENYTYS-muuttujan keskiarvotarkasteluissakin. Sivutetaan nytkin tarkemmat teoreettiset tarkastelut (ks. mm. Nummenmaa ym. 1997, 93 - 96).

Todetaan kuitenkin analyysin hypoteeseista lyhyesti, että H_0 -hypoteesin keskeinen väite on, että yhdysvaikutusta ei ole. Vaihtoehtoinen hypoteesi H_1 taas on, että ryhmittelevillä tekijöillä on yhdysvaikutusta. Jos yhdysvaikutustermi osoittautuu tilastollisesti merkitseväksi, toisin sanoen H_0 hylätään, niin omavaikutustermien testien tuloksia ei tule käyttää, koska niiden tulkinta voi johtaa harhaan. (Nummenmaa ym. 1997, 93.)

Tuloste 7.5. Muuttujan VENYTYKS keskiarvojen vertailut sukupuolen ja judokokemuksen osalta.

VENYTYKS ... alku- ja loppuvenyttelyt ovat olleet tehokkaita
 by S_P Sukupuoli (1 = mies, 2 = nainen)
 KOKEMUS OBI-mjan fixaus 3-luokkaiseksi

UNIQUE sums of squares
 All effects entered simultaneously

Source of Variation	Sum of Squares	DF	Mean Square	F	Sig of F
Main Effects	13.643	3	4.548	5.687	.003
S_P	.300	1	.300	.375	.544
KOKEMUS	7.739	2	3.870	4.839	.014
2-Way Interactions	1.935	2	.967	1.210	.311
S_P KOKEMUS	1.935	2	.967	1.210	.311
Explained	16.534	5	3.307	4.135	.005
Residual	26.389	33	.800		
Total	42.923	38	1.130		

Tulosteesta 7.5 tarkastellaan ensimmäiseksi muuttujien S_P ja KOKEMUS yhdysvaikutuksen tilastollista merkitsevyyttä. *F*-testin (*2-way interactions*) tuloksena saadaan $F(2,33) = 1.210$ ja *p*-arvo = .311. Tulos ei ole tilastollisesti merkitsevää, joten tämän jälkeen voidaan tutkia myös omavaikutusten tilastollista merkitsevyyttä.

F-testisuure muuttujalle S_P on .375 vapausastein (1,33) ja *p*-arvo .544. Tulos ei ole tilastollisesti merkitsevää. Tulos on saman suuntainen kuin jo aiemmin saatu tulos *t*-testillä (vrt. tuloste 7.2). Tuolloinhan VENYTYKS-muuttujan kohdalla ei

havaittu tilastollista merkitsevyyttä. Sen sijaan F -testisuure KOKEMUS-muuttujalle on 4.839 vapausastein (2,33) ja p -arvo .014. Tulos on tilastollisesti melkein merkitsevä ja vahvistaa edellä yksisuuntaisella varianssianalyysillä saatua tulosta. (Vrt. Nummenmaa ym. 1997, 95 -96.)

7.5 Profiilianalyysista

Lopuksi tarkastellaan erästä usean muuttujan keskiarvojen vertailuun sopivaa analyysimenetelmää, profiilianalyysia. Menetelmä on osa monimuuttujaista varianssianalyysia. Profiilianalyysin tehokkuus tulee ehkä parhaiten esille analogisissa tarkasteluissa, joita käsitellään hieman jäljempänä.

Oletukset

Menetelmän tilastolliset oletukset ovat tarkasteltavien muuttujien multinormaalisuus sekä kovarianssimatriisien yhtäsuuruus eri ryhmissä. Edelleen ryhmien tulee olla toisistaan riippumattomasti muodostettuja. (Nummenmaa ym. 1997, 98.)

Hypoteeseista

Ennen varsinaista profiilianalyysia voidaan testata, ovatko muuttujien keskiarvot eri ryhmissä yhtä suuret. Jos yhtäsuuruus on voimassa, profiilianalyysin käyttö on hyödytöntä, koska muuttujien profiilitkin ovat samoja. Sen sijaan eräs keskeinen tutkimuskohde profiilianalyysissa on, ovatko muuttujien *keskiarvoprofiilit* yhdensuuntaisia valittujen ryhmien suhteen. Tällöin nollahypoteesi voidaan Nummenmaan ym. (1997, 98) mukaan esittää seuraavasti:

H_0 : Muuttujien keskiarvoprofiilit ovat *yhdensuuntaiset (parallel)* eli muuttujilla ja ryhmillä ei ole yhdysvaikutusta.

Jos nollihypoteesi on voimassa, voidaan testata myös muuttujien ja/tai ryhmien omavaikutuksia. Nummenmaan ym. (1997, 99) mukaan nollihypoteesi "omavaikutusten" osalta voidaan kirjoittaa seuraavasti:

H_0 : Muuttujien keskiarvot ovat *samalla tasolla* eli muuttujilla ei ole omavaikutusta.

Jälkimmäisen hypoteesin testaus on mielekäs vain, kun muuttujat ovat yhteismittaisia. Siten ei ole järkevää vertailla esimerkiksi paino- ja pituusyksikköjä tai lukumääriä keskenään.

Mainittakoon, että esimerkiksi pitkittäistutkimuksessa edellä esitetty vaatimus toteutuu, kun samaa ilmiötä mitataan toistuvasti samalla mittarilla. Nollihypoteesi voidaan Nummenmaan ym. (1997, 99) mukaan ilmaista esimerkiksi seuraavasti:

H_0 : Muuttujien keskiarvot eri ryhmissä ovat *samalla tasolla* eli ryhmillä ei ole omavaikutusta.

Tässä työssä ei esitetä esimerkkiä pitkittäistutkimuksesta, koska aineisto ei sovi siihen.

Jos yhdensuuntaisuushypoteesi ei ole voimassa, ei omavaikutushypoteesien testien tuloksia tule käyttää (vrt. lukua 7.4 Kaksisuuntaisesta varianssianalyysistä). (Nummenmaa ym. 1997, 99.)

Todetaan vielä ennen profiilianalyysin testejä ja tuloksia, että jos multinormaalisuutta tutkitaan hyvin kriittisesti, niin sukupuolimuuttujan S_P osalta muuttujat RASITUS, VASTATTU ja YSTAVALL eivät ole normaalisti jakautuneita. Vastavasti kun samaa vaatimusta tarkastellaan OBI-muuttujan osalta, niin muuttujat O_PERUST, RASITUS, UKEMI_2 sekä VASTATTU eivät myöskään ole normaalisti jakautuneita. (Vrt. luvun 7.1 Muuttujien normalisuustarkasteluista viimeistä kappaletta.)

Käytettävä aineisto on kuitenkin aika suppea ($N = 39$), joten multinormaalisuus-oletusten osalta sallittaneen hieman joustoa, jotta jatkoanalysointi ilman merkittävämpää informaatiokatoa olisi edes mahdollinen.

Esimerkki 1

Esimerkkiin valittiin datasta luvussa 5.4 esitetyt faktoripistemäärämuuttujat kilpailu, maltti ja kunto. Faktoripistemääristä muodostettua *fpm_mjat*-tekijän profiileja tarkastellaan sukupuolen S_P mukaan. Profiilianalyysi suoritettiin SPSS-ohjelmiston MANOVA-proseduurilla (ANOVA - Repeated measures) ja tulokset esitetään tulosteessa 7.6. Tulosteessa esitetään vain tämän esimerkin kannalta välttämättömin osa muuten hyvin monipuolisesta SPSS:n MANOVA-tulosteesta.

Tuloste 7.6. Faktoripistemäärämuuttujien profiilianalyysin tulokset sukupuolen mukaan, kovarianssimatriisien yhtäsuuruustestaus ja yhdysvaikutuksen testaus, $N = 39$.

FAKTORIPISTEMÄÄRÄMUUTTUJAT SUKUPUOLITTAIN (Profiili 1)

Kovarianssimatriisien yhtäsuuruustestaus

Boxs M = 4.85738
 F WITH (6;2264) DF = .71094, P = .641 (Approx.)
 Chi-Square with 6 DF = 4.27849, P = .639 (Approx.)

Yhdysvaikutuksen testaus

EFFECT .. S_P BY FPM_MJAT
 Multivariate Tests of Significance (S = 1, M = 0, N = 17)

Test Name	Value	Exact F	Hypoth. DF	Error DF	Sig. of F
Pillais	.06808	1.31487	2.00	36.00	.281
Hotellings	.07305	1.31487	2.00	36.00	.281
Wilks	.93192	1.31487	2.00	36.00	.281
Roys	.06808				

Note.. F statistics are exact.

Tulosteen ensimmäinen tulos, *Boxin M*-testi tunnusluvulla $p = .641$, osoittaa analyysiin valittujen kolmen muuttujan (faktoripistemäärämuuttujan) kovarianssimat-

riisien yhtäsuuruuden miesten ja naisten ryhmissä. Moniulotteisen eli monimuuttujaisen varianssianalyysin oletus on siten voimassa, ja jatkotarkasteluille on tältä osin tilastotieteellinen peruste.

Tulosten toisena osana on mahdollisen yhdensuuntaisuuden osoittava testiryhmä hypoteesille

H_0 : Muuttujien keskiarvoprofiilit ovat yhdensuuntaiset eli muuttujilla ja ryhmillä ei ole yhdysvaikutusta.

Tässä tapauksessa kaikki testit tuottavat saman tuloksen ($p = .281$), joten profiilit ovat yhdensuuntaisia. Tulos merkitsee käytännössä sitä, että *muuttujien* keskiarvot eivät eroa sukupuolten välillä. (Mainittakoon, että kaikki profiilit 1 – 12 täyttävät edellä olevat vaatimukset lukuun ottamatta profiileja 4 – 6 ja 12.)

Vastaavaan tulokseen päädyttäneen myös silmämääräisesti tarkastelemalla profiilia 1 liitteessä 7 (profiilia vastaava data-aineisto esitetään liitteessä 6). Liitteiden 6 ja 7 tulostamiseen on käytetty Microsoft Corporationin Excel 5.0c -versiota.

Esimerkki 2

Lisätarkasteluissa (MANOVA: ANOVA - Repeated measures) tarkasteltiin yhdensuuntaisuushypoteesin voimassaoloa muidenkin sisällöllisesti järkevien muuttujien tapauksessa sukupuolen ja vyöarvojen osalta (ks. liitettä 7: profiilit 2 – 12; vrt. liitettä 6: profiilien data). Tilastollisesti merkitseviä eroja havaittiin profiileissa 4, 5, 6 ja 12. Tulosten samankaltaisuudesta johtuen tulosteessa 7.7 esitetään vain välttämätön osa SPSS -tulosteesta faktoripistemäärämuuttujien keskiarvoprofiilista vyöarvojen osalta (vrt. profiilia 4 liitteessä 7). Vyöarvojen luokittelu on sama kuin luvun 7.2 tulosteessa 7.3.

Huomattakoon, että liitteen 7 parittaisissa profiilien tarkasteluissa (profiilit 1 ja 4, 2 ja 5 sekä 3 ja 6) näennäinen samanmuotoisuus voi johtua silmämääräisessä

tarkastelussa tarkastelijan havainnointivirheestä, sillä profiilien asteikot eivät ole *yhteismitallisia*. Toinen harhauttava syy testitulosten ja silmämääräisten tarkastelujen näennäisestä ristiriidasta johtuu monimuuttujaisen varianssianalyysin ominaisuuksista sekä pienestä otoskoosta, $N = 39$. Pienellä ostoskoolla keskiarvoprofiileissa ilmenee jo silmämääräisestikin havaittavaa eroa. Selvimmin tämä *ongelma* havaitaan tarkastelemalla profiileja 2 ja 5. Profiilin 2 osalta yhdensuuntaisuus-hypoteesi on voimassa, kun taas profiilin 5 osalta näin ei ole.

Tuloste 7.7. Eräs tilastollisesti merkitsevä profiilianalyysin tulos vyöasteittain, kovarianssimatriisien yhtäsuuruustestaus ja yhdysvaikutuksen testaus, $N = 39$.

FAKTORIPISTEMÄÄRÄMUUTTUJAT VYÖARVOITTAIN (Profiili 4)

Kovarianssimatriisien yhtäsuuruustestaus

Multivariate test for Homogeneity of Dispersion matrices

Boxs M = 3.56110
 F WITH (6;1723) DF = .51442, P = .798 (Approx.)
 Chi-Square with 6 DF = 3.09893, P = .796 (Approx.)

Yhdysvaikutuksen testaus

EFFECT .. OBI_2 BY FPM_MJAT
 Multivariate Tests of Significance (S = 1, M = 0, N = 17)

Test Name	Value	Exact F	Hypoth. DF	Error DF	Sig. of F
Pillais	.35541	9.92475	2.00	36.00	.000
Hotellings	.55137	9.92475	2.00	36.00	.000
Wilks	.64459	9.92475	2.00	36.00	.000
Roys	.35541				

Note.. F statistics are exact.

Profiilianalyysin tulokset olivat profiilien 4, 6 ja 12 osalta tilastollisesti erittäin merkitseviä (Sig. of $F_{\text{Profiili 4}} = .000$, Sig. of $F_{\text{Profiili 6}} = .001$ ja Sig. of $F_{\text{Profiili 12}} = .000$) sekä profiilin 5 osalta tilastollisesti merkitsevä (Sig. of $F = .002$). Tulkinnallisesti tämä merkitsee H_0 -hypoteesin hylkäystä eli muuttujien keskiarvoprofiilit eivät ole yhdensuuntaisia. Toisin sanoen muuttujilla ja ryhmillä on yhdysvaikutusta. Mahdolliset jatkoanalysoinnit tai -vertailut tulee suorittaa muuttuja kerrallaan esimerkiksi t -testillä tai yksisuuntaisella varianssianalyysillä. (Vrt. mm. Nummenmaa ym. 1997, 99 - 102.) Täten esimerkiksi profiilissa 12 keskiarvojen jatkotar-

kastelut tulee suorittaa muuttuja kerrallaan VENYTYIS-, KERTAUS- ja O_PERUST-muuttujissa vyöarvojen osalta.

Esimerkki 3

Tarkastellaan profiilia 12 liitteessä 7. Kyseisen profiilin kohdalla nollahypoteesi ei ole edellä esitetyn mukaan voimassa, joten yhdysvaikutusta siis on olemassa. Tällöinhän muuttujien tai ryhmien *omavaikutusta* ei saisi tutkia. Tarkastellaan sen sijaan vain keskiarvoja. Keskiarvoprofiileista nähdään helposti, että esimerkiksi ylempien vyöasteiden VENYTYIS-muuttujan keskiarvo on selvästi pienempi kuin alemmilla vyöasteilla. Tämä silmämääräinenkin ja siten hyvin pintapuolinen tarkastelu osaltaan vahvistaa luvussa 7.3 havaitutun tuloksen: ylempät vyöarvot pitävät venyttelyä tehottomana. Tehottomuustulkintaa ei pidä ajatella vain pelkkänä keskiarvojen erona vaan sisältöteoreettisena tietona, että ylempien vyöarvojen keskiarvo on alle mittarin teoreettisen odotusarvon (keskiarvon). Ylempien keskiarvo 3.30 sijoittuu siis selvästi lähemmäksi vaihtoehtoa 3 (= huonosti) kuin vaihtoehtoa 4 (= hyvin).

Tarkastellaan vielä edellistä tulosta. Tulos on hyvin *samansuuntainen* tulosteen 7.4 tuloksien kanssa. Näitä tuloksia ei saa suoraan verrata keskenään. Tulokset eivät ole keskenään vertailukelpoisia, vaikka profiilissa 12 ylempien vyöarvojen VENYTYIS-muuttujan keskiarvo 3.30 sattuu olemaan täsmälleen sama kuin Expert-ryhmän keskiarvo tulosteessa 7.4. Tulokset ovat vertailukelpoisia yksistään ylempien vyöasteiden muodostaman ryhmän ja Expert-ryhmän osalta. Itse asiassa kyse on samasta ryhmästä, koska molemmat ryhmät muodostuvat täsmälleen samoista henkilöistä (vyöarvoina sininen - musta). Mainittakoon vertailun vuoksi, että jos tulosteen 7.4 Novice- ja Advanced-ryhmät yhdistetään, niin ne muodostavat yhdessä profiilissa 12 olevan alemmat vyöasteet -ryhmän.

Esimerkki 4

Palataan vielä esimerkkiin 1. Siinä todettiin, että *Boxin M*-testin mukaan kovarianssimatriisit ovat yhtä suuret vertailevissa ryhmissä, joten jatkotarkasteluille on tilastotieteellinen peruste. Edelleen todettiin profiilien olevan yhdensuuntaisia eli muuttujien keskiarvoissa ei ole eroa sukupuolten välillä. Tällöin voidaan testata myös muuttujien ja/tai ryhmien omavaikutusta. Testattavana hypoteesina on: muuttujien keskiarvot ovat samalla tasolla eli muuttujilla ei ole omavaikutusta. (Vrt. Nummenmaa ym. 1997, 99.)

Esitetään lopuksi ainoat hieman *merkityksellisemmät* profiilianalyysin tulokset, jotka analysoitiin liitteessä 7 esitetyille profiileille. Tulos käsittelee profiilia 11. Ohitetaan esimerkin 1 mukaiset kovarianssimatriiseja ja profiilien yhdensuuntaisuustarkasteluja koskevat testit esittämällä vain kyseisten testien estimaattien arvot .221 ja .751 (täydellisempi tuloste on liitteessä 8). Edellytykset OBI- ja malltifaktorimuuttujan omavaikutustutkimukseen ovat voimassa (ks. tulostetta 7.8).

Tuloste 7.8. Vyöarvojen OBI ja malltifaktoriin kuuluvien muuttujien keskiarvoprofiilien omavaikutusten testaus, N = 39.

MALLTIFAKTORIN MUUTTUJAT VYÖARVOITTAIN (Profiili 11)

Vyöasteen omavaikutuksen testaus

Tests of Between-Subjects Effects.

Tests of Significance for T1 using UNIQUE sums of squares					
Source of Variation	SS	DF	MS	F	Sig of F
WITHIN+RESIDUAL	83.57	37	2.26		
OBI_2	8.17	1	8.17	3.62	.065

Malltifaktorin omavaikutuksen testaus

EFFECT .. PROF_11

Multivariate Tests of Significance (S = 1, M = ½, N = 16 ½)

Test Name	Value	Exact F	Hypoth. DF	Error DF	Sig. of F
Pillais	.27505	4.42630	3.00	35.00	.010
Hotellings	.37940	4.42630	3.00	35.00	.010
Wilks	.72495	4.42630	3.00	35.00	.010
Roys	.27505				

Note.. F statistics are exact.

Vyökoemuuttujan OBI (uudelleen luokitettuna OBI_2) ryhmävaikutus (omavaikutus) on *lähes* tilastollisesti melkein merkitsevä (Sig. of $F = .065$). Sen sijaan malttifaktorin muuttujavaikutus on tilastollisesti merkitsevä (Sig. of $F = .010$). Tulkinallisesti tulokset merkitsevät seuraavaa.

Vaikka ensimmäinen tulos eri vyöasteiden ryhmien osalta ei olekaan tilastollisesti edes melkein merkitsevä, niin on syytä olettaa, että vyöarvoittain keskiarvot vaihtelevat jonkin verran. Ero ei välttämättä näy selvänä näin pienellä aineistolla, mutta epäilemättä tätä kannattanee tutkia tarkemmin, etenkin jos käytettävissä olisi suurempi data.

Jälkimmäinen tuloksista taas tarkoittaa käytännössä sitä, että malttifaktoriin sisältyvien muuttujien keskiarvoissa on eroja vyöarvoittain. Profiilianalyysi ei kuitenkaan selitä, millä muuttujilla keskiarvot eroavat toisistaan. Sitä pitää tutkia muilla menetelmillä, esimerkiksi t-testillä tai yksisuuntaisella varianssianalyysillä.

Kun vastaavat esimerkin 4 mukaiset omavaikutustarkastelut suoritetaan kaikille profiileille lukuun ottamatta profiileja 4 – 6 ja 12, niin tulokset ovat seuraavat:

- profiili 2: Sukupuolella ei ole vaikutusta eli keskiarvot ovat eri ryhmissä samat. Skaalalla on omavaikutusta, tulos on tilastollisesti erittäin merkitsevä (Sig. of $F = .000$).
- profiili 7: Sukupuolella ei ole vaikutusta, keskiarvot ovat eri ryhmissä samat. Kilpailufaktorilla on omavaikutusta, tulos on tilastollisesti melkein merkitsevä (.012).
- profiili 8: Sukupuolella ei ole vaikutusta, keskiarvot ovat eri ryhmissä samat. Malttifaktorilla on omavaikutusta, tulos on tilastollisesti merkitsevä (.006).
- profiili 10: Vyöarvolla ei ole vaikutusta, keskiarvot ovat eri ryhmissä samat. Kilpailufaktorilla on omavaikutusta, tulos on tilastollisesti melkein merkitsevä (.012).

8 YHTEENVETO

Tämän opinnäytetyön alustavana tavoitteena oli tutkia judoharjoitteluun liittyviä motivaatiotekijöitä sekä näihin mahdollisesti liittyviä sosiaalisia kausaliteetteja. Palautettujen vastausten perusteella havaitsin, että tilastollisia analyyseja voidaan suorittaa vain numeeristen muuttujien (kysymysten) osalta. Vapaamuotoisten verbaalisten kysymysten osalta mahdolliset tilastolliset analysoinnit olisivat johtaneet vain omiin spekulatiivisiin tarkasteluihini, mikä ei varmasti olisi ollut kenenkään mieleen. Niinpä luovuin tästä lähestymistavasta kokonaan. Muunlainen valinta olisi epäilemättä johtanut tilastotieteellisesti epävalidiin tutkimusotteeseen ja tutkimustulokseen.

Eksploratiivisen faktorianalyysin päätulos eli latausmatriisi Λ ei näytä olevan tulkinnallisesti riittävä selittämään kolmen faktorin mallia. Teorian mukaan tähän vaikuttaa eniten faktoreiden keskinäinen korrelointi. Faktoreiden rakennematriisi sitä vastoin mahdollistaa huomattavasti *paremman* tuloksen ja/tai tulkinnan. Voikin ajatella, että korreloivien faktoreiden tapauksessa eksploratiivisen faktorianalyysin päätuloksena tulisikin ehkä pitää rakennematriisin tulkintaa latausmatriisin tulkinnan sijaan. Luvussa 5 esitettyjen johtopäätelmien lisäksi tuskin kannattaa esittää tarkempia analyttisiä päätelmiä tai pohdintoja ennen konkreettista lisätutkimusta.

Reliabiliteettianalyysi näytti tuottavan tavoitelluntuntuksia oikean ominaisuuden omaamia ja riittävän laadukkaita mittarikonstruktioita. Mahdollisissa jatkoanalysoinneissa tai -tutkimuksissa voitaneen työssäni kuvatulla tavalla tuotetuilla mittareilla korvata esimerkiksi faktoripistemäärämuuttujia. Korvaaminen onnistunee ainakin silloin, kun taulukon 6.4 mukaan esitetyt *Suorat summat* ja *Yhden faktorin mallit* -sarakkeet sisältävät lähes yhtä suuret estimoidut reliabiliteetit. Toisaalta tämä sama päätelmä on nähtävissä myös taulukon 6.5 tuloksessa. Jos skaalojen väliset korrelaatiot ovat hyvin lähellä ykköstä, niin mittareita voidaan pitää lähes identtisinä. Mittarikonstruktioiden (laskennallista) etua ei luultavimmin havaita

pienillä otoksilla lainkaan, vaan mahdolliset edut voitaneen todentaa vasta tätä tutkimusta huomattavasti mittavimmissa analysoinneissa. Otoskoot ovat tällöin jo reilusti yli sadan tai lähes tätä suuruusluokkaa.

Mittariehdokkaiden mekaaninen hyödyntäminen on aina hyvin riskialtista, koska mittareiden reliabiliteettitarkastelut eivät yksinään riitä takaamaan mittareiden validiutta mitattavan ominaisuuden suhteen. Mittarin on aina kyettävä mittamaan juuri sitä ominaisuutta, mihin se on konstruotukin. Valitettavasti usein menetelmän oikeellisuuden voi tarkastaa vasta jälkikäteen.

Keskiarvotarkastelujen esittelyssä kerroin lähinnä tutkimusmenetelmien valinnasta ja soveltuvuudesta tämänkaltaisen aineiston käsittelyyn (keskiarvojen vertailuun).

Profiilianalyysin analoginen käyttö ja samalla hyvin pintapuolinen profiilien tarkastelu jo näytti tuottavan mielenkiintoisia eroja sukupuolten ja eritasoisten judokoitten välillä. Selkeimmin profiilikohtaiset erot tai yhtäläisyydet ovat nähtävissä profiileissa 7 – 12 liitteessä 7. Lisäpäätelmien teko ilman jatkoanalysointia ei ole mitenkään perusteltavissa, vaikka keskiarvoprofiilit muistuttavat huomattavasti toisiaan. Erityisesti samankaltaisuutta havaitaan pareittain graafeissa 7 ja 10, 8 ja 11 sekä 9 ja 12 miesten ja ylempien vyöasteiden välillä. Voihan olla, että graafinen samanmuotoisuus on enemmänkin sattumaa kuin tilastollista merkitsevyyttä.

Eräitä huomioita

Tilastotieteen teoriassa käsitellään hyvinkin runsaasti mm. mittarikonstruktoiden ja niiden soveltajien (käyttäjät, tutkijat) ohjeistusta esimerkiksi pisteetyksen, arvioinnin tmv. seikkojen kohdalla. Käytännössä tavoitteena on saada valideja mittausmenetelmiä, valideja mittareita, jotka olisivat edes jossakin määrin standardoituja. Vaikka näissä pyrkimyksissä on jo edettykin aika tavalla, ja tutkijat lisäksi yrittävät hyvin huolellisesti analysoida etukäteen mahdolliset mittaus- tai tulkintavirheet, niin uutta virhettä syntyy aina. Usein virhelähde ei enää olekaan tutkijan tekemä ns. inhimillinen mittausvirhe, vaan vähintään yhtä usein virhettä syntyy

esimerkiksi asiakkaan tai tutkimuksen kohteena olevan henkilön toimesta.

Tunnettu tosiasia myöskin on, että mittausvirhettä syntyy aina, kun henkilö tuntee, että häntä testataan. Pelkkä tuntemus testattavana olosta on tutkimushenkilölle poikkeuksellinen tilanne, joka aiheuttaa siten luonnollista lisävirhettä. Tätä virhettä ei pysty paraskaan mittari tai mittarikonstruktio täysin eliminoimaan.

Toinen mittareihin liittyvä ongelma on mittarin jatkuvuuden takaaminen esimerkiksi kyselytutkimuksessa. Vaikka mittari näennäisesti tuntuukin olevan tutkijan mielestä jatkuva, niin hyvin usein vastaaja tuntee, että hänelle ei ole annettu kaikkia vastausvaihtoehtoja. Eräs tyypillisimmistä odotetuista vastausvaihtoehdoista näyttää olevan toivomus vastausvaihtoehdolle "En osaa sanoa". Lähes sama merkitys lienee sellaisella vastausvaihtoehdolla, joka asettuu keskelle mittaria. Käyttäytymistieteissä, joihin ainakin osa tästäkin työstä on katsottava kuuluvan, tämänkaltaisiin kysymyksiin ei saada koskaan kaikkia tyydyttäviä vastauksia tai valideja, täsmälleen haluttua ominaisuutta mittaavia mittareita.

Lopuksi

Tämän työn joustavaan toteutumiseen ovat myönteisellä asennoitumisellaan vaikuttaneet mm. senseini Jaakko Saari (4. dan), Marita Kokkonen (2. dan) sekä Janne Pietiläinen (1. dan). Kyselylomakkeiden ja tekstiosuoksien suomenkielisestä oikeinkirjoituksen tarkastuksesta kiitän lämpimästi fil. maist. Jarkko Nurmea Jyväskylästä. Luonnollisesti kiitos kuuluu myös työni ohjaajalle prof. Esko Leskelle sekä tilastotieteen laitokselle.

LÄHTEET

- Bollen, K.A. (1989). *Structural equations with latent variables*. New York: Wiley.
- Carmines, E.G. & Zeller, R.A. (1983). *Reliability and validity assessment*. 6th printing. Series: *Quantitative applications in the social sciences*: 17. Calif.: Sage.
- Harman, H.H. (1967). *Modern factor analysis*. Second edition. Chicago: University of Chicago Press.
- Jensen, M. (1993). *Judo: valkoisesta mustaan vyöhön*. 8. uudistettu painos. Helsinki: Tammi.
- Kokkonen, M. (1994). *Sosiaalista kehitystä tukeva judo*. Tutkimus kehitysvammaisista judokoista. Seminaarityö. Sisälähetysseuran diakonia- ja kasvattajaopisto. Kuopio.
- Konttinen, R. (1981). *Testiteoria. Johdatus kasvatus- ja käyttäytymistieteellisen mittauksen teoriaan*. Helsinki: Gaudeamus.
- Leskinen, E. (1987). *Faktorianalyysi. Konfirmatoristen faktorimallien teoria ja rakentaminen*. Jyväskylän yliopisto. Tilastotieteen laitos. Julkaisuja 1/1987.
- Liukkonen, J. & Leskinen, E. (1997). *The reliability and validity of children's version of the Perception of Success Questionnaire*. (Manuscript.) LIKES Research Center. Jyväskylä.
- Marwood, D. (1995). *Judon taito (Critical Judo)*. Suomentanut Staffan Lindgren. 2. painos. Hämeenlinna: Karisto.

- Myllylä, S. & Pilviö, R. (1994). Opi judoa: tekniikat, vyöarvot, harjoittelu. 2. painos. Jyväskylä: Gummerus.
- Niiniketo, A. (1988). Ju-jutsu itsepuolustuksen perusta. 3. painos. Helsinki: Tammi.
- Nummenmaa, T., Konttinen, R., Kuusinen, J. & Leskinen, E. (1997). Tutkimusaineiston analyysi. Porvoo: WSOY.
- Norušis, M.J. (1994). SPSS for Windows: Professional Statistics. Release 6.1. Chicago (Ill.): SPSS Inc.
- Perämäki, H. (1994). Liikunta elämäntapana: tarkastelussa budolajien harrastajat. Pro gradu -tutkielma. Jyväskylän yliopisto. Sosiologian laitos.
- Roiko-Jokela, H. (1990). Jyväskylän Jigotai ry. 20-vuotisjuhla-julkaisu: 1970 – 1990. Jyväskylä.
- Sorsa, A. & Turtia, K. (toim.) (1996). Nykysuomen käyttötieto: sivistyssanat, oikeinkirjoitus, lyhenteet, paikannimet, teemasanasto. Keuruu: Ota-va.

Pekka Kauppinen
Taitoniekantie 9 A 205
40740 JYVÄSKYLÄ
Puhelin kotiin: (014) 607 022
E-mail: peuoka@jyu.fi

SEURAKYSELY
Jyväskylän Jigotai ry. - Judojaosto

LIITE 1a (1)

4.4.97


Tervehdys budoseura Jigotai ry:n judojäsen (tai seurassamme muuten vain viihtyvä)!


Olen Jigotain judojaoston vanha / uusi jäsen. Tällä hetkellä olen Jyväskylän yliopiston Täydennyskoulutuskeskuksen järjestämällä *Tietotyön yrittäjäkoulutus* -kurssilla, jonka kautta olen järjestänyt kyselyn vastauskuoretkin (mahdolliset tiedustelut: Johanna Kiiskilä, puh. 014 - 603 704). Jatkan tietotekniikan täydennyskoulutukseni ohessa vuonna 1983 keskeyttämiäni tilastotieteen opintojani Jyväskylän yliopistoon. Tämän kyselyn (pro gradu -työni) tarkoituksena on selvittää joitakin judoharrastukseesi liittyviä käytännön asioita sekä henkilökohtaisia kokemuksiasi ja mieltymyksiäsi. Olen informoinut tutkimuksestani judojaoston johto-kuntaa, joka on hyväksynyt kyselytutkimukseni.


Vastausten avulla yritän kartoittaa, missä asioissa judojaostolla on vielä parantamista ja miten voimme parhaiten edistää judoa. **Pro gradu** -tutkielmaani ohjaa professori Esko Leskinen Jyväskylän yliopiston tilastotieteen laitokselta. Käsittelem vastauksesi luottamuksellisesti. Vastaaminen tapahtuu nimettömänä (lomakkeissa ei ole paikkaa nimelle). Kun teen annetuista vastauksista sanallisen yhteenvedon, niin muokkaan vastauksia siten, ettei vastaajaa tai vastaajia voida tunnistaa.

Vastausohjeita

Toivon **lasten vanhempien auttavan** nuorimpia judokoita lomakkeen täyttämässä, jotta mahdollisimman monen **nuoren mielipiteet** tulevat selvästi esiin. Tavoitteena on, että jokainen judoka tuntee harjoittelunsa salilla miellyttäväksi ja voimia antavaksi myös muuhun toimintaan.

 Merkitse jokaiseen kohtaan mielestäsi sopivin vaihtoehto tai täydennä kyseinen kohta mielestäsi parhaalla ja sopivimmalla sanalla tai ilmauksella.

 Avoimille kysymyksille on varattu oma vastaustilansa aivan kyselyn loppuun. Voit jatkaa vastaustasi myös paperin kääntöpuolelle tai erilliselle paperille.

 Pyri vastaamaan reilusti ja kiertelemättä. Viestisi luetaan varmasti ja tarvittaessa asioihin tartutaan ripeästi. Voit kommentoida kysymyksiä myös erikseen, vaikka en ole siihen varannutkaan erikseen tilaa.

Palauta vastauksesi kirjekuoressa, joka tuli lomakkeen mukana. **Sulje kuori. Palauta kuori mieluiten heti seuraavan harjoituksesi vetäjälle.** Jos haluat, niin voit myös postittaa vastauksesi saamassasi kuoressa. Kirjeen postimaksu on jo maksettu. **Vastaukset tulee palauttaa viimeistään 27.4.1997**, jonka jälkeen toimitettuja vastauksia en voi valitettavasti enää ottaa huomioon.

Mikäli sinulla on jotakin kysyttävää tutkimuksestani tai tästä lomakkeesta, vastaan mielelläni kysymyksiäsi. Olen varmimmin tavoitettavissa puhelimella aamuisin ennen kello 8.30 ja iltaisin aikuisten harjoitusvuorojen jälkeen. Voit lähettää minulle myös sähköpostia osoitteella: peuoka@jyu.fi (Pekka Kauppinen).

Ystävällisin judoterveisin ja arvokkaasta avustasi kiittäen

Pekka Kauppinen
Taitoniekantie 9 A 205
40740 JYVÄSKYLÄ

Puhelin kotiin: (014) 607 022
E-mail: peuoka@jyu.fi

YLEINEN TAUSTA (kysymykset 1 - 5)

1. Sukupuoleni on mies nainen (rasti ruutuun).
2. Syntymävuoteni on 19____ (tai olen ____ vuotias).
3. Aloitin judon vuonna 19____ (tai ____ vuotta sitten).
4. Minulla on nyt _____ vyö (tai ____ kyu / dan) (yliviivaa tarpeeton).
5. Jos olet koululainen tai perustutkintoasi suorittava opiskelija, niin laita rasti ruutuun .
Muussa tapauksessa täytä alla oleva lause sinulle soveltuvien osin.
Olen koulutukseltani _____
ja toimin _____ ammatissa.
Toivon myös **lasten huoltajan (tai huoltajien)** täydentävän edellä olevan lauseen.

KILPAILU- JA HARRASTUSTAUSTA (väittämät 1 - 15)

Miten omat judokokemuksesi sopivat seuraaviin väittämiin? Huomioi vastauksissasi, että väittämät koskevat pitempiaikaista harjoittelua, esimerkiksi 3 - 6 kuukautta, eikä vain yhden illan harjoituksia.

Rengasta sopivin vaihtoehto.

1 = ei lainkaan (*tai* ei koskaan)

2 = hyvin huonosti

3 = huonosti

4 = hyvin

5 = erittäin hyvin

6 = täysin (*tai* aina)

1. Harjoitusten rasittavuus on ollut minulle sopiva (en ole koskaan täysin väsynyt tai lopahtanut)	1	2	3	4	5	6
2. Harjoitusten opetusjaksot ovat olleet riittävän perusteellisia (esimerkiksi minulle ei ole jäänyt epäselväksi, mitä pitää tehdä)	1	2	3	4	5	6
3. Harjoituksissa on ollut riittävästi edistyneempiä judokoita auttamassa opetusta (minutkin on ehditty ottaa huomioon)	1	2	3	4	5	6
4. Saan vetäjiltä helposti vastauksen tai apua, esimerkiksi kun uusi tekniikka tuntuu liian vaikealta suorittaa tai ymmärtää	1	2	3	4	5	6
5. Harjoituksissa on ollut riittävästi pystyrandoria	1	2	3	4	5	6
6. Harjoituksissa on ollut riittävästi mattorandoria	1	2	3	4	5	6
7. Harjoituksissa on ollut riittävästi kertausta	1	2	3	4	5	6
8. Harjoituksissa on ollut riittävästi uutta asiaa	1	2	3	4	5	6
9. Harjoituksissa on ollut riittävästi leikkiä ja muuta peuhaamista	1	2	3	4	5	6
10. Harjoituksissa harjoitellaan liian paljon ukemia	1	2	3	4	5	6
11. Harjoitusten alku- ja loppuvenyttelyt ovat olleet tehokkaita	1	2	3	4	5	6
12. Harjoitusten vetäjät ovat hallinneet opetuskokonaisuuden hyvin	1	2	3	4	5	6
13. Harjoitusten vetäjät ovat olleet ystävällisiä minua kohtaan	1	2	3	4	5	6
14. Saan harjoitella riittävästi perustekniikkaa salilla	1	2	3	4	5	6
15. Vyökokeissa vaadittavat asiat on selvitetty riittävän hyvin	1	2	3	4	5	6

JUDOHARRASTUKSESI TAUSTA (kysymykset 1 - 7)**1. Mitä muita urheilulajeja harrastat judon lisäksi:**

1. _____

2. _____

(Jatka tarvittaessa paperin kääntöpuolelle tai erilliselle paperille.)

2. Kuinka usein harjoittelet judoa?

3. Riittääkö aikasi hyvin judon harrastamiseen? Kyllä Ei (rasti ruutuun)Jos vastasit Ei, niin mistä arvelet tämän johtuvan?

(Jatka tarvittaessa paperin kääntöpuolelle tai erilliselle paperille.)

4. Onko judoharrastuksesi omasta tai huoltajiesi mielestä kallis harrastus? Miksi?

(Jatka tarvittaessa paperin kääntöpuolelle tai erilliselle paperille.)

5. Miksi aloitit judoharrastuksen?

(Jatka tarvittaessa paperin kääntöpuolelle tai erilliselle paperille.)

6. Miksi jatkat judoharrastustasi?

(Jatka tarvittaessa paperin kääntöpuolelle tai erilliselle paperille.)

7. Mitkä ovat sinun tavoitteesi judossa?

(Jatka tarvittaessa paperin kääntöpuolelle tai erilliselle paperille.)

HENKILÖKOHTAINEN PALAUTTEESI (kysymykset 1 - 5)**1. Mitä muuta harrastat judon tai muiden urheilulajien lisäksi:**

1. _____

2. _____

(Jatka tarvittaessa paperin kääntöpuolelle tai erilliselle paperille.)

2. Mitä toivot lisää judoharrastukseltasi?

Toiveesi voi kohdistua harjoituksiin, kilpailuihin, leireihin, muihin tapahtumiin.
Kerro toiveistasi!

(Jatka tarvittaessa paperin kääntöpuolelle tai erilliselle paperille.)

3. Mikä tuottaa sinulle pahaa mieltä salilla tai harjoitusten yhteydessä?

(Jatka tarvittaessa paperin kääntöpuolelle tai erilliselle paperille.)

4. Miten toivoisit judojaoston parantavan toimintaansa ja palveluansa?

Tässä voit vapaasti esittää ajatuksiasi (miten Jigotain tulisi esitellä judoan koulussa, dojolla, internetissä, päiväkodissa jne., mitä jaoston tulisi tarjota esimerkiksi leirien yhteydessä, miten seuratoimintaamme voitaisiin paremmin edistää ja aktivoida jne.).
Myös lasten vanhemmat voivat esittää parannusehdotuksiaan.

(Jatka tarvittaessa paperin kääntöpuolelle tai erilliselle paperille.)

Kiitos palautteestasi! Aurinkoista kevättä ja kesää!

Pekka Kauppinen
Taitoniekantie 9 A 205
40740 JYVÄSKYLÄ
Puhelin kotiin: (014) 607 022
E-mail: peuoka@jyu.fi

SEURAKYSELY
Jyväskylän Jigotai ry. - Judojaosto

LIITE 1b

24.4.97

Tervehdys budoseura Jigotai ry:n judojäsen (tai seurassamme muuten vain viihtyvä)!

Olen pidentänyt kyselyni vastausaikaa

Vastauksenne ehtivät vielä hyvin tutkimukseeni mukaan, kunhan ne palautetaan tai postitetaan viimeistään 14.5.1997.

Vastausohjeita

Toivon **lasten vanhempien auttavan** nuorimpia judokoita lomakkeen täyttämässä, jotta mahdollisimman monen **nuoren mielipiteet** tulevat selvästi esiin. Tavoitteena on, että jokainen judoka tuntee harjoittelunsa salilla miellyttäväksi ja voimia antavaksi myös muuhun toimintaan.

☞ Merkitse jokaiseen kohtaan mielestäsi sopivin vaihtoehto tai täydennä kyseinen kohta mielestäsi parhaalla ja sopivimmalla sanalla tai ilmauksella.

☞ Avoimille kysymyksille on varattu oma vastaustilansa aivan kyselyn loppuun. Voit jatkaa vastaustasi myös paperin kääntöpuolelle tai erilliselle paperille.

☞ Pyri vastaamaan reilusti ja kiertelemättä. Viestisi luetaan varmasti ja tarvittaessa asioihin tartutaan ripeästi. Voit kommentoida kysymyksiä myös erikseen, vaikka en ole siihen varannutkaan erikseen tilaa.

Palauta vastauksesi kirjekuoressa, joka tuli lomakkeen mukana. **Sulje kuori. Palauta kuori mieluiten heti seuraavan harjoituksesi vetäjälle.** Jos haluat, niin voit myös postittaa vastauksesi saamassasi kuoressa. Kirjeen postimaksu on jo maksettu. **Vastaukset tulee palauttaa viimeistään 14.5.1997**, jonka jälkeen toimitettuja vastauksia en voi enää varmuudella ottaa huomioon.

Mikäli sinulla on jotakin kysyttävää tutkimuksestani tai tästä lomakkeesta, vastaan mielelläni kysymyksiisi. Olen varmimmin tavoitettavissa puhelimella aamuisin ennen kello 8.30 ja iltaisin aikuisten harjoitusvuorojen jälkeen. Voit lähettää minulle myös sähköpostia osoitteella: peuoka@jyu.fi (Pekka Kauppinen).

Ystävällisin judoterveisin ja arvokkaasta avustasi kiittäen

Pekka Kauppinen
Taitoniekantie 9 A 205
40740 JYVÄSKYLÄ

Puhelin kotiin: (014) 607 022
E-mail: peuoka@jyu.fi

Jigotain judojaoston *internetkotisivut*: <http://www.jyu.fi/~peuoka/jigotai/judo-div.html>

Judotutkimuksen muuttujalista

Nimi	Selite	Koko	Järjestys
NRO	Henkilönumero (101 -)	4	1
S_P	Sukupuoli (1 = mies, 2 = nainen)	1	2
SYN	Syntymävuosi	4	3
ALO	Aloitin judon vuonna	4	4
OBI	Nykyinen vyöarvoni on	1	5
	Arvo	Tunnus (nimi)	
	0	6. kyu - valkoinen	5
	1	5. kyu - keltainen	6
	2	4. kyu - oranssi	7
	3	3. kyu - vihreä	8
	4	2. kyu - sininen	9
		1. kyu - ruskea	
		1. dan - musta	
		2. dan - musta	
		3. dan - musta	
		4. dan - musta	
RASITUS	Harjoitusten rasittavuus on ollut minulle sopiva		6
O_PERUST	Harjoitusten opetusjaksot ovat olleet perusteellisia		7
APU_OHJ	Harjoituksissa on ollut ed. judokoita auttamassa opetusta		8
VASTATTU	Saan vetäjiltä helposti vastauksen tai apua,		9
RANDOR_P	Harjoituksissa on ollut riittävästi pystyrandia		10
RANDOR_M	Harjoituksissa on ollut riittävästi mattorandia		11
KERTAUS	Harjoituksissa on ollut riittävästi kertausta		12
UUTTA	Harjoituksissa on ollut riittävästi uutta asiaa		13
LEIKKI	Harjoituksissa on ollut riittävästi leikkiä ja peuhaamista		14
UKEMI	Harjoituksissa harjoitellaan liikaa ukemia		15
UKEMI_2	Ukemia harjoitellaan sopivasti (=UKEMI, suunta vaihdettu)		16
VENYTYS	Harjoitusten alku- ja loppuvenyttelyt ovat olleet tehokkaita		17
O_HALLIN	Harjoitusten vetäjät ovat hallinneet op.kokonaisuuden hyvin		18
YSTAVALL	Harjoitusten vetäjät ovat olleet ystävällisiä minua kohtaan		19
PERUSTEK	Saan harjoitella riittävästi perustekniikkaa salilla		20
VYO_KOEV	Vyökokeissa vaadittavat asiat on selvitetty riittävän hyvin		21
	Arvo	Tunnus (nimi)	
	1	ei lainkaan	
	2	hyvin huonosti	
	3	huonosti	
	4	hyvin	
	5	erittäin hyvin	
	6	täysin	

Muuttujien 6 - 20 kentän pituus (koko) on 1 ja muuttujan saama arvo on yhden numeron suuruinen välillä 1 - 6.

Dataa koskevia huomautuksia ja tulkintoja

- henkilön 105 vyöaste on valkoinen, vaikka hän vaihtoehtoisesti tulkitsee sen 5. kyuksi (kelt.)
- henkilö 108 tulkitsee itse sanallisesti, että ukemia ei harjoitella liikaa, joten koodi = 1
- henkilön 109 selittelyt 2/4 sivulla eivät vaikuta rengastettuihin valintoihin
- henkilön 114 tehtävä 11 sivulla 2/4 koodattu 4:ksi (k.a.), samoin tehtävä 10 2/4'lla 2:ksi (k.a.)
- henkilön 119 tiedot poistetaan kokonaan datasta liian monen puuttuvan havainnon vuoksi
- henkilöiden 127 ja 128 välillä ei ole ristiriitaa, vaikka tulokset näyttävät lähes identtisiltä
- henkilön 133 ikä puuttuu
- henkilön 135 kohtalainen 'vaatimus' korotettu positiiviseen suuntaan eli 4:en, teht. 7-8 (2/4)

Puuttuville havainnoille valitsin korvaavaksi estimaatiksi tyypillisimmän vastausarvon eli moodin.

Alla lista korvaavuuksista (mahdolliset vertailut pg_origi.sav <> pg2.sav):

henkilö_nro	muuttuja	muutos / huomautus
111	s_p	mode = 1 (mies)
133	syn	moodiksi valitsin 1964 (yli 30 v), vaikka moodi koko aineistolle = 1984
114, 118, 124	leikki	mode = 4 (hyvin); koodaus on teoreettisessa mielessä aika kyseenalaista ja tarpeetonta, sillä tämä muuttuja pudotettiin jatkotarkasteluista kokonaan olemattoman kommunaliteettinsa vuoksi
140	o_hallin	mode = 5 (erittäin hyvin)
134	ukemi	mode = 4 (hyvin)
118	uutta	mode = 4 (hyvin), luokat 4 ja 5 luokat ovat yhtä suuria, jakauma on vasemmalle painottunut
126, 138	vyo_koev	mode = 4 (hyvin)

Puuttuvien havaintojen merkitys aineistolle ei ole kovin merkitsevä. Jatkotarkasteluista jäivät pois edellä esitetystä muuttujasarakkeesta muuttujat SYN ja LEIKKI. Jatkotarkasteluissa ovat mukana muuttujat S_P, O_HALLIN, UKEMI_2 (alussa UKEMI), UUTTA ja VYO_KOEV.

Ennen taulukkoa 5.4. (Direct Oblimin -rotaation tuottama latausratkaisu Λ) esitin seuraavan huomautuksen: "Aineistoa tulkitessa on 2. ja 3. faktorin etumerkit vaihdettu tulkinnallisemman ratkaisun löytämiseksi.". Kyseinen etumerkkien vaihto koskee kaikkia muitakin jäljempänä olevia tuloksia samansuuntaisesti, vaikka siitä ei ole erikseen enää huomautettu.

Faktoripistemäärämuuttujien nimeäminen. Malti- ja Kunto faktoripistemäärämuuttujien etumerkit on vaihdettu (vrt. edelliset etumerkkien muutokset).

Kilpailu	= kilpailevan ja edistyvän henkilön faktori	= +1 × fac1_1
Malti	= perusteellisen ja harkitsevan henkilön faktori	= -1 × fac2_1
Kunto	= turvallisen harjoittelun ja fyysisen edistyksen fakt.	= -1 × fac3_1

Alkuperäinen otoskorrelaatiomatriisi sekä alustavat tunnusluvut

	APU_OHJ	KERTAUS	LEIKKI	O_HALLIN	O_PERUST	PERUSTEK	RANDOR_M
APU_OHJ	1.00000						
KERTAUS	.11722	1.00000					
LEIKKI	.04397	.16501	1.00000				
O_HALLIN	.59497	.29379	-.17254	1.00000			
O_PERUST	.24594	.39276	.32115	.19255	1.00000		
PERUSTEK	.36870	.35597	.19630	.12865	.40257	1.00000	
RANDOR_M	.16493	.20730	.08681	.09066	.13974	.30506	1.00000
RANDOR_P	-.03454	.03811	.16664	.14410	.18534	-.09127	-.13555
RASITUS	.26741	.29198	.01567	.21493	.44359	.20420	.05115
UKEMI_2	.32613	-.01181	.12636	.20475	.11242	.08791	.06631
UUTTA	.37007	.26646	.06106	.30709	.47666	.20303	.06435
VASTATTU	.45909	.34223	.18368	.39702	.50539	.52345	.08534
VENYTYS	-.00518	.48157	.08346	.33122	.35945	-.16755	.22784
VYO_KOEV	.17233	.29675	.01248	.11489	.23081	.58438	.15372
YSTAVALL	.49361	.44597	.19013	.43467	.58742	.56540	.21133

	RANDOR_P	RASITUS	UKEMI_2	UUTTA	VASTATTU	VENYTYS	VYO_KOEV
RANDOR_P	1.00000						
RASITUS	-.08745	1.00000					
UKEMI_2	.06951	.24407	1.00000				
UUTTA	.15527	.51258	.15094	1.00000			
VASTATTU	.06227	.25387	.26207	.40106	1.00000		
VENYTYS	.16572	.04842	.00760	.24105	.18726	1.00000	
VYO_KOEV	.29253	-.00485	-.13390	.03099	.47017	-.00682	1.00000
YSTAVALL	.04260	.32437	.03588	.39044	.65436	.15052	.45639

YSTAVALL

YSTAVALL 1.00000

Determinant of Correlation Matrix = **.0014641**Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy = **.61951**Bartlett Test of Sphericity = 209.93553, Significance = **.00000**

Alustavat tunnusluvut (Principal Axis Factoring, PAF)

Variable	Communality	*	Factor	Eigenvalue	Pct of Var	Cum Pct
APU_OHJ	.58191	*	1	4.51942	30.1	30.1
KERTAUS	.51923	*	2	1.68199	11.2	41.3
LEIKKI	.33376	*	3	1.55391	10.4	51.7
O_HALLIN	.61813	*	4	1.28730	8.6	60.3
O_PERUST	.63365	*	5	1.26051	8.4	68.7
PERUSTEK	.69993	*	6	1.07097	7.1	75.8
RANDOR_M	.26980	*	7	.75200	5.0	80.8
RANDOR_P	.47399	*	8	.69157	4.6	85.5
RASITUS	.46815	*	9	.54898	3.7	89.1
UKEMI_2	.33866	*	10	.44896	3.0	92.1
UUTTA	.48924	*	11	.33274	2.2	94.3
VASTATTU	.64045	*	12	.29666	2.0	96.3
VENYTYS	.62244	*	13	.24865	1.7	98.0
VYO_KOEV	.66012	*	14	.18126	1.2	99.2
YSTAVALL	.67228	*	15	.12508	.8	100.0

Alustavia tuloksia kolmen faktorin tapauksessa, *direct oblimin* -menetelmä

Muuttujien kommunaliteetit

Variable	Communality	*	Factor	Eigenvalue	Pct of Var	Cum Pct
APU_OHJ	.63369	*	1	4.06162	27.1	27.1
KERTAUS	.45131	*	2	1.26988	8.5	35.5
LEIKKI	.07053	*	3	1.03739	6.9	42.5
O_HALLIN	.39085	*				
O_PERUST	.51534	*				
PERUSTEK	.78004	*				
RANDOR_M	.07722	*				
RANDOR_P	.05219	*				
RASITUS	.27634	*				
UKEMI_2	.17817	*				
UUTTA	.41043	*				
VASTATTU	.58435	*				
VENYTYS	.74100	*				
VYO_KOEV	.51813	*				
YSTAVALL	.68928	*				

Alustava ratkaisu latausmatriisille Λ

	Factor 1	Factor 2	Factor 3
PERUSTEK	.89594	-.25082	-.09281
VYO_KOEV	.75372	-.01868	.16255
YSTAVALL	.59454	.10407	-.38016
VASTATTU	.50497	.06499	-.41837
RANDOR_M	.21055	.10476	-.04366
LEIKKI	.19750	.13974	.03121
VENYTYS	-.23794	.88397	-.08890
KERTAUS	.29846	.48371	-.09508
O_PERUST	.32549	.37982	-.30217
RANDOR_P	.03456	.22062	.02736
APU_OHJ	.18337	-.24110	-.74896
O_HALLIN	-.01473	.13963	-.58737
UUTTA	.01962	.22380	-.55027
RASITUS	.03268	.08171	-.49200
UKEMI_2	-.09550	-.09197	-.44206

Faktoreiden korrelaatiomatriisi

	Factor 1	Factor 2	Factor 3
Factor 1	1.00000		
Factor 2	.29435	1.00000	
Factor 3	-.28419	-.19670	1.00000

Profiilien kuvaajiin käytetty data

Data sisältää mittari- ja muuttujakohtaiset keskiarvot kahden desimaalin tarkkuudella.

Ylempien ja alemmien värivöiden luokittelussa on käytetty samaa jakoa kuin luvun 7.2 tulosteessa 7.3 (ylemmät: sininen - musta; alemmat: valkea - vihreä).

Sukupuolittain eli muuttujan S_P mukaan

profiili 01 (faktoripistemäämuuttujat)

	Miehet	Naiset
Kilpailu	0,02	-0,04
Maltti	0,04	-0,11
Kunto	-0,12	0,31

profiili 02 (suorasummamuuttujat)

	Miehet	Naiset
Kilpa_ss	22,64	23,27
Maltt_ss	19,75	19,36
Kunto_ss	13,11	14,09

profiili 03 (1:n faktorin mallit)

	Miehet	Naiset
Kilpa_1f	-0,04	0,11
Maltt_1f	0,05	-0,13
Kunto_1f	-0,11	0,28

profiili 7 (s_p)

	Miehet	Naiset
APU_OH	4,68	4,73
UUTTA	4,32	4,55
O_HALL	4,86	5,18
UKEMI2	4,14	4,27
RASITU	4,64	4,55

profiili 8 (s_p)

	Miehet	Naiset
PERUST	4,75	4,45
VYO_KO	4,50	4,82
YSTAVA	5,29	5,09
VASTAT	5,21	5,00

profiili 9 (s_p)

	Miehet	Naiset
VENYTY	4,04	4,73
KERTAU	4,39	4,82
O_PERU	4,68	4,55

Vyöarvoittain eli muuttujan OBI mukaan

profiili 04 (faktoripistemäämuuttujat)

	Ylemmät	Alemmat
Kilpailu	0,25	-0,09
Maltti	0,49	-0,17
Kunto	-0,55	0,19

profiili 05 (suorasummamuuttujat)

	Ylemmät	Alemmat
Kilpa_ss	23,50	22,59
Maltt_ss	21,20	19,10
Kunto_ss	12,30	13,76

profiili 06 (1:n faktorin mallit)

	Ylemmät	Alemmat
Kilpa_1f	0,19	-0,07
Maltt_1f	0,46	-0,16
Kunto_1f	-0,43	0,15

profiili 10 (obi)

	Ylemmät	Alemmat
APU_OH	5,10	4,55
UUTTA	4,30	4,41
O_HALL	4,90	4,97
UKEMI2	4,40	4,10
RASITU	4,80	4,55

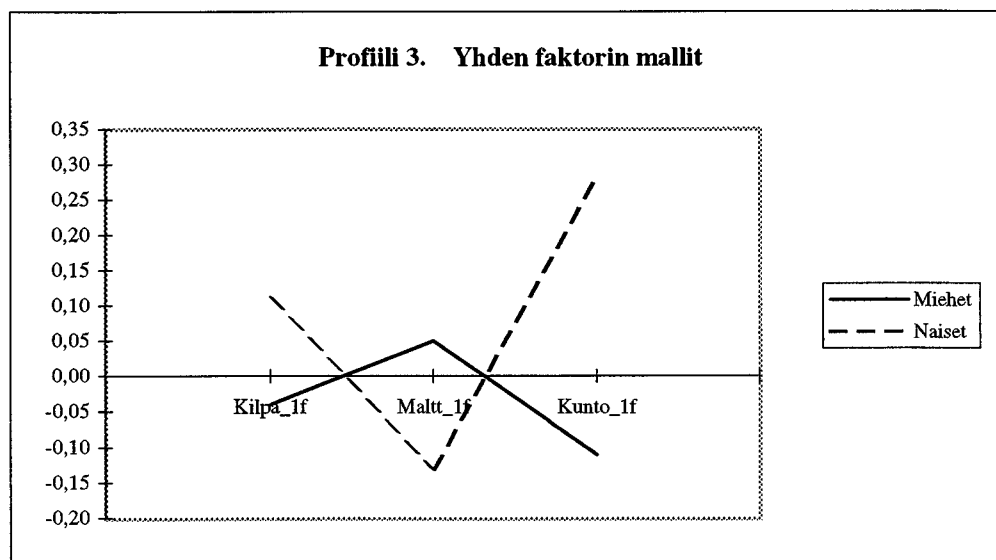
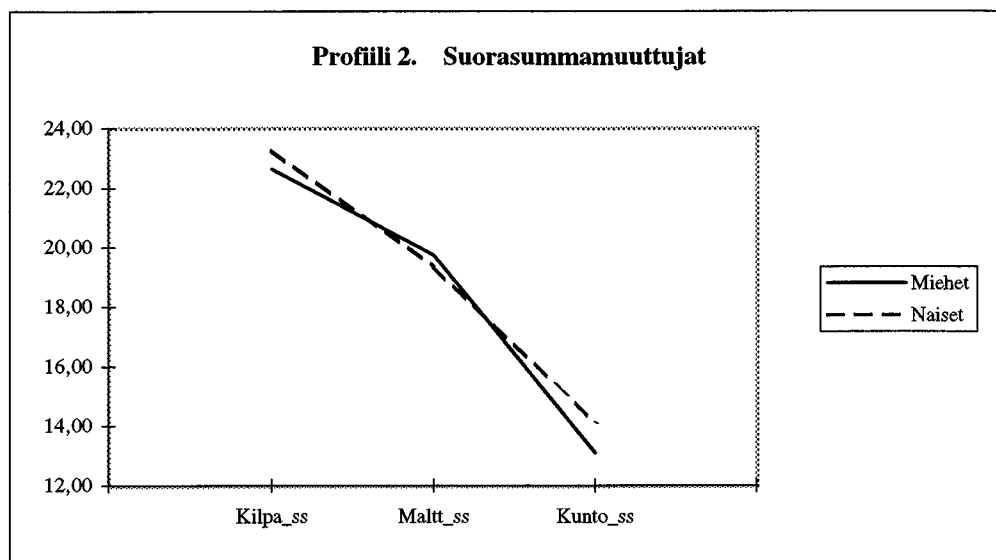
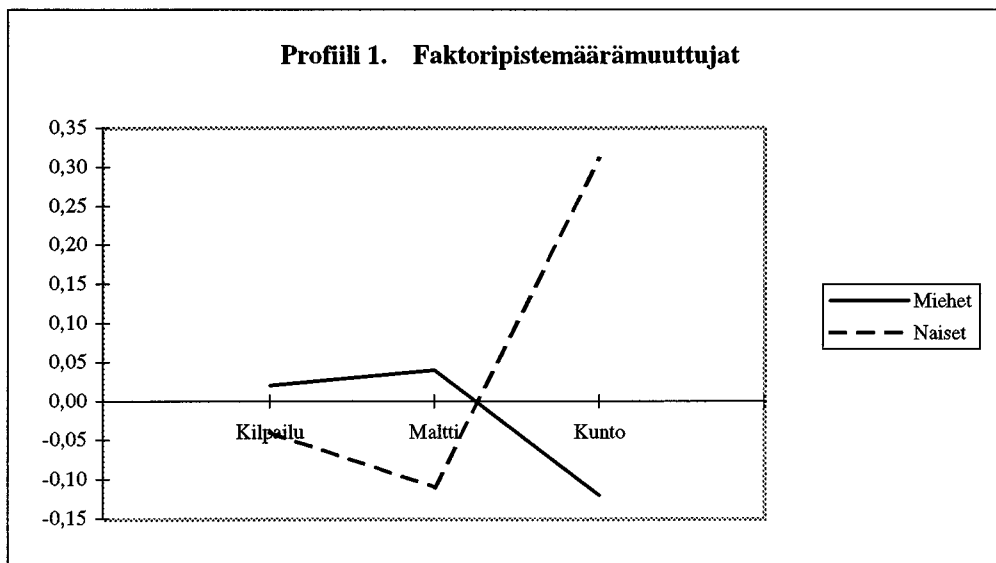
profiili 11 (obi)

	Ylemmät	Alemmat
PERUST	5,20	4,48
VYO_KO	5,00	4,45
YSTAVA	5,60	5,10
VASTAT	5,40	5,07

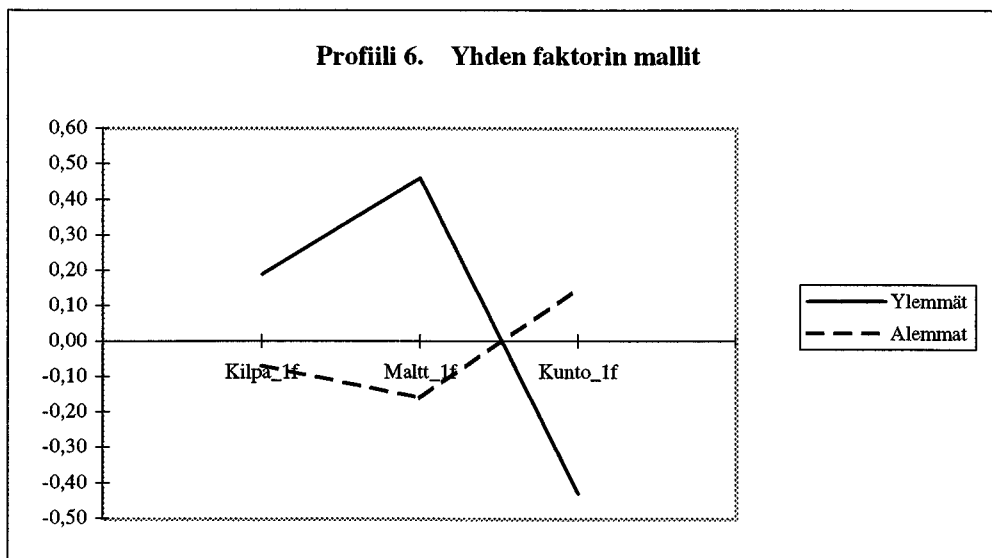
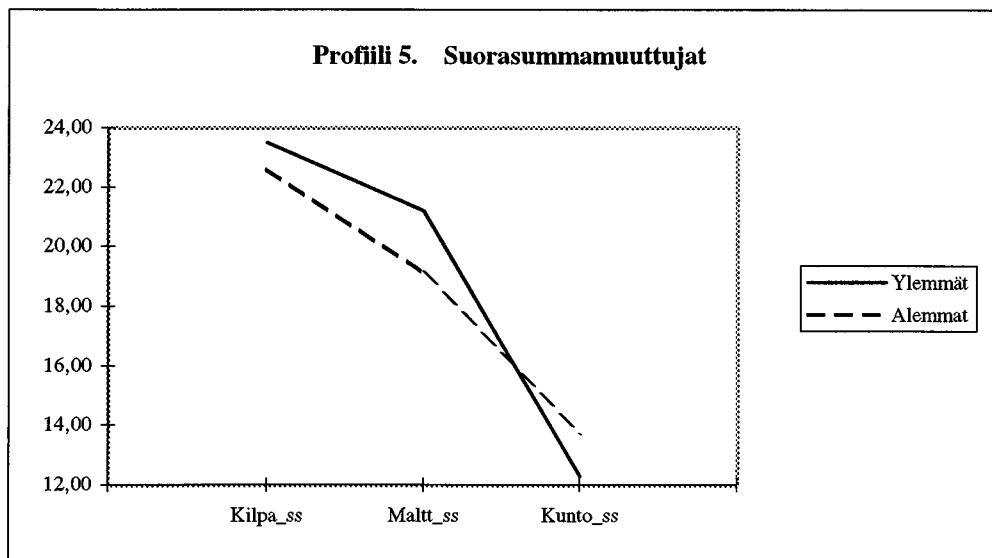
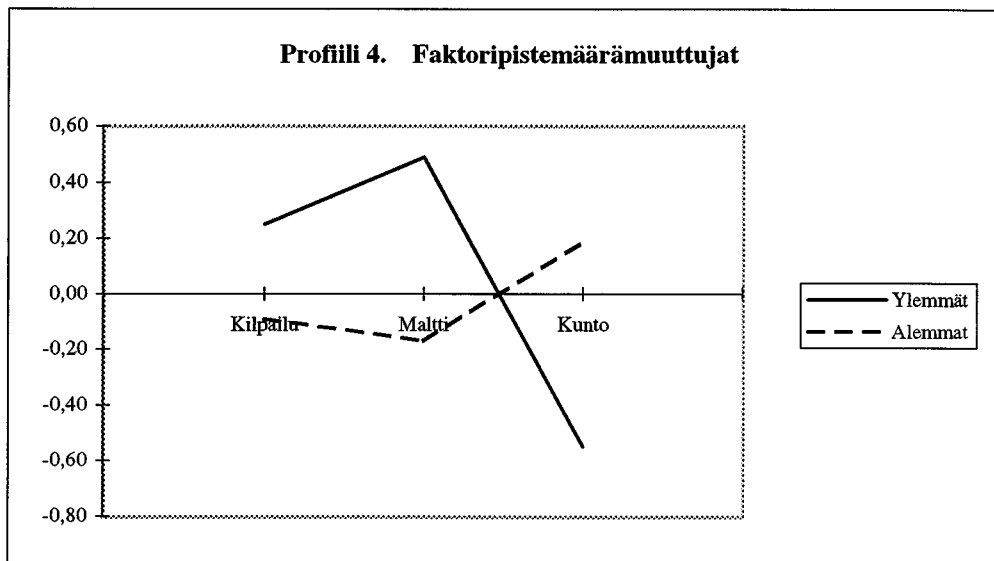
profiili 12 (obi)

	Ylemmät	Alemmat
VENYTY	3,30	4,55
KERTAU	4,10	4,66
O_PERU	4,90	4,55

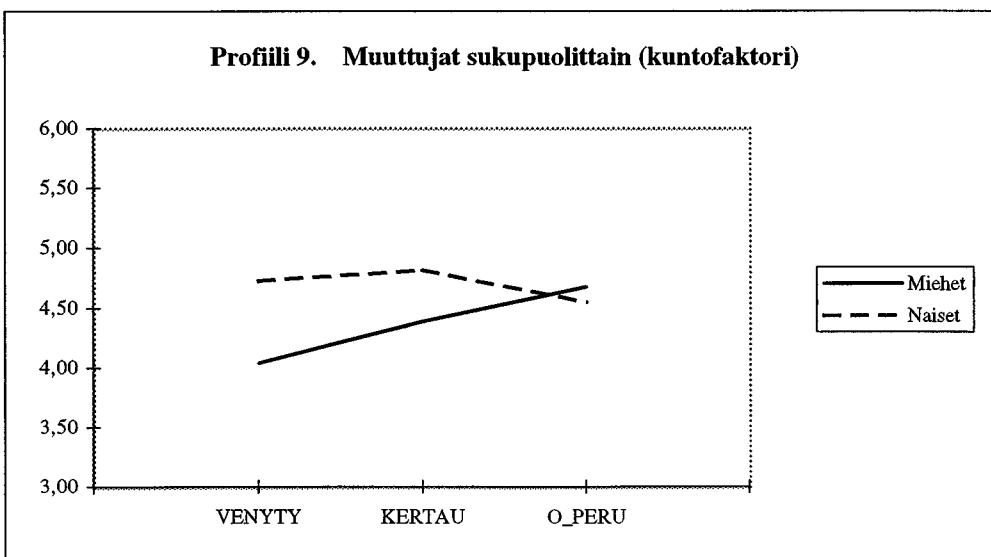
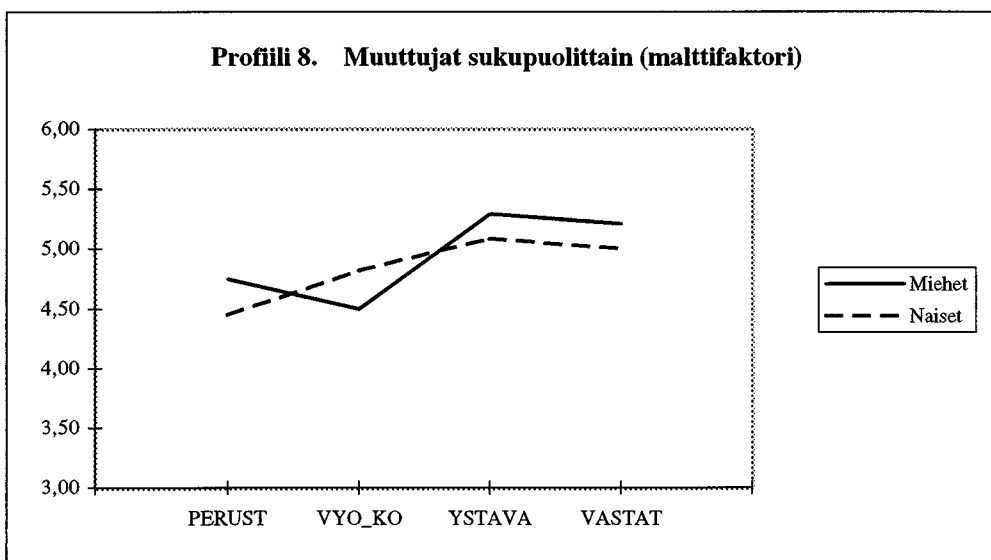
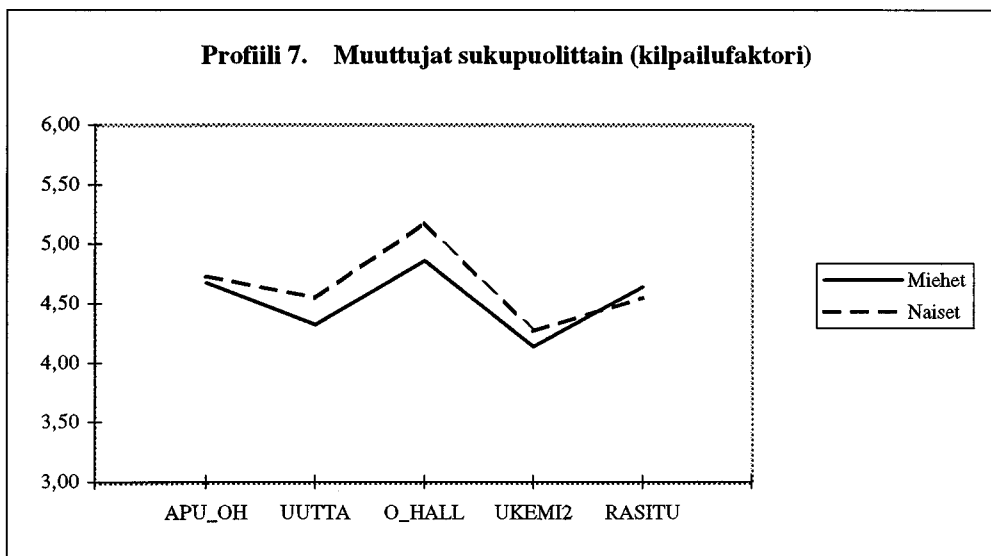
Mittareiden keskiarvoprofiilit sukupuolittain (miehet ja naiset)



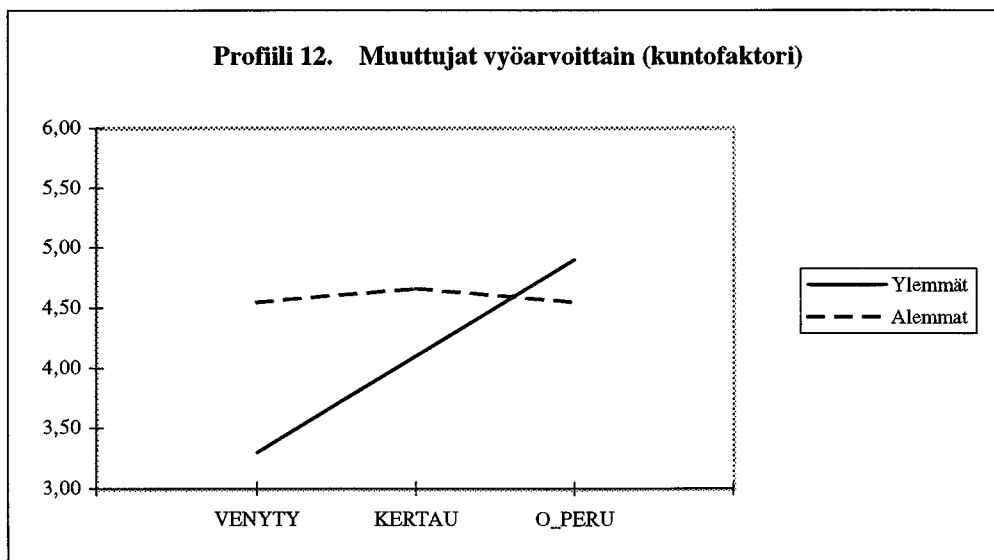
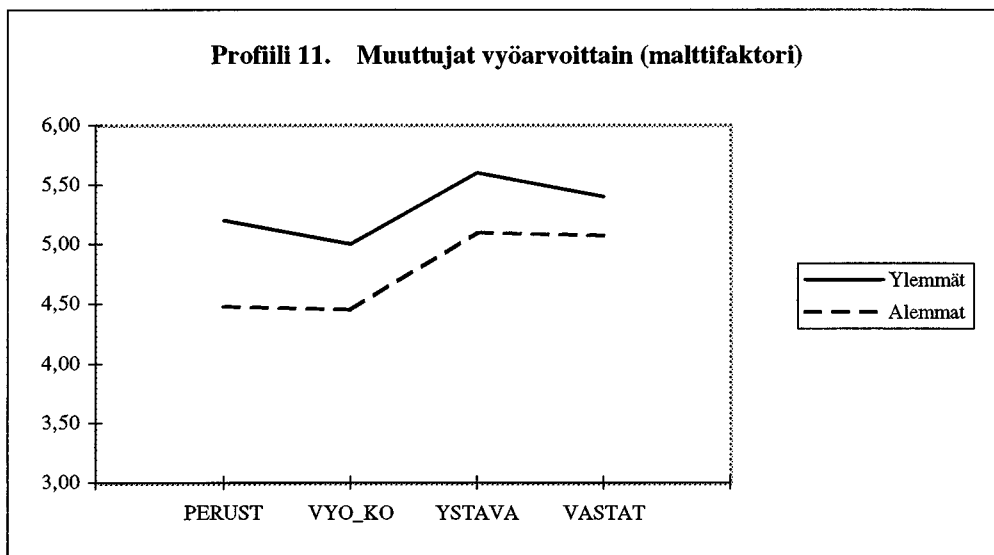
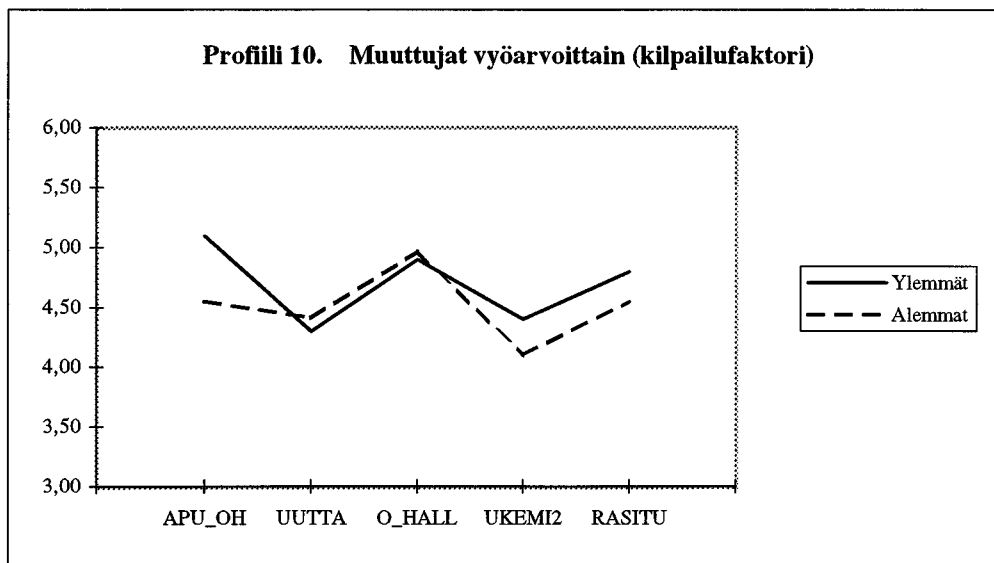
Mittareiden keskiarvoprofiilit vyöarvoittain (alemmat ja ylemmät väriyöt)



Muuttujien profiilit sukupuolittain eri faktoreilla (miehet ja naiset)



Muuttujien profiilit vyöarvoittain eri faktoreilla (alemmat ja ylempät väriyöt)



Profiilianalyysin tuloksia profiilille 11 (vrt. liitettä 7)

```

-> MANOVA
->   perustek vyo_koev ystavall vastattu BY obi_2(1 2)
->   /WSFACTORS prof_11(4)
->   /CONTRAST (prof_11)=Difference /CONTRAST (obi_2)=Simple
->   /METHOD UNIQUE
->   /ERROR WITHIN+RESIDUAL
->   /PRINT HOMOGENEITY(BOXM)
->   SIGNIF( MULT ).

```

Multivariate test for Homogeneity of Dispersion matrices

Boxs M = 15,93139
 F WITH (10;1306) DF = 1,30738, P = ,221 (Approx.)
 Chi-Square with 10 DF = 13,19580, P = ,213 (Approx.)

EFFECT .. OBI_2 BY PROF_11
 Multivariate Tests of Significance (S = 1, M = 1/2, N = 16 1/2)

Test Name	Value	Exact F	Hypoth. DF	Error DF	Sig. of F
Pillais	,03347	,40402	3,00	35,00	,751
Hotellings	,03463	,40402	3,00	35,00	,751
Wilks	,96653	,40402	3,00	35,00	,751
Roys	,03347				

Note.. F statistics are exact.

Tests of Between-Subjects Effects.

Tests of Significance for T1 using UNIQUE sums of squares						
Source of Variation	SS	DF	MS	F	Sig of F	
WITHIN+RESIDUAL	83,57	37	2,26			
OBI_2	8,17	1	8,17	3,62	,065	

EFFECT .. PROF_11
 Multivariate Tests of Significance (S = 1, M = 1/2, N = 16 1/2)

Test Name	Value	Exact F	Hypoth. DF	Error DF	Sig. of F
Pillais	,27505	4,42630	3,00	35,00	,010
Hotellings	,37940	4,42630	3,00	35,00	,010
Wilks	,72495	4,42630	3,00	35,00	,010
Roys	,27505				

Note.. F statistics are exact.
